

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 LXII
WARSZAWA
PAŹDZIERNIK 2017

Nr **10** (677)



WIADOMOŚCI STATYSTYCZNE

GŁÓWNY
URZĄD
STATYSTYCZNY

POLSKIE
TOWARZYSTWO
STATYSTYCZNE

MIESIĘCZNIK
ROK LXII
WARSZAWA
PAŹDZIERNIK 2017

Nr **10** (677)

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 Paradysz, 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. 353, 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

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 Gorczycy, 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.

SPIS TREŚCI

STUDIA METODOLOGICZNE

<i>Krzysztof Beck</i> — Zastosowanie filtrów do analizy cykli koniunkturalnych i synchronizacji cyklu koniunkturalnego Polski z krajami europejskimi	5
--	----------

STATYSTYKA W PRAKTYCE

<i>Artur Czech, Teresa Słaby</i> — Ocena poziomu życia gospodarstw domowych według województw — meandry analizy taksonomicznej	19
<i>Dorota Pekasiewicz, Agata Szczukocka</i> — Analiza rozwoju usług finansowo-bankowych w Polsce na tle krajów Unii Europejskiej	38
<i>Małgorzata Dolata, Jarosław Lira</i> — Relatywne zmiany poziomu zasobów mieszkaniowych i wyposażenia techniczno-sanitarnego mieszkań na obszarach wiejskich województwa wielkopolskiego	52
<i>Wiesława Gierańczyk, Milena Krajewska</i> — Zmiany zachowań migracyjnych w województwie kujawsko-pomorskim	69

INFORMACJE. PRZEGLĄDY. RECENZJE

„Miejski Zeszyt Statystyczny”. Wydawca: Urząd Miasta Płocka, Wydział Rozwoju i Polityki Gospodarczej, 479 stron, Płock 2016 (oprac. <i>Witold Rakowski</i>)	85
Wydawnictwa GUS — wrzesień 2017 r. (oprac. <i>Justyna Gustyn</i>)	89
Sprostowanie do numeru 9/2017 „Wiadomości Statystycznych”	91
Andrzej Jopkiewicz (1939—2017)	93
Do Autorów	95

CONTENTS**METHODOLOGICAL STUDIES**

- Krzysztof Beck* — Application of filters to analysis of business cycles and business cycle synchronization of Poland with European countries **5**

STATISTICS IN PRACTICE

- Artur Czech, Teresa Słaby* — Assessment of households living standard by voivodships — meanders of taxonomic analysis **19**
- Dorota Pekasiewicz, Agata Szczukocka* — Analysis of the development of financial and banking services in Poland in comparison to the European Union countries **38**
- Małgorzata Dolata, Jarosław Lira* — Relative changes in the level of dwelling stock as well as in technical and sanitary appliances of flats in rural areas of the Wielkopolskie voivodship **52**
- Wiesława Gierańczyk, Milena Krajewska* — Changes in migration behaviour in the Kujawsko-Pomorskie voivodship **69**

INFORMATION. REVIEWS. COMMENTS

- Municipal Statistical Booklet no. 23, 479 pages, Płock 2016 (by *Witold Rakowski*) **85**
- Publications of CSO — September 2017 (by *Justyna Gustyn*) **89**
- Correction to number 9/2017 of Statistical News **91**
- Andrzej Jopkiewicz (1939—2017) **93**
- Information for the Authors **95**

STUDIA METODOLOGICZNE

Krzysztof BECK

Zastosowanie filtrów do analizy cykli koniunkturalnych i synchronizacji cyklu koniunkturalnego Polski z krajami europejskimi

Streszczenie. *Celem opracowania jest ukazanie znaczenia synchronizacji cyklu koniunkturalnego Polski z innymi krajami Europy. W badaniu wykorzystano filtry Hodricka-Prescotta oraz Christiano-Fitzgeralda. Posłużyły one do ekstrakcji komponentów cyklicznych kwartalnych szeregów czasowych realnego PKB dla 33 krajów europejskich w latach 2002—2016, na podstawie danych kwartalnych Eurostatu dotyczących nominalnego PKB oraz poziomu cen.*

Zastosowanie filtrów do danych wykazało, że w przypadku niektórych krajów (np. Grecji) kryzys gospodarczy doprowadził nie tylko do spadku PKB, lecz także do załamania trendu. Wyniki wskazują też, że większość krajów uporała się z kryzysem pod koniec 2015 r. Synchronizacja cyklu koniunkturalnego Polski z krajami strefy euro wzrasta w bardzo powolnym tempie.

Słowa kluczowe: cykl koniunkturalny, trend stochastyczny, trend deterministyczny, analiza spektralna, filtr Hodricka-Prescotta, filtr Christiano-Fitzgeralda, PKB.

JEL: C21, E23, E32

Kraje Europy doświadczyły w ostatnich latach bardzo poważnych perturbacji dotyczących poziomu realnego PKB wywołanych kryzysem globalnym, a następnie kryzysem zadłużeniowym. Gospodarki krajów europejskich przechodziły jednak kryzys w różnym okresie; różnice pomiędzy nimi dotyczyły także dotkliwości jego skutków oraz czasu potrzebnego na przezwyciężenie recesji.

Z tych względów zasadnicze znaczenie dla prawidłowego określenia trwałości i natężenia skutków kryzysu w poszczególnych krajach ma analiza komponentów cyklicznych PKB. Wahania cykli mają zasadnicze znaczenie dla przyszłości integracji monetarnej w Europie. Stopień synchronizacji cykli koniunkturalnych można uznać za jedno z fundamentalnych kryteriów optymalnego obszaru walutowego — obszaru, na którym najkorzystniejszym rozwiązaniem jest utrzymanie jednej waluty. Na podstawie stopnia synchronizacji cykli koniunkturalnych można określić, czy dołączenie do strefy euro byłoby korzystne dla Polski (Kotliński i Warząła, 2013).

Najpopularniejszą metodą ekstrakcji komponentów o określonej częstotliwości jest zastosowanie filtrów Hodricka-Prescotta (HP) oraz Christiano-Fitzgeralda (CF), różniących się konstrukcją i mających nieco odmienne zalety i wady¹. W artykule przedstawiono konstrukcję filtrów HP i CF. Następnie zastosowano je do szeregów czasowych realnego PKB gospodarek krajów europejskich w celu wskazania okresów kryzysu oraz ich natężenia i trwałości. Badania przeprowadzono na próbie 33 krajów i dwóch ugrupowań europejskich. Przeanalizowano także stopień synchronizacji cyklu koniunkturalnego Polski z innymi krajami europejskimi.

KONSTRUKCJA FILTRÓW

Filtr Hodricka-Prescotta

Filtr skonstruowany przez Hodricka i Prescottta (1997) metodologicznie koresponduje z definicją cyklu koniunkturalnego Lucasa (1977), określającą wahania cykliczne jako odchylenia od trendu. Hodrick i Prescott opracowali swój filtr w dziedzinie czasu, dlatego w tej części rozważań przyjęto perspektywę czasową, a ponieważ jest on filtrem wysokoprzepustowym, w dziedzinie częstotliwości opisano go także przy okazji omawiania filtru pasmoprzepustowego BK. Punktem wyjścia jest założenie, że szereg czasowy składa się z dwóch komponentów:

$$Y_t = Y_{Ct} + Y_{Nt} \quad \text{dla } t = 1, 2, \dots, T \quad (1)$$

gdzie:

Y_{Ct} — komponent cykliczny w okresie t ,

Y_{Nt} — wartość trendu w okresie t .

Oznacza to, że filtr ignoruje komponent sezonowy, który musi zostać usunięty za pomocą osobnej procedury.

¹ Więcej na temat teoretycznych podstaw tych filtrów — analizy spektralnej — można znaleźć u Talagi i Zielińskiego (1986), Hamiltona (1994) oraz Skrzypczyńskiego (2010).

Zastosowanie definicji Lucasa w przypadku filtru HP odbywa się poprzez znalezienie rozwiązania następującego problemu programowania matematycznego:

$$\min_{Y_{Nt}} \left\{ \sum_{t=1}^T (Y_t - Y_{Nt})^2 + \lambda \sum_{t=1}^T [(Y_{Nt+1} - Y_{Nt}) - (Y_{Nt} - Y_{Nt-1})]^2 \right\} \quad (2)$$

Filtr HP jako kryterium stopnia wygładzenia (*smoothness*) przybiera sumę kwadratów drugich przyrostów szeregu czasowego. λ jest dodatnim parametrem penalizującym wariancję w drugich przyrostach. $Y_{Ct} = Y_t - Y_{Nt}$ jest komponentem cyklicznym i przyjmuje się, że jego wartość oczekiwana dąży do zera wraz z wydłużaniem próby czasowej.

Zakładając, że komponenty cykliczne oraz drugie przyrosty szeregu charakteryzują się niezależnymi i identycznymi rozkładami o średniej 0 i wariancjach wynoszących odpowiednio σ_C^2 i $\sigma_{\Delta^2 Y_t}^2$, parametr penalizujący wariancję jest

dany przez: $\lambda = \sigma_C^2 / \sigma_{\Delta^2 Y_t}^2 \leftrightarrow \sqrt{\lambda} = \sigma_C / \sigma_{\Delta^2 Y_t} \cdot \lambda$ jest jedynym elementem filtracji, który musi być ustalony przez badacza. Hodrick i Prescott wyszli z założenia, że umiarkowany komponent cykliczny charakteryzuje się zmiennością ok. 5%, natomiast drugie przyrosty — jedynie (1/8)%. Na tej podstawie zaproponowali następującą optymalną wartość parametru penalizującego dla danych kwartalnych: $\sqrt{\lambda} = 5/(1/8) = 40 \rightarrow \lambda = 1600$.

Filtr Christiano-Fitzgeralda

Filtr CF jest metodologicznym odpowiednikiem definicji cyklu koniunkturalnego Burnsa i Mitchella (1946), która opisuje go jako wahania o określonym paśmie częstotliwości — powyżej 1 roku i poniżej 10 lub 12 lat. Christiano i Fitzgerald (2003) starali się znaleźć optymalne przybliżenie filtru idealnego. Autorzy założyli, że dany proces stochastyczny y_t może być rozłożony na dwie części:

$$y_t = y_t^* + \tilde{y}_t \quad (3)$$

gdzie proces y_t^* zawiera jedynie częstotliwości mieszczące się w przedziale

$\{(\underline{\omega}, \bar{\omega}) \cup (-\bar{\omega}, -\underline{\omega})\} \in (-\pi, \pi)$, natomiast $\tilde{y}_t$ — jedynie komponenty spoza

tego przedziału, przy czym $0 < \underline{\omega} \leq \bar{\omega} \leq \pi$.

Za Christiano i Fitzgeraldem (1998) przyjmuje się, że komponent cykliczny PKB mieści się w paśmie wahań pomiędzy 1,5 roku a 8 lat. W terminologii częstotliwości fluktuacji dla danych kwartalnych można zapisać, że stanowi to

część ω zawierającą się w przedziale pomiędzy $\underline{\omega} = 2\pi/32$ a $\bar{\omega} = 2\pi/6$. Poszukiwany komponent cykliczny szeregu y_t dany jest przez:

$$y_t^* = \int_{\underline{\omega}}^{\bar{\omega}} [a(\omega) \cos(t\omega) + b(\omega) \sin(t\omega)] d\omega \quad (4)$$

W celu poznania części szeregu, jaka mieści się w wyżej opisanym paśmie częstotliwości, autorzy sugerują wykorzystanie filtra idealnego danego przez (Sargent, 1987):

$$y_t^* = B(L) \quad (5)$$

gdzie $B(L) = \sum_{j=-\infty}^{\infty} B_j L^j$, $L^t y_t \equiv y_{t-1}$. W przypadku tej specyfikacji $B(e^{-i\omega}) = 1$

dla $\omega \in (\underline{\omega}, \bar{\omega}) \cup (-\underline{\omega}, -\bar{\omega})$ i jest równe 0 dla wszystkich innych. W takiej sytuacji $\underline{\omega} > 0$ implikuje $B(1) = 0$. Po raz kolejny pojawia się problem wynikający stąd, że filtr idealny wymaga nieskończonej liczby obserwacji, oraz związana z tym konieczność przybliżenia.

Christiano i Fitzgerald skupili uwagę na znalezieniu optymalnego przybliżenia szeregu, który można traktować jako realizację procesu błędzenia losowego. Oznacza to, że jeżeli dany szereg makroekonomiczny wykazuje inne właściwości, konieczne jest doprowadzenie go do właśnie takiej postaci (np. poprzez usunięcie dryfu lub trendu deterministycznego). Oznaczając przybliżenie idealnego filtra jako $\widehat{y}_t^*$, możemy je zapisać:

$$\widehat{y}_t^* = [y^* | y] \quad (6)$$

a wtedy w przypadku poszczególnych obserwacji $\widehat{y}_t^* = P[y_t^* | y]$ dla $t = 1, \dots, T$. Zatem dla każdego t rozwiązanie można zapisać jako:

$$\widehat{y_t^*} = \sum_{j=-f}^p \hat{B}_j^{p,f} y_{t-j} \quad (7)$$

gdzie $f = T - t$, $p = t - 1$. $\hat{B}_j^{p,f}$ jest tutaj rozwiązaniem problemu minimalizacji średnich błędów kwadratowych:

$$\hat{B}_j^{p,f}, \min_{j=-f, \dots, p} E[(y_t^* - \widehat{y_t^*})^2 | y] \quad (8)$$

Problem ten można w dziedzinie częstotliwości przedstawić następująco:

$$\hat{B}_j^{p,f}, \min_{j=-f, \dots, p} \int_{-\pi}^{\pi} |B(e^{-i\omega h}) - \hat{B}_j^{p,f}(e^{-i\omega h})|^2 f_y(\omega) d\omega \quad (9)$$

gdzie $f_y(\omega)$ jest spektralną gęstością y_t , natomiast

$$\hat{B}_j^{p,f}(L) = \sum_{j=-f}^p \hat{B}_j^{p,f} L^j \wedge L^h y_t \equiv y_{t-h} \quad (10)$$

Gdy szereg y_t jest błędzeniem losowym, $\widehat{y_t^*}$ można znaleźć, wykorzystując średnią ruchomą obserwacji:

$$\begin{aligned} \widehat{y_t^*} = & B_0 y_t + B_1 y_{t+1} + \dots + B_{T-t-1} y_{T-1} + \hat{B}_{T-t-1} y_{t-1} + \\ & + B_1 y_{t-1} + \dots + B_{t-2} y_2 + \hat{B}_{t-1} y_1 \end{aligned} \quad (11)$$

dla $t = 3, 4, \dots, T - 2$, gdzie wagi są dane przez:

$$B_0 = \frac{\bar{\omega} - \underline{\omega}}{\pi} \wedge B_j = \frac{\sin(j\bar{\omega}) - \sin(j\underline{\omega})}{\pi j} \text{ dla } j \geq 1 \quad (12)$$

Przytoczone rozwiązania wskazują na kilka ważnych cech filtru CF. Po pierwsze, nie jest on symetryczny, co oznacza, że wykorzystuje informację zawartą we wszystkich obserwacjach do wyliczenia wartości komponentów cyklicznych we wszystkich okresach. Dzięki temu otrzymuje się wartości cykliczne dla analizowanych okresów. Niestety przez zastosowanie asymetrycznych wag filtr nie ma właściwości usuwania trendu. Christiano i Fitzgerald

(2003) pokazują jednak, że zastosowanie go do szeregu o innych właściwościach stochastycznych (zaprezentowane powyżej) prowadzi do bardzo małych strat w przybliżeniu filtru idealnego. Większym problemem okazuje się ryzyko przesunięć fazowych w wyniku zastosowania asymetrycznych wag. Możliwa jest modyfikacja filtru w celu zapewnienia symetryczności wag, ale kosztem utraty danych na początku i końcu analizowanego szeregu czasowego.

WYNIKI ZASTOSOWANIA FILTRÓW

Źródła danych i właściwości szeregów czasowych

Badaniem objęto 33 kraje europejskie oraz dwa ugrupowania — UE (28 krajów) i strefę euro (19 krajów). Wykorzystano w nim dane kwartalne Eurostatu dotyczące nominalnego PKB (w mln euro) oraz poziomu cen (2010=100) za okres od I kwartału 2002 r. do I kwartału 2016 r., w celu uzyskania szeregów czasowych realnego PKB będących przedmiotem wszystkich prezentowanych analiz. Komponent sezonowy w badanych szeregach został usunięty z wykorzystaniem X-13 ARIMA.

Zastosowanie filtru CF wymaga znajomości właściwości stochastycznych analizowanego szeregu czasowego. Z tego względu wszystkie szeregi zostały przed filtracją poddane testom ADF (Augmented Dickey-Fuller test)² (Said, Dickey, 1984) oraz KPSS (Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test) (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt i Shin, 1992). W obu przypadkach wykorzystano wersje testu z wyrazem wolnym (α) oraz z wyrazem wolnym i trendem liniowym ($\alpha + \beta t$), aby rozstrzygnąć, czy trend w danych ma charakter stochastyczny (S), czy deterministyczny (D). Gdy włączenie trendu deterministycznego powodowało eliminację pierwiastka jednostkowego, za Nelsonem i Plosserem (1989) klasyfikowano trend jako deterministyczny. W przeciwnym przypadku przyjmowano hipotezę o trendzie stochastycznym i występowaniu dryfu. Obliczenia wykonano w środowisku R za pomocą pakietu fUnitroots autorstwa Wuertza i współpracowników w 2015 r.

Wyniki poddania testom szeregów realnego PKB zawierających komponent sezonowy oraz pozbawionych go przedstawiono w tabl. 1. W kilku przypadkach były one niejednoznaczne, co wskazywało na stacjonarny charakter szeregu przed włączeniem trendu liniowego i po jego włączeniu (np. test ADF dla PKB Finlandii uwzględniającego komponent sezonowy); oznaczono je kolorem jasnoszarym. Kolorem ciemnoszarym oznaczono sytuacje, w których włączenie trendu liniowego prowadziło do wykrycia przez jeden z testów pierwiastka jednostkowego. Niemniej jednak w każdym przypadku co najmniej jeden test wskazywał na występowanie trendu stochastycznego lub deterministycznego

² Więcej informacji na temat tego testu można znaleźć w pracy Stadnytskiej (2010).

(poza przypadkiem Chorwacji, gdzie zastosowano korektę o dryf). Decyzję o tym, czy przed zastosowaniem filtru CF usunąć z danych dryf (α), czy trend liniowy (βt), podjęto na podstawie przeważającej liczby testów wskazujących na daną opcję. Rezultaty zostały zaprezentowane w kolumnie CF.

Dla filtru HP przyjęto wartość parametru penalizującego za wariancję λ równą 1600. Dla filtru CF komponent cykliczny realnego PKB zdefiniowano jako charakteryzujący się częstotliwością zawierającą się między 6 a 32 kwartałami (od 1,5 roku do 8 lat). Obliczenia wykonano w środowisku R za pomocą pakietu mFilter autorstwa Balicara z 2015 r.

TABL. 1. WYNIKI TESTÓW ADF I KPSS DLA SZEREGÓW CZASOWYCH REALNEGO PKB KRAJÓW EUROPEJSKICH, UE I STREFY EURO

Wyszczególnienie	Test ADF		Test KPSS		Trend		Filtr CF
	α	$\alpha + \beta t$	α	$\alpha + \beta t$	S	D	
UE	0,236	0,356	I(1)***	I(1)**	2	—	α
Strefa euro	0,174	0,362	I(1)***	I(1)**	2	—	α
Austria	0,669	0,733	I(1)***	I(1)**	2	—	α
Belgia	0,630	0,371	I(1)***	I(1)**	2	—	α
Bułgaria	0,140	0,853	I(1)***	I(1)**	2	—	α
Chorwacja	0,071	0,514	I(0)	I(1)**	—	—	α
Cypr	0,497	0,919	I(1)*	I(1)***	2	—	α
Czechy	0,420	0,691	I(1)***	I(1)**	2	—	α
Dania	0,275	0,687	I(1)*	I(1)**	2	—	α
Estonia	0,189	0,194	I(1)**	I(0)	A	K	α
Finlandia	0,204	0,801	I(1)**	I(1)**	2	—	α
Francja	0,717	0,374	I(1)***	I(1)**	2	—	α
Grecja	0,954	0,413	I(1)**	I(1)**	2	—	α
Hiszpania	0,308	0,585	I(1)*	I(1)**	2	—	α
Holandia	0,686	0,625	I(1)***	I(1)**	2	—	α
Irlandia	0,627	0,354	I(1)**	I(1)*	2	—	α
Islandia	0,391	0,543	I(1)**	I(1)**	2	—	α
Litwa	0,398	0,564	I(1)**	I(1)*	2	—	α
Luksemburg	0,952	0,205	I(1)***	I(0)	A	K	βt
Łotwa	0,060	0,079	I(1)*	I(1)*	K	—	α
Macedonia	0,893	0,072	I(1)***	I(1)**	K	A	α
Malta	1,000	0,965	I(1)***	I(1)**	2	—	α
Niemcy	0,826	0,035	I(1)***	I(0)	—	2	βt
Norwegia	0,749	0,412	I(1)***	I(1)*	2	—	α
Polska	0,818	0,835	I(1)***	I(1)**	2	—	α
Portugalia	0,262	0,445	I(0)	I(1)**	A	—	α
Rumunia	0,662	0,627	I(1)***	I(1)**	2	—	α
Serbia	0,073	0,738	I(1)***	I(1)***	K	—	α
Słowacja	0,591	0,847	I(1)***	I(1)**	2	—	α
Słowenia	0,174	0,370	I(1)**	I(1)**	2	—	α
Szwajcaria	0,763	0,374	I(1)***	I(1)**	2	—	α
Szwecja	0,812	0,037	I(1)***	I(0)	—	2	βt
Wielka Brytania	0,664	0,188	I(1)***	I(1)*	2	—	α
Węgry	0,123	0,344	I(1)**	I(1)*	2	—	α
Włochy	0,462	0,404	I(1)*	I(1)**	2	—	α

U w a g a. W przypadku testu ADF przedstawiono wartości p (H_0 — pierwiastek jednostkowy). W przypadku testu KPSS (H_0 — stacjonarność) I(1)*, I(1)** oraz I(1)*** oznaczają odrzucenie hipotezy zerowej odpowiednio na poziomie istotności: 0,1, 0,05 i 0,01. Skróty: A — ADF; K — KPSS; 2 — ADF i KPSS.

Ź r ó d ł o: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu.

Wahania cykliczne w krajach europejskich w latach 2008—2016

W celu umożliwienia porównywalności wyników uzyskanych z wykorzystaniem filtrów HP i CF³ posłużono się miarami relatywnymi — podzielono komponent cykliczny przez trend dla filtru HP lub komponent niecykliczny dla filtru CF. Otrzymane miary informują, o ile realny PKB odchyła się (na skutek wahań cyklicznych) od poziomu naturalnego, co koresponduje z przywołaną w artykule definicją cyklu koniunkturalnego Lucasa (1977). W tabl. 2 (wklejka) przedstawiono wyniki za okres od I kwartału 2008 r. do I kwartału 2016 r. uzyskane z wykorzystaniem filtru HP. W niektórych krajach wystąpiło załamanie trendu z powodu przedłużającego się kryzysu (oznaczone literą T); w ich przypadku negatywne wartości odchylenia od trendu mogą być zaniżone w stosunku do wartości bezwzględnej.

Na podstawie wyników uzyskanych z wykorzystaniem filtru HP można wyróżnić dwa najdotkliwsze okresy kryzysu. Pierwszy nastąpił pomiędzy I kwartałem 2009 r. a III kwartałem 2010 r. Z niewielkimi przesunięciami fazowymi miał on miejsce we wszystkich analizowanych krajach z wyjątkiem Grecji. Niewykazywanie przez Grecję kryzysu gospodarczego w tym okresie można wyjaśnić załamaniem w trendzie. Filtr, wygładzając dane, wychwycił długotrwałe załamanie gospodarki greckiej już w roku 2009. Drugi okres przebiegał w dużo większym rozproszeniu w czasie. W niektórych krajach (np. Czechach i Francji) rozpoczął się już w II kwartale 2012 r., a skończył się w IV kwartale 2014 r. lub I kwartale 2015 r. Okazuje się, że większość krajów europejskich poradziła sobie ze skutkami kryzysu w ostatnich latach. Na przykład produkcja na Litwie i Łotwie, które bardzo dotkliwie przechodziły kryzys w okresie od I kwartału 2009 r. do II kwartału 2012 r., nie spadła w następnych latach poniżej poziomu naturalnego. Natomiast w Chorwacji, na Cyprze, w Finlandii, Grecji, Włoszech, Portugalii, Słowenii i Hiszpanii kryzys był na tyle dotkliwy, że doprowadził do tendencji spadkowych w trendzie realnego PKB.

Takie same wnioski co do załamania trendu — niemal identyczne z uzyskanymi przy użyciu filtru HP, z niewielkimi przesunięciami fazowymi — wyciągnięto na podstawie wyników uzyskanych za pomocą filtru CF (tabl. 3 — wklejka). Świadczy to o odporności wyników na zastosowaną procedurę filtracji. Ponadto w przypadku Polski korespondują one z wynikami otrzymanymi przez Lenarta, Mazura i Pipienia (2016) oraz Skrzypczyńską (2014), różnią się jednak od tych zaprezentowanych przez Gradzewicza, Growca, Hagemejera i Popowskiego (2010), które cechowała większa amplituda wahań cyklicznych.

³ Wyniki dla wszystkich filtrów (komponent cykliczny, trend/komponent niecykliczny, odchylenie) za cały analizowany okres są dostępne na życzenie Czytelnika.

Synchronizacja cyklu koniunkturalnego Polski z innymi krajami europejskimi

W celu oceny stopnia synchronizacji cyklu koniunkturalnego Polski z innymi krajami Europy oraz UE i strefą euro⁴ wykorzystano, podobnie jak we wcześniejszych opracowaniach na ten temat (Skrzypczyński, 2006; Beck, 2013; Kotliński i Warząta, 2013; Pietrzak, 2014), współczynnik korelacji komponentów cyklicznych realnego PKB. Miary synchronizacji cykli strukturalnych obliczono dla całego badanego okresu oraz trzech równych podokresów złożonych z 19 kwartałów. Obliczenia wykonano w środowisku R, z wykorzystaniem pakietu PairwiseD autorstwa Becka i Stryjka z 2017 r. Wyniki otrzymane dla komponentów cyklicznych uzyskanych za pomocą filtrów HP i CF przedstawiono w tabl. 4 i 5.

**TABL. 4. MIARY SYNCHRONIZACJI CYKLU KONIUNKTURALNEGO (SCK) POLSKI
Z INNYMI KRAJAMI EUROPY, UE I STREFĄ EURO
UZYSKANE Z WYKORZYSTANIEM FILTRU HP**

Partnerzy	SCK	Partnerzy	SCK	Partnerzy	SCK	Partnerzy	SCK
I kw. 2002—I kw. 2016		I kw. 2002—III kw. 2006		IV kw. 2006—II kw. 2011		III kw. 2011—I kw. 2016	
Cypr	0,714	Cypr	0,713	Francja	0,819	Belgia	0,904
Holandia	0,708	Niemcy	0,656	Austria	0,813	Niemcy	0,875
Słowenia	0,673	Słowenia	0,589	Holandia	0,811	Włochy	0,797
Niemcy	0,659	Szwajcaria	0,561	Belgia	0,790	Szwecja	0,783
Belgia	0,630	Słowacja	0,550	Finlandia	0,789	Finlandia	0,777
Czechy	0,630	Holandia	0,517	Włochy	0,788	Francja	0,742
Włochy	0,613	Rumunia	0,507	Niemcy	0,780	Cypr	0,738
Słowacja	0,610	Luksemburg	0,505	Szwecja	0,779	Słowacja	0,719
Hiszpania	0,608	Portugalia	0,496	Dania	0,776	Holandia	0,694
Austria	0,600	Austria	0,471	Luksemburg	0,765	Czechy	0,616
Finlandia	0,591	Bułgaria	0,455	Słowenia	0,745	Słowenia	0,580
Portugalia	0,590	Finlandia	0,306	Czechy	0,739	Hiszpania	0,561
Luksemburg	0,577	Belgia	0,258	Estonia	0,723	Portugalia	0,537
Szwecja	0,560	Strefa euro	0,257	Węgry	0,715	Strefa euro	0,537
Francja	0,553	Czechy	0,232	Hiszpania	0,712	Irlandia	0,526
Szwajcaria	0,532	Grecja	0,193	Szwajcaria	0,711	Austria	0,513
Bułgaria	0,519	UE	0,188	Łotwa	0,682	UE	0,442
Strefa euro	0,519	Hiszpania	0,177	Litwa	0,680	Węgry	0,397
Chorwacja	0,510	Francja	0,111	Cypr	0,666	Macedonia	0,387
UE	0,461	Łotwa	0,111	Chorwacja	0,646	Chorwacja	0,387
Irlandia	0,435	Chorwacja	0,102	Strefa euro	0,638	Bułgaria	0,275
Dania	0,392	Włochy	0,097	Słowacja	0,636	Dania	0,252
Łotwa	0,391	Litwa	0,078	Irlandia	0,630	Luksemburg	0,250
Rumunia	0,385	Norwegia	0,061	UE	0,596	Wielka Brytania	0,187
Litwa	0,364	Malta	0,045	Portugalia	0,596	Malta	0,162
Estonia	0,344	Macedonia	0,010	Serbia	0,567	Norwegia	0,058
Węgry	0,342	Serbia	0,000	Wielka Brytania	0,559	Grecja	0,013
Malta	0,313	Szwecja	-0,006	Bułgaria	0,552	Rumunia	0,003

⁴ Wyniki dla wszystkich możliwych par (595) w analizowanych podokresach z zastosowaniem obu filtrów są dostępne na życzenie Czytelnika.

**TABL. 4. MIARY SYNCHRONIZACJI CYKLU KONIUNKTURALNEGO (SCK) POLSKI
Z INNYMI KRAJAMI EUROPY, UE I STREFĄ EURO
UZYSKANE Z WYKORZYSTANIEM FILTRU HP (dok.)**

Partnerzy	SCK	Partnerzy	SCK	Partnerzy	SCK	Partnerzy	SCK
I kw. 2002—I kw. 2016		I kw. 2002—III kw. 2006		IV kw. 2006—II kw. 2011		III kw. 2011—I kw. 2016	
Islandia	0,308	Islandia	-0,033	Islandia	0,546	Serbia	-0,146
Macedonia	0,292	Estonia	-0,086	Rumunia	0,436	Islandia	-0,209
Serbia	0,290	Dania	-0,095	Malta	0,421	Szwajcaria	-0,264
Wielka Brytania	0,253	Wielka Brytania	-0,226	Norwegia	0,364	Estonia	-0,316
Norwegia	0,198	Irlandia	-0,236	Macedonia	0,299	Łotwa	-0,645
Grecja	0,183	Węgry	-0,404	Grecja	-0,129	Litwa	-0,762
Średnia	0,481	Średnia	0,211	Średnia	0,636	Średnia	0,334

Źródło: jak przy tabl. 1.

Zastosowany filtr powoduje niekiedy znaczne rozbieżności wyników, przy czym te uzyskane za pomocą filtru CF mają przeciętnie wyższe wartości. Nie wielkie różnice występują w rankingu krajów najsilniej zsynchronizowanych z Polską. W przypadku obu filtrów najniższym stopniem współmienności komponentów cyklicznych realnego PKB charakteryzowała się Grecja. Wynik ten nie zaskakuje, gdyż Polska odznaczała się najstabilniejszym tempem wzrostu w badanym okresie, podczas gdy Grecja doznała nie tylko potężnego załamania gospodarczego, lecz także załamania trendu w PKB. Filtr CF wskazuje na dość silny poziom korelacji wahań cyklicznych Polski i strefy euro (0,8), natomiast wynik uzyskany za pomocą filtru HP jest znacznie niższy (0,52). Najwyższe wyniki w przypadku obu filtrów zanotowano dla par z krajami strefy euro (z wyjątkiem Grecji i Malty). Krajem spoza strefy euro o najwyższym stopniu synchronizacji cyklu koniunkturalnego z Polską były Czechy. Analiza korelacji wszystkich możliwych par wskazuje jednak, że kraje strefy euro oprócz Grecji charakteryzowała znacznie wyższa synchronizacja cykli koniunkturalnych, niż miało to miejsce w przypadku par z Polską.

**TABL. 5. MIARY SYNCHRONIZACJI CYKLU KONIUNKTURALNEGO POLSKI
Z INNYMI KRAJAMI EUROPY, UE I STREFĄ EURO
UZYSKANE Z WYKORZYSTANIEM FILTRU CF**

Partnerzy	SCK	Partnerzy	SCK	Partnerzy	SCK	Partnerzy	SCK
I kw. 2002—I kw. 2016		I kw. 2002—III kw. 2006		IV kw. 2006—II kw. 2011		III kw. 2011—I kw. 2016	
Hiszpania	0,819	Rumunia	0,869	Francja	0,937	Belgia	0,985
Strefa euro	0,802	Słowenia	0,849	Austria	0,923	Niemcy	0,969
Holandia	0,801	Grecja	0,752	Finlandia	0,920	Włochy	0,951
Niemcy	0,796	Słowacja	0,740	Strefa euro	0,911	Czechy	0,852
Słowenia	0,780	Hiszpania	0,736	Holandia	0,911	Holandia	0,825
UE	0,774	Bułgaria	0,721	UE	0,910	Słowacja	0,816
Włochy	0,770	Luksemburg	0,683	Niemcy	0,899	Cypr	0,812
Czechy	0,765	Strefa euro	0,674	Czechy	0,889	Strefa euro	0,807
Belgia	0,754	Litwa	0,650	Włochy	0,885	Hiszpania	0,777
Francja	0,754	Chorwacja	0,640	Belgia	0,884	Szwecja	0,750

**TABL. 5. MIARY SYNCHRONIZACJI CYKLU KONIUNKTURALNEGO POLSKI
Z INNYMI KRAJAMI EUROPY, UE I STREFĄ EURO
UZYSKANE Z WYKORZYSTANIEM FILTRU CF (dok.)**

Partnerzy	SKK	Partnerzy	SKK	Partnerzy	SKK	Partnerzy	SKK
I kw. 2002—I kw. 2016		I kw. 2002—III kw. 2006		IV kw. 2006—II kw. 2011		III kw. 2011—I kw. 2016	
Cypr	0,741	UE	0,634	Dania	0,877	Francja	0,730
Finlandia	0,740	Portugalia	0,633	Hiszpania	0,876	Finlandia	0,705
Austria	0,739	Cypr	0,629	Estonia	0,873	Dania	0,674
Chorwacja	0,704	Niemcy	0,628	Luksemburg	0,865	Słowenia	0,674
Słowacja	0,701	Holandia	0,602	Węgry	0,860	UE	0,672
Luksemburg	0,683	Irlandia	0,535	Wielka Brytania	0,858	Austria	0,617
Szwecja	0,651	Norwegia	0,467	Słowenia	0,856	Chorwacja	0,579
Wielka Brytania	0,606	Finlandia	0,446	Chorwacja	0,845	Węgry	0,538
Estonia	0,595	Islandia	0,426	Szwecja	0,845	Irlandia	0,457
Dania	0,592	Austria	0,421	Szwajcaria	0,834	Portugalia	0,431
Łotwa	0,571	Szwajcaria	0,395	Łotwa	0,827	Estonia	0,145
Litwa	0,570	Łotwa	0,350	Cypr	0,818	Luksemburg	0,144
Bułgaria	0,567	Francja	0,322	Litwa	0,815	Norwegia	0,140
Węgry	0,567	Włochy	0,263	Słowacja	0,797	Wielka Brytania	0,078
Portugalia	0,557	Belgia	0,257	Serbia	0,678	Bułgaria	0,067
Szwajcaria	0,553	Czechy	0,240	Bułgaria	0,671	Malta	0,014
Norwegia	0,446	Malta	0,220	Islandia	0,663	Macedonia	-0,036
Islandia	0,444	Estonia	0,135	Portugalia	0,627	Łotwa	-0,164
Irlandia	0,427	Wielka Brytania	0,097	Irlandia	0,596	Serbia	-0,255
Rumunia	0,407	Dania	-0,037	Malta	0,560	Grecja	-0,357
Malta	0,371	Serbia	-0,172	Norwegia	0,555	Litwa	-0,373
Serbia	0,272	Szwecja	-0,192	Macedonia	0,540	Szwajcaria	-0,396
Macedonia	0,246	Macedonia	-0,257	Rumunia	0,473	Rumunia	-0,561
Grecja	0,016	Węgry	-0,338	Grecja	-0,371	Islandia	-0,754
Średnia	0,605	Średnia	0,412	Średnia	0,762	Średnia	0,362

Źródło: jak przy tabl. 1.

