

Cena zł 12,00
(VAT 5%)

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

WIADOMOŚCI STATYSTYCZNE

GŁÓWNY
URZĄD
STATYSTYCZNY

POLSKIE
TOWARZYSTWO
STATYSTYCZNE

MIESIĘCZNIK
ROK LXIII
WARSZAWA
LISTOPAD 2018

Nr **11** (690)

WIADOMOŚCI STATYSTYCZNE

GŁÓWNY
URZĄD
STATYSTYCZNY

POLSKIE
TOWARZYSTWO
STATYSTYCZNE

MIESIĘCZNIK
ROK LXIII
WARSZAWA
LISTOPAD 2018

Nr **11** (690)

KOLEGIUM REDAKCYJNE

dr Marek Cierpiat-Wolan (redaktor naczelny), dr hab. Andrzej Młodak (zastępca redaktora naczelnego), mgr Renata Bielak, dr hab. Grażyna Dehnel, 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 hab. Małgorzata Tarczyńska-Łuniewska, dr Wioletta Wrzaszcz, dr inż. Agnieszka Zgierska
Sekretarz: Alina Świdarska

RADA NAUKOWA

dr Dominik Rozkrut (przewodniczący), 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. Marek Walesiak, prof. dr hab. Józef Zegar

REDAKCJA

al. Niepodległości 208, 00-925 Warszawa, gmach GUS, pok. 347, tel. 22 608 32 25
<http://stat.gov.pl/czasopisma/wiadomosci-statystyczne>

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

Wersja internetowa jest wersją pierwotną czasopisma



Zakład Wydawnictw
Statystycznych

ZAKŁAD WYDAWNICTW STATYSTYCZNYCH

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

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

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

Wydział Korekty pod kierunkiem Bożeny Gorczyicy, 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

STATYSTYKA W PRAKTYCE

Piotr Sulewski — <i>Siatka prawdopodobieństwa uogólnionego rozkładu gamma</i>	5
Joanna Muszyńska, Jarosław Oczki, Ewa Wędrowska — <i>Konwergencja dochodów gospodarstw domowych w krajach Unii Europejskiej</i>	21
Przemysław Suchodolski, Marcin Idzik — <i>Identyfikacja i ocena zmienności cen drewna w nadleśnictwie Płock</i>	41
Piotr Łysoń, Stanisław Radkowski, Wacława Kraśniewska — <i>Postrzeżenie dziedzictwa narodowego i kultywowanie tradycji w regionach uwarunkowanych historycznie</i>	56

INFORMACJE. PRZEGLĄDY. RECENZJE

<i>Wydawnictwa GUS — październik 2018 r.</i> (oprac. Justyna Gustyn)	84
<i>Do Autorów</i>	86

CONTENTS

STATISTICS IN PRACTICE

Piotr Sulewski — <i>Quantile-Quantile plot for the generalised gamma distribution</i>	5
Joanna Muszyńska, Jarosław Oczki, Ewa Wędrowska — <i>Convergence of household incomes in the European Union countries</i>	21
Przemysław Suchodolski, Marcin Idzik — <i>Identification and evaluation of wood price variability in Płock Forest District</i>	41
Piotr Łysoń, Stanisław Radkowski, Wacława Kraśniewska — <i>Perception and preservation of national heritage in historically conditioned regions</i>	56

INFORMATION. REVIEWS. COMMENTS

<i>Publications of Statistics Poland — October 2018</i> (by Justyna Gustyn)	84
<i>To the Authors</i>	86

STATYSTYKA W PRAKTYCE

Piotr SULEWSKI

Siatka prawdopodobieństwa uogólnionego rozkładu gamma

Streszczenie. *W badaniach statystycznych dużą popularność zyskują elastyczne rozkłady prawdopodobieństwa, których parametry są łatwe do oszacowania. W okresie poprzedzającym korzystanie z programów komputerowych zbudowanie siatek prawdopodobieństwa było możliwe tylko dla rozkładów o odwracalnej dystrybuancie, takich jak np. rozkład wykładniczy czy Weibulla. Dystrybuanta uogólnionego rozkładu gamma (URG) jest nie tylko nieodwracalna, lecz także nie ma formy analitycznej. Obecnie jednak, w dobie zaawansowanych możliwości informatycznych, dystrybuantę URG można odwrócić numerycznie przy pomocy różnych narzędzi, np. Microsoft Excel, Mathcad czy język R. Celem artykułu jest przedstawienie nowej metody tworzenia siatki prawdopodobieństwa URG wykorzystującej funkcję gęstości statystyki pozycyjnej oraz porównanie jej z metodami klasycznymi.*

Słowa kluczowe: siatka prawdopodobieństwa, uogólniony rozkład gamma, dystrybuanta empiryczna, metoda Monte Carlo.

JEL: C13, C15

W badaniach statystycznych istotną rolę odgrywają elastyczne rozkłady prawdopodobieństwa, których parametry są łatwe do oszacowania. Przykładem takiego elastycznego rozkładu jest z pewnością zaproponowany w roku 1962 przez Stacy'ego (1962) uogólniony rozkład gamma (URG), który znalazł także zastosowanie w teorii niezawodności jako rozkład czasu życia obiektów technicznych. Trzy lata później Stacy i Mihram (1965) zaproponowali technikę esty-

macji parametrów tego rozkładu za pomocą metody momentów (MM1). Niestety, metoda ta, choć prosta obliczeniowo, okazała się być bardzo nieefektywna (Sulewski, 2008). Konsekwencją tej małej efektywności jest tzw. bezpośrednia metoda momentów (MM2), która dla URG (a, b, c) polega na znalezieniu minimum funkcji celu (Sulewski, 2008).

$$M(x_i^*, a, b, c) = \sum_{k=1}^3 \left[\sum_{i=1}^n (x_i^*)^k - a^k \cdot \Gamma\left(c + \frac{k}{b} \cdot \Gamma^{-1}(c)\right) \right]^2 \quad (1)$$

na podstawie wartości n -elementowej próby $x_1^*, x_2^*, \dots, x_n^*$. Za pomocą MM2 otrzymujemy estymatory zarówno bardziej efektywne, jak i mniej obciążone, co potwierdzają przebiegi funkcji gęstości estymatorów (wykr. 1). Aby jednak być w ocenie sprawiedliwym, należy stwierdzić, że MM1 i MM2 są metodami na miarę możliwości obliczeniowych czasów, w których się pojawiły. MM1 została opracowana w połowie lat sześćdziesiątych, gdy dostęp do komputerów był trudny.

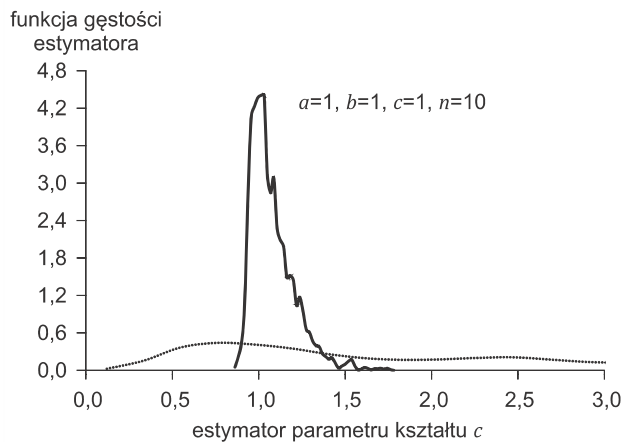
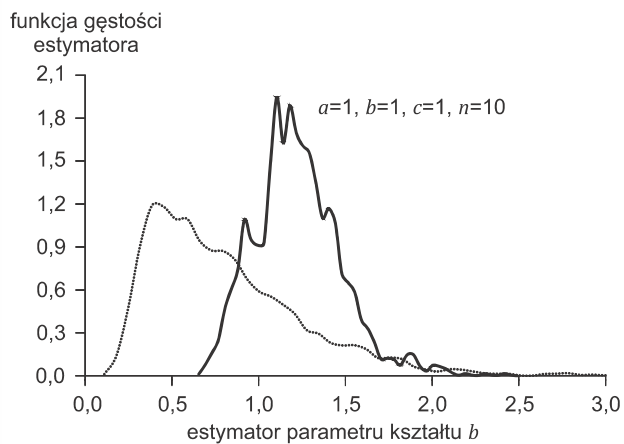
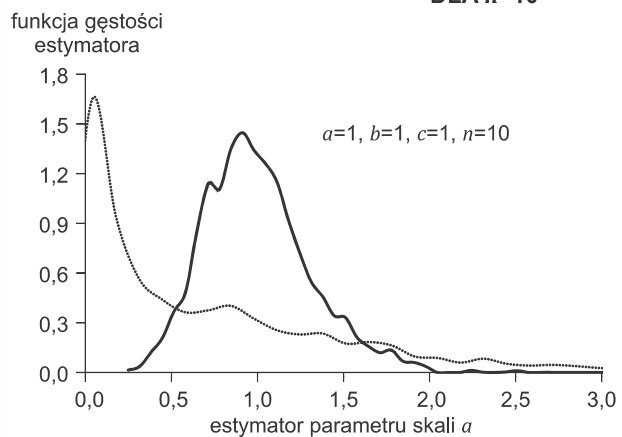
Siatka prawdopodobieństwa danego rozkładu jest prostokątnym układem współrzędnych z tak dobranymi skalami na osiach, aby wykreślona w tym układzie dystrybucja teoretyczna była linią prostą. Jest ona narzędziem pozwalającym na sprawną ocenę zgodności rozpatrywanych danych doświadczalnych z rozkładem teoretycznym oraz na oszacowanie jego parametrów.

Poszukiwane są najczęściej takie rozkłady, dla których można zbudować siatkę prawdopodobieństwa, natomiast w okresie poprzedzającym komputery można było ją zbudować jedynie dla rozkładów o odwracalnej dystrybucji. Dobrym przykładem jest rozkład wykładniczy i rozkład Weibulla. Rozkład normalny Gaussa jest wyjątkiem w tym względzie. Dystrybucja URG jest nie tylko nieodwracalna, ale także nie ma formy analitycznej. Jednak obecnie — w dobie zaawansowanych komputerów — dystrybucję URG można odwrócić numerycznie za pomocą metody Monte Carlo.

Z pewnością nie można kwestionować znaczenia siatek prawdopodobieństwa w zastosowaniach statystycznych. Siatkę prawdopodobieństwa skonstruowano m.in. dla takich rozkładów, jak: normalny (David, 1970; Sulewski, 2003), Weibulla (Drapella, Kosznik i Perzyńska, 1999) oraz Makehama (Kosznik, 1999). Inne pozycje literatury poświęcone temu zagadnieniu to m.in.: Wilk i Gnanadesikan (1968), Chambers (1983), Cleveland (1985) oraz Thode (2002).

W artykule przedstawiono główne charakterystyki URG oraz opisano generator liczb pseudolosowych dla tego rozkładu. Zaprezentowano trzy różne metody tworzenia siatki prawdopodobieństwa URG. Jakość estymacji parametrów URG porównano metodami symulacyjnymi. Wywód teoretyczny zakończono przykładem liczbowym i podsumowaniem.

Całą implementację komputerową wykonano w arkuszu Microsoft Excel z wykorzystaniem narzędzia Solver oraz edytora programistycznego Visual Basic for Applications (VBA).

**WYKR. 1. ROZKŁADY ESTYMATORÓW PARAMETRÓW URG UZYSKANE MM1 I MM2
DLA $n=10$** 

..... MM1
———— MM2

UOGÓLNIONY ROZKŁAD GAMMA

W zastosowaniach statystycznych rozkład powinien być elastyczny, aby możliwe było jego dopasowanie do danych. Zmienne rozkładu zwane parametrami są argumentami jego dystrybuanty. Parametry te — jeśli jest to niezbędne — umożliwiają uzyskiwanie różnych przebiegów dystrybuanty. Idealnym przykładem takiego elastycznego rozkładu jest URG.

W tej części pracy przedstawiono główne właściwości URG, mianowicie: funkcję gęstości, dystrybuantę oraz momenty. Funkcję gęstości oraz dystrybuantę URG opisano także w pracy Sulewskiego (2014), przy czym więcej informacji o tym rozkładzie można znaleźć we wcześniejszym opracowaniu (Sulewski, 2008).

URG jest rozkładem o takiej postaci analitycznej typu wykładniczo-potęgowego, która daje mu pożądaną elastyczność. Jego funkcja gęstości wyrażona jest wzorem (Stacy, 1962):

$$f(x; a, b, c) = \frac{b}{a\Gamma(c)} \left(\frac{x}{a}\right)^{bc-1} \exp\left[-\left(\frac{x}{a}\right)^b\right] \quad (x \geq 0) \quad (2)$$

gdzie:

$b > 0$, $c > 0$ — parametry kształtu,
 $a > 0$ — parametr skali.

URG zawiera w sobie szereg szczególnych przypadków — znanych z zastosowania w statystyce i teorii — niezawodności rozkładów (Sulewski, 2008). Rodzinę tych rozkładów prezentuje zestawienie. Prawdziwą zaletą rozkładu nie jest to, że inne rozkłady są jego szczególnymi przypadkami, lecz fakt, że wypełnia „przestrzeń” między nimi. Innymi słowy URG umożliwia opis parametryczny rozkładów empirycznych nieopisywalnych rozkładami tradycyjnymi, wyszczególnionymi w poniższym zestawieniu.

ZESTAWIENIE SZCZEGÓLNYCH PRZYPADKÓW URG

Rozkłady	Parametry URG		
	a	b	c
Wykładniczy	dowolny	1	1
Gamma	dowolny	1	dowolny
Erlanga	dowolny	1	całkowity
Weibulla	dowolny	dowolny	1
Pół-normalny	$\sigma\sqrt{2}$ ($\sigma > 0$)	1	0,5
Chi-kwadrat	2	2	$n/2$ ($n \in N$)
Chi	$\sqrt{2}$	2	$n/2$ ($n \in N$)
Rayleigha	$\sigma\sqrt{2}$ ($\sigma > 0$)	2	1
Maxwella-Boltzmannna	$\sigma\sqrt{2}$ ($\sigma > 0$)	2	1,5

U w a g a. n — liczba stopni swobody.

Ź r ó d ł o: opracowanie własne — modyfikacja tablicy z opracowania: Stacy i Mihram (1965, s. 351).

Wybrane zestawy wartości parametrów przedstawiono w tabl. 1, natomiast wykr. 2a prezentuje przebiegi funkcji gęstości URG dla tych zestawów.

**TABL. 1. PRZYKŁADOWE ZESTAWY
WARTOŚCI PARAMETRÓW URG**

Zestaw	Parametry		
	skali a	kształtu b	kształtu c
1	1	1	1
2	1	2	3
3	1	3	0,25
4	1	0,9	0,9
5	1	0,9	3

Ź r ó d ł o: opracowanie własne.

Korzystając z definicji dystrybuanty zmiennej losowej ciągłej dla URG mamy:

$$F(x; a, b, c) = \frac{b}{a\Gamma(c)} \int_0^x \left(\frac{t}{a}\right)^{bc-1} \exp\left[-\left(\frac{t}{a}\right)^b\right] dt \quad (3)$$

Wyrażenie (3) można zapisać w postaci bardziej dogodnej do obliczeń za pomocą niepełnej funkcji gamma (Kroese, Taimre i dan Botev, 2011):

$$\Gamma_n(c, u) = \int_0^u x^{c-1} \exp(-x) dx \quad (4)$$

Niech

$$u = \left(\frac{t}{a}\right)^b \quad (5)$$

wówczas w wyniku nieskomplikowanych przekształceń otrzymujemy:

$$\frac{t}{a} = u^{1/b} \Rightarrow dt = \frac{a}{b} u^{1/b-1} du \quad (6)$$

Podstawiając wzory (5) i (6) do (3) uzyskano:

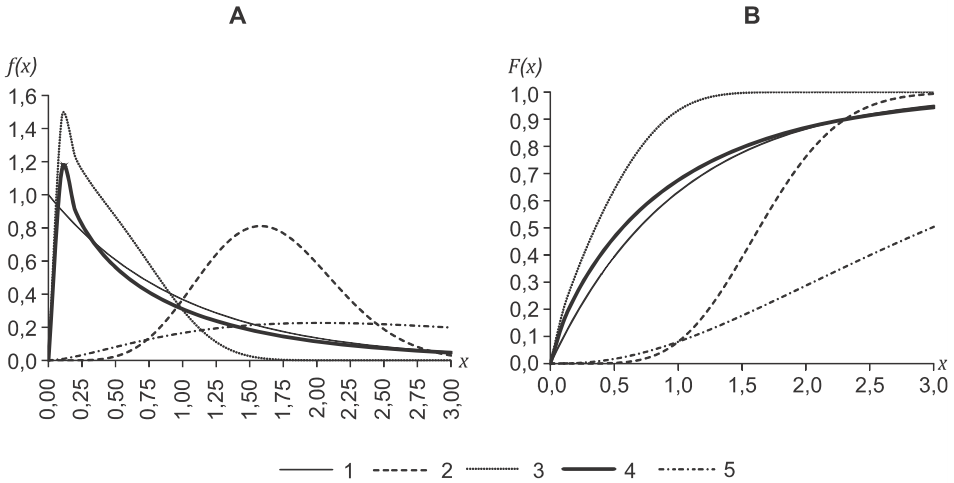
$$F(x; a, b, c) = \frac{1}{\Gamma(c)} \int_0^{(x/a)^b} u^{c-1} \exp(-u) du \quad (7)$$

Wyrażenie na dystrybuantę teoretyczną URG po uwzględnieniu wzoru (4) ma następującą postać:

$$F(x; a, b, c) = \frac{\Gamma_n[c, (x/a)^b]}{\Gamma(c)} \tag{8}$$

Dysponując procedurami numerycznymi na niepełną funkcję gamma wyznaczono wartości dystrybuanty URG ze wzoru (8). Przykładowe wykresy dystrybuanty dla zestawów wartości parametrów URG zaprezentowanych w tabl. 1 prezentuje wykr. 2b.

WYKR. 2. FUNKCJA GĘSTOŚCI (A) I DYSTRYBUANTA (B) WYBRANYCH ROZKŁADÓW Z RODZINY URG



Źródło: jak przy wykr. 1.

Z wykr. 2a wynika, że dobierając wartości parametrów URG można uzyskać przebiegi funkcji gęstości zarówno asymetrycznej, jak i symetrycznej.

Wyrażenie na momenty zwykłe URG, na mocy wyrażenia (2), ma następującą postać:

$$\alpha_k = \frac{b}{a \cdot \Gamma(c)} \int_0^\infty x^k \left(\frac{x}{a}\right)^{bc-1} \left[-\left(\frac{x}{a}\right)^b\right] dx \tag{9}$$

i postępując podobnie jak przy wyznaczaniu dystrybuanty URG otrzymujemy:

$$\alpha_k = a^k \cdot \frac{\Gamma\left(c + \frac{k}{b}\right)}{\Gamma(c)} \tag{10}$$

Wyrażenie na skośność URG, zwaną także współczynnikiem asymetrii, ma następującą postać:

$$\gamma_1 = \frac{\alpha_3 - 3\alpha_2\alpha_1 + 2\alpha_1^3}{(\alpha_2 - \alpha_1^2)^{3/2}} \quad (11)$$

natomiast kurtoza, zwana także współczynnikiem ostrości grzbietu, wyrażona jest wzorem:

$$\gamma_2 = \frac{\alpha_4 - 4\alpha_3\alpha_1 + 6\alpha_2\alpha_1^2 - 3\alpha_1^4}{(\alpha_3 - \alpha_1^2)^2} - 3 \quad (12)$$

W pracy Sulewskiego (2014) URG wykorzystano także do generowania wartości tablicy dwudzielczej $2 \times k$.

GENERATORY LICZB PSEUDOLOSOWYCH O URG

Z zamieszczonego wcześniej zestawienia wynika, że rozkład gamma jest szczególnym przypadkiem rozkładu URG z parametrem $b = 1$. Zatem funkcja gęstości rozkładu gamma na podstawie wzoru (2) jest wyrażona następującym wzorem:

$$g(x; a, c) = \frac{1}{a\Gamma(c)} \left(\frac{x}{a}\right)^{c-1} \exp\left(-\frac{x}{a}\right) \quad (x \geq 0) \quad (13)$$

Niech $z = (x/a)^b$ wówczas $x = az^{1/b}$ oraz $dx/dz = (a/b)z^{1/b-1}$. Przechodząc od zmiennej losowej X o rozkładzie URG do nowej zmiennej losowej Z , we wzorze (2) otrzymano:

$$f(z; a, c) = \frac{a}{b} z^{1/b-1} \frac{b}{a\Gamma(c)} (z^{1/b})^{bc-1} \exp\left[-(z^{1/b})^b\right] \quad (z \geq 0)$$

a następnie, w wyniku prostych przekształceń, uzyskano wzór w postaci:

$$f(z; c) = \frac{1}{\Gamma(c)} z^{c-1} \exp[-z] \quad (z \geq 0) \quad (14)$$

Z wyrażen (13) i (14) wynika, że $g(z; a = 1, c) = f(z; c)$. Zatem zmienna losowa

$$Z = \left(\frac{X}{a}\right)^b \quad (15)$$

ma rozkład gamma z parametrem skali $a = 1$ i parametrem kształtu c (Mihram i Stacy, 1965, s. 350).

Z zależności (15) wynika, że w celu uzyskania generatora realizacji zmiennej losowej X o URG wystarczy skonstruować generator realizacji zmiennej losowej

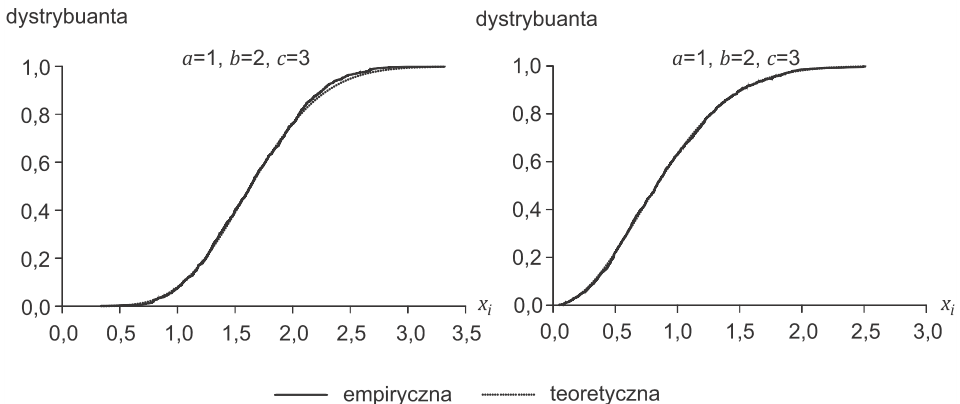
wej Z o rozkładzie gamma z parametrem skali $a = 1$ i parametrem kształtu c . Funkcja użytkownika GenURG generująca realizacje zmiennej losowej X o URG powstała na podstawie następującego algorytmu (Zieliński, 1979, s. 98—102):

1. niech $c - [c] = 0$ (c jest całkowite), wówczas:
 - 1.1. $Z = -\ln(\prod_{i=1}^c U_i)$, gdzie U_1, U_2, \dots, U_c są niezależnymi zmiennymi losowymi o rozkładzie $U(0,1)$,
 - 1.2. $X = aZ^{1/b}$;
2. niech $c - [c] \neq 0$ (c nie jest całkowite), wówczas:
 - 2.1. $Z_1 = -\ln(\prod_{i=1}^{[c]} U_i)$,
 - 2.2. $Z_2 = -\ln(U)$, gdzie U jest niezależną zmienną losową o rozkładzie $U(0,1)$,
 - 2.3. $d = c - [c]$,
 - 2.4. $V_1 = U^{1/d}$, gdzie V_1 jest zmienną losową o rozkładzie potęgowym z parametrem d ,
 - 2.5. $V_2 = U^{1/(1-d)}$, gdzie V_2 jest zmienną losową o rozkładzie potęgowym z parametrem $1 - d$,
 - 2.6. jeżeli $V_1 + V_2 > 1$, wtedy następuje skok do punktu 2.4,
 - 2.7. $Z_3 = V_1/(V_1 + V_2)$,
 - 2.8. $Z = Z_1 + Z_2 Z_3$,
 - 2.9. $X = aZ^{1/b}$.

Dla $n = 10^3$ realizacji zmiennej losowej URG otrzymanych za pomocą powyższego algorytmu i uporządkowanych rosnąco, obliczono wartości dystrybuanty teoretycznej URG (8) oraz wartości dystrybuanty empirycznej (wykr. 3):

$$F = \frac{i}{n+1} \quad (i = 1, 2, \dots, n) \quad (16)$$

WYKR. 3. PRZEBIEGI DYSTRYBUANT EMPIRYCZNEJ I TEORETYCZNEJ URG



Wykr. 3 pokazuje, że przebiegi dystrybuant (8) i (16) pokrywają się, co potwierdza prawidłowe działanie generatora.

SIATKA PRAWDOPODOBIENSTWA URG

Ta część pracy jest poświęcona trzem metodom tworzenia siatek prawdopodobieństwa URG.

Metoda I

Niech $x_{(i)}^*$ będzie i -tą statystyką pozycyjną w n -elementowej próbie oraz niech x_i^0 będą pierwiastkami następującego równania:

$$F(x_i^0; a^*, b^*, c^*) = \frac{i}{n+1} \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (17)$$

gdzie:

F — dystrybuanta teoretyczna URG,
 a^*, b^*, c^* — wartości parametrów tego rozkładu.

Dystrybuantę URG można wyznaczyć ze wzoru (8), a następnie numerycznie rozwiązać równanie nieliniowe względem x_i^0 . Wartości tych pierwiastków są zbliżone do oczekiwanych wartości statystyk pozycyjnych. Siatka prawdopodobieństwa jest prostokątnym układem współrzędnych kartezjańskich. Empiryczne wykresy punktów w tym układzie mają rzędne równe x_i^0 i odcięte równe $x_{(i)}^*$. W przypadku kiedy zbiór punktów rozciąga się wzdłuż linii prostej, wówczas można stwierdzić, że dane mają URG. W celu uzyskania takiego efektu należy tak dobrać wartości parametrów a^*, b^*, c^* , aby minimalizowały funkcję celu:

$$M_1(a^*, b^*, c^*) = \sum_{i=1}^n [x_{(i)}^* - x_i^0]^2 \quad (18)$$

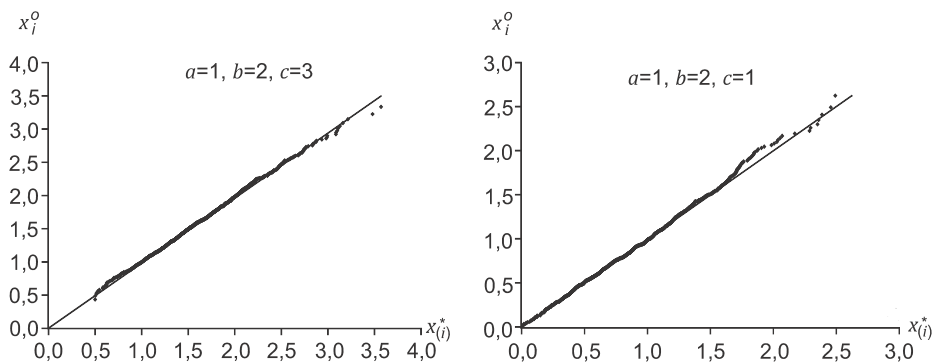
gdzie x_i^0 jest rozwiązaniem równania (17).

Dane do wykr. 4 pochodzą z generatora URG dla wybranych wartości parametrów a, b, c i $n = 1000$ oraz z zastosowania metody bisekcji do numerycznego rozwiązania równania (17).

Z wykr. 4 wynika, że siatka URG składa się z linii prostej nachylonej do osi odciętej pod kątem 45° oraz ze zbioru punktów, które pod wpływem odpowiednich zmian wartości parametrów a^*, b^* i c^* zbiegają ku tej prostej. Jest to prze-

ciwieństwo klasycznej metody najmniejszych kwadratów, w której linia prosta jest przesuwana do zbioru punktów.

WYKR. 4. SIATKA PRAWDOPODOBIEŃSTWA URG UZYSKANA METODĄ I



Źródło: jak przy wykr. 1.

Metoda II

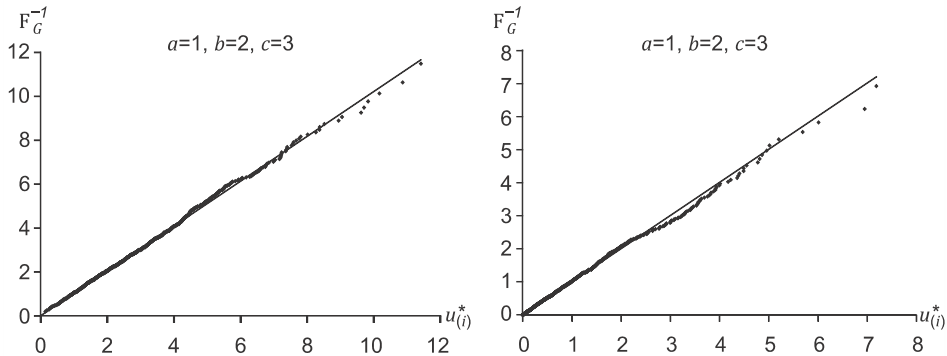
W dobie komputerów, jeżeli dysponuje się procedurą liczącą funkcję odwrotną do rozkładu gamma, który jest szczególnym przypadkiem URG dla $b = 1$, można skorzystać z formuły:

$$u_{(i)}^* = \left(\frac{x_{(i)}^*}{a^*} \right)^{b^*} \quad (19)$$

Wartości $u_{(i)}^*$ ($i = 1, \dots, n$) w równaniu (19) podlegające rozkładowi gamma należy nanieść na oś poziomą siatki prawdopodobieństwa, natomiast wielkości $F_G^{-1}[i/(n+1), c^*]$ na oś pionową siatki, gdzie F_G^{-1} jest funkcją odwrotną do dystrybucyjności rozkładu gamma, czyli funkcją kwantylową tego rozkładu. Aby zbiór punktów rozciągał się wzdłuż linii prostej, należy tak dobrać wartości a^* , b^* i c^* , aby minimalizowały funkcję celu:

$$M_2(a^*, b^*, c^*) = \sum_{i=1}^n \left[\left(\frac{x_{(i)}^*}{a^*} \right)^{b^*} - F_G^{-1} \left(\frac{i}{n+1}, c^* \right) \right]^2 \quad (20)$$

Dane do wykr. 5 pochodzą z generatora URG dla wybranych wartości parametrów a , b , c i $n = 1000$ oraz z zastosowania funkcji arkuszowej ROZKŁAD GAMMA.ODW($i/(n+1)$; c^* ; 1).

WYKR. 5. SIATKA PRAWDOPODOBIENSTWA URG UZYSKANA METODĄ II

Źródło: jak przy wykr. 1.

Wnioski wynikające z wykr. 5 potwierdzają wnioski sformułowane na podstawie wykr. 4.

Metoda III

Wydaje się, że jest uzasadnione rozpatrywanie rozbieżności wartości zaobserwowanej statystyki pozycyjnej w próbie z teoretyczną najbardziej prawdopodobną wartością tej statystyki. Zatem metoda III korzysta z wartości modalnej funkcji gęstości statystyk pozycyjnych. Niech $x_{(i)}^*$ będzie i -tą statystyką pozycyjną w n -elementowej próbie. Funkcja gęstości i -tej statystyki pozycyjnej ma następującą postać:

$$f_{i,n}(x; \oplus) = \frac{n!}{(i-1)!(n-i)!} f(x; \oplus) F(x; \oplus)^{i-1} [1 - F(x; \oplus)]^{n-i} \quad (21)$$

gdzie $\oplus = a^*, b^*, c^*$ oraz $f(x)$ i $F(x)$ są dane odpowiednio wzorami (2) i (8).

