

Cena zł 12,00
(VAT 5%)

Indeks 381306
PL ISSN 0043-518X



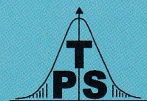
WIADOMOŚCI STATYSTYCZNE

GŁÓWNY
URZĄD
STATYSTYCZNY

POLSKIE
TOWARZYSTWO
STATYSTYCZNE

MIESIĘCZNIK
ROK LXI
WARSZAWA
SIERPIEŃ 2016

8



KOLEGIUM REDAKCYJNE

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

RADA NAUKOWA

dr Halina Dmochowska (przewodnicząca), dr hab. Bożena Balcerzak-Paradowska, prof. dr hab. Czesław Domański, dr hab. Elżbieta Gołata, prof. dr hab. Semen Matkowski, prof. dr hab. Włodzimierz Okrasa, prof. dr hab. Józef Oleński, prof. dr hab. Tomasz Panek, doc. ing. Iveta Stankovicova, prof. dr hab. Józef Zegar
Sekretarz: Justyna Gustyn

REDAKCJA

al. Niepodległości 208, 00-925 Warszawa, gmach GUS, pok. 353, tel. 22 608 32 25
<http://stat.gov.pl/czasopisma/wiadomosci-statystyczne>

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

Elżbieta Grabowska (e.grabowska@stat.gov.pl)

Wersja internetowa jest wersją pierwotną czasopisma



ZAKŁAD WYDAWNICTW STATYSTYCZNYCH

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

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

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

Wydział Korekty pod kierunkiem Bożeny Gorczyzcy, 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.

STUDIA METODOLOGICZNE

Piotr SULEWSKI

Moc testów niezależności w tablicy dwudzielczej

Streszczenie. *W literaturze statystycznej istnieje wiele miar testowych do badania niezależności cech w tablicach dwudzielczych. W zaprezentowanej pracy do analizy statystycznej wybrano tzw. statystykę chi-kwadrat, w tym statystykę χ^2 Pearsona, a także przedstawiono propozycję Autora w postaci statystyki modułowej. W celu wyeliminowania ograniczeń dotyczących statystyki chi-kwadrat, wartości krytyczne dla całej analizowanej statystyki wyznaczono symulacyjnie metodami Monte Carlo. Do porównania testów zaproponowano miarę nieprawdziwości H_0 oraz wyznaczono moc testów, czyli zdolność tablicy dwudzielczej 2×2 do odrzucenia H_0 mówiącej o tym, że między cechami X i Y nie ma związku.*

Słowa kluczowe: tablica dwudzielcza, test niezależności, wartości krytyczne, Monte Carlo.

Moc testów to prawdopodobieństwo odrzucenia hipotezy zerowej H_0 , gdy nie jest ona prawdziwa. Testy niezależności — obok m.in. testów t -studenta, Kołmogorowa czy Behrensa-Fishera — są zapewne najczęściej stosowanymi narzędziami statystycznymi. Dane do testów niezależności aranżuje się w postaci tablic dwudzielczych, a w szczególności tablic 2×2 .

W używanej często frazie „statystyka testowa ma asymptotyczny rozkład chi-kwadrat” ukryta jest nieprzyjemna prawda, że dość często rozkład statystyki testowej z powodu małych próbek odbiega od rozkładu asymptotycznego, jakim jest rozkład chi-kwadrat.

W artykule porównano rodzinę tzw. „statystyki chi-kwadrat” — w skład której wchodzi powszechnie znana i często stosowana statystyka χ^2 Pearsona — ze statystyką modułową (Sulewski, 2013). W innej pracy (Sulewski, 2014) pokazano, że tzw. „statystyki chi-kwadrat” (χ^2 Pearsona, G^2 ilorazu wiarygodności, N Neymana, KL Kullbacka-Leiblera, FT Freemana-Tukeya oraz CR Cressiego-Reada) jest wystarczająco bliska rozkładowi chi-kwadrat dla próbek liczących przynajmniej kilkaset elementów.

Korzystanie ze „statystyk chi-kwadrat” w tablicach dwudzielczych, szczególnie dla małych próbek, wiąże się ze stosowaniem różnego rodzaju ograniczeń. Na przykład ze statystyki χ^2 Pearsona można korzystać, gdy liczebność próby $n \geq 1000$ oraz wielkości oczekiwane $e_{ij} \geq 5$ dla każdego $i, j = 1, 2$ (Cochran, 1952). Jeżeli $1 \leq e_{ij} < 5$ dla pewnego $i, j = 1, 2$, to należy stosować test $n-1$ chi-kwadrat (Pearson, 1947), natomiast w przypadku $e_{ij} < 1$ dla pewnego $i, j = 1, 2$ stosuje się test Fishera-Yatesa (Campbell, 2007).

Aby wyeliminować te ograniczenia zaproponowano wyznaczenie wartości krytycznych na drodze symulacji komputerowych metodą Monte Carlo, na podstawie np. 100000 wartości statystyki testowej, co w dobie wydajnych komputerów z procesorami wielordzeniowymi nie stanowi problemu, ponieważ trwa kilkadziesiąt sekund.

Wymienione testy porównano ze względu na ich moc, czyli zdolności testu do odrzucenia hipotezy H_0 mówiącej o tym, że nie ma związku między cechami X i Y w sytuacji, gdy w rzeczywistości jest ona fałszywa.

Do wyznaczenia mocy testów tablice dwudzielcze 2×2 generowano za pomocą metody słupkowej (Sulewski, 2015b) oraz zaproponowano miarę nieprawdziwości H_0 przyjmującą różne wartości w przypadku danego schematu wyznaczania prawdopodobieństw p_{ij} ($i, j = 1, 2$), dla których H_0 jest niesłuszna.

Pierwszym celem pracy jest przedstawienie teorii dotyczącej testów niezależności dla tablicy dwudzielczej 2×2 , wprowadzenie miary nieprawdziwości H_0 oraz porównanie jakości testów za pomocą ich mocy. Drugi natomiast cel stanowi propozycja gotowego narzędzia do samodzielnego prowadzenia badań statystycznych w postaci pliku umieszczonego w Internecie, opisanego w językach polskim i angielskim.

Praca składa się z dwóch części. W części I zdefiniowano tablicę dwudzielczą 2×2 oraz siedem testów niezależności, opisano sposób wyznaczania wartości krytycznych oraz porównano jakość testów niezależności na podstawie ich mocy.

Część II zawiera implementację zastosowanej teorii, na którą składa się oprogramowanie utworzone w edytorze języka VBA (*Visual Basic for Applications*)

arkusza kalkulacyjnego Microsoft Excel w formie pliku umieszczonego w Internecie¹. Za pomocą tego pliku czytelnik może samodzielnie badać niezależność cech w tablicy dwudzielczej 2×2 wykorzystując statystykę modułową.

TABLICA DWUDZIELCZA 2×2

Tablica dwudzielcza 2×2 , która składa się z wartości n_{ij} ($i, j = 1, 2$) rozkładu łącznego cech X i Y takich, że $\sum_{i=1}^2 \sum_{j=1}^2 n_{ij} = n$.

TABL. 1. TABLICA DWUDZIELCZA 2×2 LICZEBNOŚCI

Cecha X	Cecha Y		Razem
	Y_1	Y_2	
X_1	n_{11}	n_{12}	$n_{1\bullet}$
X_2	n_{21}	n_{22}	$n_{2\bullet}$
R a z e m	$n_{\bullet 1}$	$n_{\bullet 2}$	n

Ź r ó d ł o: opracowanie własne.

Liczebności oczekiwane i -tego wiersza i j -tej kolumny wyznacza się ze wzoru:

$$e_{ij} = \frac{n_{i\bullet} \cdot n_{\bullet j}}{n} \quad (i, j = 1, 2) \quad (1)$$

Tablicę dwudzielczą 2×2 można także przedstawić wykorzystując prawdopodobieństwo p_{ij} ($i, j = 1, 2$) takie, że $\sum_{i=1}^2 \sum_{j=1}^2 p_{ij} = 1$ (tabl. 2). W odniesieniu do tabl. 1 wartości te wyznaczone są ze wzoru $p_{ij} = n_{ij} / n$ ($i, j = 1, 2$).

TABL. 2. TABLICA DWUDZIELCZA 2×2 PRAWDOPODOBIEŃSTWA

Cecha X	Cecha Y		Razem
	Y_1	Y_2	
X_1	p_{11}	p_{12}	$p_{1\bullet}$
X_2	p_{21}	p_{22}	$p_{2\bullet}$
R a z e m	$n_{\bullet 1}$	$p_{\bullet 2}$	1

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

¹ <http://www.utogim.eu/power.xlsm>.

TESTY NIEZALEŻNOŚCI W TABLICY DWUDZIELCZEJ 2×2

Do badania niezależności cech X i Y w tablicy dwudzielczej 2×2 skorzystano ze statystyki modułowej będącej modyfikacją statystyki χ^2 Pearsona (Sulewski, 2013):

$$|\chi| = \sum_{i=1}^2 \sum_{j=1}^2 \frac{|n_{ij} - e_{ij}|}{e_{ij}} \quad (2)$$

oraz z rodziny statystyki, która przy prawdziwości hipotezy H_0 dla tablicy dwudzielczej 2×2 ma asymptotyczny rozkład chi-kwadrat z 1 stopniem swobody, dlatego są określane mianem „statystyka chi-kwadrat” (Cressie, Read, 1984). Jest to statystyka:

1) χ^2 Pearsona (Pearson, 1900):

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^2 \sum_{j=1}^2 \frac{(n_{ij} - e_{ij})^2}{e_{ij}} \quad (3)$$

2) G^2 ilorazu wiarygodności (Sokal, Rohlf, 2012):

$$G^2 = 2 \sum_{i=1}^2 \sum_{j=1}^2 n_{ij} \ln \left(\frac{n_{ij}}{e_{ij}} \right) \quad (4)$$

3) N Neymana (Neyman, 1949):

$$N = \sum_{i=1}^2 \sum_{j=1}^2 \frac{(n_{ij} - e_{ij})^2}{n_{ij}} \quad (5)$$

4) KL Kullbacka-Leiblera (Kullback, 1959):

$$KL = 2 \sum_{i=1}^2 \sum_{j=1}^2 e_{ij} \ln \left(\frac{e_{ij}}{n_{ij}} \right) \quad (6)$$

5) FT Freemana-Tukeya (Freeman, Tukey, 1950):

$$FT = 4 \sum_{i=1}^2 \sum_{j=1}^2 \left(\sqrt{n_{ij}} - \sqrt{e_{ij}} \right)^2 \quad (7)$$

6) *CR* Cressiego-Reada (Cressie, Read, 1984):

$$CR = \frac{9}{5} \sum_{i=1}^2 \sum_{j=1}^2 n_{ij} \left[\left(\frac{n_{ij}}{e_{ij}} \right)^{2/3} - 1 \right] \quad (8)$$

Charakterystykę „statystyk chi-kwadrat” dla tablic dwudzielczych, trójdzielczych i czterodzielczych wraz z implementacją komputerową można znaleźć w opracowaniu Sulewskiego (2014).

Korzystając z metody Monte Carlo, w pracy Sulewskiego i Motyki (2015a) porównano jakość „statystyk chi-kwadrat” wyrażoną w funkcji mocy, przy założeniu, że asymptotycznym rozkładem statystyki testowej, przy prawdziwości hipotezy H_0 , jest rozkład chi-kwadrat. Badania wykazały, że jakość testu χ^2 Pearsona oraz *CR* Cressiego-Reada jest znacznie lepsza od pozostałych.

Liczebności n_{ij} ($i, j = 1, 2$) w tablicy dwudzielczej 2×2 są zmiennymi losowymi. Godnym uwagi jest fakt, że zmienne losowe będące odwrotnościami lub ilorazami zmiennych losowych mogą nie mieć wartości oczekiwanej i w konsekwencji także niektórych momentów wyższych rzędów. Rozkład chi-kwadrat ma wszystkie takie momenty. Badania symulacyjne potwierdziły, że statystyki (5) i (6) dla małych prób nie podlegają rozkładowi chi-kwadrat (Sulewski, 2014).

Ponadto pożądanym jest, aby poszczególne składniki statystyki testowej — gdy H_0 o niezależności cech X i Y jest słuszna — były tego samego znaku i jak najbliższe 0. Składniki statystyki (4), (6) i (8) są różnego znaku i wzajemnie się rekompensują i tylko w przypadku bardzo dużych prób podlegają rozkładowi chi-kwadrat (Sulewski, 2014). Tabl. 3 przedstawia wartości poszczególnych składników „statystyki chi-kwadrat” wyznaczonych symulacyjnie dla tablicy 2×2 i liczebności próby $n = 50$, gdy H_0 o niezależności cech X i Y jest słuszna. Tablicę dwudzielczą 2×2 wygenerowano metodą słupkową opisaną w pracy Sulewskiego (2015b) dla $p_{ij} = 0,25$ ($i, j = 1, 2$).

TABL. 3. WARTOŚCI SKŁADNIKÓW „STATYSTYK CHI-KWADRAT”

Składniki	χ^2	G^2	N	KL	FT	CR
$i=1, j=1$	0,836	-3,287	1,076	4,233	0,236	-2,017
$i=1, j=2$	1,363	4,351	0,999	-3,189	0,290	3,223
$i=2, j=1$	0,981	4,192	0,777	-3,321	0,218	3,024
$i=2, j=2$	1,600	-2,792	2,798	4,881	0,519	-1,554
Suma	4,78	2,464	5,65	2,604	1,263	2,676

Źródło: jak przy tabl. 1.

WYZNACZANIE WARTOŚCI KRYTYCZNYCH

W ostatnich kilkudziesięciu latach zaproponowano różne testy niezależności dla tablic dwudzielczych oraz opisano warunki ich stosowania szczególnie dla

małych prób, które najczęściej są przedmiotem badań statystycznych. W dobie coraz szybszych komputerów oraz z rozbudowaną pamięcią operacyjną można za pomocą stosownego oprogramowania znieść te ograniczenia i symulacyjnie wyznaczyć wartości krytyczne. Przy ich wyznaczaniu, gdy między cechami nie ma związku, zawartość tablic dwudzielczych 2×2 o wielkości próby n generowano za pomocą metody słupkowej przyjmując $p_{ij} = 0,25$ ($i, j = 1, 2$) (Sulewski, 2015b).

Niech ϖ będzie jedną z rozpatrywanych siedmiu statystyk. Dla każdej tablicy 2×2 obliczono $r = 10^5$ wartości statystyki testowej ϖ , które następnie uporządkowano w kolejności rosnącej. Wartość krytyczną na poziomie istotności $\alpha = 0,1$ wyznaczono na podstawie dziewiątego decyła ze wzoru:

$$cv_{\alpha} = \varpi_{(90000)} \quad (9)$$

Tak duża liczba powtórzeń r przy wyznaczaniu wartości statystyki testowej zapewnia uzyskanie dokładnego wyniku.

Generowanie zawartości tablic dwudzielczych innymi metodami, przy założeniu, że między cechami nie ma związku, nie miało wpływu na uzyskane wielkości wartości krytycznych.

MOC TESTU

Moc testu to prawdopodobieństwo odrzucenia hipotezy zerowej H_0 , gdy nie jest ona prawdziwa. Moc testu zależy od liczebności próby — im liczniejsza, tym większa moc. Zależy ona także od poziomu istotności testu — im niższy jego poziom, tym mniejsza moc testu oraz również od siły związku między cechami — im większa jest jego siła, tym większa jest moc testu. Więcej informacji o mocy testu można znaleźć w opracowaniu Sulewskiego (2015c).

W celu wyznaczenia mocy testu, czyli zdolności tablicy dwudzielczej do odrzucenia hipotezy mówiącej o tym, że nie ma związku między cechami X i Y , gdy w istocie związek jest, niezbędna staje się generacja tablic dwudzielczych. Dane podlegające opracowaniu muszą pochodzić z generatora liczb losowych i nie mogą być wzięte z praktyki. Uwzględniając narzuconą siłę związku między cechami, uzyskaną dzięki generatorowi liczb losowych i wyrażoną za pomocą miary nieprawdliwości H_0 danej wzorem:

$$mn = \sum_{i=1}^2 \sum_{j=1}^2 |p_{ij} - p_{i\cdot} \cdot p_{\cdot j}| \quad (10)$$

do wypełnienia tablicy dwudzielczej 2×2 skorzystano z metody „słupkowej” wykorzystującej prawdopodobieństwa p_{ij} ($i, j = 1, 2$) (Sulewski, 2015b).

Znając wartość statystyki testowej ϖ dla różnych liczebności próby n wyznaczono moc testu za pomocą wzoru $m = u/r$, gdzie u określa liczbę tych spośród $r = 10^5$ wszystkich możliwych przypadków, kiedy to wartość statystyki testowej ϖ jest nie mniejsza od wartości krytycznej cv_α .

Hipoteza zerowa H_0 — mówiąca o tym, że między cechami X i Y w tablicy dwudzielczej 2×2 nie ma związku — jest słuszna, gdy $p_{ij} = p_{i\cdot} \cdot p_{\cdot j}$ dla $i, j = 1, 2$. Zatem miara (10) przyjmuje wartość 0, gdy hipoteza H_0 jest słuszna. Im większe wartości mn , tym większa jest możliwość fałszywego H_0 . Moc testu wyznaczono ze schematów A, B, C na podstawie prawdopodobieństwa p_{ij} ($i, j = 1, 2$), dla którego hipoteza zerowa H_0 jest niesłuszna (tabl. 4). Tabl. 5 przedstawia przedziały zmienności miary mn dla omawianych schematów prawdopodobieństwa.