Wyniki analizy, niezależnie od zastosowanego filtru, jednoznacznie wskazują, że synchronizacja cyklu Polski z innymi krajami Europy była najniższa w początkowym okresie i znacznie wzrosła w czasie kryzysu finansowego. W ostatnim okresie stopień tej synchronizacji zmniejszył się, jednak był wyższy niż początkowo. Można zatem mówić o postępującej synchronizacji cyklu koniunkturalnego Polski z innymi krajami Europy, przy czym znaczny jej wzrost od IV kwartału 2006 r. do II kwartału 2011 r. należy tłumaczyć globalnym charakterem kryzysu. Znacznym zmianom w badanych okresach uległa także kompozycja rankingu. W pierwszym (I kwartał 2002 r.—III kwartał 2006 r.) czołówka była bardzo zróżnicowana i składała się zarówno z krajów ze strefy euro, jak i spoza niej, a nawet spoza UE. W następnych okresach czołówkę stanowiły w większości kraje strefy euro oraz Czechy. Jest to kolejny dowód na postępującą synchronizację polskiego cyklu koniunkturalnego z krajami Unii Gospodarczej i Walutowej oraz rosnącą gotowość Polski do przyjęcia wspólnej waluty. Powyższe wnioski znajdują potwierdzenie w szczególności w wynikach uzyskanych poprzez ekstrakcję komponentu cyklicznego z wykorzystaniem filtru CF.

W ostatnim etapie analizy obliczono wartości współczynnika korelacji w rozbięciu na próby w siedmiu okresach składających się z ośmiu kwartałów⁵. Miary obliczono dla par ze strefą euro, UE, krajami Grupy Wyszehradzkiej, wybranymi krajami strefy euro oraz Wielką Brytanią. Wyniki uzyskane z zastosowaniem filtru CF przedstawiono w tabl. 6.

**TABL. 6. MIARY SYNCHRONIZACJI CYKLU KONIUNKTURALNEGO POLSKI
UZYSKANE Z WYKORZYSTANIEM FILTRU CF**

Okresy	UE	Strefa euro	Czechy	Francja	Grecja	Niemcy	Słowacja	Węgry	Wielka Brytania
I kw. 2002—IV kw. 2003	0,204	0,304	0,267	0,803	-0,374	0,559	-0,083	0,767	-0,889
I kw. 2004—IV kw. 2005	0,735	0,837	-0,829	0,684	0,993	0,655	0,903	-0,692	-0,297
I kw. 2006—IV kw. 2007	0,968	0,973	0,909	0,978	0,958	0,956	0,939	0,211	0,927
I kw. 2008—IV kw. 2009	0,984	0,981	0,968	0,983	-0,042	0,975	0,980	0,964	0,963
I kw. 2010—IV kw. 2011	0,906	0,900	0,935	0,956	-0,933	0,929	0,899	0,947	0,916
I kw. 2012—IV kw. 2013	0,843	0,919	0,999	0,771	-0,660	0,956	0,954	0,365	0,497
I kw. 2014—IV kw. 2015	0,678	0,758	0,849	0,488	0,060	0,821	0,843	-0,088	0,023

Źródło: jak przy tabl. 1.

W przypadku UE, strefy euro, Francji, Niemiec i Słowacji można zaobserwować znaczący wzrost stopnia synchronizacji cykli koniunkturalnych z Polską, a następnie jego obniżenie w ostatnich dwóch analizowanych latach. Podobna tendencja jest widoczna w przypadku pozostałych krajów strefy euro z wyjątkiem Grecji oraz krajów najmocniej dotkniętych kryzysem gospodarczym⁶. Znaczącą poprawę można zaobserwować szczególnie od momentu akcesji Polski do UE. Lata 2006—2011 można określić mianem okresu bardzo wysokiej synchronizacji cyklu koniunkturalnego Polski z krajami strefy euro, z wyłączeniem Grecji. Jest to też okres, w którym zanotowano najwyższe wyniki dla wszystkich 595 analizowanych par.

Podsumowanie

Zastosowanie filtrów HP i CF do analizy cykli koniunkturalnych prowadzi do bardzo podobnych wniosków odnośnie do określenia czasu i długości fazy załamania w gospodarkach krajów europejskich. Wyniki uzyskane za pomocą obu filtrów pokazały, że w Chorwacji, na Cyprze, w Finlandii, Grecji, Włoszech, Portugalii, Słowenii i Hiszpanii kryzys był na tyle silny, że doprowadził do tendencji spadkowych w trendzie realnego PKB. Pozwoliły też wyróżnić dwa najdotkliwsze okresy kryzysu — pomiędzy I kwartałem 2009 r. a III kwartałem 2010 r. i pomiędzy (mniej więcej) II kwartałem 2012 r. a przełomem 2014 i 2015 r. Ten drugi okres charakteryzował się dużo większym rozproszeniem

⁵ Z pominięciem I kwartału 2016 r. dla zachowania równej długości podokresów.

⁶ Wyniki tej części analizy, ze względu na znaczną objętość, nie zostały tu przedstawione, ale są dostępne na życzenie Czytelnika.

w czasie w analizowanych krajach. Na podstawie uzyskanych wyników można stwierdzić, że większość krajów europejskich zdołała wyjść z kryzysu i charakteryzuje się realnym PKB przekraczającym poziom naturalny.

Miary cykli koniunkturalnych, obliczone z wykorzystaniem komponentów cyklicznych uzyskanych za pomocą różnych filtrów, wykazywały znaczne różnice co do wartości absolutnej, ale obrazowały bardzo podobną tendencję — trwały, choć dość powolny wzrost stopnia synchronizacji cyklu Polski z krajami strefy euro. W okresie kryzysu nastąpiła znaczna jej intensyfikacja, choć nadal jej poziom jest niższy niż pomiędzy krajami strefy euro. Z drugiej strony, w grupie najlepszych partnerów dla Polski do utworzenia unii walutowej zaczynają dominować kraje Unii Gospodarczej i Walutowej.

dr Krzysztof Beck — *Uczelnia Łazarskiego*

LITERATURA

- Beck, K. (2013). Structural Similarity as a Determinant of Business Cycle Synchronization in the European Union. *Research in Economics and Business: Central and Easter Europe*, 5(2), 31—54.
- Burns, A., Mitchell, W. (1946). *Measuring business cycles*. New York: NBER.
- Christiano, L., Fitzgerald, T. (1998). The Business Cycle: It's Still a Puzzle. *Federal Reserve Bank of Chicago Economic Perspectives*, 22(4), 56—83.
- Christiano, L., Fitzgerald, T. (2003). The Band Pass Filter. *International Economic Review*, 44(2), 453—456.
- Gradzewicz, M., Growiec, J., Hagemeyer, J., Popowski, P. (2010). Cykl koniunkturalny w Polsce — wnioski z analizy spektralnej. *Bank i Kredyt*, 41(5), 41—76.
- Hamilton, J. D. (1994). *Time Series Analysis*. Princeton: Princeton University Press.
- Hodrick, R., Prescott, E. (1997). Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 29(1), 1—16.
- Kotliński, K., Warząła, R. (2013). Synchronizacja cykli koniunkturalnych jako kryterium członkostwa w strefie euro. *Ekonomia*, (34), 49—64.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P., Schmidt, P., Shin, Y. (1992). Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root. *Journal of Econometrics*, 54(1—3), 159—178.
- Lenart, Ł., Mazur, B., Pipień, M. (2016). Statistical Analysis of Business Cycle Fluctuations in Poland Before and After the Crisis. *Equilibrium. Quarterly Journal of Economics and Economic Policy*, 11(4), 769—783.
- Lucas, R. (1977). Understanding business cycle. W: K. Brunner, A. Meltzer (red.), *Stabilization of the domestic and international economy. Carnegie-Rochester conference Series on Public Policy*, 5(7—29). Amsterdam: North-Holland.
- Nelson, C., Plosser, C. (1989). Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series. Some Evidence and Implications. *Journal of Monetary Economics*, 10, 139—162.
- Pietrzak, M. (2014). Opisy cykli koniunkturalnych w wybranych krajach Europy Środkowo-Wschodniej i ich synchronizacja ze strefą euro. *Bank i Kredyt*, 45(2).
- Said, E., Dickey, D. (1984). Testing for Unit Roots in Autoregressive Moving Average Models of Unknown Order. *Biometrika*, 71(3), 133—162.
- Sargent, T. (1987). *Macroeconomic Theory*. London: Academic Press.

- Skrzypczyńska, M. (2014). Cyclical Processes in the Polish Economy. *Central European Journal of Economic Modelling and Econometrics*, 6(3), 153—192.
- Skrzypczyński, P. (2006). Analiza synchronizacji cykli koniunkturalnych w strefie euro. *Materiały i Studia*, (210), 1—48.
- Skrzypczyński, P. (2010). Metody spektralne w analizie cyklu koniunkturalnego. *Materiały i Studia*, (252).
- Stadnytska, T. (2010). Deterministic or Stochastic Trend. Decision on the Basis of the Augmented Dickey-Fuller Test. *Methodology*, 6(2), 82—92.
- Talaga, L., Zieliński, Z. (1986). *Analiza spektralna w modelowaniu ekonometrycznym*. Warszawa: PWN.

Summary. *The aim of this paper is to present the importance of business cycle synchronization between Poland and other European countries. The Hodrick-Prescott and Christiano-Fitzgerald filters were used in the research. They were applied to extract cyclical components from quarterly time series of real GDP of 33 European countries basing on the Eurostat's quarterly data on nominal GDP and price level in the years 2002—2016. The application of filters proved that, in case of some countries (e.g. Greece), the economic crisis led not only to a drop of GDP but also to a break in the trend. Moreover, the results indicate that most European countries overcame the crisis at the end of 2015. The business cycle synchronization of Poland with euro area countries is slowly increasing.*

Keywords: business cycle, stochastic trend, deterministic trend, spectral analysis, Hodrick-Prescott filter, Christiano-Fitzgerald filter, GDP.

STATYSTYKA W PRAKTYCE

Artur CZECH
Teresa SŁABY

Ocena poziomu życia gospodarstw domowych według województw — meandry analizy taksonomicznej¹

Streszczenie. *Artykuł przedstawia wyniki badania poziomu życia gospodarstw domowych na podstawie analizy wydatków na konsumpcję według województw. Badanie przeprowadzono z wyłączeniem stolic województw, ponieważ są one ośrodkami rozwoju i charakteryzują się wyższą konsumpcją. Do zawężenia zakresu danych skłoniła autorów ocena poziomu i struktury konsumpcji w województwie mazowieckim, która wykazała znaczne zawyżenie wyników na skutek obecności Warszawy w zbiorze danych.*

W badaniu wykorzystano metody analizy taksonomicznej w postaci mierników — klasycznego oraz pozycyjnego. Analizę oparto na zbiorze cech wygenerowanych na podstawie danych za 2014 r., uzyskanych z badań budżetów gospodarstw domowych GUS. Szczególną uwagę poświęcono wydatkom gospodarstw domowych, w odniesieniu do których wykazano potrzebę konstrukcji cechy zagregowanej związanej ze spędzaniem czasu wolnego jako jednego z mierników poziomu życia.

Słowa kluczowe: wydatki, poziom życia, miernik taksonomiczny, gospodarstwa domowe.

JEL: C19, D12, R11, R20

¹ Artykuł opracowano na podstawie referatu wygłoszonego na Międzynarodowej Konferencji Naukowej pt. *Jakość życia i spójność przestrzenna. Interakcje rozwoju i dobrostanu w kontekście lokalnym*, zorganizowanej w Warszawie przez GUS i UKSW w dniach 17 i 18 listopada 2016 r.

Po przystąpieniu naszego kraju do Unii Europejskiej polskie społeczeństwo uzyskało dostęp do instrumentów polityki wspólnotowej. Jednym z celów działań unijnych jest eliminacja różnic w rozwoju społeczno-gospodarczym krajów i regionów. Do lat 60. XX w. wzrost gospodarczy bardzo często utożsamiano z postępowaniem społecznym, a wielkość PKB *per capita* uważano za podstawową miarę dobrobytu. Odstąpienie od traktowania dochodu narodowego jako wyłącznej miary osiągnięć ekonomicznych zaowocowało tzw. ruchem wskaźników społecznych. Pojawiły się pojęcia warunków bytu oraz poziomu, jakości i godności życia, które m.in. wiążą zjawisko konsumpcji z potrzebami ludzkimi (Bywalec, 2017).

W literaturze przedmiotu można znaleźć różne definicje poziomu życia odnoszące się do stopnia zaspokojenia potrzeb (Luszniewicz, 1982; Malina i Zeliaś, 1994; Śmiłowska, 1995; Haponiuk, 1997). Podstawę ich sformułowania stanowił szeroki sposób traktowania tej kategorii pojęciowej przez Instytut Badania Rozwoju Społecznego ONZ. Według Piasnego (1993) poziom życia obejmuje całość kształt rzeczywistych warunków życia ludzi oraz stopień materialnego i kulturalnego zaspokojenia potrzeb odpłatnymi towarami i usługami oraz funduszami konsumpcji zbiorowej. Obecnie do najczęściej cytowanych należą definicje określające poziom życia jako:

- stopień zaspokojenia potrzeb wynikający z konsumpcji wytworzonych przez człowieka dóbr materialnych i usług (Bywalec, 2010),
- stopień zaspokojenia potrzeb materialnych i kulturalnych przy istniejącej infrastrukturze umożliwiającej to zaspokojenie (Słaby, 1990).

Poziom życia stanowi więc kategorię pojęciową, którą można rozpatrywać w wielu aspektach. Jej zakres jest tak szeroki, jak wielorakie są ludzkie potrzeby. Dodatkową trudność w empirycznej ocenie poziomu życia stanowi fakt, że większość Polaków mieszka w miastach, a dochód przypadający na osobę w miejskim gospodarstwie domowym jest przeciętnie wyższy niż w wiejskim. Wynika to stąd, że najlepiej płatne miejsca pracy znajdują się najczęściej w największych aglomeracjach (Kozera, Stanisławska i Wysocki, 2014), co wpływa na dochody (Madras i Mitura, 2014), a tym samym konsumpcję w regionach kraju. Obszary te, wraz ze swoimi stolicami, są postrzegane jako tereny o wyższej konsumpcji i odmiennej strukturze niż obszary wiejskie. Jednocześnie zauważalny jest wzrost liczby mieszkańców obszarów wiejskich, powodowany wyższą dzietnością wiejskich rodzin oraz migracją mieszkańców aglomeracji do stref podmiejskich — tzw. rozlewaniem się miast (Kuśmierczyk, 2011). Zmienia się również struktura potrzeb osób mieszkających na terenach wiejskich, co dodatkowo utrudnia zbadanie poziomu życia ludności/gospodarstw domowych w ujęciu terytorialnym².

² Jednostką obserwacji w badaniach poziomu życia może być ludność (mieszkańcy) lub gospodarstwa domowe (Luszniewicz, 1982), przy czym według cytowanego autora *preferencje w badaniach poziomu życia należy nadać obserwacjom na losowych próbach gospodarstw domowych*.

Celem artykułu jest ocena poziomu życia gospodarstw domowych w Polsce w ujęciu województw, przy wyłączeniu stolic województw, postrzeganych jako krajowe ośrodki rozwoju. Autorzy sformułowali następującą hipotezę badawczą — poziom życia gospodarstw domowych mierzony strukturą wydatków konsumpcyjnych jest w poszczególnych województwach znacznie wyższy z powodu wpływu, jaki na stan i strukturę konsumpcji wywiera zamieszkanie w aglomeracjach. Opisanie podejście badawcze jest pierwszym rozpoznaniem empirycznym oceny zróżnicowania poziomu życia gospodarstw domowych w Polsce w ujęciu wojewódzkim, z wyłączeniem stolic województw. Analizy dokonano na podstawie danych za 2014 r. zaczerpniętych z badań budżetów gospodarstw domowych GUS.

TEORETYCZNE PODSTAWY BADANIA

Sytuację gospodarstw domowych można oceniać na dwa sposoby. W pierwszym przypadku ocena jest dokonywana na podstawie analizy jednowymiarowej, w której diagnozuje się spożycie dóbr materialnych i usług wyłącznie na podstawie danych z badań budżetów gospodarstw domowych. Poziom rozwoju poszczególnych jednostek określany jest wówczas odrębnie według cech diagnostycznych, np. wysokości dochodu rozporządzalnego na członka gospodarstwa domowego. Stosując tę metodę, uzyskamy jedynie podstawową ocenę porównawczą.

Drugie podejście badawcze — określane mianem wielowymiarowego — dzięki zastosowaniu porządkowania i klasyfikacji obiektów opisywanych jednocześnie przez wiele cech stwarza możliwości pogłębienia diagnozy. Mieści ono w sobie cztery kategorie badawcze, związane m.in. ze zjawiskiem konsumpcji w gospodarstwach domowych (Słaby, 2006b).

Dotychczasowe badania poziomu życia prowadzono w Polsce np. według genewskiej metody dystansowej, metody agregatów wartościowych i taksonomicznej metody wzorca rozwoju (Słaby, 2007). Największe możliwości oceny wielowymiarowej stwarza to ostatnie podejście, które obejmuje dwa zasadnicze warianty konstrukcji zmiennych syntetycznych ze względu na rodzaj stosowanych miar statystycznych.

W pierwszym wariantcie do konstrukcji miernika taksonomicznego wykorzystuje się klasyczną miarę tendencji centralnej oraz zróżnicowania rozkładów cech (mierników cząstkowych) (Hellwig, 1968). Cechy są normalizowane zgodnie z formułą:

$$z_{ij} = \frac{x_{ij} - \bar{x}_j}{S_j} \quad (1)$$

gdzie:

x_{ij} — wartość j -tej cechy w i -tym obiekcie,

$\bar{x}_j$ — średnia arytmetyczna rozkładu j -tej cechy,

S_j — odchylenie standardowe rozkładu j -tej cechy.

Konstrukcja miernika syntetycznego dokonywana jest według wzoru:

$$MK_i = 1 - \frac{d_i}{\bar{D} + 2 \cdot S_D} \quad (2)$$

gdzie:

d_i — poszczególne elementy wektora odległości $D = (d_1, d_2, \dots, d_n)$,

$\bar{D}$ — średnia arytmetyczna wektora odległości,

S_D — odchylenie standardowe wektora odległości.

Elementy wektora odległości uzyskano przy zastosowaniu metryki miejskiej, określanej również mianem taksówkowej, zgodnie z formułą:

$$d_i = \sum_{j=1}^m |z_{ij} - \varphi_j| \quad (3)$$

gdzie φ_j to elementy wzorca rozwoju. Jego wartości były ustalane zgodnie z podejściem Młodaka (2006), w którym dla stymulant przyjmuje się maksymalne wartości zestandaryzowanych cech, dla destymulant — wartości minimalne, zaś w przypadku nominant — ich poziom nominalny.

W drugim wariancie wykorzystuje się pozycyjne odpowiedniki klasycznych miar struktury i zróżnicowania w postaci mediany i medianowego odchylenia bezwzględnego cechy. Sposób ten pierwotnie został zaimplementowany do analiz porównawczych przez statystyków poznańskich (Lira, Wagner i Wysocki, 2002).

Do normalizacji finalnego zestawu cech diagnostycznych najczęściej stosuje się standaryzację zgodnie z formułą (Młodak, 2006):

$$z_{ij} = \frac{x_{ij} - \theta_j}{1,4826 \cdot \text{mad}(X_j)} \quad (4)$$

gdzie mad jest medianowym odchyleniem bezwzględnym j -tej cechy postaci:

$$\text{mad}(X_j) = \text{med}_{i=1,2,\dots,n} |x_{ij} - \theta_j| \quad (5)$$

a θ_j to elementy wielowymiarowego wektora medianowego w postaci mediany brzegowej lub Webera. Genezę koncepcji tego typu mediany oraz opis konstrukcji prezentowano już w literaturze (Młodak, 2009). Wartości elementów wektora medianowego uzyskiwane są w wyniku minimalizacji funkcji celu:

$$T(\Theta, R^m) = \arg \min_{\Theta \in R^m} \left\{ \sum_{i=1}^n \left[\sum_{j=1}^m (x_{ij} - \theta_j)^2 \right]^{1/2} \right\} \quad (6)$$

gdzie θ_j są elementami mediany Webera w postaci punktu umieszczonego w wielowymiarowej przestrzeni cech w taki sposób, że suma odległości euklidesowych od innych obiektów tej przestrzeni dąży do minimum.

W analizie pominięto podejście brzegowe, którego kalkulacja sprowadza się do obliczenia median oddzielnie dla każdej z cech diagnostycznych i przyjęcie ich wartości jako składowych wektora wielowymiarowej mediany brzegowej. Konstrukcja tego typu uodparnia analizę na wpływ asymetrii rozkładu empirycznego, nie biorąc pod uwagę wzajemnych interakcji w zbiorze cech diagnostycznych (jak w przypadku mediany Webera).

W literaturze występują również inne sposoby konstrukcji mediany wielowymiarowej (Domański, Pruska i Wagner, 1998). Ponadto do budowy miernika syntetycznego można wykorzystać również inne transformacje normalizacyjne. Takie formuły, jak unitaryzacja lub przekształcenie ilorazowe były już z powodzeniem stosowane w badaniach (Dębkowska i Jarocka, 2013), także z zastosowaniem mediany Webera (Czech, 2014; Czech, Lewczuk i Bołtomiuk, 2016).

Konstrukcja samego miernika syntetycznego następuje według wzoru:

$$MP_i = 1 - \frac{d_i}{med(D) + 2,5mad(D)} \quad (7)$$

gdzie:

$med(D)$ — mediana wektora odległości,

$mad(D)$ — medianowe odchylenie bezwzględne wektora odległości.

Mierniki syntetyczne służą do uporządkowania badanych obiektów według ich wartości oraz nadania im rang pod względem badanego zjawiska złożonego.

Przedstawione metody po raz pierwszy zostały wdrożone do badań poziomu życia przez Słaby (2006a), a kolejne prace na ten temat prowadzili Słaby i Czech (2009). Są to analizy statystyczne dla wybranych lat w ujęciu 16 województw. Wykazano w nich, że najwyższą pozycję rozwojową osiągało województwo mazowieckie. W dalszych pracach podjęto próbę wyodrębnienia Warszawy z województwa mazowieckiego (Słaby i Czech, 2011). Badanie, przeprowadzone na podstawie danych za lata 2001–2007, wykazało, że ocena województwa mazowieckiego jest znacznie zawyżona na skutek obecności Warszawy w zbiorze danych w przypadku każdego badanego roku. Skłoniło to do przeprowadzenia analizy poziomu życia poprzez ocenę konsumpcji gospodarstw domowych w województwach z pominięciem danych o wydatkach na konsumpcję gospodarstw domowych w stolicach województw.

DOBÓR CECH DIAGNOSTYCZNYCH

Każda analiza (również taksonomiczna) rozpoczyna się od przyjęcia zestawu cech diagnostycznych. Na takie postępowanie składa się dobór merytoryczny, którego rezultatem jest tzw. potencjalny zestaw cech diagnostycznych. Zbiór ten podlega weryfikacji statystycznej.

W pierwszym etapie posłużono się surowymi rozkładami dochodów i wydatków zaczerpniętymi z badania budżetów gospodarstw domowych za 2014 r. Wykorzystano tu wagi GUS, służące do uogólniania wyników badania na całą populację, a także skale ekwiwalentności OECD 70/50, których wartości wyliczono na podstawie informacji na temat struktury demograficznej gospodarstw domowych. Dokonując ich konstrukcji, głowie domu przypisywano wartość 1, każdej następnej osobie dorosłej — 0,7, zaś dziecku poniżej 15. roku życia — 0,5. Te kwestie były już poruszane w literaturze (Słaby, 2006a; Czech, 2012).

Podstawą wyboru miar położenia w rozkładach w ujęciu województw oraz dla ich stolic były współczynniki asymetrii. W przypadku rozkładów, w których współczynniki asymetrii przekraczały zwyczajowo przyjęty przedział $<-2; 2>$, stosowano mediany ważone. Przykładowo, rozkład dochodu rozporządzalnego przypadającego na członka gospodarstwa domowego zamieszkującego Warszawę charakteryzuje średnia arytmetyczna 2520,16 zł i mediana 2030,38 zł. Relatywnie wysoka różnica pomiędzy oceną klasyczną i pozycyjną wskazuje na występowanie asymetrii rozkładu empirycznego, co potwierdzają wysokie wartości współczynnika skośności (6,26). Determinowało to użycie median ważonych jako miar położenia w rozkładach empirycznych cech diagnostycznych.

Analizę przeprowadzono zatem dla rozkładów innych cech. Skonstruowano następujący zbiór potencjalnych cech diagnostycznych:

- X_1 — przeciętny miesięczny dochód rozporządzalny na osobę w gospodarstwie domowym w zł,
- X_2 — udział wydatków na żywność i napoje bezalkoholowe w ogólnej ich sumie w %,
- X_3 — udział wydatków na alkohol, wyroby tytoniowe i narkotyki w %,
- X_4 — udział wydatków na odzież i obuwie w %,
- X_5 — udział wydatków na użytkowanie mieszkania lub domu i nośniki energii w %,
- X_6 — udział wydatków na wyposażenie mieszkania i prowadzenie gospodarstwa domowego w %,
- X_7 — udział wydatków na zdrowie w %,
- X_8 — udział wydatków na transport w %,
- X_9 — udział wydatków na łączność w %,
- X_{10a} — udział wydatków związanych ze spędzaniem czasu wolnego, bez wydatków na łączność³ w %,
- X_{10b} — udział wydatków związanych ze spędzaniem czasu wolnego, z wydatkami na łączność w %,

³ Potraktowano tę cechę jako oznaczającą wyłącznie czas wolny.

X_{11} — udział wydatków na inne towary i usługi (bez kieszonkowego) w %,

X_{12} — przeciętny próg miesięcznego dochodu netto uznawany za minimalnie wystarczający w zł,

X_{13} — przeciętne wydatki ogółem na osobę w gospodarstwie domowym w zł.

Dzięki wyrażeniu cech określających wydatki gospodarstw domowych w % ich ogółu w analizie uwzględniono strukturę rozkładów wydatków. Wykorzystanie tego typu zmiennych lokuje prowadzoną analizę na styku kategorii poziomu i jakości życia, wskazuje bowiem na znaczenie realizacji celów wydatkowania w zaspokojeniu potrzeb i określeniu zadowolenia z życia. Problem jednoznacznego oddzielenia tych dwóch kategorii badawczych jest bardzo istotny, a jednocześnie trudny w realizacji. Zarówno w pracach autorów polskich (Bąk i Szczecińska, 2015; Sompolska-Rzechuła, 2013), jak i obcych (Maggino, 2013; Xing i Chu, 2012) niejednokrotnie można się spotkać z łączeniem elementów subiektywnych i obiektywnych, służących do oceny jakości życia ludności.

Ze względu na przedstawiony problem metodologiczny zdecydowano się opisać również drugie podejście, w którym wszystkie cechy w postaci wskaźników struktury zastąpiono poziomem przeciętnych wydatków wyrażonych w złotych na osobę na miesiąc jako wskaźnikami natężenia.

Analizując rozkłady wydatków gospodarstw domowych w poszczególnych województwach, dokonano konstrukcji cechy o zagregowanych wartościach wydatków, które mogą być kojarzone ze spędzaniem czasu wolnego, jako istotnego miernika zarówno poziomu, jak i jakości życia. Potrzeba jej skonstruowania wynika stąd, że rozkłady wydatków związanych z czasem wolnym (na rekreację i kulturę, edukację oraz restauracje i hotele) charakteryzują się bardzo silną prawostronną asymetrią rozkładu empirycznego. Powoduje to przyjmowanie wartości zerowych przez pozycyjne miary położenia w postaci mediany. Zastosowanie średniej arytmetycznej staje się w takich okolicznościach nieuzasadnione merytorycznie. Zagregowanie tego typu wydatków nawiązuje do spotykanego w literaturze podziału czynności w ramach czasu wolnego i jest ważnym miernikiem poziomu życia gospodarstw domowych (Bombol, 2005).

Wydatki związane z łącznością rozpatrywano w dwóch wariantach. W pierwszym traktowane były jako osobna cecha diagnostyczna, a w drugim podlegały agregacji z wydatkami na rekreację i kulturę, edukację oraz restauracje i hotele, co było praktykowane w dotychczas prowadzonych badaniach (Słaby i Czech, 2009, 2011). Warto zauważyć, że zgromadzony zbiór cech diagnostycznych zawiera determinanty poziomu życia implementowane już w badaniach (Migąła-Warchoł, 2010).

Zestaw potencjalnych cech diagnostycznych poddano analizie statystycznej ze względu na zdolność dyskryminacyjną i powielanie informacji. Pierwszy jej etap polegał na eliminacji cech charakteryzujących się niską zmiennością, czyli tych, których wartości klasycznego współczynnika zmienności nie przekraczały wartości progowej 10%. Uzyskane wyniki, wraz z wartościami współczynników asy-

metrii rozkładu empirycznego cech diagnostycznych, zaprezentowano w tabl. 1, według wariantów analizy przeprowadzonej dla:

A — województw (16 obiektów),

B — województw oraz Warszawy jako osobnej jednostki przestrzennej (17 obiektów),

C — województw bez stolic (16 obiektów),

D — stolic województw łącznie z Toruniem i Zieloną Górą (18 miast, ale 16 obiektów)⁴.

TABL. 1. WYBRANE STATYSTYKI OPISOWE POTENCJALNEGO ZESTAWU CECH DIAGNOSTYCZNYCH WEDŁUG WARIANTÓW ANALIZY

Cechy diagnostyczne	A		B		C		D	
	A_S	V_S	A_S	V_S	A_S	V_S	A_S	V_S
Grupy wydatków w %								
X_1	0,33	9,75	3,14	19,38	0,19	8,92	0,75	14,09
X_2	0,47	5,91	-1,78	8,85	0,60	6,04	-0,18	7,56
X_3	-0,13	29,11	-0,20	28,26	0,02	29,97	-0,12	27,16
X_4	0,38	8,96	0,29	8,81	0,35	9,97	0,61	10,19
X_5	-0,34	8,82	-0,33	8,68	0,33	10,44	-0,17	9,39
X_6	0,10	5,44	0,13	5,83	-0,00	5,39	-0,56	12,53
X_7	0,42	14,41	0,38	14,79	0,42	15,07	0,38	18,23
X_8	-0,37	18,43	-0,28	18,44	-0,53	19,94	-0,09	19,00
X_9	0,27	6,72	0,31	6,52	0,41	7,61	0,02	7,62
X_{10a}	0,10	11,03	2,66	18,75	-0,94	10,33	0,32	17,06
X_{10b}	-0,06	6,95	2,59	11,88	-0,51	6,48	0,42	10,25
X_{11}	1,33	13,70	1,27	13,33	1,34	13,79	1,66	19,72
X_{12}	1,02	8,81	2,58	13,08	-0,44	7,47	2,08	11,27
X_{13}	0,58	9,91	3,17	19,93	0,38	9,33	2,10	12,14
Grupy wydatków w zł na osobę na miesiąc								
X_2	-0,01	5,62	1,67	7,71	-0,26	5,10	0,39	7,07
X_3	-0,07	32,79	1,13	40,50	0,20	36,28	0,74	35,50
X_4	0,64	19,31	1,62	25,15	0,56	19,45	0,59	25,62
X_5	0,13	14,13	1,92	21,17	1,10	15,33	0,34	11,79
X_6	0,23	10,87	2,24	16,62	0,10	10,83	-0,08	13,90
X_7	0,34	17,85	2,79	31,38	0,19	17,97	0,80	24,53
X_8	0,06	19,50	1,19	24,48	-0,39	20,10	-0,07	23,73
X_9	0,20	10,72	2,52	18,43	0,45	10,82	0,49	12,17
X_{10a}	0,40	24,66	3,55	60,27	-0,14	22,70	1,17	36,24
X_{10b}	0,47	17,08	3,52	41,77	0,06	14,67	1,34	27,27
X_{11}	0,79	20,36	1,85	27,76	0,87	20,00	1,00	24,65

U w a g a. A_S — współczynnik asymetrii, V_S — klasyczny współczynnik zmienności.

Ź r ó d ł o: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Analiza danych zawartych w tabl. 1 pozwala stwierdzić, że dochód rozporządzalny jako główna determinanta wydatków — zależny od miejsca zamieszkania i warunkujący wydatki — przestaje być cechą znacząco różnicującą badane go-

⁴ W województwach kujawsko-pomorskim oraz lubuskim za stolicę uznaje się dwa miasta, z których jedno stanowi siedzibę wojewody, a drugie — sejmiku wojewódzkiego (Madras i Mitura, 2014). W artykule oba miasta potraktowano jako jeden obiekt (jedną stolicę).

spodarstwa domowe w ujęciu 16 województw. Poza tym największy spadek zmienności w rozkładzie tej cechy następuje w przypadku niewłączenia do analizy dochodów gospodarstw domowych ze stolic województw. Największe wartości współczynnika zmienności osiągnięto w wariancie B, uwzględniającym Warszawę jako osobną jednostkę przestrzenną. Wynika to ze stosunkowo wysokich wartości dochodu rozporządzalnego przypadającego na członka gospodarstwa domowego zamieszkałego w stolicy, co znajduje potwierdzenie w wielkości współczynnika asymetrii rozkładu tej cechy diagnostycznej.

Bardzo ważnym elementem w analizie poziomu życia gospodarstw domowych jest też zagregowana cecha związana ze spędzaniem czasu wolnego. Zauważono, że stosowane wcześniej podejście badawcze, polegające na łączeniu wydatków na łączność z wydatkami na edukację i kulturę oraz restauracje i hotele w jednej cesze w postaci wskaźnika, powoduje znaczne zaniżenie wartości współczynnika zmienności wariantach A i C. Spowodowane jest to bardzo niską zdolnością dyskryminacyjną wydatków na łączność i znajduje odzwierciedlenie w wartościach klasycznego współczynnika zmienności (znacznie poniżej 10%). Warto też zauważyć, że nawet w wariancie D klasyczny współczynnik zmienności oscyluje na granicy wartości progowej 10%.

Ujęcie cechy związanej ze spędzaniem czasu wolnego w postaci przeciętnych wydatków na członka gospodarstwa domowego (wskaźnik natężenia) powoduje różnicowanie gospodarstw domowych w wysokim stopniu, nawet po włączeniu wydatków związanych z łącznością.

Wyniki analizy zmienności rozkładów cech diagnostycznych zamieszczono w zestawieniu (1).

ZESTAWIENIE (1) WYNIKÓW ANALIZY ZMIENNOŚCI

Warianty analizy	Cechy	
	przyjęte	odrzucone
Grupy wydatków w %		
A	$X_3, X_7, X_8, X_{10a}, X_{11}$	$X_1, X_2, X_4, X_5, X_6, X_9, X_{12}, X_{13}$
B	$X_1, X_3, X_7, X_8, X_{10a}, X_{11}, X_{12}, X_{13}$	X_2, X_4, X_5, X_6, X_9
C	$X_3, X_4, X_5, X_7, X_8, X_{10a}, X_{11}$	$X_1, X_2, X_6, X_9, X_{12}, X_{13}$
D	$X_1, X_3, X_4, X_6, X_7, X_8, X_{10a}, X_{11}, X_{12}, X_{13}$	X_2, X_5, X_9
Grupy wydatków w zł na osobę na miesiąc		
A	$X_3, X_4, X_5, X_6, X_7, X_8, X_9, X_{10a}, X_{10b}, X_{11}$	X_1, X_2, X_{12}, X_{13}
B	$X_1, X_3, X_4, X_5, X_6, X_7, X_8, X_9, X_{10a}, X_{10b}, X_{11}, X_{12}, X_{13}$	X_2
C	$X_3, X_4, X_5, X_6, X_7, X_8, X_9, X_{10a}, X_{10b}, X_{11}$	X_1, X_2, X_{12}, X_{13}
D	$X_1, X_3, X_4, X_5, X_6, X_7, X_8, X_9, X_{10a}, X_{10b}, X_{11}, X_{12}, X_{13}$	X_2

Źródło: jak przy tabl. 1.

Analizując zawarte tu dane, zauważa się, że w wariancie A w przypadku grupy wydatków wyrażanych w % wyeliminowano ponad połowę cech diagnostycznych, natomiast ujęcie typów miesięcznych wydatków w zł na osobę w postaci wskaźników natężenia zwiększyło ich zróżnicowanie, a co za tym idzie — zdecydowało o pozostawieniu większości zmiennych. Wydatki związane z żyw-

nością — zarówno w postaci wskaźnika struktury, jak i natężenia — w niskim stopniu różnicują badane obiekty pod względem poziomu życia.