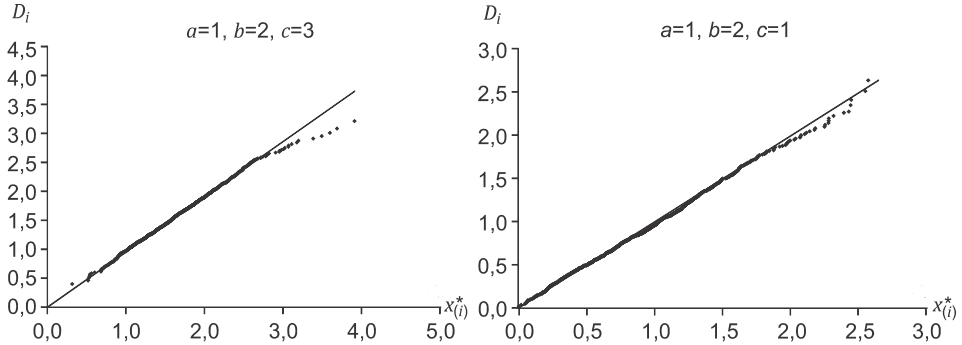
Siatka prawdopodobieństwa powstaje przez naniesienie wartości $x_{(i)}^*$ na oś poziomą kartezjańskiego układu współrzędnych oraz wartości modalnych funkcji gęstości (21) na oś pionową. Aby zbiór punktów rozciągał się wzdłuż linii prostej, należy dobrać wartości a^*, b^* i c^* minimalizujące funkcję celu:

$$M_3(a^*, b^*, c^*) = \sum_{i=1}^n [x_{(i)}^* - D_i(a^*, b^*, c^*)]^2 \quad (22)$$

gdzie $D_i(a^*, b^*, c^*)$ są wartościami modalnymi funkcji gęstości (21).

Dane do wykr. 6 pochodzą z generatora URG dla wybranych wartości parametrów a , b , c i $n = 1000$ oraz z zastosowania metody bisekcji do znalezienia wartości modalnych funkcji gęstości (21).

WYKR. 6. SIATKA PRAWDOPODOBIEŃSTWA URG UZYSKANA METODĄ III



Źródło: jak przy wykr. 1.

Wnioski wynikające z wykr. 6 są identyczne jak z wykr. 4.

EFEKTYWNOŚĆ ESTYMACJI

Wybór zestawów wartości parametrów przedstawiony w tabl. 2 nie był przypadkowy. Dobrano go w taki sposób, aby uzyskać wszystkie możliwe przebiegi funkcji ryzyka (funkcji intensywności uszkodzeń), będącej ilorzem funkcji gęstości $f(x)$ i funkcji niezawodności $R(x)$, danej w postaci:

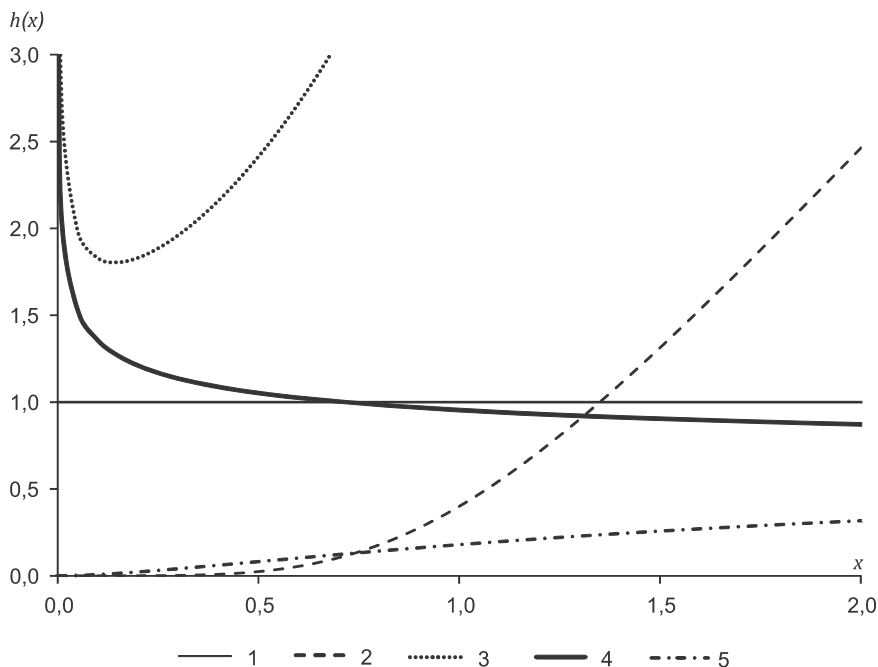
$$h(x) = \frac{f(x)}{R(x)} = \frac{f(x)}{1 - F(x)} \quad (23)$$

Funkcja ryzyka (23) jest istotną charakterystyką teorii niezawodności. Wspomniane przebiegi (wykr. 7) to: stały (zestaw 1), rosnący (zestaw 2), siodłowy (zestaw 3), malejący (zestaw 4) oraz grzbietowy (zestaw 5).

Wykr. 7 potwierdza, że dobierając wartości parametrów URG (tabl. 2), można uzyskać wszystkie możliwe przebiegi funkcji ryzyka tego rozkładu.

Korzystając z generatora liczb losowych URG porównano jakość estymacji parametrów tego rozkładu za pomocą siatek prawdopodobieństwa utworzonych metodami I—III na podstawie tej samej n -elementowej próby oraz dla każdego zestawu wartości parametrów (tabl. 2).

WYKR. 7. PRZEBIEGI FUNKCJI RYZYKA URG
DLA ZESTAWÓW WARTOŚCI PARAMETRÓW Z TABL. 1



Źródło: jak przy wykresie 1.

Porównanie to dla każdej metody tworzenia siatki przeprowadzono za pomocą następującego algorytmu:

1. niech $S_D = 0$, $S_a = 0$, $S_b = 0$, $S_c = 0$;
2. kroki 2.1—2.8 powtórz N razy:
 - 2.1. ustal liczebność próby n oraz wartości parametrów a, b i c ,
 - 2.2. wygeneruj n -elementową próbę mającą URG,
 - 2.3. utwórz siatki prawdopodobieństwa,
 - 2.4. wyznacz wartość funkcji celu M ,
 - 2.5. wyznacz wartości a^*, b^* i c^* , dla których funkcja celu M osiąga wartość najmniejszą,
 - 2.6. oblicz $S_a = S_a + |a^* - a|$, $S_b = S_b + |b^* - b|$, $S_c = S_c + |c^* - c|$,
 - 2.7. oblicz odległość euklidesową D między punktami $A(a, b, c)$ i $B(a^*, b^*, c^*)$

$$D = |AB| = \sqrt{(a - a^*)^2 + (b - b^*)^2 + (c - c^*)^2}, \quad (24)$$

- 2.8. oblicz $S_D = S_D + D$;
3. oblicz $\bar{S}_D = S_D/N$, $\bar{a - a^*} = S_a/N$, $\bar{b - b^*} = S_b/N$, $\bar{c - c^*} = S_c/N$.

W tabl. 2 przedstawiono wartości średnie odległości euklidesowej \bar{S}_D oraz wartości wyrażeń $\overline{a - a^*}$, $\overline{b - b^*}$, $\overline{c - c^*}$ dla różnych zestawów wartości parametrów URG (tabl. 1), gdy $N = 10^4$ oraz liczebność próby $n = 100$.

TABL. 2. EFEKTYWNOŚĆ ESTYMACJI PARAMETRÓW URG

Zestawy	Metody	\bar{S}_D	$\overline{a - a^*}$	$\overline{b - b^*}$	$\overline{c - c^*}$
1	I	0,146	0,078	0,081	0,069
	II	0,556	0,433	0,145	0,292
	III	0,041	0,022	0,019	0,023
2	I	0,349	0,082	0,154	0,280
	II	0,472	0,102	0,166	0,410
	III	0,059	0,011	0,051	0,010
3	I	0,386	0,060	0,371	0,030
	II	0,435	0,167	0,359	0,092
	III	0,119	0,030	0,113	0,004
4	I	0,115	0,075	0,119	0,117
	II	0,336	0,172	0,126	0,209
	III	0,070	0,017	0,110	0,050
5	I	0,219	0,057	0,039	0,197
	II	0,501	0,236	0,072	0,414
	III	0,099	0,012	0,014	0,074

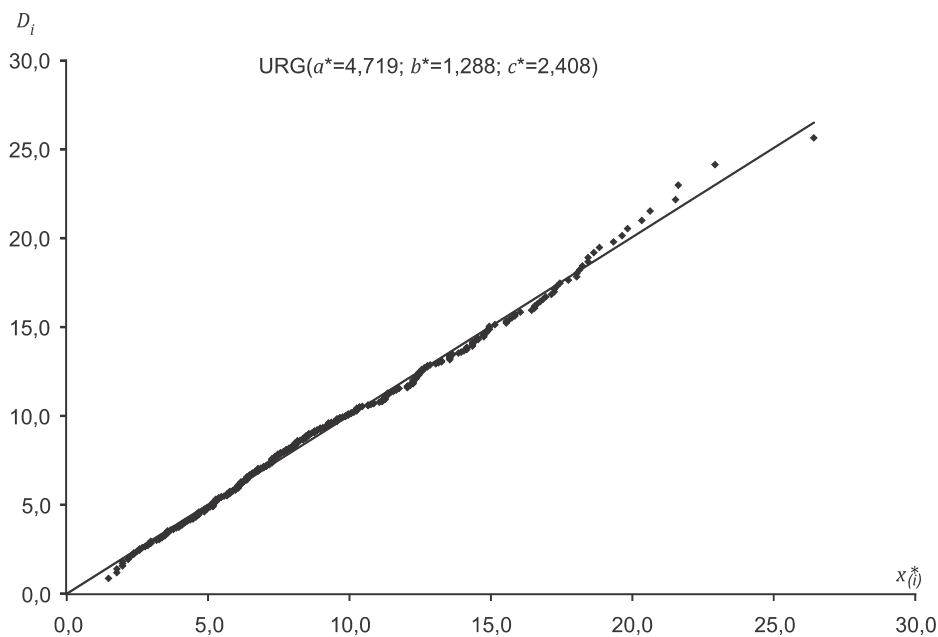
Źródło: jak przy tabl. 1.

Z tabl. 2 wynika, że proponowana metoda III charakteryzuje się najlepszą efektywnością estymacji ze względu na średnią odległość uzyskanych oszacowań a^* , b^* i c^* od wartości teoretycznych a , b i c oznaczoną symbolem \bar{S}_D . W metodzie tej również średnie wartości modułów różnic między oszacowaniami parametrów a^* , b^* i c^* a ich wartościami teoretycznymi a , b i c są wyraźnie bliższe zeru.

PRZYKŁAD LICZBOWY

Na podstawie danych pobranych ze strony GUS¹ dotyczących stopy bezrobocia (w %) dla 380 powiatów (na dzień 31.01.2018 r.), przygotowano siatkę prawdopodobieństwa za pomocą nowej metody III (wykr. 8). Funkcja celu M_3 (22) dla $n = 380$ przyjmuje wartość najmniejszą dla wartości parametrów $a^* = 4,719$; $b^* = 1,288$; $c^* = 2,408$ URG.

¹ <http://stat.gov.pl/obszary-tematyczne/rynek-pracy/bezrobocie-rejestrowane/liczba-bezrobotnych-zarejestrowanych-oraz-stopa-bezrobocia-wedlug-makroregionu-regionu-i-podregionu-stan-w-koncu-stycznia-2018-r-,2,66.html>.

WYKR. 8. SIATKA PRAWDOPODOBIENSTWA URG UZYSKANA METODĄ III

Źródło: jak przy wyk. 1.

Wykr. 8 przedstawia siatkę URG uzyskaną metodą III złożoną z prostej nachylonej do osi OX pod kątem 45° oraz z punktów, które dążą do tej prostej.

Podsumowanie

Mając do dyspozycji komputer można urealnić to, co kiedyś wydawało się niemożliwe. Poruszając się sprawnie po metodach numerycznych i dysponując wiedzą przedstawioną powyżej można zbudować siatkę prawdopodobieństwa URG zarówno nową metodą, jak i metodami klasycznymi.

Badania symulacyjne pokazały, że najlepszą efektywnością estymacji charakteryzuje się metoda III tworzenia siatki prawdopodobieństwa wykorzystująca wartości modalne funkcji gęstości statystyk pozycyjnych. Świadczą o tym najmniejsza średnia odległość oszacowań parametrów URG od ich wartości teoretycznych oraz średnie wartości modułów różnic między oszacowaniami parametrów a^* , b^* i c^* URG a ich wartościami teoretycznymi a , b i c . Zatem cel artykułu został osiągnięty.

LITERATURA

- Chambers, J. M. (1983). *Graphical methods for data analysis*. Belmont: Wadsworth International Group.
- Cleveland, W. S. (1985). *The elements of graphing data*. Monterey: Wadsworth Advanced Books and Software.
- David, H. A. (1970). *Order statistics*. New York: Wiley.
- Drapella, A., Kosznik, S., Perzyńska, G. (1999). Nowy sposób określania położenia punktów doświadczalnych na siatce rozkładu Weibulla. *Śląskie Prace Matematyczno-Fizyczne*, (12a), 155—162.
- Kosznik, S. (1999). The modified Makeham lifetime model an overview. *Śląskie Prace Matematyczno-Fizyczne*, (12a), 177—194.
- Kroese, D. P., Taimre, T., dan Botev, Z. I. (2011). *Handbook of Monte Carlo Methods*. Hoboken: John Wiley & Sons.
- Stacy, E. W. (1962). A generalization of the gamma distribution. *The Annals of Mathematical Statistics*, 33(3), 1187—1192.
- Stacy, E. W., Mihram, G. A. (1965). Parameter estimation for a generalized gamma distribution. *Technometrics*, 7(3), 349—357.
- Sulewski, P. (2003). Nowa metoda wyznaczania położenia punktów doświadczalnych na siatce rozkładu normalnego. *Wiadomości Statystyczne*, 11, 1—9.
- Sulewski, P. (2008). *Uogólniony rozkład gamma w praktyce statystyka*. Śląsk: Wydawnictwo Naukowe Akademii Pomorskiej.
- Sulewski, P. (2014). Wykorzystanie uogólnionego rozkładu gamma do generowania tablicy dwudzielczej. *Śląski Przegląd Statystyczny*, 12(8), 339—347.
- Thode, H. C. (2002). *Testing for normality*. New York: Marcel Dekker.
- Wilk, M. B., Gnanadesikan, R. (1968). Probability Plotting Methods for the Analysis of Data. *Biometrika*, 55(1), 1—17.
- Zieliński, R. (1979). *Generatory liczb losowych*. Warszawa: WN-T.

Summary. *The aim of the paper is to propose a new method of creating a Q-Q plot using the density function of order statistics as well as to compare it with the classical methods. The most popular distributions for statisticians are those flexible ones which have easily estimated parameters. In the pre-computer era Quantile-Quantile plot (Q-Q plot) can be constructed only for distributions of reversible cumulative distribution functions (CDF) such as the exponential distribution and the Weibull distribution. The CDF of generalised gamma distribution (GGD) is not only analytically irreversible, but also has no analytical form. However, at present, owing to advanced computer technology, this problem can be solved. The CDF of GGD can be inverted by using different computing environment, i.e. Microsoft Excel, Mathcad, R language.*

Keywords: Q-Q plot, generalised gamma distribution, cumulative distribution function, Monte Carlo method.

Joanna MUSZYŃSKA
Jarosław OCZKI
Ewa WĘDROWSKA

Konwergencja dochodów gospodarstw domowych w krajach Unii Europejskiej

Streszczenie. *Celem badania jest weryfikacja hipotezy o występowaniu tendencji do wyrównywania się dochodów gospodarstw domowych w krajach Unii Europejskiej (UE) w latach 2007—2015. Przeanalizowano konwergencję poziomu i rozkładu dochodów gospodarstw domowych. Podstawowym źródłem informacji były dane Eurostatu pochodzące z badania EU-SILC. Analizę konwergencji poziomu dochodów przeprowadzono dla ważonych liczbą ludności: średniej arytmetycznej, mediany oraz pierwszego decyla rocznego ekwiwalentnego dochodu do dyspozycji. Do badania ich zbieżności zaadaptowano modele regresji stosowane w analizach konwergencji gospodarczej. Oparto się tutaj na koncepcji konwergencji absolutnej typu β . W badaniu zbieżności rozkładów posłużono się rozkładami decylowymi dochodów, a stopień ich rozbieżności oceniano za pomocą uogólnionej postaci miary dywergencji Jensena-Shannona. Badanie przeprowadzono dla 27 krajów UE oraz dla 15 krajów starej Unii i 12 nowych krajów członkowskich.*

Na podstawie uzyskanych wyników stwierdzono brak konwergencji decylowych rozkładów ekwiwalentnych rocznych dochodów gospodarstw domowych. Zaobserwowano natomiast konwergencję analizowanych charakterystyk rozkładów dochodów (średniej arytmetycznej, mediany i decyla pierwszego).

Słowa kluczowe: konwergencja dochodowa, dochody do dyspozycji gospodarstw domowych, badanie EU-SILC.

JEL: C21, O52, D31, O12

Problematyka konwergencji dochodowej jest jedną z najczęściej podejmowanych w literaturze z zakresu wzrostu gospodarczego. Autorzy opracowań przeprowadzają próby weryfikacji empirycznej wybranych teorii wzrostu, najczęściej

z wykorzystaniem danych PKB *per capita* w określonych grupach krajów i dla wybranych okresów, często kilkudziesięcioletnich. Popularną podbudową teoretyczną tego typu analiz jest teoria wzrostu gospodarczego wykorzystująca model Solowa. Zakłada ona wyrównywanie się dochodów pomiędzy krajami, następujące w wyniku wyższej stopy inwestycji w krajach o niskim poziomie dochodów. Model Solowa opiera się na założeniu o malejących, wraz ze stopniem zaangażowania zasobów, krańcowych korzyściach z zastosowania czynników produkcji, a w szczególności kapitału.

Argument o konwergencji dochodowej pomiędzy krajami jest również jednym z głównych wniosków wynikających z neoklasycznej teorii handlu międzynarodowego Stolpera-Samuelsona (Samuelson, 1948). Według tej teorii integracja gospodarcza krajów w ramach porozumień o liberalizacji obrotów handlowych powoduje pojawienie się specjalizacji w wymianie międzynarodowej — kapitałochłonnej po stronie państw relatywnie zamożnych i pracochłonnej w przypadku państw o niskich kosztach pracy. Specjalizacja ta doprowadzi m.in. do wzrostu popytu na pracę oraz do stopniowego wzrostu dochodów w krajach o niskim dochodzie i w efekcie do konwergencji dochodowej. W latach osiemdziesiątych ub. stulecia powstała teoria wzrostu endogenicznego, której prekursorzy Romer (1986, 1990) oraz Lucas (1990) dowodzą, że różnice dochodowe pomiędzy krajami nie mają tendencji do wyrównywania się i mogą pozostawać trwałe ze względu na występowanie stałych lub rosnących krańcowych korzyści osiągniętych z zaangażowanych czynników produkcji. Większość badań na temat konwergencji dochodowej wykorzystuje model Solowa.

Wyniki analiz empirycznych wskazują na występowanie wyrównywania się dochodów zachodzącego w szczególności pomiędzy krajami podobnymi pod względem gospodarczym i instytucjonalnym, takimi jak np. państwa zrzeszone w OECD (Gadea Rivas i Sanz-Villarroya, 2016) oraz państwa członkowskie Unii Europejskiej (UE) (Sachs i Warner, 1996). Najczęstszą kategorią dochodu wykorzystywaną w badaniach konwergencji jest PKB *per capita*. Popularność tej miary wynika w dużym stopniu z relatywnie łatwej dostępności porównywalnych danych dla wszystkich krajów świata w długich okresach. Część badaczy wskazuje jednak na dodatkowe korzyści poznawcze wynikające z zastosowania innych zmiennych mierzących dochód, przede wszystkim dochodów gospodarstw domowych do dyspozycji. Dochody te w większym stopniu oddają tendencje w kształtowaniu się poziomu życia i nierówności dochodowych w poszczególnych krajach, a także pomiędzy nimi. Wśród najnowszych badań potwierdzających występowanie konwergencji wykorzystujących tę kategorię dochodu należy wymienić następujące opracowania: Eurofound (2017), Barrientos, Blunch i Gupta (2015), Leitner i Römisch (2015), Ravallion (2012) oraz Checherita, Nickel i Rother (2009).

Mimo rosnącego zainteresowania badaczy analizą konwergencji dochodów do dyspozycji gospodarstw domowych, dorobek naukowy w tym obszarze należy wciąż uznać za relatywnie skromny (Chocholatá i Furková, 2016). Autorzy

opracowania przygotowanego przez Eurofound (2017) dowodzą, że konwergencja dochodowa w UE zachodziła przede wszystkim w okresie przed 2008 r.¹ i była skutkiem dynamicznego wzrostu dochodów w krajach Europy Środkowo-Wschodniej. Proces ten został zakłócony wskutek silnych spadków dochodów w najbardziej dotkniętych recesją, relatywnie niezamożnych, krajach śródziemnomorskich oraz wybranych krajach Europy Środkowo-Wschodniej (przede wszystkim w republikach bałtyckich). W ostatnich latach kraje bałtyckie w szybkim tempie nadrabiały zaległości dochodowe (Eurofound, 2017).

Jeden z nurtów badań konwergencji dochodowej bazuje na wnioskowaniu o występowaniu tego zjawiska pośrednio, na podstawie analizy nierówności dochodowych mierzonych nie jako nierówności poszczególnych krajów ważne liczebnościami ich populacji, ale mierzone bezpośrednio dla ogółu gospodarstw domowych w UE (Beblo i Knaus, 2000; Bonesmo Fredriksen, 2012; Papatheodorou i Pavolopoulos, 2003). Podejście takie pozwala na ustalenie, w jakim stopniu za zmiany nierówności dochodowych odpowiedzialne są nierówności w poszczególnych krajach, a w jakim wpływa na nie zróżnicowanie dochodów między nimi. Obserwując tendencje w zakresie kształtowania się nierówności dochodowych pomiędzy krajami można wnioskować o występowaniu konwergencji dochodów.

Celem artykułu jest weryfikacja hipotezy o konwergencji ekwiwalentnych dochodów do dyspozycji gospodarstw domowych oraz analiza zbieżności rozkładów tych dochodów w krajach UE w latach 2007—2015. W opracowaniu wykorzystano dane z badania EU-SILC (*European Union Statistics on Income and Living Conditions*). Badanie to jest dobrowolnym reprezentacyjnym badaniem ankietowym prywatnych gospodarstw domowych realizowanym techniką bezpośredniego wywiadu z respondentem, którego celem jest dostarczenie porównywalnych dla krajów UE danych dotyczących warunków życia ludności (GUS, 2017). Metodologia badania oraz raporty dotyczące jakości danych dostępne są w opracowaniach narodowych urzędów statystycznych oraz m.in. w Iacovou, Kaminska i Levy (2012).

Analizę konwergencji dochodu przeprowadzono dla ważonych liczbą ludności: średniej arytmetycznej, mediany oraz pierwszego decyla rocznego ekwiwalentnego dochodu do dyspozycji. Poza najczęściej wykorzystywanymi charakterystykami rozkładu dochodów, średnią i medianą, w badaniu uwzględniono również pierwszy decyl w celu weryfikacji hipotezy o zbieżności dochodów najuboższych gospodarstw domowych. Do badania zbieżności rozkładów wykorzystano rozkłady decylowe dochodów. W badaniu uwzględniono 27 krajów UE (UE-27) oraz 15 krajów starej Unii (UE-15) i 12 nowych krajów członkowskich (UE-12). Dochody wyrażono w sztucznej, wspólnej dla całej Unii, walucie PPS (*Purchasing Power Standard*).

¹ Podobne wyniki otrzymali Dauderstädt i Keltek (2014), wykorzystując jako miarę dochodu PKB *per capita*.

MATERIAŁ EMPIRYCZNY

Ekwiwalentne dochody do dyspozycji gospodarstw domowych (liczone w PPS) w krajach UE charakteryzowały się silną dyspersją zarówno w czasie, jak i pomiędzy krajami. W analizowanym okresie najsilniejsze rozproszenie wartości średniej i mediany dochodu zaobserwowano w Bułgarii. Współczynniki zmienności w przypadku obu parametrów kształtowały się powyżej 19%. Najwyższym (22%) zróżnicowaniem wartości pierwszego decyla charakteryzowały się dochody w Grecji.

Dyspersja dochodów pomiędzy krajami osiągnęła dwukrotnie wyższy poziom. Współczynniki zmienności dla wartości średniej, mediany i decyla pierwszego kształtowały się w latach 2007—2015 odpowiednio od 46,0% do 37,8%, od 46,6% do 39,2% i od 50,5% do 46,2%. Spadek dyspersji tych parametrów wywołany był głównie silnym spadkiem ich zróżnicowania w nowych krajach członkowskich (ok. 20 p.proc. dla średniej i mediany oraz ok.18 p.proc. dla decyla pierwszego). W przeciwieństwie do grupy krajów UE-12, rozproszenie dochodów gospodarstw domowych w starej Unii wzrosło w badanym okresie o ok. 1,7 p.proc. w przypadku wartości średniej i środkowej oraz o 4,7 p.proc. w przypadku decyla pierwszego.

W tabl. 1 przedstawiono wartości analizowanych parametrów rocznych ekwiwalentnych dochodów do dyspozycji gospodarstw domowych (wyrażonych w PPS) w pierwszym i ostatnim roku badania oraz średnie roczne tempo ich zmian. Do grupy krajów o najwyższym przeciętnym dochodzie w roku 2007 (powyżej 20 tys. PPS) należały: Luksemburg, Wielka Brytania, Cypr, Irlandia i Holandia. Najniższy natomiast średni dochód w tym roku odnotowano w Rumunii i Bułgarii. Jego wysokość była pięciokrotnie niższa i nie przekraczała 4 tys. PPS. W 2015 r. średni dochód powyżej 20 tys. PPS osiągnęły następujące kraje: Luksemburg, Austria, Francja, Niemcy, Szwecja, Dania, Holandia, Belgia, Finlandia, Wielka Brytania i Irlandia. Najniższymi wartościami przeciętnego dochodu, nieprzekraczającymi 10 tys. PPS, charakteryzowały się: Rumunia, Bułgaria, Węgry i Łotwa.

Podobnie jak w przypadku średniej, najwyższą wartość mediany dochodów, w początkowym i końcowym okresie badania, odnotowano w Luksemburgu (26,8 tys. PPS). Ponadto w grupie krajów o wysokiej wartości środkowej dochodu w roku 2007 znalazły się: Wielka Brytania i Cypr (powyżej 18 tys. PPS) oraz Austria, Irlandia, Holandia i Niemcy (ponad 17 tys. PPS). Analogicznie jak w przypadku dochodów przeciętnych, najniższą wartość mediany dochodu (ok. 3 tys. PPS) zaobserwowano w Rumunii i Bułgarii. W ostatnim roku badania krajami o najwyższej wartości środkowej dochodu — poza Luksemburgiem — były: Austria, Szwecja, Dania i Niemcy, natomiast najniższe wartości mediany ponownie odnotowano w Rumunii i Bułgarii.

TABL. 1. PRZECIĘTNE ROCZNE TEMPO ZMIAN PARAMETRÓW ROZKŁADU EKWIWALENTNYCH DOCHODÓW DO DYSPOZYCJI

K r a j e	Średnia		Średnia roczna stopa wzrostu w % w latach 2007— —2015	Mediana		Średnia roczna stopa wzrostu w % w latach 2007— —2015	Decyl pierwszy		Średnia roczna stopa wzrostu w % w latach 2007— —2015
	2007	2015		2007	2015		2007	2015	
	PPS			PPS			PPS		
Austria	19955	24531	2,6	17810	21981	2,7	10045	11696	1,9
Belgia	17777	21779	2,6	16312	19954	2,6	8617	10711	2,8
Bułgaria	3824	8454	10,4	3296	6882	9,6	1220	2766	10,8
Cypr	21158	18812	-1,5	18252	15313	-2,2	9426	7922	-2,1
Czechy	10023	13100	3,4	8841	11652	3,5	5357	7067	3,5
Dania	18187	22651	2,8	16875	20384	2,4	9686	11602	2,3
Estonia	7740	12536	6,2	6490	10423	6,1	3133	4831	5,6
Finlandia	16940	21455	3,0	15241	19430	3,1	8606	11131	3,3
Francja	16955	23212	4,0	15166	19885	3,4	8399	10947	3,4
Grecja	13510	10173	-3,5	11320	8810	-3,1	5061	3511	-4,5
Hiszpania	14455	16691	1,8	12689	14463	1,6	5705	5348	-0,8
Holandia	20004	21785	1,1	17538	19389	1,3	10498	11181	0,8
Irlandia	20873	20275	-0,4	17722	17705	0,0	9114	9204	0,1
Litwa	6868	10455	5,4	5708	8251	4,7	2575	3580	4,2
Luksemburg	30737	32969	0,9	26847	29285	1,1	14620	15512	0,7
Łotwa	6758	9698	4,6	5585	8108	4,8	2457	3445	4,3
Malta	13641	18752	4,1	12442	16681	3,7	6660	8727	3,4
Niemcy	19753	23132	2,0	17323	20342	2,0	8771	10110	1,8
P o l s k a	6652	11450	7,0	5609	9957	7,4	2686	4817	7,6
Portugalia	11693	12226	0,6	8919	10317	1,8	4203	4438	0,7
Rumunia	3367	5036	5,2	2783	4357	5,8	965	1344	4,2
Słowacja	6181	10755	7,2	5606	10220	7,8	3321	5429	6,3
Słowenia	13988	16180	1,8	12922	15102	2,0	7411	7978	0,9
Szwecja	17039	22686	3,6	15911	21215	3,7	9334	11312	2,4
Węgry	7196	8987	2,8	6490	7938	2,5	3589	4099	1,7
Wielka Brytania	22048	21087	-0,6	18774	17714	-0,7	8926	8991	0,1
Włochy	16616	17380	0,6	14497	15395	0,8	6778	6530	-0,5

Ź r ó d ł o: obliczenia własne na podstawie danych EU-SILC.

W roku 2007 do krajów o najwyższej wartości decyla pierwszego (powyżej 10 tys. PPS) należały: Luksemburg, Holandia i Austria. W ostatnim roku badania dołączyły do nich: Dania, Szwecja, Finlandia, Francja, Belgia i Niemcy. Najniższe natomiast dochody w pierwszej grupie decylowej zaobserwowano w Rumunii — 965 PPS i Bułgarii — 1220 PPS oraz na Łotwie, Litwie i w Polsce, gdzie nie przekraczały 3 tys. PPS. Ponadto w Rumunii i Bułgarii łączny dochód najuboższej grupy ludności, która znalazła się w pierwszej grupie decylowej, wynosił mniej niż 2% dochodu ogółem. W roku 2015 Rumunia, Bułgaria, Litwa i Łotwa nadal pozostawały w grupie krajów o najniższej wartości decyla pierwszego (poniżej 4 tys. PPS). W grupie tych krajów znalazła się również Grecja, gdzie wartość pierwszego decyla spadła z 5061 PPS w 2007 r. do 3511 PPS w roku 2015.

Najszybszym średniorocznym tempem wzrostu analizowanych parametrów ekwiwalentnych dochodów do dyspozycji charakteryzowały się Bułgaria, Słowacja i Polska. Spadki wartości średniej oraz mediany dochodu zaobserwowano w Grecji, na Cyprze, w Wielkiej Brytanii i Irlandii. Kraje te, poza Irlandią, odnotowały również ujemne tempo zmian wartości decyla pierwszego.

METODOLOGIA

Analiza konwergencji dochodów gospodarstw domowych

Do badania zbieżności poziomu dochodów gospodarstw domowych zaadaptowano modele regresji, stosowane powszechnie w analizach konwergencji gospodarczej, mierzonej PKB *per capita*. Wykorzystano koncepcję konwergencji absolutnej typu β , opisującą zależność między średnią stopą wzrostu dochodu a jego wartością początkową. Analizę przeprowadzono za pomocą klasycznego równania konwergencji wyprowadzonego na podstawie modelu wzrostu Solowa-Swana:

$$\frac{1}{T} \ln \left(\frac{y_{iT}}{y_{i0}} \right) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(y_{i0}) + \varepsilon_i \quad (1)$$

gdzie y_{i0}, y_{iT} — początkowy i końcowy poziom dochodu w kraju i .

Jak wykazali Kliber, Maćkowiak i Malaga (2005), oceny parametru β uzyskane na podstawie tego modelu dobrze aproksymują rzeczywiste tempo zbieżności, a otrzymane szacunki są identyczne z wynikami oszacowania tego tempa z zastosowaniem metod numerycznych.

Ujemna, statystycznie istotna wartość parametru α_1 jest warunkiem koniecznym istnienia konwergencji absolutnej typu β . Świadczy ona o ujemnym skorelowaniu poziomu procesu z jego stopą wzrostu, co wskazuje na szybszy wzrost badanego zjawiska w krajach charakteryzujących się jego niższą wartością w okresie początkowym.