TABL. 4. PRAWDOPODOBIEŃSTWO UKAZUJĄCE ZWIĄZEK MIĘDZY CECAMI X I Y WEDŁUG SCHEMATÓW A, B I C (przy założeniu $p_o = 0,25$, $\Delta p = 0,025$, $k = 0,1, \dots, 9$)

Cecha X	Cecha Y	
	Y_1	Y_2
Schemat A		
X_1	$p_o - k \cdot \Delta p$	p_o
X_2	p_o	$p_o + k \cdot \Delta p$
Schemat B		
X_1	$p_o - k \cdot \Delta p$	p_o
X_2	$p_o + k \cdot \Delta p$	p_o
Schemat C		
X_1	$p_o - k \cdot \Delta p$	$p_o + k \cdot \Delta p$
X_2	$p_o + k \cdot \Delta p$	$p_o - k \cdot \Delta p$

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

TABL. 5. MIARA NIEPRAWDZIWOŚCI HIPOTEZY H_0 DLA PRZEDSTAWIONYCH SCHEMATÓW

k	Miara mn		
	schemat A	schemat B	schemat C
0	0	0	0
1	0,0025	0,05	0,1
2	0,01	0,10	0,2
3	0,0225	0,15	0,3
4	0,04	0,20	0,4
5	0,0625	0,25	0,5
6	0,09	0,30	0,6

**TABL. 5. MIARA NIEPRAWDZIWOŚCI HIPOTEZY H_0
DLA PRZEDSTAWIONYCH SCHEMATÓW (dok.)**

k	Miara mn		
	schemat A	schemat B	schemat C
7	0,1225	0,35	0,7
8	0,16	0,40	0,8
9	0,2025	0,45	0,9

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

Z tabl. 5 wynika, że miara nieprawdziwości hipotezy H_0 zmienia się w różnych przedziałach. Minimalną liczebność próby dla danego schematu tak dobrano, aby liczebności oczekiwane e_{ij} ($i, j = 1, 2$) były różne od zera. Z kolei maksymalną wartość próby ustalono tak, aby uzyskać maksymalną moc testu.

Wykr. 1 przedstawia zależność mocy testów niezależności od miary nieprawdziwości H_0 dla schematu prawdopodobieństwa A na poziomie istotności $\alpha = 0,1$ i liczebności próby $n = 50 \cdot i$ ($i = 1, 2, \dots, 4$).

Wykr. 2 prezentuje natomiast zależność mocy testów niezależności od miary nieprawdziwości H_0 dla schematu prawdopodobieństwa B na poziomie istotności $\alpha = 0,1$ i liczebności próby $n = 10 \cdot i + 15$ ($i = 1, 2, \dots, 4$).

Wykr. 3 z kolei przedstawia zależność mocy testów niezależności od miary nieprawdziwości H_0 dla schematu prawdopodobieństwa C na poziomie istotności $\alpha = 0,1$ i liczebności próby $n = 5 \cdot i + 15$ ($i = 1, 2, \dots, 4$).

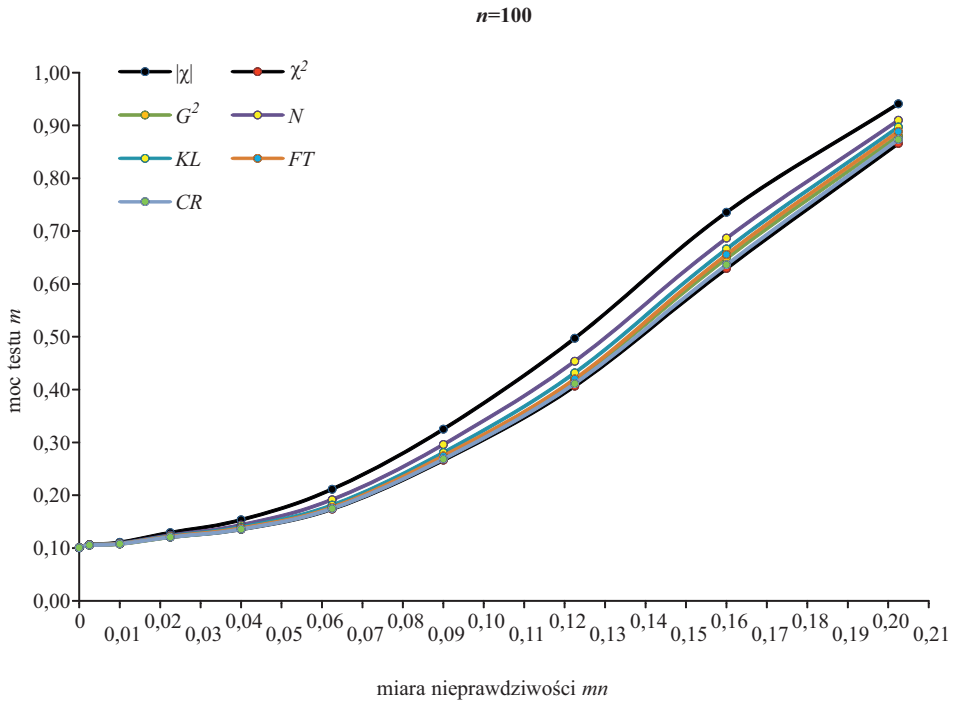
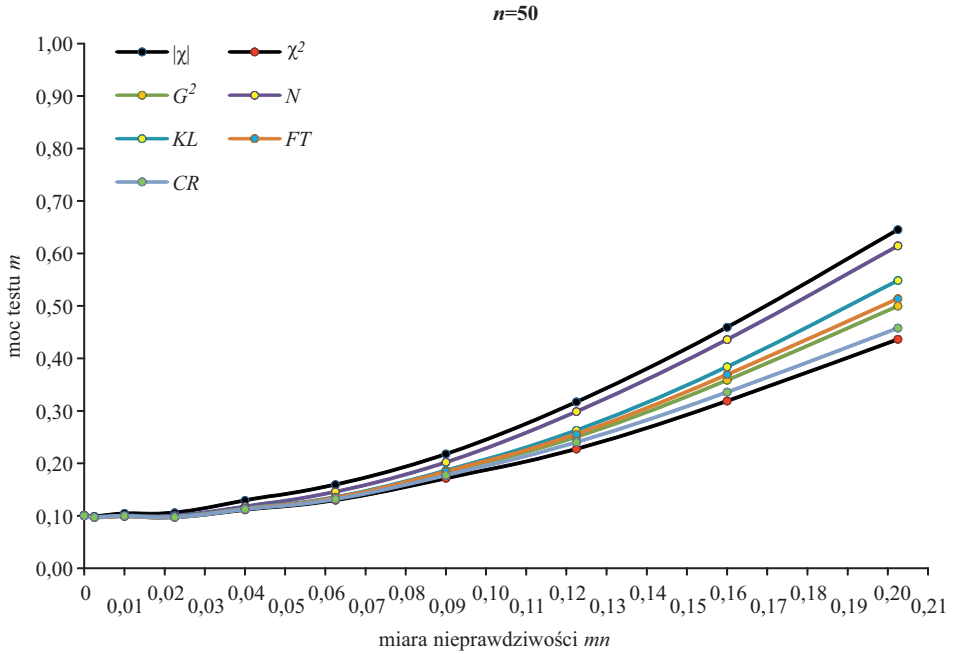
Dla statystyki modułowej $|\chi|$ oraz statystyki χ^2 Pearsona jako reprezentanta „statystyki chi-kwadrat” uzyskane wyniki porównano za pomocą testu o równości prawdopodobieństwa stawiając hipotezę zerową, że moce testów są równe. Symbol „+” oznacza, że różnice między mocami testów są statystycznie istotne, natomiast symbol „-”, iż są statystycznie istotne (tabl. 6—8).

TABL. 6. ISTOTNOŚĆ STATYSTYCZNA MOCY TESTÓW $|\chi|$ I χ^2 DLA SCHEMATU A

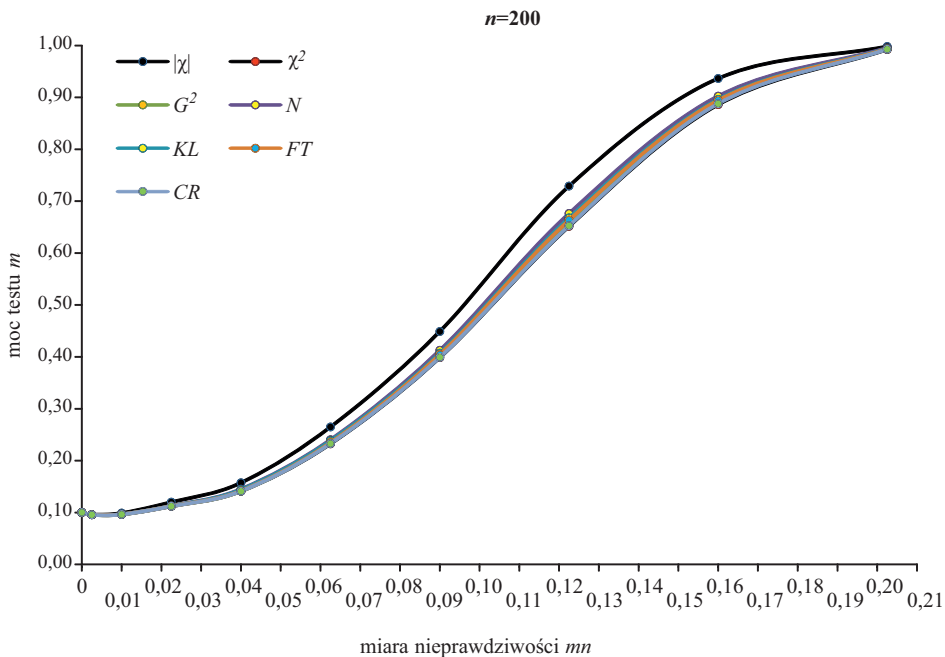
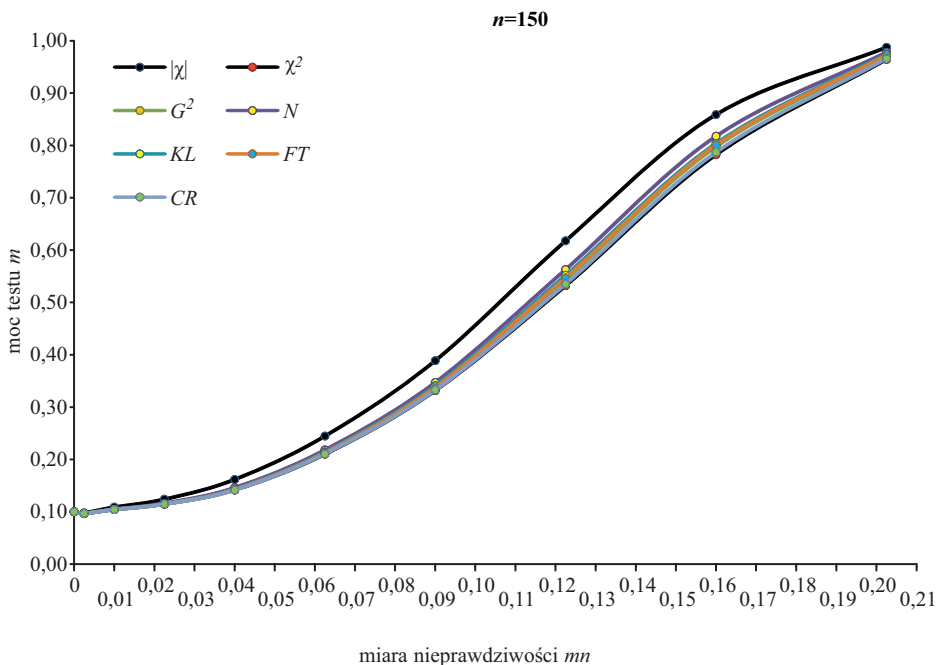
mn	$n=50$	$n=100$	$n=150$	$n=200$
0	+	+	+	+
0,0025	+	+	+	+
0,01	+	+	+	+
0,0225	+	+	+	+
0,04	+	+	+	+
0,0625	-	-	-	-
0,09	-	-	-	-
0,1225	-	-	-	-
0,16	-	-	-	-
0,2025	-	-	-	-

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

Wykr. 1. MOC TESTÓW NIEZALEŻNOŚCI DLA SCHEMATU A WEDŁUG LICZEBNOŚCI PRÓBY

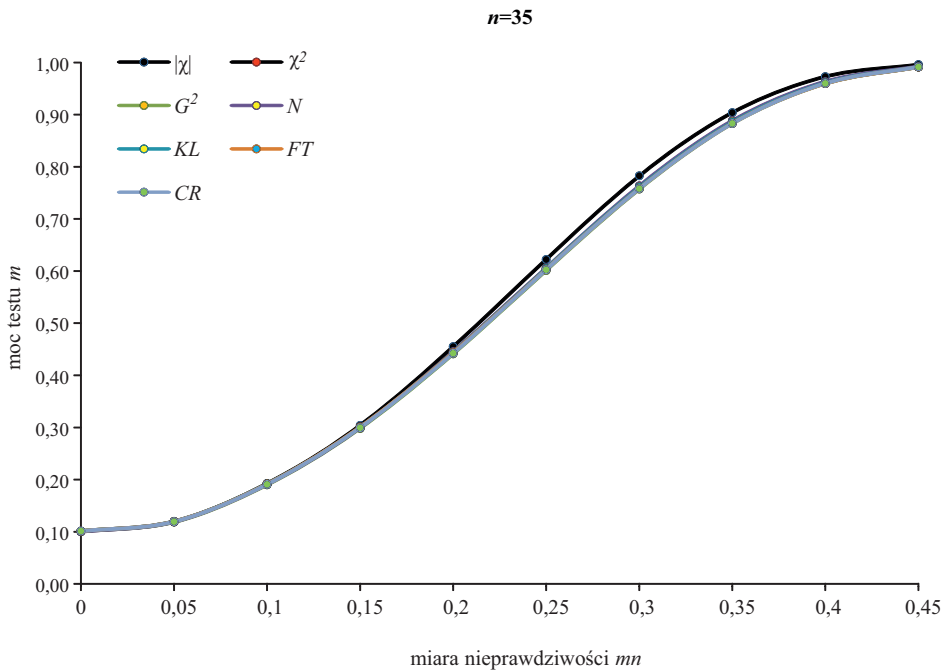
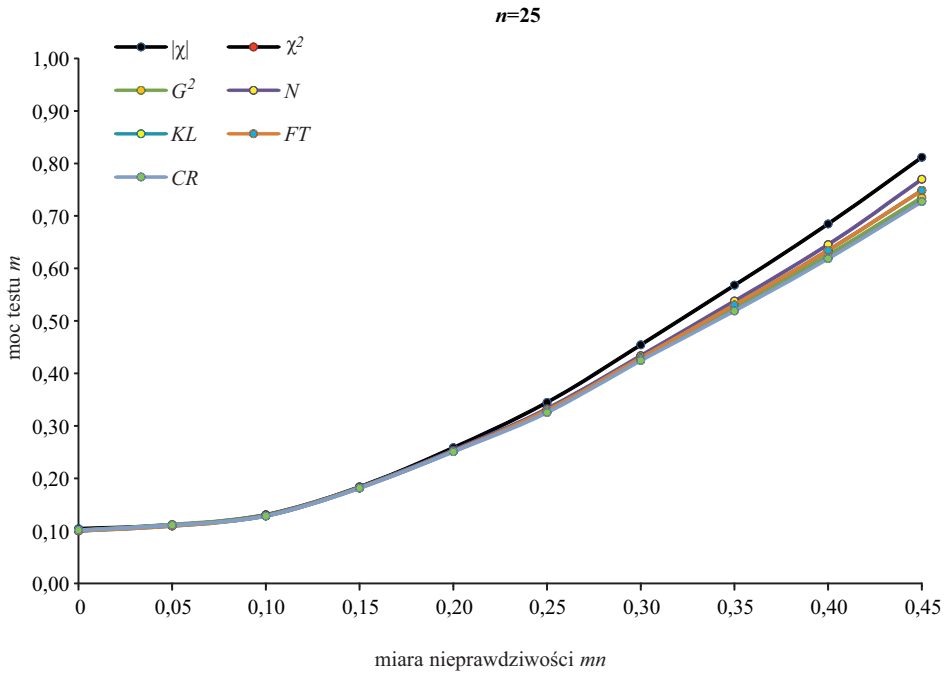


Wykr. 1. MOC TESTÓW NIEZALEŻNOŚCI DLA SCHEMATU A WEDŁUG LICZEBNOŚCI PRÓBY (dok.)