Stwierdzono, że w pierwszym etapie weryfikacji statystycznej najwięcej cech zostaje wyeliminowanych w wariancie A, a największy zbiór zmiennych pozostaje w wariancie D (analiza miast będących krajowymi ośrodkami rozwoju).

W kolejnym kroku poszczególne zbiory cech diagnostycznych poddano weryfikacji korelacyjnej z wykorzystaniem metody odwróconej macierzy współczynników korelacji liniowej Pearsona (Malina i Zeliaś, 1997; Panek i Zwierzchowski, 2013). Implementacja metody tego typu pozwala na eliminację cech wysoko skorelowanych, które są postrzegane jako nośniki tej samej informacji. Ponadto poprzez macierz odwrotną w analizie ujmuje się związki bezpośrednio nieobserwowalne pomiędzy cechami na etapie ich statystycznego doboru. Eliminacji podlegały więc cechy, dla których wartości znajdujące się na głównej przekątnej macierzy odwróconej przekraczały umownie przyjętą wartość progową 10. Wyniki zamieszczono w zestawieniu (2).

ZESTAWIENIE (2) WYNIKÓW ANALIZY KORELACJI

Warianty analizy	Cechy	
	przyjęte	odrzucone
Grupy wydatków w %		
A	$X_3, X_7, X_8, X_{10a}, X_{11}$	—
B	$X_3, X_7, X_8, X_{10a}, X_{11}, X_{12}$	X_1, X_{13}
C	$X_3, X_4, X_5, X_7, X_8, X_{10a}, X_{11}$	—
D	$X_1, X_3, X_4, X_6, X_7, X_8, X_{10a}, X_{11}, X_{12}$	X_{13}
Grupy wydatków w zł na osobę na miesiąc		
A	$X_3, X_4, X_5, X_6, X_7, X_8, X_9, X_{11}$	X_{10a}
B	$X_4, X_5, X_6, X_7, X_8, X_{11}, X_{12}$	$X_1, X_3, X_9, X_{10a}, X_{13}$
C	$X_3, X_4, X_5, X_6, X_7, X_8, X_9, X_{10a}, X_{11}$	—
D	$X_1, X_3, X_4, X_5, X_6, X_7, X_8, X_9, X_{11}$	X_{10a}, X_{12}, X_{13}

Źródło: jak przy tabl. 1.

W przypadku analizy, w której poszczególne grupy wydatków przedstawiono w postaci wskaźników struktury, w wariantach A i C nie dokonano eliminacji żadnej cechy diagnostycznej, w wariancie B ze względu na wysokie skorelowanie wyeliminowano dwie cechy, a w wariancie D — jedną. Z obszernego zbioru cech, w przypadku których grupy wydatków były wyrażane w postaci wskaźników natężenia, najwięcej zmiennych usunięto w wariantach B i D.

Warto zaznaczyć, że cechy były eliminowane pojedynczo. Kierowano się najwyższymi wartościami głównej przekątnej odwróconej macierzy współczynników korelacji Pearsona, a następnie dokonywano powtórnego odwrócenia macierzy i ewentualnej eliminacji następnej cechy diagnostycznej.

Statystyczna analiza cech wygenerowanych z budżetów gospodarstw domowych utworzyła ich finalne zestawy dla każdego wariantu analizy zarówno w przypadku grup wydatków wyrażonych w postaci wskaźników struktury, jak i wskaźników natężenia.

ANALIZA TAKSONOMICZNA POZIOMU ŻYCIA GOSPODARSTW DOMOWYCH

Konstrukcja miary taksonomicznej zależy od finalnego zestawu cech diagnostycznych. W związku z tym zdecydowano się przeprowadzić dwa typy analizy poziomu życia.

W pierwszym z nich cechy opisujące grupy wydatków wyrażono za pomocą wskaźników struktury i dla każdego wariantu analizy (A, B, C i D) przyjęto odmienne finalne zbiory cech, które uzyskano na etapie weryfikacji statystycznej.

W drugim typie kategorie wydatków wyrażono w postaci wskaźników natężenia, a konstrukcję miary syntetycznej poziomu życia oparto na wspólnym zestawie cech. Uwzględniając fakt, że wszelkiego rodzaju analizy taksonomiczne prowadzi się przeważnie w ujęciu wojewódzkim, finalny zbiór cech diagnostycznych wyłonionych na etapie analizy korelacyjnej stanowił podstawę konstrukcji taksonomicznych mierników poziomu życia dla wszystkich czterech wariantów analizy. Ponadto zdecydowano się włączyć do analizy cechę zagregowaną opisującą wydatki związane ze spędzaniem czasu wolnego.

Na podstawie wygenerowanych finalnych zestawów cech diagnostycznych zbudowano syntetyczny miernik poziomu życia gospodarstw domowych w ujęciu klasycznym, z zastosowaniem średniej arytmetycznej, oraz pozycyjnym — z wielowymiarowym wektorem Webera. Wartości wybranych miar położenia implementowanych w procesie konstrukcji miernika znajdują się w tabl. 2.

**TABL. 2. WARTOŚCI WYBRANYCH MIAR STATYSTYCZNYCH WEDŁUG WYBRANYCH
ZMIENNYCH I WARIANTÓW ANALIZY**

Miary statystyczne	Jednostka miary	X_3	X_4	X_5	X_6	X_7	X_8	X_9	X_{10a}	X_{11}
A										
Średnia arytmetyczna	%	0,96	4,83	20,80	2,48	3,04	6,01	5,70	9,59	3,82
Mediana: brzegowa ...	%	0,96	4,72	21,24	2,46	2,97	5,92	5,63	9,67	3,72
Webera	%	0,98	4,76	20,93	2,44	2,98	6,11	5,68	9,67	3,96
Średnia arytmetyczna	zł/os.	8,69	25,22	160,77	21,02	27,38	51,37	45,92	55,65	33,00
Mediana: brzegowa ...	zł/os.	8,20	23,67	162,55	20,77	26,83	51,30	44,92	56,11	32,03
Webera	zł/os.	8,34	25,07	160,18	20,73	25,95	49,51	45,48	53,88	31,84
B										
Średnia arytmetyczna	%	0,97	4,84	20,78	2,47	3,07	6,02	5,70	9,83	3,83
Mediana: brzegowa ...	%	0,96	4,77	21,18	2,43	3,04	5,86	5,65	9,66	3,77
Webera	%	0,99	4,78	20,90	2,44	2,97	6,14	5,68	9,67	3,95
Średnia arytmetyczna	zł/os.	9,14	26,21	164,61	21,58	28,83	53,27	47,24	62,60	34,24
Mediana: brzegowa ...	zł/os.	8,40	24,33	161,00	20,78	27,00	52,40	45,00	56,08	32,12
Webera	zł/os.	8,25	25,43	158,77	20,77	26,07	50,32	45,35	54,12	31,83

TABL. 2. WARTOŚCI WYBRANYCH MIAR STATYSTYCZNYCH WEDŁUG WYBRANYCH ZMIENNYCH I WARIANTÓW ANALIZY (dok.)

Miary statystyczne	Jednostka miary	X_3	X_4	X_5	X_6	X_7	X_8	X_9	X_{10a}	X_{11}
C										
Średnia arytmetyczna	%	0,91	4,83	20,53	2,50	3,00	6,17	5,59	8,91	3,73
Mediana: brzegowa ...	%	0,93	4,70	20,46	2,49	2,94	6,17	5,55	9,27	3,60
Webera	%	0,89	4,79	20,54	2,47	2,97	6,25	5,60	8,98	3,86
Średnia arytmetyczna	zł/os.	7,93	23,94	142,41	19,88	25,10	49,09	42,42	47,45	29,93
Mediana: brzegowa ...	zł/os.	7,63	23,08	140,73	19,61	24,56	50,16	41,75	50,21	29,09
Webera	zł/os.	7,52	23,93	138,98	19,66	24,35	48,62	41,49	45,83	29,24
D										
Średnia arytmetyczna	%	1,05	4,72	22,54	2,35	3,20	5,54	5,93	11,96	4,22
Mediana: brzegowa ...	%	1,07	4,76	22,22	2,31	3,11	5,59	5,94	12,31	4,09
Webera	%	1,03	4,74	22,12	2,33	3,15	5,71	5,85	12,02	4,52
Średnia arytmetyczna	zł/os.	12,23	32,09	224,55	26,04	36,87	62,15	62,08	102,80	47,26
Mediana: brzegowa ...	zł/os.	11,53	30,85	223,24	26,13	37,37	65,05	61,30	110,26	44,78
Webera	zł/os.	11,76	31,66	222,18	25,79	36,28	60,58	62,05	96,98	47,45

Źródło: jak przy tabl. 1.

W analizie zjawisk złożonych, opisywanych za pomocą wielu cech, zachodzi konieczność rozróżnienia ich charakteru. W tym celu finalny zbiór cech diagnostycznych podzielono na trzy podzbiory. Pierwszy utworzyły cechy X_4 , X_5 , X_6 , X_8 , X_9 , X_{10a} , X_{11} , traktowane jako stymulanty (ich wyższe wartości decydowały o wyższym poziomie życia gospodarstw domowych). Drugi zawierał destymulantę X_3 (wzrost jej wartości prowadził do obniżenia oceny). W podzbiorze trzecim znalazła się cecha X_7 , traktowana jako nominanta o tzw. optymalnym poziomie nasycenia. W przypadku wydatków związanych ze zdrowiem za poziom ten przyjmowano ich średnie arytmetyczne, co było już stosowane w tego typu analizach (Słaby, 2006a).

Mierniki poziomu życia gospodarstw domowych skonstruowane za pomocą metod klasycznej i pozycyjnej przedstawiono w tabl. 3.

TABL. 3. WARTOŚCI MIERNIKÓW SYNTETYCZNYCH ZE WZGLĘDU NA POZIOM ŻYCIA GOSPODARSTW DOMOWYCH WEDŁUG WARIANTÓW ANALIZY

Województwa	A		B		C		D	
	MK	MP	MK	MP	MK	MP	MK	MP
Grupy wydatków w %								
Dolnośląskie	0,393	0,374	0,277	0,055	0,393	0,380	0,272	0,249
Kujawsko-pomorskie	0,253	0,254	0,186	0,175	0,205	0,207	0,150	0,104
Lubelskie	0,459	0,481	0,284	-0,037	0,401	0,594	0,462	0,398
Lubuskie	0,303	0,304	0,227	0,129	0,262	0,259	0,256	0,219
Łódzkie	0,565	0,575	0,408	0,247	0,561	0,607	0,355	0,304
Małopolskie	0,464	0,454	0,332	0,114	0,543	0,520	0,427	0,402
Mazowieckie	0,517	0,512	0,351 ^a	0,234 ^a	0,513	0,539	0,579	0,606
Opolskie	0,511	0,530	0,351	0,123	0,498	0,581	0,445	0,398
Podkarpackie	0,349	0,367	0,260	0,135	0,403	0,547	0,293	0,260
Podlaskie	0,130	0,122	0,099	0,091	0,104	0,178	0,283	0,236

TABL. 3. WARTOŚCI MIERNIKÓW SYNTETYCZNYCH ZE WZGLĘDU NA POZIOM ŻYCIA GOSPODARSTW DOMOWYCH WEDŁUG WARIANTÓW ANALIZY (dok.)

Województwa	A		B		C		D	
	<i>MK</i>	<i>MP</i>	<i>MK</i>	<i>MP</i>	<i>MK</i>	<i>MP</i>	<i>MK</i>	<i>MP</i>
Grupy wydatków w % (dok.)								
Pomorskie	0,165	0,150	0,164	0,278	0,175	0,205	0,073	0,024
Śląskie	0,121	0,111	0,105	0,167	0,135	0,141	0,018	-0,020
Świętokrzyskie	0,350	0,343	0,262	0,301	0,552	0,536	0,355	0,326
Warmińsko-mazurskie ...	-0,011	-0,025	0,002	0,204	0,049	0,069	0,182	0,143
Wielkopolskie	0,453	0,470	0,360	-0,064	0,492	0,459	0,167	0,162
Zachodniopomorskie	0,204	0,192	0,167	0,224	0,215	0,237	0,303	0,276
Warszawa jako osobna jednostka przestrzenna	—	—	0,557	0,665	—	—	—	—

Grupy wydatków w zł na osobę na miesiąc								
Dołnośląskie	0,482	0,435	0,320	0,240	0,499	0,487	0,410	0,334
Kujawsko-pomorskie	0,203	0,132	0,196	0,074	0,167	0,157	0,215	0,138
Lubelskie	0,342	0,293	0,274	0,153	0,357	0,299	0,456	0,435
Lubuskie	0,386	0,330	0,264	0,171	0,401	0,386	0,418	0,331
Łódzkie	0,554	0,522	0,375	0,264	0,559	0,516	0,383	0,316
Małopolskie	0,303	0,234	0,246	0,121	0,249	0,231	0,543	0,485
Mazowieckie	0,729	0,696	0,324 ^a	0,214 ^a	0,600	0,543	0,721	0,679
Opolskie	0,354	0,318	0,266	0,174	0,444	0,417	0,343	0,291
Podkarpackie	0,178	0,118	0,203	0,072	0,237	0,209	0,241	0,188
Podlaskie	0,116	0,052	0,153	0,037	0,091	0,080	0,231	0,196
Pomorskie	0,295	0,249	0,219	0,138	0,263	0,237	0,229	0,149
Śląskie	0,403	0,349	0,282	0,196	0,557	0,552	0,056	-0,065
Świętokrzyskie	0,269	0,211	0,239	0,109	0,289	0,264	0,330	0,270
Warmińsko-mazurskie ...	0,020	-0,084	0,109	-0,019	0,007	0,018	0,069	-0,037
Wielkopolskie	0,196	0,131	0,202	0,071	0,268	0,272	0,222	0,078
Zachodniopomorskie	0,354	0,294	0,249	0,167	0,305	0,320	0,383	0,329
Warszawa jako osobna jednostka przestrzenna	—	—	0,768	0,719	—	—	—	—

^a Bez Warszawy.

U w a g a. *MK* — miernik klasyczny, *MP* — miernik pozytywny.

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

Mienniki syntetyczne, uporządkowane monotonicznie, pozwoliły nadać badanym obiektom rangi, jeśli chodzi o poziom życia gospodarstw domowych. Zestawienie lokat w rankingu dla województw oraz dla ich stolic znajduje się w tabl. 4.

TABL. 4. RANKING WOJEWÓDZTW ZE WZGLĘDU NA POZIOM ŻYCIA GOSPODARSTW DOMOWYCH WEDŁUG WARIANTÓW ANALIZY

Województwa	A		B		C		D	
	<i>MK</i>	<i>MP</i>	<i>MK</i>	<i>MP</i>	<i>MK</i>	<i>MP</i>	<i>MK</i>	<i>MP</i>
Grupy wydatków w %								
Dołnośląskie	7	7	8	15	9	9	10	9
Kujawsko-pomorskie	11	11	12	8	12	12	14	14
Lubelskie	5	4	7	16	3	2	2	3
Lubuskie	10	10	11	11	10	10	11	11
Łódzkie	1	1	2	4	1	1	6	6
Małopolskie	4	6	6	13	7	7	4	2

**TABL. 4. RANKING WOJEWÓDZTW ZE WZGLĘDU NA POZIOM ŻYCIA
GOSPODARSTW DOMOWYCH WEDŁUG WARIANTÓW ANALIZY (dok.)**

Województwa	A		B		C		D	
	<i>MK</i>	<i>MP</i>	<i>MK</i>	<i>MP</i>	<i>MK</i>	<i>MP</i>	<i>MK</i>	<i>MP</i>
Grupy wydatków w % (dok.)								
Mazowieckie	2	3	4 ^a	5 ^a	4	5	1	1
Opolskie	3	2	5	12	2	3	3	4
Podkarpackie	9	8	10	10	5	4	8	8
Podlaskie	14	14	16	14	14	14	9	10
Pomorskie	13	13	14	3	13	13	15	15
Śląskie	15	15	15	9	15	15	16	16
Świętokrzyskie	8	9	9	2	6	6	5	5
Warmińsko-mazurskie ...	16	16	17	7	16	16	12	13
Wielkopolskie	6	5	3	17	8	8	13	12
Zachodniopomorskie	12	12	13	6	11	11	7	7
Warszawa jako osobna jednostka przestrzenna	—	—	1	1	—	—	—	—
Grupy wydatków w zł na osobę na miesiąc								
Dolnośląskie	3	3	4	3	4	4	5	4
Kujawsko-pomorskie	12	12	15	13	14	14	14	13
Lubelskie	8	8	6	9	7	8	3	3
Lubuskie	5	5	8	7	6	6	4	5
Łódzkie	2	2	2	2	2	3	7	7
Małopolskie	9	10	10	11	12	12	2	2
Mazowieckie	1	1	3 ^a	4 ^a	1	2	1	1
Opolskie	6	6	7	6	5	5	8	8
Podkarpackie	14	14	13	14	13	13	10	11
Podlaskie	15	15	16	16	15	15	11	10
Pomorskie	10	9	12	10	11	11	12	12
Śląskie	4	4	5	5	3	1	16	16
Świętokrzyskie	11	11	11	12	9	10	9	9
Warmińsko-mazurskie ...	16	16	17	17	16	16	15	15
Wielkopolskie	13	13	14	15	10	9	13	14
Zachodniopomorskie	7	7	9	8	8	7	6	6
Warszawa jako osobna jednostka przestrzenna	—	—	1	1	—	—	—	—

^a Bez Warszawy.

Źródło: jak przy tabl. 1.

W przypadku analizy w wariancie B, w którym grupy wydatków wyrażono wskaźnikami struktury i uwzględniono Warszawę jako siedemnastą jednostkę, oraz w wariancie C województwo mazowieckie bez Warszawy plasowało się na pozycji czwartej (przy użyciu klasycznego miernika rozwoju). Implementacja miernika pozycyjnego z medianą Webera, na skutek uwzględnienia interakcji, spowodowała przesunięcie pozycji o jedną w dół w obu wariantach analizy.

Mierniki umożliwiły również zgrupowanie badanych obiektów w cztery skupienia, jeśli chodzi o poziom życia gospodarstw domowych. Wyniki analizy z wykorzystaniem metody trzech średnich w ujęciu klasycznym i trzech median w ujęciu pozycyjnym wraz z granicznymi wartościami mierników syntetycznych zamieszczono w tabl. 5.

TABL. 5. PODZIAŁ NA SKUPIENIA ZE WZGLĘDU NA POZIOM ŻYCIA
GOSPODARSTW DOMOWYCH WEDŁUG WARIANTÓW ANALIZY

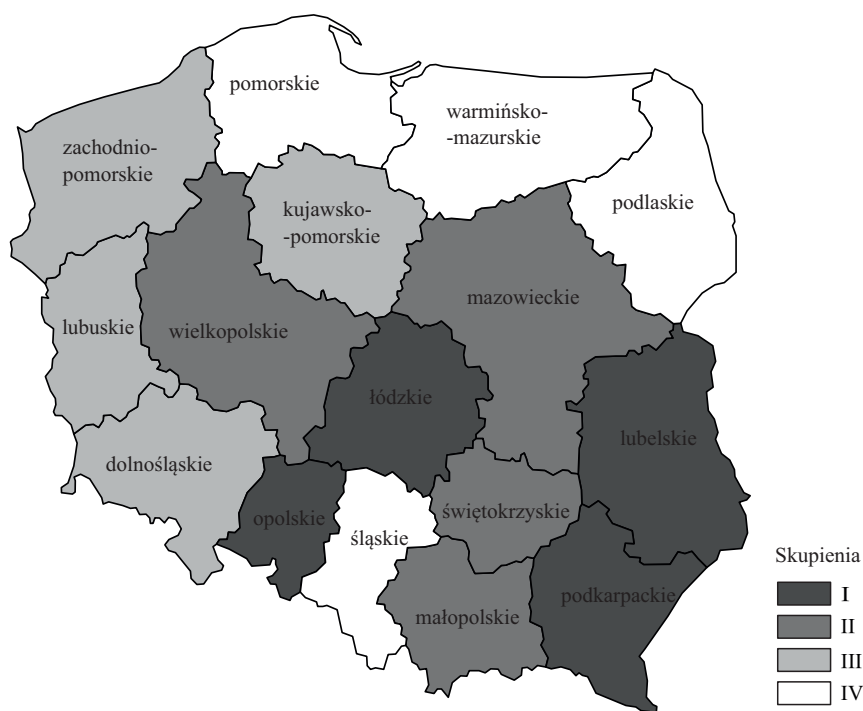
Województwa Granice skupień	A		B		C		D	
	MK	MP	MK	MP	MK	MP	MK	MP
Grupy wydatków w %								
Dolnośląskie	II	II	II	IV	II	III	III	III
Kujawsko-pomorskie	III	III	III	II	III	III	IV	IV
Lubelskie	I	I	II	IV	I	I	I	I
Lubuskie	III	III	III	III	III	III	III	III
Łódzkie	I	I	I	I	I	I	II	II
Małopolskie	I	II	II	IV	II	II	I	I
Mazowieckie	I	I	I ^a	II ^a	I	II	I	I
Opolskie	I	I	I	III	I	I	I	I
Podkarpackie	II	II	II	III	I	I	II	II
Podlaskie	IV	IV	IV	IV	IV	IV	III	III
Pomorskie	IV	IV	III	I	III	IV	IV	IV
Śląskie	IV	IV	IV	III	IV	IV	IV	IV
Świętokrzyskie	II	III	II	I	I	II	II	II
Warmińsko-mazurskie	IV	IV	IV	II	IV	IV	III	IV
Wielkopolskie	I	II	I	IV	II	II	IV	III
Zachodniopomorskie	III	III	III	II	III	III	II	II
Warszawa jako osobna jednostka przestrzenna	—	—	I	I	—	—	—	—
I dolna	0,451	0,476	0,344	0,234	0,484	0,543	0,402	0,362
II górna								
III górna	0,327	0,355	0,258	0,167	0,344	0,420	0,289	0,254
IV dolna								
IV górna	0,167	0,171	0,136	0,114	0,164	0,206	0,175	0,153
Grupy wydatków w zł na osobę na miesiąc								
Dolnośląskie	I	I	II	I	I	I	II	I
Kujawsko-pomorskie	III	III	IV	IV	IV	IV	III	IV
Lubelskie	II	II	III	III	II	II	I	I
Lubuskie	II	II	III	II	II	II	II	II
Łódzkie	I	I	II	I	I	I	II	II
Małopolskie	III	III	III	III	III	III	I	I
Mazowieckie	I	I	II ^a	I ^a	I	I	I	I
Opolskie	II	II	III	II	II	II	II	II
Podkarpackie	IV	IV	IV	IV	III	IV	III	III
Podlaskie	IV	IV	IV	IV	IV	IV	III	III
Pomorskie	III	III	III	III	III	III	III	III
Śląskie	II	I	II	II	I	I	IV	IV
Świętokrzyskie	III	III	III	III	III	III	II	III
Warmińsko-mazurskie	IV	IV	IV	IV	IV	IV	IV	IV
Wielkopolskie	IV	IV	IV	IV	III	III	III	IV
Zachodniopomorskie	II	II	III	II	III	II	II	II
Warszawa jako osobna jednostka przestrzenna	—	—	I	I	—	—	—	—
I dolna	0,450	0,339	0,414	0,205	0,488	0,417	0,443	0,333
II górna								
III dolna	0,324	0,271	0,276	0,153	0,331	0,286	0,328	0,281
IV górna								
IV dolna	0,198	0,132	0,218	0,074	0,208	0,220	0,180	0,143

^a Bez Warszawy.

Źródło: jak przy tabl. 1.

Ilustrację poziomu życia gospodarstw domowych w poszczególnych województwach po wyłączeniu stolic przedstawiono na wykresie.

OCENA POZIOMU ŻYCIA GOSPODARSTW DOMOWYCH W WOJEWÓDZTWACH Z WYŁĄCZENIEM STOLIC — miernik pozycyjny



Źródło: opracowanie własne na podstawie wyników przeprowadzonego badania.

Nieuwzględnianie w analizie gospodarstw domowych stolic województw (krajowych ośrodków rozwoju) powoduje zmiany w grupowaniu tych jednostek przestrzennych. Przesunięcia lokat występują w przypadku grup wydatków wyrażonych zarówno w postaci wskaźników struktury, jak i natężenia. Zjawisko to dotyczy obu mierników (klasycznego i pozycyjnego) we wszystkich wariantach analizy.

Podsumowanie

Analiza w ujęciu wojewódzkim (wariant A) oraz z wyłączeniem stolic województw (wariant C) pozwoliła potwierdzić hipotezę, że poziom życia gospodarstw domowych w województwach, mierzony strukturą wydatków konsumpcyjnych, jest znacznie wyższy z powodu wpływu zamieszkania w aglomeracjach miejskich na stan i strukturę konsumpcji.

Wysoka asymetria rozkładów dochodów i wydatków gospodarstw domowych w województwach i ich stolicach uzasadniała wybór median ważonych jako miar położenia.

Stwierdzono, że wydatki związane z łącznością, wyrażone w postaci wskaźnika struktury, charakteryzowały badane obiekty w niskim stopniu. Włączenie ich do cechy zagregowanej związanej ze spędzaniem czasu wolnego spowodowało zaniżenie jej zmienności oraz eliminację z dalszej analizy, natomiast wyrażenie tej cechy z wykorzystaniem wskaźnika natężenia znacząco zwiększyło jej zróżnicowanie.

W przypadku analizy w ujęciu województw (wariant A) dochód rozporządzalny w niskim stopniu różnicował badane obiekty, co szczególnie uwidoczniło się po odseparowaniu stolic województw. Zauważono, że tylko w przypadku oddzielnej analizy dla stolic (wariant D) wydatki na wyposażenie mieszkania i prowadzenie gospodarstwa domowego w wysokim stopniu różnicowały badane obiekty z użyciem cechy w postaci wskaźnika struktury. Wysoka asymetria wybranych cech diagnostycznych dotyczyła głównie przypadku, w którym Warszawa traktowana była jako oddzielna, siedemnasta jednostka terytorialna (wariant B).

Wybór wariantu analizy przestrzennej — 16 województw (A), 16 województw i Warszawa jako odrębna jednostka (B), 16 województw z wyłączeniem stolic (C), same stolice województw (D) — oraz sposobu wyrażania grup wydatków (wskaźnik struktury lub natężenia) determinuje różne finalne zestawy cech diagnostycznych.

Ze względu na niską asymetrię cech w finalnym zestawie cech diagnostycznych (oprócz wariantu B) wykorzystanie metody pozycyjnej z medianą brzegową było bezzasadne.

Zastosowanie mediany Webera pozwoliło na uwzględnienie wzajemnych, bezpośrednio nieobserwowalnych związków w zbiorze cech diagnostycznych we wszystkich czterech wariantach analizy. Spowodowało to wystąpienie zmian w wartościach miernika syntetycznego i pozycjach jednostek terytorialnych w utworzonym rankingu. Wykorzystanie metody pozycyjnej wykazuje odmienne zakwalifikowanie województw oraz ich stolic do poszczególnych grup pod względem poziomu życia.

dr Artur Czech — *Politechnika Białostocka*

prof. dr hab. Teresa Słaby — *Szkoła Główna Handlowa w Warszawie*

LITERATURA

- Bąk, I., Szczecińska, B. (2015). Jakość życia w ujęciu obiektywnym w województwach Polski. Analiza porównawcza. *Folia Pomeranae Universitatis Technologiae Stetinensis, Oeconomica*, 321(3), 15–26.
- Bombol, M. (2005). *Ekonomiczny wymiar czasu wolnego*. Warszawa: Monografie i Opracowania SGH.
- Bywalec, C. (2010). *Konsumpcja a rozwój gospodarczy i społeczny*. Warszawa: C.H. Beck.
- Bywalec, C. (2017). *Gospodarstwo domowe. Ekonomia, finanse, konsumpcja*. Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Krakowie.

- Czech, A. (2012). Metodologiczne aspekty badań konsumpcji w ujęciu bezpośrednim. *Ekonomia i Zarządzanie*, 4(4), 7—17.
- Czech, A. (2014). Application of chosen normalization methods in the process of construction of synthetic measure in indirect consumption research. *Folia Oeconomica*, (3), 231—239.
- Czech, A., Lewczuk, J., Bołtomiuk, A. (2016). Multidimensional assessment of the European Union transport development in the light of implemented normalization methods. *Economics and Management*, 8(4), 75—85. DOI: 10.1515/emj-2016-0035.
- Dębkowska, K., Jarocka, M. (2013). The impact of the method of the data normalization on the results. *Folia Oeconomica*, (286), 181—188.
- Domański, C., Pruska, K., Wagner, W. (1998). *Wnioskowanie statystyczne przy nieklasycznych założeniach*. Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego.
- Haponiuk, M. (1997). Budżet gospodarstwa domowego i rachunki narodowe. *Wiadomości Statystyczne*, (1), 20—28.
- 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.
- Kozera, A., Stanisławska, J., Wysocki, F. (2014). Sytuacja finansowa gospodarstw domowych zamieszkujących obszary wiejskie w Polsce po wstąpieniu Polski do Unii Europejskiej. *Roczniki Naukowe Ekonomii Rolnictwa i Rozwoju Obszarów Wiejskich*, 101(2), 91—101.
- Kuśmierczyk, K. (2011). Ekonomiczne i demograficzne uwarunkowania konsumpcji w regionach. W: A. Kusińska (red.), *Konsumpcja a rozwój społeczno-gospodarczy regionów w Polsce* (s. 31—82). Warszawa: PWE.
- Lira, J., Wagner, W., Wysocki, F. (2002). Mediana w zagadnieniach porządkowania obiektów wielocechowych. W: W. J. Paradyś (red.), *Statystyka regionalna w służbie samorządu lokalnego i biznesu* (s. 87—99). Internetowa Oficyna Wydawnicza Centrum Statystyki Regionalnej, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Poznaniu.
- Luszniewicz, A. (1982). *Statystyka społeczna*. Warszawa: PWE.
- Madras, T., Mitura, M. (2014). Dochody własne miast wojewódzkich w analizie ich kondycji finansowej. *Ekonomia i Zarządzanie*, 6(4), 123—134. DOI: 10.12846/j.em.2014.04.09.
- Maggino, F. (2013). The construction on well-being indicators: from definitions to measures and to interpretation. *Śląski Przegląd Statystyczny*, 11(17), 95—122.
- Malina, A., Zeliaś, A. (1994). Taksonomiczna analiza przestrzennego zróżnicowania jakości życia ludności w Polsce w 1994 r. *Przegląd Statystyczny*, 19(1), 11—27.
- Malina, A., Zeliaś, A. (1997). On building taxonomic measure of living conditions. *Statistics in Transitions*, (3), 523—544.
- Migała-Warchoł, A. (2010). Ocena zróżnicowania poziomu życia mieszkańców województwa podkarpackiego. *Metody Ilościowe w Badaniach Ekonomicznych*, 11(2), 222—231.
- Młodak, A. (2006). *Analiza taksonomiczna w statystyce regionalnej*. Warszawa: Difin.
- Młodak, A. (2009). Historia problemu Webera. *Matematyka Stosowana*, 10(51), 3—21.
- Olechnicka, A., Wojnar, K. (red.). (2013). *Terytorialny wymiar rozwoju: Polska z perspektywy badań ESPON*. Warszawa: Wydawnictwo Naukowe Scholar Spółka z o.o.
- Panek, T., Zwierzchowski, J. (2013). *Statystyczne metody wielowymiarowej analizy porównawczej. Teoria i zastosowania*. Warszawa: SGH.
- Piasny, J. (1993). Poziom i jakość życia ludności oraz źródła i mierniki ich określania. *Ruch Prawniczy, Ekonomiczny i Socjologiczny*, (2), 73—92.
- Sompolska-Rzechuła, A. (2013). Pomiar i ocena jakości życia. *Wiadomości Statystyczne*, (8), 19—36.
- Ślaby, T. (1990). Poziom życia, jakość życia. *Wiadomości Statystyczne*, (6), 8—10.
- Ślaby, T. (2006a). *Konsumpcja. Eseje statystyczne*. Warszawa: Difin.

- Słaby, T. (2006b). Statystyczny pomiar konsumpcji. W: M. Janoś-Kresło, B. Mróz (red.), *Konsument i konsumpcja we współczesnej gospodarce* (s. 81—118). Warszawa: Oficyna Wydawnicza SGH.
- Słaby, T. (2007). Poziom i jakość życia. W: T. Panek (red.), *Statystyka społeczna* (s. 99—130). Warszawa: PWE.
- Słaby, T., Czech, A. (2009). Ocena syntetyczna konsumpcji — ujęcie pozycyjne. *Prace i Materiały Wydziału Zarządzania Uniwersytetu Gdańskiego*, 7(4/2), 631—645.
- Słaby, T., Czech, A. (2011). Zróżnicowanie regionalne konsumpcji w ujęciu pośrednim — ujęcie statyczne i przestrzenno-czasowe. *Studia i Prace Kolegium Zarządzania i Finansów SGH*, (111), 7—22.
- Śmiłowska, T. (1995). Zróżnicowanie poziomu i jakości życia ludności w przekroju terytorialnym, (229), Warszawa: GUS.
- Xing, Z., Chu, L. (2012). Research on constructing composite indicator of objective well-being from China mainland. *Statistics in Transition*, 13(2), 419—438.

Summary. *The article presents the results of the household living standards research based on the analysis of consumption expenditure by voivodships. The research was conducted with the exception of voivodship capitals as they are national development centers with higher consumption. The assessment of the level and structure of consumption in the Mazowieckie voivodship made the authors narrow the scope of data, which showed a significant overestimation of the results due to the presence of Warsaw in the dataset.*

Taxonomic analysis methods in the form of classical and order measure were used in the research. The analysis was based on the set of characteristics generated on the basis of data for 2014 from the Household Budget Survey carried out by the CSO. Particular attention was paid to the households expenditure for which the need of aggregate variable construction was emphasized, related to leisure time spending as one of the living standard measure.

Keywords: expenditure, living standard, taxonomic measure, households.

Dorota PEKASIEWICZ
Agata SZCZUKOCKA

Analiza rozwoju usług finansowo-bankowych w Polsce na tle krajów Unii Europejskiej

Streszczenie. *W ostatnich latach obserwuje się dominującą rolę sektora usług w życiu gospodarczym i społecznym, o czym świadczą przeważający udział w wytwarzaniu wartości dodanej brutto oraz rosnący udział zatrudnienia. Celem artykułu jest zwrócenie uwagi na rozwój usług finansowo-bankowych w Polsce i porównanie go z pozostałymi krajami UE. Do oceny podobieństwa wykorzystano metodę skalowania wielowymiarowego. Badanie przeprowadzono na podstawie danych Europejskiego Banku Centralnego za 2014 r.*

W większości porównywanych wskaźników stwierdzono znaczny — ale zmniejszający się — dystans, jaki dzieli Polskę od pozostałych krajów UE. Użyte wyniki pozwalają sformułować wniosek, że rozwój sektora bankowego zarówno w Polsce, jak i w innych krajach UE jest uzależniony od poziomu gospodarczego oraz sytuacji na rynku bankowym.

Słowa kluczowe: sektor usług, usługi finansowo-bankowe, skalowanie wielowymiarowe.

JEL: C38, G21

W ostatnich latach sektor usług — zarówno w Polsce, jak i pozostałych krajach UE — nabrał szczególnego znaczenia. Świadczą o tym wartość dodana brutto oraz liczba zatrudnionych. W 2015 r. w Polsce wartość dodana brutto, wytworzona przez podmioty prowadzące działalność usługową, stanowiła 63,3% wartości dodanej brutto całej gospodarki narodowej. W tym sektorze zatrudnionych było 58% ogółu pracujących (GUS, 2016ab).

Analiza usług o charakterze finansowo-bankowym może dotyczyć m.in. sieci bankowej (w tym liczby banków i oddziałów instytucji kredytowych, zatrudnienia, struktury własnościowej) oraz udziału banków w rynku usług.