Równanie (1), opisujące konwergencję absolutną typu β , można zapisać również w następujący sposób:

$$\frac{1}{T} \ln \left(\frac{y_{iT}}{y_{i0}} \right) = \alpha_0 - \left[\frac{(1 - e^{-\beta T})}{T} \right] \ln(y_{i0}) + \varepsilon_i \quad (2)$$

Oznacza to, że parametr α_1 równania (1) jest równy:

$$\alpha_1 = - \left(\frac{1 - e^{-\beta T}}{T} \right) \quad (3)$$

Korzystając z tej równości, szybkość konwergencji (β) wyznaczono według formuły:

$$\beta = \frac{-\ln(1 + \alpha_1 T)}{T} \quad (4)$$

Na podstawie oszacowanego zgodnie ze wzorem (4) tempa konwergencji ustalono, jaki procent odległości od wspólnego dla wszystkich badanych jednostek punktu równowagi pokonują kraje w jednym okresie.

Następnie, korzystając z uzyskanej wartości parametru β , obliczono długość połowy okresu konwergencji (*half-life time*):

$$t_{1/2} = \frac{\ln(2)}{\beta} \quad (5)$$

W ten sposób oszacowano, jak długi okres potrzebny jest do zredukowania o połowę różnic między badanymi krajami.

Parametry strukturalne równania (1) oszacowano za pomocą klasycznej metody najmniejszych kwadratów (KMNK). W przypadku braku stałości wariancji składnika losowego modelu, oceny parametrów strukturalnych wyznaczano (korygowano) za pomocą uogólnionej metody najmniejszych kwadratów.

Zdaniem niektórych badaczy, w analizie konwergencji parametry modeli powinny być szacowane nieliniową metodą najmniejszych kwadratów (NMNK), ponieważ stosowanie KMNK nie gwarantuje uzyskania ujemnych wartości parametru α_1 , co skutkuje brakiem możliwości wyznaczenia parametru β (Quah, 1995, s. 8). Dodatkowym opisanym w literaturze argumentem przeciw stosowaniu KMNK jest fakt, że uzyskane za jej pomocą wartości parametru α_1 mogą prowadzić do zawyżania tempa konwergencji (Durlauf, Johanson, Temple, 2004, s. 49). W tym badaniu nie wystąpił jednak żaden z powyższych problemów, dlatego autorzy zdecydowali się na prezentację wyłącznie wyników uzyskanych za pomocą KMNK.

Badanie konwergencji za pomocą analizy regresji, na podstawie modelu (1), jest jednym z najpopularniejszych i najczęściej stosowanych sposobów. Podejście to ma jednak pewne ograniczenie. Jeżeli w grupie badanych jednostek występują obiekty charakteryzujące się zbieżnością poziomów analizowanego procesu oraz kraje, dla których zjawisko to nie zachodzi, to na podstawie modelu (1) można sformułować błędne wnioski o występowaniu konwergencji między wszystkimi badanymi obiektami (Nowak, 2007). Dodatkową wadą modeli konwergencji absolutnej, w klasycznej postaci, jest brak możliwości oceny indywidualnego wkładu danej jednostki w zachodzącą konwergencję.

W artykule podjęto próbę określenia roli poszczególnych krajów w ogólnym procesie zbieżności. Do tego celu wykorzystano zaproponowaną przez Batóga

(2010, 2013) koncepcję krańcowej pionowej konwergencji typu β . Polega ona na wyznaczeniu zmiany szybkości konwergencji spowodowanej wyeliminowaniem wybranego kraju ze zbioru badanych obiektów. Współczynniki pionowej krańcowej konwergencji typu β wyznaczono według formuły:

$$\hat{\beta}_i = \hat{\beta} - \hat{\beta}_i^{m-1} \quad (6)$$

gdzie:

- $\hat{\beta}_i$ — pionowa krańcowa konwergencja typu β charakteryzująca kraj i ;
- $\hat{\beta}$ — szybkość konwergencji typu β dla wszystkich m obiektów;
- $\hat{\beta}_i^{m-1}$ — szybkość konwergencji z pominięciem i -tego kraju.

Następnie na podstawie współczynników krańcowej konwergencji pionowej obliczono zmianę długości połowy okresu konwergencji $t_{1/2; i}$.

Utrudnieniem w interpretacji wyników badania krańcowej konwergencji pionowej typu β może być ocena istotności oszacowanych współczynników $\hat{\beta}_i$ (Batóg, 2010, s. 134). W badaniu za istotne uznano te współczynniki, których wielkość, co do modułu, przekraczała wartość odchylenia standardowego obliczonego dla wszystkich wartości $\hat{\beta}_i$.

Analiza zbieżności rozkładów dochodów gospodarstw domowych

Ocena rozbieżności między dwoma rozkładami dochodu nie stanowi nowej problematyki podejmowanej w literaturze przedmiotu. Cowell (1985) scharakteryzował grupę miar, nazywanych miarami zmian rozkładu, kwantyfikującą niepodobieństwo dwóch rozkładów dochodów — starego i nowego. Na ogół do badania stopnia podobieństwa rozkładów dochodów w ujęciu statycznym (np. pomiędzy dwiema populacjami) stosowano tradycyjne miary będące funkcjami metryk odległości (Ebert, 1984). Rozbieżność pomiędzy rozkładami dochodów może być badana także za pomocą miar dywergencji zdefiniowanych na podstawie teorii informacji. W ostatnich latach rozwijane są teoretyczne koncepcje adaptujące miary dywergencji do oceny stopnia rozbieżności pomiędzy rozkładami dochodów oraz publikowane są wyniki badań empirycznych, w których miary te znalazły zastosowanie.

Porównanie pary rozkładów dochodów może odnosić się do trzech przypadków. Pierwszy z nich dotyczy oceny rozbieżności pomiędzy rozkładem empirycznym i pewnym hipotetycznym rozkładem referencyjnym (Cowell, Flachaire i Bandyopadhyay, 2013). Szczególnym wariantem tego podejścia badawczego jest odniesienie rzeczywistego rozkładu dochodów do rozkładu egalitarnego, a dzięki temu ocena skali nierówności (Magdalou i Nock, 2011). Drugie podejście badawcze odnosi się do porównania pary rozkładów empirycznych docho-

dów w ujęciu statycznym pomiędzy dwiema populacjami (D'Ambrosio, 2001; Oczki i Wędrowska, 2014; Roberto, 2016), zaś trzecie dotyczy badania zmian okresowych w rozkładzie dochodów (Gęstwicki i Wędrowska, 2016).

Wyniki badań przedstawione w artykule odnoszą się do badania rozbieżności pomiędzy rozkładami dochodów w ujęciu statycznym. Autorzy przedstawili jednakże możliwość oceny stopnia rozbieżności pomiędzy rozkładami decyłowymi dochodów ekwiwalentnych dla trzech grup krajów (UE-27, UE-15, UE-12) poprzez zastosowanie uogólnionej wersji dywergencji Jensena-Shannona. Uogólnienie zaś zaproponowane przez Lina (1991) kwantyfikuje stopień rozbieżności pomiędzy dowolną liczbą rozkładów dochodów, co umożliwiło badanie konwergencji rozkładów dochodów w analizowanych grupach krajów.

W teorii prawdopodobieństwa, statystyce czy też teorii informacji miary dywergencji wykorzystywane są do badania odległości, rozbieżności i dyskryminacji pomiędzy rozkładami prawdopodobieństwa. Najczęściej dotyczy to określenia stopnia rozbieżności pomiędzy dwoma rozkładami, jednakże uogólnienia wybranych miar dywergencji pozwalają na ocenę rozbieżności pomiędzy dowolną liczbą rozkładów. Miara, za pomocą której możliwe jest zbadanie rozbieżności pomiędzy dowolną liczbą rozkładów prawdopodobieństwa, jest wykorzystane w artykule uogólnienie dywergencji Jensena-Shannona (JS).

Dywergencja JS pomiędzy dwoma rozkładami decyłowymi dochodów $P^1 = \{p_i^1\} = \{p_1^1, p_2^1, \dots, p_{10}^1\}$ oraz $P^2 = \{p_i^2\} = \{p_1^2, p_2^2, \dots, p_{10}^2\}$, gdzie $\sum_{i=1}^{10} p_i^j = 1$ oraz $0 \leq p_i^j \leq 1$ ($j = 1, 2$), zdefiniowana jest następująco (Hung i Yang, 2007):

$$JS(P^1, P^2) = H_s(w_1 P^1 + w_2 P^2) - (w_1 H_s(P^1) + w_2 H_s(P^2)) \quad (7)$$

gdzie w_1 i w_2 są wagami odpowiadającymi odpowiednio rozkładowi P^1 oraz P^2 i spełniającymi warunki: $w_1 + w_2 \geq 0$, $w_1 + w_2 = 1$. Występujące w formule (7) wyrażenie $H_s(P^j)$ ($j = 1, 2$) oznacza entropię Shannona — $H(P^j) = \sum_{i=1}^{10} p_i^j \log_2 p_i^j$.

Jeśli wagi $w_1 = w_2 = \frac{1}{2}$, to formuła (7) przyjmuje następującą postać:

$$JS(P^1, P^2) = H_s\left(\frac{P^1 + P^2}{2}\right) - \left(\frac{H_s(P^1) + H_s(P^2)}{2}\right) \quad (8)$$

Dywergencja JS jest symetryczna, a jej wartości są nieujemne i ograniczone w przedziale $[0,1]$ (Dhillon, Mallele i Kumar, 2003). Jeżeli rozpatrywane rozkłady decylowe dochodów są identyczne ($P^1 = P^2$), dywergencja $JS(P^1, P^2)$ przyjmuje wartość równą zero. Miara ta ma charakter miary rozbieżności, co oznacza, że wraz ze wzrostem stopnia dywergencji pomiędzy rozkładami, jej wartości dążą do jedności.

Dywergencja JS należy do klasy dywergencji wprowadzonej przez Burbea i Rao (1982), zwanej dywergencjami różnic Jensena, jest także jedną z miar dywergencji Csiszára (Taneja, 2005), przez co spełnia matematyczne własności miar obu klas. Należy podkreślić, że dywergencja JS jest jedyną miarą należącą jednocześnie do rodziny miar dywergencji Jensena oraz rodziny miar dywergencji Csiszára (Grosse i in., 2002).

Dywergencja JS została uogólniona przez Lina (1991) do badania rozbieżności dowolnej liczby $m \geq 2$ rozkładów. Niech rozkład decylowy dochodów ekwiwalentnych dla m -tego kraju ($m = 1, 2, \dots, 27$) oznaczony będzie $P^m = \{p_i^m\} = \{p_1^m, p_2^m, \dots, p_{10}^m\}$, gdzie $\sum_{i=1}^{10} p_i^m = 1$ i $0 \leq p_i^m \leq 1$ oraz w_1, w_2, \dots, w_m oznaczają wagi związane odpowiednio z rozkładami P^m .

Wtedy dywergencja JS dana jest wzorem:

$$JS(P^1, P^2, \dots, P^m) = H_s \left(\sum_{k=1}^m w^k P^k \right) - \sum_{k=1}^m w^k H_s(P^k) \quad (9)$$

WYNIKI BADANIA

Na wyk. 1 przedstawiono współzależność między początkowym ekwiwalentnym dochodem do dyspozycji i średnioroczną stopą wzrostu. W krajach UE-27 i UE-12 wyraźnie widoczna jest ujemna zależność pomiędzy tymi zmiennymi dla wszystkich analizowanych parametrów.

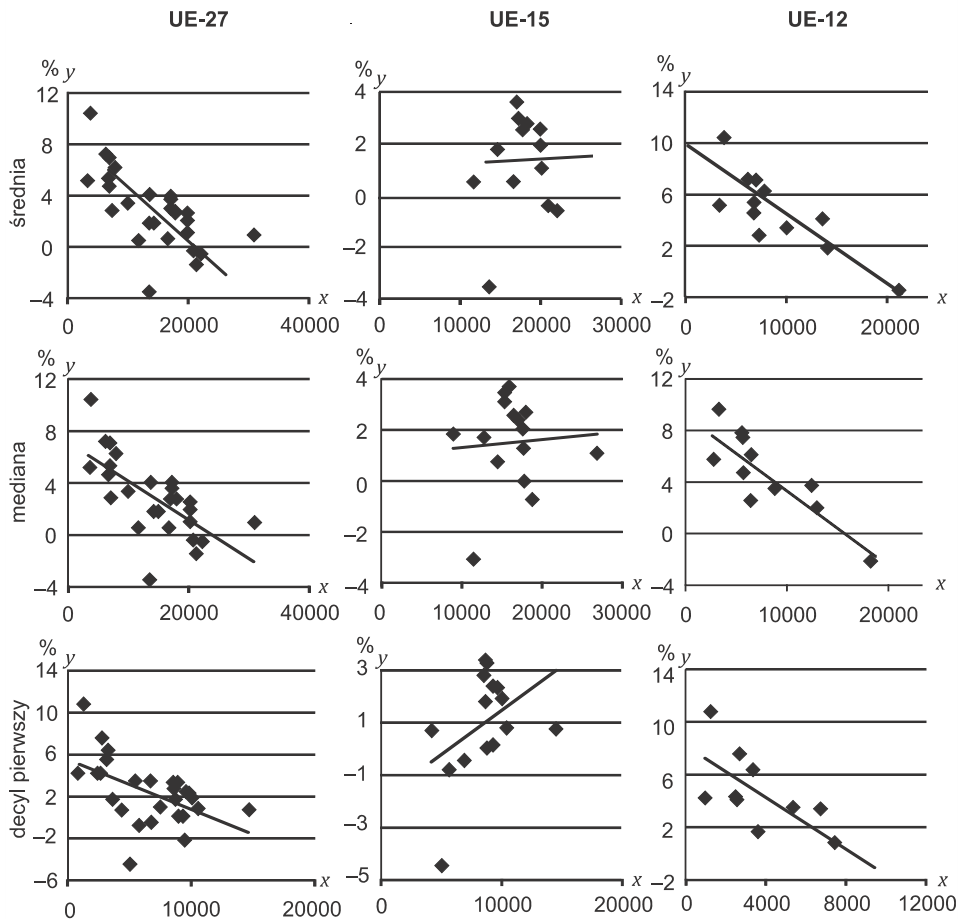
Wyniki estymacji² modelu konwergencji absolutnej typu β , opisanego równaniem (1), szybkość konwergencji $\hat{\beta}$ oraz wyznaczoną, zgodnie z formułą (6), długość połowy okresu konwergencji $t_{1/2}$ zamieszczono w tabl. 2.

Na podstawie otrzymanych rezultatów można wnioskować o wyrównywaniu się średniej arytmetycznej, mediany i pierwszego decyla ekwiwalentnych rocznych dochodów do dyspozycji w 27 krajach UE. Tempo konwergencji dla wartości średniej, środkowej oraz decyla pierwszego wyniosło odpowiednio: 4,31%, 4,07% i 2,96% w skali roku. Oznacza to, że czas potrzebny do zredukowania istniejących różnic o połowę wynosi: 16 lat dla średniej, 17 lat w przypadku wartości środkowej oraz ponad 23 lata dla decyla pierwszego.

Wśród krajów UE-15 dla żadnego z badanych parametrów rozkładów nie stwierdzono istotnej ujemnej zależności korelacyjnej między średnią stopą wzrostu dochodu a jego wielkością początkową. Oceny parametru α_1 równania (1) dla średniej, mediany i decyla pierwszego okazały się statystycznie nieistotne.

² Istotność ocen parametrów weryfikowano na poziomie 0,05.

WYKR. 1. KORELACJA POZIOMÓW POCZĄTKOWYCH I ŚREDNIH STÓP WZROSTU PARAMETRÓW ROZKŁADU EKWIWALENTNYCH DOCHODÓW DO DYSPOZYCJI DLA UE-27, UE-15 I UE-12



oś x — początkowy ekwiwalentny dochód do dyspozycji w PPS
oś y — średnioroczna stopa wzrostu dochodu

— linia regresji
◆ — kraje

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu.

TABL. 2. WYNIKI ESTYMACJI KONWERCENCJI ABSOLUTNEJ TYPU β

Miary statystyczne	UE-27				UE-15				UE-12			
	α_1	$S(\alpha_1)$	β w %	$t_{1/2}$	α_1	$S(\alpha_1)$	β	$t_{1/2}$	α_1	$S(\alpha_1)$	β w %	$t_{1/2}$
Średnia	-0,036	0,007	4,31	16,094	0,0084	0,024	—	—	-0,043	0,012	5,31	13,048
Mediana	-0,035	0,007	4,07	17,023	0,0087	0,020	—	—	-0,044	0,010	5,45	12,720
Decyl pierwszy	-0,026	0,007	2,96	23,415	0,0320	0,016	—	—	-0,040	0,011	4,75	14,598

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Eurostatu.

Podobnie jak w przypadku UE-27, wyniki badania dla UE-12 wskazują na wyrównywanie się poziomów wartości średniej, środkowej oraz decyla pierwszego dochodu do dyspozycji. Szybkość konwergencji w tej grupie krajów jest jednak wyższa w porównaniu z szybkością wyznaczoną dla całej Unii, a połowa okresu niezbędnego do wyrównania się dochodów w nowych krajach członkowskich wynosiła ok. 13 lat dla średniej i mediany oraz ponad 14 lat dla pierwszego decyla.

Otrzymane rezultaty potwierdziły pogląd wielu autorów, że zjawisko zbieżności w badanych grupach krajów nie oznacza występowania konwergencji dla każdego z nich. W celu określenia wkładu poszczególnych krajów w ogólną zbieżność dochodów, dla UE-27 oraz UE-12 wyznaczono współczynniki krańcowej konwergencji pionowej typu β i oszacowano zmianę długości połowy okresu konwergencji $t_{1/2; i}$. Ujemne wartości $\hat{\beta}_i$ świadczą o negatywnym wpływie danego kraju na zachodzący proces upodabniania się dochodów i wydłużaniu się połowy okresu konwergencji $t_{1/2}$. Wyniki przedstawiono w tabl. 3 i 4 oraz na wyk. 2 i 3.

Spośród 27 krajów UE tylko w przypadku Bułgarii zaobserwowano istotny pozytywny wpływ na wyrównywanie się przeciętnych ekwiwalentnych rocznych dochodów do dyspozycji. Oszacowana dla tego kraju wartość $\hat{\beta}_i$ wskazuje na wzrost tempa zbieżności wartości średniej o 0,7% rocznie i skrócenie połowy okresu konwergencji o ok. 3 lata. Istotny, ale negatywny wkład w wyrównywanie się dochodu przeciętnego odnotowano w przypadku Rumunii i Luksemburga. Uzyskane wyniki wskazują na spowolnienie szybkości konwergencji odpowiednio o 0,76% i 0,24% w skali roku. Oznacza to, że czas potrzebny do zredukowania zaistniałych różnic o połowę wydłużył się o ponad 2 lata dla Rumunii i o ok. 1 roku w przypadku Luksemburga.

Pozytywne oddziaływanie na zbieżność wartości środkowej dochodu do dyspozycji w grupie UE-27 wystąpiło w Bułgarii, na Cyprze, w Polsce i na Słowacji. Wyznaczone dla nich współczynniki krańcowej konwergencji pionowej typu β kształtowały się od 0,23% (Polska) do 0,51% (Bułgaria) i wskazywały na skrócenie połowy okresu zbieżności od roku do ponad 2 lat. Podobnie jak w przypadku średniej negatywny wpływ na konwergencję mediany dochodów do dyspozycji miały Luksemburg i Rumunia. Kraje te obniżyły tempo zbieżności wartości środkowej odpowiednio o 0,2% i 0,5% rocznie, a tym samym wydłużyły trwanie tego procesu (Luksemburg — o 1 rok, Rumunia — o ponad 2 lata).

W krajach UE-27 najsilniejszym pozytywnym wpływem na wyrównywanie się najniższych dochodów mierzonych wartością decyla pierwszego wykazała się Bułgaria. Wartość współczynnika $\hat{\beta}_i$ dla tego kraju wyniosła 0,8%, co oznacza skrócenie połowy okresu konwergencji o ponad 8 lat. Pozytywny wkład w wyrównywanie się najniższych dochodów miały również Grecja i Polska. Podobnie jak w przypadku innych analizowanych parametrów, negatywnym oddziaływaniem na zbieżność wykazała się Rumunia. Włączenie tego kraju do grupy bada-

nych obiektów obniżało tempo konwergencji o 0,74% rocznie i wydłużało konwergencję o ok. 5 lat.

TABL. 3. WYNIKI ESTYMACJI KRAŃCOWEJ KONWERGENCJI PIONOWEJ TYPU β DLA KRAJÓW UE-27

K r a j e	$\hat{\beta}_i$			$t_{1/2,i}$		
	średnia	mediana	decyl pierwszy	średnia	mediana	decyl pierwszy
	w %					
Austria	-0,13	-0,13	-0,08	0,5	0,5	0,6
Belgia	-0,07	-0,08	-0,08	0,2	0,3	0,6
Bułgaria	0,69	0,51	0,79	-3,1	-2,4	-8,5
Cypr	0,22	0,28	0,19	-0,9	-1,2	-1,6
Czechy	-0,01	0,00	0,00	0,0	0,0	0,0
Dania	-0,09	-0,08	-0,09	0,3	0,3	0,7
Estonia	0,13	0,11	0,10	-0,5	-0,5	-0,8
Finlandia	-0,07	-0,08	-0,10	0,3	0,3	0,8
Francja	-0,12	-0,10	-0,10	0,5	0,4	0,8
Grecja	-0,01	0,04	0,27	0,0	-0,2	-2,3
Hiszpania	0,01	0,02	0,01	0,0	-0,1	-0,1
Holandia	0,00	-0,01	-0,01	0,0	0,0	0,1
Irlandia	0,12	0,09	0,05	-0,5	-0,4	-0,4
Litwa	0,03	-0,05	-0,02	-0,1	0,2	0,1
Luksemburg	-0,24	-0,23	-0,12	0,9	0,9	0,9
Łotwa	-0,06	-0,05	-0,02	0,2	0,2	0,2
Malta	-0,02	-0,03	-0,03	0,1	0,1	0,3
Niemcy	-0,07	-0,06	-0,04	0,3	0,3	0,3
P o l s k a	0,20	0,23	0,25	-0,8	-1,0	-2,2
Portugalia	-0,03	-0,05	-0,07	0,1	0,2	0,5
Rumunia	-0,76	-0,57	-0,74	2,4	2,1	4,7
Słowacja	0,20	0,27	0,14	-0,8	-1,2	-1,2
Słowenia	0,01	0,01	0,02	0,0	0,0	-0,2
Szwecja	-0,11	-0,13	-0,09	0,4	0,5	0,7
Węgry	-0,20	-0,18	-0,09	0,7	0,7	0,7
Wielka Brytania	0,13	0,15	0,05	-0,5	-0,7	-0,4
Włochy	0,06	0,05	0,05	-0,2	-0,2	-0,4

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 2.

W grupie UE-12 istotny dla wyrównywania się średnich dochodów do dyspozycji okazał się negatywny wpływ Malty i Rumunii. Uzyskane dla tych krajów wyniki wskazywały na spowolnienie tempa konwergencji o ponad 2% rocznie, co powodowało, że czas niezbędny do zredukowania istniejących różnic o połowę wydłużał się o prawie 4 lata.

TABL. 4. WYNIKI ESTYMACJI KRAŃCOWEJ KONWERCENCJI PIONOWEJ TYPU β DLA KRAJÓW UE-12

K r a j e	$\hat{\beta}_i$			$t_{1/2; i}$		
	średnia	mediana	decyl pierwszy	średnia	mediana	decyl pierwszy
	%					
Bułgaria	0,96	0,65	1,92	-2,9	-1,7	-9,9
Cypr	0,28	1,64	1,09	-0,7	-5,5	-4,3
Czechy	0,02	-0,01	-0,35	-0,1	0,0	1,0
Estonia	0,51	0,03	0,09	-1,4	-0,1	-0,3
Litwa	-0,55	-0,06	-0,47	1,2	0,1	1,3
Łotwa	-0,20	-0,08	-0,52	0,5	0,2	1,4
Malta	-2,19	-0,65	-1,59	3,8	1,4	3,7
P o l s k a	0,60	0,18	0,72	-1,7	-0,4	-2,6
Rumunia	-2,29	-1,93	-1,37	3,9	3,3	3,3
Słowacja	0,44	0,22	0,23	-1,2	-0,5	-0,8
Słowenia	0,55	-0,10	0,66	-1,5	0,2	-2,4
Węgry	-0,68	-1,00	0,02	1,5	2,0	-0,1

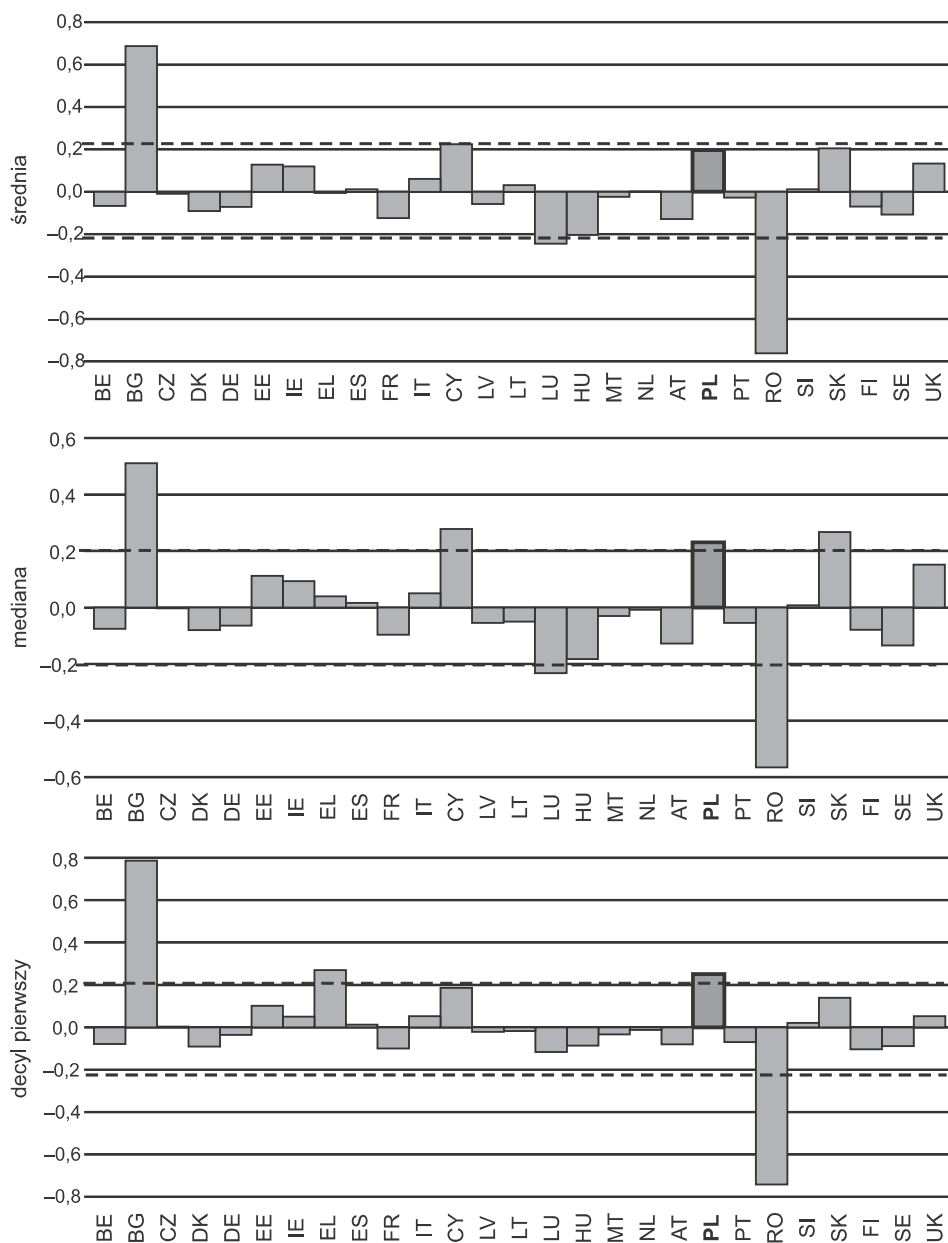
Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 2.

W grupie krajów przedstawionych w tabl. 4 pozytywnym oddziaływaniem na zbieżność wartości środkowej dochodu wykazał się tylko Cypr, dla którego wartość współczynnika krańcowej konwergencji pionowej typu β oszacowano na 1,64% rocznie, a $t_{1/2; i}$ wyniósł 5,5 roku. Proces wyrównywania się poziomów mediany istotnie opóźniły Węgry (1,00%) i Rumunia (1,93%).

Podobnie jak w całej Unii, najsilniejszym pozytywnym wpływem na wyrównywanie się najniższych dochodów w nowych krajach członkowskich wykazała się Bułgaria. Wartość współczynnika krańcowej konwergencji pionowej dla tego kraju wyniosła 1,92%, co oznacza skrócenie połowy okresu konwergencji o 10 lat. Istotny, pozytywny wkład w wyrównywanie się najniższych dochodów miał także Cypr, dla którego $\hat{\beta}_i$ wynosił 1,09% rocznie, co skutkowało skróceniem okresu konwergencji o ponad 4 lata.

Negatywne oddziaływania na zbieżność pierwszego decyla dochodów do dyspozycji zaobserwowano w przypadku Malty (1,6%) i Rumunii (1,4%). Oznacza to, że czas potrzebny do zredukowania istniejących różnic o połowę wydłużył się o prawie 4 lata w przypadku Malty i o ponad 3 lata w przypadku Rumunii.

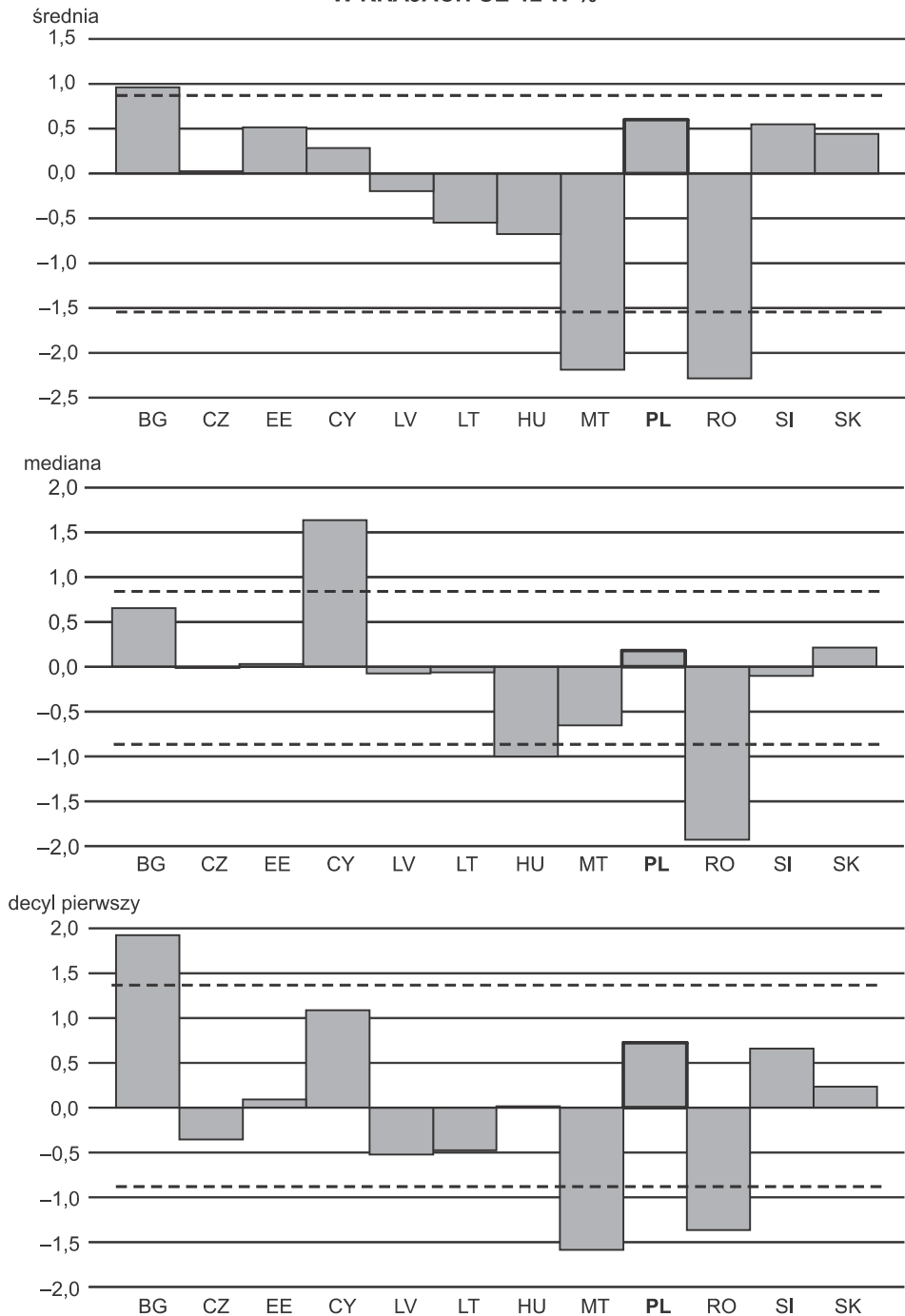
Poza analizą zbieżności poziomów dochodów do dyspozycji gospodarstw domowych badano również konwergencję ich rozkładów decylowych. Wyniki zaprezentowano na wyk. 4. Wartości miary dywergencji JS dla UE-27 wskazują na zmniejszanie się rozbieżności w decylowych rozkładach dochodów w latach 2007—2011 oraz na ponowny wzrost zróżnicowania w okresie 2012—2015. W ostatnim roku badania wartość miary JS zbliżyła się do poziomu początkowego.