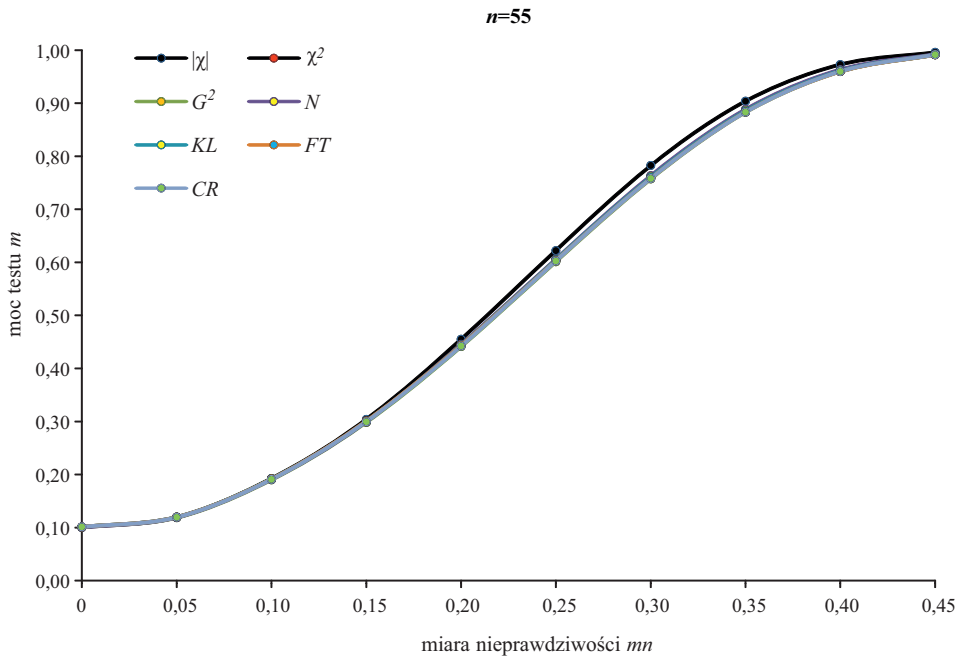
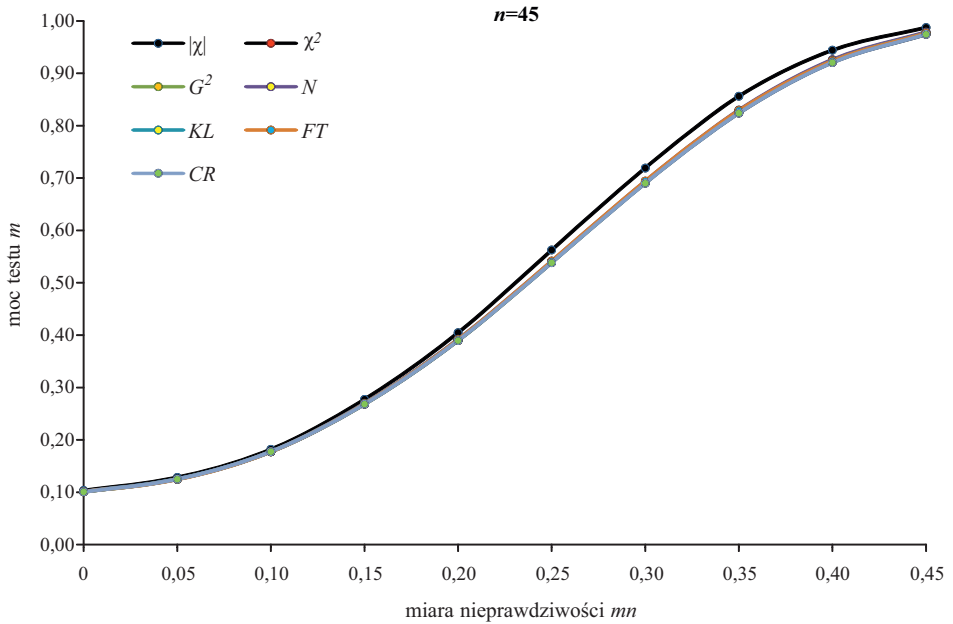


Źródło: jak przy tabl. 1.

Wykr. 2. MOC TESTÓW NIEZALEŻNOŚCI DLA SCHEMATU B WEDŁUG LICZEBNOŚCI PRÓBY

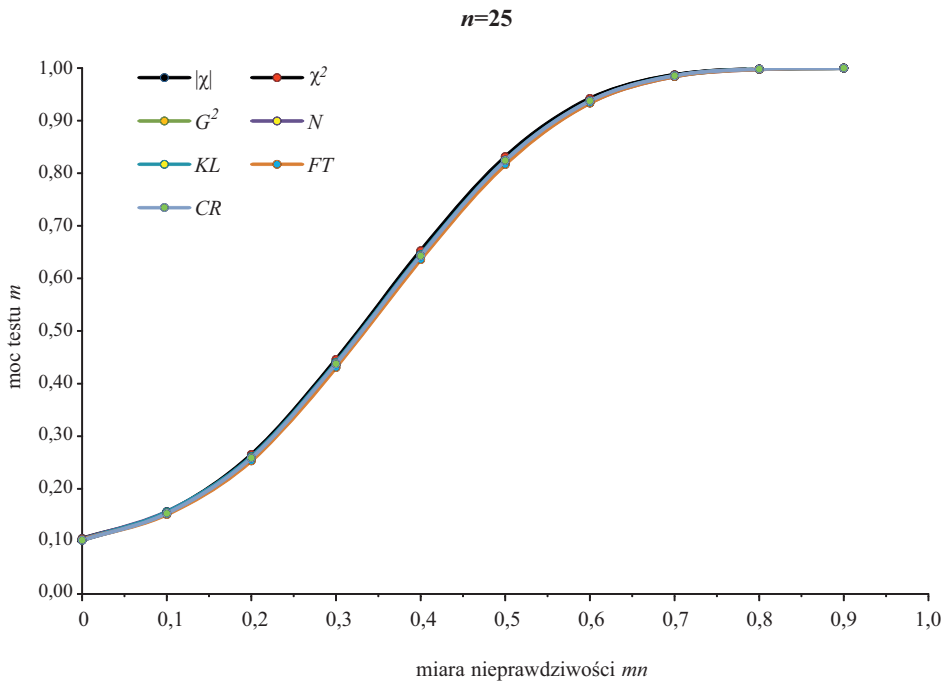
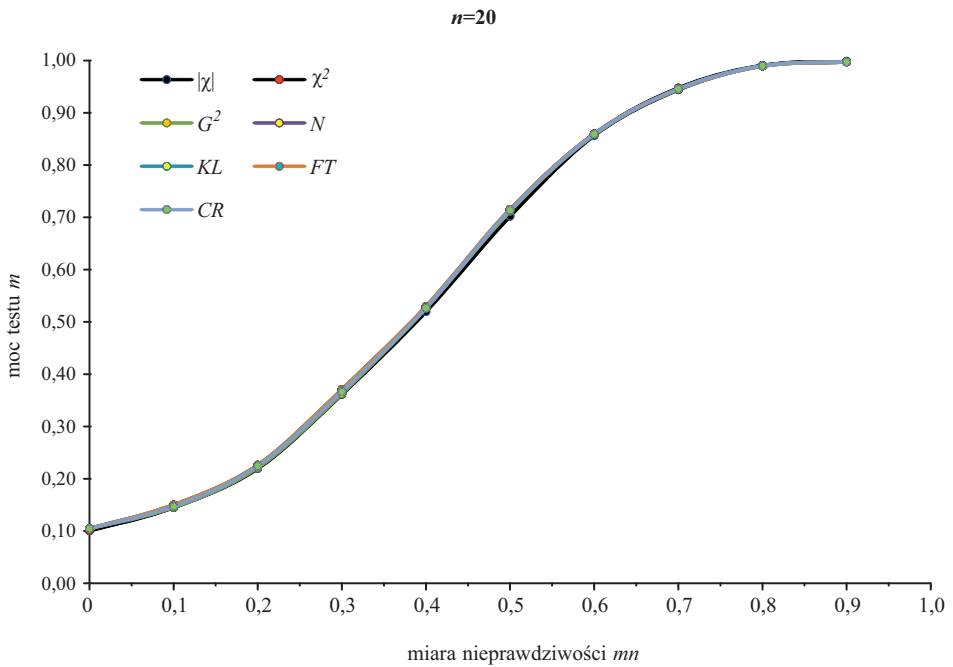


Wykr. 2. MOC TESTÓW NIEZALEŻNOŚCI DLA SCHEMATU B WEDŁUG LICZEBNOŚCI PRÓBY (dok.)

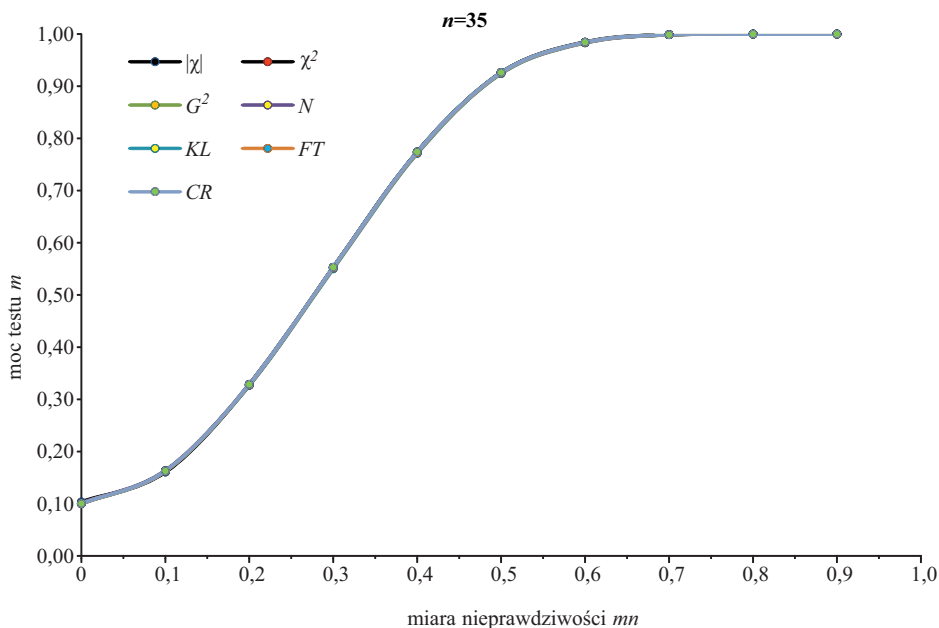
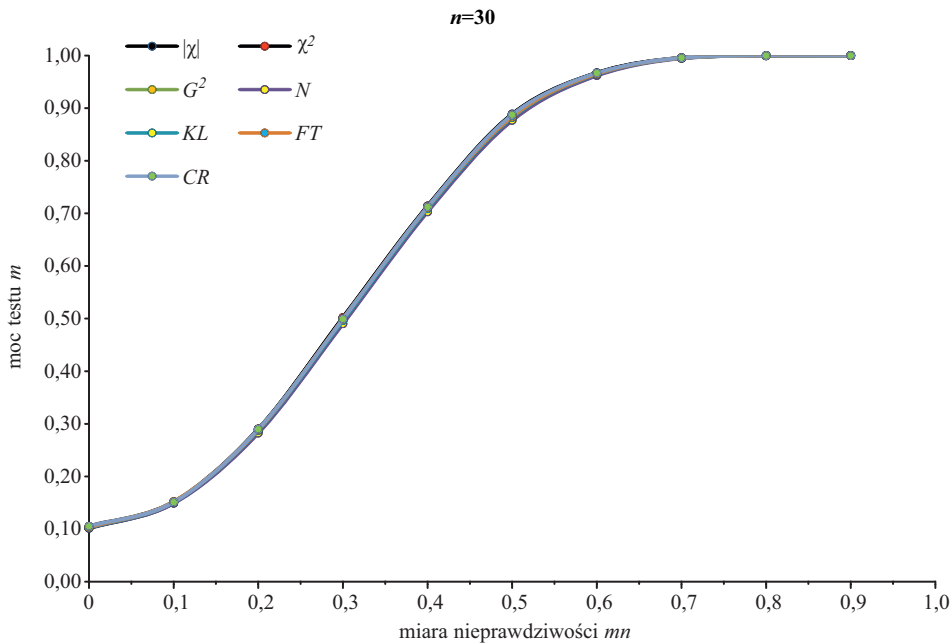


Źródło: jak przy tabl. 1.

**Wykr. 3. MOC TESTÓW NIEZALEŻNOŚCI DLA SCHEMATU C
WEDŁUG LICZEBNOŚCI PRÓBY**



Wykr. 3. MOC TESTÓW NIEZALEŻNOŚCI DLA SCHEMATU C
WEDŁUG LICZEBNOŚCI PRÓBY (dok.)



Źródło: jak przy tabl. 1.

TABL. 7. ISTOTNOŚĆ STATYSTYCZNA MOCY TESTÓW $|\chi|$ I χ^2 DLA SCHEMATU B

<i>mn</i>	<i>n</i> =25	<i>n</i> =35	<i>n</i> =45	<i>n</i> =55
0	+	+	+	+
0,05	+	+	+	+
0,10	+	+	+	+
0,15	+	+	+	+
0,20	+	+	+	+
0,25	+	+	+	+
0,30	+	+	+	+
0,35	-	-	-	+
0,40	-	-	-	+
0,45	-	-	-	+

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

TABL. 8. ISTOTNOŚĆ STATYSTYCZNA MOCY TESTÓW $|\chi|$ I χ^2 DLA SCHEMATU C

<i>mn</i>	<i>n</i> =20	<i>n</i> =25	<i>n</i> =30	<i>n</i> =35
0	+	+	+	+
0,1	+	+	+	+
0,2	+	+	+	+
0,3	+	+	+	+
0,4	+	+	+	+
0,5	+	+	+	+
0,6	+	+	+	+
0,7	+	+	+	+
0,8	+	+	+	+
0,9	+	+	+	+

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

Z wyk. 1—3 wynika, że testy niezależności wykorzystujące „statystyki chi-kwadrat” we wszystkich schematach prawdopodobieństwa charakteryzują się podobną mocą dla danej liczebności próby *n* i miary *mn*. Dla schematu C test wykorzystujący statystykę modułową ma podobną moc, jak pozostałe testy niezależności. Dla schematów A i B test wykorzystujący statystykę modułową ma większą moc niż testy związane ze „statystykami chi-kwadrat”. Szczególnie jest to widoczne w sytuacji, gdy miara nieprawdziwości H_0 zmienia się według schematu A, czyli przyjmuje najmniejsze wartości.

Podsumowanie

Artykuł pokazuje, że testy niezależności wykorzystujące „statystyki chi-kwadrat” we wszystkich schematach prawdopodobieństwa charakteryzują się podobną mocą dla danej liczebności próby *n* i miary *mn*. Gdy ma miejsce schemat C i miara nieprawdziwości H_0 $MN = 0,1 \cdot i$ ($i = 0,1, \dots, 9$), test wykorzystujący statystykę modułową ma podobną moc, jak pozostałe testy niezależności.

Dla schematów A i B test wykorzystujący statystykę modułową ma większą moc niż testy związane ze „statystyką chi-kwadrat”. Szczególnie jest to widoczne wtedy, gdy miara nieprawdopodobieństwa H_0 zmienia się według schematu A.

Dzięki gotowej implementacji komputerowej czytelnik może samodzielnie badać niezależność cech w tablicy dwudzielczej 2×2 za pomocą statystyki modułowej, która spośród omawianych testów charakteryzuje się największą mocą. Na korzyść tej statystyki przemawia także fakt, że można z niej skorzystać w sytuacji, gdy jedna komórka lub dwie leżące na przekątnej są puste. Statystyka G^2 ilorazu wiarygodności, N Neymana i KL Kullbacka-Leiblera nie spełniają tego założenia.

dr Piotr Sulewski — Akademia Pomorska w Słupsku

LITERATURA

- Campbell I. (2007), *Chi-squared and Fisher-Irwin tests of two-by-two tables with small sample recommendations*, *Statistics in Medicine*, Vol. 26, s. 3661—3675.
- Cochran W. G. (1952), *The χ^2 test of goodness of fit*, „*Annals of Mathematical Statistics*”, Vol. 25, s. 315—345.
- Cressie N., Read T. (1984), *Multinomial Goodness-of-Fit Tests*, „*Journal of the Royal Statistical Society*”, Series B (Methodological), Vol. 46, No. 3, s. 440—464.
- Freeman M. F., Tukey J. W. (1950), *Transformations related to the angular and the square root*, „*Annals of Mathematical Statistics*”, Vol. 21, s. 607—611.
- Kullback S. (1959), *Information Theory and Statistics*, Wiley, New York.
- Neyman J. (1949), *Contributions to the theory of the χ^2 test*. In: Neyman, J. (Ed.), *Proceedings of the First Berkeley Symposium on Mathematical Statistics and Probability*. University of California Press, Berkeley, s. 239—273.
- Pearson E. (1947), *The choice of statistical tests illustrated on the interpretation of data classed in a 2×2 table*, „*Biometrika*”, Vol. 34, s. 139—167.
- Pearson K. (1900), *On the criterion that a given system of deviations from the probable in the case of a correlated system of variables is such that it can be reasonably supposed to have arisen from random sampling*, „*Philosophy Magazine Series*”, Series 5, Vol. 50, s. 157—172.
- Sokal R. R., Rohlf F. J. (2012), *Biometry: the principles and practice of statistics in biological research*, Freeman, New York.
- Sulewski P. (2013), *Modyfikacja testu niezależności*, „*Wiadomości Statystyczne*”, nr 10, s. 1—19.
- Sulewski P. (2014), *Statystyczne badanie współzależności cech typu dyskretne kategorie*, Akademia Pomorska, Słupsk.
- Sulewski P., Motyka R. (2015a), *Independence test. A comparative analysis of its six variants*, „*Zeszyty Naukowe Akademii Marynarki Wojennej*”, nr 1, s. 37—46.
- Sulewski P. (2015b), *Wyznaczenie obszaru krytycznego przy testowaniu niezależności w tablicach wielozdzielczych*, „*Wiadomości Statystyczne*”, nr 3, s. 1—18.
- Sulewski P. (2015c), *Ocena zdolności tablic dwudzielczych do wykrywania związku między uporządkowanymi cechami typu jakościowego*, „*Wiadomości Statystyczne*”, nr 5, s. 1—16.

Summary. *In the statistical literature there are many test measures to study the independence of features in the two-way contingency tables. For statistical analysis, the family of six so-called "chi-squared statistic" was selected — including Pearson's χ^2 statistics — and the proposal of the author in the form of modular statistics. In order to free themselves from the limitations of the applicability of the "chi-squared statistic", critical values for all analyzed statistics were determined by simulation Monte Carlo methods. In order to compare the tests, the measure of untruthfulness of H_0 was proposed and calculated the power of the tests which is the ability of two-way contingency tables to reject null hypothesis which says that between features X and Y there is no relation.*

Keywords: two-way contingency tables, independence test, critical values, Monte Carlo method.