Zachodzące w gospodarce zmiany wynikające z globalizacji, postępu technologicznego, rozwoju Internetu oraz szybszego tempa życia mają wpływ na instytucje świadczące usługi finansowe. Z danych Związku Banków Polskich, NBP oraz badań GUS wynika, że znacznie wzrosła liczba bankowych kont internetowych w Polsce. Pod koniec 2015 r. ich liczba wynosiła ponad 30 mln, a liczba aktywnych klientów, którzy logują się do systemu bankowości internetowej przynajmniej raz w miesiącu, przekroczyła 14,5 mln osób (poza tym wielu klientów to posiadacze więcej niż jednego konta bankowego z możliwością korzystania z usług internetowych). Wzrasta też liczba bankowych kont internetowych właścicieli małych lub średnich firm (ok. 2,5 mln). Pod koniec drugiego półrocza 2016 r. na polskim rynku było ok. 35,8 mln kart płatniczych. Zwiększyła się także liczba kart z funkcją płatności zbliżeniowych, w czerwcu 2016 r. było to już 27,7 mln szt. Z roku na rok obserwujemy też wzrost liczby bankomatów. W czerwcu 2016 r. w kraju było ich 22541.

Celem artykułu jest przedstawienie rozwoju usług finansowo-bankowych w Polsce i porównanie go z krajami UE. Do realizacji celu wykorzystano metodę skalowania wielowymiarowego.

Analizę usług bankowych przedstawiono na podstawie danych za 2014 r., opublikowanych przez Europejski Bank Centralny¹ w październiku 2015 r. oraz raportu NBP².

PRZEOBRAŻENIA SEKTORA BANKOWO-USŁUGOWEGO W KRAJACH UE

Ze względu na zmiany zachodzące w strukturze wiekowej ludności, zamożności oraz postęp techniczny obserwujemy rozwój usług finansowych, a w szczególności bankowych.

Usługi finansowe świadczone przez podmioty działające w sektorze finansowym wiążą się z inwestowaniem, uzyskiwaniem środków pieniężnych oraz ich przepływem pomiędzy uczestnikami rynku. Według Drugiej Dyrektywy Bankowej UE są to usługi związane z działalnością ubezpieczeniową (ubezpieczenia bezpośrednie na życie i pozostałe, reasekuracja i retrocesja, pośrednictwo ubezpieczeniowe i pomocnicze usługi ubezpieczeniowe) oraz bankowe (działalność depozytowa i kredytowa, leasing finansowy, doręczanie pieniędzy, emisja i zarządzanie środkami płatniczymi, zarządzanie rachunkami własnymi i klienta, doradcze oraz inne) (Flejterski, Panasiuk, Perenc i Rosa, 2005).

¹ Znajdujących się w Hurtowni Danych Statystycznych (Statistical Data Warehouse) pod adresem <http://sdw.ecb.europa.eu>.

² https://www.nbp.pl/systemplatniczy/obrot_bezgotowkowy/porownanie_UE_2014.pdf.

Pojęcie usług bankowych jest niejednoznaczne i często uzależniane od celu badania. Powszechnie uważa się, że są to usługi oferowane przez banki i inne instytucje finansowe klientom indywidualnym i podmiotom gospodarczym świadczone przez oddział bankowy lub elektronicznie. PKD 2007 zalicza działalność finansową i ubezpieczeniową do Sekcji K, składającej się z trzech działów — 64, 65 i 66³. Pierwszy z nich obejmuje finansową działalność usługową, z wyłączeniem ubezpieczeń i funduszy emerytalnych. Drugi zawiera ubezpieczenia, reasekuracje oraz fundusze emerytalne, z wyłączeniem obowiązkowego ubezpieczenia społecznego. Trzeci dział to działalność wspomagająca usługi finansowe oraz ubezpieczenia i fundusze emerytalne.

Pomimo zmian gospodarczych większość wskaźników charakteryzujących sektor bankowy w długim okresie jest dość stabilna. Ma to kluczowe znaczenie dla całego systemu finansowego.

W literaturze przedmiotu zwraca się uwagę na tzw. wskaźnik ubankowienia, informujący o liczbie osób korzystających z usług bankowych, a jednocześnie świadczący o rozwoju społecznym. W ostatnich dziesięciu latach liczba Polaków korzystających z usług bankowych wzrosła z 55,5% do 81,0%, co odpowiada średniej dla krajów UE.

Analizując w artykule usługi bankowe i ich rozwój w UE, brano pod uwagę wskaźniki uwzględniające liczbę placówek oferujących usługi płatnicze, bankomatów, rachunków bankowych, transakcji bezgotówkowych czy liczbę wydawanych kart płatniczych.

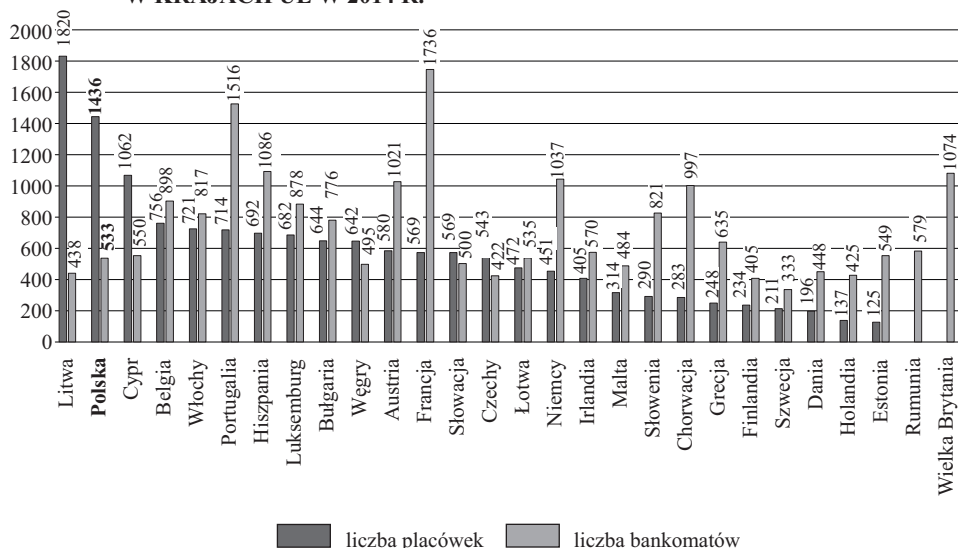
W ostatnich latach liczba placówek oferujących usługi płatnicze w Polsce wzrastała z roku na rok. W 2012 r. o 39,8%, w 2013 r. — 19,3%, zaś w 2014 r. o 36,5% w stosunku do roku poprzedniego. Wzrost ten spowodował, że w 2014 r. na milion mieszkańców przypadało 1436 placówek, przy średniej dla UE — 645. Duża liczba tych placówek wynika z uwzględnienia w analizie punktów świadczących usługę wpłaty gotówki na rachunek, np. Poczty Polskiej, oraz innych, w których przyjmowane są np. opłaty za energię. W przypadku pominięcia placówek instytucji płatniczych i biur usług płatniczych omawiany wskaźnik wyniósłby 615 na milion mieszkańców.

Liczba bankomatów przypadająca na milion mieszkańców w Polsce również rosła z roku na rok, ale w tempie zdecydowanie wolniejszym (w 2012 r. nastąpił wzrost o 6,61% w stosunku do 2011 r., w 2013 o 1,45%, zaś w 2014 o 8,55% w stosunku do roku poprzedniego). Średnia liczba bankomatów przypadająca na milion mieszkańców w UE w 2014 r. wynosiła 960 i była prawie dwukrotnie wyższa niż w Polsce (533).

W 2014 r. Polska znajdowała się na drugim miejscu wśród 26 krajów UE ze względu na liczbę placówek oferujących usługi płatnicze, natomiast na 19 miejscu spośród 28 krajów ze względu na liczbę bankomatów przypadającą na milion mieszkańców (wykr. 1).

³ http://stat.gov.pl/Klasyfikacje/doc/pkd_07/pdf/2_PKD-2007-schemat_2.pdf.

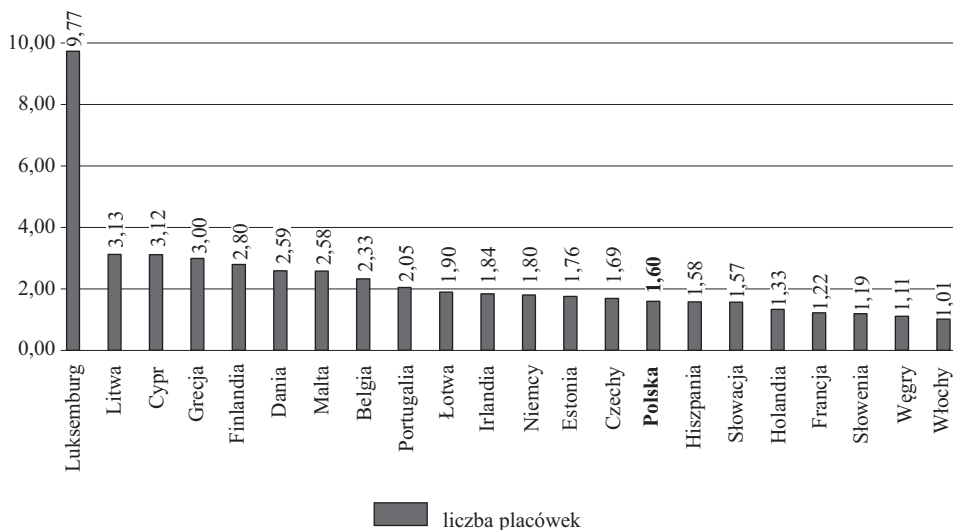
WYKR. 1. LICZBA PLACÓWEK OFERUJĄCYCH USŁUGI PŁATNICZE I BANKOMATÓW PRZYPADAJĄCYCH NA MILION MIESZKAŃCÓW W KRAJACH UE W 2014 R.



U w a g a. Brak danych o placówkach oferujących usługi płatnicze dla Rumunii i Wielkiej Brytanii.

Ź r ó d ł o: opracowanie własne na podstawie https://www.nbp.pl/systemplatniczy/obrot_bezgotowkowy/porownanie_UE_2014.pdf.

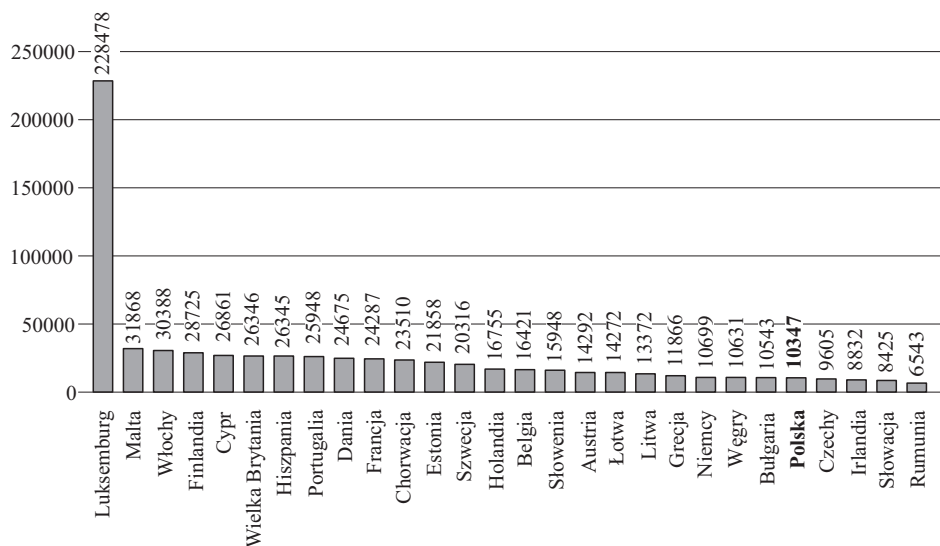
WYKR. 2. LICZBA RACHUNKÓW BANKOWYCH NA MIESZKAŃCA W KRAJACH UE W 2014 R.



U w a g a. Brak danych dla 6 krajów UE.

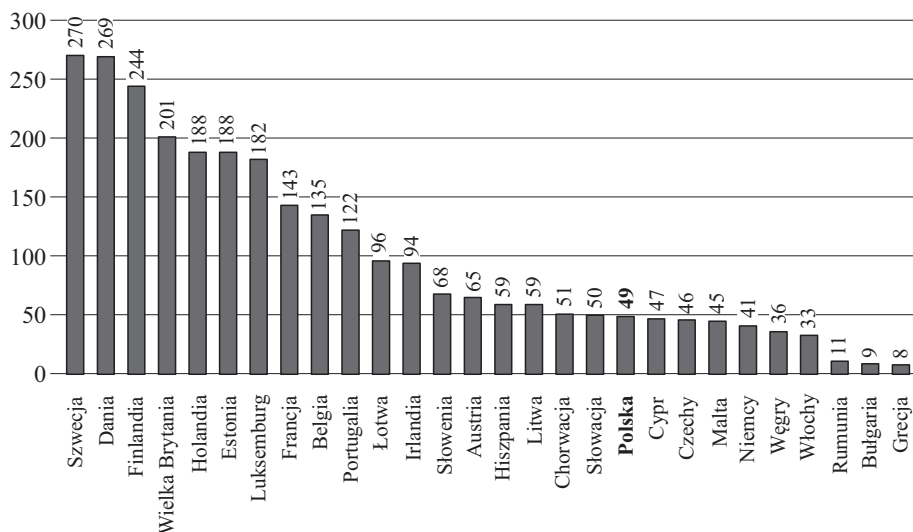
Ź r ó d ł o: jak przy wyk. 1.

WYKR. 3. LICZBA URZĄDZEŃ AKCEPTUJĄCYCH ELEKTRONICZNE INSTRUMENTY PŁATNICZE NA MILION MIESZKAŃCÓW W KRAJACH UE W 2014 R.



Źródło: jak przy wykry. 1.

WYKR. 4. LICZBA TRANSAKCYI BEZGOTÓWKOWYCH DOKONANYCH KARTAMI PŁATNICZYMI PRZYPADAJĄCYCH NA MIESZKAŃCĄ W KRAJACH UE W 2014 R.



Źródło: jak przy wykry. 1.

W ostatnich kilku latach w UE obserwuje się niewielkie zmiany rozważanych wskaźników. W Polsce natomiast z roku na rok wzrasta liczba rachunków przypadających na mieszkańca. W 2014 r. wskaźnik ten wyniósł 1,6 (w stosunku do 2001 r. wzrósł o ponad 250%). W 22 krajach UE średnia liczba rachunków bankowych w 2014 r. wynosiła 1,9. W ostatnich latach wzrost ten nie jest zbyt duży, o czym świadczą wyznaczone indeksy łańcuchowe: 4,11% dla 2012 r., 3,29% dla 2013 r. oraz 1,91% dla 2014 r. Liczba rachunków bankowych przypadających na mieszkańca w Polsce i innych krajach UE została przedstawiona na wyk. 2.

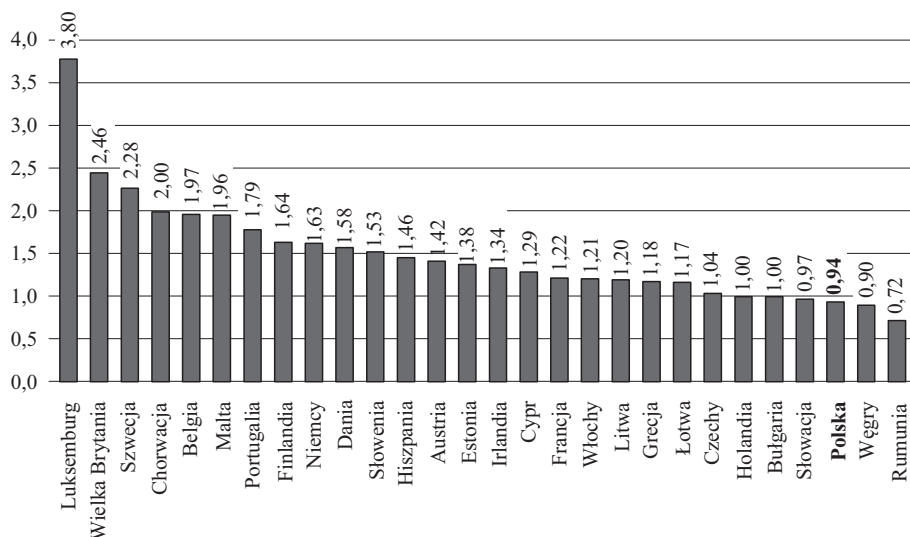
W porównaniu z krajami UE liczba terminali płatniczych oraz płatności dokonywanych za pomocą kart płatniczych jest w Polsce niewielka. W 2014 r. urządzeń akceptujących elektroniczne instrumenty płatnicze było 10347 na milion mieszkańców (przy średniej w krajach UE — 19694), zaś liczba transakcji bezgotówkowych kartami na mieszkańca wyniosła w Polsce 49,0 (przy średniej w UE — 93,2). W krajach UE średnia liczba wydawanych kart przypadająca na mieszkańca wynosi 1,5, a w Polsce 0,94 (26 miejsce w rankingu krajów UE).

Porównanie obrotu bezgotówkowego w Polsce z innymi krajami UE wypada mało korzystnie. W zakresie infrastruktury płatniczej (bankomaty, terminale POS⁴, wydane karty płatnicze) Polska znajduje się poniżej średniego wskaźnika dla krajów UE. W stosunku do poprzednich lat, pomimo zauważalnego wzrostu praktycznie we wszystkich wskaźnikach, pozycja Polski zmieniła się nieznacznie. Kraj nasz nieco korzystniej prezentuje się w zakresie wykorzystania infrastruktury płatniczej (kart płatniczych i poleceń przelewu).

Polska osiągnęła największą dynamikę wzrostu w przypadku liczby: transakcji bezgotówkowych przy użyciu kart, terminali POS, poleceń przelewu czy transakcji przy użyciu instrumentów płatniczych ogółem. W ostatnich latach zaobserwowano spadek liczby transakcji dokonywanych za pośrednictwem polecenia zapłaty. Istotnym czynnikiem rozwoju tych usług jest zamożność społeczeństwa (dochody) mierzona wartością PKB przypadającą na mieszkańca w naszym kraju. Zauważalna jest relacja pomiędzy liczbą transakcji dokonywanych przy użyciu bezgotówkowych instrumentów płatniczych a PKB *per capita* w danym kraju. W Polsce wskaźnik PKB *per capita* jest niski. Wyrzeczamy pod tym względem jedynie Węgry, Rumunię i Bułgarię (GUS, 2016ab). Zazwyczaj wraz ze wzrostem dobrobytu społeczeństwa zwiększa się liczba transakcji dokonywanych przy użyciu bezgotówkowych instrumentów płatniczych. Porównanie z pozostałymi krajami UE wskazuje, że dzieli nas znaczny — choć zmniejszający się z roku na rok — dystans, jeśli chodzi o średni poziom korzystania z płatności bezgotówkowych.

⁴ *Point of sale* — punkt handlowy.

**WYKR. 5. LICZBA WYDANYCH KART PŁATNICZYCH PRZYPADAJĄCYCH
NA MIESZKAŃCA W KRAJACH UE W 2014 R.**



Źródło: jak przy wyk. 1.

SKALOWANIE WIELOWYMIAROWE DO OCENY PODOBIEŃSTWA USŁUG FINANSOWO-BANKOWYCH

W ocenie podobieństwa usług finansowo-bankowych pomiędzy badanymi krajami wykorzystano metodę skalowania wielowymiarowego (Multidimensional Scaling — MDS) (Biela, 1995; Zaborowski, 2001). Stosując tę metodę, zakładamy, że respondent — wyrażając swój stosunek do rzeczywistości — posługuje się wymiarami, traktując obiekty jako punkty w przestrzeni m -wymiarowej. Celem skalowania wielowymiarowego jest przedstawienie „struktury” badanych obiektów poprzez określenie treści wymiarów na podstawie podobieństwa i preferencji respondentów oraz zachodzących w przestrzeni r -wymiarowej ($r < m$) relacji między badanymi obiektami (Gatnar i Walesiak, 2004). Obiekty tworzą zbiór A , a niepodobieństwo określone na iloczynie kartezjańskim $A \times A$ między obiektami i oraz k wynosi δ_{ik} , tworząc $\Delta = [\delta_{ik}]_{n \times n}$, gdzie n jest liczbą obiektów, natomiast Φ będzie odwzorowaniem zbioru A w zbiór punktów X , gdzie X jest podzbiorem przestrzeni, w której zostaną przedstawione obiekty $\Phi(A_i) = x_i$. Zauważmy, że x_i jest punktem w przestrzeni r -wymiarowej, gdzie d_{ik} jest odległością między punktami x_i a x_k . Należy znaleźć takie odwzorowanie Φ , dla którego $d_{ik} \approx \hat{d}_{ik} = f(\delta_{ik})$, gdzie $\hat{d}_{ik}$ jest funkcją regresji między d_{ik} a δ_{ik} .

Miarą stosowaną do określenia, w jakim stopniu dana konfiguracja odtwarza obserwowaną macierz odległości, jest STRESS (*Standardized Residual Sum of Squares*). Kruskal podał następującą definicję wartości dopasowania STRESS (Gatnar i Walesiak, 2011):

$$S^2 = \frac{\sum_{i,k} (d_{ik} - \hat{d}_{ik})^2}{\sum_{i,k} d_{ik}^2}$$

Uznaje się, że jeśli obliczony STRESS jest mniejszy od 0,02, to uzyskana reprezentacja jest wierna, a jeżeli powyżej 0,2, to dopasowanie jest uznawane za bardzo słabe.

Analizie poddano 28 krajów UE (a zatem $n = 28$). Wybór zmiennych charakteryzujących usługi finansowo-bankowe był uwarunkowany dostępnością danych statystycznych (GUS, 2014; Raport Urzędu Nadzoru Bankowego oraz Europejskiego Banku Centralnego). Wykorzystano zmienne:

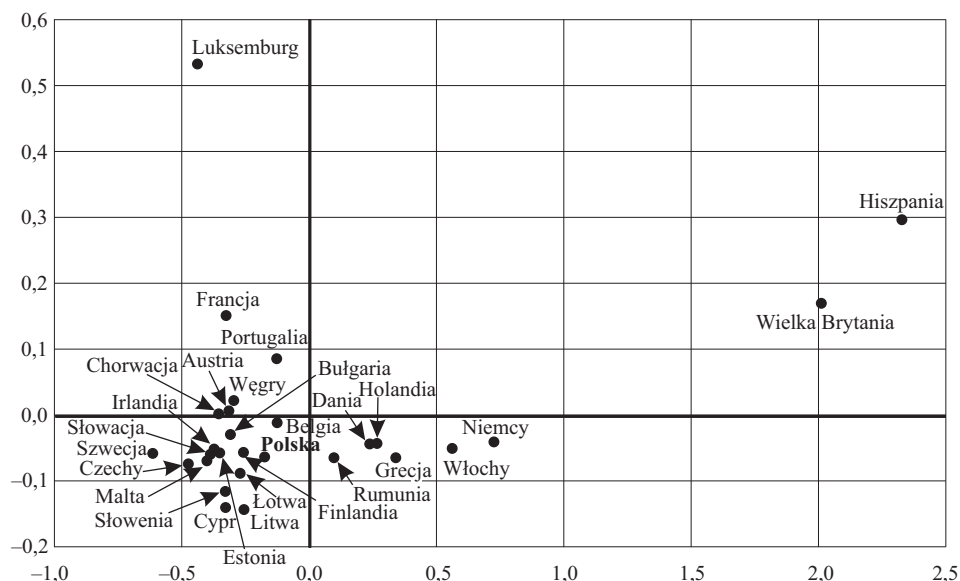
- X_1 — liczba placówek instytucji oferujących usługi płatnicze przypadających na milion mieszkańców;
- X_2 — liczba rachunków bankowych na mieszkańca;
- X_3 — posiadanie rachunku bankowego wśród osób powyżej 15 lat;
- X_4 — liczba bankomatów na milion mieszkańców;
- X_5 — liczba urządzeń akceptujących elektroniczne instrumenty płatnicze (terminali POS) na milion mieszkańców;
- X_6 — liczba wydanych kart płatniczych na mieszkańca;
- X_7 — liczba transakcji bezgotówkowych dokonanych kartami płatniczymi na mieszkańca;
- X_8 — udział kredytów wątpliwych w kredytach i instrumentach dłużnych;
- X_9 — liczba pracowników;
- X_{10} — udział w aktywach ogółem pięciu największych instytucji;
- X_{11} — relacja kredytów wątpliwych do funduszy własnych dla wyliczania współczynnika wypłacalności;
- X_{12} — liczba zatrudnionych w instytucjach kredytowych;
- X_{13} — wartość aktywów sektora bankowego;
- X_{14} — rezerwy na straty ogółem do kredytów wątpliwych;
- X_{15} — liczba oddziałów banków;
- X_{16} — liczba poleceń przelewu na mieszkańca;
- X_{17} — liczba poleceń zapłaty na mieszkańca;
- X_{18} — dynamika zatrudnionych w instytucjach kredytowych;
- X_{19} — dynamika wartości aktywów sektora bankowego;
- X_{20} — dynamika aktywów pięciu największych instytucji (stąd $m = 20$).

Dokonano następnie dwuwymiarowego skalowania, którego rezultaty przedstawiono na wyk. 6. Wykresy rozrzutu uzyskane po skalowaniu wielowymiarowym mają arbitralną rotację — oznacza to, że osie współrzędnych są wybrane arbitralnie (Quinn i Keough, 2001).

Przeprowadzono skalowanie wielowymiarowe polegające na graficznym przedstawieniu reprezentacji obiektów w formie punktów w ten sposób, aby odległości między punktami jak najbardziej odpowiadały odległościom, które można policzyć w zbiorze danych. W celu jak najlepszego wykorzystania dostępnych informacji zastosowano procedurę imputacji danych opisaną w artykule (Beckers i Rixen, 2003). W analizowanym zbiorze danych nie było brakujących obserwacji. Metoda ta została stworzona dla potrzeb (pokrewnego do MDS⁵) zagadnienia znajdowania czynników głównych lub wartości własnych zbioru danych z brakującymi obserwacjami. Zbiór odtworzony przy wykorzystaniu tej metody odznacza się bardzo wiernym odzwierciedleniem macierzy kowariancji.

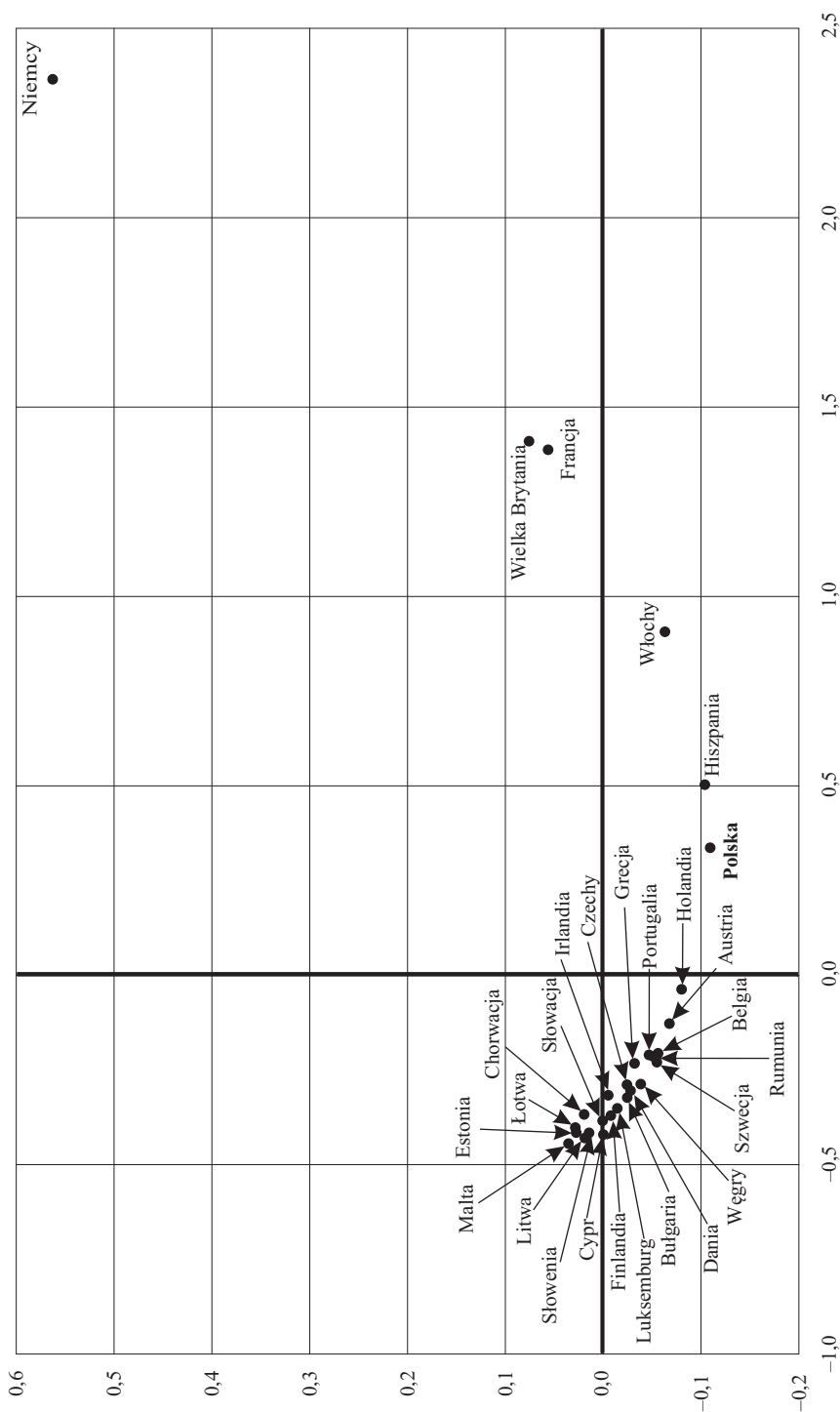
Odległość między obiektami zdefiniowano jako euklidesową. Skalowania wielowymiarowego dokonano metodą metryczną. Jej istotą jest to, że odległości między punktami są wprost proporcjonalne do zadanych odległości między obiektami w zbiorze danych. Uzyskano współczynnik STRESS-u równy 0,0213. Obiekty (kraje) są do siebie tym bardziej podobne, im są bliżej siebie położone, czyli im odległość między nimi jest mniejsza. Większa odległość między krajami oznacza mniejsze podobieństwo pod względem rozwoju usług finansowo-bankowych.

**WYKR. 6. DWUWYMIAROWA KONFIGURACJA PRZESTRZENNA KRAJÓW
Z UWZGLĘDNIENIEM WSZYSTKICH ZMIENNYCH**



Źródło: opracowanie własne.

⁵ *Macroeconomic Demand Schedule* — Makroekonomiczna Krzywa Popytu.

WYKR. 7. DWUWYMIAROWA KONFIGURACJA PRZESTRZENNA KRAJÓW Z UWZGLĘDNIENIEM 4 ZMIENNYCH X_2, X_8, X_9, X_{13} 

Źródło: jak przy wykr. 6.

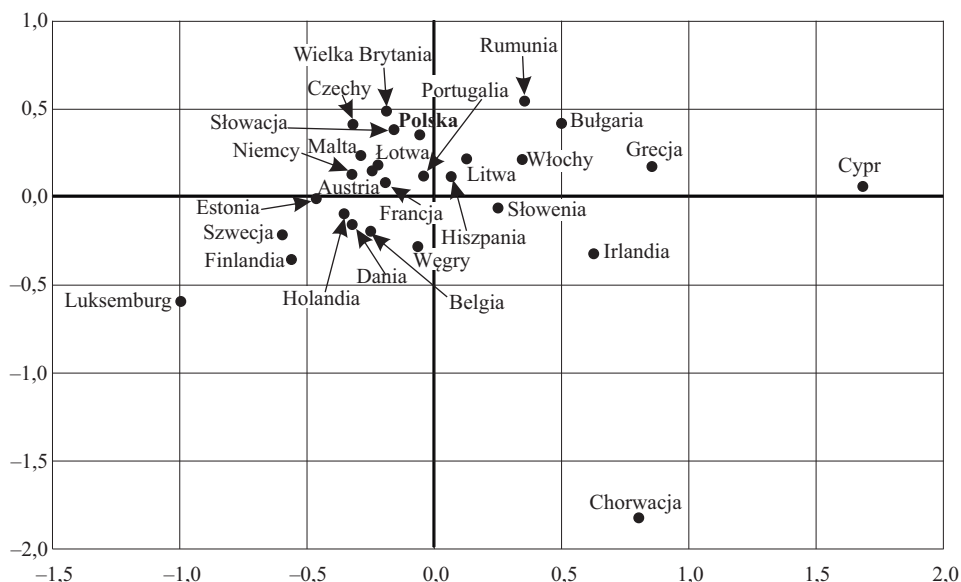
Polska znajduje się w trzeciej ćwiartce wykresu, w sąsiedztwie m.in. Bułgarii, Czech, Estonii, Irlandii, Malty i Słowacji. Wydaje się, że o takim położeniu naszego kraju zadecydowały zmienne o charakterze — nazwijmy go — bezgotówkowym.

Wcześniejsze badania nad rozwojem usług finansowo-bankowych przy zastosowaniu analizy czynnikowej (Szczukocka, 2016) umożliwiły sprowadzenie dużej liczby zmiennych do znacznie mniejszej liczby wzajemnie niezależnych czynników. Biorąc pod uwagę takie zmienne, jak: X_9 , X_8 , X_{13} oraz X_2 , otrzymano konfigurację przedstawioną na wyk. 7, gdzie zaznaczone punkty odpowiadają 28 poziomom zmiennej grupującej kraje. Dla każdej pary punktów obliczono odległość między nimi. Jako miarę odległości przyjęto odległość euklidesową w przestrzeni wybranych $m = 4$ wymiarów (zmiennych) i znaleziono takie współrzędne tych punktów w przestrzeni dwuwymiarowej, które jak najlepiej odtwarzają zmierzone odległości. Miara jakości dopasowania punktów jest suma różnic między zadanymi odległościami pomiędzy danym punktem i pozostałymi a odległością euklidesową zadaną przez dopasowane współrzędne. Całkowity STRESS rozwiązania jest równy 0,0069.

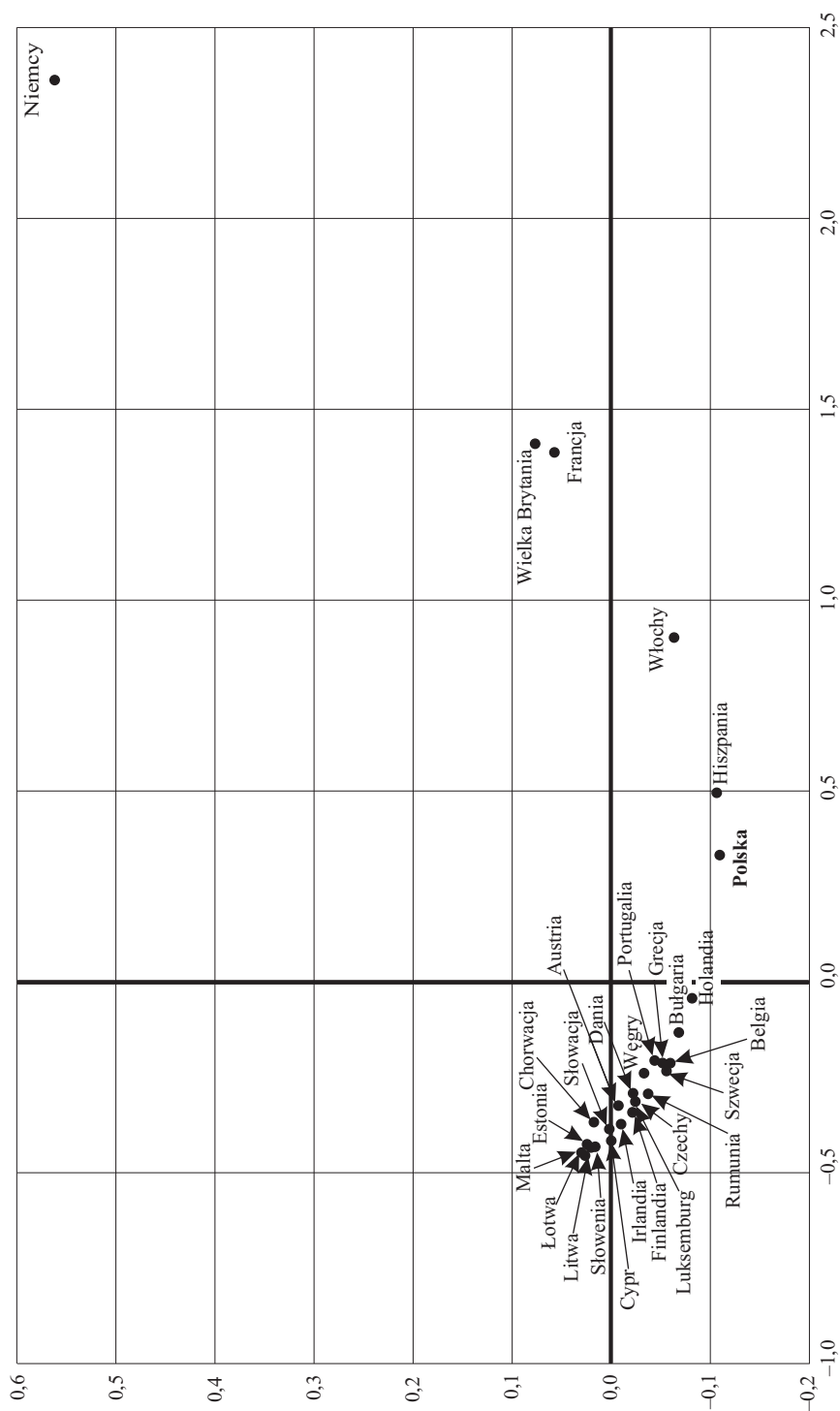
Polska znalazła się w IV ćwiartce wykresu w sąsiedztwie Hiszpanii i Włoch, co przy uwzględnieniu analizowanych zmiennych świadczy o dużym podobieństwie rozwoju usług finansowo-bankowych.