**WYKR. 2. KRAŃCOWA PIONOWA KONWERCENCJA TYPU B
W KRAJACH UE-27 W %**

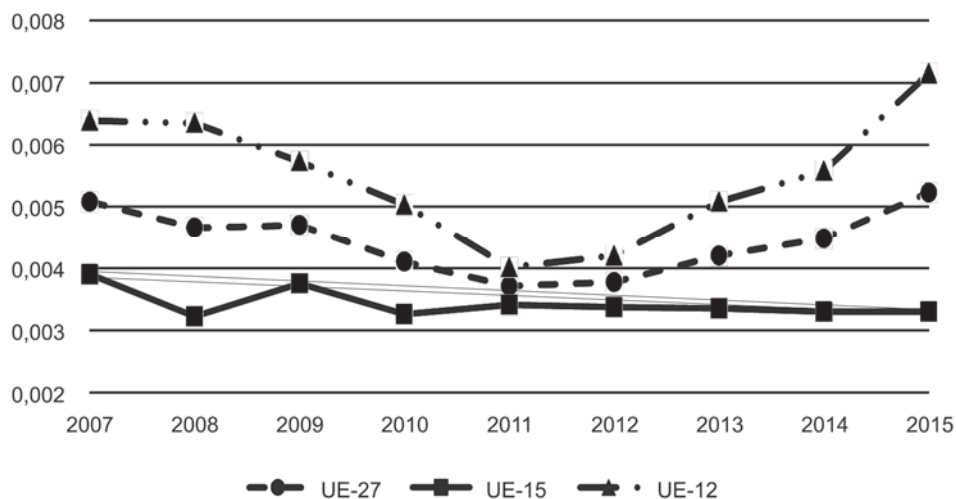
Źródło: opracowanie własne na podstawie tabl. 3.

U w a g a. W dalszej części artykułu użyto również symboli krajów: Austria — AT, Belgia — BE, Bułgaria — BG, Cypr — CY, Czechy — CZ, Dania — DK, Estonia — EE, Finlandia — FI, Francja — FR, Grecja — EL, Hiszpania — ES, Holandia — NL, Irlandia — IE, Litwa — LT, Luksemburg — LU, Łotwa — LV, Malta — MT, Niemcy — DE, Polska — PL, Portugalia — PT, Rumunia — RO, Słowacja — SK, Słowenia — SI, Szwecja — SE, Węgry — HU, Wielka Brytania — UK, Włochy — IT.

**WYKR. 3. KRAŃCOWA PIONOWA KONWERGENCJA TYPU B
W KRAJACH UE-12 W %**



Źródło: opracowanie własne na podstawie tabl. 4.

**WYKR. 4. DYWERGENCJA JENSENA-SZANNONA
DLA GRUP KRAJÓW UE-27, UE-15 I UE-12**

Źródło: jak przy wyk. 1.

W krajach UE-15 rozbieżność w decylnych rozkładach dochodów utrzymywała się na względnie stałym poziomie, najniższym w analizowanych grupach krajów. Największą dywergencją rozkładów decylnych dochodów charakteryzowały się kraje UE-12. Zróżnicowanie w rozkładach wyraźnie się zmniejszyło w latach 2007—2011, jednak po roku 2011 ponownie wzrosło, przekraczając wartości z pierwszego roku badania.

Podsumowanie

W odróżnieniu od najczęściej badanej konwergencji gospodarczej, weryfikowanej na podstawie PKB *per capita*, w artykule analizowano konwergencję wielkości i rozkładu dochodów gospodarstw domowych. W tym celu zastosowano dwie, zdaniem autorów, wzajemnie uzupełniające się metody. Wykorzystanie miar dywergencji do rozpoznania zbieżności rozkładów dochodów stanowi istotne uzupełnienie badań nad konwergencją dochodów gospodarstw domowych.

Na podstawie otrzymanych rezultatów sformułowano następujące szczególne wnioski:

- 1) w latach 2007—2015 w krajach UE-27 występowała absolutna β konwergencja ekwiwalentnych rocznych dochodów do dyspozycji gospodarstw domowych (średniej arytmetycznej, mediany i decyla pierwszego);
- 2) zaobserwowana w UE-27 zbieżność poziomów dochodów gospodarstw domowych była głównie efektem wyrównywania się tych dochodów w nowych krajach członkowskich (UE-12);

- 3) nie stwierdzono występowania absolutnej β konwergencji poziomów dochodów gospodarstw domowych w krajach starej Unii (UE-15);
- 4) rezultaty badania otrzymane w przypadku 27 krajów UE, w porównaniu z wynikami uzyskanymi dla grupy UE-12, wskazują na niższą szybkość konwergencji i dłuższy czas niezbędny do zredukowania obecnych różnic o połowę;
- 5) wyniki badania potwierdzają pogląd wielu autorów, że zjawisko zbieżności w badanych grupach krajów nie oznacza występowania konwergencji w przypadku każdego z nich;
- 6) istotny pozytywny wpływ na konwergencję poziomu ekwiwalentnych dochodów do dyspozycji miały przede wszystkim nowe kraje członkowskie Unii: Bułgaria, Cypr, Polska i Słowacja, a w przypadku najniższych dochodów (decyl pierwszy) także Grecja;
- 7) negatywne oddziaływanie na wyrównywanie się dochodów zaobserwowano w przypadku Rumunii, Malty i Węgier (tylko mediana) oraz Luksemburga;
- 8) na podstawie wyników miary dywergencji JS stwierdzono brak konwergencji rozkładów ekwiwalentnych rocznych dochodów do dyspozycji gospodarstw domowych.

Warto zaakcentować, że o ile w analizowanych grupach krajów nie zachodziła konwergencja rozkładów decylowych dochodów, to w przypadku UE-27 i UE-12 zaobserwowano zbieżność wybranych parametrów rozkładów. Ponadto należy podkreślić, że zachodząca w latach 2007—2015 konwergencja dochodów gospodarstw domowych została wyraźnie zakłócona przez kryzys ekonomiczno-finansowy, który wystąpił w końcu pierwszej dekady XXI w. Jego negatywne skutki silnie odczuły gospodarstwa domowe w mniej zamożnych krajach starej Unii, w krajach basenu Morza Śródziemnego i krajach bałtyckich. Po 2010 r. ponownie zaobserwowano tendencję do wyrównywania poziomów dochodów gospodarstw domowych. W latach 2007—2015 zbieżność dochodów do dyspozycji w krajach UE-27 wynikała głównie ze wzrostu dochodów w krajach Europy Środkowo-Wschodniej przy jednoczesnej stagnacji, niewielkim wzroście czy wręcz spadku dochodów w krajach starej Unii.

dr Joanna Muszyńska, dr Jarosław Oczki, dr hab. Ewa Wędrowska, prof. UMK — Uniwersytet Mikołaja Kopernika w Toruniu

LITERATURA

- Barrientos, P. A., Blunch, N. H., Gupta, N. D. (2015). Income Convergence and the Flow out of Poverty in India, 1994—2005. *IZA Discussion Paper* (8929).
- Burbea, J., Rao, R. C. (1982). On the convexity of some divergence measures based on entropy functions. *IEEE Transactions of Information Theory*, 28 (3), 489—495.
- Batóg, J. (2010). *Konwergencja dochodowa w krajach Unii Europejskiej. Analiza ekonometryczna*. Szczecin: Wydawnictwo Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego.

- Batóg, J. (2013). Analiza krańcowej pionowej konwergencji dochodowej typu β w krajach Unii Europejskiej w latach 1993—2010. *Studia i Prace Wydziału Nauk Ekonomicznych i Zarządzania Uniwersytetu Szczecińskiego*, (31), 40—47.
- Beblo, M., Knaus, T. (2000). Measuring income inequality in Euroland. *Luxemburg Income Study Working Paper*, (232).
- Bonesmo Fredriksen, K. (2012). Income inequality in the European Union. *OECD Economics Department Working Paper*, (952), Paris: OECD Publishing. Pobrano z: <http://dx.doi.org/10.1787/5k9bdt47q5zt-en>.
- Checherita, C., Nickel, C., Rother, P. (2009). The Role of Fiscal Transfers for Regional Economic Convergence in Europe. *ECB Working Paper*, (1029).
- Chocholatá, M., Furková, A. (2016). Income disparities and convergence across regions of Central Europe. *Croatian Operational Research Review*, 7(2), 303—318.
- Cowell, F. A. (1985). Measures of distributional change: An axiomatic approach. *Review on Economic Studies*, (52), 135—151.
- Cowell, F., Flachaire, E., Bandyopadhyay, S. (2013). Reference distributions and inequality measurement. *Journal of Economic Inequality*, (11), 421—437.
- D'Ambrosio, C. (2001). Household Characteristics and the Distribution of Income in Italy: An Application of Social Distance Measures. *Review of Income and Wealth*, 47(1), 43—64.
- Dauderstädt, M., Keltek, C. (2014). *Crisis, austerity and cohesion: Europe's stagnating inequality*. Bonn: Friedrich-Ebert-Stiftung.
- Dhillon, I. S., Mallele, S., Kumar, R. (2003). A divisive information — theoretic feature clustering algorithm for text classification. *Journal of Machine Learning Research*, (3), 1265—1287.
- Durlauf, S. N., Johnson, P. A., Temple, J. R. (2004). Growth Econometrics. *Vassar College Economics Working Paper*, (61).
- Ebert, U. (1984). Measures of distance between income distributions. *Journal of Economic Theory*, 32(2), 266—274.
- Eurofound (2017). *Income inequalities and employment patterns in Europe before and after the Great Recession*. Luxembourg: Publications Office of the European Union.
- Gadea Rivas, M. D., Sanz-Villarroya, I. (2016). Testing the convergence hypothesis for OECD countries: A reappraisal. *Economics Discussion Papers*, (45).
- Gęstwicki, F. E., Wędrowska, E. (2016). Assessment of the Degree of the Divergence and Inequality of Household Income Distribution in Poland in the Years 2005—2013. *Folia Oeconomica Stettinensia*, 16(1), 50—62.
- Grosse, I., Bernaola-Galva, P., Carpena, P., Roman-Roldan, R., Oliver, J., Stanley, H. E. (2002). Analysis of symbolic sequences using the Jensen-Shannon divergence. *Physical Review E*, (65).
- GUS (2017). *Dochody i warunki życia ludności Polski (raport z badania EU-SILC 2016)*. Warszawa: GUS.
- Hung, W. L., Yang, M. S. (2007). On the J-divergence of intuitionistic fuzzy seta with its application to pattern recognition. *Information Science*, (178), 1641—1650.
- Iacovou, M., Kaminska, O., Levy, H. (2012). Using EU-SILC data for cross-national analysis: strengths, problems and recommendations. *ISER Working Paper Series*, (03).
- Kliber, P., Maćkowiak, P., Malaga, K. (2005). Konwergencja i nierówności regionalne w Polsce. Analiza w kategoriach neoklasycznych modeli wzrostu. W: *Metody ilościowe w ekonomii*, red. M. Małkoka, Zeszyty Naukowe (64) Poznań: Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Poznaniu.
- Leitner, S., Römisch, R. (2015). Economic and Social Convergence in the EU. A Policy Note. *GRINCOH Working Paper Series*.
- Lin, J. (1991). Divergence measures based on the Shannon entropy. *IEEE Transactions on Information Theory*, (37), 145—151.

- Lucas, R. E. (1990). Why Doesn't Capital Flow from Rich to Poor Countries? *The American Economic Review*, 80(2), 92—96.
- Magdalou, B., Nock, R. (2011). Income Distributions and Decomposable Divergence Measures. *Journal of Economic Theory*, 146(6), 2440—2454.
- Nowak, W. (2007). *Konwergencja w modelach endogenicznego wzrostu gospodarczego*. Wrocław: Kolonia Limited.
- Oczki, J., Wędrowska, E. (2014). The Use of Csiszár's Divergence to Assess Dissimilarities of Income Distributions of EU Countries. *Quantitative Methods in Economics*, 15(2), 167—176.
- Quah, D. T. (1995). Empirics for Economic Growth and Convergence. *Centre for Economic Performance Discussion Paper*, (253).
- Papathodorou, C., Pavolopoulos, D. (2003). Accounting for inequality in the EU: Income disparities between and within member states and overall income inequality. *MPRA Paper*, No. 209. Pobrane z: <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/209/>.
- Ravallion, M. (2012). Why don't we see poverty convergence? *American Economic Review* 102(1), 504—523.
- Roberto, E. (2016). *The Divergence Index: A Decomposable Measure of Segregation and Inequality*. Pobrane z: <https://pdfs.semanticscholar.org/1304/168f6df2aee27954434c486ea5ac914fb880.pdf>.
- Romer, P. (1986). Increasing Returns and Long-Run Growth. *The Journal of Political Economy*, 94(5), 1002—1037.
- Romer, P. (1990). Endogenous Technological Change. *Journal of Political Economy*, 98(5), 71—102.
- Sachs, J., Warner, A. M. (1996). Economic convergence and economic policies. *NBER Working Paper*, (5039).
- Samuelson, P. A. (1948). *Economics: an introductory analysis*. New York, NY: McGraw-Hill.
- Taneja, I. J. (2005). Refinement Inequalities Among Symmetric Divergence Measures. *The Australian Journal of Mathematical Analysis and Applications*, 2(1), 1—23.

Summary. *The aim of the study is to verify the hypothesis of a tendency towards levelling of household income in the EU countries in the years 2007—2015. Convergence process of the level and the distribution of household disposable income was analysed. The basic source of information were Eurostat's data from EU-SILC database. The convergence analysis of income levels was carried out for the mean, median and first decile of annual equivalised household disposable incomes, weighted by country population. To examine their convergence, regression models used in economic convergence analyses were adapted and the concept of absolute β convergence was used. In the study of income distributions convergence the income distribution in households by decile groups was used, and the degree of their discrepancy was assessed using the generalised form of the Jensen-Shannon divergence measure. The study was conducted for 27 EU countries, 15 of the old EU states and 12 new member states.*

On the basis of the obtained results, it was concluded that there was no convergence of the distributions of income by quantiles. However, the convergence of the considered characteristics of income distributions (mean, median, first decile) was observed.

Keywords: income convergence, households disposable incomes, EU-SILC study.

Przemysław SUCHODOLSKI
Marcin IDZIK

Identyfikacja i ocena zmienności cen drewna w nadleśnictwie Płock

Streszczenie. *Głównym celem opracowania jest ocena zmienności cen wybranych sortymentów drewna w nadleśnictwie Płock. Przeanalizowano ceny ośmiu rodzajów drewna zgodnie z zasadami dekompozycji szeregów czasowych przy użyciu metody CENSUS II X-11. Za pomocą analizy widmowej Fouriera dokonano także oceny długości trwania cykli kształtowania się cen. Dane pochodziły z nadleśnictwa Płock i obejmowały lata 2004—2014 w układzie miesięcznym.*

Na podstawie badania stwierdzono, że ceny drewna w nadleśnictwie Płock cechują się wyraźną zmiennością o charakterze systematycznym, co oznacza, że można wyodrębnić trend i cykliczność. Wyniki przeprowadzonych obliczeń ukazały również istotną skalę sezonowych i przypadkowych wahań cen drewna. Analiza cen drewna wykazała trend rosnący dla wszystkich sortymentów, natomiast dynamika wahań sezonowych różniła się w zależności od sortymentu. Stwierdzono znaczne natężenie wahań przypadkowych, które odznaczały się wysoką amplitudą odchyłań.

Słowa kluczowe: Lasy Państwowe, trend, cykliczność, wahania sezonowe, wahania przypadkowe, wieloletni plan urządzania lasu.

JEL: A19, C01, C19, C49, H41, L32, Q23

W produkcji i dystrybucji drewna w Polsce główną rolę odgrywa Państwowe Gospodarstwo Leśne Lasy Państwowe (PGL LP), które nie tylko produkuje i sprzedaje drewno, lecz także prowadzi odnowienia wyciętych terenów, ewidencję zwierzyny leśnej oraz ochronę miejsc o walorach przyrodniczych, uznanych za chronione¹.

¹ Ustawa z dnia 28 września 1991 r. o lasach (Dz.U. 1991 nr 101, poz. 444).

Kluczowy wpływ na poziom cen drewna w Polsce mają czynniki podażowe oraz popytowe. O ile podaż drewna pozostaje w kompetencji PGL LP, zobligowanego ustawą z dnia 28 września 1991 r. o lasach do brania pod uwagę zaleceń Ministra Środowiska, o tyle czynniki popytowe, najogólniej rzecz ujmując, kształtowane są w relacji do zmian sytuacji gospodarczej w kraju (Ratajczak, 2011). Polityka podażowa Lasów Państwowych wynika zarówno z ich pozycji rynkowej, jak i (a nawet przede wszystkim) z planu urządzania lasu, zgodnie z ustawą o lasach. Przyjęta przez LP polityka cenowa przekłada się na kształtowanie się cen drewna w nadleśnictwach. Jest ona jednym z głównych czynników endogenicznych determinujących kierunki zmian cen drewna. Popyt zależy głównie od czynników makroekonomicznych o różnym horyzoncie czasowym. Do najważniejszych Ratajczak (2011) zalicza: poziom rozwoju gospodarczego kraju, sytuację demograficzną, aktywność sektora energetycznego, aktywność sektora budowlanego, popyt rynków zagranicznych oraz czynniki psychologiczne i społeczne. W jego ocenie zmiany ceny drewna są wypadkową wymienionych czynników podażowych i popytowych, a wyrażają się w długookresowych trendach oraz mniej lub bardziej regularnych wahaniami wokół nich.

Analiza zmienności cen drewna pozwala na wskazanie charakterystycznych prawidłowości i wzorców wahań cen w czasie. Ich znajomość umożliwia formułowanie prognoz cen drewna; jest także pomocna w ocenie bieżącej sytuacji na rynku i daje możliwość oddziaływania z wyprzedzeniem na poziom cen.

Dotychczas nie dokonywano w Polsce analiz zmian cen drewna, których celem byłoby wyodrębnienie krótko-, średnio- i długookresowych wzorców i prawidłowości zmian cen w czasie. Oprócz zestawień tabelarycznych w ostatnich latach nie pojawiły się żadne prace naukowe poświęcone analizie i ocenie zmienności cen drewna. W opracowaniach zagranicznych nie porusza się tematyki polskiego rynku surowca drzewnego, a zestawienie polskiego rynku z obcym jest niemiarodajne ze względu na znaczące różnice w roli podmiotów odpowiedzialnych za gospodarkę leśną w różnych krajach.

Za cel opracowania obrano identyfikację i ocenę zmienności cen wybranych sortymentów drewna. Poszukiwano także odpowiedzi na pytania: Jakie jest znaczenie cykliczności, sezonowości oraz wahań przypadkowych w ogólnej zmienności cen drewna? Jaki udział w wahaniami cen drewna mają zmiany systematyczne, umożliwiające prognozowanie, a jakie zmiany przypadkowe, będące efektem wpływu czynników incydentalnych, jednorazowych? A także w jakim stopniu zmiany krótkookresowe przysłaniają obraz długookresowych tendencji w zmienności cen drewna i utrudniają ich prawidłową interpretację?

METODYKA BADAŃ

Przedmiotem badań była zmienność cen drewna definiowana jako kształtowanie się w czasie udziału poszczególnych elementów zmienności (sezonowość, cykl, trend i wahaniami przypadkowe) szeregów czasowych w ogólnej

zmienności. Ujmując to inaczej, oceniano wpływ poszczególnych elementów zmienności szeregów czasowych na kształtowanie się cen drewna różnych sortymentów oraz przeprowadzono analizę porównawczą badanych sortymentów. Źródło danych empirycznych stanowiły sprawozdania średnich miesięcznych cen głównych sortymentów drewna w nadleśnictwie Płock za lata 2004—2014.

W celu identyfikacji zmienności cen drewna zastosowano metodę wielostopniowej dekompozycji szeregów czasowych Census II X-11. Do ujawnienia struktury periodycznej szeregów czasowych wykorzystano analizę widmową Fouriera. Badania przeprowadzono przy użyciu oprogramowania Statistica, Gretl oraz Microsoft Excel. Analizie poddano szeregi czasowe cen ośmiu sortymentów drewna²:

- drewno ogółem;
- grubizna ogółem;
- grubizna liściasta ogółem;
- grubizna iglasta ogółem;
- drewno liściaste średniowymiarowe przeznaczone do produkcji przemysłowej i przerobu mechanicznego (S2A i S2B)³;
- drewno iglaste średniowymiarowe przeznaczone do produkcji przemysłowej i przerobu mechanicznego (S2A i S2B)⁴;
- drewno liściaste tartaczne (WA0, WB0, WC0 i WD);
- drewno iglaste tartaczne (W0, WD i WK)⁵.

Zastosowanie techniki dekompozycji szeregu czasowego było konieczne do weryfikacji hipotez o występowaniu lub niewystępowaniu składników szeregów czasowych. Metoda Census II X-11 umożliwiła wyodrębnienie komponentów (Musgrave, Shiskin i Young, 1967), do których należą:

- wahania sezonowe (S);
- wahania przypadkowe (I);
- wahania cykliczne ujmowane z trendem lub osobno (TC lub C);
- długookresowy trend liniowy lub nieliniowy (T).

Rozdzielenia cykliczności oraz trendu dokonano za pomocą filtra Hodricka-Prescotta, wyodrębniającego z szeregu czasowego trend o charakterze stochastycznym, zmieniający się gładko w czasie (Hodrick i Prescott, 1997).

² Wszystkie wymienione poniżej sortymenty są sklasyfikowane w: Gieffing i Pazdrowski (2012).

³ Nazywane także papierówką liściastą — drewno średniowymiarowe, bardzo dobrej jakości, okrągłe, o długości 1—3 m, użytkowe, układane w stosy.

⁴ Nazywane także papierówką iglastą — drewno średniowymiarowe, bardzo dobrej jakości, okrągłe, o długości 1—3 m, użytkowe, układane w stosy.

⁵ Ostatnie dwa sortymenty, określane jako tartaczka liściasta i iglasta, to sortymenty wielkowymiarowe (min. 2,5 m długości), wyrabiane w dłużycach lub kłodach (np. sortyment WK), o klasach jakości A—D.

Metoda Hodricka-Prescotta polega na przedstawieniu wartości szeregu czasowego jako sumy długookresowego trendu i składnika cyklicznego:

$$x_t = g_t + c_t \quad (1)$$

gdzie:

- x_t — wartość szeregu czasowego,
- g_t — wartość trendu długookresowego,
- c_t — wartość składnika cyklicznego.

Z szeregu czasowego wyeliminowano wahania o wysokich częstotliwościach; w rezultacie pozostawiono tylko trend długookresowy.

Procedura desezonalizacji szeregu czasowego opiera się na wygładzaniu szeregów za pomocą średnich ruchomych i ma następujący przebieg, opisany przez Dagum (1988):

1. W przypadku danych miesięcznych oblicza się 12-wyrazową średnią ruchomą jako pierwsze przybliżenie trendu-cyklu (TC), nazywanego komponentem wzrostowo-cyklicznym. W ten sposób otrzymuje się współczynniki wahań sezonowych (S) i wahań przypadkowych (I).
2. Suma współczynników wahań sezonowych i przypadkowych (S+I) jest podstawą do wyznaczenia 5-okresowej średniej ruchomej jako wstępnego szacunku elementów sezonowości dla każdego miesiąca.
3. Wstępnie oszacowane składniki sezonowe koryguje się 12-okresową scentryowaną średnią ruchomą.
4. W celu wyznaczenia wahań przypadkowych dzieli się sumę wahań sezonowych i wahań przypadkowych przez skorygowane wstępne szacunki składnika sezonowego:

$$I = \frac{S + I}{S_k} \quad (2)$$

gdzie S_k — skorygowane wstępne szacunki składnika sezonowego.

5. Wartości ekstremalne wahań przypadkowych są korygowane lub eliminowane poprzez analizę 5-okresowych ruchomych odchyłeń standardowych wyznaczonych wahań.
6. Konieczne jest ponowne oszacowanie składników sezonowych poprzez zastosowanie 5-okresowej średniej ruchomej do współczynników wahań sezonowych i nieregularnych, oczyszczonych z wartości ekstremalnych.
7. Wyznaczone w kroku 6 wskaźniki sezonowe koryguje się za pomocą scentryowanej średniej ruchomej.
8. Szereg czasowy oczyszczony z wahań sezonowych otrzymuje się jako iloraz szeregu pierwotnego i wskaźników sezonowości skorygowanych w kroku 7.

9. Z oczyszczonego z wahań sezonowych szeregu wyodrębnia się trend-cykl (TC). W tym celu stosuje się tzw. filtr Hendersona, który jest średnią ruchomą o długości 9, 13 lub 23 wyrazów, w zależności od stosunku wahań nieregularnych do trendu. Szereg czasowy dzieli się przez trend-cykl otrzymany za pomocą filtra Hendersona; rezultatem tego działania jest drugie przybliżenie sumy szacunku składnika sezonowego nieregularnego.
10. Następnie oszacowuje się drugie przybliżenie wskaźnika sezonowości. Dokonuje się tego poprzez wyznaczenie 7-okresowej średniej ważonej (o specyfikacji zależnej od wartości wskaźnika wahań sezonowych i przypadkowych) ze współczynników sezonowości i nieregularności obliczonych dla każdego miesiąca.
11. Po raz kolejny oblicza się 12-miesięczną scentrowaną średnią ruchomą ze wskaźników sezonowości, służącą do skorygowania wykorzystanych wskaźników.
12. Ostateczny szereg wyrównany sezonowo jest ilorzem szeregu wyjściowego i wskaźników sezonowości skorygowanych 12-miesięczną średnią ruchomą obliczoną w kroku 11.

Wielokrotna estymacja znajduje zastosowanie zarówno w modelu addytywnym, jak i multiplikatywnym, ponieważ estymatory wahań sezonowych nie przyjmują jednakowych wartości w poszczególnych latach.

Derandomizację, czyli usunięcie wahań przypadkowych, przeprowadzono zgodnie z koncepcją Months for Cyclical Dominance (Hodrick i Prescott, 1997). Polega ona na zastosowaniu średniej ruchomej o szerokości wygładzania równej liczbie miesięcy koniecznych do wydobycia zmian systematycznych. Miarą wykorzystywaną przy derandomizacji jest Months for Cyclical Dominance (MCD). Obrazuje ona długość okresu, jaki należy odczekać, aby móc uznać zaobserwowaną zmianę wartości empirycznych za nową fazę cyklu. MCD można otrzymać, szacując okres jednostek czasu, które są podstawą najkrótszej średniej ruchomej, przy czym średnia absolutna zmiana komponentów szeregu czasowego w postaci trendu i cyklu w danym okresie jest równa lub większa od średniej absolutnej zmiany komponentów nieregularnych. Najniższą wartość, dla której spełniony jest powyższy warunek, uznaje się za miarę MCD.

W pracy zastosowano także analizę spektralną, w wyniku której zidentyfikowano dominujące składniki periodyczne w zmienności analizowanych szeregów czasowych i wyeliminowano problem założenia *ex ante* co do istnienia określonej nieprzypadkowej długości cyklu wahań⁶.

⁶ Takie traktowanie zjawiska może bowiem doprowadzić do wypaczenia struktury periodycznej szeregu czasowego, a w konsekwencji do wysnucia fałszywych wniosków co do długości cyklu wahań. Ponadto teoria aproksymacji stochastycznej dostarcza argumentów, że jeśli nie dysponujemy informacjami pozastatystycznymi, to jednoznaczne rozwiązanie tego problemu wyłącznie środkami analizy formalnej jest znacznie utrudnione (Kufel i Zawada, 1999).

Analiza spektralna ukazuje skomplikowaną budowę wahań periodycznych szeregów czasowych poprzez zbadanie ich struktury harmonicznej w ujęciu częstościowym, dostarczając jednocześnie informacji o strukturze analizowanych zjawisk. Jej celem jest dekompozycja szeregu czasowego zawierającego składniki cykliczne na kilka podstawowych funkcji sinusoidalnych (sinus i cosinus), których liczba wynosi $n/2$ liczby obserwacji w szeregu czasowym. Pozwala to na określenie korelacji funkcji sinus i cosinus o różnej częstotliwości z obserwowanymi danymi, co stanowi podstawę do wnioskowania o okresowości o danej częstotliwości. Technika ta umożliwia zidentyfikowanie i wydzielenie składników o różnej długości okresu wahań, a zarazem ocenę znaczenia podstawowych składników periodycznych. Szczegółowe badanie gęstości spektralnej może wskazać na istnienie różnych cykli, np. kwartalnych, rocznych czy wieloletnich (por. Idzik i Gędek, 2002).

Model analizy widmowej sprowadza się do regresji wielokrotnej, w której zmienną zależną jest obserwowany szereg czasowy, a zmienne niezależne stanowią funkcje sinus o wszystkich możliwych częstotliwościach⁷. Ponieważ funkcje sinus i cosinus są wzajemnie niezależne, można zsumować kwadraty współczynników dla każdej częstotliwości, aby otrzymać wartości periodogramu, które reprezentują wariancję wahań o konkretnej częstotliwości lub okresie ($\pi/6, \pi, \dots$) (Drosiewicz i Michalski, 1996).

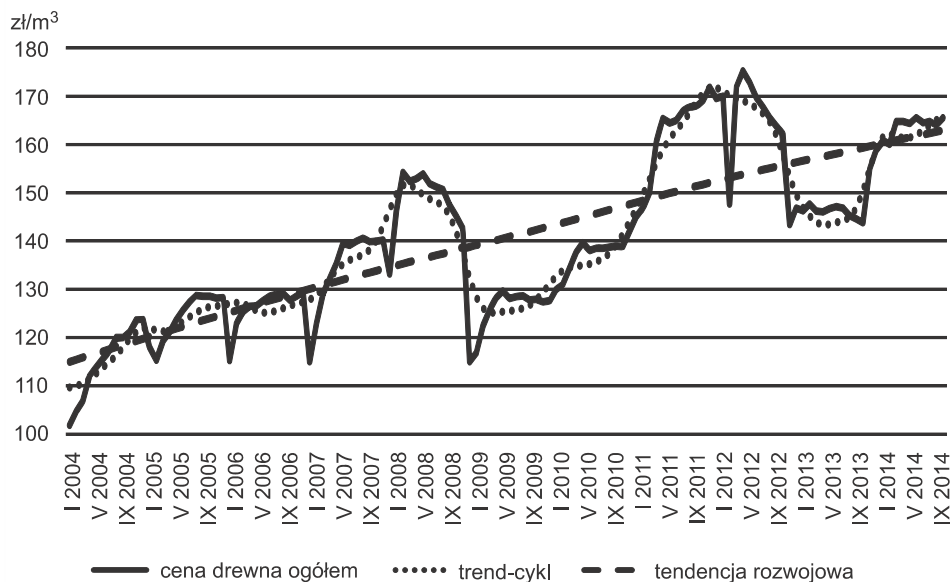
Przejrzysty obraz ukrytych okresowości uwidacznia się podczas badania gęstości widmowych, czyli obszarów częstotliwości, które mają największy wkład w ogólną harmoniczną strukturę szeregu. Testując rozkład wartości periodogramu względem rozkładu wykładniczego, można sprawdzić, czy szereg wejściowy różni się od białego szumu. Dodatkowo, za pomocą statystyki F -Snedecora oraz testu t -Studenta można obliczyć istotność składowych harmonik (Kufel i Zawada, 1999).

WYNIKI BADAŃ

Badanie szeregów czasowych cen drewna różnych sortymentów za pomocą dekompozycji Census II X-11 dostarczyło informacji na temat siły i wpływu poszczególnych komponentów zmienności na poziom cen drewna. Na wyk. 1—6 przedstawiono wyniki badań dla cen drewna ogółem oraz drewna tartacznego liściastego i iglastego.

⁷ Opis tej metody można znaleźć w pracach: Bloomfield (1976); Drosiewicz i Michalski (1996); Jakubczyc (1987); Radzikowska (1999); Shumway (1988) oraz Talaga i Zieliński (1986).