Резюме. *В статистической литературе существует много испытательных тестов для обследования независимости показателей в таблицах сопряженности 2x2. В представляемой разработке для статистического анализа были выбраны так называемая «статистика хи-квадрат», в том числе статистика χ^2 Пирсона, а также модульная статистика по выбору автора. Для того, чтобы освободиться от ограничений касающихся «статистики хи-квадрат», критические значения для всей проанализированной статистики были определены с помощью методов моделирования Монте-Карло. Для сравнения тестов была предложена мера неправильности H_0 , а также установлено мощность критерия, то есть способность таблицы сопряженности 2x2 отвергнуть нулевую гипотезу H_0 говорящую о том, что между признаками X и Y нет связи.*

Ключевые слова: таблица сопряженности 2x2, тест независимости, критические значения, метод Монте-Карло.

Mirosława KACZMAREK

Przestrzenne zróżnicowanie symptomów ubóstwa w Polsce¹

Streszczenie. *Artykuł prezentuje wyniki grupowania województw, przeprowadzonego na podstawie wskaźników charakteryzujących ubóstwo. W analizie wykorzystano dane dostępne w Banku Danych Lokalnych GUS. Wyboru cech diagnostycznych dokonano kierując się współczynnikami zmienności i korelacji r Pearsona. Do grupowania województw wykorzystano metodę k -średnich. Wyodrębniono cztery kategorie województw różniące się ze względu na strukturę symptomów ubóstwa. W celu odpowiedzi na pytanie, czy w Polsce zachodzą zmiany w tym zakresie dokonano stosownego porównania dla lat 2008 i 2013.*

Słowa kluczowe: metoda k -średnich, symptomy ubóstwa, analiza ubóstwa.

Zjawisko ubóstwa stanowi jeden z najpoważniejszych problemów społecznych. Budzi ono zainteresowanie nie tylko ekspertów polityki społecznej, ale także medialne. Pomimo globalnego charakteru ubóstwa, nadal otwartą kwestią pozostaje jego definicja, szczególnie, że bardzo często rozpatruje się to pojęcie w kontekście wykluczenia społecznego. Wspólnym mianownikiem licznych definicji ubóstwa, proponowanych w literaturze przedmiotu, jest wiązanie tego zjawiska z faktem niezaspokojenia podstawowych potrzeb na określonym poziomie. Różnice dotyczą natomiast rodzaju potrzeb uznawanych za podstawowe i sposobu określania pożądanego poziomu zaspokojenia. Do prowadzonej analizy przyjęto ekonomiczną definicję ubóstwa proponowaną przez Panka (2011), który tym pojęciem określa sytuację braku wystarczających środków pozwalających jednostce (osobie, rodzinie, gospodarstwu domowemu) zaspokoić jej potrzeby. Taki sposób definiowania ubóstwa pomija aspekty kulturowe, polityczne i socjologiczne, ujmowane w ramach wykluczenia społecznego².

¹ Artykuł opracowany na podstawie referatu wygłoszonego podczas Ogólnopolskiej Konferencji *Pomiar ubóstwa i wykluczenia społecznego w układach regionalnych i lokalnych*, Poznań, 11 i 12 czerwca 2015 r.

² Panek (2011), s. 18 — w pracy tej można znaleźć wyczerpujący przegląd definicji ubóstwa.

Ubóstwo może być pojmowane w dwojaki sposób — absolutny lub relatywny. W pierwszym przypadku zaspokojenie potrzeb ujmuje się w konkretnych kategoriach ilościowych i wartościowych, natomiast w ujęciu względnym jest odnoszone do poziomu zaspokojenia potrzeb innych członków społeczeństwa i uwzględnia występujące w tym zakresie różnice. Konsekwencją odmiennego pojmowania ubóstwa jest występowanie różnic w sposobie jego pomiaru. Ocena poziomu zaspokojenia potrzeb może być przeprowadzana obiektywnie, tj. niezależnie od jego wartościowania przez badane jednostki lub mieć charakter subiektywny, gdy jednostki te samodzielnie oceniają poziom zaspokojenia swoich potrzeb.

Przyjęcie interpretacji ubóstwa i sposobu jego pomiaru decyduje o tym, czy jego analiza zostanie oparta na miernikach monetarnych (poziomie uzyskiwanych dochodów lub wydatków) czy też będzie uwzględniać czynniki pozamonetarne (warunki mieszkaniowe czy dostęp do edukacji)³. W praktyce analiza ubóstwa dokonywana jest najczęściej w ujęciu klasycznym (jednowymiarowym) na podstawie wskaźników monetarnych. Coraz częściej jednak uwzględnia się wskaźniki niemonetarne, których stosowanie pozwala uzyskać bardziej „wielowymiarową” charakterystykę tego zjawiska⁴.

Kolejną kwestią wymagającą rozstrzygnięcia jest metoda analizy zjawiska ubóstwa. Najczęściej znajdują zastosowanie agregatowe indeksy ubóstwa, za pomocą których mierzone są różne jego aspekty, czyli zasięg, głębokość, intensywność i dotkliwość⁵. Innym rozwiązaniem umożliwiającym bardziej kompleksowe ujmowanie tego zjawiska jest stosowanie metod statystycznej analizy wielowymiarowej, które pozwalają prowadzić symultaniczną analizę wielu wymiarów badanej zbiorowości.

W analizie ubóstwa wartościowych wyników dostarcza stosowanie metod analizy skupień, których istotą jest podział obiektów według ustalonych kryteriów na wewnętrznie jednorodne i zarazem różniące się między sobą grupy⁶. Do często stosowanych metod analizy skupień należy również metoda *k*-średnich z grupy metod niehierarchicznych. Charakterystyczną cechą procedury analitycznej z zastosowaniem tej metody jest ustalenie *a priori* liczby grup, na jaką należy podzielić dany zbiór obiektów. W kolejnym kroku dokonuje się analizy wariancji wewnątrz- i międzygrupowej i na tej podstawie podejmuje decyzję, czy liczba utworzonych grup jest optymalna czy też należy testować kolejne rozwiązania, które pozwolą zminimalizować wariancję wewnątrz utworzonych grup i maksymalizować wariancję pomiędzy nimi⁷.

³ Panek (2011), s. 18—22.

⁴ *Ubóstwo...* (2013), s. 49—58.

⁵ Wyczerpującą analizę zjawiska ubóstwa w Polsce z zastosowaniem indeksów agregatowych w przekroju terytorialnym i dla grup typologicznych gospodarstw domowych oraz dynamiki zmian w sferze ubóstwa znaleźć można w opracowaniu *Diagnoza...* (2014), s. 386—400.

⁶ Pocięcha i in. (1998), s. 52—57.

⁷ Litz (2000), s. 388.

Celem analizy przeprowadzonej metodą k -średnich jest określenie przestrzennego zróżnicowania zjawiska ubóstwa w Polsce oraz uzyskanie odpowiedzi na pytanie, czy w naszym kraju zachodzą w tym zakresie zmiany?

PROCEDURA DOBORU CECH DIAGNOSTYCZNYCH W METODZIE K -ŚREDNICH

Podobnie jak w przypadku innych metod statystycznej analizy wielowymiarowej, w analizie prowadzonej z zastosowaniem metody k -średnich szczególną uwagę należy zwrócić na wybór cech diagnostycznych charakteryzujących analizowany zbiór obiektów. Dobór tych zmiennych powinien być prowadzony z zachowaniem wymagań merytorycznych, formalnych i statystycznych⁸.

Kryteria merytoryczne wymagają, aby w zbiorze cech diagnostycznych znalazły się takie cechy, które w możliwie pełny sposób charakteryzują badane zjawisko z punktu widzenia postawionego celu analizy, są jednoznacznie i ściśle zdefiniowane oraz logicznie ze sobą powiązane. Na tym etapie doboru zmiennych decydujące znaczenie mają kompetencje badacza, który powinien mieć na uwadze, aby zmienne były prawidłowo dobrane pod względem formalnym, tzn. aby były kompletne, mierzalne w sensie możliwości zapisu liczbowego poziomu cechy oraz wiarygodne.

Liczba i rodzaj cech diagnostycznych, które wykorzystano jako bazę źródłową przeprowadzonej analizy, zostały zdeterminowane dostępnością danych publikowanych w Banku Danych Lokalnych GUS. W zestawie cech diagnostycznych uwzględniono wskaźniki monetarne i niemonetarne będące symptomami ubóstwa. Wyodrębniono 8 następujących cech diagnostycznych (tabl. 1):

- X1 — liczba osób korzystających z pomocy pieniężnej na 1000 ludności,
- X2 — liczba osób korzystających z pomocy niepieniężnej na 1000 ludności,
- X3 — odsetek osób w gospodarstwach domowych o wydatkach poniżej minimum egzystencji⁹,
- X4 — odsetek osób w gospodarstwach domowych o wydatkach poniżej relatywnej granicy ubóstwa¹⁰,
- X5 — odsetek osób w gospodarstwach domowych o wydatkach poniżej ustawowej granicy ubóstwa¹¹,
- X6 — zaległości w opłatach za mieszkanie w zł na osobę,
- X7 — mieszkania wyposażone w wodociąg w % ogółu mieszkań,
- X8 — mieszkania wyposażone w łazienkę w % ogółu mieszkań.

⁸ *Badania...* (1992), s. 29 i 30; Grabiński (1992), s. 43 i 44.

⁹ Minimum egzystencji, inaczej granica ubóstwa skrajnego, wyznacza poziom zaspokojenia potrzeb, poniżej którego następuje biologiczne zagrożenie życia i rozwoju psychofizycznego człowieka.

¹⁰ Granicę ubóstwa relatywnego przyjęto jako 50% średnich miesięcznych wydatków ustalonych dla wszystkich gospodarstw domowych z uwzględnieniem tzw. oryginalnej skali ekwiwalentności OECD.

¹¹ Ustawowa granica ubóstwa to kwota, która zgodnie z obowiązującą ustawą o pomocy społecznej uprawnia do ubiegania się o przyznanie świadczenia pieniężnego z systemu pomocy społecznej.

W celu uzyskania odpowiedzi na pytanie, czy na mapie Polski zachodzą zmiany w strukturze symptomów ubóstwa, w prowadzonej analizie uwzględniono dane z lat 2013 i 2008 (lub z 2009 r. w przypadku zmiennej X6).

Spośród wymagań stawianych cechom diagnostycznym w praktyce zdecydowanie najtrudniejsze jest zrealizowanie wymagań statystycznych. Uwzględnione w analizie cechy musi charakteryzować statystyczna zmienność. Jeśli bowiem w skład poszczególnych grup obiektów wyodrębnionych metodą *k*-średnich mają wchodzić obiekty podobne do siebie, a zarazem różniące się od obiektów wchodzących w skład innych grup, to powinny być one opisane za pomocą takich cech, które umożliwiają określenie podobieństwa i różnic między nimi. W przypadku dwóch wyodrębnionych cech diagnostycznych wartość bezwzględna współczynnika zmienności nie przekroczyła 20% (zmienna X7 i X8) i zmienne te zostały wyłączone z kolejnego etapu analizy, tj. wyznaczenia macierzy korelacji (tabl. 2 i 3).

TABL. 1. WARTOŚCI CECH DIAGNOSTYCZNYCH I WSPÓŁCZYNNIKA ZMIENNOŚCI

Wyszczególnienie	Cechy diagnostyczne							
	X1	X2	X3	X4	X5	X6	X7	X8
Województwa:								
dolnośląskie 2013	41,3	19,5	5,1	12,1	8,9	47,27	97,6	90,5
2008	45,8	21,2	5,3	17,2	10,5	36,74	96,6	84,9
kujawsko-pomorskie 2013	75,6	33,5	9,6	18,8	16,0	26,45	97,3	90,0
2008	72,1	33,6	7,5	22,9	14,9	19,06	95,8	84,4
lubelskie 2013	38,2	30,8	9,4	21,5	17,6	26,82	91,3	81,8
2008	39,1	34,1	8,3	23,7	15,3	23,29	88,4	76,5
lubuskie 2013	65,6	26,8	6,4	15,0	12,2	37,07	97,6	91,6
2008	74,0	30,2	3,8	11,8	7,0	29,24	96,4	87,0
łódzkie 2013	52,5	23,3	6,1	12,5	9,7	36,03	92,9	81,9
2008	49,6	24,5	4,6	14,1	7,5	29,93	90,0	75,6
małopolskie 2013	31,6	21,5	6,0	15,8	12,2	21,92	96,2	91,8
2008	32,5	23,3	4,6	15,9	9,2	17,60	94,7	88,7
mazowieckie 2013	31,3	22,6	5,7	12,4	9,9	55,69	93,2	87,0
2008	33,9	24,2	3,4	11,8	7,0	47,43	90,5	81,7
opolskie 2013	42,4	19,1	6,1	16,1	11,7	29,10	97,9	92,8
2008	39,2	18,5	1,8	11,1	6,8	25,87	97,5	89,8
podkarpackie 2013	44,2	35,0	9,4	20,9	16,9	18,60	94,5	89,4
2008	45,5	38,2	5,3	20,4	12,3	15,23	92,8	86,0
podlaskie 2013	55,1	30,5	11,2	22,7	17,6	28,33	90,8	82,6
2008	53,0	34,0	8,4	23,1	14,4	30,01	88,7	78,5
pomorskie 2013	43,0	28,1	9,2	19,2	15,4	48,77	98,8	93,8
2008	47,1	29,9	6,3	18,2	10,9	40,48	98,0	89,7
śląskie 2013	39,1	18,3	4,9	11,2	8,3	50,66	97,7	92,1
2008	38,0	19,8	4,6	17,0	9,5	44,14	96,9	89,1
świętokrzyskie 2013	49,3	38,5	8,5	19,7	13,6	40,21	92,0	83,2
2008	49,6	38,0	11,3	27,1	18,0	26,34	88,2	76,9
warmińsko-mazurskie 2013	76,9	41,9	13,2	25,4	20,2	33,48	95,8	89,4
2008	77,0	47,2	9,4	24,5	14,7	34,83	95,1	85,5
wielkopolskie 2013	38,8	22,6	8,9	19,2	15,5	24,74	98,0	92,5
2008	37,2	23,5	5,4	18,4	10,6	21,01	97,1	88,2
zachodniopomorskie 2013	58,7	28,1	7,1	15,3	11,6	45,74	98,6	93,4
2008	59,9	36,4	5,7	16,4	11,7	43,23	98,0	89,4

TABL. 1. WARTOŚCI CECH DIAGNOSTYCZNYCH I WSPÓŁCZYNNIKA ZMIENNOŚCI (dok.)

Wyszczególnienie	Cechy diagnostyczne							
	X1	X2	X3	X4	X5	X6	X7	X8
Współczynnik zmienności 2013	28,9	25,9	29,9	24,2	26,2	3,17	2,9	4,8
w % 2008	28,8	27,1	40,9	26,7	30,5	3,31	3,9	6,0

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Warunkiem prawidłowo przeprowadzonego grupowania jest posiadanie zbioru nieskorelowanych cech diagnostycznych. Owo nieskorelowanie pozwala uniknąć problemu powielania informacji przez poszczególne cechy. Tym niemniej cechy, które na podstawie analizy współczynników korelacji nie weszły bezpośrednio do badania można wykorzystać dodatkowo w charakterystyce ubóstwa w wyodrębnionych grupach województw.

W procedurze selekcji zmiennych można zastosować metodę parametryczną Hellwiga lub metodę odwróconej macierzy korelacji, których procedurę analityczną opisano w literaturze statystycznej analizy wielowymiarowej¹². W analizowanym przykładzie zastosowano metodę parametryczną. Wartość progowa współczynnika korelacji r^* wyniosła 0,62 na poziomie istotności alfa równe 0,05. Wartość ta oraz macierz korelacji stanowiły podstawę do wyznaczenia cechy centralnej oraz cech satelitarnych i izolowanych. Cechą centralną jest zmienna X5 z sumą wartości bezwzględnych współczynników korelacji wynoszącą odpowiednio: 4,73 w 2013 r. i 4,23 w 2008 r. Zmienne, dla których wartość bezwzględna współczynnika korelacji z cechą centralną jest większa od przyjętej wartości progowej, stanowią cechy satelitarne. W obydwu analizowanych okresach są nimi zmienne X2, X3 i X4.

TABL. 2. MACIERZ WSPÓŁCZYNNIKÓW KORELACJI POMIĘDZY CECHAMI DIAGNOSTYCZNYMI NA PODSTAWIE DANYCH Z 2013 R.

Zmienne	X1	X2	X3	X4	X5	X6
X1	1,000	0,618	0,534	0,396	0,421	-0,136
X2	0,618	1,000	0,832	0,807	0,779	-0,283
X3	0,534	0,832	1,000	0,959	0,962	-0,438
X4	0,396	0,807	0,959	1,000	0,980	-0,563
X5	0,421	0,779	0,962	0,980	1,000	-0,588
X6	-0,136	-0,283	-0,438	-0,563	-0,588	1,000

Źródło: jak przy tabl. 1.

TABL. 3. MACIERZ WSPÓŁCZYNNIKÓW KORELACJI POMIĘDZY CECHAMI DIAGNOSTYCZNYMI NA PODSTAWIE DANYCH Z 2008 R.

Zmienne	X1	X2	X3	X4	X5	X6
X1	1,000	0,647	0,365	0,270	0,302	0,005
X2	0,647	1,000	0,748	0,708	0,733	-0,135
X3	0,365	0,748	1,000	0,952	0,949	-0,145
X4	0,270	0,708	0,952	1,000	0,979	-0,301

¹² Młodak (2006), s. 29—33; Panek (2009), s. 20—32.

TABL. 3. MACIERZ WSPÓŁCZYNNIKÓW KORELACJI POMIĘDZY CECHAMI DIAGNOSTYCZNYMI NA PODSTAWIE DANYCH Z 2008 R. (dok.)

Zmienne	X1	X2	X3	X4	X5	X6
X5	0,302	0,733	0,949	0,979	1,000	-0,270
X6	0,005	-0,135	-0,145	-0,301	-0,270	1,000

Źródło: jak przy tabl. 1.