W dalszej analizie uwzględniono trzy zmienne: X_2 , X_8 i X_{13} (wykr. 8). W tym przypadku całkowity STRESS rozwiązania jest równy średniemu STRESS-owi każdego punktu i wynosi 0,0655.

**WYKR. 8. DWUWYMIAROWA KONFIGURACJA PRZESTRZENNA KRAJÓW
Z UWZGLĘDNIENIEM ZMIENNYCH X_2 , X_8 , X_{13}**



Źródło: jak przy wyk. 6.

Wykr. 9. DWUWYMIAROWA KONFIGURACJA PRZESTRZENNA KRAJÓW Z UWZGLĘDNIENIEM 3 ZMIENNYCH X_8, X_9, X_{13} 

Źródło: jak przy wykr. 6.

Polska znalazła się w I ćwiartce wykresu wśród takich państw, jak: Austria, Czechy, Francja, Łotwa, Malta, Niemcy, Portugalia, Słowacja i Wielka Brytania. Wylimitowanie zmiennej obrazującej liczbę pracowników znacznie zmieniło miejsce Polski na wykresie.

Następnie zwrócono uwagę na położenie badanych krajów UE przy wykorzystaniu trzech zmiennych, ale zastąpiono X_2 zmienną X_9 . Sprawilo to, że Polska znalazła się (podobnie jak na wyk. 7) w bliskim sąsiedztwie Hiszpanii i Włoch. Rezultaty analiz widac na wyk. 9, a całkowity STRESS jest równy 0,0069.

Zastosowanie metody skalowania wielowymiarowego pozwolilo na przedstawienie wykresów rozrzutu, na podstawie których można znaleźc skupiska i/lub punkty odstające. W celu wyjaśnienia pewnych wątpliwości należałoby dokonac analizy funkcjonowania systemu finansowego badanych krajów, co nie bylo celem badania.

Wnioski

Usługi finansowo-bankowe są uważane za jedne z najszybciej rozwijających się usług. Przejawia się to wzrostem zapotrzebowania na nie zarówno ze strony podmiotów gospodarczych, jak i osób fizycznych. Wzrasta liczba placówek oferujących usługi płatnicze, liczba rachunków bankowych, bankomatów oraz transakcji bezgotówkowych. W porównaniu jednak z krajami UE ze względu na wiele rozważanych zmiennych Polska prezentuje się mało korzystnie. Silna konkurencja na rynku sprawia, że pojawiają się nowe produkty i usługi, zwłaszcza te świadczone drogą elektroniczną, np. zautomatyzowane kioski elektroniczne, wielofunkcyjne bankomaty, call center czy home banking (Dąbrowska, 2008). Analiza wskaźników uwzględnionych w badaniu pozwala stwierdzić, że Polska w porównaniu z badanymi krajami wypada mniej korzystnie, jedynie liczba placówek oferujących usługi płatnicze i liczba transakcji kartami płatniczymi plasuje nas w czołówce. W zakresie infrastruktury płatniczej Polska znajduje się poniżej średniego poziomu dla unijnych krajów. W większości porównywanych wskaźników dzieli nas znaczny — ale zmniejszający się — dystans. Decydujący wpływ na rozwój usług finansowo-bankowych ma PKB przypadający na mieszkańca w danym kraju. Wraz ze wzrostem zamożności społeczeństwa wzrasta zainteresowanie analizowanymi usługami (współczynnik korelacji liniowej Pearsona dla liczby transakcji przeprowadzonych bezgotówkowymi instrumentami płatniczymi w przeliczeniu na mieszkańca i wartości PKB na mieszkańca dla 2014 r. wynosił 0,7975). W 2014 r. PKB na mieszkańca w Polsce równał się 10,74 tys. euro, a liczba transakcji na mieszkańca — 100,7. Średni poziom PKB na mieszkańca UE w 2014 r. to 27,37 tys. euro, zaś średnia liczba transakcji bezgotówkowych — 202⁶.

Wyniki badań i analiza różnych raportów przygotowanych przez specjalistów z dziedziny finansów pozwalają stwierdzić, że rozwój sektora bankowego za-

⁶ https://www.nbp.pl/systemplatniczy/obrot_bezgotowkowy/porownanie UE_2014.pdf.

równy w Polsce, jak i w innych krajach UE jest uzależniony od tempa wzrostu gospodarczego oraz sytuacji na rynku pracy.

dr hab. Dorota Pekasiewicz, dr hab. Agata Szczukocka — Uniwersytet Łódzki

LITERATURA

- Beckers, J. M., Rixen, M. (2003). EOF Calculations and Data Filling from Incomplete Oceanographic Datasets. *Journal of Atmospheric and oceanic technology*, 20, ftp://netuno.io.usp.br/lado/papers/beckers_rixen_2003.pdf.
- Biela, A. (1995). *Skalowanie wielowymiarowe w analizach behawioralnych i ekonomicznych*. Lublin: Norbertinum.
- Dąbrowska, A. (2008). *Rozwój rynku usług w Polsce — uwarunkowania i perspektywy*. Warszawa: Oficyna Wydawnicza SGH.
- Flejterski, S., Panasiuk, A., Perenc, J., Rosa, G. (2005). *Współczesna ekonomika usług*. Warszawa: PWN.
- Gatnar, E., Walesiak, M., (2004). *Metody statystycznej analizy wielowymiarowej w badaniach marketingowych*. Wrocław: Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego.
- Gatnar, E., Walesiak, M. (2011). *Analiza danych jakościowych i symbolicznych z wykorzystaniem programu R*. Warszawa: Wydawnictwo C.H. Beck.
- GUS. (2014). *Monitoring banków 2013*. Warszawa.
- GUS. (2016a). *Rocznik Statystyczny Rzeczypospolitej Polskiej*. Warszawa.
- GUS. (2016b). *Rynek wewnętrzny w 2015 r.* Warszawa.
- Quinn, G. P., Keough, M. J. (2001). Multidimensional Scaling and Cluster Analysis. W: *Experimental Design and Data Analysis for Biologists*. Cambridge University Press.
- Szczukocka, A. (2016). Zastosowanie analizy czynnikowej do badania rozwoju usług finansowo-bankowych w Polsce. (Artykuł wygłoszony na X Dorocznej Konferencji Naukowej *Zastosowanie metod ilościowych w ekonomii, finansach i zarządzaniu* organizowanej przez Zespół Metod Ilościowych Wyższej Szkoły Bankowej we Wrocławiu).
- Zaborowski, A. (2001). *Skalowanie wielowymiarowe w badaniach marketingowych*. Wrocław: Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego.

Summary. *In recent years the services sector has been playing a dominant role in economic and social life, as reflected by its predominant share in the creation of gross value added, and a growing share of employment. The aim of the article is to draw attention to the development of financial and banking services in Poland as compared to other EU countries. To assess the similarity between the countries multidimensional scaling method was used. The research was based on data for 2014 derived from the European Central Bank.*

Most of the indicators compared showed a significant — but decreasing — distance between Poland and other EU countries. The results obtained allow us to conclude that the development of the banking sector both in Poland and in other EU countries depends on the level of economic development and the situation on the banking market.

Keywords: services sector, financial and banking services, multidimensional scaling.

Małgorzata DOLATA
Jarosław LIRA

Relatywne zmiany poziomu zasobów mieszkaniowych i wyposażenia techniczno-sanitarnego mieszkań na obszarach wiejskich województwa wielkopolskiego

Streszczenie. *Badanie miało na celu ocenę skali dysproporcji zasobów mieszkaniowych i wyposażenia techniczno-sanitarnego mieszkań wiejskich województwa wielkopolskiego w latach 2004—2015. Przeprowadzono je na podstawie danych opisujących wybrane cechy diagnostyczne uzyskanych z Banku Danych Lokalnych GUS. Do zbadania tak złożonego zjawiska zastosowano jedną z metod taksonomii relatywnej w ujęciu dynamicznym, opartą na konstrukcji miernika syntetycznego wykorzystującego medianę przestrzenną Webera.*

Na podstawie wartości miernika wyodrębniono cztery relatywne klasy typologiczne o różnym poziomie zasobów mieszkaniowych i wyposażenia techniczno-sanitarnego mieszkań na obszarach wiejskich województwa wielkopolskiego w ujęciu powiatów. Największą relatywną przewagą w stosunku do pozostałych klas cechowały się powiat poznański oraz trzy powiaty położone w południowo-zachodniej części województwa. Największe relatywne opóźnienie cechowało powiaty leżące głównie we wschodniej i północnej części województwa.

Zastosowana metoda pozwoliła na klasyfikowanie badanych jednostek w danym okresie oraz umożliwiła obserwowanie zmian wartości zmiennej syntetycznej w czasie. Konstrukcję cechy syntetycznej oparto na zrelatywizowanej wartości cech diagnostycznych uwzględnionych w badaniu.

Słowa kluczowe: taksonomia relatywna, zasoby mieszkaniowe, obszary wiejskie.

JEL: C49, O18, R10

W kontekście przemian gospodarczych, jakie zaszły w Polsce po przystąpieniu do Unii Europejskiej (UE), szczególnego znaczenia nabiera badanie poziomu zasobów mieszkaniowych, jego zmian oraz zróżnicowania. O jakości mieszkań i ich standardzie, zarówno na wsi jak i w mieście, decyduje przede wszystkim ich wyposażenie techniczno-sanitarne, wielkość powierzchni oraz zaludnienie (Szymańska i Biegańska, 2011; Dolata i Lira, 2007). Za pomocą oceny tych elementów można dostrzec dysproporcje pomiędzy jednostkami podziału administracyjnego, wyodrębnić grupy o zbliżonym poziomie badanego zjawiska, a także wskazać podobieństwa w nich występujące.

W następstwie wejścia Polski do struktur UE nastąpiła poprawa stanu wyposażenia obszarów wiejskich w infrastrukturę gospodarczą (Kołodziejczyk i Gospodarowicz, 2014). Zjawisko to, sprzężone z nasilającymi się procesami urbanizacyjnymi i przejmowaniem wzorców życia miejskiego, zmieniło charakter zabudowy polskiej wsi. Powszechna stała się koncentracja zabudowy mieszkaniowej, podniósł się też standard wyposażenia mieszkań (Dolata i Lira, 2011; Bański i Wesołowska, 2006).

W 2015 r., po 12 latach członkostwa Polski w UE, na obszarach wiejskich zlokalizowanych było 4,6 mln mieszkań (33% ogółu) o całkowitej powierzchni użytkowej 426,7 mln m². Zasoby mieszkaniowe na wsi obejmowały 20 mln izb, a przeciętnie na 1 mieszkanie przypadało 4,34 izby. Średnia wielkość wiejskiego mieszkania wynosiła 92,7 m², a przeciętna powierzchnia użytkowa na 1 osobę — 27,9 m². Na 1 mieszkanie przypadało 3,32 osoby, a na 1 izbę — 0,77 osoby. Wyposażenie mieszkań na obszarach wiejskich w podstawowe media przedstawiało się następująco: podłączenie do wodociągu — 92,0% ogólnej liczby mieszkań, ustęp — 86,1%, łazienka — 82,4%, dostęp do sieci gazowej — 21,3%, dostęp do centralnego ogrzewania — 70,9% (GUS, 2016).

Celem artykułu jest ocena skali dysproporcji poziomu zasobów mieszkaniowych i wyposażenia techniczno-sanitarnego mieszkań na obszarach wiejskich powiatów województwa wielkopolskiego w latach 2004—2015. Do analizy tego złożonego zjawiska zastosowano jedną z metod taksonomii relatywnej w ujęciu dynamicznym, która bazuje na konstrukcji miernika syntetycznego opartego na medianie przestrzennej Webera. Metoda ta nie tylko pozwala na dokonywanie klasyfikacji jednostek w danym okresie, lecz przede wszystkim umożliwia obserwowanie zmian wartości zmiennej syntetycznej w czasie, przy czym konstrukcja cechy syntetycznej opiera się na zrelatywizowanych wartościach cech diagnostycznych. Wartości liczbowe wyrażające cechy uwzględnione w badaniu uzyskano na podstawie danych z Banku Danych Lokalnych GUS.

METODA BADAWCZA

Zaproponowana w pracy metoda konstrukcji relatywnego miernika syntetycznego w ujęciu dynamicznym według podejścia pozycyjnego bazuje na medianie Webera, zwanej także medianą L_1 lub przestrzenną (Lira, 1998), którą można zdefiniować jako wektor medianowy wyznaczony według kryterium Webera.

Założono, że $K_n^m = \{\mathbf{x}_1, \mathbf{x}_2, \dots, \mathbf{x}_n\} \subset \mathbb{R}^m$ to zbiór n wektorów obserwacji obiektów m -cechowych i że $\hat{\boldsymbol{\theta}} \in \mathbb{R}^m$ jest wektorem stanowiącym rozwiązanie zagadnienia optymalizacyjnego:

$$T(\hat{\boldsymbol{\theta}}, K_n^m) = \min_{\boldsymbol{\theta} \in \mathbb{R}^m} T(\boldsymbol{\theta}, K_n^m)$$

gdzie funkcja celu tego zagadnienia przyjmuje postać:

$$T(\boldsymbol{\theta}, K_n^m) = \sum_{i=1}^n \left[\sum_{j=1}^m (x_{ij} - \theta_j)^2 \right]^{1/2}$$

przy czym $\mathbf{x}_i = (x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{im})'$, $i = 1, 2, \dots, n$ oraz $\boldsymbol{\theta} = (\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_m)'$.

Przyjęto, że macierze danych są następującej postaci:

$$\mathbf{X}_t = \begin{pmatrix} x_{11t} & x_{12t} & \dots & x_{1mt} \\ x_{21t} & x_{22t} & \dots & x_{2mt} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ x_{n1t} & x_{n2t} & \dots & x_{nmt} \end{pmatrix} \text{ dla } t = 1, 2, \dots, k$$

gdzie x_{ijt} wyraża obserwację w okresie t dla j -tej cechy diagnostycznej ($j = 1, 2, \dots, m$) w i -tej jednostce przestrzennej ($i = 1, 2, \dots, n$).

Wartości cech diagnostycznych j o charakterze stymulant w okresie t dla każdej jednostki b mogą być relatywizowane w stosunku do pozostałych jednostek c zgodnie ze wzorem (Wydymus, 2013):

$$d_{(b/c)jt} = \begin{cases} x_{bjt} / x_{cjt} & x_{cjt} \neq 0 \\ 0 & x_{cjt} = 0 \end{cases}$$

gdzie $b \neq c$, $b = 1, 2, \dots, n$ oraz $c = 1, 2, \dots, n$.

Zrelatywizowane wartości w okresie t dla każdej cechy diagnostycznej j w określonej jednostce przestrzennej w stosunku do pozostałych jednostek można wówczas przedstawić w postaci macierzy relatywnych zmian:

$$\mathbf{D}_{jt} = \begin{pmatrix} 1 & d_{(2/1)jt} & \dots & d_{(n/1)jt} \\ d_{(1/2)jt} & 1 & \dots & d_{(n/2)jt} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ d_{(1/n)jt} & d_{(2/n)jt} & \dots & 1 \end{pmatrix}$$

Macierze relatywnych zmian $\mathbf{D}_{jt}$ są podstawą do utworzenia macierzy Δ_{it} , które dla poszczególnych jednostek przestrzennych w okresie t przyjmują postać (Lira, 2015):

$$\Delta_{1t} = \begin{pmatrix} d_{(1/2)1t} & d_{(1/2)2t} & \dots & d_{(1/2)mt} \\ d_{(1/3)1t} & d_{(1/3)2t} & \dots & d_{(1/3)mt} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ d_{(1/n)1t} & d_{(1/n)2t} & \dots & d_{(1/n)mt} \end{pmatrix}$$

$$\Delta_{2t} = \begin{pmatrix} d_{(2/1)1t} & d_{(2/1)2t} & \dots & d_{(2/1)mt} \\ d_{(2/3)1t} & d_{(2/3)2t} & \dots & d_{(2/3)mt} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ d_{(2/n)1t} & d_{(2/n)2t} & \dots & d_{(2/n)mt} \end{pmatrix}$$

$$\dots$$

$$\Delta_{nt} = \begin{pmatrix} d_{(n/1)1t} & d_{(n/1)2t} & \dots & d_{(n/1)mt} \\ d_{(n/2)1t} & d_{(n/2)2t} & \dots & d_{(n/2)mt} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ d_{(n/n-1)1t} & d_{(n/n-1)2t} & \dots & d_{(n/n-1)mt} \end{pmatrix}$$

Dla zrelatywizowanych wartości zestawionych w macierzach Δ_{it} , które możemy potraktować jako $n-1$ wektorów obserwacji obiektów m -cechowych obliczono medianę Webera:

$$L_1_med_{it} = (L_1_med_{i1t}, L_1_med_{i2t}, \dots, L_1_med_{imt})'$$

w okresie czasu t dla każdej jednostki przestrzennej i .

Wyznaczone mediany Webera stały się podstawą konstrukcji macierzy przeciętnych relatywnych zmian $\mathbf{\Omega}_t$ w okresie t :

$$\mathbf{\Omega}_t = \begin{pmatrix} \omega_{11t} & \omega_{12t} & \dots & \omega_{1mt} \\ \omega_{21t} & \omega_{22t} & \dots & \omega_{2mt} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \omega_{n1t} & \omega_{n2t} & \dots & \omega_{nmt} \end{pmatrix} \text{ dla } t = 1, 2, \dots, k$$

gdzie dla jednostki przestrzennej $i = 1$:

$$\begin{aligned} \omega_{11t} &= L_1 - med_{1t} \{d_{(1/2)1t}, d_{(1/3)1t}, \dots, d_{(1/n)1t}\} = L_1 - med_{11t} \\ \omega_{12t} &= L_1 - med_{1t} \{d_{(1/2)2t}, d_{(1/3)2t}, \dots, d_{(1/n)2t}\} = L_1 - med_{12t} \\ &\dots \\ \omega_{1mt} &= L_1 - med_{1t} \{d_{(1/2)mt}, d_{(1/3)mt}, \dots, d_{(1/n)mt}\} = L_1 - med_{1mt} \end{aligned}$$

dla jednostki przestrzennej $i = 2$:

$$\begin{aligned} \omega_{21t} &= L_1 - med_{2t} \{d_{(2/1)1t}, d_{(2/3)1t}, \dots, d_{(2/n)1t}\} = L_1 - med_{21t} \\ \omega_{22t} &= L_1 - med_{2t} \{d_{(2/1)2t}, d_{(2/3)2t}, \dots, d_{(2/n)2t}\} = L_1 - med_{22t} \\ &\dots \\ \omega_{2mt} &= L_1 - med_{2t} \{d_{(2/1)mt}, d_{(2/3)mt}, \dots, d_{(2/n)mt}\} = L_1 - med_{2mt} \end{aligned}$$

dla jednostki przestrzennej $i = n$:

$$\begin{aligned} \omega_{n1t} &= L_1 - med_{nt} \{d_{(n/1)1t}, d_{(n/2)1t}, \dots, d_{(n/n-1)1t}\} = L_1 - med_{n1t} \\ \omega_{n2t} &= L_1 - med_{nt} \{d_{(n/1)2t}, d_{(n/2)2t}, \dots, d_{(n/n-1)2t}\} = L_1 - med_{n2t} \\ &\dots \\ \omega_{nmt} &= L_1 - med_{nt} \{d_{(n/1)mt}, d_{(n/2)mt}, \dots, d_{(n/n-1)mt}\} = L_1 - med_{nmt} \end{aligned}$$

Na podstawie macierzy przeciętnych relatywnych zmian $\mathbf{\Omega}_t$ wyznaczono taksonomiczne relatywne mierniki rozwoju Φ_{it} dla jednostek przestrzennych i w kolejnych okresach t :

$$\Phi_{it} = med \left\{ \frac{1}{\omega_{i1t}}, \frac{1}{\omega_{i2t}}, \frac{1}{\omega_{imt}} \right\}$$

przy czym jeśli w okresie t dla cechy diagnostycznej j w pewnej jednostce przestrzennej i stwierdza się, że $\omega_{ijt} = 0$, to za ω_{ijt} należy przyjąć wartość bliską 0, dużo mniejszą od wartości minimalnej wyznaczonej dla niezerowych zrelatywizowanych wartości tej cechy w okresie t (np. arbitralnie określoną wartość 0,01).

Pomiar poziomu relatywnych zmian zasobów mieszkaniowych i wyposażenia techniczno-sanitarnego mieszkań w województwie wielkopolskim w przekroju powiatów oparto na konstrukcji taksonomicznie relatywnego miernika rozwoju. Czynności te wykonano w czterech etapach:

- etap 1 — dobór cech diagnostycznych będących wyznacznikami rozwoju zasobów mieszkaniowych i wyposażenia mieszkań. Dokonano go na podstawie przesłanek merytorycznych, kierując się ścisłym związkiem z badanymi zasobami mieszkaniowymi i wyposażeniem techniczno-sanitarnym, oraz statystycznych. W celu uniknięcia nadmiernego skorelowania przyjętych cech diagnostycznych przeprowadzono analizę elementów diagonalnych macierzy odwrotnej do macierzy korelacji $\mathbf{R}^1$;
- etap 2 — relatywizowanie wartości cech diagnostycznych dla każdego powiatu w poszczególnych latach. Dla każdej cechy diagnostycznej wyznaczono indywidualne indeksy, przyjmując powiaty za podstawę porównań, a następnie skonstruowano macierze relatywnych zmian w kolejnych latach. Dały one podstawę do utworzenia macierzy przeciętnych relatywnych zmian w badanym okresie;
- etap 3 — konstrukcja taksonomicznie relatywnego miernika rozwoju zasobów mieszkaniowych i wyposażenia mieszkań. Zastosowano tu pozycyjną metodę opartą na medianie Webera. Relatywny miernik interpretuje się następująco: im mniejsza od 1 jest jego wartość, tym większa relatywna przewaga badanego powiatu nad pozostałymi pod względem syntetycznej oceny poziomu rozwoju zasobów mieszkaniowych i wyposażenia mieszkań w badanym roku. Z kolei im wartość relatywnego miernika jest większa od 1, tym większe relatywne opóźnienie ocenianego powiatu w stosunku do wszystkich pozostałych;
- etap 4 — wyodrębnienie relatywnych klas typologicznych powiatów ze względu na poziom relatywnych zmian zasobów mieszkaniowych i wyposażenia mieszkań oraz ich opis. Do liniowego porządkowania powiatów i wyodrębnienia klas posłużyły wartości taksonomicznie relatywnego miernika. Grupowanie powiatów od wysokiego do bardzo niskiego relatywnego poziomu rozwoju zasobów mieszkaniowych i wyposażenia techniczno-sanitarnego mieszkań przeprowadzono na podstawie analizy różnic poziomu wartości taksonomicznie relatywnego miernika, która pozwoliła — po uporządkowaniu jednostek przestrzennych według niemalejących wartości miernika — na określenie granic klas. Następnie obliczono różnice pomiędzy wartościami miernika dla powiatów sąsiadujących ze sobą (dla pierwszego i drugiego, drugiego i trzeciego itd.) i przeanalizowano kolejne różnice, poczynawszy od pierwszej (różnica między drugim a pierwszym powiatem). Na podstawie wielkości tych różnic wyodrębniono relatywne klasy typologiczne; tę o najwyższym poziomie rozwoju określono jako klasę I.

¹ Jeżeli cecha jest nadmiernie skorelowana z pozostałymi, to elementy diagonalne macierzy odwrotnej $\mathbf{R}^{-1}$ znacznie przekraczają wartość 10, co jest symptomem złego uwarunkowania numerycznego macierzy $\mathbf{R}$ (Malina, Zeliaś, 1997).

WYNIKI BADAŃ EMPIRYCZNYCH

Do pomiaru relatywnych zmian zasobów mieszkaniowych i wyposażenia techniczno-sanitarnego mieszkań na obszarach wiejskich powiatów województwa wielkopolskiego w latach 2004—2015 przyjęto cztery cechy diagnostyczne ilościowe ciągłe w postaci wskaźników struktury (poza powierzchnią użytkową mieszkania) o charakterze stymulant²:

- powierzchnia użytkowa 1 mieszkania w m² (powierzchnia użytkowa);
- liczba mieszkań wyposażonych w łazienkę w % ogółu mieszkań (łazienka);
- liczba mieszkań wyposażonych w centralne ogrzewanie w % ogółu mieszkań (centralne ogrzewanie);
- liczba mieszkań wyposażonych w gaz sieciowy w % ogółu mieszkań (gaz sieciowy).

W tabl. 1 przedstawiono charakterystykę liczbową opisującą stan badanych cech diagnostycznych, wskazujących na zmiany i różnice poziomu zasobów mieszkaniowych oraz wyposażenia techniczno-sanitarnego mieszkań. Wśród cech, dla których obliczono współczynnik zmienności, szczególną uwagę zwraca bardzo wysoki stopień rozproszenia (od 113,72% w 2004 r. do 96,18% w 2015 r.) odsetka mieszkań wyposażonych w gaz sieciowy, na co duży wpływ miała odstająca obserwacja dla powiatu poznańskiego (46,7% w 2004 r. i 68,7% w 2015 r.). W 2004 r. odsetek mieszkań obrazujący dostępność ludności wiejskiej do gazu z sieci był w powiecie poznańskim o 8,7 p.proc. wyższy niż w kolejnym powiecie wolsztyńskim, zaś w 2015 r. — o 24,4 p.proc. wyższy niż w drugim w kolejności powiecie grodziskim. Ponadto wyposażenie mieszkań w gaz sieciowy zarówno w pierwszym, jak i ostatnim roku badania charakteryzowało się umiarkowaną asymetrią prawostronną (od 1,56 w 2004 r. do 1,58 w 2015 r.).

TABL. 1. WYBRANE STATYSTYKI OPISOWE CHARAKTERYZUJĄCE ZASOBY MIESZKANIOWE I WYPOSAŻENIE TECHNICZNO-SANITARNE MIESZKAŃ NA OBSZARACH WIEJSKICH POWIATÓW WOJEWÓDZTWA WIELKOPOLSKIEGO

Mienniki statystyczne a — 2004 b — mediana c — 2015		Powierzchnia użytkowa	Łazienka	Centralne ogrzewanie	Gaz sieciowy
Minimum	a	80,71	67,03	56,92	0,00
	b	83,22	71,88	62,08	0,01
	c	86,66	76,58	66,68	0,03
Kwartył dolny	a	84,44	79,97	63,54	2,09
	b	87,82	82,81	67,81	3,43
	c	91,62	86,03	72,05	3,82
Mediana brzegowa	a	88,31	83,55	67,64	5,74
	b	91,51	86,51	71,54	12,33
	c	95,02	88,96	75,52	14,41

² Uskok w wartościach poszczególnych elementów składowych zasobów mieszkaniowych i wyposażenia techniczno-sanitarnego mieszkań w 2009 r. w stosunku do 2008 r. był spowodowany korektą wynikającą z danych Narodowego Spisu Powszechnego Ludności i Mieszkań w 2011 r.

TABL. 1. WYBRANE STATYSTYKI OPISOWE CHARAKTERYZUJĄCE ZASOBY MIESZKANIOWE I WYPOSAŻENIE TECHNICZNO-SANITARNE MIESZKAŃ NA OBSZARACH WIEJSKICH POWIATÓW WOJEWÓDZTWA WIELKOPOLSKIEGO (dok.)

Mienniki statystyczne a — 2004 b — mediana c — 2015		Powierzchnia użytkowa	Łazienka	Centralne ogrzewanie	Gaz sieciowy
Mediana Webera	a	89,00	82,57	67,86	7,15
	b	92,39	85,51	72,08	12,20
	c	95,82	88,37	76,20	13,25
Kwartył górny	a	96,33	86,19	72,26	15,76
	b	99,55	88,50	75,25	20,42
	c	102,78	90,85	78,40	22,24
Maksimum	a	104,30	92,31	83,83	46,74
	b	106,53	95,09	87,21	65,57
	c	109,61	96,96	91,83	68,74
Klasyczny współczynnik zmienności w %	a	7,16	6,76	8,36	113,72
	b	6,97	5,74	7,33	98,74
	c	6,71	4,80	6,65	96,18
Kurtoza	a	-1,02	1,06	0,38	2,10
	b	-1,07	1,06	0,82	2,78
	c	-0,99	1,09	1,65	3,16
Skośność	a	0,49	-0,94	0,47	1,56
	b	0,44	-0,79	0,59	1,56
	c	0,43	-0,74	0,77	1,58
Elementy diagonalne macierzy R^{-1}	a	1,14	2,57	3,33	2,04
	b	1,15	2,75	4,03	2,49
	c	1,15	2,98	4,48	2,50
Polska	a	84,85	74,68	63,28	17,50
	b	88,79	78,77	67,07	20,42
	c	92,69	82,41	70,94	21,28
Woj. wielkopolskie	a	91,08	82,46	69,09	12,57
	b	95,02	85,79	73,36	19,85
	c	98,76	88,96	77,95	22,24

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS.

Na podstawie relatywnych wartości miennika syntetycznego wyodrębniono relatywne klasy typologiczne skupiające powiaty o podobnym poziomie zasobów mieszkaniowych i wyposażenia techniczno-sanitarnego mieszkań oraz ukazano międzyklasowe zróżnicowanie badanych zasobów na obszarach wiejskich powiatów województwa wielkopolskiego w 2015 r. (tabl. 2 i 3).

TABL. 2. KLASYFIKACJA POWIATÓW WOJEWÓDZTWA WIELKOPOLSKIEGO WEDŁUG WARTOŚCI RELATYWNEGO MIENNIKA ZASOBÓW MIESZKANIOWYCH I ICH WYPOSAŻENIA TECHNICZNO-SANITARNEGO W 2015 R.

Klasa obszarów wiejskich	Poziom rozwoju	Wartości miennika	Średnia ważona ^a	Powiaty
I	wysoki	0,870—0,945	0,891	leszczyński, poznański, rawicki, wolsztyński
II	średni	0,952—0,999	0,976	gostyński, grodziski, kępiński, kościański, obornicki, ostrowski, szamotulski, średzki, śremski

^a Jako wagi przyjęto liczbę mieszkań na obszarach wiejskich.

TABL. 2. KLASYFIKACJA POWIATÓW WOJEWÓDZTWA WIELKOPOLSKIEGO WEDŁUG WARTOŚCI RELATYWNEGO MIERNIKA ZASOBÓW MIESZKANIOWYCH I ICH WYPOSAŻENIA TECHNICZNO-SANITARNEGO W 2015 R. (dok.)

Klasa obszarów wiejskich	Poziom rozwoju	Wartości miernika	Średnia ważona ^a	Powiaty
III	niski	1,006—1,052	1,030	chodzieski, gnieźnieński, jarociński, koniński, krotoszyński, międzychodzki, nowotomyski, pilski, pleszewski
IV	bardzo niski	1,068—1,144	1,097	czarnkowsko-trzcianecki, kaliski, kołski, ostrzeszowski, słupecki, turecki, wągrowiecki, wrzesiński, złotowski

^a Jako wagi przyjęto liczbę mieszkań na obszarach wiejskich.

Źródło: jak przy tabl. 1.

TABL. 3. MIĘDZYKLASOWE ZRÓŻNICOWANIE ZASOBÓW MIESZKANIOWYCH I ICH WYPOSAŻENIA TECHNICZNO-SANITARNEGO NA OBSZARACH WIEJSKICH POWIATÓW WOJEWÓDZTWA WIELKOPOLSKIEGO W 2015 R. — WARTOŚCI ŚREDNICH HARMONICZNYCH W KLASACH

Infrastruktura gospodarcza	Klasa obszarów wiejskich				Obszary wiejskie ogółem	
	I	II	III	IV	Polska	woj. wielkopolskie
Powierzchnia mieszkań w m ²	106,7 (9,1)	97,8 (6,1)	96,2 (7,0)	94,8 (6,9)	92,7 (7,8)	98,8 (7,7)
Odsetek mieszkań wyposażonych w:						
łazienkę	95,8 (4,9)	90,1 (4,9)	87,3 (6,3)	83,4 (7,4)	82,4 (7,7)	89,0 (6,5)
centralne ogrzewanie	88,3 (8,9)	78,2 (7,0)	75,7 (8,1)	70,4 (8,6)	70,9 (7,7)	77,9 (8,9)
gaz sieciowy	55,4 (18,2)	21,9 (8,2)	10,9 (5,0)	2,9 (1,6)	21,3 (3,8)	22,2 (9,7)

Uwaga. W nawiasach podano przyrosty absolutne w klasach wyznaczonych dla 2015 r. w stosunku do 2004 r.

Źródło: jak przy tabl. 1.

Klasę I utworzyły powiaty o wysokim poziomie zasobów mieszkaniowych i wyposażenia techniczno-sanitarnego mieszkań, które osiągnęły małą relatywną przewagę w stosunku do powiatów z pozostałych klas (wartość relatywnego miernika wyznaczona dla tej klasy mieściła się w przedziale od 0,870 do 0,945). W jej skład weszły cztery powiaty: leszczyński, poznański, rawicki i wolsztyński, zajmujące 13,5% ogólnej powierzchni obszarów wiejskich województwa wielkopolskiego. Ich średnia odległość³ od Poznania wynosiła 53,8 km, a zamieszkiwało je 22,7% ogółu ludności wiejskiej faktycznie mieszkającej w województwie wielkopolskim. Wartości wszystkich wskaźników opisujących przyjęte do badania cechy diagnostyczne kształtowały się na poziomie wyższym niż w pozostałych klasach, a także wyższym niż analogiczne wielkości dla obszarów wiejskich województwa wielkopolskiego i kraju ogółem. W powiatach klasy I

³ Średnią odległość od Poznania określono na podstawie odległości do siedziby władz gmin wiejskich i miejsko-wiejskich w powiatach zaliczonych do rozpatrywanej klasy typologicznej.

nastąpił największy przyrost przeciętnej powierzchni użytkowej mieszkania (o 9,1 m²) oraz odsetka mieszkań wyposażonych w centralne ogrzewanie (o 8,9 p.proc.) i gaz sieciowy (o 18,2 p.proc.) w 2015 r. w stosunku do 2004 r.

Do relatywnej klasy II zaliczono dziewięć powiatów o średnim relatywnym poziomie rozwoju zasobów mieszkaniowych i ich wyposażenia. Relatywny miernik syntetyczny przyjmował wartości z przedziału od 0,952 do 0,999, co oznaczało, że obszary wiejskie w tej klasie osiągały bardzo małą relatywną przewagę w stosunku do obszarów wiejskich z pozostałych klas. W odniesieniu do województwa wielkopolskiego obszary wiejskie powiatów klasy II zajmowały 23,5% ogólnej powierzchni, a zamieszkała na nich ludność stanowiła 24% ogółu ludności wiejskiej. Średnia odległość powiatów od stolicy województwa była o 28,3 km większa niż w klasie I. Klasę II charakteryzował najmniejszy przyrost zarówno powierzchni użytkowej mieszkań (o 6,1 m²), jak i odsetka mieszkań wyposażonych w centralne ogrzewanie (o 7,0 p.proc.) w 2015 r. w porównaniu do 2004 r. Zaobserwowano w niej znacznie słabsze wyposażenie mieszkań w sieć gazową (tylko 8,2% ogółu mieszkań na wsi) — o 33,5 p.proc. mniej niż w klasie I. Wartości wskaźników opisujących stan wszystkich cech diagnostycznych kształtowały się na podobnym poziomie jak w przypadku obszarów wiejskich województwa wielkopolskiego i wyższym niż dla Polski.