WYKR. 1. KSZTAŁTOWANIE SIĘ NOMINALNYCH CEN DREWNA OGÓŁEM WRAZ Z DŁUGOOKRESOWYM TRENDEM TC ORAZ TENDENCJĄ ROZWOJOWĄ

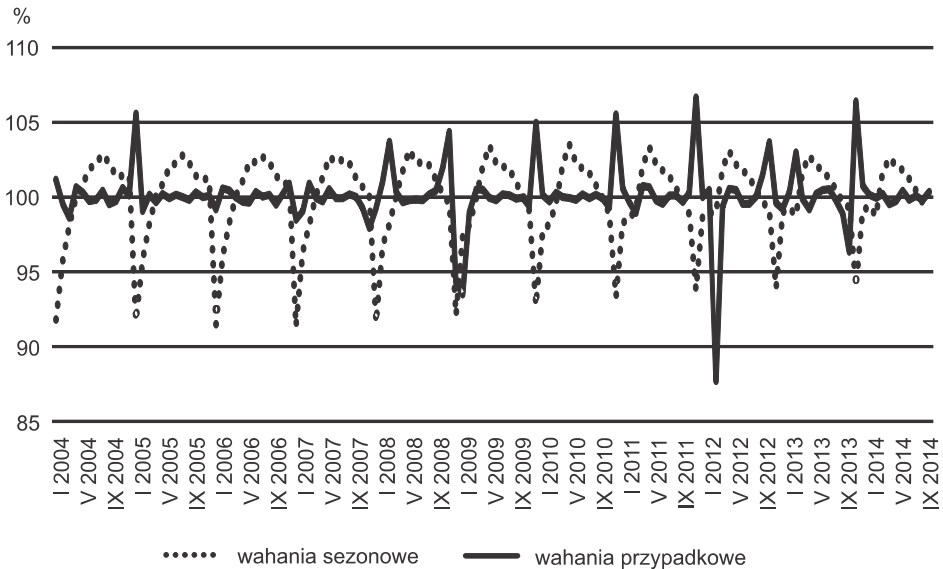


Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z nadleśnictwa Plock.

W szeregu czasowym nominalnych cen drewna zmiany długookresowe opisane trendem i cyklem wyjaśniają łącznie 58% wahań tego szeregu, sezonowość jest odpowiedzialna za 32% ogółu wahań, a wahania przypadkowe — za 10%. Przedstawiona na wyk. 1 linia trendu wskazuje na systematyczny wzrost poziomu cen w całym badanym okresie. Średniomiesięcznie nominalna cena drewna wzrastała o 3,44 zł/m³ (2,9%). Można także zauważyć znaczący wzrost amplitudy wahań cyklicznych, wyraźną modyfikację ich wzorca oraz ich multiplikatywny charakter. Od 2008 r. obserwuje się wyraźną zmianę charakterystyki wahań cyklicznych. Odchylenia od trendu długookresowego są wynikiem silnego wpływu czynników popytowych związanych z wahaniami aktywności gospodarczej. Do roku 2008 amplituda wahań cyklicznych cen wynosiła 10 zł/m³, a po roku 2008 — 26—28 zł/m³.

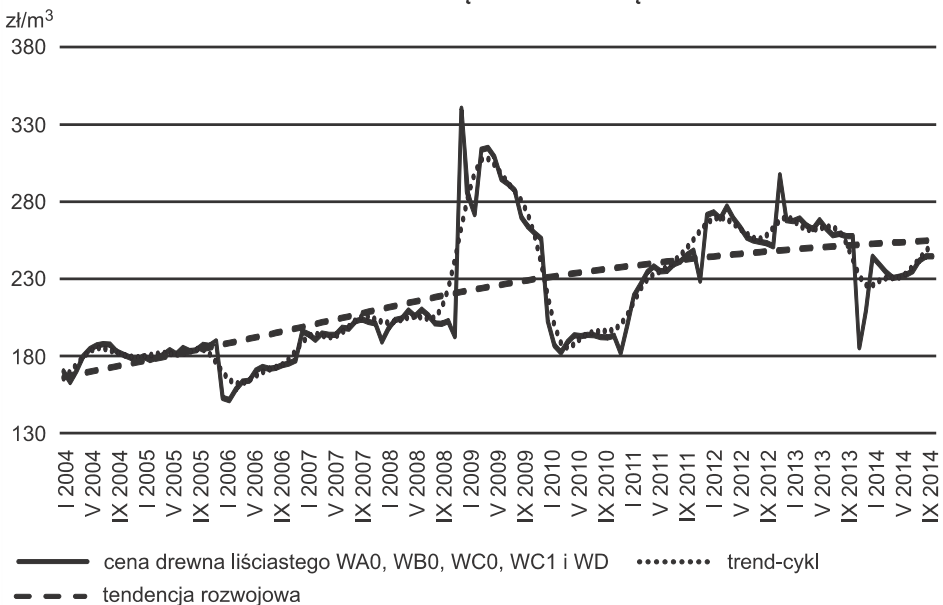
Wykres 2 uwidacznia wyraźny wpływ sezonowości na kształtowanie się cen drewna. Począwszy od 2010 r. jej przebieg zmienił się — amplituda zmian sezonowości się zmniejszyła. Przeciętnie amplituda cen drewna ogółem ze względu na sezonowość w badanym okresie wynosiła 10% w stosunku do średniej ceny w roku. W skali roku najwyższe ceny drewna notowano w lipcu, a najniższe — w styczniu (odpowiednio o 2—3% więcej i o 6—9% mniej od średniej ceny w roku). Cechą szczególną badanego szeregu jest rosnąca w czasie amplituda wahań o charakterze przypadkowym. Zwiększanie się amplitudy od 2008 r. oznacza wzrost znaczenia i skali zdarzeń przypadkowych, co może znacząco zaburzać jakość potencjalnej predykcji.

WYKR. 2. KSZTAŁTOWANIE SIĘ SEZONOWYCH I PRZYPADKOWYCH WAHAŃ CEN DREWNA OGÓŁEM JAKO % ODCHYLEŃ OD TRENDU DŁUGOOKRESOWEGO



Źródło: jak przy wyk. 1.

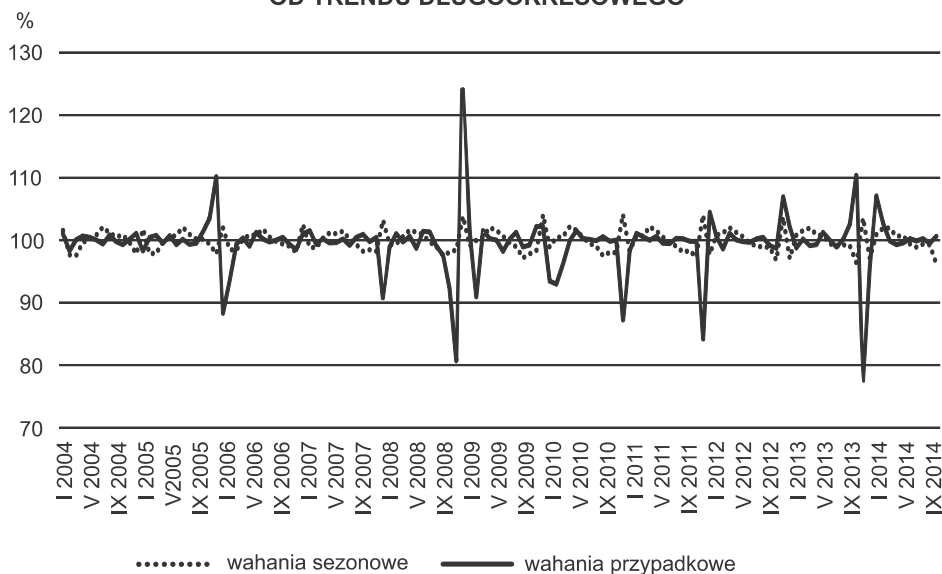
WYKR. 3. KSZTAŁTOWANIE SIĘ NOMINALNYCH CEN TARTACZNEGO DREWNA LIŚCIASTEGO (WA0, WB0, WC0 i WD) WRAZ Z DŁUGOOKRESOWYM TRENDEM TC I TENDENCJĄ ROZWOJOWĄ



Źródło: jak przy wyk. 1.

Przebieg szeregu czasowego nominalnych cen tartaczego drewna liściastego przedstawiony na wyk. 3 pozwala stwierdzić obecność podstawowych elementów zmienności. Linia trendu wskazuje na systematyczny wzrost cen na przestrzeni całego badanego okresu. Średniomiesięcznie nominalna cena tartaczego drewna liściastego wzrastała o $6,22 \text{ zł/m}^3$ (3,6%). Zauważyć można też jednorazowy wzrost i spadek amplitudy wahań cyklicznych w latach 2009—2011. Amplituda wahań cen w latach 2004—2008 i 2012—2014 wynosiła 20—40 zł/m^3 , a w latach 2009—2011 — ponad 120 zł/m^3 .

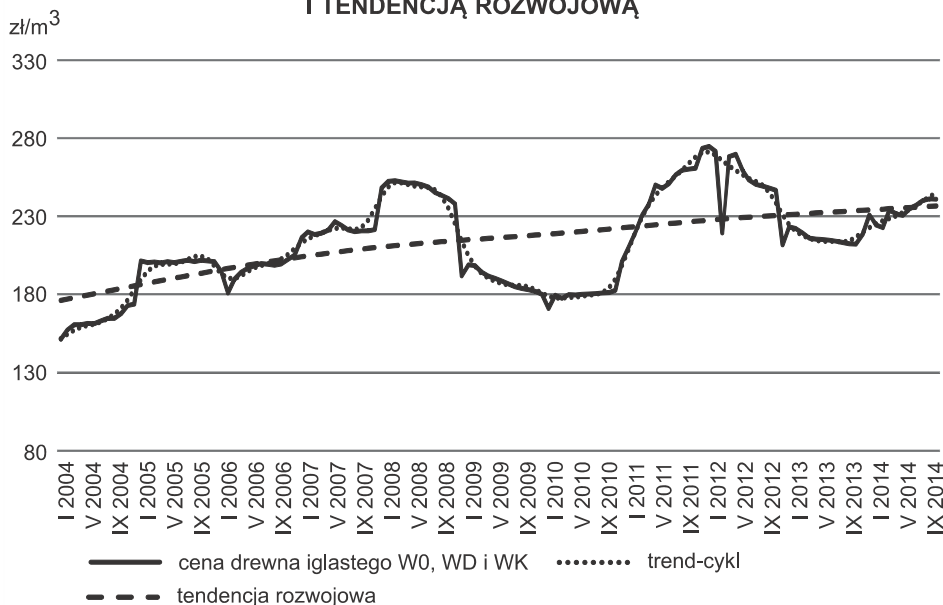
WYKR. 4. KSZTAŁTOWANIE SIĘ SEZONOWYCH I PRZYPADKOWYCH WAHAŃ CEN DREWNA LIŚCIASTEGO (WA0, WB0, WC0 i WD) JAKO % ODCHYLEŃ OD TRENDU DŁUGOOKRESOWEGO



Źródło: jak przy wyk. 1.

W szeregu czasowym nominalnych cen tartaczego drewna liściastego zmiany długookresowe opisane trendem i cyklem łącznie wyjaśniają 68% wahań tego szeregu, sezonowość jest odpowiedzialna za 6% ogółu wahań, a wahania przypadkowe — za 26%. Wahania sezonowe mają niewielki udział w zmienności cen (wykr. 4). Przeciętnie amplituda cen tartaczego drewna liściastego ze względu na sezonowość wynosiła 3—4% w stosunku do przeciętnej ceny w roku. W skali roku najwyższe ceny drewna notowano w styczniu, a najniższe — w październiku (odpowiednio o 1—6% więcej i o 1—2% mniej od średniej ceny w roku). Cechą szczególną badanego szeregu jest występowanie wahań przypadkowych, które wpływały na incydentalne obniżenie cen. Amplituda wahań wynosiła od 8 do ponad 20%.

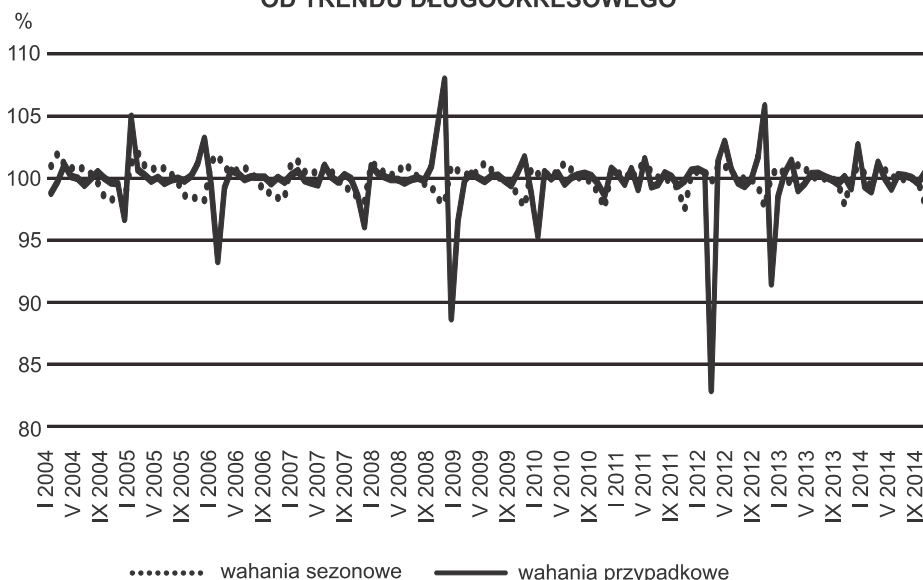
WYKR. 5. KSZTAŁTOWANIE SIĘ CEN TARTACZNEGO DREWNA IGLASTEGO (W0, WD i WK) WRAZ Z DŁUGOOKRESOWYM TRENDEM TC I TENDENCJĄ ROZWOJOWĄ



Analiza przebiegu szeregu czasowego nominalnych cen tartaczno-drewna iglastego (wykr. 5) pozwala stwierdzić obecność podstawowych elementów zmienności. Linia trendu wskazuje na systematyczny wzrost cen na przestrzeni całego badanego okresu. Średniorocznie cena nominalna tartaczno-drewna iglastego wzrastała w badanym okresie o $4,35 \text{ zł/m}^3$ (2,4%). Zauważyć można także multiplikatywny wzrost amplitudy wahań cyklicznych. Do roku 2008 wynosiła ona $8\text{--}22 \text{ zł/m}^3$ w stosunku do trendu długookresowego, a następnie wzrosła do 40 zł/m^3 .

Na kształtowanie się w czasie nominalnych cen tartaczno-drewna iglastego wpływała, choć w niewielkim stopniu, sezonowość (wykr. 6); jej przebieg nie zmieniał się w badanym okresie. Przeciętnie amplituda cen drewna ogółem ze względu na sezonowość wynosiła 4% w stosunku do średniej ceny w roku. W skali roku najwyższe ceny drewna notowano w czerwcu, a najniższe — w grudniu (odpowiednio o 1—2% więcej i o 1—2% mniej od średniej ceny w roku). Cechą szczególną badanego szeregu jest występowanie wahań przypadkowych o znacznej amplitudzie. Od 2008 r. zauważa się wzrost znaczenia zdarzeń przypadkowych wpływających na wahania cen. W szeregu czasowym nominalnych cen tartaczno-drewna iglastego zmiany długookresowe opisane trendem i cyklem łącznie wyjaśniają 82% wahań tego szeregu, sezonowość jest odpowiedzialna za 14% ogółu wahań, a wahania przypadkowe — za 4%.

WYKR. 6. KSZTAŁTOWANIE SIĘ SEZONOWYCH I PRZYPADKOWYCH WAHAŃ CEN DREWNA IGLASTEGO (W0, WD i WK) JAKO % ODCHYLEŃ OD TRENDU DŁUGOOKRESOWEGO



Źródło: jak przy wyk. 1.

UDZIAŁ KOMPONENTÓW CEN SORTYMENTÓW DREWNA W ICH CAŁKOWITEJ WARIANCJI

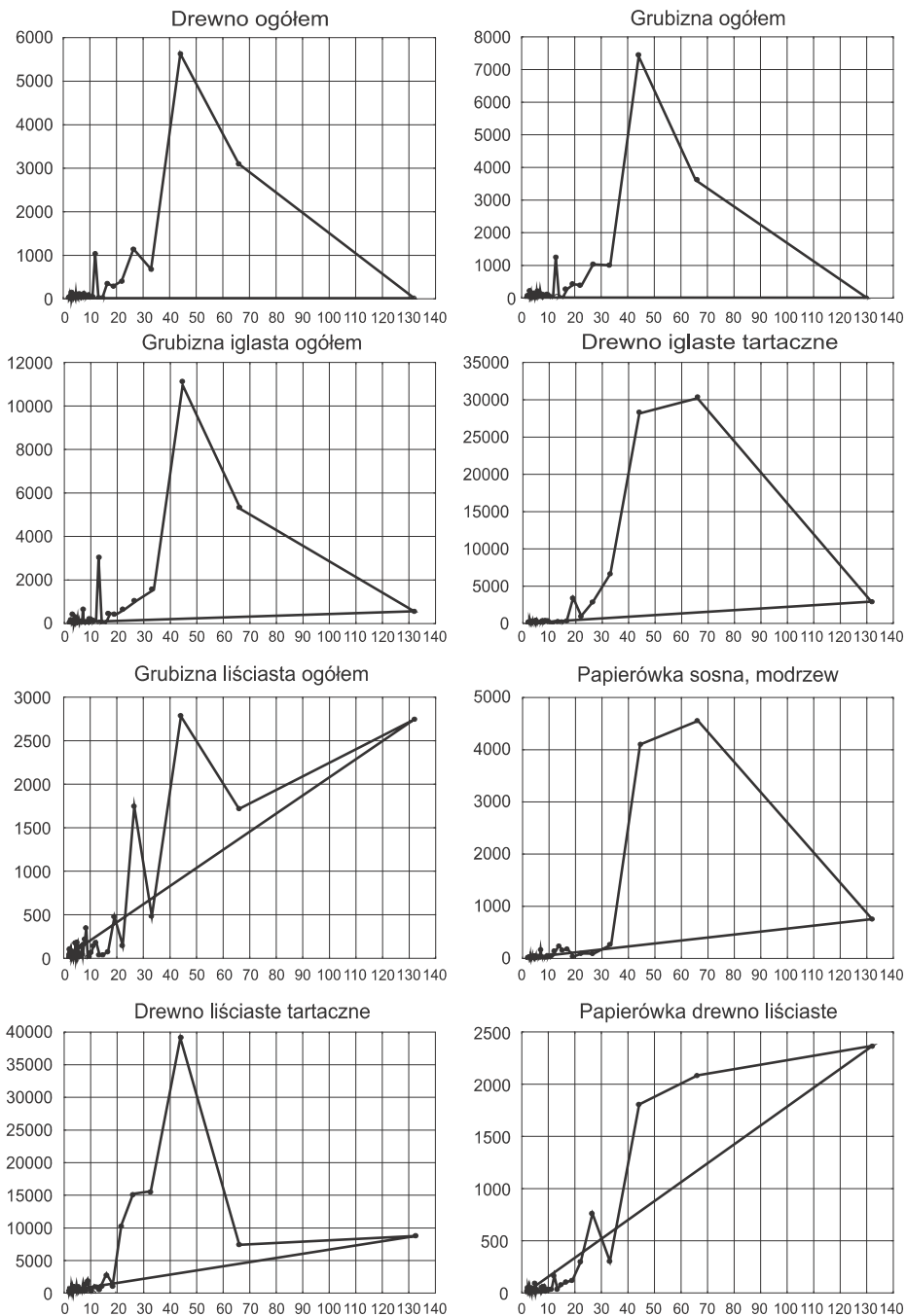
Sortyment	I	TC	S	Sortyment	I	TC	S
	w %				w %		
Drewno ogółem	10	58	32	S2A, S2B liściaste	17	74	9
Grubizna ogółem	11	61	28	S2A, S2B iglaste	12	74	14
Grubizna liściasta	28	59	13	WA0, WB0, WC0, WD liściaste	26	68	6
Grubizna iglasta	10	50	40	W0, WD, WK iglaste	14	82	4

U w a g a. Grubizna — sortymenty wielko- i średniowymiarowe; S2A i S2B — drewno średniowymiarowe (1—3 m), bardzo dobrej jakości, układane w stopy, przeznaczone do produkcji przemysłowej i przerobu mechanicznego; WA0, WB0, WC0 i WD — drewno liściaste wielkowymiarowe (min. 2,5 m długości) o czterech klasach jakości (A—D); W0, WD i WK — drewno iglaste wielkowymiarowe o wszystkich możliwych klasach jakości, z uwzględnieniem drewna kłodowanego.

Źródło: jak przy wyk. 1.

W przebiegu szeregów czasowych cen nominalnych każdego z badanych sortymentów drewna największy średni udział w zmienności cen miała tendencja rozwojowa oraz cykliczność, które wyjaśniały 50—80% ogólnej zmienności cen badanego sortymentu (tablica). Należy także zwrócić uwagę na zróżnicowany wpływ wahań sezonowych oraz przypadkowych. W zależności od sortymentu ich udział wynosił od kilku do kilkudziesięciu procent (w przypadku wahań sezonowych 4—40%, a w przypadku wahań przypadkowych 10—28%). Obecność zmian o charakterze krótkookresowym świadczy o wrażliwości cen na krótkookresowe zmiany popytu wynikające z sytuacji rynkowej i zdarzeń przypadkowych.

WYKR. 7. KSZTAŁTOWANIE SIĘ DOMINUJĄCYCH SKŁADOWYCH HARMONICZNYCH ZMIENNOŚCI SZEREGÓW CZASOWYCH CEN DREWNA (analiza widmowa cen)



oś pozioma — okresy oś pionowa — wartości periodogramu

Źródło: jak przy wykr. 1.

W szeregu czasowym cen drewna ogółem dominującą zmiennością są wahania o cyklu 44 miesiące (wykr. 7). Wśród istotnych zmian systematycznych na poziomie $p \leq 0,05$ występują również cykle o okresie wahań 26 miesięcy oraz sezonowość.

W przypadku wahań cen grubizny ogółem jako dominujący zidentyfikowano cykl o okresie wahań 44 miesiące. Druga pod względem udziału w ogólnej zmienności szeregu czasowego cen grubizny ogółem jest sezonowość, a dopiero w dalszej kolejności — cykl o okresie wahań 26 miesięcy.

W szeregu czasowym cen grubizny iglastej ogółem dominuje cykl o okresie wahań 44 miesiące. Nie stwierdzono istotnego występowania innych cykli, zaznacza się jednak silna sezonowość.

Odmianą charakterystykę ma przebieg cen tartaczno-drewna iglastego. Stwierdzono dominujące zmiany długookresowe, na które nakłada się cykl o okresie wahań 44 miesiące. Występuje także cykl o okresie wahań wynoszącym 18 miesięcy, lecz jego znaczenie jest niewielkie. Sezonowości się nie obserwuje.

W przypadku cen grubizny liściastej ogółem dominuje cykl o okresie wahań 44 miesiące, a także wahania periodyczne powtarzające się co 26 miesięcy.

Przebieg szeregu czasowego cen drewna iglastego średniowymiarowego przeznaczonego do produkcji przemysłowej i przerobu mechanicznego jest zbliżony do zmian obserwowanych w przebiegu cen tartaczno-drewna iglastego.

Cena tartaczno-drewna liściastej zdominowana jest przez jeden rodzaj wahań periodycznych — cykl o okresie wahań 44 miesiące. W przypadku cen drewna średniowymiarowego przeznaczonego do produkcji przemysłowej i przerobu mechanicznego liściastej dominuje okresowość o cyklu wynoszącym 26 miesięcy, a także sezonowość. W tym szeregu czasowym w analizowanym okresie największe znaczenie mają zmiany systematyczne, które nie wykazują charakteru periodycznego.

Podsumowanie

Wyniki przeprowadzonych badań wskazały, że decydujący wpływ na zmienność cen drewna w nadleśnictwie Płock mają zmiany o charakterze długookresowym, przy czym składają się na nie zarówno tendencja rozwojowa, jak i wahania cykliczne. Jednocześnie wpływ zmian sezonowych oddziałuje na krótkookresowe wahania cen w skali roku.

Za kształtowanie podaży drewna w Polsce, a zatem w poszczególnych nadleśnictwach, odpowiadają Lasy Państwowe. Wieloletni plan urządzania lasu, będący podstawą do ustalenia wielkości pozyskania w danym roku, często nie uwzględnia zmian rynkowych. Poziom podaż co roku jest podobny, w przeciwieństwie do poziomu popytu, który jest zależny w głównej mierze od zmian koniunkturalnych.

We wszystkich badanych sortymentach trend miał dodatnią dynamikę, co wyrażało się w systematycznym wzroście cen w latach 2004—2014. Od 2007 r.

w przebiegu szeregu czasowego cen badanych sortymentów obserwowano większy udział wahań cyklicznych w stosunku do wcześniejszego okresu. Wahania sezonowe były zróżnicowane zależnie od badanego sortymentu drewna. Wahania przypadkowe występowały we wszystkich sortymentach z różnym natężeniem.

Ze względu na największy udział zmian długookresowych czynniki sezonowe ani przypadkowe nie wpływały istotnie na modyfikację kierunku długookresowych zmian szeregu czasowego cen poszczególnych sortymentów. Sezonowość cen miała jednak najważniejsze znaczenie w przypadku zmian cen w cyklu rocznym.

Wyniki badań pozwoliły stwierdzić, że w analizowanym okresie w szeregach czasowych cen drewna różnych sortymentów występowały głównie cykle o długości 44 miesiące i 26 miesięcy oraz zmiany sezonowe.

mgr Przemysław Suchodolski, dr Marcin Idzik — SGGW w Warszawie

LITERATURA

- Bloomfield, P. (1976). *Fourier Analysis of Time Series: An Introduction*. New York: John Wiley & Sons.
- Dagum, E. B. (1988). *X11-ARIMA/88. Seasonal Adjustment Method — Foundations and User's Manual*. Ottawa: Statistics Canada.
- Drosiewicz, S., Michalski, T. (1996). *Analiza spektralna wybranych mierników aktywności gospodarczej*. Warszawa: Fundacja Promocji Rozwoju im. E. Lipińskiego.
- Gieffing, D. F., Pazdrowski, W. (2012). *Szacunek brakarski i klasyfikacja drewna okrągłego*. Poznań: Uniwersytet Przyrodniczy w Poznaniu.
- Hodrick, R., Prescott, E. C. (1997). Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 29(1), 1—16.
- Idzik, M., Gędek, S. (2002). Analiza widmowa szeregów czasowych cen produktów rolnych. *Przeгляд Statystyczny*, 49, 45—47.
- Jakubczyc, J. (1987). *Współliniowość statystyczna*. Warszawa: PWE.
- Kufel, T., Zawada, M. (1999). Modelowanie cykliczności procesów o wysokiej częstotliwości i obserwowania. *VI Ogólnopolskie Seminarium Naukowe 7—9 września 1999 r.*, Toruń.
- Łuczyński, W., Matkowski, Z. (1997). Analiza spektralna syntetycznych wskaźników koniunktury dla gospodarki polskiej. *Z prac nad syntetycznymi wskaźnikami koniunktury dla gospodarki polskiej*, (51), 3—178.
- Musgrave, J. C., Shiskin, J., Young, A. H. (1967). *The X-11 Variant of Census Method II Seasonal Adjustment Program*. New York: Bureau of Census.
- Radzikowska, B. (1999). *Metody prognozowania. Zbiór zadań*. Wrocław: AE.
- Ratajczak, E. (2011). *Popyt na drewno w Polsce — zmiany strukturalne oraz możliwości zaspokojenia*. Prezentacja z III Sesji Zimowej Szkoły Leśnej pt. Strategie rozwoju lasów i leśnictwa w Polsce do 2030 roku. Sękocin. Pobrane z: www.ibles.pl/mwg-nternal/de5fs23hu73ds/progress?id=-MXkVCNKIDzCam07yxvIByPeVcFxFxJayLso3sUkVL3rbs.
- Shumway, R. H. (1988). *Applied statistical time series analysis*. Englewood Cliffs, NJ: Prentice Hall.
- Talaga, L., Zieliński, Z. (1986). *Analiza spektralna w modelowaniu ekonometrycznym*. PWN. Warszawa.

Summary. *The main aim of the research is to evaluate the variability of prices of selected wood assortments in the Płock Forest District. Prices of eight wood types were analysed according to the rules of time series decomposition using the CENSUS II X-11 method. The cycles length was also evaluated by means of Fourier spectral analysis. Data were obtained from the Płock Forest District and covered the years 2004—2014 on a monthly basis.*

On the basis of the conducted study, it was found that wood prices in the Płock Forest District are characterised by a clear share systematic variability which means that a trend and cyclicity can be distinguished. The results of this research have also shown considerable scale of seasonal and accidental fluctuations in wood prices. The analysis of wood prices showed a growing trend for all assortments, while the dynamics of seasonal fluctuations differed depending on the assortment. Significant intensity of random fluctuations was found, which were characterised by high amplitude of deviations.

Keywords: State Forests, trend, cyclicity, seasonal fluctuations, random fluctuations, multi-annual management plan of forests.

Piotr ŁYSON
Stanisław RADKOWSKI
Wacława KRAŚNIEWSKA

Postrzeganie dziedzictwa narodowego i kultywowanie tradycji w regionach uwarunkowanych historycznie

Streszczenie. *Celem artykułu jest przedstawienie autorskiej propozycji wyodrębnienia regionów na podstawie granic historycznych (z ostatnich 400 lat, przede wszystkim granic przecinających Polskę w XIX i XX w.) oraz weryfikacja hipotezy, że granice te różnicują nasz kraj w sferze postrzegania dziedzictwa narodowego i kultywowania tradycji oraz w odniesieniu do analizowanych wskaźników społecznych.*

W opracowaniu wykorzystano dane statystyczne o postrzeganiu dziedzictwa narodowego i kultywowaniu tradycji, uogólnione dla wyodrębnionych regionów uwarunkowanych historycznie, pochodzące z cyklicznego, wieloaspektowego, ankietowego Badania spójności społecznej (BSS), przeprowadzonego przez GUS w 2015 r. Uwzględniono również dane Narodowego Instytutu Dziedzictwa (NID) o zabytkach oraz statystykę ludności według rejestru TERYT.

Największe różnice — w stosunku do przeciętnych dla kraju — wartości analizowanych wskaźników wystąpiły w przypadku: Ziemi Zachodnich i Północnych, obszaru woj. śląskiego w II RP, Galicji i wschodniej części zaboru rosyjskiego w obecnych granicach Polski (kongresowego Królestwa Polskiego) — na wschód od Wisły, Narwi i Pisy.

Słowa kluczowe: regiony uwarunkowane historycznie w Polsce, dziedzictwo narodowe, zabytki, pomniki, tablice, pamiątki kresowe, kultywowanie tradycji, Badanie spójności społecznej.

JEL: N94, N93

Celem niniejszego opracowania jest, po pierwsze, przedstawienie autorskiej koncepcji układu regionów uwarunkowanych historycznie, który może być wykorzystany do prezentowania danych z badań ankietowych, po drugie zaś — weryfikacja hipotezy, że przecinające Polskę granice historyczne różnicują nasz kraj w sferze postrzegania i kultywowania dziedzictwa narodowego oraz w odniesieniu do analizowanych wskaźników społecznych.

Układ regionów uwarunkowanych historycznie powstał w wyniku przeprowadzonej przez autorów analizy opracowań historycznych (w tym map) i weryfikacji danych ludnościowych z gmin, zagregowanych dla tych regionów. Miało to na celu uchwycenie jednostek terytorialnych wyznaczonych na podstawie granic historycznych, szczególnie tych pozostawiających najświeższy i długotrwały ślad (czyli w pierwszej kolejności granic przecinających Polskę w XIX i XX w.), z odwołaniem — w miarę możliwości — do granic przedrozbiorowych I Rzeczypospolitej Polskiej (RP). Odwołanie to było możliwe w ograniczonym zakresie ze względu na drugą przesłankę — troskę o zachowanie odpowiedniej liczebności odpowiedzi pochodzących z Badania spójności społecznej (BSS). Z tego powodu nie udało się wyróżnić jako odrębnych regionów Prus Książęcych (z Mazurami jako ich dominującym składnikiem) ani zachodnich ziem Wielkopolski i Pomorza Gdańskiego, które po I wojnie światowej nie powróciły do Polski i w okresie do 1945 r. stanowiły na terenie Niemiec odrębną jednostkę kościelną — pralaturę pilską (Pyrek; Gigilewicz, 2011).