Ostatecznie dla lat 2013 i 2008 otrzymano następujący zestaw cech diagnostycznych:

X1 — liczba osób korzystających z pomocy pieniężnej na 1000 ludności,

X5 — odsetek osób w gospodarstwach domowych o wydatkach poniżej ustawowej granicy ubóstwa,

X6 — zaległości w opłatach za mieszkanie w zł na osobę.

W trakcie doboru cech diagnostycznych istotną rolę odgrywa poziom ich pomiaru i jednostki miary, w których wyrażone są analizowane cechy. Występujące w tym zakresie różnice stanowią przeszkodę w określeniu miary podobieństwa i budowy macierzy odległości pomiędzy obiektami, będącej podstawą ich podziału na grupy. Stosowanie miar podobieństwa wymaga porównywalności zmiennych. Celem jej osiągnięcia należy przeprowadzić ich normalizację. W prowadzonej analizie zjawiska ubóstwa zastosowano standaryzację klasyczną¹³, w wyniku której średnia arytmetyczna zmiennej przyjmuje wartość 0, a wartość odchylenia standardowego wynosi 1.

PRZESTRZENNE ZRÓŻNICOWANIE SYMPTOMÓW UBÓSTWA W POLSCE W 2013 R.

W grupowaniu przeprowadzonym metodą k -średnich¹⁴ wyodrębniono cztery grupy województw różniące się symptomami ubóstwa. Liczbę grup ustalono na podstawie krzywej obrazującej relację pomiędzy sumą wariancji wewnątrzgrupowej oraz sumą wariancji międzygrupowej analizowanych zmiennych w zakresie testowanych rozwiązań, a więc podziału województw na dwie, trzy, cztery i więcej grup. Liczbę wyodrębnionych grup województw wskazano na podstawie punktu, w którym nastąpiło spłaszczenie krzywej (wykr. 1). Podstawowe znaczenie dla wyników grupowania, czyli największą moc dyskryminacyjną miała zmienna zaległości w opłatach za mieszkanie (w zł na osobę). Wartość statystyki F dla tej zmiennej wyniosła 26,47 ($p=0,000$).

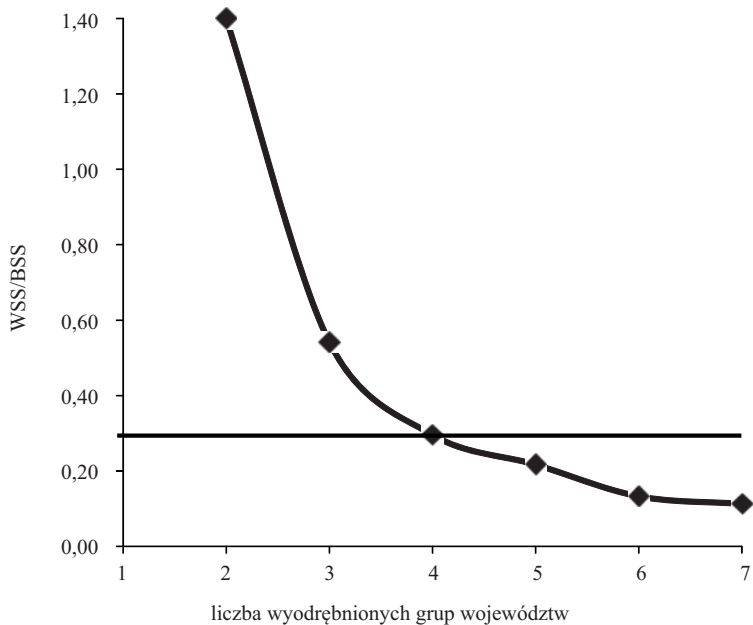
Utworzone cztery grupy objęły następujące województwa (wykr. 2):

- 1 — kujawsko-pomorskie, podlaskie, warmińsko-mazurskie;
- 2 — lubuskie, łódzkie, pomorskie, świętokrzyskie, zachodniopomorskie;
- 3 — lubelskie, małopolskie, opolskie, podkarpackie, wielkopolskie;
- 4 — dolnośląskie, mazowieckie, śląskie.

¹³ Typy i formuły przekształceń normalizacyjnych opisano w pracach — Grabiński (1992), s. 35—37; Młodak (2006), s. 38—44.

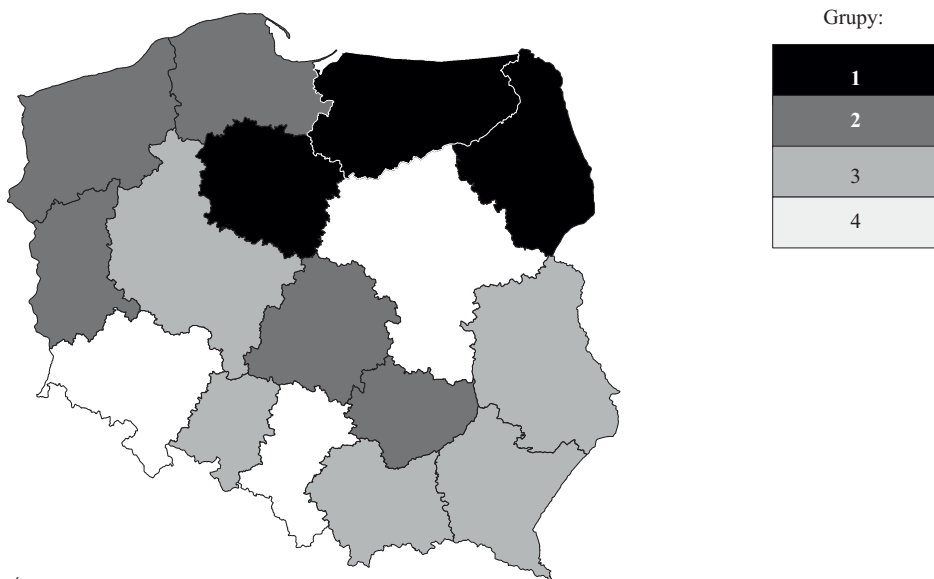
¹⁴ Charakterystykę algorytmu metody wraz z ilustracją kolejnych kroków procedury analitycznej z zastosowaniem pakietu STATISTICA można znaleźć w pracy — Panek (2009), s. 129—139.

Wykr. 1. KRZYWA ILUSTRUJĄCA RELACJĘ SUMY WARIANCJI WEWNĄTRZGRUPOWEJ I MIĘDZYGRUPOWEJ CECH DIAGNOSTYCZNYCH W GRUPOWANIU WOJEWÓDZTW METODĄ k -ŚREDNICH WEDŁUG DANYCH Z 2013 R.



Źródło: opracowanie własne.

Wykr. 2. REZULTATY GRUPOWANIA WOJEWÓDZTW METODĄ k -ŚREDNICH WEDŁUG DANYCH Z 2013 R.



Źródło: jak przy wyk. 1.

Z przeprowadzonej analizy wynika, że problem ubóstwa dotyka w największym stopniu ludność w województwach z pierwszej grupy, które charakteryzują się znacznie wyższymi wartościami analizowanych zmiennych w porównaniu ze średnią ogólnopolską (tabl. 4). Jedynie w przypadku opłat za mieszkanie obserwuje się, że zaległości z tego tytułu wynoszą średnio 29,42 zł na osobę, a więc są o 17,5% niższe od średniej ogólnopolskiej. Uwagę zwraca przede wszystkim wyższy w porównaniu ze średnią krajową odsetek osób w gospodarstwach domowych o wydatkach poniżej ustawowej granicy ubóstwa, który w tej grupie województw wynosi 17,93%.

Warto również zwrócić uwagę na znacząco wyższe w porównaniu z pozostałymi grupami średnie wartości cech diagnostycznych, które nie weszły bezpośrednio do analizy, w tym na średnią liczbę osób korzystających z pomocy materialnej wynoszącą 35,29 na 1000 ludności (28,32% więcej w porównaniu ze średnią ogólnopolską i o ponad 75% w porównaniu ze średnią w czwartej grupie województw).

TABL. 4. ŚREDNIE WARTOŚCI CECH DIAGNOSTYCZNYCH W GRUPACH WOJEWÓDZTW WYODRĘBNIONYCH WEDŁUG DANYCH Z 2013 R.

Grupy województw	Średnie wartości cech diagnostycznych					
	obliczone metodą <i>k</i> -średnich			pozostałe		
	X1	X5	X6	X2	X3	X4
O g ó ł e m	48,97	13,58	35,68	27,50	7,93	17,36
1	69,19	17,93	29,42	35,29	11,33	22,30
2	53,81	12,50	41,56	28,94	7,46	16,34
3	39,04	14,78	24,24	25,80	7,96	18,70
4	37,23	9,03	51,21	20,13	5,23	11,90

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

Charakterystyczną cechą drugiej grupy (obejmującej pięć województw) jest o 16,49% wyższa od średniej ogólnopolskiej przeciętna wartość zaległości w opłatach za mieszkanie. W 2013 r. średnia kwota tych zaległości wynosiła 41,56 zł na osobę. W tym przypadku obserwuje się także wyższą niż przeciętnie liczbę osób, które korzystają z pomocy pieniężnej (średnio 53,81 osoby na 1000 ludności) oraz niepieniężnej (średnio 28,94 osoby na 1000 ludności). Równocześnie dla tej grupy województw charakterystyczny jest niższy niż przeciętnie odsetek osób w gospodarstwach domowych o wydatkach poniżej ustawowej granicy ubóstwa (12,50%) oraz żyjących poniżej minimum egzystencji (7,46%) i relatywnej granicy ubóstwa (16,34%).

Interesująca sytuacja wystąpiła w trzeciej grupie województw. Cechuje ją niższa (w porównaniu ze średnią ogólnopolską) liczba osób uzyskujących pomoc finansową (średnio 39,04 osoby na 1000 ludności) i materialną (25,80 osoby na 1000 ludności), przy czym wyższy w porównaniu ze średnią krajową jest także odsetek osób w gospodarstwach domowych o wydatkach poniżej ustawowej i relatywnej granicy ubóstwa. Wartości tych wskaźników wynoszą odpo-

wiednio: 14,78% i 18,70%. Ponadto warto zwrócić uwagę na niższe o 32,07% w stosunku do średniej ogólnopolskiej zaległości w opłatach za mieszkanie, które w 2013 r. wynosiły 24,24 zł na osobę.

Analiza wskaźników będących symptomami ubóstwa pokazała, że relatywnie najkorzystniejsza sytuacja wystąpiła w czwartej grupie województw. W stosunku do średniej ogólnopolskiej obserwowano tam znacząco niższy odsetek osób w gospodarstwach domowych o wydatkach poniżej ustawowej granicy ubóstwa (9,03%) oraz żyjących poniżej minimum egzystencji (5,23%) i relatywnej granicy ubóstwa (11,90%). Mniej osób korzystało także z pomocy pieniężnej (średnio 37,23 osoby na 1000 ludności) i niematerialnej (20,13 osoby na 1000 ludności). W grupie tych województw notowano natomiast o 42,52% wyższą w stosunku do średniej ogólnokrajowej wartość zaległości w opłatach za mieszkanie, które w 2013 r. wynosiły 51,21 zł na osobę.

ZMIANY W ZAKRESIE PRZESTRZENNEGO ZRÓŻNICOWANIA SYMPTOMÓW UBÓSTWA W POLSCE

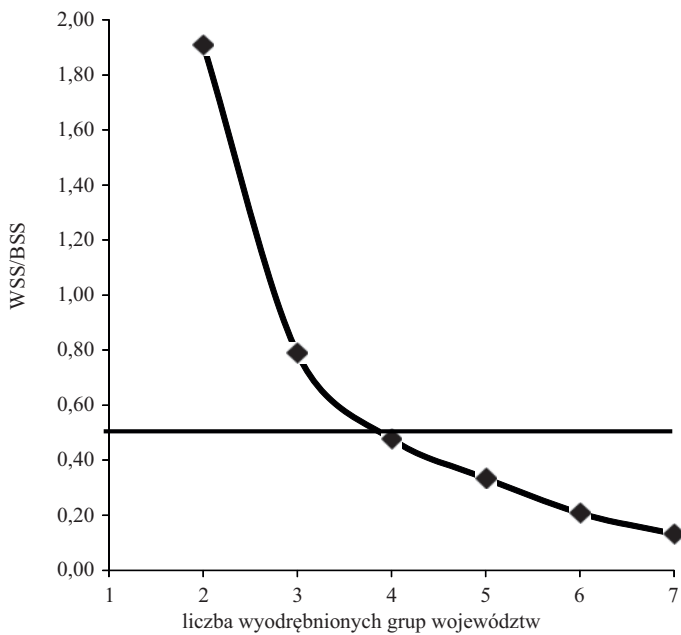
W analizie dotyczącej 2008 r. również wyodrębniono cztery grupy województw. Ilustruje to krzywa na wyk. 3, obrazująca relację pomiędzy sumą wariancji wewnątrz- i międzygrupowej zmiennych uwzględnionych w analizie podziału województw na określoną liczbę grup. Na uzyskanie takiego rozwiązania niewątpliwie wpłynęło zastosowanie tego samego zestawu cech diagnostycznych co w analizie przeprowadzonej dla 2013 r. Spośród analizowanych zmiennych największą moc dyskryminacyjną miały zaległości w opłatach za mieszkanie w zł na osobę. Wartość statystyki F dla tej zmiennej wynosi 12,19 ($p=0,001$).

W 2008 r. w poszczególnych grupach znalazły się następujące województwa (wykr. 4):

- 1 — kujawsko-pomorskie, lubelskie, podlaskie, świętokrzyskie;
- 2 — lubuskie, warmińsko-mazurskie, zachodniopomorskie;
- 3 — łódzkie, małopolskie, opolskie, podkarpackie, wielkopolskie;
- 4 — dolnośląskie, mazowieckie, pomorskie, śląskie.

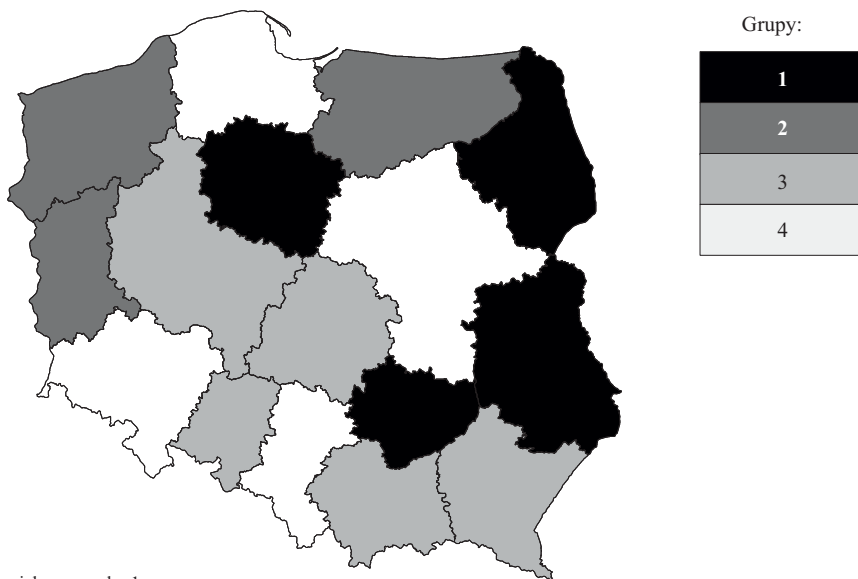
W porównaniu z 2013 r. obserwowano różnice występujące w składzie poszczególnych grup województw. W 2008 r. do grupy 4, charakteryzującej się relatywnie najniższą wartością analizowanych cech diagnostycznych, weszło województwo pomorskie, a do grupy 3 — województwo łódzkie. W 2013 r. te województwa znalazły się w grupie 2, a więc zmiany w zakresie symptomów ubóstwa, które w nich zaszły w porównaniu z sytuacją w innych województwach, miały niekorzystny charakter. Ponadto z grupy 2 do grupy 1, obejmującej jednostki o najwyższej średniej wartości analizowanych zmiennych (z wyjątkiem zaległości w opłatach za mieszkanie), przesunęło się województwo warmińsko-mazurskie. Z grupy 1 do 3 natomiast przemieściło się województwo lubelskie, a z grupy 1 do 2 — województwo świętokrzyskie.

Wykr. 3. KRZYWA ILUSTRUJĄCA RELACJĘ SUMY WARIANCJI WEWNĄTRZGRUPOWEJ I MIĘDZYGRUPOWEJ CECH DIAGNOSTYCZNYCH W GRUPOWANIU WOJEWÓDZTW METODĄ k -ŚREDNICH WEDŁUG DANYCH Z 2008 R.



Źródło: jak przy wykr. 1.

Wykr. 4. REZULTATY GRUPOWANIA WOJEWÓDZTW METODĄ k -ŚREDNICH WEDŁUG DANYCH Z 2008 R.



Źródło: jak przy wykr. 1.

Warto zauważyć, że zmiany zaszły nie tylko w składzie wyodrębnionych grup, ale także w ich liczebności. Zmniejszyła się liczba województw tworzących grupy 1 i 4 (w obydwu przypadkach z czterech w 2008 r. do trzech w 2013 r.). Zwiększyła się natomiast o dwa liczba województw w grupie 2.

TABL. 5. ŚREDNIE WARTOŚCI CECH DIAGNOSTYCZNYCH W GRUPACH WOJEWÓDZTW WYODRĘBNIONYCH NA PODSTAWIE DANYCH Z 2008 R.