Relatywną klasę III utworzyło dziewięć powiatów charakteryzujących się niskim poziomem rozwoju zasobów mieszkaniowych i wyposażenia mieszkań w elementy infrastruktury techniczno-sanitarnej. Wyznaczone dla niej wartości relatywnego miernika syntetycznego zawierały się w przedziale od 1,006 do 1,052, co wskazywało na bardzo małe relatywne opóźnienie w stosunku do pozostałych klas. W odniesieniu do województwa wielkopolskiego obszary wiejskie powiatów tej klasy zajmowały 28,7% ogólnej powierzchni obszarów wiejskich, zamieszkiwało je 26,2% ogółu ludności wiejskiej, a średnia odległość od stolicy wynosiła 85,8 km. Charakterystyczne dla klasy III było to, że wartości wskaźników obrazujących badane zasoby były niższe aniżeli odpowiednie wielkości dla obszarów wiejskich województwa wielkopolskiego, ale wyższe niż dla kraju, z wyjątkiem odsetka mieszkań wyposażonych w gaz sieciowy, który był niższy niż dla województwa wielkopolskiego i Polski odpowiednio o 11,3 p.proc. i 10,4 p.proc.

W skład relatywnej klasy IV weszło dziewięć powiatów o relatywnie bardzo niskim poziomie rozwoju zasobów mieszkaniowych. Wartości relatywnego miernika zasobów mieszkaniowych i wyposażenia mieszkań w tej klasie mieściły się w przedziale od 1,068 do 1,144, co należy odczytać jako małe relatywne opóźnienie w stosunku do obszarów wiejskich w pozostałych klasach. Obszary wiejskie w tej klasie zajmowały 34% ogółu powierzchni obszarów wiejskich województwa wielkopolskiego, a zamieszkiwało je 27,1% ogółu ludności wiejskiej województwa. Średnia odległość od Poznania była największa i wynosiła 118,3 km. Specyficzne dla klasy IV były znaczne niedostatki w dostępie do gazu z sieci (niespełna 3% ogółu mieszkań na obszarach wiejskich). Ma to bezpośredni związek z dokonaniem jedynie niewielkich zmian w powiatach tej klasy w zakresie wyposażenia mieszkań w ten element infrastruktury (odsetek mieszkań w 2015 r. zwiększył się zaledwie o 1,6 p.proc. w stosunku do 2004 r.).

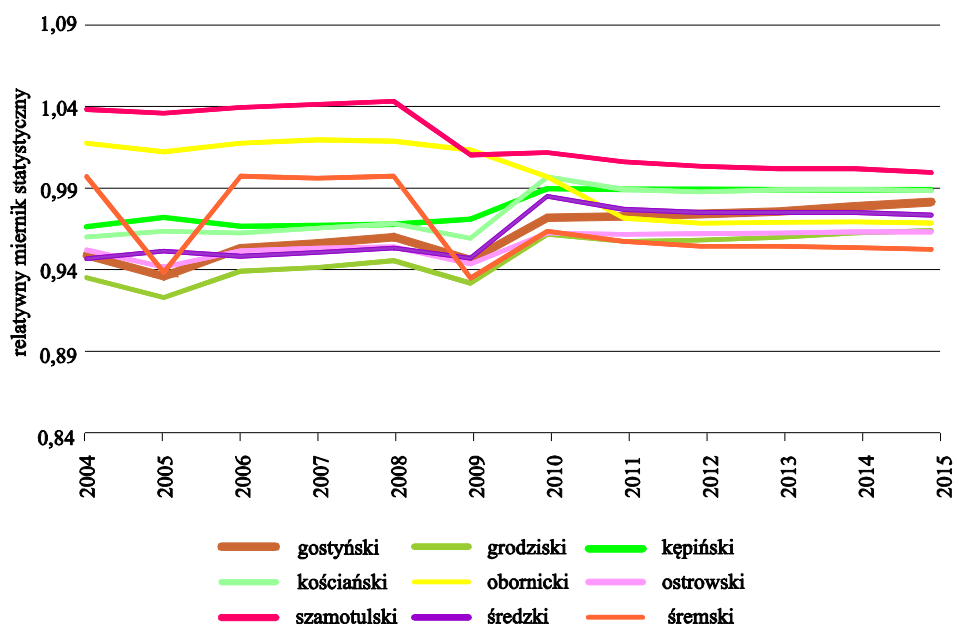
Na wyk. 1 pokazano wartości relatywnego miernika syntetycznego w latach 2004–2015, który wyznaczono dla poszczególnych powiatów w klasach wyodrębnionych dla 2015 r.

W latach 2004–2015 w powiatach zaliczonych do klasy I nastąpiło zmniejszenie relatywnej przewagi w stosunku do pozostałych powiatów, chociaż pod względem syntetycznej oceny poziomu rozwoju zasobów mieszkaniowych została ona utrzymana. Należy podkreślić, że powiat poznański w badanym okresie charakteryzował się największą relatywną przewagą nad pozostałymi powiatami. Analizując sytuację w powiatach, które w 2015 r. utworzyły klasę II, można zauważyć, że miały one relatywną przewagę nad pozostałymi. Szczególną uwagę zwracają dwa powiaty, które z początkowego relatywnego opóźnienia uzyskały niewielką relatywną przewagę: obornicki (zmniejszenie miernika o 0,049) i szamotulski (zmniejszenie miernika o 0,039). Powiaty w klasie III charakteryzowały się bardzo małym relatywnym opóźnieniem poziomu rozwoju zasobów mieszkaniowych w stosunku do pozostałych (wartość miernika relatywnego w każdym z nich była większa od 1), przy czym pięć powiatów: gnieźnieński, koniński, międzychodzki, nowotomyski, pilski i pleszewski zmniejszyło relatywne opóźnienie. Z kolei z analizy relatywnych zmian zasobów mieszkaniowych w powiatach zaliczonych do klasy IV wynika, że dwa z nich — turecki i kolski — były w całym badanym okresie najbardziej opóźnione w rozwoju zasobów mieszkaniowych, choć ich relatywne opóźnienie w stosunku do pozostałych powiatów się zmniejszyło.

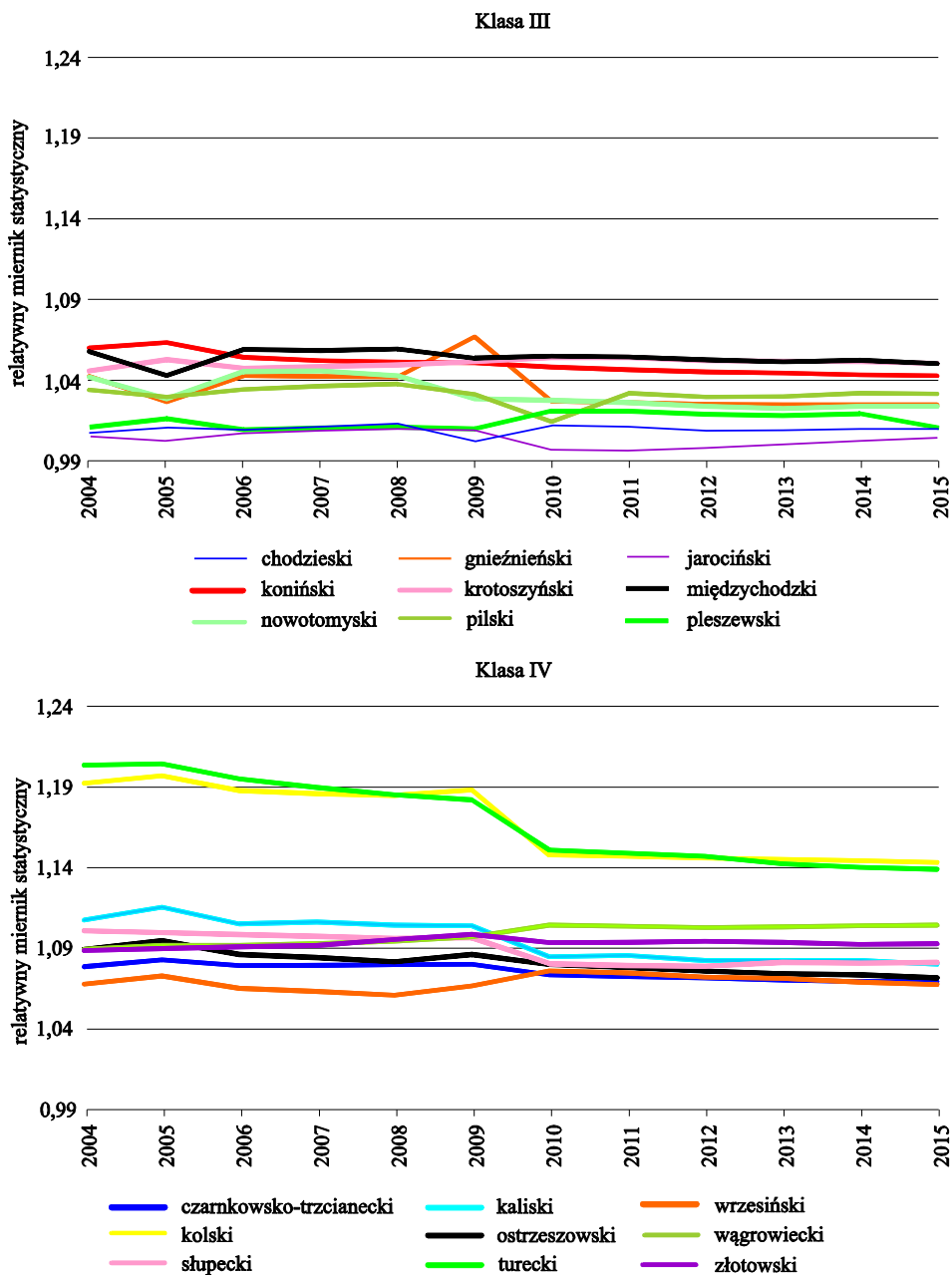
Na wyk. 2 przedstawiono relatywne zmiany elementów obrazujących zasoby mieszkaniowe i wyposażenie techniczno-sanitarne mieszkań na obszarach wiejskich powiatów w wyodrębnionych relatywnych klasach typologicznych oraz województwa wielkopolskiego i Polski w latach 2004–2015.

W przypadku przeciętnej powierzchni użytkowej mieszkania we wszystkich badanych latach średnia powierzchnia mieszkania zarówno w poszczególnych klasach, jak i na obszarach wiejskich województwa wielkopolskiego była wyższa niż dla Polski. Najwyższym poziomem rozwoju charakteryzowały się powiaty wchodzące w skład klasy I (wzrost średniej powierzchni z 97,6 m² w 2004 r. do 106,7 m² w 2015 r.). Z kolei poziom wyposażenia mieszkań w łazienkę i centralne ogrzewanie w klasie IV (głównie wschodnia i północna część województwa) w całym okresie badania kształtował się na podobnym poziomie co w Polsce, a w pozostałych klasach był wyższy. Największe niedostatki i międzyklasowe zróżnicowanie wyposażenia mieszkań dotyczyły gazu sieciowego. Obszary zaliczone do klas III i IV (wschodnia i północna część województwa) cechowały się niższym poziomem rozwoju w zakresie tego elementu infrastruktury niż obszary wiejskie Polski. Ponadto rozbieżność pomiędzy klasami I i II nie tylko była duża, lecz także uległa znacznemu pogłębieniu (od 23,5 p.proc. w 2004 r. do 33,5 p.proc. w 2015 r.). Podsumowując, należy podkreślić, że w przypadku wszystkich elementów charakteryzujących poziom zasobów mieszkaniowych i wyposażenie techniczno-sanitarne mieszkań na obszarach wiejskich województwa wielkopolskiego stwierdzono znaczne dysproporcje pomiędzy relatywną klasą I a pozostałymi klasami oraz województwem wielkopolskim i Polską, szczególnie w odniesieniu do dostępności ludności wiejskiej do gazu sieciowego.

Klasa I

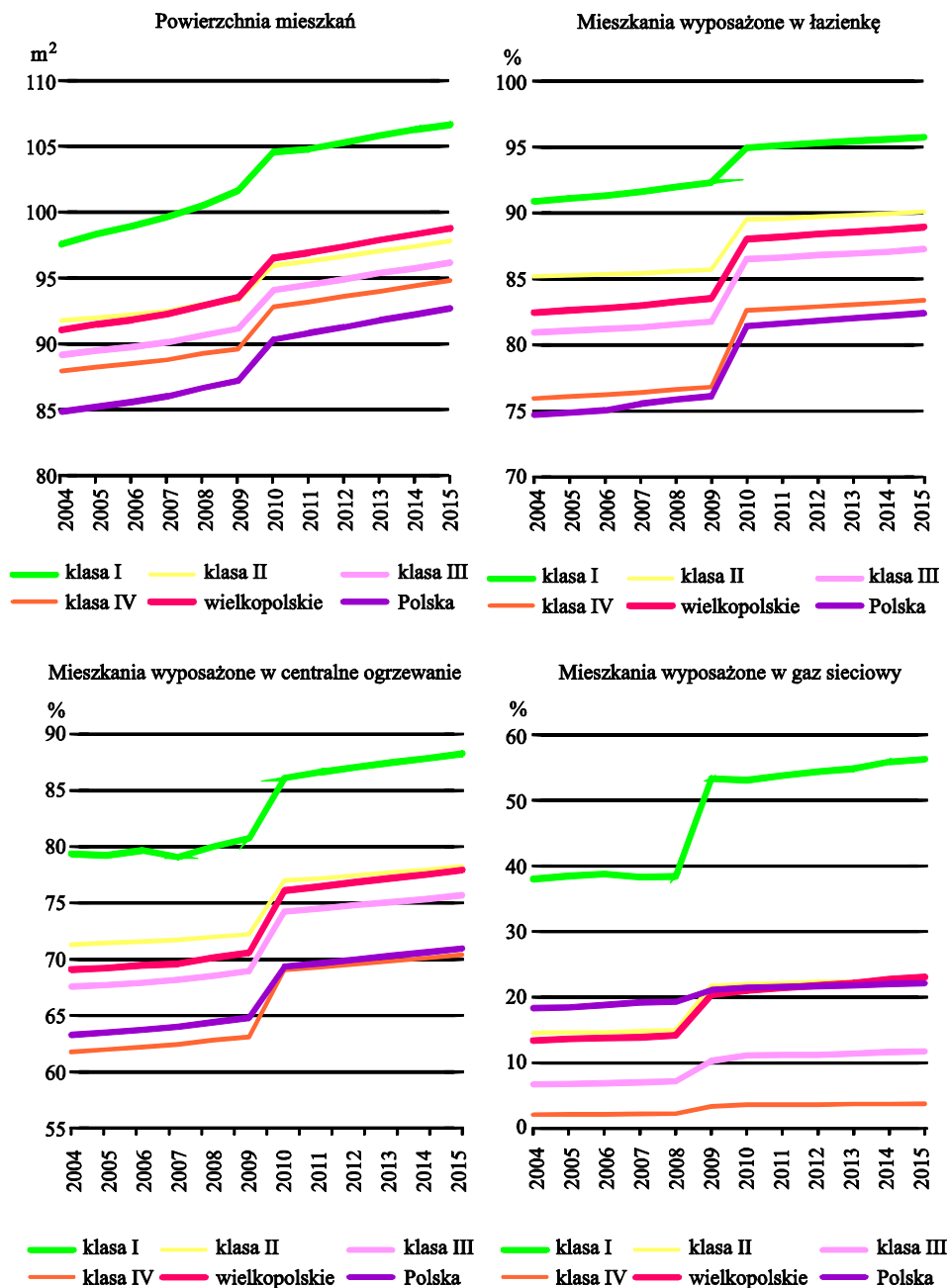


WYKR. 1. RELATYWNE ZMIANY ZASOBÓW MIESZKANIOWYCH I WYPOSAŻENIA TECHNICZNO-SANITARNEGO MIESZKAŃ NA OBSZARACH WIEJSKICH POWIATÓW WOJEWÓDZTWA WIELKOPOLSKIEGO WEDŁUG KLAS WYODRĘBNIONYCH DLA 2015 R. (dok.)



Źródło: opracowanie własne.

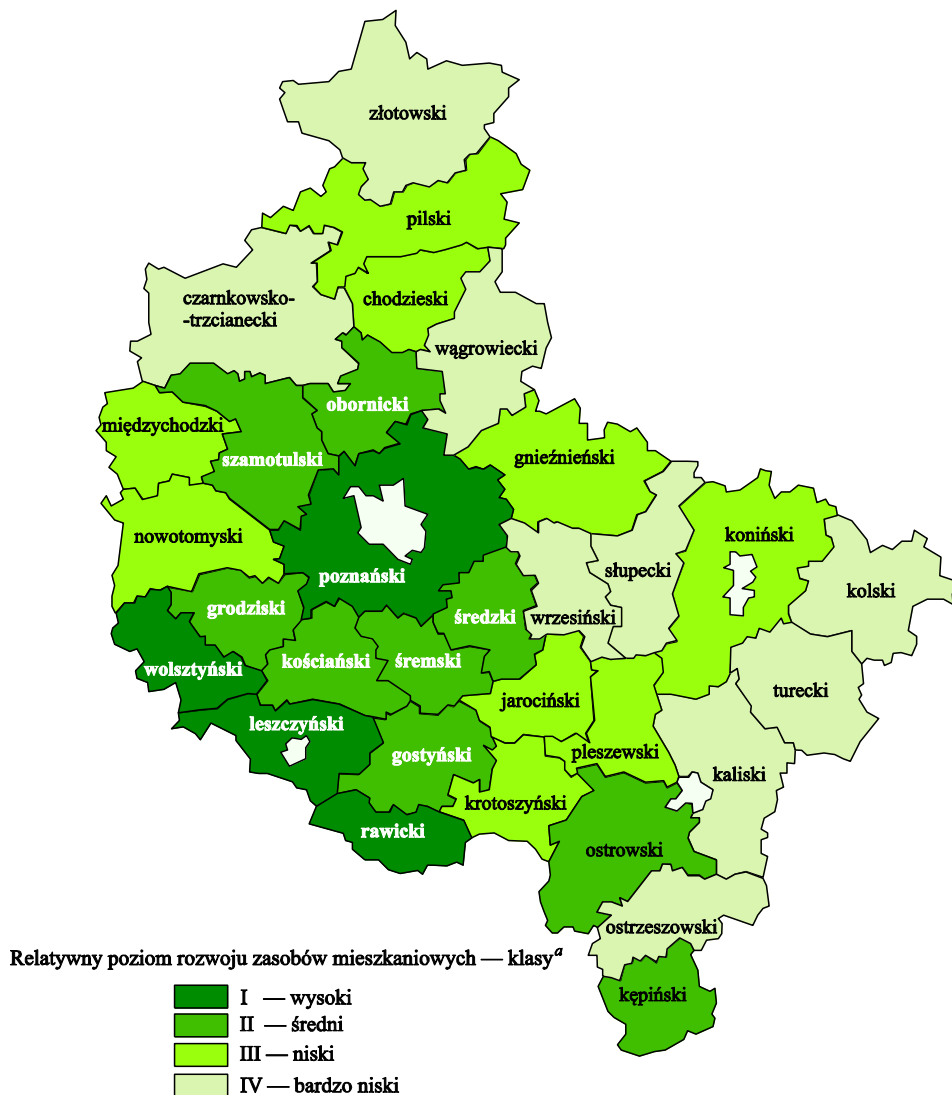
**WYKR. 2. ZMIANY ELEMENTÓW SKŁADOWYCH ZASOBÓW MIESZKANIOWYCH
NA OBSZARACH WIEJSKICH W LATACH 2004–2015 WEDŁUG KLAS
WYODRĘBNIONYCH DLA 2015 R.**



Źródło: jak przy wyk. 1.

Identyfikacja i analiza wartości taksonomicznie relatywnego miernika poziomu zasobów mieszkaniowych oraz wyposażenia mieszkań wskazuje na znaczne zróżnicowanie przestrzenne obszarów wiejskich powiatów województwa wielkopolskiego. Przedstawiono je na mapie.

**DELIMITACJA OBSZARÓW WIEJSKICH W WOJEWÓDZTWIE WIELKOPOLSKIM
POD WZGLĘDEM RELATYWNEGO POZIOMU ROZWOJU
ZASOBÓW MIESZKANIOWYCH W PRZEKROJU POWIATÓW W 2015 R.**



Analiza rozmieszczenia terytorialnego powiatów zaliczonych do klas o podobnym relatywnym poziomie zasobów mieszkaniowych i wyposażeniu techniczno-sanitarnym mieszkań pozwoliła na wskazanie pewnych prawidłowości. Powiaty skupione w klasach o wysokim i średnim poziomie badanych zasobów położone były głównie w środkowej i południowo-zachodniej części województwa, natomiast powiaty o relatywnie niskim i bardzo niskim poziomie — w jego części północnej i wschodniej.

Podsumowanie

W artykule przedstawiono relatywne zmiany zasobów mieszkaniowych i wyposażenia mieszkań w elementy infrastruktury techniczno-sanitarnej, jakie zaszły na obszarach wiejskich województwa wielkopolskiego w latach 2004—2015, oraz ukazano ich zróżnicowanie przestrzenne w przekroju powiatów. Wykorzystano do tego jedną z metod taksonomii relatywnej w ujęciu dynamicznym, bazującą na konstrukcji miernika syntetycznego opartego na medianie przestrzennej Webera. Zastosowanie tej metody umożliwiło analizę procesu niwelowania różnic w zakresie rozwoju zasobów mieszkaniowych na obszarach wiejskich pomiędzy powiatami. Metoda ta okazała się także bardzo przydatnym narzędziem do analizy relatywnych zmian dysproporcji rozwojowych pomiędzy powiatami w danej klasie a powiatami w pozostałych klasach.

Na podstawie analizy zasobów mieszkaniowych i wyposażenia techniczno-sanitarnego mieszkań na obszarach wiejskich powiatów województwa wielkopolskiego w latach 2004—2015 można wysnuć następujące wnioski:

- największą relatywną przewagą w stosunku do powiatów z pozostałych klas cechowały się cztery powiaty zaliczone do klasy I: powiat poznański oraz trzy powiaty położone w południowo-zachodniej części województwa (rawicki, leszczyński i wolsztyński);
- powiaty leżące przede wszystkim we wschodniej i północnej części województwa (klasa IV) odznaczały się największym relatywnym opóźnieniem (określonym na poziomie niskim) zasobów mieszkaniowych w odniesieniu do powiatów tworzących pozostałe klasy;
- wartości wskaźników obrazujących zasoby mieszkaniowe klasy I znacznie przewyższały wartości analogicznych wskaźników w pozostałych klasach, a także na obszarach wiejskich Polski;
- klasa IV w porównaniu z obszarami wiejskimi Polski osiągnęła wyższy poziom rozwoju w zakresie powierzchni użytkowej mieszkań, a podobny w zakresie wyposażenia mieszkań w łazienkę i centralne ogrzewanie, natomiast dużo niższy miała w przypadku gazu sieciowego.

LITERATURA

- Bański J., Wesołowska M. (2006). Rozwój budownictwa mieszkaniowego na obszarach wiejskich województwa lubelskiego. *Przegląd Geograficzny*, 78(2), 261—283.
- Dolata M., Lira J. (2011). Rozwój infrastruktury wodno-ściekowej na obszarach wiejskich woj. wielkopolskiego. *Wiadomości Statystyczne*, 56(6), 36—49.
- Dolata M., Lira J. (2007). Powierzchnia i wyposażenie mieszkań na obszarach wiejskich w województwie wielkopolskim. *Zeszyty Naukowe WSHiU*, (13), 157—166.
- GUS (2016). *Gospodarka mieszkaniowa w 2015 r.* Warszawa: GUS.
- Kołodziejczyk D., Gospodarowicz M. (red.). (2014). *Instytucjonalne uwarunkowania rozwoju infrastruktury jako głównego czynnika zrównoważonego rozwoju obszarów wiejskich, Część 2.* Warszawa: Instytut Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej — Państwowy Instytut Badawczy.
- Lira J. (1998). *Zastosowanie wybranych metod statystycznych opartych na medianie w doświadczałnictwie rolniczym* (praca doktorska). Poznań: Akademia Rolnicza.
- Lira J. (2015). A Comparison of the Methods of Relative Taxonomy for the Assessment of Infrastructural Development of Counties in Wielkopolskie Voivodship. *Quantitative Methods in Economics*, 16(2), 53—62.
- Malina A., Zeliaś A. (1997). Taksonomiczna analiza przestrzennego zróżnicowania jakości życia ludności w Polsce w 1994 r. *Przegląd Statystyczny*, (1), 11—27.
- Szymańska D., Biegańska J. (2011). Obszary wiejskie w Polsce w świetle analizy wybranych elementów infrastruktury i mieszkalnictwa. *Rozwój Regionalny i Polityka Regionalna*, (14), 72—73.
- Wydymus S. (2013). Rozwój gospodarczy a poziom wynagrodzeń w krajach Unii Europejskiej — analiza taksonomiczna, *Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego. Finanse, Rynki Finansowe, Ubezpieczenia*, 57, 631—645.

Summary. *The aim of the research was to assess the scale of disparities of dwelling stock as well as technical and sanitary appliances of rural dwellings in the Wielkopolskie voivodship in the years 2004—2015. It was conducted on the basis of data describing selected diagnostic features derived from the CSO Local Data Bank. One of the dynamic methods of relative taxonomy based on the construction of synthetic measure using spatial median of Weber was applied to examine such a complex phenomenon.*

On the basis of the measure, four relative typological classes were distinguished with different levels of dwelling stock development and technical and sanitary appliances in rural areas in the Wielkopolskie voivodship according to the profile of powiats. The greatest relative advantage over the remaining classes had the powiat of Poznań and three powiats located in the southern and western part of the voivodship. The largest relative delay characterised powiats located mostly in the eastern and northern part of the voivodship.

The applied method allowed to classify the examined units in a given period and to observe changes in the value of a synthetic variable over time. The construction of synthetic feature was based on the relativised value of diagnostic features included in the research.

Keywords: relative taxonomy, dwelling stock, rural areas.

Wiesława GIERAŃCZYK
Milena KRAJEWSKA

Zmiany zachowań migracyjnych w województwie kujawsko-pomorskim¹

Streszczenie. *Migracje odzwierciedlają przestrzenne dostosowywanie się ludności do zmieniających się warunków społeczno-ekonomicznych. Celem badania jest porównanie zachowań migracyjnych w latach 2002 i 2014 w gminach województwa kujawsko-pomorskiego oraz wyodrębnienie typów migracyjnych przy wykorzystaniu metody typografów zaproponowanej przez Długosza (1992).*

Badanie wykazało, że w analizowanych latach większość gmin w województwie kujawsko-pomorskim, zwłaszcza położonych na jego obrzeżach, miała charakter emigracyjny. Charakter imigracyjny wykazywały natomiast gminy leżące w centralnej części województwa, przy czym w tym rejonie zachowany został kierunek migracji ze stolic województwa.

Słowa kluczowe: migracje wewnętrzne, typ migracyjny, napływ migracyjny, odpływ migracyjny, mobilność.

JEL: R23

Migracje stanowią przejaw przestrzennego dostosowywania się ludności do zmieniających się warunków życia. To ważny element prawidłowo rozwijającego się społeczeństwa zarówno w układzie globalnym, jak i lokalnym. Przesiedlanie się można zaobserwować na każdym etapie rozwoju społeczno-gospodarczego, a skala zjawiska zależy m.in. od poziomu tego rozwoju (Machnis, 2010). Zasadniczo zasięg migracji koreluje z odległością — migracja jest tym silniejsza, im mniejsza odległość (Górny i Kaczmarczyk, 2003). To drugi, oprócz

¹ Artykuł opracowano na podstawie referatu wygłoszonego na ogólnopolskiej konferencji *Statystyczna identyfikacja powiązań w przestrzeni społeczno-gospodarczej*, która odbyła się w czerwcu 2016 r. w Poznaniu.

przyrostu naturalnego, czynnik wpływający na liczbę ludności, jej strukturę i rozmieszczenie przestrzenne (Kałuża-Kopias, 2014).

Większość przepływów migracyjnych — które definiowane są jako zmiany gminy zamieszkania lub przenoszenie się z terenów miejskich do wiejskich albo odwrotnie w ramach gminy miejsko-wiejskiej² — dokonuje się w obrębie kraju (migracje wewnętrzne³). Do 2005 r. źródłem danych o migracjach wewnętrznych na pobyt stały były gminne sprawozdania przekazywane do Ministerstwa Spraw Wewnętrznych i Administracji. Od roku 2006 informacje na ten temat są pozyskiwane ze zbioru PESEL (Powszechny Elektroniczny System Ewidencji Ludności). Obejmuje on jednak tylko osoby, które zgłosiły się do urzędu i dopełniły formalności związanych z wymeldowaniem się z dotychczasowego miejsca pobytu, a następnie zameldowaniem się w nowym. Faktyczny zasięg i rozmiary omawianego zjawiska mogą być zatem różne od zarejestrowanych danych. W artykule poddano analizie migracje na pobyt stały; nie uwzględniono migracji na pobyt czasowy, ponieważ cechują się one sezonowością. Aby w jak największym stopniu wyeliminować incydentalność zachowań migracyjnych, wskazane jest rozpatrywanie ich efektów w pewnym okresie (Holzer, 2003). Z tego powodu w niniejszym opracowaniu porównano sytuację w latach 2002 i 2014.

MIGRACJE WEWNĘTRZNE W WOJEWÓDZTWIE KUJAWSKO-POMORSKIM

Zgodnie z prawem Ravensteina (1985) migracje są tym częstsze, im mniejsza jest odległość. Prawo to znajduje odzwierciedlenie w zachowaniach migracyjnych w województwie kujawsko-pomorskim (wykr. 1). Główną rolę w kształtowaniu rozkładu przestrzennego ludności odgrywają tu migracje wewnętrzne. W 2002 r. stanowiły 99,1% napływów i 98,1% odpływów migracyjnych⁴, a w 2014 r. — odpowiednio 97,1% i 93,9%.

Przeważają migracje wewnątrzwojewódzkie: w 2002 r. — 78,0% napływów i 74,7% odpływów migracyjnych, a w 2014 r. — odpowiednio 80,8% i 74,8% (wykr. 2).

Analiza migrujących wewnątrz województwa według wieku wskazuje, że najbardziej skłonne do zmiany miejsca zamieszkania były osoby między 20. a 34. rokiem życia (wykr. 3). W 2002 r. stanowiły one 41,1% migrujących, a w 2014 r. — 37,9%. Zwraca przy tym uwagę stosunkowo duży odsetek nielet-

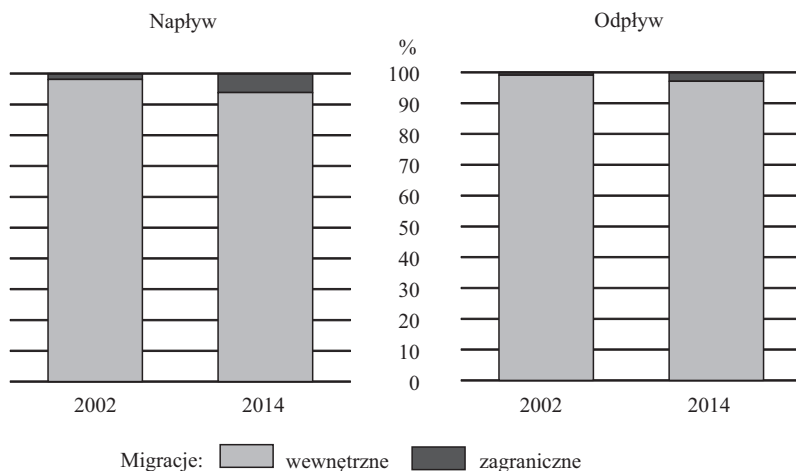
² <http://stat.gov.pl/metainformacje/slownik-pojec/pojecia-stosowane-w-statystyce-publicznej/845,pojecie.html>.

³ W ich ramach wyróżnia się migracje międzywojewódzkie, wewnątrzwojewódzkie, międzypowiatowe i wewnątrzpowiatowe.

⁴ Przez „napływ migracyjny” rozumie się nowe zameldowania na pobyt stały, natomiast „odpływ migracyjny” oznacza wymeldowanie z pobytu stałego i zameldowanie w innej jednostce administracyjnej na pobyt stały.

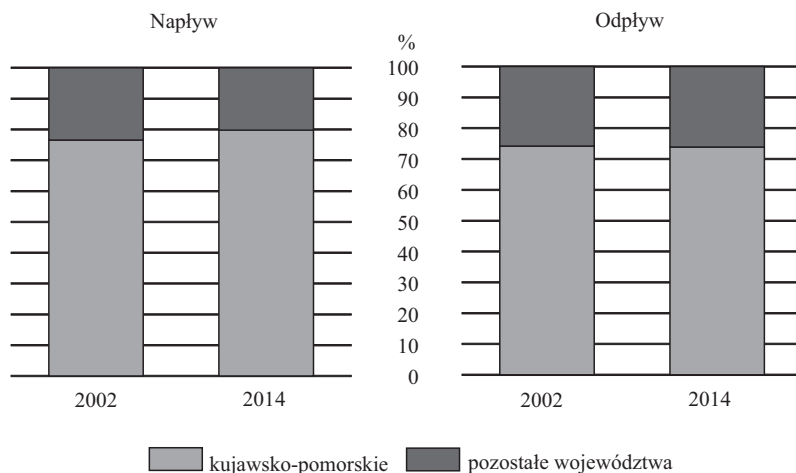
nich (w 2002 r. dzieci w wieku 0—9 lat stanowiły 16,8% migrujących, a w 2014 r. — 18,4%), co wskazuje na zmianę miejsca zamieszkania na pobyt stały całych rodzin.

WYKR. 1. NAPŁYW I ODPIŁYW MIGRACYJNY W WOJEWÓDZTWIE KUJAWSKO-POMORSKIM WEDŁUG ZASIĘGU MIGRACJI



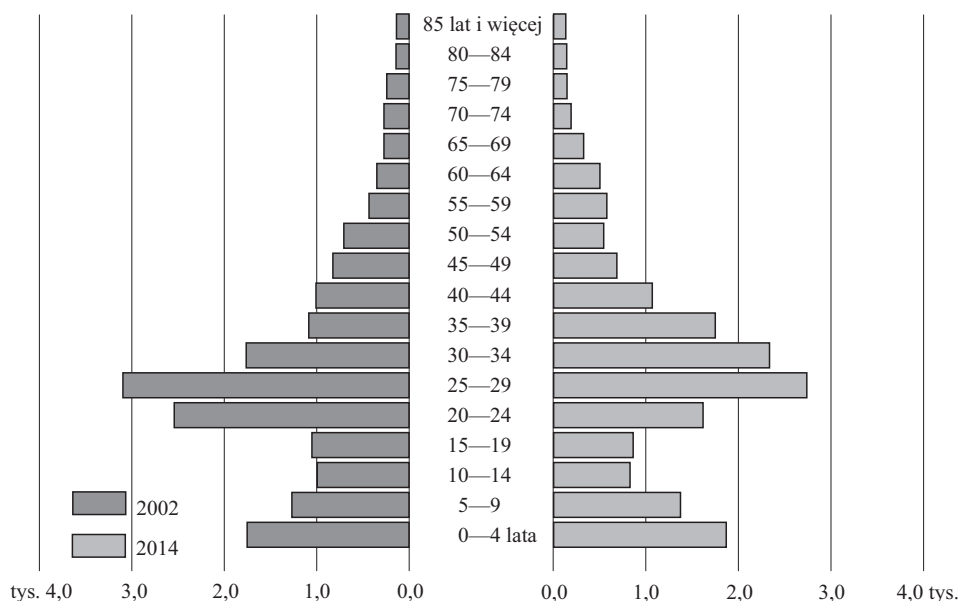
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

WYKR. 2. MIGRACJE WEWNĘTRZNE W WOJEWÓDZTWIE KUJAWSKO-POMORSKIM WEDŁUG ZASIĘGU MIGRACJI



Źródło: jak przy wyk. 1.

**WYKR. 3. ROZKŁAD WIEKU MIGRUJĄCYCH WEWNĄTRZ
WOJEWÓDZTWA KUJAWSKO-POMORSKIEGO**



Źródło: jak przy wyk. 1.

W artykule przeprowadzono analizę przestrzennego rozkładu zjawisk migracyjnych w województwie kujawsko-pomorskim z uwzględnieniem dynamiki ich zmian w latach 2002 i 2014. Podstawową jednostką badania były gminy (NTS 5, z rozbiem gmin miejsko-wiejskich na część miejską i obszar wiejski), względem których wyróżniono typy migracyjne określające charakter przemieszczeń ludności. Wyłoniono również obszary, na których doszło do zmiany charakteru ruchów migracyjnych w analizowanych latach.