W artykule wykorzystano przede wszystkim dane z wieloaspektowego, ankietowego Badania spójności społecznej, przeprowadzonego przez GUS w 2015 r. (GUS, 2017). Uzupełnienie stanowiły dane demograficzne z Banku Danych Lokalnych (BDL) GUS i dane o zabytkach zgromadzone przez Narodowy Instytut Dziedzictwa (NID)¹.

Obliczeń dla regionów uwarunkowanych historycznie dokonano poprzez uogólnienie wyników BSS zgodnie z danymi demograficznymi GUS. Poza nielicznymi wyjątkami (oznaczonymi w tablicach) liczebność odpowiedzi uzyskanych dla regionów uwarunkowanych historycznie nie odbiega in minus od liczebności odpowiedzi opublikowanych dla 16 województw.

Podane w opracowaniu informacje o liczbie zabytków, powierzchni i ludności w regionach uwarunkowanych historycznie uzyskano dzięki agregacji danych dla gmin. Dane pochodziły z NID (zabytki) oraz GUS (powierzchnia i ludność).

REGIONY UWARUNKOWANE HISTORYCZNIE

Polska jest krajem silnie zróżnicowanym pod względem historycznym. Wydarzenia z ostatnich 250 lat: rozbiory z okresu 1772—1795, wojny napoleońskie oraz kongres wiedeński z 1815 r. i ustabilizowanie podziału ziem polskich pomiędzy trzech zaborców na następne 100 lat (do czasu wyparcia Rosjan z kon-

¹ https://www.nid.pl/pl/Informacje_ogolne/Zabytki_w_Polsce.

gresowego Królestwa Polskiego w zaborze rosyjskim w 1915 r.), odrodzenie Polski po I wojnie światowej w nowych granicach, a następnie II wojna światowa i powojenna zmiana granic Polski sprawiły, że obecne terytorium Rzeczypospolitej Polskiej składa się:

- z ok. 54% terytorium II RP w 1939 r., złożonego z ziem trzech zaborów, według ich granic z lat 1815—1915; jest to jednocześnie ok. 2/3 terytorium III RP (209,5 tys. km²; liczba mieszkańców — ok. 28,4 mln osób, co stanowi 74% ludności dzisiejszej Polski);
- z Ziemi Zachodnich i Północnych, określanych po II wojnie światowej jako Ziemi Odzyskane, stanowiących ok. 1/3 terytorium III RP (103,2 tys. km²; liczba mieszkańców — ok. 10,1 mln osób, tj. 26% ludności dzisiejszej Polski); są to obszary pogranicza przywrócone Polsce w przypadku:
 - Gdańska oraz zachodniej części historycznej Wielkopolski (m.in. Międzyrzecz, Skwierzyna, Babimost, Kargowa i Wschowa) po 152 latach,
 - Warmii i Powiśla (m.in. Olsztyn, Elbląg i Malbork), zachodniej części Pomorza Gdańskiego (m.in. Człuchów) oraz północnej Wielkopolski (m.in. Piła i Wałcz) po 173 latach, zaś:
 - Śląska po ok. 600 latach,
 - ziemi lubuskiej po ok. 700 latach,
 - Pomorza Zachodniego po ok. 800 latach.

Dzieje ostatnich ponad 200 lat na ziemiach polskich, a w szczególności podział spowodowany ówczesnym przebiegiem granic państwowych (Altenberg, Seyfarth, Wende i S-ka, ante 1920; Cieślarski, 1966; Kieniewicz, 1987; Krzyżanowski i Kumaniecki, 1915), są widoczne do dzisiaj, na co wskazują wyniki wielu badań; dotyczy to w szczególności istniejącej w latach 1815—1915 granicy zaborów pruskiego i rosyjskiego. Dodatkowe uwarunkowania wynikają, z jednej strony, z przebiegu wcześniejszych granic, np. Małopolski czy Śląska, z drugiej zaś — ze szczególnych doświadczeń historycznych, takich jak np. wojna polsko-bolszewicka tocząca się w latach 1919 i 1920, okupacja sowiecka 1939—1941 czy zajęcie przez wojska sowieckie już w 1944 r. ziem polskich na wschód od Wisły znajdujących się pod okupacją niemiecką. Ponadto powojenne przesunięcie granic Polski na zachód wiązało się w dużym stopniu z wymuszoną migracją milionów ludzi, w tym Polaków z utraconych Kresów Wschodnich II RP.

Ze względu na powyższe uwarunkowania oraz konieczność zachowania odpowiedniej liczebności respondentów BSS z 2015 r., na podstawie którego obliczono prezentowane wyniki, przyjęto następujący układ regionów uwarunkowanych historycznie²:

- Galicja, czyli ziemie zaboru austriackiego po 1815 r. (razem z istniejącą do 1846 r. Rzeczpospolitą Krakowską) w granicach III RP — obszar obejmujący południową część historycznej Małopolski;

² Układ regionów uwarunkowanych historycznie opracował Piotr Łysoń, z wykorzystaniem wstępnej historycznej klasyfikacji gmin dokonanej przez dra Tomasza Żukowskiego.

- ziemie zaboru rosyjskiego z lat 1815—1915 w granicach III RP (w przybliżeniu na wschód od Proсны i Drwęcy³), w znacznym stopniu pokrywające się z obszarem kongresowego⁴ Królestwa Polskiego⁵; zostały one podzielone Wisłą, Narwią i Pisą na:
 - część wschodnią (w tabl. 1 oznaczoną jako 21) z prawobrzeżną Warszawą,
 - część zachodnią (w tabl. 1 — 22) z lewobrzeżną Warszawą;
- Wielkopolska i Pomorze Gdańskie w granicach II RP (wraz z Działdowem⁶ i ziemią lubawską), czyli ziemie zaboru pruskiego odzyskane w latach 1919 i 1920;
- Górny Śląsk i Śląsk Cieszyński w granicach II RP, stanowiące wówczas woj. śląskie⁷;
- Ziemie Zachodnie i Północne, czyli tereny bezpośrednio przed II wojną światową należące do Niemiec, a obecnie znajdujące się w granicach III RP, wewnętrznie istotnie zróżnicowane historycznie, z których wyodrębniono następujące podregiony:
 - część wschodnią (w tabl. 1 — 51), składającą się z należących do I RP: Gdańska — do 1793 r., Powiśla i Warmii — do 1772 r. oraz Prus Książęcych (których główną częścią są Mazury) — stanowiących do 1657 r. lenno Korony;
 - część zachodnią (w tabl. 1 — 52), położoną na zachód od granic II RP, składającą się z należących do I RP zachodniej części Pomorza Gdańskiego (m.in. z Człuchowem) i północnych krańców Wielkopolski (m.in. z Piłą i Wąlczem) — do 1772 r. oraz zachodnich krańców Wielkopolski (m.in.: Międzyrzecz, Skwierzyna, Babimost, Kargowa i Wschowa) — do 1793 r., po I wojnie światowej wchodzących w skład odrębnej jednostki kościelnej zwanej prałaturą pilską, a także ze znajdujących się dłużej poza granicami Polski: Pomorza Zachodniego (od XII w.), ziemi lubuskiej (od XIII w.) i Śląska (od XIV w., trzeba jednak pamiętać o księstwach piastowskich na Śląsku, istniejących nawet do XVII w., oraz władzy Jagiellonów⁸ w Czechach i na Śląsku w XV i XVI w.).

³ Obejmujące: wschodnie pogranicze Wielkopolski, część Kujaw, ziemię dobrzyńską, ziemię siedradzką, ziemię łęczycką, Mazowsze, północną część Małopolski, Podlasie oraz Polesie na lewym brzegu Bugu.

⁴ Określenia *kongresowe* i *kongresówka* pochodzą od kongresu wiedeńskiego z 1815 r., na którym ustanowiono porządek europejski na niemal 100 lat.

⁵ Przy czym rejon Białegostoku (na lewym brzegu Biebrzy, prawym brzegu Narwi, na wschód od linii Suraz—Ciechanowiec i dalej na lewym brzegu Nurca i prawym Bugu) należał do I RP i znajdował się w zaborze rosyjskim, ale poza kongresowym Królestwem Polskim. Z kolei północno-wschodnie tereny kongresowego Królestwa Polskiego nad Niemnem leżą obecnie w granicach Litwy i Białorusi. W dalszej części artykułu, dla uproszczenia, zabór rosyjski (kongresówka) jest rozumiany jako obszar obejmujący rejon Białegostoku.

⁶ Działdowo w okresie I RP należało do Prus Książęcych, a od XVIII w. — do Królestwa Prus.

⁷ W 1939 r. włączono do niego Śląsk Cieszyński na lewym brzegu Olzy. Po II wojnie światowej przywrócono granicę polsko-czechosłowacką z okresu 1920—1938.

⁸ Władysława Jagiellończyka (syna króla Polski Kazimierza Jagiellończyka) i jego syna Ludwika Jagiellończyka.

Część zachodnia Ziem Zachodnich i Północnych została ze względów historycznych podzielona na dwie części:

- Pomorze Zachodnie z ziemią lubuską i prałaturą pilską (w tabl. 1 — 521);
- historyczny Śląsk (w tabl. 1 — 522) wraz z niewielkim fragmentem Łużyc znajdujących się w granicach III RP (Łużyc Dolnych w woj. lubuskim i Łużyc Górnych w woj. dolnośląskim).

TABL. 1. REGIONY UWARUNKOWANE HISTORYCZNIE W OBECNYCH GRANICACH RP
(stan w dniu 30 VI 2015 r.^a)

Wyszczególnienie	Symbol	Ludność w mln		Odsetek ludności wiejskiej	Powierzchnia w tys. km ²	Ludność na 1 km ²
		ogółem	w tym na wsi			
P o l s k a	x	38,45	15,38	40,0	312,7	123
Galicja	1	5,54	3,01	54,4	32,2	172
Zabór rosyjski (kongresowe Królestwo Polskie^b)	2	14,97	6,34	42,4	129,2	116
Część wschodnia ^c	21	5,22	2,32	44,4	57,3	91
Część zachodnia	22	9,75	4,03	41,3	71,9	135
Wielkopolska i Pomorze w II RP	3	5,49	2,28	41,6	43,8	125
Województwo śląskie w II RP	4	2,38	0,42	17,5	4,3	558
Ziemie Zachodnie i Północne	5	10,09	3,33	33,0	103,2	98
Część wschodnia (Gdańsk, Powiśle, Warmia i Mazury)	51	2,14	0,68	32,0	25,7	83
Część zachodnia	52	7,95	2,65	33,3	77,5	103
Pomorze Zachodnie z ziemią lubuską i prałaturą pilską	521	2,75	0,97	35,1	39,5	70
Śląsk z Łużycami	522	5,20	1,68	32,3	38,0	137

a Ze względu na termin realizacji BSS w 2015 r. przyjęto dane ludnościowe z połowy roku. b Wraz z okolicami Białegostoku, znajdującymi się w zaborze rosyjskim, ale poza kongresowym Królestwem Polskim. c Na wschód od Wisły, Narwi i Pisy.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS.

Tablica 1 przedstawia powierzchnię, ludność, gęstość zaludnienia i odsetek ludności wiejskiej w analizowanych regionach uwarunkowanych historycznie. Największą gęstością zaludnienia cechuje się woj. śląskie w II RP (558 os./km²), a najniższą (poniżej 100 os./km²): Pomorze Zachodnie z ziemią lubuską i prałaturą pilską (70 os./km²), wschodnia część Ziem Zachodnich i Północnych (83 os./km²) oraz wschodnia część zaboru rosyjskiego w obecnych granicach Polski (91 os./km²). Najwyższy odsetek ludności wiejskiej charakteryzuje Galicję (54,4%), przy relatywnie dużej gęstości zaludnienia (172 os./km²), najniższy zaś — woj. śląskie w II RP (17,5%). Zwraca uwagę wyraźnie niższy niż w pozostałych regionach Polski uwarunkowanych historycznie odsetek ludności wiejskiej na Ziemiach Zachodnich i Północnych⁹ — ok. 33%, przy ok. 40% zarówno dla całej Polski, jak i kongresowego Królestwa Polskiego oraz Wielkopolski i Pomorza w granicach II RP.

⁹ Oprócz woj. śląskiego w granicach II RP, gdzie odsetek ten jest jeszcze niższy.

REGIONY UWARUNKOWANE HISTORYCZNIE W GRANICACH III RP



Regiony historyczne:

Zabór rosyjski
(kongresowe Królestwo Polskie):

- część zachodnia
- część wschodnia
- rejon Białegostoku

- Wielkopolska i Pomorze w II RP
- ziemie należące do I RP odzyskane w 1945 r.
- województwo śląskie w II RP
- Galicja
- Rzeczpospolita Krakowska do 1846 r.

Ziemie Zachodnie i Północne:

- Gdańsk, Powiśle, Warmia i Mazury
- Pomorze Zachodnie z ziemią lubuską i pralaturą pilską
- Śląsk z Łużycami

Źródło: opracowanie Piotra Łysonia (merytoryczne) i Anny Tupaczewskiej (graficzne) na podstawie: Altenberg in. (ante 1920); Leszczycki (1973—1978); Litak (2006); Romer (1916); <http://www.codgik.gov.pl>; http://www.tuczno.koszalin.opoka.org.pl/kosciol_parafialny/pralatura_pilska.html.

Warto krótko uzasadnić kształt analizowanych regionów uwarunkowanych historycznie, przedstawionych w tabl. 1 i na mapie. Podział według granic II RP i wcześniejszych granic zaborów z lat 1815—1915, częściowo omówiony już wcześniej, nie wymaga szczegółowej argumentacji. To właśnie te granice i ich zmiany uwarunkowały obecną strukturę ludności. Na Ziemiach Zachodnich i Północnych jest to w zdecydowanej większości społeczność, która ukształtowała się w wyniku wojennych i powojennych przesiedleń, w istotnej części składająca się z potomków mieszkańców Kresów Wschodnich II RP, przesiedlonych tu po II wojnie światowej. Z kolei granice trzech zaborów z lat 1815—1915 — okresu silnych przemian społecznych, gospodarczych i rozbudowy infrastruktury — pozostawiły trwałe zróżnicowanie w wielu sferach, m.in.: zagospodarowania przestrzennego, struktury agrarnej, stopnia zurbanizowania czy rozwoju infrastruktury i przemysłu, a także w sferze społecznej.

Podział obszaru zaboru rosyjskiego (kongresówki) w obecnych granicach Polski wzdłuż Wisły, Narwi i Pisy wynika z faktu, że tak zdelimitowana część wschodnia znacznie silniej niż zachodnia doświadczyła walk powstania listopadowego; także inwazja bolszewicka z 1920 r. (Davies, 2011) rozgrywała się przede wszystkim na tych terenach¹⁰. Wejście wojsk sowieckich na ziemie polskie w 1944 r.¹¹ i związane z tym intensywne działania NKWD oraz służb bezpieczeństwa tworzonej w owym czasie Polski Ludowej (w szczególności przeciwko Armii Krajowej, jej żołnierzom i wspierającej ją ludności cywilnej¹²) również miało miejsce we wschodniej części kongresówki. Ponadto ziemie polskie w okolicach Białegostoku¹³, a także Przemyśla (w Galicji) na prawym brzegu Sanu w latach 1939—1941 były okupowane nie przez Niemców, lecz przez Sowieców. Wyniki uzyskane z BSS z 2015 r. potwierdziły założenie o zasadności geograficznego podziału kongresówki wzdłuż Wisły, Narwi i Pisy.

Wyodrębnienie Pomorza Gdańskiego i Wielkopolski w granicach II RP jako oddzielnych regionów nie było możliwe — jak już wspomniano — z powodu niedostatecznej liczebności próby, w związku z czym przyjęto, że ziemie zaboru pruskiego w granicach II RP będą stanowiły jeden region uwarunkowany historycznie.

Dogłębsze analizy wstępne były niezbędne w celu sklasyfikowania Górnośląska i Śląska Cieszyńskiego. Ostatecznie, ze względów historycznych i społecznych, za jeden region uwarunkowany historycznie uznano woj. śląskie

¹⁰ W części zachodniej były to jedynie obszary północnego Mazowsza na prawym brzegu Wisły.

¹¹ Podczas II wojny światowej wojska sowieckie powtórnie przekroczyły wschodnią granicę II RP w styczniu 1944 r.

¹² W późniejszym okresie także przeciwko polskim podziemnym organizacjom niepodległościowym po II wojnie światowej.

¹³ W tym przypadku okolice Białegostoku oznaczają teren zajęty przez Sowieców w 1939 r., obejmujący większość obecnego woj. podlaskiego (bez okolic Suwałk i terenów kurpiowskich na prawym brzegu Pisy i Narwi) oraz wąski pas obecnego woj. mazowieckiego na prawym brzegu Bugu przy granicy z woj. podlaskim.

z okresu II RP, pomimo relatywnie małej liczebności próby oraz faktu, że Śląsk Cieszyński przed I wojną światową znajdował się w granicach Austro-Węgier, zaś północna część ówczesnego woj. śląskiego należała przed 1922 r. (od połowy XVIII w.) do Prus, wraz z większością obszaru historycznego Śląska. Jest to zatem region uwarunkowany historycznie i zdelimitowany od zachodu granicą II RP, a od wschodu — historyczną granicą Śląska i Małopolski ukształtowaną w XV w.

Wewnętrzny podział Ziemi Zachodnich i Północnych, wyraźnie wyodrębnionych granicami państwowymi II i III RP, wynika z kombinacji czynników geograficznych i historycznych. Warto podkreślić fakt, że w populacji Ziemi Zachodnich i Północnych ok. 20% stanowią mieszkańcy ziem należących do I RP tuż przed rozbiorami.

TABL. 2. ZIEMIE ZACHODNIE I PÓŁNOCNE (stan w dniu 30 VI 2015 r.)

Wyszczególnienie	Ludność w mln		Odsetek ludności wiejskiej	Powierzchnia w tys. km ²	Ludność na 1 km ²
	ogółem	w tym na wsi			
O g ó ł e m	10,09	3,33	33,0	103,2	98
Część wschodnia	2,14	0,68	32,0	25,7	83
Gdańsk i Powiśle	0,90	0,18	19,9	3,7	246
Warmia	0,38	0,11	30,7	4,7	80
Mazury	0,86	0,39	45,4	17,3	50
Część zachodnia	7,95	2,65	33,3	77,5	103
Pomorze Zachodnie z ziemią lubuską i prałaturą pilską	2,75	0,97	35,1	39,5	70
Pomorze Zachodnie z ziemią lubuską	2,21	0,73	33,2	29,7	74
prałatura pilską	0,54	0,23	43,1	9,8	55
Śląsk z Łużycami ^a	5,20	1,68	32,3	38,0	137
Górny Śląsk poza II RP	1,41	0,45	31,9	8,0	175
Dolny Śląsk z Łużycami	3,79	1,23	32,5	30,0	127

a Granicę pomiędzy Dolnym a Górnym Śląskiem stanowią (w przybliżeniu) rzeki Nysa Kłodzka (poniżej Nysy) i Stobrawa, wschodnie granice gmin Glucholazy i Nysa oraz zachodnia granica gminy Gorzów Śląski.

Źródło: jak przy tabl. 1.

Wschodnia część Ziemi Zachodnich i Północnych obejmuje Gdańsk (największe miasto I RP), Powiśle, Warmię i Mazury, a więc w całości ziemie, które albo były do rozbiorów częścią I RP (oprócz Gdańska m.in. Olsztyn, Elbląg i Malbork), albo stanowiły lenno Korony do 1657 r. (Prusy Książęce, których największą częścią są Mazury). Charakterystyczne dla tego obszaru jest występujące po II wojnie światowej osadnictwo Kresowiaków, a także znaczący udział Kurpiów i osób z Podlasia¹⁴ w strukturze ludności, szczególnie wzdłuż przedwojennych

¹⁴ Zgodnie z mapą 47 *Narodowego Atlasu Polski* (Leszczycki, 1973—1978), w 1950 r. osoby pochodzące z terenu ówczesnego woj. białostockiego stanowiły ponad 50% mieszkańców pow. gołdapskiego, oleckiego, etckiego i piskiego, a pochodzące z woj. warszawskiego — prawie 50% mieszkańców pow. szczycieńskiego i nidzickiego.

nej granicy polsko-niemieckiej. Tuż po II wojnie światowej istotny był także odsetek Warmiaków i Mazurów¹⁵, będących potomkami osadników z Mazowsza z wcześniejszych wieków. Jako społeczność pogranicza polsko-niemieckiego żyjąca pod władzą pruską znajdowali się oni pod silnym wpływem działań germanizacyjnych, zachowali jednak więzi z kulturą polską (Eberhardt, 1995; Gawryszewski, 2005; Kuroński, 1939; Preussische Statistik, 1864; Wielhorski, 1932). W roku 1947 na Mazury trafili także Ukraińcy i Łemkowie wysiedleni z południowo-wschodniej Polski w ramach akcji Wisła.

Pomimo istotnych różnic (jeszcze z okresu przedrozbiorowego) pomiędzy protestanckimi Prusami Książęcymi a należącymi do I RP, w większości katolickimi, Prusami Królewskimi, Gdańsk, Powiśle, Warmię i Mazury ujęto w jednym podregionie uwarunkowanym historycznie. Za takim rozwiązaniem przemawiają zarówno względy geograficzne (podział Ziem Zachodnich i Północnych na części wschodnią i zachodnią), jak i zbyt mała liczebność próby BSS z 2015 r., a także wspólne doświadczenia historyczne z okresu po 1793 r. oraz przebiegająca niemal równoleżnikowo granica etniczna pomiędzy ludnością polską i niemiecką w XIX w. i pierwszej połowie XX w., dzieląca ówczesne Prusy Wschodnie na część północną, gdzie dominowała ludność niemiecka¹⁶, i południową — z dominującą ludnością polską.

Część zachodnia Ziem Zachodnich i Północnych jest większa i jeszcze bardziej zróżnicowana. Oprócz obszaru prałatury pilskiej¹⁷, obejmującej ziemie należące przed rozbiorami do I RP (m.in. Wschowa, Międzyrzecz, Piła, Wałcz, Czaplinek, Złotów, Człuchów, Bytów i Lębork¹⁸), składają się na nią: Pomorze Zachodnie, ziemia lubuska, Śląsk oraz część Łużyc znajdująca się w obecnych granicach Polski.

Ze względu na specyfikę historyczną i duży udział w całej populacji Ziem Zachodnich i Północnych, z części zachodniej wyodrębniono historyczny Śląsk, znajdujący się poza granicami II RP, wraz z relatywnie małym obszarem Łużyc w granicach Polski. Warto nadmienić, że w tak zdefiniowanym podregionie mieszka ok. 50% ludności Ziem Zachodnich i Północnych. Śląsk należał do Polski niemal od początku jej istnienia i szczególnie w pierwszym, nieco ponad stuletnim okresie rozbicia dzielnicowego (1138—1241¹⁹) był dzielnicą bardzo ważną dla podzielonego kraju. W XIV w. przeszedł pod panowanie czeskie (choć nadal istniały rozdrobnione księstwa Piastów Śląskich, ostatnie do 1675 r. — Jasienica, 1990a, 1990b, 1990c). W wyniku wojen śląskich w połowie XVIII w. Śląsk został zdobyty przez Prusy i jedynie mała jego część pozostała w granicach Czech pod rządami austriackich Habsburgów.

¹⁵ W późniejszych latach większość z nich wyjechała do Republiki Federalnej Niemiec.

¹⁶ W części północno-wschodniej, wzdłuż Niemna, mieszkali Litwini.

¹⁷ Hasło *Pilska Prałatura* autorstwa Rolanda Prejsa (Gigilewicz, 2011, łamy 591—593).

¹⁸ Lębork i Bytów były okresowo lennem lub integralną częścią Korony w Rzeczypospolitej.

¹⁹ Do bitwy pod Legnicą w 1241 r.

O znaczeniu Śląska świadczą do dziś bardzo liczne zabytki z ostatniego tysiąclecia, wśród których jest wiele śladów Polski Piastów. Warto także przywołać dwóch królów z dynastii Jagiellonów na tronie czeskim — Władysława i Ludwika — władających Śląskiem, króla Zygmunta Starego, który przed objęciem tronu polskiego był księciem głogowskim, oraz króla Jana Kazimierza Wazę, chroniącego się w czasie potopu na Śląsku Opolskim (w Głogówku), którym władał tymczasowo w wyniku rozliczeń pomiędzy skoligaconymi Wazami i Habsburgami.

Drugi podregion części zachodniej Ziemi Zachodnich i Północnych jest niejednorodny. Składa się z należących do I RP ziem Wielkopolski i Pomorza, po I wojnie światowej wchodzących w skład państwa piłskiej, oraz utraconych: w XIII w. ziemi lubuskiej i w XII w. Pomorza Zachodniego, które do 1637 r. zachowało odrębność i było we władaniu skoligaconej z polskimi królami dynastii Gryfitów. Ze względu na ograniczoną liczebność próby BSS z 2015 r. niemożliwe było uzyskanie wiarygodnych wyników dla obszaru samej państwa piłskiej.

Podobnie jak w przypadku wschodniej części Ziemi Zachodnich i Północnych, także w odniesieniu do części zachodniej trzeba podkreślić znaczący udział ludności wywodzącej się z Kresów Wschodnich II RP²⁰ oraz obecność Ukraińców i Łemków przesiedlonych z południowo-wschodniej Polski w ramach akcji Wisła.

DZIEDZICTWO NARODOWE W REGIONACH UWARUNKOWANYCH HISTORYCZNIE NA PODSTAWIE WYNIKÓW BSS Z 2015 R.

W przeprowadzonym w pierwszej połowie 2015 r. BSS respondenci odpowiadali na kilka pytań o dziedzictwo narodowe²¹. Dotyczyły one występowania w ich miejscu zamieszkania lub w najbliższej okolicy zabytków, miejsc historycznych lub miejsc upamiętnienia osób czy wydarzeń oraz kultywowanych tradycji, a także stosunku do nich. Odnosiły się zarówno do dziedzictwa istniejącego w miejscu obecnego zamieszkania²², jak i do przedmiotów mających wartość historyczną, pochodzących z innych miejsc i regionów, w tym z Kresów Wschodnich dawnej RP, oraz przeniesionych stamtąd tradycji.

²⁰ Zgodnie z mapą 47 *Narodowego Atlasu Polski* (Leszczycki, 1973—1978) w 1950 r. osoby określone jako „repatrianci z ZSRR” stanowiły ponad 50% ludności w kilku powiatach na Śląsku i ziemi lubuskiej (powiaty: oławski, strzeliński, wołowski, górowski, lwówecki, rzepiński, sulęciński i świebodziński), a w pozostałych powiatach zachodniej części Ziemi Zachodnich i Północnych tworzyły także największą grupę, z wyjątkiem Górnego Śląska (także w części opolskiej) oraz niektórych powiatów Pomorza Zachodniego.

²¹ Wywiad indywidualny (z wykorzystaniem kwestionariusza BSS-11) przeprowadzono u 13,6 tys. wylosowanych do badania członków gospodarstw domowych, którzy do 31 grudnia 2014 r. ukończyli 16 lat. Szczegółowe informacje metodologiczne zamieszczono w: GUS i US w Łodzi (2017).

²² Miejsce zamieszkania oznacza w tym wypadku nie tylko miejscowość zamieszkania, lecz także jej bezpośrednie otoczenie — gminę lub najbliższą okolicę.

Zróżnicowanie wskaźników społecznych

Zróżnicowanie regionów uwarunkowanych historycznie pod względem odsetka osób, które w danej miejscowości mieszkają od co najmniej 10 lat, jest minimalne (od 98,6 do 99,3%; patrz tabl. 3). Większe różnice występują w trzech innych kategoriach osób:

- 1) osoby mieszkające w danej miejscowości od urodzenia stanowiły największy odsetek w Galicji (51,1%) oraz w zachodniej części kongresowego Królestwa Polskiego (49,7%) i w woj. śląskim w II RP (47,9%; podobny wynik otrzymano dla całego kongresowego Królestwa Polskiego — 47,3%), natomiast najniższe wartości odsetka takich osób odnotowano na Ziemiach Zachodnich i Północnych (39,9%, przy wewnętrznym zróżnicowaniu od 37,3% w części wschodniej do 41,3% na Śląsku z Łużycami);
- 2) osoby bardzo silnie lub silnie związane z miejscowością, w której mieszkają, stanowiły najmniejszy odsetek na terenie woj. śląskiego w II RP²³ (89,9%), największy zaś w Galicji (96,2%) i we wschodniej części kongresowego Królestwa Polskiego (94,2%);
- 3) osoby silnie związane z regionem, z którego pochodzą lub w którym się urodziły, stanowią najmniejszy odsetek na Ziemiach Zachodnich i Północnych w części zachodniej (85,0%), a w szczególności na Śląsku z Łużycami (83,2%), największy zaś w Galicji (91,3%) oraz we wschodniej części kongresowego Królestwa Polskiego (90,3%) i wschodniej części Ziemi Zachodnich i Północnych (89,3%; taki sam wynik otrzymano dla całego kongresowego Królestwa Polskiego).

Powyższe dane pozwalają na sformułowanie wniosku, że związek z miejscem zamieszkania okazał się najsilniejszy w Galicji i wschodniej części zaboru rosyjskiego (kongresowego Królestwa Polskiego) w obecnych granicach Polski.

Odsetek osób bardzo silnie lub silnie związanych z miejscowością, w której mieszkają, jest przeciętnie w kraju nieco niższy (o 0,4 p.proc.) niż odczuwających silny lub bardzo silny związek z Polską, ale wyższy (o 4,1 p.proc.) od odsetka respondentów bardzo silnie lub silnie związanych z regionem, z którego pochodzą lub w którym się urodziły — obszarem szerszym i definitywnie nieostrym. Deklarowanie silniejszego związku z miejscowością zamieszkania niż z regionem zauważono u respondentów ze wszystkich regionów uwarunkowanych historycznie, przy czym różnica ta wyniosła od 3,0 p.proc. w woj. śląskim w II RP do 6,1 p.proc. na Ziemiach Zachodnich i Północnych, a biorąc pod uwagę wyodrębnione części regionów uwarunkowanych historycznie — od 2,7 p.proc. w części zachodniej kongresowego Królestwa Polskiego do 8,3 p.proc. na Śląsku z Łużycami.

²³ Należy mieć na względzie relatywnie dużą gęstość zaludnienia i wysoki stopień zurbanizowania tego regionu (tabl. 1).

TABL. 3. RESPONDENCI WEDŁUG ANALIZOWANYCH CECH W % OGÓŁU BADANEJ POPULACJI PRZYPISANEJ DO REGIONÓW UWARUNKOWANYCH HISTORYCZNIE W GRANICACH III RP

Wyszczególnienie	Osoby, które						Osoby bardzo silnie lub silnie związane z				Osoby, w których życiu patriotyzm /dobro ojczyzny ma bardzo duże lub duże znaczenie		
	w miejscowości zamieszkania mieszkałą		mieszkają z rodzicami lub z jednym z rodziców, ojciec lub matka mieszkałą w tej samej miejscowości lub w innej miejscowości w Polsce w odległości do ok. 30 km		mieszkają z rodzicami lub z jednym z rodziców w wieku 16 lat		regionem, z którego pochodzą/ w którym się urodziły		miejscowości, w której mieszkałą			parafią, zborom, Kościołem lokalnym, własną wspólnotą religijną	
	co najmniej 10 lat	od urodzenia	co najmniej 10 lat	od urodzenia	co najmniej 10 lat	od urodzenia	co najmniej 10 lat	od urodzenia	co najmniej 10 lat	od urodzenia		co najmniej 10 lat	od urodzenia
O g ó ł e m	98,9	45,1	44,9	15,2	83,2	88,5	92,6	93,0	63,9	67,3			
Galicja	98,9	51,1	48,7	19,8	86,6	91,3	96,2	95,8	79,5	69,8			
Zabór rosyjski (kongresowe Królestwo Polskie)	98,9	47,3	44,0	15,5	82,4	89,3	92,5	93,8	62,6	68,2			
Część wschodnia	98,7	42,3	41,8	16,1	83,2	90,3	94,2	96,5	65,8	72,1			
Część zachodnia	99,0	49,7	45,1	15,3	82,0	88,7	91,4	92,5	60,9	66,2			
Wielkopolska i Pomorze w II RP	99,3	42,2	47,0	14,6	85,2	87,4	91,7	93,1	63,2	67,5			
Województwo śląskie w II RP	98,7	47,9	47,1	13,6	83,5	86,9	89,9	89,8	60,1	63,8			
Ziemie Zachodnie i Północne	98,7	39,9	42,8	13,3	81,7	86,2	92,3	91,4	60,0	65,7			
Część wschodnia (Gdańsk, Powiśle, Warmia i Mazury)	98,8	37,3	43,7	13,1	83,0	89,3	93,2	93,0	61,6	68,7			
Część zachodnia	98,6	40,6	42,6	13,3	81,4	85,0	91,9	90,9	59,6	64,8			
Pomorze Zachodnie z ziemią lubuską i pralaturą piłską	98,6	39,3	43,5	14,1	84,0	88,3	92,7	90,1	62,5	64,4			
Śląsk z Łużycami	98,6	41,3	42,1	12,9	79,9	83,2	91,5	91,3	58,0	65,0			

Źródło: opracowanie własne na podstawie wyników BSS z 2015 r. i danych demograficznych GUS.