Grupy województw	Średnie wartości cech diagnostycznych					
	obliczone metodą <i>k</i> -średnich			pozostałe		
	<i>X</i> 1	<i>X</i> 5	<i>X</i> 6	<i>X</i> 2	<i>X</i> 3	<i>X</i> 4
O g ó l e m	49,58	11,27	30,28	29,77	5,98	18,35
1	53,45	15,65	24,67	34,89	8,88	24,20
2	70,27	11,13	35,77	37,93	6,30	17,57
3	40,81	9,28	21,93	25,60	4,34	15,98
4	41,18	9,48	42,20	23,77	4,90	16,05

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

Z przeprowadzonej analizy (tabl. 5) wynika, że podobnie jak w 2013 r. pierwsza grupa województw charakteryzowała się największym odsetkiem osób w gospodarstwach domowych o wydatkach poniżej ustawowej granicy ubóstwa. Średnia wartość tej cechy wynosiła 15,65%. W porównaniu z pozostałymi grupami województw wyższy był również odsetek osób w gospodarstwach domowych żyjących poniżej minimum egzystencji (8,88%) i relatywnej granicy ubóstwa (24,20%). Pomimo to mieszkańcy województw tworzących tę grupę nie stanowili najliczniejszej grupy beneficjentów pomocy pieniężnej oraz pomocy materialnej (najwięcej było wśród nich mieszkańców grupy 2) — średnio na 1000 ludności korzystało z niej 53,45 i 34,89 osoby, czyli odpowiednio o 7,79% i 17,17% więcej w stosunku do średniej ogólnokrajowej. Ponadto zaległości z tytułu opłat za mieszkanie wynosiły średnio 24,67 zł na osobę i były niższe o 18,50% od średniej ogólnopolskiej.

Podobnie jak w 2013 r. wyższa niż przeciętnie w kraju była też kwota zaległości w opłatach za mieszkanie — wynosiła średnio 35,77 zł na osobę, tj. o 18,14% więcej w porównaniu ze średnią ogólnopolską. Charakterystyczną cechą tej grupy województw była także najwyższa w skali kraju średnia liczba osób korzystających z pomocy pieniężnej i niepieniężnej, która w 2008 r. wynosiła odpowiednio: 70,27 i 37,93 osoby na 1000 osób, tj. o 41,71% i 27,38% więcej w porównaniu ze średnią krajową. Równocześnie należy zauważyć, że odsetek osób w gospodarstwach domowych o wydatkach poniżej ustawowej i relatywnej granicy ubóstwa utrzymywał się na poziomie 11,13% i 17,57%, a więc niższym w porównaniu do średniej ogólnopolskiej.

W 2008 r., tak jak w 2013 r., trzecią grupę tworzyły województwa charakteryzujące się niższą niż przeciętnie liczbą osób uzyskujących pomoc finansową

i materialną. W 2008 r. z tych form wsparcia korzystało średnio 40,81 i 25,60 osoby na 1000 ludności, czyli odpowiednio o 17,69% i 14,02% mniej w porównaniu ze średnią ogólnopolską. Niższa była także kwota zaległości w opłatach za mieszkanie, która wynosiła 24,24 zł na osobę, czyli o 27,57% mniej w porównaniu ze średnią krajową. Inaczej niż w 2013 r., w tej grupie województw notowano niższy w porównaniu ze średnią ogólnopolską odsetek osób w gospodarstwach domowych o wydatkach poniżej ustawowej granicy ubóstwa (9,28%), relatywnej granicy ubóstwa (15,98%) oraz minimum egzystencji (4,34%).

Również w czwartej grupie województw notowano niższy w stosunku do średniej ogólnopolskiej odsetek osób w gospodarstwach domowych o wydatkach poniżej ustawowej granicy ubóstwa (9,48%) oraz poniżej relatywnej granicy ubóstwa (16,05%) i minimum egzystencji (4,90%). Podobnie jak w 2013 r., mniejsza liczba osób w stosunku do średniej krajowej korzystała z pomocy pieniężnej (średnio 41,18 osoby na 1000 ludności) i niematerialnej (23,77 osoby na 1000 ludności). Ponadto w tej grupie województw występowały najwyższe w skali kraju zaległości w opłatach za mieszkanie, które wynosiły 42,20 zł na osobę — 39,37% więcej w stosunku do średniej ogólnokrajowej.

Podsumowanie

Z przeprowadzonej analizy wynika, że zjawisko ubóstwa w Polsce ma stosunkowo stabilny charakter, przy czym w okresie pięciu lat zaszły pewne zmiany w zakresie jego występowania. Porównując dane z lat 2008 i 2013 ze względu na strukturę symptomów ubóstwa obserwuje się koncentrację niekorzystnych zmian w północno-wschodniej części Polski. Do województw podlaskiego i kujawsko-pomorskiego dołączyło województwo warmińsko-mazurskie, w którym w ciągu pięciu lat nastąpił relatywnie największy wzrost (o 5,1 p.proc.) odsetka osób w gospodarstwach domowych o wydatkach poniżej ustawowej granicy ubóstwa. Można jednak zaobserwować także pozytywne zmiany, a dobrym przykładem jest tu województwo świętokrzyskie, w którym odsetek gospodarstw żyjących poniżej ustawowej granicy ubóstwa spadł o 4,4 p.proc.

Niestety w okresie analizowanych pięciu lat zaszły niekorzystne zmiany w wartości wskaźników ubóstwa, co widoczne jest zarówno w wyodrębnionych grupach województw, jak i w przypadku analizy danych na poziomie kraju. O ponad 2 p.proc. wzrósł w Polsce średni odsetek osób w gospodarstwach domowych żyjących poniżej ustawowej granicy ubóstwa (z 11,27% do 13,58%). Zwiększyły się również zaległości w opłatach za mieszkanie (z 30,28 zł do 35,68 zł na 1000 osób). Równocześnie należy podkreślić spadek liczby osób korzystających z pomocy pieniężnej i materialnej. W 2008 r. z tych form wsparcia korzystało średnio 49,58 i 29,77 osoby na 1000 ludności, a w 2013 r. odpowiednio: 48,97 i 27,50 osoby na 1000 ludności.

Nierozwiązanym problemem pozostaje dobór cech diagnostycznych pozwalających trafnie mierzyć, a następnie analizować zjawisko ubóstwa. Wokół tego problemu koncentrowała się m.in. znacząca część dyskusji podczas konferencji *Pomiar ubóstwa i wykluczenia społecznego w układach regionalnych i lokalnych*, która odbyła się w Poznaniu w dniach 11 i 12 czerwca 2015 r. Wobec złożoności zagadnienia, przede wszystkim możliwości zastosowania zarówno różnych mierników będących symptomami, jak i determinantami ubóstwa, trudno jest stworzyć jeden uniwersalny wskaźnik pomiaru tego zjawiska. Jak się wydaje, w tej sytuacji przydatnym rozwiązaniem staje się stosowanie metod statystycznej analizy wielowymiarowej pozwalających wykorzystywać informacje zawarte w różnorodnych wskaźnikach. Dobrym narzędziem identyfikacji przestrzennych różnic i podobieństwa występującego w zakresie symptomów ubóstwa w Polsce może być m.in. metoda *k*-średnich.

dr Mirosława Kaczmarek — Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu

LITERATURA

- Badania przestrzenne rynku i konsumpcji. Przewodnik metodyczny* (1992), Mynarski S. (red.), PWN, Warszawa.
- Diagnoza społeczna 2013. Warunki i jakość życia Polaków. Raport* (2014), Czapiński J. i Panek T. (red.), Warszawa.
- Grabiński T. (1992), *Metody taksonometrii*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Krakowie. <http://stat.gov.pl/metainformacje/slownik-pojec/pojecia-stosowane-w-statystyce-publicznej/>.
- Litz H. P. (2000), *Multivariate statistische Methoden und ihre Anwendung in der Wirtschafts- und Sozialwissenschaften*, R. Oldenbourg Verlag, München-Wien.
- Młodak A. (2006), *Analiza taksonomiczna w statystyce regionalnej*, Difin, Warszawa.
- Panek T. (2009), *Statystyczne metody wielowymiarowej analizy porównawczej*, Oficyna Wydawnicza SGH w Warszawie.
- Panek T. (2011), *Ubóstwo, wykluczenie i społeczne nierówności. Teoria i praktyka pomiaru*, Oficyna Wydawnicza SGH w Warszawie.
- Pociecha J., Podolec B., Sokołowski A., Zając K. (1988), *Metody taksonomiczne w badaniach społeczno-ekonomicznych*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Ubóstwo w Polsce w świetle badań GUS* (2013), GUS.

Summary. *The article presents the results of the clustering voivodships based on variables characterizing the phenomenon of poverty. The analysis is based on data available in the CSO's Local Data Bank. The selection of diagnostic features was made on the basis of the coefficients of variation and Pearson's r correlation coefficient. The grouping of voivodships was made using the k-means method. There were created four categories of voivodships differing in the symptoms of poverty. In order to answer the question whether the changes in the*

symptoms of poverty are taking place on the map of Poland, an analysis was conducted in two periods: for 2013 and 2008.

Keywords: *k-means method, symptoms of poverty, analysis of poverty.*

Резюме. *В статье были представлены результаты группировки воеводств, проведенной на основе показателей характеризующих бедность. В анализе были использованы данные из Банка локальных данных ЦСУ. Выбор диагностических признаков осуществлялся с учетом коэффициентов изменчивости и корреляции r Пирсона. Для группировки воеводств был использован метод k -средних. Были выделены четыре категории воеводств отличающихся друг от друга в отношении к структуре симптомов бедности. Для того, чтобы ответить на вопрос, происходят ли в Польше изменения в этой области, было сделано сравнение для 2008 и 2013 гг.*

Ключевые слова: *метод k -средних, симптомы бедности, анализ бедности.*

Modelowanie rozkładów dochodów kobiet i mężczyzn w województwie małopolskim¹

Streszczenie. *Celem artykułu jest dobór modeli teoretycznych, które możliwie najdokładniej odzwierciedlają rozkłady dochodów kobiet i mężczyzn w województwie małopolskim. W badaniu wzięto pod uwagę rozkłady teoretyczne najczęściej wykorzystywane przez autorów polskich i zagranicznych w analizie płac i dochodów. Do analizy porównawczej wybrano trzy najlepiej dopasowane modele: Singha-Maddali, Fiska i log-normalny. Przedmiotowe rozkłady badano pod względem precyzji oszacowania miar położenia, zmienności i nierówności w empirycznym rozkładzie dochodów kobiet i mężczyzn. Estymację modeli wykonano na podstawie danych o indywidualnych dochodach kobiet i mężczyzn w województwie małopolskim w 2013 r., pochodzących z badania panelowego przeprowadzonego w ramach Diagnozy Społecznej. Otrzymane wyniki konfrontowano z rezultatami badania rozkładów dochodów ludności prezentowanymi w polskiej i zagranicznej literaturze przedmiotu.*

Słowa kluczowe: rozkład dochodów, nierówności dochodowe, współczynnik Giniego, model Singha-Maddali.

Problematyka badania rozkładów dochodów oraz płac w społeczeństwie od wielu lat budzi zainteresowanie ekonomistów. Przedmiotem ich rozważań są tu często: charakterystyka położenia, zmienność w takich rozkładach, a także ocena nierówności dochodowych czy płacowych, jak i oszacowanie dobrobytu społecznego. Nieodzownym elementem tych badań jest próba dopasowania określonych rozkładów teoretycznych do empirycznego rozkładu dochodów.

Modele teoretyczne wspomagają identyfikację niektórych własności rozkładów empirycznych, ułatwiają ich porównanie w różnych zbiorowościach i pozwalają na wyrażenie charakterystyki liczbowej rozkładów (np. średniej arytmetycznej, odchylenia standardowego, współczynnika Giniego, Atkinsona i in.) za pomocą parametrów tychże modeli. Empiryczne rozkłady dochodów najczęściej cechują się jednomodalnością, wyraźną prawostronną asymetrią i dodatnią kurtozą (Kot, 1999ab). Do ich modelowania wykorzystuje się takie rozkłady teoretyczne, które przy odpowiedniej parametryzacji odzwierciedlają te właściwości.

¹ Publikacja sfinansowana z dotacji na utrzymanie potencjału badawczego Wydziału Zarządzania Uniwersytetu Ekonomicznego w Krakowie.

Do nich należą m.in. rozkłady: Pareto, Weibulla, Singha-Maddali, Daguma, Fiska, log-normalny, gamma i in. Autorzy badań próbują wskazać te rozkłady, które możliwie najlepiej odwzorowują empiryczny rozkład dochodów lub płac i jego charakterystykę liczbową (McDonald, Ransom, 1979; Kleiber, Kotz, 2003; Clementi i in., 2010). Prezentowane opracowanie wpisuje się również w ten nurt badań. Celem artykułu jest próba znalezienia modelu teoretycznego, który możliwie najdokładniej będzie odzwierciedlał rozkład dochodów kobiet i mężczyzn w województwie małopolskim. Badania nad rozkładem dochodów i płac w Polsce prowadzili m.in.: Kot (1999ab, 2000), Ulman (2011) czy Ostasiewicz (2013). Mimo że badania te odnosiły się do różnych zbiorowości statystycznych, a także różnych okresów badawczych, to wskazują one najczęściej na rozkłady Singha-Maddali i Daguma jako modele szczególnie dobrze dopasowane do danych empirycznych. Analiza prowadzona w tym opracowaniu pozwoli zweryfikować ten wniosek zarówno z punktu widzenia precyzji oszacowania charakterystyki empirycznego rozkładu dochodów, jak i charakteru tego oszacowania (tendencji do niedoszacowania lub przeszacowania charakterystyki liczbowej). Pod uwagę wzięto teoretyczne rozkłady najczęściej wykorzystywane w modelowaniu dochodów i posłużono się nimi do oszacowania wybranych miar położenia oraz zmienność i nierówność rozkładu dochodów. Estymację modeli przeprowadzono wykorzystując dane o dochodach indywidualnych kobiet i mężczyzn w województwie małopolskim w 2013 r., które zaczerpnięto z zasobów *Diagnozy społecznej*².

TEORETYCZNE MODELE ROZKŁADÓW DOCHODÓW I ICH CHARAKTERYSTYKA

We wstępnych badaniach rozważano rozkłady teoretyczne najczęściej stosowane w aproksymacji rozkładu dochodów, jak rozkład Singha-Maddali (Burra typu XII), Daguma (Burra typu III), gamma, Pareto, Weibulla, Fiska (logarytmiczno-logistyczny) i log-normalny. Do oceny stopnia dopasowania rozkładu teoretycznego do empirycznego rozkładu dochodów zastosowano wartości statystyk chi-kwadrat Pearsona, D_n Kołmogorowa-Smirnowa, A^2 Andersona-Darlinga (Anderson, 1962). Dodatkowo zgodność rozkładu teoretycznego i empirycznego zmierzono za pomocą kwadratu współczynnika korelacji R^2 pomiędzy kwantylami teoretycznymi i kwantylami empirycznymi (D'Agostino, Stephens, 1986; Kot, 1999ab).

Po szacowaniu wymienionych modeli zdecydowano się na wybór takich, które wykazały najwyższe wskaźniki dopasowania do empirycznych rozkładów dochodów kobiet i mężczyzn w badanym województwie. Były to rozkłady: Singha-Maddali, Fiska i log-normalny. W związku z tym dalsze rozważania autora zarówno w metodologicznej, jak i empirycznej części artykułu odnoszą się do tych trzech rozkładów.

² www.diagnoza.com (dostęp 2.10.2014 r.).

Funkcja gęstości rozkładu Singha-Maddali (Singh-Maddala, 1976) ma następującą postać:

$$f_{S-M}(x) = \frac{\alpha k \left(\frac{x}{\beta}\right)^{\alpha-1}}{\beta \left(1 + \left(\frac{x}{\beta}\right)^{\alpha}\right)^{k+1}} \quad \text{dla } x > 0 \quad (1)$$

gdzie α, β, k — parametry rozkładu.

Wartość średnia i odchylenie standardowe w rozkładzie Singha-Maddali dane są wzorami:

$$\mu_{S-M} = \frac{\beta \Gamma\left(\frac{1+\alpha}{\alpha}\right) \Gamma\left(\frac{k\alpha-1}{\alpha}\right)}{\Gamma(k)} \quad (2)$$

$$\sigma_{S-M} = \frac{\beta}{\Gamma(k)} \sqrt{\Gamma\left(\frac{\alpha+2}{\alpha}\right) \Gamma(k) \Gamma\left(\frac{k\alpha-2}{\alpha}\right) - \Gamma^2\left(\frac{\alpha+1}{\alpha}\right) \Gamma^2\left(\frac{k\alpha-1}{\alpha}\right)} \quad (3)$$

gdzie Γ — funkcja gamma.

Wartość modalną i medianę w przedmiotowym rozkładzie można zapisać odpowiednio wzorami (4) i (5):

$$Mo_{S-M} = \beta \left(\frac{\alpha-1}{k\alpha+1}\right)^{\frac{1}{\alpha}} \quad (4)$$

$$Me_{S-M} = \beta \left(2^{\frac{1}{k}} - 1\right)^{\frac{1}{\alpha}} \quad (5)$$

Warto zaznaczyć, że średnia (2) istnieje wówczas, gdy spełniony jest warunek $k\alpha > 1$, natomiast odchylenie standardowe (3) istnieje, o ile $k\alpha > 2$.