Klasyfikację gmin oparto na metodzie typografów opracowanej przez Długosza (1992, s. 25—30), która polega na określeniu relacji pomiędzy współczynnikami: napływu, odpływu, salda migracji i mobilności (Cieślak, 1984). Przyjęto, że:

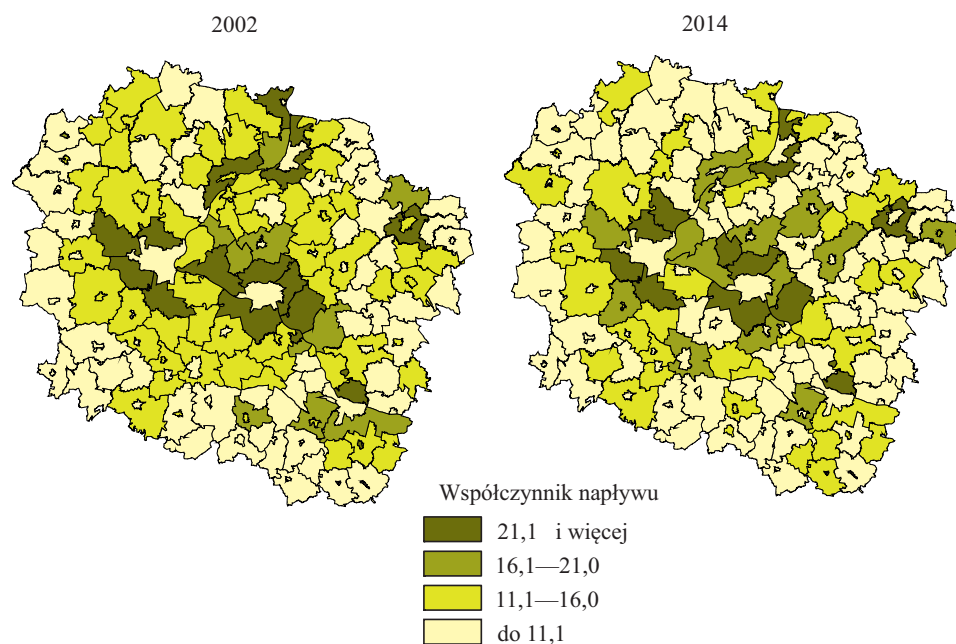
- współczynnik napływu (n) określa stosunek ludności napływowej (liczba zameldowań) do ludności zamieszkującej dany obszar; wadą tego współczynnika jest to, że jego mianownik nie odnosi się do ludności mogącej doświadczyć tej formy migracji (Willekens, 1995);
- współczynnik odpływu (o) określa stosunek ludności, która opuściła dany obszar (liczba wymeldowań), do ogółu ludności zamieszkującej ten teren;
- współczynnik mobilności (m), inaczej współczynnik ruchliwości, określa, jaki odsetek ludności zmienił miejsce zamieszkania; stanowi sumę współczynników napływu i odpływu;

- saldo migracji (s) to różnica pomiędzy współczynnikiem napływu a współczynnikiem odpływu; dodatnie saldo oznacza, że na dany obszar przybywa więcej osób, niż go opuszcza, ujemne określa sytuację odwrotną.

W celu zapewnienia porównywalności współczynniki te analizowano w przeliczeniu na 1000 mieszkańców. Ich wartości dla każdej badanej jednostki porównano z wartościami średnimi dla województwa w tym samym roku. Dzięki temu możliwe stało się określenie specyfiki gmin na tle zjawisk w całym województwie kujawsko-pomorskim i jej zmian.

Analiza wskazuje, że w województwie kujawsko-pomorskim terenami napływowymi są głównie gminy położone w bliskim sąsiedztwie największych miast (mapa 1).

**MAPA 1. ZRÓŻNICOWANIE NAPŁYWU
W WOJEWÓDZTWIE KUJAWSKO-POMORSKIM**



Źródło: jak przy wykr. 1.

W badanych latach rozkład współczynnika napływu nie uległ zasadniczym zmianom. Zależność korelacyjna między rozkładem tego współczynnika w gminach w 2002 i 2014 r. była dodatnia, a siła tego związku — dość duża (współczynnik korelacji liniowej wyniósł 0,727). W 2002 r. największy napływ ludności na 1000 mieszkańców nastąpił w sąsiadujących z Bydgoszczą gminach wiej-

skich Osielsko (67,6) i Białe Błota (46,0). Wysokie wartości tego współczynnika odnotowano także w położonych w sąsiedztwie Torunia gminach wiejskich Obrowo (41,6), Lubicz (36,5) i Nowa Wieś Wielka (31,1).

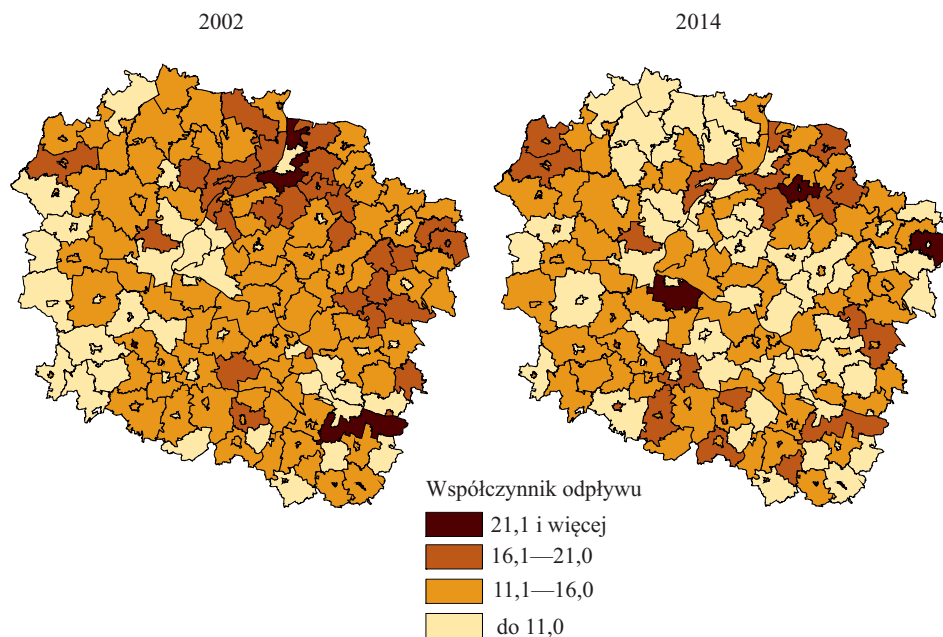
W 2014 r. wysoki współczynnik napływu wykazywały gminy położone wokół miast wojewódzkich, jednakże intensywność napływu znacząco się zmieniła. Największym napływem ludności odznaczała się podtoruńska gmina Obrowo (wzrost współczynnika o 7,2 osoby na 1000 mieszkańców); wysoki był on także w podbydgoskich gminach Osielsko i Białe Błota (odpowiednio 36,6 i 30,3), przy czym w gminie Osielsko obniżył się w 2014 r. o 31,0 osób na 1000 mieszkańców w porównaniu do 2002 r.

W rozpatrywanych latach spadek współczynnika napływu odnotowano niemal w 60% analizowanych jednostek administracyjnych. Taka sytuacja dotyczyła zwłaszcza gmin o statusie miasta (w 2014 r. w 75% z nich współczynnik napływu był niższy niż w 2002 r.). Jednakże największy spadek omawianego współczynnika (ok. trzykrotny) nastąpił w gminach wiejskich Bobrowniki i Papowo Biskupie. Najbardziej równomierne tendencje w zakresie wzrostów i spadków (po ok. 50% jednostek) współczynnika napływu odnotowano w miastach i na obszarach wiejskich gmin miejsko-wiejskich. W tej kategorii jednostek najwyższy wzrost zaobserwowano w mieście i na obszarze wiejskim gminy Górzno. W 2014 r. wartości współczynnika napływu były tam niemal trzykrotnie wyższe niż w 2002 r. — wynosiły odpowiednio 19,7 i 16,4 osoby na 1000 mieszkańców.

Inny charakter miał rozkład przestrzenny natężenia odpływu migracyjnego, bo chociaż współczynnik korelacji między rozkładem przestrzennym napływu i odpływu był dodatni, to jednak siła tego związku była bardzo słaba (w 2014 r. wyniósł 0,139, o 0,002 mniej niż w 2002 r.). Jednocześnie znacząco zmienił się rozkład przestrzenny współczynnika odpływu (mapa 2). Korelacja między wartościami tego współczynnika w 2002 i 2014 r. była co prawda dodatnia, ale dość słaba (wyniosła 0,342).

W analizowanych latach zmiany współczynnika odpływu miały charakter dwubiegunowy. Prawie w 47% analizowanych gmin jego wartość wzrosła. Największa zwyżka, bo niemal dwukrotna, nastąpiła w gminie wiejskiej Świekatowo oraz na obszarach wiejskich gmin Solec Kujawski i Dobrzyń nad Wisłą. Wskutek tego w 2014 r. obszar wiejski gminy Solec Kujawski odznaczał się najwyższym współczynnikiem odpływu — 28,7 osoby na 1000 mieszkańców. Należy jednak zwrócić uwagę, że w latach 2002 i 2014 omawiany współczynnik znacząco fluktuował na tym terenie (podobnie jak współczynnik napływu).

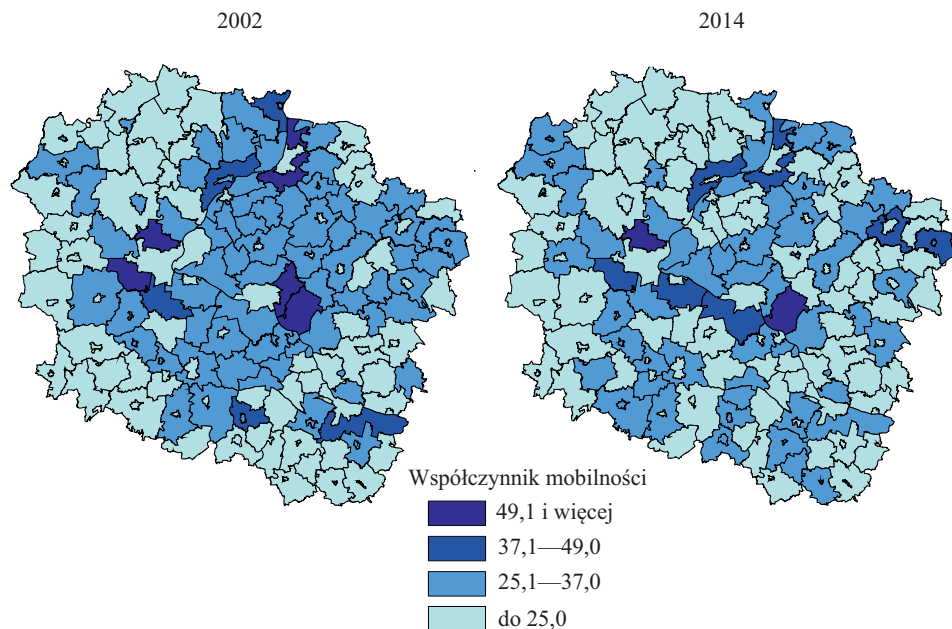
W 2014 r. w stosunku do 2002 r. w większości jednostek współczynnik odpływu się zmniejszył. Zjawisko to wystąpiło w 2/3 gmin wiejskich województwa, a w najmniejszym stopniu odnosiło się do miast (jedynie w 1/3 z nich w analizowanych latach dynamika współczynnika odpływu była niższa niż 100). Liczba miast w gminach miejsko-wiejskich, w których nastąpił zarówno spadek, jak i wzrost tego współczynnika, była jednak zbliżona. Największy spadek (niemal trzykrotny) odnotowano w Dobrzyniu nad Wisłą.

**MAPA 2. ZRÓŻNICOWANIE ODPLYWU
W WOJEWÓDZTWIE KUJAWSKO-POMORSKIM**

Źródło: jak przy wykr. 1.

Analiza rozkładu kolejnego współczynnika uwzględnionego w metodzie typografów — współczynnika mobilności — wykazała, że w rozpatrywanych latach sytuacja zasadniczo się nie zmieniła (mapa 3). Zależność korelacyjna między rozkładem tego współczynnika w 2002 i 2014 r. była dodatnia i dość silna (0,662). Najbardziej mobilne w województwie były gminy wiejskie leżące w sąsiedztwie większych miast. Należały do nich m.in. gminy wiejskie położone wokół Bydgoszczy: Osielsko i Białe Błota, wokół Torunia: Obrowo i Lubicz oraz sąsiadująca z miastem Grudziądz gmina wiejska Grudziądz. W 2014 r. w stosunku do 2002 r. współczynnik mobilności zmniejszył się w niemal 56% gmin; dotyczyło to zwłaszcza (70,7%) gmin wiejskich.

Wzrost liczby ludności na danym obszarze wskazuje na jego rozwój społeczno-gospodarczy, spadek jest zaś wywołany niekorzystnymi procesami ekonomicznymi lub konkurencyjnością innych obszarów, do których ludność odpływa (Bański i Czapiewski, 2008). Saldo migracji, nazywane też migracją netto, charakteryzuje końcowy efekt ilościowy procesów migracyjnych dla danej populacji. Dane zaprezentowane na mapie 4 wskazują, że w wyniku migracji wewnętrznych w województwie kujawsko-pomorskim następuje redukcja zaludnienia na pewnych obszarach i jego przyrost na innych.

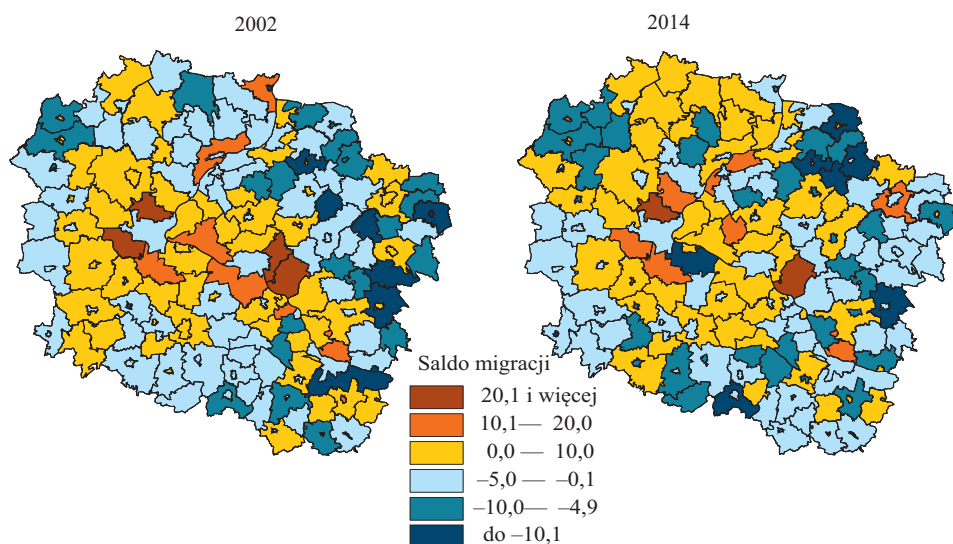
**MAPA 3. ZRÓŻNICOWANIE MOBILNOŚCI
W WOJEWÓDZTWIE KUJAWSKO-POMORSKIM**

Źródło: jak przy wykr. 1.

Między 2002 a 2014 r. tendencje te nie zmieniły się zasadniczo. Współczynnik korelacji salda migracji w gminach województwa kujawsko-pomorskiego w analizowanych latach wykazał dodatnią, dość silną zależność korelacyjną (0,612). Obszary, na których nastąpił wzrost liczby ludności, to przede wszystkim sąsiedztwo dużych i średnich miast, przy czym rozległość strefy oddziaływania zależała od wielkości ośrodka miejskiego. Do jednostek o najwyższym saldzie migracji należały gminy Obrowo (pod Toruniem) oraz Osielesko (pod Bydgoszczą), przy czym tendencje były tam odmienne. W 2014 r. w gminie Obrowo saldo migracji wynosiło 39,5 osoby na 1000 mieszkańców (najwyższa wartość w województwie), co oznacza wzrost o 13,4 w stosunku do 2002 r., natomiast w gminie Osielesko odnotowano znaczące zmniejszenie się skali zjawiska (w 2014 r. 20,1 osoby na 1000 mieszkańców — o 30,8 mniej niż w 2002 r.).

Analiza danych z mapy 4 wskazuje, że obszary depopulacyjne wskutek migracji to zasadniczo obrzeża województwa. W analizowanych latach w większości jednostek tam położonych pogłębiły się tendencje do ubytku ludności. Największy wzrost salda migracji na 1000 osób wystąpił w mieście Górzno, należącym do gminy miejsko-wiejskiej o tej samej nazwie. W 2014 r. saldo migracji było o 22,1 osoby na 1000 mieszkańców wyższe niż w 2002 r., kiedy wynosiło –12,9 osoby na 1000 mieszkańców.

**MAPA 4. ZRÓŻNICOWANIE SALDA MIGRACJI WEWNĘTRZNYCH
(na 1000 mieszkańców) W WOJEWÓDZTWIE KUJAWSKO-POMORSKIM)**



Źródło: jak przy wykr. 1.

TYPY MIGRACYJNE W WOJEWÓDZTWIE KUJAWSKO-POMORSKIM

Wartości omówionych współczynników dla każdej gminy porównano z wartościami średnimi dla całego województwa w tym samym roku. Relacja ta umożliwiła określenie specyfiki poszczególnych jednostek administracyjnych. Łączna analiza czterech zmiennych pozwala uzyskać 16 postaci typografów (Długosz, 1992). Uwzględnivszy to, że cztery z nich nie występują w rzeczywistości, jako podstawę do scharakteryzowania typów migracyjnych przyjęto 12 typografów (zestawienie). Za ich pomocą wyróżniono:

- najpierw dwa zasadnicze typy (charaktery) jednostek przestrzennych — imigracyjny (o dodatnim bilansie wędrówkowym) i emigracyjny (o ujemnym bilansie wędrówkowym);
- a następnie szczegółowe typy (charaktery): bardziej napływowy lub odpływowy, przyciągający lub wypychający, zasiedziały lub mobilny (Długosz, 1992).

ZESTAWIENIE TYPOLOGII MIGRACJI

T y p y	Układ wartości współczynników
L — imigracyjny, wysoce mobilny	$n > \bar{x}, o > \bar{x}, s > \bar{x}, m > \bar{x}$
P — imigracyjny, mobilny wypychający	$n < \bar{x}, o > \bar{x}, s > \bar{x}, m > \bar{x}$
O — imigracyjny, mobilny przyciągający	$n > \bar{x}, o < \bar{x}, s > \bar{x}, m > \bar{x}$

ZESTAWIENIE TYPOLOGII MIGRACJI (dok.)

T y p y	Układ wartości współczynników
F — imigracyjny, zasiedziały przyciągający	$n > \bar{x}, o < \bar{x}, s > \bar{x}, m < \bar{x}$
I — imigracyjny, zasiedziały wypychający	$n < \bar{x}, o > \bar{x}, s > \bar{x}, m < \bar{x}$
C — imigracyjny, wysoce zasiedziały	$n < \bar{x}, o < \bar{x}, s > \bar{x}, m < \bar{x}$
N — emigracyjny, wysoce mobilny	$n > \bar{x}, o > \bar{x}, s < \bar{x}, m > \bar{x}$
K — emigracyjny, mobilny wypychający	$n < \bar{x}, o > \bar{x}, s < \bar{x}, m > \bar{x}$
G — emigracyjny, mobilny przyciągający	$n > \bar{x}, o < \bar{x}, s < \bar{x}, m > \bar{x}$
E — emigracyjny, zasiedziały przyciągający	$n > \bar{x}, o < \bar{x}, s < \bar{x}, m < \bar{x}$
D — emigracyjny, zasiedziały wypychający	$n < \bar{x}, o > \bar{x}, s < \bar{x}, m < \bar{x}$
A — emigracyjny, wysoce zasiedziały	$n < \bar{x}, o < \bar{x}, s < \bar{x}, m < \bar{x}$

U w a g a. $\bar{x}$ — wartość średnia.

Ź r ó d ł o: Runge (2007); Długosz (1992).

Zarówno w 2002 r., jak i w 2014 r. większość gmin w województwie kujawsko-pomorskim miała charakter emigracyjny (tabl. 1). W 2002 r. było to 60,9% jednostek, a w 2014 r. — 55,9%. Ten typ przeważał we wszystkich badanych grupach. Prymat procesów emigracyjnych nad imigracyjnymi był szczególnie widoczny w miastach, gminach miejsko-wiejskich (aż 68,6% z nich miało charakter emigracyjny) oraz na obszarach wiejskich w gminach miejsko-wiejskich (62,9%).

TABL. 1. TYPY IMIGRACYJNE I EMIGRACYJNE W WOJEWÓDZTWIE KUJAWSKO-POMORSKIM W 2002 R. WEDŁUG RODZAJÓW JEDNOSTEK ADMINISTRACYJNYCH W %

T y p y	Gminy		Miasto w gminie miejsko- -wiejskiej (n=35)	Obszar wiejski w gminie miejsko- -wiejskiej (n=35)	Ogółem (n=179)
	miejskie (n=17)	wiejskie (n=92)			
Imigracyjne 2002	41,2	42,4	31,4	37,1	39,1
..... 2014	23,5	47,8	34,3	42,9	44,1
Emigracyjne 2002	58,8	57,6	68,6	62,9	60,9
..... 2014	76,5	52,2	65,7	57,1	55,9

U w a g a. n — liczba jednostek.

Ź r ó d ł o: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

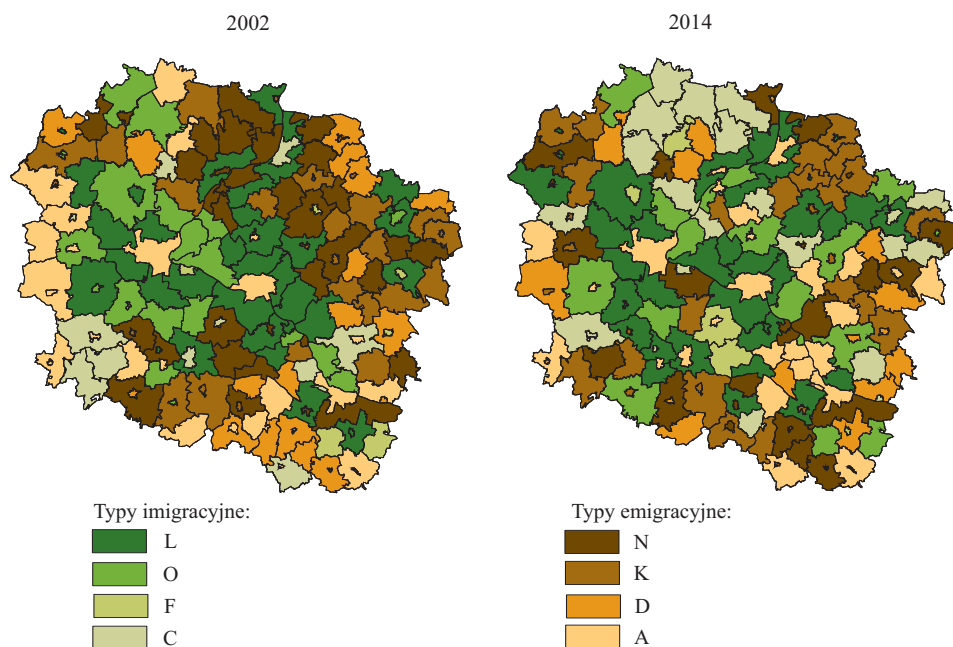
W analizowanych latach udział jednostek emigracyjnych zmniejszył się w niemal wszystkich rodzajach gmin; wzrósł jedynie w gminach mających status miasta. W 2002 r. charakter emigracyjny wykazywało 58,8% gmin miejskich, a w 2014 r. — już 76,5%. Wśród jednostek o tym charakterze utrzymała się dość równomierna struktura rozkładu typów (tabl. 2, mapa 5).

**TABL. 2. JEDNOSTKI ADMINISTRACYJNE
W WOJEWÓDZTWIE KUJAWSKO-POMORSKIM
WEDŁUG TYPÓW MIGRACYJNYCH**

T y p y	2002	2014
Imigracyjne	70	79
L	34	36
O	19	16
F	6	5
C	11	22
Emigracyjne	109	100
N	33	25
K	30	32
D	20	17
A	26	26

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

**MAPA 5. ROZKŁAD TYPÓW MIGRACYJNYCH
W WOJEWÓDZTWIE KUJAWSKO-POMORSKIM**



Ź r ó d ł o: jak przy wykr. 1.

W 2002 r. najwięcej jednostek emigracyjnych (30,3%) określono jako typ N (wysoce mobilny). W 2014 r. ten typ wystąpił w 25,0% jednostek emigracyjnych, głównie w gminach wiejskich, zwłaszcza położonych w północno-wschodniej części województwa (pojedyncze jednostki typu N znajdowały się także w części południowo-wschodniej).

Podobna liczba gmin reprezentowała typ K (mobilny wypychający), przy czym od 2002 do 2014 r. nastąpił przyrost o niemal 5 p.proc. jednostek tego typu, w efekcie czego w 2014 r. był on najczęstszy wśród jednostek o charakterze emigracyjnym (32,0%). Występował głównie w gminach wiejskich położonych na obrzeżach województwa, bardzo często w sąsiedztwie gmin typu N.

W analizowanych latach większą stabilność wykazywały typy emigracyjne A i D. Wysoką zasiedziałością (A) odznaczały się duże miasta: Bydgoszcz, Toruń i Włocławek, a także miasta i obszary wiejskie gmin miejsko-wiejskich położonych na zachodnich obrzeżach województwa. Typ D (zasiedziały wypychający) był reprezentowany przez niewielkie skupienia obszarów wiejskich w gminach miejsko-wiejskich oraz gmin wiejskich w północno-wschodniej i południowej części województwa. W tych jednostkach udział użytków rolnych w powierzchni ogółem znacznie przekraczał 70%. W przypadku miast w gminach miejsko-wiejskich, w których wystąpił ten typ, zauważa się zaś, że ich otoczenie stanowiły obszary wiejskie, na których przeważały procesy emigracyjne.

Jak wspomniano, w omawianych latach w województwie kujawsko-pomorskim wzrosła liczba i udział jednostek imigracyjnych. Wyjątek stanowiły gminy miejskie (w 2002 r. charakter imigracyjny wykazało 41,2% z nich, a w 2014 r. — 23,5%). Struktura jednostek imigracyjnych była bardziej nierównomierna niż emigracyjnych. Występowało też mniejsze podobieństwo struktur tych gmin w latach 2002 i 2014. Względny wskaźnik ich podobieństwa wyniósł 0,78⁵, podczas gdy dla struktur rozkładu jednostek emigracyjnych osiągnął 0,88.

W grupie gmin o charakterze imigracyjnym w analizowanych latach zmniejszył się udział jednostek reprezentujących typy O (mobilny przyciągający), L (wysoce mobilny) i F (zasiedziały przyciągający). Najliczniejsze, zarówno wśród jednostek imigracyjnych (niemal 50%), jak i wszystkich badanych gmin pozostał typ L. Wysoce mobilne były zwłaszcza gminy położone w strefach oddziaływania największych miast województwa, czyli Bydgoszczy i Torunia, a także Grudziądza i Włocławka, oraz wokół średnich i mniejszych miast, np.

⁵ W celu obliczenia tego wskaźnika najpierw uporządkowano wartości w obu zbiorach w szeregi rozdzielcze o takiej samej liczbie i rozpiętości przedziałów. Wskaźnik uzyskano ze wzoru:

$$Z = \frac{\sum_{i=1}^c \min(w_i)}{\sum_{i=1}^c \max(w_i)}$$

gdzie:

$w_i = \frac{n_i}{n}$ dla kolejnych przedziałów w szeregach rozdzielczych,

c — liczba przedziałów,

i — kolejny numer przedziału ($i = 1, \dots, c$),

n_i — liczba odpowiadająca i -temu przedziałowi,

n — liczebność każdego ze zbiorów wartości,

$\min(w_i)$ — mniejsza z dwóch częstości dla i -tego przedziału,

$\max(w_i)$ — większa z nich (Makać i Urbanek-Krzysztofiak, 2004, s. 92).

Inowrocławia, Brodnicy, Koronowa, Świecia czy Brześcia Kujawskiego. Dopelnienie stref imigracyjnych w sąsiedztwie tych miast stanowiły gminy reprezentujące typ O (charakteryzujący jednostki najatrakcyjniejsze dla ludności napływowej). Rozkład typów L i O pozwala stwierdzić, że mamy tam do czynienia ze zjawiskiem suburbanizacji. W gminach tych typów w analizowanych latach nastąpił napływ ludności z miast (głównie z Bydgoszczy i Torunia) na tereny wiejskie, co może odpowiadać zarówno suburbanizacji, jak i częściowo kontrurbanizacji jako procesom decentralizacji (dekoncentracji) przestrzennej (Lisowski i Grochowski, 2009). Bydgoszcz i Toruń, leżące w centrum tej strefy, wykazywały bowiem status emigracyjny wysoce zasiedziały (A). Podobne zjawisko, lecz w mniejszej skali, wystąpiło wokół Włocławka oraz Tucholi. Suburbanizację obserwowano także wokół innych miast województwa, zwłaszcza tych mających powiązania funkcjonalne z otoczeniem (Kałuża-Kopias, 2014). Taka sytuacja wskazuje na postępującą degradację miast — pozostają one miejscem pracy, ale stają się coraz mniej atrakcyjnym miejscem zamieszkania (Górny i Kaczmarczyk, 2003).

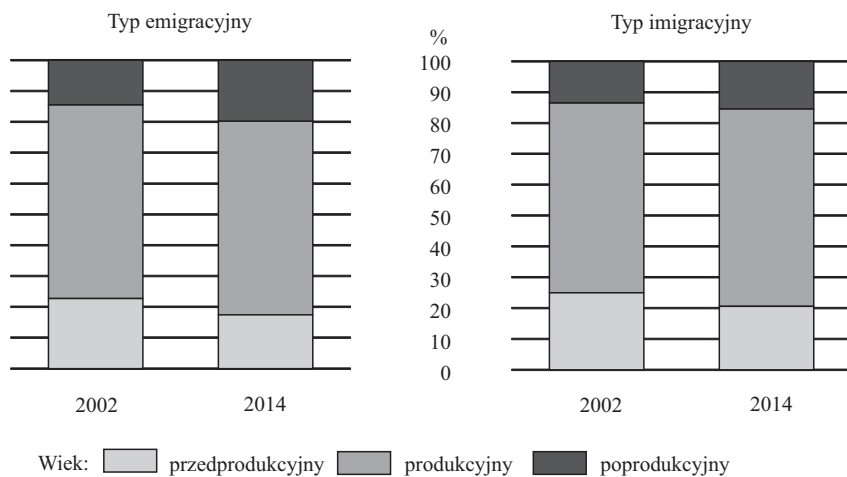
Z analizy wynika, że wśród badanych gmin najmniej licznie reprezentowany był typ imigracyjny zasiedziały przyciągający (F). Taki charakter miały głównie mniejsze miasta. Należy zaznaczyć, że w omawianym czasie w grupie jednostek imigracyjnych niemal dwukrotnie wzrosła liczba wysoce zasiedziałych (C). W 2002 r. były to głównie obszary wiejskie w gminach miejsko-wiejskich i gminy wiejskie rozmieszczone nieregularnie w województwie (zasadniczo w jego południowej części). W 2014 r. większość jednostek reprezentujących ten typ położona była na północy województwa, w zasięgu Borów Tucholskich.

Analiza grup wieku migrujących w wyodrębnionych typach obszarów wskazuje, że w badanych latach znacząco pogłębiły się różnice w strukturze ludności według ekonomicznych grup wieku (wykr. 4). Obserwowane w całym województwie tendencje do starzenia się społeczeństwa o wiele bardziej dostrzegalne były w gminach o charakterze emigracyjnym. W 2014 r. osoby w wieku poprodukcyjnym na terenach emigracyjnych stanowiły 19,7% ogółu ludności zamieszkującej ten typ jednostek, natomiast na terenach imigracyjnych — 15,4%. Zauważalny był także wzrost odsetka osób w wieku produkcyjnym — z 61,6% w 2002 r. do 64,1% w 2014 r.

Analiza zmiany typu migracyjnego w województwie kujawsko-pomorskim wskazuje, że w 2014 r. w stosunku do 2002 r. dokonała się ona w przypadku 35,2% gmin (mapa 6). Większość tych jednostek (36) zmieniła charakter z emigracyjnego na imigracyjny; w przypadku pozostałych (27) kierunek był przeciwny.

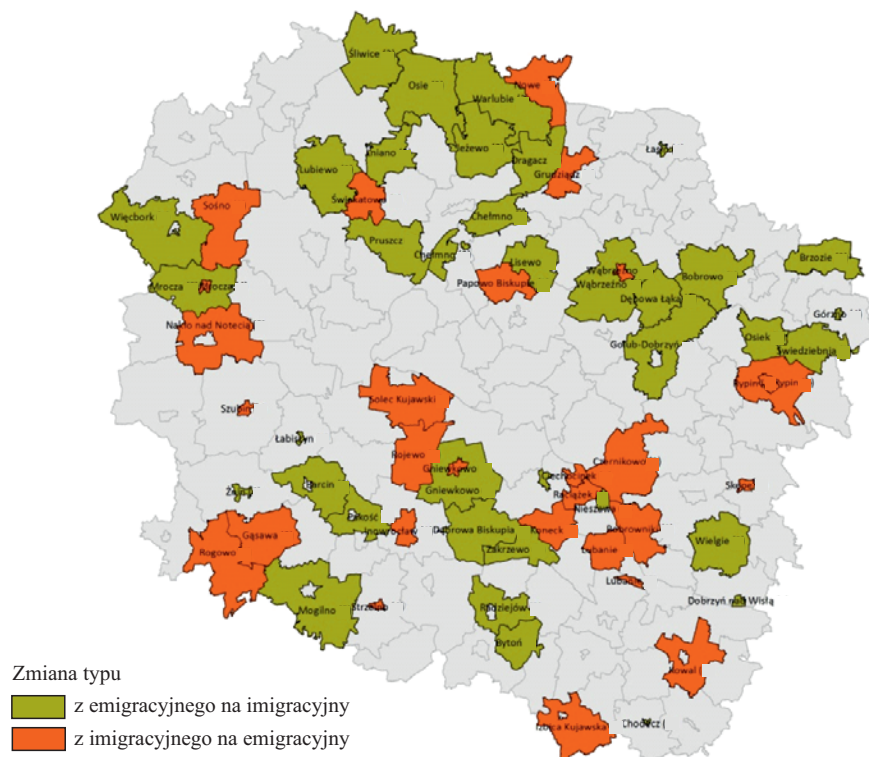
Zmiana typu migracyjnego (niezależnie od kierunku) zasadniczo dotyczyła gmin wiejskich i obszarów wiejskich w gminach miejsko-wiejskich. Jednostki te stanowiły 77,8% gmin o kierunku zmian z emigracyjnego na imigracyjny oraz 63% gmin o odwrotnym kierunku. Do zmian doszło w całym województwie, przy czym zauważa się, że stabilność w tym zakresie wykazywały zwłaszcza stolice Bydgoszcz i Toruń oraz gminy je otaczające, a także jednostki w północno-wschodniej części województwa, gdzie występuje duża lesistość, przekraczająca 45% powierzchni (gminy: Śliwice, Warlubie, Tuchola i Cekcyn). Utrzymały one charakter emigracyjny.

Wykr. 4. STRUKTURA LUDNOŚCI W GMINACH WOJEWÓDZTWA KUJAWSKO-POMORSKIEGO WEDŁUG TYPÓW MIGRACYJNYCH



Źródło: jak przy wykr. 1.

MAPA 6. ZMIANY TYPÓW MIGRACYJNYCH (2014 r. w stosunku do 2002 r.)



Źródło: jak przy wykr. 1.

Podsumowanie

Analiza współczynników odpływu, napływu, mobilności i salda migracji w gminach województwa kujawsko-pomorskiego oraz porównanie ich z wartościami średnimi dla województwa pozwoliły określić specyfikę migracyjną poszczególnych jednostek w tym województwie w latach 2002 i 2014. Metoda ta umożliwiła wyłonienie obszarów emigracyjnych i imigracyjnych, a także przypisanie im charakteru: bardziej napływowego lub odpływowego, bardziej przyciągającego lub wypychającego czy też bardziej zasiedziałego lub mobilnego.