Respondenci, którzy czują się bardzo silnie lub silnie związani z Polską, stanowili 93,0% ogółu — od 89,8% w woj. śląskim w II RP i 90,1% na Pomorzu Zachodnim z ziemią lubuską i prałaturą pilską do 95,8% w Galicji i 96,5% we wschodniej części kongresowego Królestwa Polskiego. Różnice pomiędzy związkiem z własną miejscowością a związkiem z Polską były niewielkie i zawierały się w przedziale od 2,6 p.proc. na korzyść związku z własną miejscowością (Pomorze Zachodnie z ziemią lubuską i prałaturą pilską) do 2,3 p.proc. na korzyść związku z Polską (wschodnia część kongresówki).

Warto porównać regiony uwarunkowane historycznie w kilku innych sferach związanych z kapitałem społecznym:

- 1) osoby, które czują się bardzo silnie lub silnie związane z parafią, zborem, Kościołem lokalnym czy własną wspólnotą religijną, stanowiły największy odsetek w Galicji (79,5%), niższy, ale nadal relatywnie wysoki odsetek odnotowano we wschodniej części kongresowego Królestwa Polskiego (65,8%), przeciętny w Wielkopolsce i na Pomorzu w II RP (63,2%, przy średniej dla Polski równej 63,9%), najniższy zaś na Ziemiach Zachodnich i Północnych (60,0%, przy rozpiętości wewnętrznej od 58,0 do 62,5%) oraz w woj. śląskim w II RP²⁴ (60,1%) i w zachodniej części kongresowego Królestwa Polskiego (60,9%);
- 2) dość podobnie jak w przypadku związku z parafią osoby nadające bardzo duże lub duże znaczenie patriotyzmowi i dobru ojczyzny stanowiły największy odsetek we wschodniej części kongresowego Królestwa Polskiego (72,1%), niewiele mniejszy w Galicji (69,8%), a także we wschodniej części Ziemi Zachodnich i Północnych (68,7%), przeciętny w Wielkopolsce i na Pomorzu w II RP (67,5%, przy średniej dla Polski równej 67,3%), a najniższy w woj. śląskim w II RP (63,8%) oraz w zachodniej części Ziemi Zachodnich i Północnych (64,8%; 64,4% na Pomorzu Zachodnim z ziemią lubuską i prałaturą pilską i 65,0% na Śląsku z Łużycami);
- 3) odsetek mieszkających z rodzicami lub jednym z rodziców, który odzwierciedla przede wszystkim wielopokoleniowość rodzin²⁵, był najwyższy w Galicji (19,8%) i stosunkowo wysoki we wschodniej części kongresowego Królestwa Polskiego (16,1%), a najniższy na Ziemiach Zachodnich i Północnych (13,3%, przy wewnętrznej rozpiętości od 12,9 do 14,1%) oraz w woj. śląskim w II RP (13,6%);
- 4) odsetek osób pozostających z co najmniej jednym z rodziców w relacji geograficznej bliskości²⁶ (przyjętej za wskaźnik zasiedziałości), odzwierciedlający pozostawanie szerzej rozumianych wielopokoleniowych rodzin w zasięgu tej

²⁴ Należy mieć na względzie relatywnie dużą gęstość zaludnienia i wysoki stopień zurbanizowania tego regionu (tabl. 1).

²⁵ W mniejszym zakresie (z uwagi na wiek osób badanych — 16 lat lub więcej — oraz wynikającą stąd małą liczebność takich osób) cecha ta odzwierciedla liczbę dzieci w wieku tuż przed uzyskaniem pełnoletniości, mieszkających z rodzicami.

²⁶ Osoby, które mieszkają z rodzicami lub z jednym z rodziców, lub których ojciec lub matka mieszkają w tej samej miejscowości lub w innej miejscowości w Polsce w odległości do ok. 30 km.

samej społeczności lokalnej²⁷, był najwyższy w Galicji (48,7%), nieznacznie niższy w woj. śląskim w II RP²⁸ oraz w Wielkopolsce i na Pomorzu w II RP (odpowiednio 47,1 i 47,0%), a najniższy we wschodniej części kongresowego Królestwa Polskiego (41,8%) oraz na Ziemiach Zachodnich i Północnych (42,8%, przy wewnętrznym zróżnicowaniu od 42,1 do 43,7%); bardzo ciekawe jest, że pod tym względem wschodnia część kongresówki okazała się podobna do Ziemi Zachodnich i Północnych;

5) odsetek osób, które w wieku 16 lat mieszkały z obojgiem rodziców (a zatem tuż przed uzyskaniem pełnoletniości dorastały w pełnej rodzinie), wyniósł od 79,9% na Śląsku z Łużycami do 86,6% w Galicji oraz 85,2% w Wielkopolsce i na Pomorzu w II RP (średnia w Polsce — 83,2%).

Wyniki przedstawione w tabl. 3 można posumować następująco: Galicja i wschodnia część kongresowego Królestwa Polskiego charakteryzują się wyższym niż przeciętny dla Polski odsetkiem osób związanych z miejscem zamieszkania, parafią i regionem, z którego pochodzą, nadających patriotyzmowi duże lub bardzo duże znaczenie, a także mieszkających razem z rodzicami lub jednym z rodziców (rodziny wielopokoleniowe). Można to zinterpretować jako większe natężenie postaw tradycyjnych w Galicji i wschodniej części kongresowego Królestwa Polskiego.

W przypadku wielu analizowanych przekrojów wyniki dla Wielkopolski i Pomorza w II RP oraz zachodniej części kongresowego Królestwa Polskiego były zbliżone do średnich dla kraju (związek z regionem, miejscowością i Polską, bardzo duże lub duże znaczenie patriotyzmu oraz zamieszkiwanie z rodzicami lub z jednym z rodziców). To ciekawy wynik, ponieważ liczne badania wskazują na wciąż silne odznaczanie się dawnej granicy zaborów pruskiego i rosyjskiego z lat 1815—1915.

Najniższe wartości w przypadku większości analizowanych cech odnotowano na Ziemiach Zachodnich i Północnych, przy relatywnie małym zróżnicowaniu pomiędzy wyodrębnionymi ich częściami, oraz w woj. śląskim w II RP (trzeba jednak pamiętać o jego specyfice, wynikającej nie tylko z przyczyn historycznych i kulturowych, lecz także, a może przede wszystkim, z dużej gęstości zaludnienia i wysokiego wskaźnika urbanizacji). Na uwagę zasługuje nieco odmienny wynik dla wschodniej części Ziemi Zachodnich i Północnych (Gdańsk, Powiśle, Warmia i Mazury) — relatywnie wysoki odsetek osób, w których życiu patriotyzm (dobro ojczyzny) ma bardzo duże lub duże znaczenie, oraz osób, które czują się silnie związane z regionem, w którym się urodziły lub z którego pochodzą.

Należy podkreślić, że skala opisanych zróżnicowań nie jest duża — rozpiętość wyników dla większości miar nie przekracza 8,3 p.proc. Może to świadczyć o stopniowym zacieraniu się różnic historycznych po II wojnie światowej. Wyraźnie większa rozpiętość wystąpiła jedynie w przypadku związku z parafią (21,5 p.proc.) i mieszkania w tej samej miejscowości od urodzenia (13,8 p.proc.).

²⁷ Definiowanej jako nie większa niż w przybliżeniu obszar jednego powiatu.

²⁸ Istotne znaczenie mają gęstość zaludnienia, stopień zurbanizowania i niewielki obszar tego regionu.

Nieco inny obraz dają odpowiedzi na pytanie odnoszące się do zasięgu migracji, czyli o mieszkanie z rodzicami lub z jednym z rodziców, a także o sytuację, gdy ojciec lub matka mieszkają w tej samej miejscowości albo w miejscowości oddalonej o nie więcej niż 30 km. Migracje na ponad 30 km okazały się relatywnie częste we wschodniej części zaboru rosyjskiego (kongresówki) w obecnych granicach Polski²⁹ oraz na Ziemiach Zachodnich i Północnych, a wyraźnie rzadsze na odległość ponad 30 km w Galicji, woj. śląskim w II RP oraz Wielkopolsce i na Pomorzu w II RP — regiony te, biorąc pod uwagę także wcześniej analizowane miary, można zatem określić jako charakteryzujące się większą zasiedziałością.

Zabytki i pamiątki materialne

Spośród ankietowanych w BSS w 2015 r. niemal 3/4 (71,0%) osób w wieku 16 lat lub więcej dostrzegło, że w miejscowości, gminie lub najbliższej okolicy ich zamieszkania znajdują się zabytki lub miejsca historyczne, a dla ponad połowy tej grupy (55,1%) miały one bardzo duże lub duże znaczenie. Trzeba jednak zaznaczyć, że odpowiedź „nie” lub „nie wiem” na pytanie o występowanie zabytków nie musi oznaczać, że zabytków faktycznie nie ma, mogą one bowiem być niedostrzegane przez respondentów.

TABL. 4. ZABYTKI NIERUCHOME I ARCHEOLOGICZNE WEDŁUG REGIONÓW UWARUNKOWANYCH HISTORYCZNIE W OBECNYCH GRANICACH POLSKI

Wyszczególnienie	Liczba zabytków nieruchomych i archeologicznych	
	w tys.	na 100 km ²
P o l s k a	83,60	27
Galicja	11,07	34
Zabór rosyjski (kongresowe Królestwo Polskie)	23,82	18
Część wschodnia	9,25	16
Część zachodnia	14,57	20
Wielkopolska i Pomorze w II RP	11,71	27
Województwo śląskie w II RP	2,37	56
Ziemie Zachodnie i Północne	34,63	34
Część wschodnia (Gdańsk, Powiśle, Warmia i Mazury)	8,57	33
Część zachodnia	26,06	34
Pomorze Zachodnie z ziemią lubuską i prałaturą pilską	7,06	18
Śląsk z Łużycami	19,00	50

Ź r ó d ł o: obliczenia własne na podstawie danych NID.

²⁹ Na większe odległości migracji we wschodniej Polsce może wpływać znacznie rzadsza sieć dużych miast.

Liczba zabytków zarejestrowanych³⁰ w poszczególnych regionach jest znacznie zróżnicowana, co zostało pokazane w tabl. 4. Zabytki częściej występują na terenach zurbanizowanych lub o dużym znaczeniu historycznym. Z drugiej strony za zabytkowy mógł zostać przez respondenta uznany obiekt, który formalnie nim nie jest. Z tabl. 4 wynika, że za region historyczny najbardziej obfitujący w zabytki należy uznać Śląsk, zarówno woj. śląskie w II RP (56 na 100 km²), jak i historyczny Śląsk, który wrócił do Polski w 1945 r. (50 na 100 km²). Najmniejsze natężenie występowania zabytków charakteryzuje natomiast obszar na wschód od Pisy, Narwi i Wisły w zaborze rosyjskim (16 na 100 km²) i Polskę północno-zachodnią (Pomorze Zachodnie z ziemią lubuską i prałaturą pilską — 18 na 100 km²). Znamienne, że największe nasycenie zabytkami występuje właśnie na historycznym Śląsku i w Galicji (historycznie: w południowej części Małopolski pod zaborem austriackim — 34 na 100 km²) oraz na terenie Gdańska, Powiśla, Warmii i Mazur (33 na 100 km²).

TABL. 5. WIEDZA O WYSTĘPOWANIU ZABYTKÓW I ICH ZNACZENIE DLA RESPONDENTÓW WEDŁUG REGIONÓW UWARUNKOWANYCH HISTORYCZNIE

Wyszczególnienie	Zabytki		Pomniki i tablice	
	występowanie	bardzo duże lub duże znaczenie	występowanie	bardzo duże lub duże znaczenie
w %				
P o l s k a	71,0	55,1	66,9	49,0
Galicja	68,9	63,8	61,5	59,2
Zabór rosyjski (kongresowe Królestwo Polskie)	67,9	56,8	66,2	50,9
Część wschodnia	69,4	54,6	68,5	49,1
Część zachodnia	67,2	58,0	65,0	51,8
Wielkopolska i Pomorze w II RP	73,3	55,2	72,6	47,6
Województwo śląskie w II RP	70,2	46,5	71,9	41,7
Ziemie Zachodnie i Północne	75,5	51,0	66,6	44,8
Część wschodnia (Gdańsk, Powiśle, Warmia i Mazury)	71,3	60,9	65,5	54,5
Część zachodnia	76,7	48,4	66,9	42,0
Pomorze Zachodnie z ziemią lubuską i prałaturą pilską	72,5	48,8	63,5	44,5
Śląsk z Łużycami	78,9	48,2	68,8	40,8

Źródło: opracowanie własne na podstawie wyników BSS z 2015 r.

Nieco odmienny był rozkład odpowiedzi na pytanie: „Czy w miejscowości, gminie lub najbliższej okolicy zamieszkania znajdują się zabytki lub miejsca historyczne?” (tabl. 5). Twierdząco odpowiedziało na nie od 78,9% responden-

³⁰ Ustawa z dnia 23 lipca 2003 r. o ochronie zabytków i opiece nad zabytkami (Dz.U. z 2017 r. poz. 2187, z późn. zm.).

tów na historycznym Śląsku z Łużycami (76,7% w całej zachodniej części Ziem Zachodnich i Północnych) do 67,9% w kongresowym Królestwie Polskim (69,4% w części wschodniej i 67,2% w zachodniej³¹) oraz 68,9% w Galicji. Zwraca uwagę fakt, że respondenci z terenu woj. śląskiego w II RP w znacznie mniejszym stopniu dostrzegali występowanie zabytków (70,2%), niż wynikałoby to z najwyższego w Polsce wskaźnika liczby zabytków na 100 km².

Osoby, które potwierdziły występowanie zabytków w najbliższej okolicy ich zamieszkania, proszone były o odpowiedź na pytanie: „Jakie znaczenie mają one [zabytki] w Pana/Pani odczuciu?”. Największy odsetek respondentów, dla których zabytki mają bardzo duże lub duże znaczenie, odnotowano w Galicji (63,8%), nieco niższy w części wschodniej Ziem Zachodnich i Północnych (60,9%), najniższy zaś w woj. śląskim w II RP (46,5%). Wyraźnie niższy niż przeciętna wartość dla Polski był także odsetek respondentów w zachodniej części Ziem Zachodnich i Północnych (48,4%).

Na pytanie: „Czy w miejscowości, gminie lub najbliższej okolicy zamieszkania znajdują się pomniki i tablice upamiętniające znanych ludzi i wydarzenia?” 66,9% respondentów odpowiedziało twierdząco. Dla niespełna połowy z nich (49,0%) miały one bardzo duże lub duże znaczenie. Występowanie pomników i tablic najczęściej dostrzegali respondenci z obszaru Wielkopolski i Pomorza w granicach II RP, który uprzednio znajdował się w zaborze pruskim (72,6%) oraz z woj. śląskiego w II RP (71,9%). Najmniejszą wartość (61,5%) odsetek ten osiągnął w Galicji. Z drugiej jednak strony pomniki i tablice miały największe znaczenie właśnie dla respondentów z Galicji (59,2% spośród tych, którzy je dostrzegali), najmniejsze zaś dla mieszkańców zachodniej części Ziem Zachodnich i Północnych (42,0%), a w dokładniejszym podziale — Śląska poza II RP (40,8%) oraz woj. śląskiego w II RP (41,7%).

Wyniki dotyczące znaczenia zabytków oraz pomników i tablic wykazują podobny rozkład na krańcach. Najwyższe wartości charakteryzują Galicję, a następnie Gdańsk, Powiśle, Warmię i Mazury (wschodnią część Ziem Zachodnich i Północnych), najniższe zaś — woj. śląskie w II RP oraz zachodnią część Ziem Zachodnich i Północnych.

Wiedza respondentów o występowaniu pamiątek kresowych w okolicy ich miejsca zamieszkania (pytanie „Czy wśród nich znajdują się pomniki bądź tablice przeniesione lub odnoszące się do dawnych Kresów Wschodnich Rzeczypospolitej?”) okazała się relatywnie nieduża w ujęciu ogólnopolskim, natomiast silnie zróżnicowana regionalnie (tabl. 6). Odsetek odpowiedzi „nie wiem” (średnia dla Polski — 34,0%) był we wszystkich regionach najwyższy: od 28,8% w części zachodniej Ziem Zachodnich i Północnych do 43,5% w woj. śląskim w II RP. W ujęciu ogólnopolskim dostrzeganie pomników i tablic kresowych zadeklarowało 15,7% ogółu respondentów. Bardzo duże lub duże znaczenie pamiątki te miały dla 46,9% osób je dostrzegających.

³¹ Mimo że nasycenie zabytkami w zachodniej części kongresówki jest nieco wyższe niż we wschodniej.

Osoby dostrzegające występowanie pomników i tablic kresowych w miejscu zamieszkania stanowiły znacznie większy odsetek mieszkańców Ziemi Zachodnich i Północnych (ok. 25%) niż w innych regionach Polski, gdzie wynosił on poniżej 15%, z wyjątkiem wschodniej części kongresowego Królestwa Polskiego (16,9%). Największy odsetek osób dostrzegających występowanie pamiątek kresowych w szerzej rozumianym miejscu zamieszkania odnotowano na Śląsku z Łużycami (28,1%)³², najniższy zaś — w woj. śląskim w II RP (4,5%)³³.

TABL. 6. WIEDZA O WYSTĘPOWANIU PAMIĄTEK KRESOWYCH I ICH ZNACZENIE DLA RESPONDENTÓW WEDŁUG REGIONÓW UWARUNKOWANYCH HISTORYCZNIE

Wyszczególnienie	Występowanie pamiątek			Bardzo duże lub duże znaczenie
	tak	nie	nie wiem	
w %				
P o l s k a	15,7	17,2	34,0	46,9
Galicja	14,0	15,1	32,4	57,7
Zabór rosyjski (kongresowe Królestwo Polskie)	13,0	18,1	35,1	45,7
Część wschodnia	16,9	16,9	34,7	45,9
Część zachodnia	11,1	18,7	35,2	45,5
Wielkopolska i Pomorze w II RP	10,4	23,9	38,3	33,9
Województwo śląskie w II RP	4,5^a	24,0	43,5	49,0^a
Ziemie Zachodnie i Północne	25,8	12,0	28,8	47,5
Część wschodnia (Gdańsk, Powiśle, Warmia i Mazury)	24,1	11,1	30,3	65,4
Część zachodnia	26,3	12,2	28,4	42,8
Pomorze Zachodnie z ziemią lubuską i prałaturą pilską	22,9	13,6	27,0	40,0
Śląsk z Łużycami	28,1	11,5	29,2	44,1

a Zjawisko istniało w wielkości mniejszej niż 50 przypadków w badanej próbie. Z uwagi na reprezentacyjną metodę badania zalecana jest ostrożność w posługiwaniu się tymi danymi.

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 5.

Trzeba też zauważyć, że największy odsetek osób, dla których pamiątki kresowe mają bardzo duże lub duże znaczenie, odnotowano wśród mieszkańców wschodniej części Ziemi Zachodnich i Północnych (Gdańska, Powiśla, Warmii i Mazur — 65,4%) oraz Galicji (57,7%), a najmniejszy — Wielkopolski i Pomorza w granicach II RP (33,9%).

³² Zgodnie z mapą 47 *Narodowego Atlasu Polski* (Leszczycki, 1973—1978) w 1950 r. osoby określone w nim jako „repatrianci z ZSRR” stanowiły największy odsetek w powiatach na historycznym Dolnym Śląsku (w przybliżeniu na zachód od Nysy Kłodzkiej i Stobrawy), Łużycach i ziemi lubuskiej.

³³ Trzeba jednak pamiętać o relatywnie niskiej liczbie respondentów w tym regionie, wynoszącej 761 osób (dla porównania: Galicja — 1702, kongresowe Królestwo Polskie — 5422, Wielkopolska i Pomorze w II RP — 1669, Ziemie Zachodnie i Północne — 4114).

Tradycje

W BSS z 2015 r. respondentom zadano również pytania: „Czy w Pana/Pani najbliższej rodzinie są kultywowane tradycje, przekazy ustne (podania, legendy), język, gwara, pieśni, tańce, zwyczaje, obrzędy, rytuały, stroje, związane: a) z regionem, w którym Pan/Pani obecnie mieszka? b) z innym niż Pan/Pani obecnie mieszka regionem Polski w aktualnych granicach? c) z dawnymi Kresami Wschodnimi Rzeczypospolitej? Jeżeli tak, to jakie znaczenie mają one w Pana/Pani odczuciu?”.

TABL. 7. KULTYWOWANIE W RODZINIE TRADYCJI ZWIĄZANYCH Z REGIONEM OBECNEGO ZAMIESZKANIA RESPONDENTA WEDŁUG REGIONÓW UWARUNKOWANYCH HISTORYCZNIE

Wyszczególnienie	Kultywowanie tradycji			Bardzo duże lub duże znaczenie
	tak	nie	nie wiem	
	w %			
P o l s k a	27,6	60,5	11,9	78,2
Galicja	36,3	52,4	11,3	79,3
Zabór rosyjski (kongresowe Królestwo Polskie)	25,8	60,7	13,5	79,0
Część wschodnia	28,0	59,8	12,2	77,4
Część zachodnia	24,7	61,2	14,1	79,9
Wielkopolska i Pomorze w II RP	27,5	61,5	11,1	78,0
Województwo śląskie w II RP	48,7	42,3	9,0	78,1
Ziemie Zachodnie i Północne	21,2	67,7	11,1	76,1
Część wschodnia (Gdańsk, Powiśle, Warmia i Mazury)	21,1	63,4	15,4	74,6
Część zachodnia	21,2	68,9	9,8	76,5
Pomorze Zachodnie z ziemią lubuską i prałaturą pilską	17,4	71,4	11,2	80,8
Śląsk z Łużycami	23,3	67,6	9,1	74,8

Źródło: jak przy tabl. 5.

Kultywowanie w najbliższej rodzinie tradycji związanych z regionem, w którym respondent mieszka obecnie, deklarowało 27,6% ogółu ankietowanych, z których 78,2% uznało, że podtrzymywanie tych tradycji ma dla nich bardzo duże lub duże znaczenie (tabl. 7). W miastach odnotowano nieco wyższy niż na wsi odsetek osób kultywujących w najbliższej rodzinie tradycje związane z regionem zamieszkania (28,6 wobec 25,5%) oraz podobny odsetek osób przywiązujących do tego bardzo duże lub duże znaczenie (78,5 wobec 77,6%)³⁴. Wyraźnie najwyższy odsetek osób kultywujących w najbliższej rodzinie tradycje

³⁴ Aby właściwie zinterpretować ten wynik, należy wziąć pod uwagę fakt mieszkania w miastach także osób, które urodziły się na obszarach wiejskich i dla których kultywowanie tradycji regionalnych ma istotne znaczenie po zmianie miejsca zamieszkania.

związane z regionem zamieszkania odnotowano wśród respondentów z woj. śląskiego w II RP (48,7%) oraz Galicji (36,3%), co można wiązać z relatywnie dużym udziałem ludności zasiedziałej na tych terenach.

Najniższy odsetek osób kultywujących tradycje miejscowe (17,4%) wystąpił wśród respondentów z Pomorza Zachodniego z ziemią lubuską i prałaturą pilską. Należy również zauważyć istotnie niższy odsetek kultywujących miejscowe tradycje na Ziemiach Zachodnich i Północnych (21,2%) w porównaniu z innymi regionami uwarunkowanymi historycznie, przy czym na Śląsku z Łużycami jest on nieco wyższy (23,3%) i niewiele odbiega od wyników uzyskanych w zachodniej części kongresowego Królestwa Polskiego (24,7%). O ile rozpiętość odsetka osób, w których najbliższej rodzinie kultywuje się tradycje miejscowe, w poszczególnych regionach uwarunkowanych historycznie (z uwzględnieniem ich podziału) była znaczna (31,3 p.proc.), o tyle odsetek osób, dla których tradycje te mają bardzo duże lub duże znaczenie, był bardzo zbliżony (rozpiętość 6,2 p.proc.).

TABL. 8. KULTYWOWANIE W RODZINIE TRADYCJI ZWIĄZANYCH Z INNYM REGIONEM POLSKI (w aktualnych granicach) NIŻ REGION OBECNEGO ZAMIESZKANIA RESPONDENTA WEDŁUG REGIONÓW UWARUNKOWANYCH HISTORYCZNIE

Wyszczególnienie	Kultywowanie tradycji			Bardzo duże lub duże znaczenie
	tak	nie	nie wiem	
w %				
P o l s k a	13,8	71,0	15,2	73,7
Galicja	16,0	67,5	16,5	80,9
Zabór rosyjski (kongresowe Królestwo Polskie)	13,0	70,8	16,2	75,0
Część wschodnia	13,0	70,2	16,8	73,2
Część zachodnia	13,0	71,1	15,9	75,9
Wielkopolska i Pomorze w II RP	13,3	72,0	14,8	71,6
Województwo śląskie w II RP	17,0	67,8	15,2	66,3
Ziemie Zachodnie i Północne	13,4	73,2	13,4	71,2
Część wschodnia (Gdańsk, Powiśle, Warmia i Mazury)	14,7	66,7	18,6	76,2
Część zachodnia	13,1	75,0	11,9	69,6
Pomorze Zachodnie z ziemią lubuską i prałaturą pilską	10,3	77,0	12,7	74,4
Śląsk z Łużycami	14,6	74,0	11,5	67,7

Źródło: jak przy tabl. 5.

Kultywowanie w najbliższej rodzinie tradycji związanych z innym regionem w aktualnych granicach Polski niż region obecnego zamieszkania respondenta deklarowało znacznie mniej osób (13,8%) niż w przypadku tradycji miejscowych (27,6%) (tabl. 8). 73,7% z nich uznało, że podtrzymywanie tej tradycji ma dla nich bardzo duże lub duże znaczenie. W miastach w porównaniu z wsią wyższy

był zarówno odsetek osób kultywujących w najbliższej rodzinie tradycje związane z innym regionem w obecnych granicach Polski (15,3 wobec 10,9%), jak i uznających te tradycje za bardzo ważne lub ważne (74,6 wobec 71,2%). W ocenie tej informacji należy uwzględnić istnienie od dziesięcioleci trendu migracji ze wsi do miast (także tych znajdujących się w innym regionie).

Interesujące, że najwyższe wartości odsetka osób kultywujących w rodzinie tradycje związane z regionem innym niż region obecnego zamieszkania odnotowano na terenie woj. śląskiego w II RP (17,0%) i Galicji (16,0%), a więc w tych regionach uwarunkowanych historycznie, w których odnotowano najwyższe wartości odsetka osób nie tylko mieszkających tam od urodzenia, lecz także kultywujących tradycje miejscowe. Może to świadczyć o znacznej liczbie osób przybywających z innych regionów do centrów gospodarczych w tych dwóch regionach, przy zachowaniu na relatywnie wysokim poziomie kultywowania zarówno tradycji miejscowych, jak i tradycji pochodzących z innego regionu (choć kultywowanie tych miejscowych jest deklarowane dwu- lub trzykrotnie częściej). Trzeba jednak zauważyć, że rozpiętość wyników dla regionów uwarunkowanych historycznie i ich części wynosiła zaledwie 6,7 p.proc. Ponadto wśród mieszkańców Galicji kultywujących tradycje przeniesione z innego regionu najwyższy był odsetek osób, dla których miało to bardzo duże lub duże znaczenie (80,9%), zaś w woj. śląskim w II RP odnotowano najniższy odsetek takich deklaracji (66,3%).

Na wzmiankę zasługują też wyższe niż przeciętne wartości odsetka podtrzymujących tradycje z innego regionu we wschodniej części Ziemi Zachodnich i Północnych (14,7%) oraz na Śląsku z Łużycami (14,6%). Na Ziemi Zachodnie i Północne w pierwszych latach po zakończeniu II wojny światowej przybyło bowiem nie tylko wielu Kresowiaków, lecz także osoby z innych regionów Polski w obecnych granicach³⁵. Najniższy odsetek wystąpił na Pomorzu Zachodnim z ziemią lubuską i prałaturą piłską (10,3%).

Podtrzymywanie tradycji związanych z Kresami Wschodnimi w ujęciu ogólnopolskim zadeklarowała nieliczna grupa respondentów — kultywowało je w najbliższej rodzinie 5,2% badanych. 74,4% z nich (podobnie jak w przypadku kultywowania tradycji z innych regionów w obecnych granicach Polski) uznało, że pielęgnowanie tradycji kresowych ma dla nich bardzo duże lub duże znaczenie (tabl. 9). Odsetek osób kultywujących tradycje kresowe w najbliższej rodzinie był wyższy w miastach niż na wsi (6,2 wobec 3,3%); odsetek

³⁵ Zgodnie z mapą 47 *Narodowego Atlasu Polski* (Leszczycki, 1973—1978) w 1950 r. w powiatach historycznego Dolnego Śląska (także zachodnie powiaty obecnego woj. opolskiego) największą grupą byli Kresowiaci (określani wówczas jako „repatrianci z ZSRR”), a przybysze z innych obszarów Polski w powojennych granicach pochodzili z wielu województw (jedynie w kilku powiatach wśród przybyszów dominowali osadnicy z woj. krakowskiego lub poznańskiego), natomiast na Pomorzu, Warmii i Mazurach w mniej więcej połowie powiatów największą grupę stanowili osadnicy z woj. białostockiego albo warszawskiego. W Gdańsku i Olsztynie oraz w powiatach: malborskim, pasłęckim, braniewskim, lidzbarskim, bartoszyckim, kętrzyńskim i giżyckim największą zwartą grupą w 1950 r. byli Kresowiaci.

przywiązujących do tego bardzo duże lub duże znaczenie był podobny (odpowiednio 74,5 i 74,2%). Najwyższe wartości odsetka osób podtrzymujących w najbliższej rodzinie tradycje kresowe odnotowano na Ziemiach Zachodnich i Północnych (8,0%, a w dokładniejszym przekroju — na Śląsku z Łużycami³⁶, gdzie wyniósł 9,0%), czyli na głównych terenach zamieszkania potomków przesiedleńców kresowych po II wojnie światowej.

**TABL. 9. KULTYWOWANIE W RODZINIE TRADYCJI
ZWIĄZANYCH Z KRESAMI WSCHODNIMI DAWNEJ RZECZYSPOLITEJ
WEDŁUG REGIONÓW UWARUNKOWANYCH HISTORYCZNIE**

Wyszczególnienie	Kultywowanie tradycji			Bardzo duże lub duże znaczenie
	tak	nie	nie wiem	
w %				
P o l s k a	5,2	74,0	20,7	74,4
Galicja	4,6	71,4	24,0	65,5
Zabór rosyjski (kongresowe Królestwo Polskie)	4,1	73,2	22,7	78,7
Część wschodnia	5,3	70,5	24,1	75,0
Część zachodnia	3,5	74,5	21,9	81,5
Wielkopolska i Pomorze w II RP	5,0	76,8	18,2	74,3
Województwo śląskie w II RP	2,4^a	72,7	24,9	71,7^a
Ziemie Zachodnie i Północne	8,0	75,4	16,6	73,8
Część wschodnia (Gdańsk, Powiśle, Warmia i Mazury)	7,9	70,9	21,2	72,8
Część zachodnia	8,0	76,7	15,3	74,0
Pomorze Zachodnie z ziemią lubuską i prałaturą pilską	6,3	78,8	14,9	70,6
Śląsk z Łużycami	9,0	75,5	15,5	75,3

a Zjawisko istniało w wielkości mniejszej niż 50 przypadków w badanej próbie. Z uwagi na reprezentacyjną metodę badania zalecana jest ostrożność w posługiwaniu się tymi danymi.

Źródło: jak przy tabl. 5.

Wyraźnie najniższy odsetek kultywujących tradycje kresowe (2,4%³⁷) wystąpił wśród mieszkańców woj. śląskiego w II RP, najsilniej w kraju podtrzymujących zarówno tradycje miejscowe, jak i tradycje z innego regionu Polski w obecnych granicach.

Największy wśród kultywujących tradycje kresowe odsetek osób, dla których tradycje te miały bardzo duże lub duże znaczenie, odnotowano w zachodniej części kongresowego Królestwa Polskiego (81,5%), a najmniejszy — wśród

³⁶ Warto raz jeszcze podkreślić relatywnie największy udział ludności pochodzenia kresowego w powiatach na historycznym Dolnym Śląsku w strukturze ludności w 1950 r. (obecne woj. dolnośląskie, południowa część woj. lubuskiego i zachodnie powiaty woj. opolskiego).