Jeśli w modelu Singha-Maddali parametr $k = 1$, wówczas rozkład przyjmuje postać modelu Fiska (1961) z parametrem położenia β i parametrem kształtu α . Funkcja gęstości w rozkładzie Fiska ma więc postać:

$$f_F(x) = \frac{\alpha \left(\frac{x}{\beta}\right)^{\alpha-1}}{\beta \left(1 + \left(\frac{x}{\beta}\right)^{\alpha}\right)^2} \quad \text{dla } x > 0 \quad (6)$$

Przekształcając wzory (2) i (3) z uwzględnieniem następujących własności funkcji gamma Eulera: $\Gamma(x+1) = x\Gamma(x)$ oraz $\Gamma(x)\Gamma(1-x) = \frac{\pi}{\sin(\pi x)}$ dla $k=1$ otrzymamy wzory na średnią i odchylenie standardowe w rozkładzie Fiska:

$$\mu_F = \frac{\beta\pi}{\alpha \sin\left(\frac{\pi}{\alpha}\right)} \quad (7)$$

$$\sigma_F = \beta \sqrt{\frac{2\pi}{\alpha \sin\left(\frac{2\pi}{\alpha}\right)} - \frac{\pi^2}{\alpha^2 \sin^2\left(\frac{\pi}{\alpha}\right)}} \quad (8)$$

Wartość modalna i mediana w rozkładzie Fiska dane są odpowiednio wzorami (9) i (10):

$$Mo_F = \beta \left(\frac{\alpha-1}{\alpha+1}\right)^{\frac{1}{\alpha}} \quad (9)$$

$$Me_F = \beta \quad (10)$$

Trzecim z rozważanych modeli był rozkład log-normalny (Aitchison, Brown, 1969). Tutaj funkcja gęstości, wartość średnia, odchylenie standardowe, wartość modalna i mediana dane są odpowiednio wzorami (11)—(15):

$$f_{L-N}(x) = \frac{1}{\alpha x \sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{(\ln x - \mu)^2}{2\sigma^2}\right) \quad \text{dla } x > 0 \quad (11)$$

$$\mu_{L-N} = \exp(\mu + 0,5\sigma^2) \quad (12)$$

$$\sigma_{L-N} = \sqrt{\exp(2\mu + \sigma)[\exp(\sigma^2) - 1]} \quad (13)$$

$$Mo_{L-N} = \exp(\mu - \sigma^2) \quad (14)$$

$$Me_{L-N} = \exp(\mu) \quad (15)$$

gdzie μ, σ — parametry rozkładu (μ — parametr położenia, σ — parametr kształtu).

Estymację parametrów omawianych modeli przeprowadzono metodą największej wiarygodności. Posłużono się w tym celu danymi pogrupowanymi w szeregach rozdzielczych przedziałowych. Jeśli szereg rozdzielczy składa się z k przedziałów klasowych, a liczebność w j -tej klasie wynosi n_j , natomiast prawdopodobieństwo tego, że dochód przyjmie wartość z klasy j wynosi $p_j(\theta)$, to funkcję wiarygodności wykorzystywaną w estymacji można przedstawić następująco (Kot, 1999ab):

$$L = \frac{n!}{n_1! n_2! \dots n_k!} \prod_{j=1}^k p_j^{n_j}(\theta) \quad (16)$$

gdzie:

$$n = n_1 + n_2 + \dots + n_k,$$

θ — wektor szacowanych parametrów modelu.

MIARY NIERÓWNOŚCI DOCHODOWYCH I INDEKSY DOBROBYTU SPOŁECZNEGO

Rozkłady Singha-Maddali, Fiska i log-normalny porównywano pod względem dokładności oszacowań miar nierówności dochodowych i indeksów dobrobytu społecznego. W praktyce najczęściej wykorzystywanym wskaźnikiem nierówności dochodowych jest miara Giniego G , której wartość informuje, jaką część średniego dochodu μ stanowi przeciętna różnica bezwzględna między dochodami osiągniętymi przez pary losowo wybranych jednostek (Kakwani, 1980; Kot, 2000):

$$G = \frac{E|X - Y|}{2\mu} \quad (17)$$

gdzie:

X, Y — dochody dwóch różnych jednostek,

μ — przeciętny dochód.

Im wyższa jest wartość współczynnika (17), tym większe nierówności dochodowe w zbiorowości. Współczynnik Giniego w modelach Singha-Maddali, Fiska i log-normalnym można wyrazić następującymi wzorami (Kot, 1999ab, 2000):

$$G_{S-M} = 1 - \frac{\Gamma\left(2k - \frac{1}{\alpha}\right)\Gamma(k)}{\Gamma\left(k - \frac{1}{\alpha}\right)\Gamma(2k)} \quad (18)$$

$$G_F = \frac{1}{\alpha} \quad (19)$$

$$G_{L-N} = 2\Phi\left(\frac{\sigma}{\sqrt{2}}\right) - 1 \quad (20)$$

gdzie Φ — dystrybuanta rozkładu normalnego standaryzowanego.

Kolejną analizowaną miarą nierówności był współczynnik Atkinsona (1970) odwołujący się do tzw. dochodu ekwiwalentnego, czyli dochodu, który rozdzielony pomiędzy każdą jednostkę zapewniłby taki sam łączny dobrobyt, jak rozkład referencyjny. Wskaźnik ten można obliczyć według wzoru:

$$At = 1 - \frac{(E(X^{1-\varepsilon}))^{\frac{1}{1-\varepsilon}}}{E(X)} \quad (21)$$

gdzie:

- ε — parametr wyrażający wagę przypisywaną transferom dochodów pomiędzy różnymi jednostkami,
- $E(X)$ — wartość oczekiwana rozkładu dochodów.

Wraz ze wzrostem parametru ε rośnie znaczenie dochodów transferowanych do najuboższych jednostek. W szczególnej sytuacji, gdy $\varepsilon=0$, wszystkim transferom dochodów nadawana jest jednakowa waga.

Przedmiotem oszacowania w tym artykule są również indeksy Sena (1973) i Kakwaniego (1980), które obliczamy według wzorów (22) i (23):

$$IS = \mu(1 - G) \quad (22)$$

$$IK = \frac{\mu}{1 + G} \quad (23)$$

Wartości obu indeksów umożliwiają porównanie rozkładów dochodów ze względu na przeciętny poziom dochodów, jak i rozmiary nierówności dochodowych. Przyjmuje się, że jeśli współczynnik Giniego jest mniejszy od 0,5, to wskaźnik Sena (22) jest zdominowany przez przeciętny dochód μ . W sytuacji natomiast, gdy $G \geq 0,5$, to wówczas indeks Giniego G dominuje wskaźnik Sena. Z kolei miernik Kakwaniego (23) jest zawsze bardziej wrażliwy na przeciętne dochody niż na wskaźnik Giniego (Kot, 1999ab).

WYNIKI BADAŃ EMPIRYCZNYCH

Do estymacji teoretycznych rozkładów dochodów kobiet i mężczyzn w województwie małopolskim, jak już wspomniano, wykorzystano dane z 2013 r. z badania panelowego *Diagnozy społecznej*³. W opracowaniu dodatkowo zwiększono liczebność próby badawczej w obu grupach płci do 5000 obserwacji poprzez zastosowanie losowania bootstrapowego z odpowiedniego panelu gospodarstw domowych z uwzględnieniem wag zapewniających właściwą reprezentatywność próby. Stosowany system ważenia uwzględniał różnicę między częstościami udziałów zbadanych osób w łącznej klasyfikacji według miejsca zamieszkania, wieku i płci a rzeczywistą strukturą tych udziałów w populacji (Czapiński, Panek, 2007). Wyniki oszacowania modeli Singha-Maddali, Fiska i modelu log-normalnego dopasowanych do rozkładów dochodów kobiet i mężczyzn zawierają odpowiednio tabl. 1—3.

TABL. 1. WYNIKI OSZACOWANIA PARAMETRÓW MODELU SINGHA-MADDALI DOPASOWANEGO DO ROZKŁADÓW DOCHODÓW KOBIECI I MĘŻCZYŹN W WOJEWÓDZTWIE MAŁOPOLSKIM W 2013 R.

Grupy badawcze	Parametry modelu			Miary dopasowania do danych empirycznych			
	α	β	k	D_n	A^2	χ^2	R^2
Kobiety	3,2147	1320,3	0,93344	0,05041	11,191	227,0	0,930
Mężczyźni	2,7258	2143,3	1,38290	0,04675	8,516	448,6	0,945

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych z *Diagnozy społecznej* z 2013 r., www.diagnoza.com (dostęp 2.10.2014 r.).

TABL. 2. WYNIKI OSZACOWANIA PARAMETRÓW MODELU FISKA DOPASOWANEGO DO ROZKŁADÓW DOCHODÓW KOBIECI I MĘŻCZYŹN W WOJEWÓDZTWIE MAŁOPOLSKIM W 2013 R.

Grupy badawcze	Parametry modelu		Miary dopasowania do danych empirycznych			
	α	β	D_n	A^2	χ^2	R^2
Kobiety	3,0651	1364,7	0,05456	12,778	342,14	0,928
Mężczyźni	3,0223	1785,0	0,06151	14,105	415,99	0,942

Źródło: jak przy tabl. 1.

TABL. 3. WYNIKI OSZACOWANIA PARAMETRÓW MODELU LOG-NORMALNEGO DOPASOWANEGO DO ROZKŁADÓW DOCHODÓW KOBIECI I MĘŻCZYŹN W WOJEWÓDZTWIE MAŁOPOLSKIM W 2013 R.

Grupy badawcze	Parametry modelu		Miary dopasowania do danych empirycznych			
	μ	σ	D_n	A^2	χ^2	R^2
Kobiety	7,2191	0,58800	0,07141	27,542	497,75	0,924
Mężczyźni	7,4875	0,59545	0,06101	13,161	216,42	0,942

Źródło: jak przy tabl. 1.

³ www.diagnoza.com (dostęp 2.10.2014 r.).

Biorąc pod uwagę wartości statystyk chi-kwadrat Pearsona, D_n Kołmogorowa-Smirnowa, A^2 Andersona-Darlinga, a także R^2 można stwierdzić, że rozkład dochodów kobiet został najwierniej odzwierciedlony za pomocą modelu Singha-Maddali. Modelem najslabiej dopasowanym do empirycznego rozkładu dochodów kobiet był natomiast model log-normalny. Porównanie jakości dopasowania teoretycznych modeli do rozkładów dochodów mężczyzn w woj. małopolskim jest już mniej jednoznaczne. Biorąc pod uwagę wartości statystyki Kołmogorowa-Smirnowa, Andersona-Darlinga i R^2 należy stwierdzić, że model Singha-Maddali lepiej odzwierciedla rozkład dochodów mężczyzn w porównaniu z pozostałymi modelami. Kierując się z kolei statystyką chi-kwadrat Pearsona, należy wskazać na model log-normalny jako najlepiej dopasowany do rozkładu dochodów mężczyzn. Na podstawie wartości statystyk: D_n , A^2 , χ^2 i R^2 można natomiast stwierdzić, że rozkład dochodów mężczyzn był najslabiej odzwierciedlony przez model Fiska. Przebieg funkcji gęstości rozważanych rozkładów przedstawiają wykry. 1 i 2.

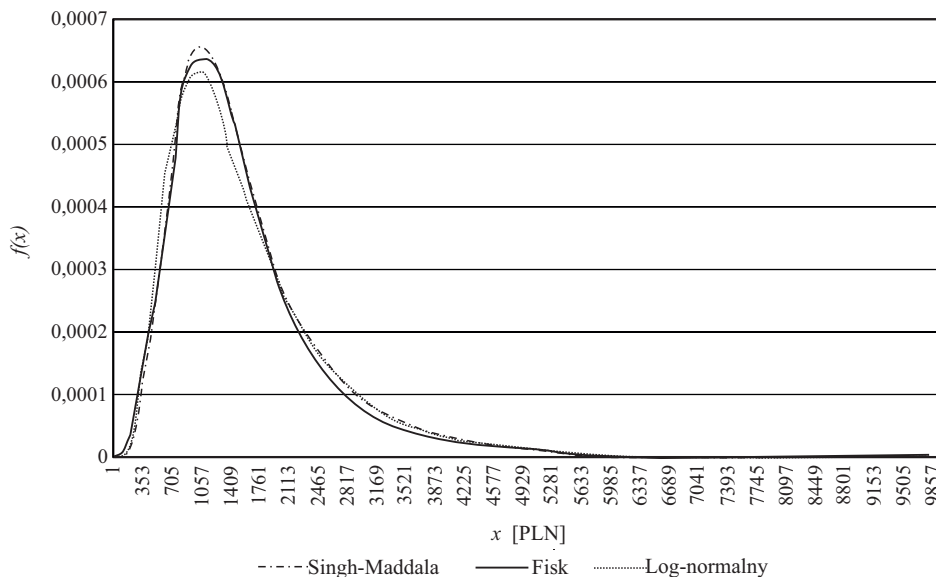
Na podstawie oszacowanych modeli obliczono podstawową charakterystykę liczbową rozkładów: średnią, wartość modalną, medianę, odchylenie standardowe i współczynnik zmienności, a otrzymane wyniki porównano z charakterystyką obliczoną dla empirycznych rozkładów dochodów mężczyzn i kobiet (tabl. 4).

Na podstawie przedstawionych rezultatów można stwierdzić, że rozważane rozkłady przeszacowują przeciętny rzeczywisty poziom dochodów wśród mężczyzn. Przeciętne dochody kobiet są z kolei przeszacowane, gdy stosowane są rozkłady Singha-Maddali i Fiska, natomiast rozkład log-normalny niedoszacowuje przeciętnego dochodu kobiet. W przypadku kobiet, jak i mężczyzn najdokładniejszego oszacowania średniego poziomu dochodów dostarcza rozkład Singha-Maddali. Z tabl. 4 wynika również, że przeciętne dochody mężczyzn w województwie małopolskim są o kilkaset złotych wyższe niż w przypadku kobiet, przy czym najwierniej dysproporcja ta jest odzwierciedlona przez model Singha-Maddali, a najmniej dokładnie przez model Fiska.

Rozważane modele w obu grupach badawczych niedoszacowują empirycznej wartości modalnej dochodów. Najmniejszy błąd oszacowania wartości modalnej w grupach kobiet i mężczyzn popełnimo stosując model Singha-Maddali. Interesujący wydaje się również fakt, że wszystkie modele przeszacowują medianę dochodów kobiet i jednocześnie niedoszacowują mediany dochodów mężczyzn. Najbardziej dokładne oszacowanie mediany dochodów kobiet i mężczyzn można otrzymać za pomocą modelu Singha-Maddali. Wszystkie te modele mają również tendencję do przeszacowywania odchylenia standardowego w rozkładach dochodów.

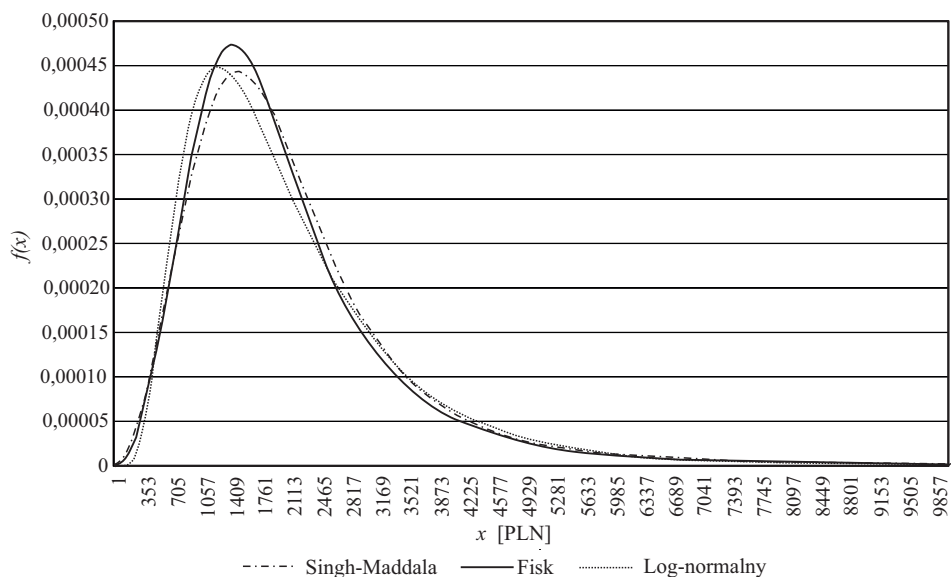
W przypadku wszystkich trzech modeli otrzymane zróżnicowanie dochodów wśród mężczyzn przewyższa zróżnicowanie obliczone dla danych empirycznych. Wśród kobiet jedynie model log-normalny niedoszacowuje odchylenia standardowego, a pozostałe rozkłady teoretyczne je przeszacowują. Najbardziej precyzyjnego oszacowania odchylenia standardowego w zbiorowości kobiet oraz zbiorowości mężczyzn dostarcza model log-normalny, z kolei przeszacowanie współczynnika zmienności empirycznego rozkładu dochodów obserwujemy w grupie mężczyzn (wszystkie modele teoretyczne) i w grupie kobiet (modele Singha-Maddali, Fiska).

Wykr. 1. FUNKCJE GĘSTOŚCI MODELU BURRA TYPU XII (Singha-Maddali), LOG-LOGISTYCZNEGO (Fiska) I LOG-NORMALNEGO ROZKŁADU DOCHODÓW KOBIEŃ W WOJEWÓDZTWIE MAŁOPOLSKIM W 2013 R.



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z *Diagnozy Społecznej z 2013 r.*, www.diagnoza.com (dostęp 02.10.2014 r.)

Wykr. 2. FUNKCJE GĘSTOŚCI MODELU BURRA TYPU XII (Singha-Maddali), LOG-LOGISTYCZNEGO (Fiska) I LOG-NORMALNEGO ROZKŁADU DOCHODÓW MĘŻCZYŹN W WOJEWÓDZTWIE MAŁOPOLSKIM W 2013 R.



Źródło: jak przy wyk. 1.

Należy zauważyć, że rzeczywiste zróżnicowanie dochodów mierzone współczynnikiem zmienności jest mniejsze u mężczyzn. Najdokładniejsze zaś oszacowanie współczynnika zmienności w obu grupach osób otrzymano za pomocą modelu log-normalnego.

TABL. 4. CHARAKTERYSTYKA LICZBOWA ROZKŁADÓW DOCHODÓW KOBIET I MĘŻCZYŹN W WOJEWÓDZTWIE MAŁOPOLSKIM W 2013 R.