Większość gmin w województwie kujawsko-pomorskim wykazuje charakter emigracyjny, choć stopniowo przyrasta udział jednostek imigracyjnych. Skłonność do migracji — głównie osób w wieku produkcyjnym mobilnym wraz z dziećmi — wpływa na strukturę ludności według ekonomicznych grup wieku. W efekcie w analizowanych latach w jednostkach typu imigracyjnego obserwowano wzrost odsetka osób w wieku produkcyjnym, a w jednostkach typu emigracyjnego — przyspieszone starzenie się ludności.

Zauważono także, że część jednostek zmienia charakter migracyjny. Niezależnie od kierunku przejścia między typami zmiany zasadniczo dotyczyły gmin wiejskich i obszarów wiejskich w gminach miejsko-wiejskich. Większą stabilnością charakteru migracyjnego odznaczały się jednostki położone na obrzeżach i w centrum województwa; te położone skrajnie zasadniczo wykazywały ukierunkowanie na odpływ ludności. Swoistą stabilność typów migracyjnych zauważa się również w środkowej części województwa, przy czym w tym rejonie zachowany został kierunek migracji ze stolic województwa (scharakteryzowanych jako typ emigracyjny wysoce zasiedziały) do gmin otaczających, określonych jako imigracyjne wysoce mobilne lub imigracyjne mobilne przyciągające. Zjawisko suburbanizacji obserwowano także wokół innych miast województwa, zwłaszcza tych mających powiązania funkcjonalne z otoczeniem. Taka sytuacja wskazuje na postępującą degradację miast — pozostają one miejscem pracy, ale stają się coraz mniej atrakcyjne jako miejsce zamieszkania. Zauważa się, że następuje napływ ludności na tereny wiejskie, a główny strumień odpływu pochodzi z miast. Migrujący dążą do lokowania życia rodzinnego na terenach wiejskich strefy podmiejskiej, a życia zbiorowego i publicznego — w centrum aglomeracji.

dr Wiesława Gierańczyk, mgr Milena Krajewska — *Urząd Statystyczny w Bydgoszczy*

LITERATURA

- Bański, J., Czapiewski, K. Ł. (2008). *Ekspertyza. Identyfikacja i ocena czynników sukcesu społeczno-gospodarczego na obszarach wiejskich*. Warszawa: Zespół Badań Obszarów Wiejskich, Instytut Geografii i Przestrzennego Zagospodarowania PAN.
- Cieślak, M. (1984). *Demografia. Metody analizy i prognozowania*. Warszawa: PWN.
- Długosz, Z. (1992). *Typologia miast Polski w świetle wybranych parametrów migracji ludności*. Kraków: Uniwersytet Jagielloński.

- Górny, A., Kaczmarczyk, P. (2003). Uwarunkowania i mechanizmy migracji zarobkowych w świetle wybranych koncepcji teoretycznych. *Prace Migracyjne*, (49), 1—46.
- Holzer, J. Z. (2003). *Demografia*. Warszawa: Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne.
- Kałuża-Kopias, D. (2014). Demograficzne skutki międzynarodowych migracji w wybranych krajach Unii Europejskiej ze szczególnym uwzględnieniem Polski. *Zeszyty Naukowe Wydziałowe Uniwersytetu Ekonomicznego w Katowicach*, (167), 32—42.
- Lisowski, A., Grochowski, M. (2009). *Procesy suburbanizacji. Uwarunkowania, formy i konsekwencje*. Warszawa: Ministerstwo Rozwoju Regionalnego.
- Machnis, J. (2010). Procesy migracyjne wobec sytuacji demograficzno-społecznej Polski Wschodniej. *Zeszyty Naukowe Sekcji Analiz Demograficznych*, (22), 7—23.
- Makać, W., Urbanek-Krzysztofiak, D. (2004). *Metody opisu statystycznego*. Wydawnictwo Uniwersytetu Gdańskiego.
- Ravenstein, E. G. (1985). The laws of migration. *Journal of the Royal Statistical Society*, 1(48), 167—227.
- Runge, J. (2007). *Metody badań w geografii społeczno-ekonomicznej — elementy metodologii, wybrane narzędzia badawcze*. Katowice: Wydawnictwo Uniwersytetu Śląskiego.
- Willekens, F. J. (1995). Multiregional Demographic Forecasting. W: *Population Research Centre, Working paper*. Groningen: University of Groningen.

Summary. *Migrations reflect spatial adaptation of the population to changing socio-economic conditions. The aim of the research is to compare migration behaviour in 2002 and 2014 in the gminas of the Kujawsko-Pomorskie voivodship and to distinguish the migration types with the typograph method proposed by Długosz (1992).*

The research showed that the majority of gminas in the Kujawsko-Pomorskie voivodship, especially those located on the outskirts of the region, were of emigration nature. The gminas of immigration nature were located in the central part of the voivodship, however in this region the direction of migration from the capitals of the voivodship was maintained.

Keywords: internal migration, migration type, migration inflow, migration outflow, mobility.

INFORMACJE. PRZEGLĄDY. RECENZJE

„Miejski Zeszyt Statystyczny”. Wydawca: Urząd Miasta Płocka, Wydział Rozwoju i Polityki Gospodarczej

W 2016 r. ukazał się 23. „Miejski Zeszyt Statystyczny”, którego autorkami są Małgorzata Kansy i Maria Sierandt. Publikacja ta, wydawana od 1994 r., ciągle jest wzbogacana nowymi informacjami. W zależności od potrzeb zgłaszanych przez miejscową społeczność dotyczą one samego Płocka, powiatu ziemskiego płockiego, niektórych miast województwa mazowieckiego czy też całej Polski.

„Miejski Zeszyt...” liczy tym razem 479 stron i składa się z 15 rozdziałów. Zawiera 385 tablic, czyli aż o 314 więcej niż pierwsza publikacja z tego cyklu. Każdy rozdział został poprzedzony komentarzem. Już sama objętość wydawnictwa świadczy o bogactwie zawartych w nim informacji statystycznych. Jak zauważają we wstępie autorki: *Potrzeba posiadania szczegółowych i różnorodnych informacji statystycznych nie podlega obecnie dyskusji. Tego typu informacje powinny być dostępne w takiej postaci, aby w każdej chwili można je było wykorzystać do podjęcia właściwej decyzji, także tej związanej z pozyskaniem inwestorów.* I rzeczywiście, inwestorzy, którzy chcą jak najwięcej dowiedzieć się o mieście, znajdą niezbędne dane w omawianym roczniku.

Rozległa problematyka poruszana w „Miejskim Zeszycie...” nie pozwalała, by w krótkiej recenzji przeanalizować wszystkie rozdziały, dlatego ustosunkuję się tylko do części z nich.

Rozdział I pt. *Informacje o Płocku i samorządzie terytorialnym* zawiera 20 tablic. Tytuły niektórych zaskakują doborem tematyki i uszczegółowieniem. Przykładowo, w tabl. 1.4 *Miejscowe plany zagospodarowania przestrzennego miasta Płocka w latach 2007—2015* zawarte są informacje o liczbie planów, powierzchni miasta objętej planami i gruntach o zmienionym przeznaczeniu. W tabl. 1.6 wymieniono 38 organizacji pożytku publicznego działających w Płocku, które w latach 2010—2016 otrzymały 1% podatku. W tabeli 1.8 wyszczególniono 13 miast partnerskich Płocka. Tabl. 1.9 to *Wybory „Płocczanina roku”* za lata 2000—2015. W tabl. 1.10 i 1.11 podano liczbę głosów otrzymanych przez kandydatów na Prezydenta RP w głosowaniu w 2015 r. ogółem

w Polsce, w tym w Płocku. W następnych przedstawiono podział mandatów w okręgu wyborczym nr 16 (Płock) uzyskanych w wyborach 25 października 2015 r. przez partie, ugrupowania oraz osoby indywidualne do Senatu (tabl. 1.17) i Sejmu (tabl. 1.18).

W rozdziale II pt. *Ludność Płocka* na wyróżnienie zasługuje tabl. 2.5, w której podano wiek mieszkańców miasta według płci w 2015 r. (najwięcej było osób w wieku 38 lat — 1076 mężczyzn i 1069 kobiet). W kolejnych tablicach podano, ile osób (z podziałem na płeć) napłynęło do miasta i z niego wyjechało. W 2015 r. liczba mieszkańców Płocka zmniejszyła się — w wyniku stałych przemieszczeń ludności — o 492 osoby, w tym na korzyść wsi — o 302. Największe straty dotyczyły mieszkańców w wieku 30–44 lata (210 osób, w tym na rzecz wsi — 144). Przyjmując osoby przemieszczające się (857) za 100%, można stwierdzić, że w napływie ze wsi pochodziło 72,3% z nich, a na wieś przeniosło się 68,3%. Jeżeli dodać do tego, że w mieście więcej było zgonów (1209) niż urodzeń żywych (1101), to liczba mieszkańców zameldowanych na stałe w Płocku zmniejszyła się w 2015 r. o 600 osób.

Tabela 2.41 zawiera informacje dotyczące płci i wieku osób zmarłych w latach 2012–2015. Po zsumowaniu tych danych dla czterech lat okazuje się, że kobiety stanowiły 54,2% mieszkańców Płocka, a ich udział w ogólnej liczbie zgonów wynosił 45,8%. W podziale na pięć podstawowych grup wieku udział kobiet w zgonach sięgał (w % ogółu zgonów w danej grupie wieku):

- 0–19 lat — 29,7;
- 20–39 lat — 23,3;
- 40–59 lat — 31,7;
- 60–79 lat — 39,5;
- 80 lat i więcej — 62,5.

Wyrażna jest nadumieralność mężczyzn w wieku do 79 lat. W innych polskich miastach struktura zgonów przedstawia się podobnie.

Omawiając rozdział III, zatytułowany *Rynek pracy*, warto skoncentrować się na tabl. 3.3–3.7, w których autorka podaje liczbę osób pracujących w Płocku. Według mojego rozeznania chodzi tu o ludność pracującą, ale niekoniecznie w Płocku. Użycie w tytule tabl. 3.3 określenia „pracujący w Płocku” pozwala utożsamiać ich z zatrudnionymi, a to nie są pojęcia tożsame¹. Pracujący mogą być zatrudnieni w różnych miejscowościach. W przypadku Płocka większość z ogółu pracujących mieszkańców będzie jednak zapewne zatrudniona na jego terenie. W „Roczniku Statystycznym Województwa Mazowieckiego 2016” wyraźnie zaznaczono, że dane o pracujących podawane są według faktycznego (stałego) miejsca pracy pracownika. Warto wyjaśnić to zagadnienie, bo niezbyt obeznany z problemem czytelnik wyciągnie błędne wnioski. Uważam, że w tym zakresie należy nawiązać współpracę z powiatowym inspektorem ZUS — wykorzystać dane tej instytucji o osobach i firmach, które opłacają składki od zatrudnionych.

¹ Szerzej na ten temat Rakowski, W. (2010). Podregiony w idei zrównoważonego rozwoju województwa mazowieckiego. *Rocznik Żyrardowski*, 8, 327–347.

Pod tabl. 3.6. *Pracujący w głównym miejscu pracy* zamieszczono dwie uwagi. Pierwsza mówi o tym, że tablica nie obejmuje osób pracujących w firmach o liczbie zatrudnionych do 9 osób, rolników indywidualnych i duchownych. Druga, że *liczba pracujących jest zdecydowanie niższa od liczby zatrudnionych, gdyż wskazuje wyłącznie liczbę osób wykonujących określone czynności w danym dniu i pomija osoby będące na urloпах, zwolnieniach itp.* Ta druga uwaga nie jest prawdziwa w przypadku Płocka. Otóż według „Rocznika Statystycznego Województwa Mazowieckiego 2016” liczba pracujących mieszkańców Płocka w 2015 r. wynosiła 44037 osób, a zatrudnienie w mieście — 40060. Należy jednak pamiętać, że do grona zatrudnionych w Płocku wlicza się także osoby faktycznie zatrudnione w innych miejscowościach Polski. Przykładowo, ze względu na to, że siedziba PKO BP SA (centrala) mieści się w Warszawie, a Orlenu — w Płocku, ewidencyjnie zatrudnionych w placówkach PKO BP, a w przypadku Orlenu — na rozsianych po kraju stacjach benzynowych czy w magazynach zalicza się do zatrudnionych w tych miastach. Tak więc faktyczne zatrudnienie jest tam mniejsze od statystycznego. Gdyby dodać do tego zatrudnienie w mikrofirmach, których w Płocku w 2015 r. było 11624, to liczba zatrudnionych ogółem przekroczyłaby 45 tys. osób. Żałować należy, że w rozdziale o majątku i finansach miasta brakuje danych o liczbie osób uiszczających podatek PIT. Można byłoby wtedy porównać liczbę płacących podatek z liczbą pracujących i zatrudnionych.

Liczba osób zatrudnionych decyduje o dochodach własnych miasta i o wzroście lub spadku liczby mieszkańców. Fakt, że od 1999 r. maleje liczba mieszkańców Płocka, jest spowodowany zmniejszaniem zatrudnienia. Z tego powodu analiza zatrudnienia to kwestia bardzo ważna, tymczasem w „Miejskim Zeszycie...” jest ono ewidencjonowane tylko częściowo (zatrudnienie w urzędzie miasta).

Warto jeszcze skonfrontować dane dotyczące pracujących w głównym miejscu pracy w Płocku z liczbą zarejestrowanych bezrobotnych w mieście w wybranych latach:

L a t a	Pracujący	Bezrobotni
2005	44505	12824
2006	44504	10215
2007	48127	8401
2008	50372	6412
2009	48039	7078
2015	45441	6383

Otóż w 2008 r. w porównaniu z 2005 r. liczba pracujących wzrosła o 5867 osób, zaś liczba bezrobotnych spadła o 6412. Z kolei w 2015 r. w stosunku do 2008 r. liczba pracujących zmniejszyła się o 4931 osób, przy jednoczesnym

braku zmian liczby bezrobotnych. Jak zatem wytłumaczyć, dlaczego przy spadku liczby pracujących nie następował wzrost bezrobocia? Być może część z nich podjęła pracę poza Płockiem. W tym czasie zaostrzono przepisy dotyczące rejestrowanego bezrobocia. Nie wydaje się jednak właściwe, że liczby odnoszące się do pracujących dotyczą tylko pracujących w Płocku.

Rozdział IV pt. *Majątek i finanse miasta* zawiera 22 tablice dotyczące majątku, dochodów, wydatków i zadłużenia Płocka. Można tu znaleźć dane o budżecie województwa mazowieckiego oraz ciekawe dane o najwyższych dochodach na mieszkańca miast na prawach powiatu w latach 2005–2015 w Polsce.

W rozdziale V pt. *Podmioty gospodarcze* na uwagę zasługują tabl. 5.4 *Spółki handlowe według rodzaju kapitału* oraz tabl. 5.8 *Podmioty gospodarki narodowej w Płocku według liczby pracujących w latach 2004–2015*. Z danych tej ostatniej wynika, że przez 12 lat ubyło 317 podmiotów (na ogólną ich liczbę w 2004 r. — 11941) o liczbie pracujących 250–999 osób, a pojawiło się 21 firm o liczbie pracujących 10–49 osób, 26 — o liczbie pracujących 50–249 i 3 — o liczbie pracujących 1000 osób i więcej.

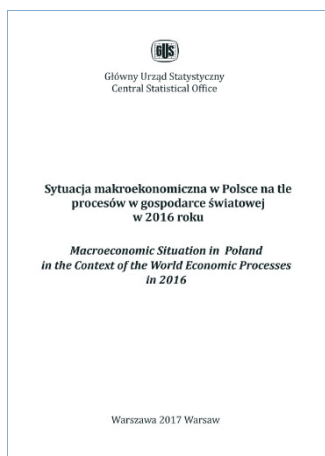
W rozdziale VI pt. *Gospodarka mieszkaniowa* podano informacje o wydanych zezwoleniach na budowę oraz o mieszkaniach oddanych do użytku w latach 2009–2015 w Płocku, w innych miastach i powiatach województwa mazowieckiego oraz w Polsce. W tabl. 6.12 zamieszczono dane zarówno o zasobach mieszkaniowych Płocka w porównaniu z niektórymi miastami, jak i o zasobach według form własności i ich wyposażenia, w tym w gaz z sieci.

Rozdział VII dotyczy gospodarki komunalnej, rolnictwa i ochrony środowiska — zawiera aż 39 tablic. Podobnie bogaty materiał statystyczny prezentują rozdziały *Oświata i wychowanie* (38 tablic), a także *Kultura* (32) i *Pomoc społeczna* (28). Skromniej, ale równie wyczerpująco, przedstawione są informacje w rozdziałach *Studia i studenci* (12 tablic), *Służba zdrowia* (17), *Sport i turystyka* (21), *Porządek i bezpieczeństwo* (25) i zamykający „Miejski Zeszyt...” rozdział XV, zawierający dane o Polsce.

Należy pogratulować władzom samorządowym Płocka, że dysponują tak szerokim zestawem danych statystycznych i co roku je aktualizują oraz publikują, a więc udostępniają zainteresowanym. Część zgromadzonych tam danych wykracza poza informacje o Płocku, dając szersze tło i możliwość interpretacji, zwłaszcza jeżeli porównuje się dane dotyczące Płocka i innych miast na prawach powiatu. Ponadto istotne są informacje o powiecie ziemskim Płock i wybrane dane o województwie mazowieckim i Polsce. Sądzę jednak, że objętość „Miejskiego Zeszytu...” można zmniejszyć (np. o dynamikę, a właściwie tempo zmian, bo dotyczy to porównań rok do roku).

Pokuszę się o stwierdzenie — i myślę, że się nie pomyłę — że niewiele jest miast w Polsce (zwłaszcza o podobnej liczbie mieszkańców), które wydają roczne zeszyty statystyczne. Czy jednak nie lepiej byłoby wrócić do tradycyjnej nazwy *Rocznik statystyczny*...?

Wydawnictwa GUS — wrzesień 2017 r.



Z wrześniowej oferty wydawniczej GUS warto zwrócić uwagę na publikację **„Sytuacja makroekonomiczna w Polsce na tle procesów w gospodarce światowej w 2016 r.”**. Przedstawiono w niej pogłębioną analizę zjawisk społeczno-gospodarczych w naszym kraju w szerokim kontekście uwarunkowań gospodarki światowej, w tym Unii Europejskiej (UE). Analiza obejmuje kształtowanie się sytuacji makroekonomicznej, rynku pracy, finansów publicznych, rynku finansowego oraz struktury wzrostu gospodarczego. Opracowanie stanowi element prac studialnych i rozwojowych GUS.

Sytuację społeczno-gospodarczą przedstawiono na tle procesów globalnych, przede wszystkim zachodzących w UE. Podkreślono powiązania

i wpływ uwarunkowań zewnętrznych na zjawiska zachodzące w naszym kraju. W tej edycji skupiono się na opisie sytuacji w 2016 r., choć uwzględniono także analizę procesów w dłuższym okresie, co pozwala na pełniejsze zrozumienie zjawisk.

Opracowanie składa się z pięciu działów. Pierwsze cztery poświęcono sytuacji makroekonomicznej (ze szczególnym uwzględnieniem wzrostu gospodarczego), rynkowi pracy i sytuacji dochodowej gospodarstw domowych, finansom publicznym oraz rynkowi finansowemu. Uzupełnieniem publikacji jest analiza struktury wzrostu gospodarczego w Polsce i w niektórych krajach UE przy wykorzystaniu metod dekompozycji wzrostu i różnic PKB lub wartości dodanej brutto *per capita* oraz rachunku produktywności KLEMS.

W opracowaniu wykorzystano dane pochodzące z wielu źródeł. Podstawowym materiałem były badania prowadzone przez GUS. Wykorzystano także m.in. dane Komisji Europejskiej, w tym Eurostatu, Międzynarodowego Funduszu Walutowego, Organizacji Współpracy Gospodarczej i Rozwoju czy Międzynarodowej Organizacji Pracy. Dane o finansach publicznych w Polsce pochodzą przede wszystkim ze sprawozdawczości i informacji Ministerstwa Finansów.

Publikacja ukazała się w polskiej wersji językowej (przedmowa i synteza w języku angielskim), dostępna jest również na stronie internetowej GUS.

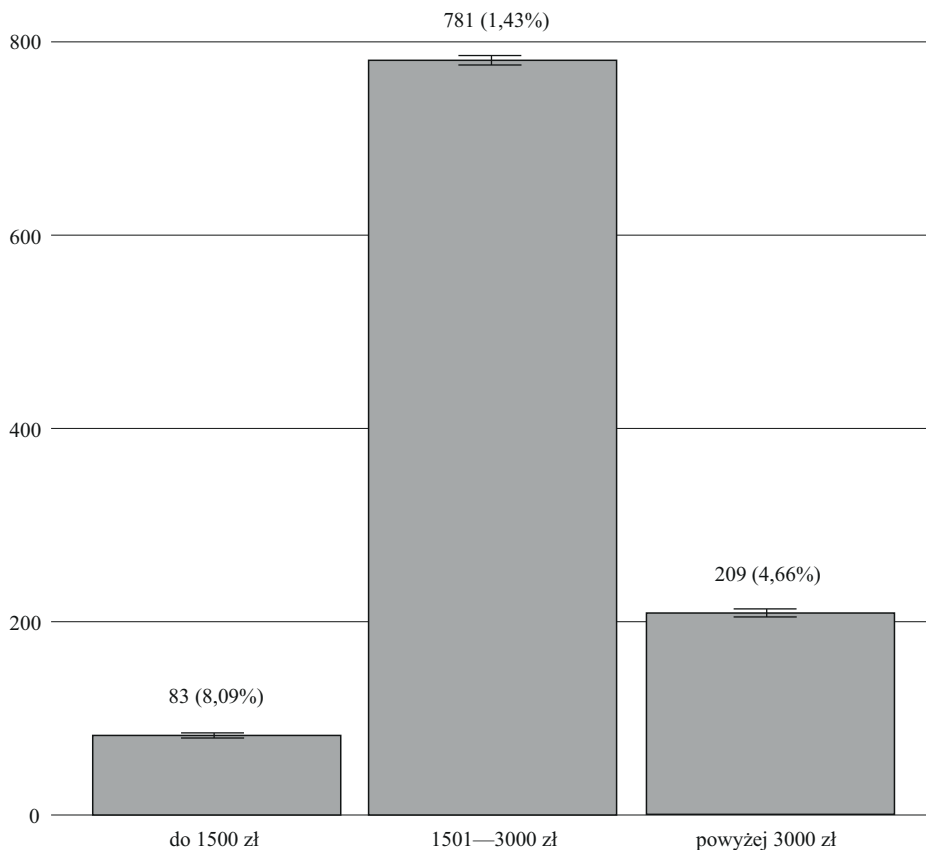
We wrześniu br. ukazały się także: „Bezrobocie rejestrowane. I—II kwartał 2017 r.”, „Biuletyn Statystyczny Nr 8/2017”, „Budownictwo mieszkaniowe I—II kwartał 2017 r.”, „Budżety gospodarstw domowych w 2016 r.”, „Ceny robót budowlano-montażowych i obiektów budowlanych — lipiec 2017 r.”, „Handel zagraniczny. I—VI 2017 r.”, „Informacja o sytuacji społeczno-gospodarczej kraju w sierpniu 2017 r.”, „Informacja o sytuacji społeczno-gospodarczej województw Nr 2/2017”, „Kultura w 2016 r.”, „Nakłady i wyniki przemysłu w I—II kwartale 2017 r.”, „Poczta i telekomunikacja — wyniki działalności w 2016 r.”, „Poland Quarterly Statistics No. 2/2017”, „Produkcja ważniejszych wyrobów przemysłowych w sierpniu 2017 r.”, „Produkt krajowy brutto — Rachunki regionalne w 2015 r.”, „Rolnictwo w 2016 r.”, „Rynek wewnętrzny w 2016 r.”, „Zatrudnienie i wynagrodzenia w gospodarce narodowej w I półroczu 2017 r.” oraz „Wiadomości Statystyczne nr 9/2017 (676)”.

Oprac. Justyna Gustyn

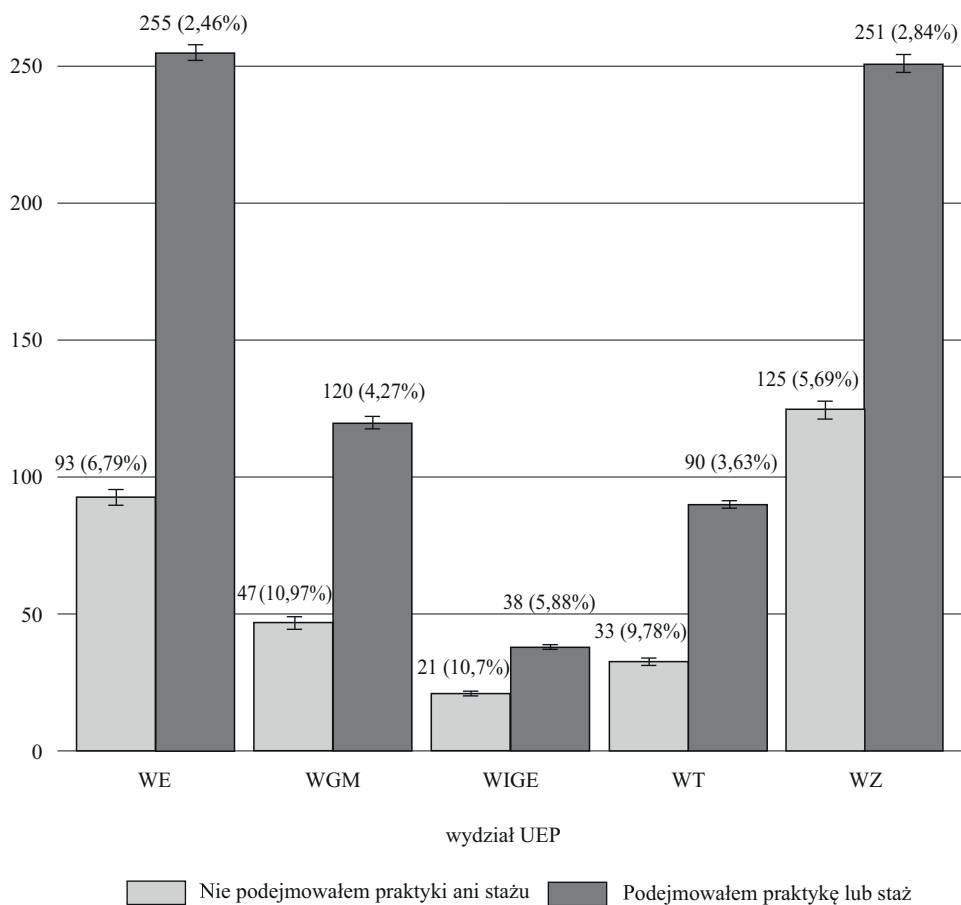
Sprostowanie do numeru 9/2017 „Wiadomości Statystycznych”

W artykule Tomasza Klimanka i Marcina Szymkowiaka pt. *Podejście kalibracyjne w badaniu losów absolwentów na przykładzie projektu „Kadry dla gospodarki”* wykresy powinny mieć następującą postać:

- wykr. 2 (s. 21)



- wyk. 3 (s. 22)



Redakcja przeprasza Autorów opracowania i Czytelników za powstałe błędy.

Redakcja „Wiadomości Statystycznych”



10 października 2017 r. zmarł

Andrzej JOPKIEWICZ

dyrektor Centralnej Biblioteki Statystycznej im. Stefana Szulca
w latach 1973—2004,
członek założyciel Polskiego Towarzystwa Statystycznego,
członek honorowy Stowarzyszenia Bibliotekarzy Polskich.

Andrzej Jopkiewicz (1939—2017) był absolwentem Wydziału Polonistyki Uniwersytetu Warszawskiego (1963), bibliotekarzem, bibliografem, wieloletnim dyrektorem Centralnej Biblioteki Statystycznej (w latach 1973—1996 zajmował stanowisko dyrektora, a w latach 1996—2004 — wicedyrektora Biblioteki).

W latach 1963—1969 pracował w Muzeum Historycznym m.st. Warszawy w Dziale Bibliografii, a w latach 1969—1973 pełnił funkcję kustosa Centralnej Biblioteki Wojskowej w Oddziale Bibliografii Wojskowej Zakładu Bibliografii Wojskowej i Badań Naukowych.

Był inicjatorem wielu rozwiązań rozwojowych kształtujących profil naukowy Centralnej Biblioteki Statystycznej. Utworzył działy Bibliografii i Informacji Statystycznej, które podjęły prace m.in. nad wydawaniem wielotomowych serii: „Bibliografia Wydawnictw GUS”, „Bibliografia

Piśmiennictwa Demograficznego” oraz „Bibliografia Piśmiennictwa Statystycznego (bez wydawnictw GUS)”, „Roczniki Statystyczne Świata w zbiorach CBS”, „Zestawienia Bibliograficzne” i „Biuletyn CBS”. Dział Informacji Statystycznej CBS aż do 1993 r. pełnił funkcję obecnego Centralnego Informatorium Statystycznego GUS.

Andrzej Jopkiewicz zasłużył się nie tylko dla rozwoju CBS jako biblioteki naukowej, lecz także dla Stowarzyszenia Bibliotekarzy Polskich. Był m.in. sekretarzem generalnym i skarbnikiem Zarządu Głównego SBP, przewodniczącym Zarządu Okręgu Stołecznego, przewodniczącym Komisji Statystyki Bibliotecznej i Komisji Odznaczeń Zarządu Głównego SBP, a także przez wiele lat sekretarzem czasopisma „Bibliotekarz” (1991—2009) oraz członkiem honorowym SBP. W latach 1974—2004 przewodniczył Kołu nr 12 Stowarzyszenia Bibliotekarzy Polskich w Centralnej Bibliotece Statystycznej.

Prowadził działania popularyzujące wiedzę statystyczną. W latach 1977—2004 organizował ogólnopolski *Konkurs ze znajomości Małego Rocznika Statystycznego* dla młodzieży szkół średnich oraz kursokonferencje dla nauczycieli szkół wyróżnionych w tym konkursie. Był autorem kilkudziesięciu publikacji dotyczących Warszawy, historii literatury, a przede wszystkim informacji naukowej, statystyki i bibliotekarstwa, m.in.: *Towarzystwa statystyczne w okresie międzywojennym* („Wiadomości Statystyczne” nr 11/2011), *30 konkursów ze znajomości Małego Rocznika Statystycznego* (2002), *Księgozbiór prof. Kazimierza Romanuka 1908—1996* (1998).

Andrzej Jopkiewicz był aktywnym członkiem Polskiego Towarzystwa Statystycznego i należał do jego członków założycieli. Po prawnej reaktywacji PTS w 1981 r. został wybrany, podczas I Walnego Zgromadzenia Delegatów Stowarzyszenia w 1982 r., na przewodniczącego Sądu Koleżeńskiego. Był również skarbnikiem Rady Oddziału Warszawskiego PTS w latach 1982—2004 oraz członkiem Głównej Komisji Rewizyjnej i Komisji Historycznej Rady Głównej PTS. W latach 1986—1998 redagował „Biuletyn Informacyjny Rady Głównej Polskiego Towarzystwa Statystycznego”. W 1992 r. opublikował bibliografię prac PTS z lat 1917—1992 w pracy *Polskie Towarzystwo Statystyczne 1912—1992* (1992); w latach 1986—1997 opracowywał sukcesywnie bibliografię zawartości „Biuletynu Informacyjnego Rady Głównej Polskiego Towarzystwa Statystycznego”.

Został odznaczony m.in. Krzyżem Kawalerskim Orderu Odrodzenia Polski (2002), Złotym Krzyżem Zasługi (1984), odznaką „Zasłużony pracownik informacji naukowo-technicznej” (1984) i honorową odznaką SBP „W dowód uznania” (1980).

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.

Zasopismo 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 przesyłanych artykułów do „Wiadomości Statystycznych”

- Artykuły należy dostarczać pocztą elektroniczną na adres:

a.swiderska@stat.gov.pl

Redakcja „Wiadomości Statystyczne”

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 warunku przesłania przez Autora oświadczenia.**
- Pytania dotyczące przesłanego artykułu, co do jego aktualnego statusu itp., należy kierować do redakcji na adres: **a.swiderska@stat.gov.pl** lub tel. 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 — Times New Roman, wyśrodkowany, kursywa, 14 pkt.,
 - o tekst główny — Times New Roman, normalny, wyjustowany, 12 pkt.,
 - o przypisy — Times New Roman, 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 i mapy powinny być zamieszczone w artykule oraz koniecznie przesłane w oddzielnym oryginalnym pliku, np. Excelu lub Corelu. 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. **P**, **N_{ij}**); wektory — małe litery, kursywa, pogrubione (np. **w**, **x_i**); pozostałe zmienne — małe lub duże litery, kursywa, bez pogrubienia (np. *w*, *x_i*, *Z*).
12. Stosowane są skróty: tablica — tabl., wykres — wykr.
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, w przypadku więcej niż jednej pracy danego autora opublikowanej w tym samym roku należy dodać kolejne litery alfabety przy dacie (np., 2001a), zasada ta obowiązuje także w przypadku większej liczby autorów danej pracy.

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, w przypadku 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 należy zamieszczać na końcu opracowania.

Prace zapisujemy przy zachowaniu kolejności alfabetycznej cytowanych dzieł, przy czym decyduje pierwsza litera nazwiska autora.

Każdą nową pracę zaczynamy bez wcięcia, wyrównanie do lewego marginesu, a kolejne wiersze danego adresu bibliograficznego powinny być zapisane z wcięciem 0,4 cm.

Zasady zapisu literatury załącznikowej:

Poniżej znajdują się schematy zapisów bibliograficznych podstawowych źródeł (artykułów i książek). Sposoby zapisu innych, rzadziej powoływanych 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, 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 (red.), *Tytuł książki* (s. strona początku—strona końca). Miejsce wydania: Wydawnictwo.
W stylu APA proponuje się zapis bibliograficzny bez użycia dwukropka po przyimku W (*In*), pisany wielką literą. W polskim zapisie jednak przyjmujemy zasadę pisania dwukropka po W.
 - 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, skąd 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 z prośbą o dostosowanie jego formy do wymagań redakcji.

Charakterystyka zakresu tematycznego poszczególnych działów „Wiadomości Statystycznych”

STUDIA METODOLOGICZNE

W dziale tym zamieszczane są artykuły naukowe zawierające prezentacje teoretycznych rozwiązań metodologicznych, ze wskazaniem ich praktycznej użyteczności, w tym prace o charakterze przeglądowym i porównawczym oraz dotyczące zagadnień etyki statystycznej. Poruszane tu zagadnienia mogą obejmować różnorodne dziedziny statystyki, ekonomii matematycznej i ekonometrii, a prezentowane rezultaty badawcze stwarzają możliwość efektywnego zastosowania w empirycznych badaniach i analizach statystycznych, umożliwiając doskonalenie ich jakości i zasobu informacyjnego.

STATYSTYKA W PRAKTYCE

Dział ten dotyczy prac naukowych poświęconych nowatorskim zastosowaniom znanych narzędzi i modeli statystycznych w praktyce, analizy i statystycznej oceny określonych zjawisk społeczno-ekonomicznych i innych, a w szczególności artykułów wykorzystujących dane pochodzące z zasobów statystyki publicznej. Publikowane są tutaj także teksty sygnalizujące praktyczne problemy związane z: projektowaniem badań statystycznych, uzyskiwaniem, integracją i przetwarzaniem danych oraz generowaniem wyników 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. W szczególności odnosi się to do problemów związanych z kształceniem w zakresie stosowania statystyki na wszystkich poziomach edukacji, a także wykorzystywania nowoczesnych idei i metod dydaktycznych (w tym eksperymentów i pokazów) oraz pomocy naukowych (np. komputerów, Internetu i innych urządzeń) w nauczaniu statystyki. Szczególną uwagę koncentruje się tutaj na rozumieniu prawdopodobieństwa i statystyki, badaniach z zakresu nauczania statystyki, postaw i zachowań społecznych w odniesieniu do statystyki, jak również 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

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

Z DZIEJÓW STATYSTYKI

Prace należące do tego działu tematycznego poświęcone są historii prowadzenia obserwacji statystycznych, rozwoju i doskonalenia ich metodologii narzędzi. Ponadto zamieszczane są opisy wartościowych faktów dotyczących życia i osiągnięć zawodowych wybitnych statystyków, jak również wiodących instytucji i organizacji statystycznych w Polsce i za granicą.

INFORMACJE. PRZEGŁĄDY. 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 popularnonaukowych 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.