³⁷ Trzeba jednak pamiętać o niskiej liczebności odpowiedzi udzielonych w tym regionie w BSS z 2015 r.

mieszkańców Galicji (65,5%), gdzie (podobnie jak w woj. śląskim w II RP) znacznie silniejsze niż przeciętnie w Polsce jest przywiązanie do tradycji zarówno miejscowych, jak i przeniesionych z innego regionu kraju w obecnych granicach.

Z danych wynika, że w ujęciu ogólnokrajowym tradycje związane z regionem obecnego zamieszkania kultywuje niewiele ponad 25% respondentów, te związane z innym regionem w obecnych granicach Polski — ok. 14%, zaś tradycje kresowe — ok. 5%. Wyraźnie jednak zaznacza się zróżnicowanie pomiędzy regionami uwarunkowanymi historycznie. Województwo śląskie w II RP oraz Galicję można określić jako regiony o silnym przywiązaniu do tradycji i wyraźnej dominacji kultywowania tradycji miejscowych, choć odnotowano tu także ponadprzeciętny odsetek osób kultywujących tradycje z innego regionu w obecnych granicach Polski. Ziemie Zachodnie i Północne charakteryzują się zaś wyraźnie wyższym niż przeciętny dla kraju odsetkiem osób podtrzymujących tradycje kresowe (choć i tu stanowią one wyraźną mniejszość) oraz zbliżonym do przeciętnego dla kraju przywiązaniem do tradycji innego regionu Polski w obecnych granicach niż region zamieszkania, a także najniższym w Polsce odsetkiem osób kultywujących tradycje miejscowe. Wśród trzech wyodrębnionych części Ziemi Zachodnich i Północnych najniższe wartości wskaźników kultywowania tradycji (zarówno miejscowych, jak i kresowych oraz z innego regionu Polski w obecnych granicach) cechują Pomorze Zachodnie z ziemią lubuską i prałaturą pilską. Pod względem kultywowania różnych tradycji wyniki podobne jak dla kraju odnotowano w Wielkopolsce i na Pomorzu w II RP oraz w zaborze rosyjskim (kongresowym Królestwie Polskim), przy czym odsetek kultywujących tradycje zarówno miejscowe, jak i kresowe w jego części wschodniej był wyższy o 2—3 p.proc. niż w części zachodniej.

WNIOSKI

Przedstawione wyniki, odnoszące się do szerokiego zakresu zagadnień związanych zarówno z materialnym, jak i niematerialnym dziedzictwem³⁸ narodowym oraz charakterystyką regionów uwarunkowanych historycznie — pod względem związku z rodziną, parafią czy wspólnotą religijną, małą ojczyzną oraz Polską, a także w odniesieniu do osadnictwa w pobliżu lub z dala od rodziców czy miejsca urodzenia — skłaniają do sformułowania następujących wniosków:

- Bardzo istotnie wyróżnia się Galicja (południowa część historycznej Małopolski — do 1918 r. pod zaborem austriackim), która charakteryzuje się najwyższym w kraju przywiązaniem do wartości tradycyjnych: Polski, parafii czy wspólnoty religijnej. Jest też regionem o największej zasiedziałości, czyli

³⁸ Konwencja UNESCO w sprawie ochrony niematerialnego dziedzictwa kulturowego, sporządzona w Paryżu dnia 17 października 2003 r., ratyfikowana przez Rzeczpospolitą Polską w 2011 r. (Dz.U. z 2011 r. nr 172, poz. 1018).

o najwyższym odsetku osób, które mieszkają w tej samej miejscowości od urodzenia lub w odległości do ok. 30 km od miejsca zamieszkania rodziców. Jest to również region o najwyższym w Polsce odsetku osób odczuwających silny związek z małą ojczyzną: miejscem zamieszkania czy regionem urodzenia i osób, które mieszkały z obojgiem rodziców w wieku 16 lat, oraz o prawie najwyższym wskaźniku kultywowania miejscowej tradycji (po woj. śląskim w II RP) i odsetku osób, w których życiu patriotyzm (dobro ojczyzny) ma bardzo duże lub duże znaczenie (po wschodniej części kongresowego Królestwa Polskiego).

- Ziemie Zachodnie i Północne, pomimo pewnych wewnętrznych zróżnicowań, stanowią region o relatywnie małej zasiedziałości oraz nieco niższym niż przeciętne dla Polski przywiązaniu do tradycyjnych wartości (Polski, patriotyzmu, parafii czy wspólnoty religijnej), a także miejscowości czy regionu. Jedynie w części wschodniej (Gdańsk, Powiśle, Warmia i Mazury) przywiązanie do Polski, patriotyzmu oraz miejscowości czy regionu jest nieco wyższe i pozostaje na poziomie bliskim średniej dla kraju. Znacznie większe niż średnie w Polsce jest natomiast przywiązanie do pamiątek i tradycji przeniesionych z Kresów Wschodnich dawnej Rzeczypospolitej, pomimo relatywnie małej skali tego zjawiska. Warto podkreślić specyfikę Śląska z Łużycami, gdzie mieszka ok. 50% ogółu ludności Ziemi Zachodnich i Północnych. Region ten charakteryzuje się nie tylko najwyższymi wskaźnikami obecności przeniesionego kresowego dziedzictwa narodowego, lecz także największym odsetkiem osób dostrzegających miejscowe materialne dziedzictwo narodowe (zabytki, pomniki i tablice), co w znacznej mierze jest pochodną wyjątkowo dużej obfitości zabytków na historycznym Śląsku. Wśród trzech wyodrębnionych części Ziemi Zachodnich i Północnych najniższe wartości wskaźników kultywowania tradycji (zarówno miejscowych, jak i kresowych oraz pochodzących z innego regionu Polski w obecnych granicach) cechują Pomorze Zachodnie z ziemią lubuską i prałaturą pilską.
- Specyficznym regionem uwarunkowanym historycznie jest woj. śląskie w II RP, które cechuje niewielki obszar, gęste zaludnienie i wyjątkowo duży odsetek ludności miejskiej. Uwarunkowania te trzeba mieć na względzie, odnosząc się do danych statystycznych. Województwo śląskie w granicach II RP charakteryzuje się, z jednej strony, bardzo silnym przywiązaniem do materialnego i niematerialnego miejscowego dziedzictwa narodowego oraz wskaźnikami zasiedziałości powyżej przeciętnej dla Polski, z drugiej zaś — przywiązaniem do tradycyjnych wartości (Polska, patriotyzm, parafia czy wspólnota religijna) na podobnym poziomie jak na Ziemiach Zachodnich i Północnych, nieco niższym niż średnia dla Polski. Wyjątkowo niskie, a nawet najniższe w Polsce wartości mają tu wskaźniki obrazujące obecność dziedzictwa przeniesionego z Kresów Wschodnich dawnej Rzeczypospolitej, zaś najwyższy w Polsce jest wskaźnik kultywowania tradycji miejscowej, jak również tradycji innego regionu w obecnych granicach Polski.

- Pozostałe regiony uwarunkowane historycznie, tj. Wielkopolska i Pomorze w II RP oraz kongresowe Królestwo Polskie (podzielone na części wschodnią i zachodnią), mają charakterystykę zbliżoną do ogólnopolskiej. Ale i tu występują ciekawe różnice. Część wschodnia kongresówki z jednej strony charakteryzuje się, podobnie jak Ziemie Zachodnie i Północne, niskim poziomem zasiedziałości, co prawdopodobnie jest wynikiem silniejszej migracji do dużych miast, odbywającej się też na większe odległości niż w innych częściach Polski, z drugiej zaś — wyróżnia się istotnie wyższym niż przeciętny dla kraju poziomem przywiązania do tradycyjnych wartości (Polska, patriotyzm, parafia czy wspólnota religijna), podobnie jak Galicja. Wielkopolska i Pomorze w II RP charakteryzują się znacznie wyższym niż przeciętny dla kraju odsetkiem osób dostrzegających miejscowe materialne dziedzictwo narodowe (zabytki, pomniki i tablice pamiątkowe), natomiast zachodnia część kongresówki — niższymi niż przeciętne dla Polski wskaźnikami dostrzegania i kultywowania miejscowego materialnego i niematerialnego dziedzictwa narodowego oraz obecności dziedzictwa przeniesionego z Kresów Wschodnich, a także mniejszym przywiązaniem do tradycyjnych wartości.
- W analizowanych aspektach związanych z dostrzeganiem i kultywowaniem materialnego i niematerialnego dziedzictwa narodowego oraz wskaźnikami charakteryzującymi przywiązanie do wartości i zasiedziałość największe różnice w stosunku do wskaźników przeciętnych dla kraju wystąpiły w przypadku: Ziemi Zachodnich i Północnych, woj. śląskiego w II RP, Galicji oraz wschodniej części kongresowego Królestwa Polskiego. Pomimo ujawniających się w wielu badaniach różnic pomiędzy obszarami po obu stronach dawnej granicy zaborów rosyjskiego i pruskiego z okresu 1815—1915 zachodnia część kongresowego Królestwa Polskiego oraz Wielkopolska i Pomorze w II RP okazały się w kilku aspektach znacznie bardziej podobne do siebie nawzajem niż do innych analizowanych regionów uwarunkowanych historycznie i zarazem w przypadku wielu prezentowanych miar osiągały wartości zbliżone do przeciętnych dla kraju.
- Regionem historycznym najbardziej obfitującym w zabytki jest Śląsk. Najuboższy pod tym względem jest natomiast obszar na wschód od Pisy, Narwi i Wisły w zaborze rosyjskim, choć niewiele większe nasycenie zabytkami występuje w północno-zachodniej Polsce (Pomorze Zachodnie z ziemią lubuską i prałaturą piłską). Zróżnicowania te nie przekładają się jednak w prosty sposób na postrzeganie zabytków w miejscu zamieszkania.
- Skala wskazanych powyżej zróżnicowań w odniesieniu do większości analizowanych miar nie jest duża, co pozwala sformułować hipotezę, że w okresie ponad 70 lat powojennej historii Polski w aktualnych granicach, pomimo silnych uwarunkowań historycznych, nastąpiło zatarcie istotnej części historycznych różnic na obecnym terytorium Rzeczypospolitej. Głębszej i odrębnej analizy wymagałoby sprawdzenie, w jakim zakresie zjawisko to dotyczy miast, a w jakim obszarów wiejskich w poszczególnych regionach uwarunkowanych

historycznie. Do takich analiz skłaniałby fakt, że odsetek ludności wiejskiej jest wyraźnie najwyższy w Galicji (54,4%), przy relatywnie dużej gęstości zaludnienia (172 os./km²), najniższy zaś — w woj. śląskim w II RP (17,5%). Warto także zwrócić uwagę na wyraźnie niższy niż w pozostałych regionach Polski uwarunkowanych historycznie³⁹ odsetek ludności wiejskiej na Ziemiach Zachodnich i Północnych — ok. 30%, przy średnio ok. 40% zarówno dla kraju, jak i dla kongresowego Królestwa Polskiego oraz Wielkopolski i Pomorza w II RP.

Podsumowanie

Pierwszy cel opracowania, jakim było stworzenie układu regionów uwarunkowanych historycznie, pozwalającego na prezentowanie z jego wykorzystaniem danych z badań ankietowych, został osiągnięty. Można nawet sformułować postulat szerszego wykorzystania przedstawionego w artykule układu regionów uwarunkowanych historycznie do publikacji wyników badań statystycznych, w tym badań ankietowych.

Na podstawie wyników niniejszego opracowania można podjąć się zweryfikowania hipotezy, że przecinające Polskę granice historyczne różnicują kraj w sferze postrzegania dziedzictwa narodowego i kultywowanie tradycji oraz w odniesieniu do analizowanych wskaźników społecznych. Hipoteza ta potwierdziła się, jednak w różnym stopniu w poszczególnych regionach uwarunkowanych historycznie i w zależności od analizowanych cech. Przykładowo, pośród wskaźników społecznych wyraźnie największa rozpiętość wyników pomiędzy regionami wystąpiła w przypadku poczucia związku z parafią (21,5 p.proc.) i zamieszkiwania w tej samej miejscowości od urodzenia (13,8 p.proc.).

Największe różnice w stosunku do przeciętnych dla kraju wartości analizowanych wskaźników, zarówno społecznych, jak i opisujących postrzeżanie dziedzictwa narodowego i kultywowanie tradycji, wystąpiły w przypadku: Ziemi Zachodnich i Północnych, obszaru woj. śląskiego w II RP, Galicji i wschodniej części zaboru rosyjskiego w obecnych granicach Polski (kongresowego Królestwa Polskiego), na wschód od Wisły, Narwi i Pisy.

dr Piotr Łysoń, mgr Stanisław Radkowski, mgr inż. Wacława Kraśniewska — *Główny Urząd Statystyczny*

LITERATURA

Altenberg, H., Seyfarth, G., Wende, E. i S-ka. (ante 1920). Królestwo Polskie i przyległe prowincje Austrii, Niemiec i Rosji w 6.ciu sekcyach. W: H. Altenberg, G. Seyfarth, E. Wende i S-ka we Lwowie. *Mapa polityczna Polski: z podziałem na województwa i powiaty: skala 1:750 000*. Lwów: H. Altenberg.

³⁹ Poza woj. śląskim w II RP, gdzie odsetek ten jest jeszcze niższy.

- Cieślars, T. (1966). *Pomorze Wschodnie w XIX i XX wieku ze specjalnym uwzględnieniem podziałów administracyjnych. Rozprawy i materiały Ośrodka Badań Naukowych im. Wojciecha Kętrzyńskiego w Olsztynie*. Olsztyn: Ośrodek Badań Naukowych im. W. Kętrzyńskiego.
- Davies, N. (2011). *Orzeł biały, czerwona gwiazda*. Kraków: Wydawnictwo Znak.
- Eberhardt, P. (1995). *Zagadnienia ludnościowe obszaru byłych Prus Wschodnich*. Zeszyty Instytutu Geografii i Przestrzennego Zagospodarowania PAN, z. 29. Warszawa: PAN.
- Gawryszewski, A. (2005). *Ludność Polski w XX wieku*. Monografie, 5. Warszawa: Instytut Geografii i Przestrzennego Zagospodarowania im. St. Leszczyckiego PAN.
- Gigilewicz, E. (red.). (2011). *Encyklopedia katolicka*. T. 15. Lublin: Towarzystwo Naukowe KUL, 2011.
- GUS, US w Łodzi. (2017). *Jakość życia w Polsce w 2015 r. Wyniki Badania spójności społecznej*. Warszawa: GUS.
- Jasienica, P. (1990a). *Polska Jagiellonów*. Warszawa: Państwowy Instytut Wydawniczy.
- Jasienica, P. (1990b). *Polska Piastów*. Warszawa: Państwowy Instytut Wydawniczy.
- Jasienica, P. (1990c). *Rzeczpospolita Obojga Narodów*. Warszawa: Państwowy Instytut Wydawniczy.
- Kieniewicz, S. (1987). *Historia Polski 1795—1918*. Warszawa: Państwowe Wydawnictwo Naukowe.
- Krzyżanowski, A., Kumaniecki, K. (1915). *Statystyka Polski*. Kraków: Skład główny w Księgarni G. Gebethnera i Sp. w Krakowie.
- Kuroński, E. (1939). *Polacy w Niemczech w urzędowych spisach ludności*. Warszawa: Instytut Badań Spraw Narodowościowych.
- Leszczycki, S. (red.). (1973—1978). *Narodowy Atlas Polski*. Wrocław: Zakład Narodowy im. Ossolińskich Wydawnictwo Polskiej Akademii Nauk.
- Litak, S. (2006). *Atlas Kościoła łacińskiego w Rzeczypospolitej Obojga Narodów w XVIII wieku*. Lublin: Towarzystwo Naukowe Katolickiego Uniwersytetu Lubelskiego Jana Pawła II.
- Międzynarodowe Centrum Kultury. (2015). *Dziedzictwo kulturowe ma znaczenie dla Europy*. Skróty raportu. Kraków: Międzynarodowe Centrum Kultury.
- Preussische Statistik. (1864). *Die Ergebnisse der Volkszählung und Volksbeschreibung nach den Aufnahmen vom 3. Dezember 1861, resp. Anfang 1862*. Berlin.
- Pyrek, M. *Historia Kościoła Katolickiego w Pile do 1951 roku*. Pobrane z: <https://pocztowki-schneidemuhi.pila.pl/historia-kosciola-katolickiego-w-pile-do-1951-roku/>.
- Romer, E. (1916). *Geograficzno-statystyczny Atlas Polski*. Warszawa i Kraków: Gebethner i Wolff.
- Wielhorski, W. (1932). *Procesy narodowościowe w Prusach Wschodnich. Sprawy Narodowościowe*, 6(1), 28—54.

Summary. *The aim of the article is to present an author's proposal to distinguish regions based on the analysis of historical borders (from the last 400 years, mainly the borders crossing Poland in the 19th and the 20th century) and to verify the hypothesis that those historical borders diversify our country in the sphere of perception and preservation of national heritage and in relation to the analysed social indicators.*

The study contains statistical data on the perception and preservation of national heritage generalised for the elaborated historically conditioned regions from the cyclic, multidimensional Social Cohesion Survey conducted by Statistics Poland in 2015. In addition, data on monuments of the National Heritage

Board of Poland and population data based on National Official Register of the Territorial Division of the Country (TERYT) were also taken into account.

The largest differences in relation to the country's average values of the analysed indicators occurred in the western and northern territories of Poland, the Śląskie voivodship area in Poland before the World War II, as well as Galicia and the eastern part of Russian partition within the present borders of Poland — east of the Vistula, Narew and Pisa rivers.

Keywords: historically conditioned regions in Poland, national heritage, monuments, statues, plaques, Eastern Borderlands memorabilia, tradition maintenance, Social Cohesion Survey.

INFORMACJE. PRZEGLĄDY. RECENZJE

Wydawnictwa GUS — październik 2018 r.



Z październikowej oferty wydawniczej warto zwrócić uwagę na **Żeglugę śródlądową w Polsce w latach 2014–2017**, która jest najnowszą edycją publikacji cyklicznej wydawanej przez Urząd Statystyczny w Szczecinie i GUS. Zawiera informacje na temat żeglugi śródlądowej, istotne z punktu widzenia tworzenia i realizacji polityki transportowej.

Opracowanie składa się z komentarza analitycznego wzbogaconego grafiką, części metodologicznej, zawierającej definicje pojęć stosowanych w statystyce dotyczącej żeglugi śródlądowej, oraz tablic z wynikami badań zarówno polskiej statystyki publicznej, jak i Eurostatu. Dostarcza danych statystycznych o śródlądowych drogach wodnych, taborze, krajowych i międzynarodowych przewozach ładunków i pasażerów oraz o relacjach ekonomicznych i nakładach inwestycyjnych w polskich przedsiębiorstwach żeglugi śródlądowej. Uwzględnia informacje o wynikach finansowych, inwestycjach, zatrudnieniu i wynagradzaniu przez podmioty świadczące usługi w zakresie żeglugi śródlądowej. Dodatkowo prezentuje dane z zakresu żeglugi śródlądowej w krajach UE.

Publikacja ukazała się w wersji polsko-angielskiej; dostępna jest także na stronie internetowej GUS. Wszystkie tablice opracowano w wersji edytowalnej (MS Excel), ułatwiającej czytelnikom dalszą analizę danych.

W październiku br. ukazały się ponadto:

- *Aktywność ekonomiczna ludności Polski II kwartał 2018 roku*,
- *Atlas statystyczny województwa zachodniopomorskiego*,
- „Biuletyn Statystyczny” nr 9/2018,
- *Ceny robót budowlano-montażowych i obiektów budowlanych — sierpień 2018 r.*,
- *Informacja o sytuacji społeczno-gospodarczej kraju — I—III kwartał 2018 r.*,

- *Koniunktura w przemyśle, budownictwie, handlu i usługach 2000—2018 — październik 2018,*
- *Ludność. Stan i struktura oraz ruch naturalny w przekroju terytorialnym w 2018 r. Stan w dniu 30 VI,*
- *Obwód kaliningradzki i województwo warmińsko-mazurskie w liczbach 2018,*
- *Poland Quarterly Statistics No. 2/2018,*
- *Pomoc społeczna i opieka nad dzieckiem i rodziną w 2017 roku,*
- *Produkcja ważniejszych wyrobów przemysłowych we wrześniu 2018 r.,*
- *Produkcja budowlano-montażowa w 2017 roku,*
- *Rocznik Statystyczny Handlu Zagranicznego 2018,*
- *Ruch graniczny oraz wydatki cudzoziemców w Polsce i Polaków za granicą w 2017 r.,*
- *Rynek wewnętrzny w 2017 r. (aneks tabelaryczny),*
- *„Wiadomości Statystyczne” nr 10/2018 (689),*
- *Wyniki finansowe podmiotów gospodarczych I—VI 2018.*

Oprac. **Justyna Gustyn**

Do Autorów

Szanowni Państwo!

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

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

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

- Autorzy artykułów, które otrzymały pozytywne recenzje, wprowadzają zasugerowane przez recenzentów poprawki i dostarczają redakcji zaktualizowaną wersję opracowania. Autorzy poświadczają w przysłanym piśmie uwzględnienie wszystkich poprawek. Jeśli pojawi się różnica zdań co do zasadności proponowanych zmian, należy wyjaśnić, które poprawki zostały uwzględnione, a w przypadku ich nieuwzględnienia przedstawić motywy swojego stanowiska.
- Kontroli poprawności stosowanych przez autorów metod statystycznych dokonują redaktorzy statystyczni.

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.

Zasady etyki publikacyjnej czasopisma „Wiadomości Statystyczne”

Redakcja „Wiadomości Statystycznych” podejmuje wszelkie starania w celu utrzymania najwyższych standardów etycznych obowiązujących w praktyce wydawniczej oraz wykorzystuje wszystkie możliwe środki mające na celu zapobieżenie nadużyciom i nierzetelności autorskiej. Przyjęte zasady postępowania obowiązujące redakcję, autorów, recenzentów i wydawcę przygotowano na podstawie wytycznych Komitetu ds. Etyki Publikacyjnej (COPE), dostępnych na stronie internetowej www.publicationethics.org.

Publikacja i autorstwo

- 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, i zależy całkowicie od oceny wartości artykułu, jego oryginalności i jasności przekazu, a także od ścisłego związku z obszarami tematycznymi.
- Artykuły są publikowane po wyrażeniu przez autorów zgody na przeniesienie autorskich praw majątkowych.

- Na autorach spoczywa obowiązek zapewnienia pełnej oryginalności przedłożonych prac, które nie mogą w żadnej części stanowić plagiatu ani zawierać fałszywych lub nieuczciwie podanych informacji. Wykorzystanie w tekście fragmentów dzieł lub stwierdzeń innych autorów należy opatrzyć właściwym przypisem lub oznaczyć jako cytaty.
- Autorzy są zobowiązani do wzięcia udziału w procesie wzajemnej recenzji (peer review).
- Opublikowane artykuły powinny zawierać listę wykorzystanych materiałów oraz (w przypadkach, których to dotyczy) informację na temat dofinansowania badań.
- Autorzy nie mogą składać do publikacji w „Wiadomościach Statystycznych” artykułów, które zostały wcześniej opublikowane w tym samym kształcie w innym wydawnictwie. Jeżeli doszło do opublikowania podobnych materiałów lub zaprezentowania ich podczas konferencji lub sympozjum naukowego, to podczas składania tekstu autor zobowiązany jest podać ten fakt.
- Redakcja „Wiadomości Statystycznych” przestrzega zasady nietolerowania przejawów nierzetelności naukowej autorów artykułów polegającej na:
 - o nieujawnianiu współautorów, mimo że wnieśli oni istotny wkład w powstanie artykułu, określanemu w języku angielskim terminem *ghostwriting*;
 - o 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.

- Jeżeli autorzy odkryją w swoim rękopisie lub tekście już opublikowanym błędy, nieścisłości lub niewłaściwe dane, powinni o tym niezwłocznie poinformować redakcję w celu dokonania korekty lub wycofania tekstu.
- Autorzy zobowiązani są do podania wszelkich źródeł finansowania badań będących podstawą treści artykułu lub udziału instytucji naukowo-badawczych, a także do wymienienia publikacji, osób lub ustaleń prawnych, które wpłynęły na charakter i wyniki ich prac.

Odpowiedzialność redakcji

- Redakcja nie może pozostawać w jakimkolwiek konflikcie interesów w odniesieniu do przyjmowanych artykułów.

- Redakcja jest odpowiedzialna za obsługę procedury wyboru recenzentów; zapewnia przy tym anonimowość i brak konfliktu interesów.
- Redakcja może przekazywać informacje dotyczące rękopisu wyłącznie autorowi, recenzentom, wydawcy lub innym doradcom redakcyjnym.
- W przypadku podjęcia decyzji o nieopublikowaniu przesłanego materiału redakcja nie może go w żaden sposób wykorzystać bez pisemnej zgody autora. Jeśli autor postanowi odwołać się od decyzji o nieopublikowaniu jego artykułu, ostateczna decyzja w tej sprawie należy do redaktora naczelnego. Redaktor naczelny może, po skonsultowaniu się z redaktorami i recenzentami oceniającymi daną pracę, zmienić początkową decyzję o nieopublikowaniu artykułu.

Odpowiedzialność recenzentów

- Recenzenci są zobligowani do zachowania obiektywności i poufności oraz powstrzymania się od osobistej krytyki. Recenzenci zawsze powinni uzasadnić swoją ocenę, przedstawiając stosowną argumentację.
- Recenzenci są zobligowani do zadeklarowania, że nie istnieje konflikt interesów w odniesieniu do badań, autorów ani instytucji finansujących badania.
- W ramach przeglądu rękopisu, w stosownych przypadkach, recenzenci powinni wskazać ważne dla wyników badań opublikowane prace, które w ich ocenie powinny zostać przywołane.
- W przypadku stwierdzenia wysokiego poziomu zbieżności treści recenzowanej pracy z innymi opublikowanymi materiałami recenzenci są zobowiązani poinformować o tym redakcję.
- Po ukończeniu recenzji recenzenci powinni zwrócić wszystkie materiały do redakcji. Ich przechowywanie przez recenzentów (w jakiegokolwiek formie) jest niedozwolone.

Zasady dotyczące procesu wydawniczego

- 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.**
- Wydawca deklaruje gotowość do opublikowania poprawek, wyjaśnień oraz przeprosin. Plagiat i świadome preparowanie danych są niedozwolone. Standardy intelektualne i etyczne zawsze mają pierwszeństwo przed potrzebami biznesowymi wydawcy.

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

- Artykuły należy przysyłać pocztą elektroniczną pod adresem:

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

- Tytuł powinien być podany w językach polskim i angielskim. Konieczne jest dołączenie skróconej informacji (streszczenia) treści artykułu (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 oraz ważniejsze wnioski.**
- Prosimy o podanie słów kluczowych, w językach polskim i angielskim, przybliżających zagadnienia w artykule.
- Prosimy również o podanie kodów klasyfikacji JEL (Journal of Economic Literature).
- **Redakcja rozpoczyna postępowanie kwalifikujące artykuł do opublikowania po spełnieniu przez autora warunku przesłania oświadczenia.**
- Pytania dotyczące przesłanego artykułu, co do jego aktualnego statusu itp., należy kierować do redakcji pod adresem: **a.swiderska@stat.gov.pl** lub telefonicznie: 22 608 32 25.

Wymogi czasopisma dotyczące przygotowania artykułu

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

1. Tekst zapisany alfabetem łacińskim. Prosimy o transliterację nazw własnych, tytułów itp. oryginalnie zapisanych innym alfabetem.
2. Edytor tekstu — Microsoft Word, format *.doc lub *.docx.
3. Czcionka:
 - o autor — Arial, wersalik, wyrównanie do lewej, 12 pkt.,
 - o tytuł opracowania — Arial, wyśrodkowany, 16 pkt.,
 - o tytuły rozdziałów i podrozdziałów — Arial, wyśrodkowany, kursywa, 14 pkt.,
 - o tekst główny — Arial, normalny, wyjustowany, 12 pkt.,
 - o przypisy — Arial, 10 pkt.
4. Marginesy przy formacie strony A4 — 2,5 cm z każdej strony.
5. Odstęp między wierszami półtorej linii oraz interlinia przed tytułami rozdziałów.
6. Pierwszy wiersz akapitu wcięty o 0,4 cm, enter na końcu akapitu.
7. Wyszczególnianie rozmaitych kategorii należy zacząć od kropek, a numerowanie od cyfr arabskich.
8. Strony powinny być ponumerowane automatycznie.
9. Wykresy, mapy i schematy powinny być zamieszczone w artykule oraz koniecznie przesłane w oddzielnym oryginalnym pliku, np. Excelu lub Corelu.

- Należy także przekazać dane, na podstawie których opracowano wykresy i schematy. Wskazówki dotyczące opracowywania map znajdują się w publikacji *Mapy statystyczne. Opracowanie i prezentacja danych*, dostępnej na stronie internetowej GUS w zakładce *Publikacje: stat.gov.pl/statystyka-regionalna/publikacje-regionalne/podreczniki-atlasy/podreczniki/mapy-statystyczne-opracowanie-i-prezentacja-danych,1,1.html*.
10. Tablice — konieczne w formie edytowalnej — należy zamieszczać w tekście zgodnie z treścią artykułu. W tablicach nie należy stosować rastrów, cieniowania, pogrubiania czy też podwójnych linii itp.
 11. Pod wykresami i tablicami należy podać informacje dotyczące źródła opracowania.
 12. Oznaczenia literowe należy wyróżniać następująco: macierze — wersalik, proste, pogrubione (np. \mathbf{P} , \mathbf{N}_{ij}); wektory — małe litery, kursywa, pogrubione (np. \mathbf{w} , \mathbf{x}_i); pozostałe zmienne — małe lub duże litery, kursywa, bez pogrubienia (np. w , x_i , Z).
 13. Stosowane są skróty: tablica — tabl., wykres — wykr.
 14. Przypisy do tekstu należy umieszczać na dole strony.
 15. W przypadku cytowania fragmentu pracy należy podać numer strony, z której pochodzi.
 16. Wykaz literatury załącznikowej i przytoczenia konkretnych prac w treści artykułu należy przygotować według stylu APA (American Psychological Association).

Zasady przywoływania pracy w tekście:

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

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

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

Zasady zapisu literatury załącznikowej:

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

- a. Artykuł w czasopiśmie, w którym każdy kolejny numer/zeszyt (*issue*) w ramach jednego rocznika ma osobną numerację stron (w każdym zeszycie pierwsza strona opatrzona jest numerem 1):

Nazwisko, X., Nazwisko2, X. Y., Nazwisko3, Z. (rok). Tytuł artykułu. *Tytuł Czasopisma, rocznik* (zeszyt), strona początku—strona końca.

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

Zakres tematyczny poszczególnych działów „Wiadomości Statystycznych”

STUDIA METODOLOGICZNE

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

STATYSTYKA W PRAKTYCE

Dział ten obejmuje prace poświęcone nowatorskim zastosowaniom w praktyce znanych narzędzi i modeli statystycznych oraz analizie i ocenie statystycznej zjawisk społeczno-ekonomicznych i innych; prace te wykorzystują w szczególności dane pochodzące z zasobów statystyki publicznej. Zamieszczane są także artykuły sygnalizujące problemy związane z projektowaniem badań statystycznych, 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. Odnosi się to zwłaszcza do problemów związanych z kształceniem w zakresie umiejętności stosowania statystyki na wszystkich poziomach edukacji, a także do wykorzystywania nowoczesnych koncepcji i metod dydaktycznych (w tym eksperymentów i pokazów) oraz pomocy naukowych w nauczaniu statystyki. Uwaga skoncentrowana jest na rozumieniu prawdopodobieństwa i statystyki, badaniach z zakresu nauczania statystyki, postaw i zachowań społecznych w odniesieniu do tej dziedziny wiedzy, jak również na rozumieniu informacji statystycznych. Ponadto ukazywane są problemy związane z prezentacją danych statystycznych oraz ich interpretacją w powszechnym obiegu informacyjnym, np. w środkach społecznego przekazu.

STATYSTYKA W SPOŁECZEŃSTWIE INFORMACYJNYM

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

Z DZIEJÓW STATYSTYKI

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

INFORMACJE. PRZEGLĄDY. RECENZJE

Dział ten obejmuje informacje o najważniejszych wydarzeniach w życiu statystyki polskiej i międzynarodowej, działalności Rady Statystyki oraz z życia Polskiego Towarzystwa Statystycznego, a także sprawozdania z prestiżowych konferencji naukowych, recenzje książek naukowych i 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.