Rozkłady według grup badawczych <i>a</i> — kobiety <i>b</i> — mężczyźni	Średnia	Modalna	Mediana	Odchylenie standardowe	Współczynnik zmienności
Singha-Maddali <i>a</i>	1632,9	1098,4	1360,5	1282,0	0,785
..... <i>b</i>	2127,0	1476,1	1830,8	1428,0	0,671
Fiska <i>a</i>	1636,6	1094,2	1364,7	1274,4	0,779
..... <i>b</i>	2152,1	1421,8	1785,0	1717,6	0,798
Log-normalny <i>a</i>	1622,9	966,2	1365,3	1043,0	0,643
..... <i>b</i>	2131,9	1252,6	1785,6	1390,8	0,652
Empiryczny <i>a</i>	1628,9	1203,2	1341,2	1146,3	0,704
..... <i>b</i>	2121,9	2006,8	1897,8	1346,8	0,635

Źródło: jak przy tabl. 1.

Teoretyczne modele rozkładu dochodów wykorzystano następnie do obliczenia popularnych miar nierówności dochodowych oraz indeksów dobrobytu społecznego. Otrzymane wyniki porównano z rezultatami obliczonymi dla empirycznych rozkładów dochodów (tabl. 5).

TABL. 5. WYBRANE MIARY NIERÓWNOŚCI DOCHODOWYCH I INDEKSY DOBROBYTU SPOŁECZNEGO

Rozkłady według grup badawczych <i>a</i> — kobiety <i>b</i> — mężczyźni	Wskaźnik			
	Giniego	Atkinsona (0,5)	Sena	Kakwaniego
Singha-Maddali <i>a</i>	0,323	0,087	1106,242	1234,679
..... <i>b</i>	0,317	0,083	1452,524	1614,909
Fiska <i>a</i>	0,326	0,089	1102,653	1234,002
..... <i>b</i>	0,331	0,092	1440,026	1617,058
Log-normalny <i>a</i>	0,322	0,083	1099,632	1227,212
..... <i>b</i>	0,326	0,085	1436,306	1607,430
Empiryczny <i>a</i>	0,320	0,086	1107,067	1233,664
..... <i>b</i>	0,316	0,082	1451,712	1612,596

Źródło: jak przy tabl. 1.

Z tabl. 5 wynika, że wszystkie trzy modele przeszacowują wskaźnik Giniego zarówno w grupie kobiet, jak i mężczyzn. Najbardziej precyzyjne oszacowanie tego wskaźnika wśród kobiet uzyskano za pomocą modelu log-normalnego, a u mężczyzn — za pomocą modelu Singha-Maddali. Należy zwrócić uwagę, że

rzeczywiste wartości wskaźnika Giniego oraz Atkinsona wskazują, że nierówności dochodowe u kobiet są większe niż u mężczyzn, przy czym tylko model Singha-Maddali prawidłowo odzwierciedlił tę sytuację w odniesieniu do obu wskaźników. Wszystkie trzy modele przeszacowują wskaźnik Atkinsona w grupie mężczyzn, natomiast w grupie kobiet wskaźnik ten jest przeszacowany w modelach Singha-Maddali i Fiska. Jedynie model log-normalny niedoszacowuje empirycznej wartości wskaźnika Atkinsona w grupie kobiet. W tej grupie wszystkie modele teoretyczne niedoszacowują rzeczywistej wartości wskaźnika Sena, natomiast w przypadku mężczyzn niedoszacowanie tego wskaźnika można zaobserwować w przypadku modeli Fiska i log-normalnego. Jedynie w grupie mężczyzn wskaźnik Sena obliczony na podstawie rozkładu Singha-Maddali był wyższy od rzeczywistego. Najbardziej zbliżoną do empirycznej wartości ocenę wskaźnika Sena — zarówno w przypadku kobiet, jak i mężczyzn — otrzymano dla rozkładu Singha-Maddali. Można również stwierdzić, że rozkłady Singha-Maddali oraz Fiska przeszacowują wskaźnik Kakwaniego w grupach kobiet i mężczyzn, a rozkład log-normalny niedoszacowuje go w obu grupach. Najlepszą ocenę rzeczywistej wartości wskaźnika Kakwaniego w przypadku kobiet otrzymano za pomocą modelu Fiska, a dla mężczyzn — za pomocą modelu Singha-Maddali.

Podsumowanie

Wyniki modelowania rozkładów dochodów kobiet i mężczyzn w województwie małopolskim pokazują, że najlepsze dopasowanie do danych empirycznych wykazał model Singha-Maddali. Dostarcza on częściej niż inne rozważane modele najdokładniejszych oszacowań charakterystyki liczbowej rozkładu dochodów. Dotyczy to zwłaszcza miar tendencji centralnej: średniej, mody i mediany rozkładu dochodów zarówno wśród mężczyzn, jak i kobiet.

Model Singha-Maddali, zwłaszcza wśród mężczyzn, najbardziej precyzyjnie szacuje również miary nierówności dochodowych i indeksy dobrobytu społecznego. W województwie małopolskim najdokładniejsze oszacowanie jednego z indeksów dobrobytu społecznego (wskaźnika Kakwaniego) w zbiorowości kobiet uzyskano natomiast za pomocą modelu Fiska.

Warto też zwrócić uwagę, że model Singha-Maddali najczęściej przeszacowuje wskaźniki nierówności dochodowych i indeksy dobrobytu społecznego zarówno w zbiorowości kobiet, jak i mężczyzn. Model ten wykazuje również tendencję do przeszacowywania średniego dochodu oraz miar zróżnicowania dochodu w obu badanych grupach osób. Z kolei wyraźnie niedoszacowuje on wartości mediany i mody dochodów w zbiorowościach kobiet i mężczyzn. Na podstawie przeprowadzonych badań rozkład Singha-Maddali należy rekomendować jako najlepszy do modelowania rozkładów dochodów mężczyzn i kobiet. Ten wniosek jest zgodny z wynikami podobnych badań prowadzonych nad rozkładami dochodów (McDonald, Ransom, 1979; Kot, 2000; Ostasiewicz, 2013). Jednak stwierdzony charakter oszacowania tym modelem niektórych cech rozkładu dochodów stoi w sprzeczności z wynikami innych autorów. McDonald, Ransom i Ostasiewicz wskazują na tendencję do niedoszacowywania przez model Singha-Maddali wielu cech rozkładu dochodów, podczas gdy w tym opira-

cowaniu wykazano, że jednak częściej przeszacowuje te charakterystyki. Przyczyn tych rozbieżności można upatrywać w odmiennej próbie badawczej, innym okresie badania czy ewentualnie stosowanej metodzie estymacji parametrów modelu. Aby ostatecznie potwierdzić zaobserwowane własności rozkładu Singha-Maddali konieczne są badania przy zwiększonej liczebności próby badawczej i zastosowaniu innych metod estymacji parametrów rozkładu.

dr hab. Marcin Salamaga — profesor *Uniwersytetu Ekonomicznego w Krakowie*

LITERATURA

- Aitchison J., Brown J. A. C. (1969), *The Lognormal Distribution*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Anderson T. W. (1962), *On the Distribution of the Two-Sample Cramer-von Mises Criterion*, „Annals of Mathematical Statistics”, Vol. 33 (3).
- Atkinson A. B. (1970), *On Measurement of Inequality*, „Journal of Economic Theory”, Vol. 2 (3).
- Clementi F. M., Gallegati M., Kaniadakis G. (2010), *A Model of Personal Income Distribution with Application to Italian Data*, „Empirical Economics”, Vol. 39 (2).
- Czapiński J., Panek T. (2007), *Diagnoza społeczna 2000—2007. Warunki i jakość życia Polaków*, Instytut Psychologii Uniwersytetu Warszawskiego, Rada Monitoringu Społecznego przy Wyższej Szkole Psychologii i Zarządzania w Warszawie, <http://www.ads.org.pl/opis-szczeg.php?id=58>.
- D’Agostino R. B., Stephens M. A. (1986), *Goodness — of-fit Techniques*, Basel, Marcel Dekker Inc., New York.
- Fisk P. R. (1961), *The Graduation of Income Distributions*, „Econometrica”, Vol. 29 (2).
- Kakwani N. C. (1980), *Income Inequality and Poverty* Oxford University Press, New York, Oxford, London.
- Kleiber C., Kotz S. (2003), *Statistical Size Distributions in Economics and Actuarial Sciences*, Wiley InterScience, John Wiley and Sons, Inc., Hoboken, New Jersey.
- Kot S. M. (1999a), *Teorie genezy rozkładów płac*, [w:] *Analiza ekonometryczna kształtowania się płac w Polsce w okresie transformacji*, Kot S. M. (red.) Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa-Kraków.
- Kot S. M. (1999b), *Empiryczna weryfikacja rozkładów płac w Polsce*, [w:] *Analiza ekonometryczna kształtowania się płac w Polsce w okresie transformacji*, Kot S. M. (red.), Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa-Kraków.
- Kot S. M. (2000), *Ekonometryczne modele dobrobytu*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa-Kraków.
- McDonald J. B., Ransom M. R. (1979), *Journal of the Econometric Functional Forms, Estimation Techniques and the Distribution of Income*, „Econometrica”, Vol. 47 (6).
- Ostasiewicz K. (2013), *Adekwatność wybranych rozkładów teoretycznych dochodów w zależności od metody aproksymacji*, „Przegląd Statystyczny”, Vol. 60 (4).
- Sen A. K. (1973), *On Ignorance and Equal Distribution*, „American Economic Review”, Vol. 63 (5).
- Singh S. K., Maddala G. S. (1976), *A Function for Size Distribution of Incomes*, „Econometrica”, Vol. 44 (5).
- Ulman P. (2011), *Rozkłady dochodów gospodarstw domowych*, [w:] *Sytuacja osób niepełnosprawnych i ich gospodarstw domowych w Polsce*, Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Krakowie.

Summary. *The purpose of this article is the choice of theoretical models which reflect as closely as possible distributions of income between men and women in the Malopolska voivodship. The study took into account the theoretical distributions commonly used in the analysis of wages and incomes by Polish and foreign authors. For a comparative analysis were selected three best-fit models: Singh-Maddala, Fisk and log-normal. These distributions were tested for estimation accuracy of measurement position, the volatility and inequality in the empirical distribution of income between men and women. Estimation models were based on data on individual incomes of men and women in the Malopolska voivodship in 2013 coming from panel survey, conducted in the framework of the Social Diagnosis. The results were compared with the results of the study of population distributions of income presented in the Polish and foreign literature.*

Keywords: income distribution, income inequality, the Gini coefficient, Singh-Maddala model.

Резюме. *Целью статьи является выбор теоретических моделей, отражающих как можно точно распределения доходов женщин и мужчин в малопольском воеводстве. В обследовании принимались во внимание теоретические распределения, обычно используемые польскими и зарубежными авторами в анализе заработной платы и доходов. Для сравнительного анализа были выбраны три наиболее подходящие модели: Синга-Маддала, Фиска и лог-нормальная. Эти распределения были обследованы в отношении к точности оценки мер расположения, изменчивости и неравенства в эмпирическом распределении доходов женщин и мужчин. Оценка моделей была разработана на основе данных по индивидуальным доходам женщин и мужчин в малопольском воеводстве в 2013 г. Эти данные происходили из панельного обследования проведенного в рамках Общественного диагноза. Полученные результаты были сопоставлены с результатами обследования распределений доходов населения представленных в польской и зарубежной литературе.*

Ключевые слова: распределение доходов, доходные неравенства, коэффициент Джини, модель Синга-Маддала.

Przestrzenne zróżnicowanie rozwoju ekonomicznego powiatów województwa śląskiego

Streszczenie. *Przedmiotem artykułu jest wewnętrzne zróżnicowanie rozwoju najbardziej zurbanizowanego województwa w Polsce. Celem opracowania jest ocena skali przestrzennego zróżnicowania rozwoju ekonomicznego powiatów województwa śląskiego w latach 2002—2013. Do osiągnięcia tego celu wykorzystano następujące metody badawcze: opisową analizę wybranych wielkości makroekonomicznych, analizę taksonomiczną oraz analizę skupień. Wyniki przeprowadzonych analiz skłaniają do sformułowania dwóch kluczowych wniosków. Po pierwsze, w latach 2002—2013 grupę kwintylową o najwyższym poziomie rozwoju ekonomicznego tworzyły powiaty grodzkie aglomeracji śląsko-dąbrowskiej. Po drugie, w województwie śląskim istniały silne wewnętrzne zróżnicowania w zakresie przedsiębiorczości i kierunków jej rozwoju.*

Słowa kluczowe: województwo śląskie, rozwój regionalny, zróżnicowanie rozwoju.

Celem artykułu jest przedstawienie oceny skali przestrzennego zróżnicowania rozwoju ekonomicznego powiatów województwa śląskiego w latach 2002—2013. Do osiągnięcia tego celu wykorzystano wybrane wielkości makroekonomiczne opisujące syntetycznie rozwój ekonomiczny analizowanych tu jednostek terytorialnych. Są to: produkcja sprzedana przemysłu przypadająca na mieszkańca regionu, wartość brutto środków trwałych *per capita*, inwestycje na mieszkańca, poziom płac realnych, stopa bezrobocia rejestrowanego oraz liczba podmiotów REGON na 1000 mieszkańców. Wybór zmiennych był podyktowany dwiema zasadniczymi przesłankami. Po pierwsze, każda z dobranych wielkości makroekonomicznych pokazuje syntetyczną treść o dynamice zmian gospodarczych regionu, a po drugie, wielkości te najlepiej, spośród danych dostępnych w Banku Danych Lokalnych GUS, opisują zarówno poziom rozwoju ekonomicznego powiatów, jak i ich zróżnicowanie przestrzenne¹.

¹ Taki sam zbiór zmiennych diagnostycznych wykorzystano do oceny przestrzennego zróżnicowania rozwoju ekonomicznego wszystkich polskich powiatów m.in. w pracach Tokarski (2013); Filipowicz, Tokarski (2015).

**TABL. 1. PODSTAWOWE ZMIENNE MAKROEKONOMICZNE CHARAKTERYZUJĄCE WOJEWÓDZTWO ŚLĄSKIE
NA TLE INNYCH WOJEWÓDZTWA**

Wyszczególnienie	Produkcja sprzedana przemysłu		Wartość brutto środków trwałych na mieszkańca w tys. zł		Inwestycje	Płace w zł	Stopa bezrobocia w %	Liczba podmiotów REGON na 1000 mieszkańców
	2002	2008	2002	2008				
Województwo śląskie	2002	2008	38,4	43,6	2,4	3060,7	17,2	88,3
	2008	2013	43,6	48,9	4,5	3753,8	6,9	92,3
	2013	2002—2013	48,9	42,8	4,1	4022,8	11,3	100,1
	2002—2013		42,8		3,5	3569,7	12,3	93,4
Województwo o najwyższej wartości cechy	2002	2008	59,5	69,2	4,3	3853,5	30,8	115,0
	2008	2013	(mazowieckie)	(mazowieckie)	(mazowieckie)	(mazowieckie)	(warmińsko-mazurskie)	(zachodniopomorskie)
	2013	2002—2013	40,0	74,2	7,0	4677,6	16,8	125,9
	2002—2013		(śląskie)	(mazowieckie)	(mazowieckie)	(mazowieckie)	(warmińsko-mazurskie)	(zachodniopomorskie)
	2002—2013		38,4	67,9	5,6	4773,4	21,6	136,4
	2002—2013		(śląskie)	(mazowieckie)	(mazowieckie)	(mazowieckie)	(warmińsko-mazurskie)	(mazowieckie)
	2002—2013		35,1		5,4	4385,1	23,4	127,8
	2002—2013		(śląskie)	(mazowieckie)	(mazowieckie)	(mazowieckie)	(warmińsko-mazurskie)	(zachodniopomorskie)
Województwo o najmniejszej wartości cechy	2002	2008	17,2	19,5	1,0	2497,4	15,1	65,9
	2008	2013	(lubelskie)	(lubelskie)	(lubelskie)	(podkarpackie)	(mazowieckie)	(podkarpackie)
	2013	2002—2013	11,3	22,6	2,1	3029,5	6,4	68,7
	2002—2013		(lubelskie)	(lubelskie)	(lubelskie)	(podkarpackie)	(wielkopolskie)	(podkarpackie)
	2002—2013		13,9	19,4	1,8	3264,6	9,6	75,0
	2002—2013		(podlaskie)	(lubelskie)	(podlaskie)	(warmińsko-mazurskie)	(wielkopolskie)	(podkarpackie)
	2002—2013		10,7		1,6	2890,1	11,4	69,1
	2002—2013		(lubelskie)	(lubelskie)	(lubelskie)	(podkarpackie)	(mazowieckie)	(podkarpackie)
Województwo śląskie (Polska=100)	2002	2008	122,5	116,3	109,3	102,6	95,7	97,3
	2008	2013	159,8	140,3	110,9	102,6	72,6	93,7
	2013	2002—2013	140,3	153,5	118,3	103,7	84,3	94,7
	2002—2013		153,5	117,7	111,1	103,1	85,1	95,5

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS, www.stat.gov.pl.

W pierwszej części opracowania opisano kształtowanie się badanych zmiennych makroekonomicznych w województwie śląskim na tle całej gospodarki polskiej, jak również województw o najwyższych i najniższych wartościach badanych cech. W drugiej części scharakteryzowano przestrzenne zróżnicowanie tych zmiennych w powiatach województwa śląskiego. W części tej zaprezentowano także taksonomiczne wskaźniki rozwoju ekonomicznego powiatów omawianego województwa. Kolejna część zawiera analizy skupień pozwalające na wyodrębnienie grup powiatów o podobnej strukturze rozwoju ekonomicznego. Artykuł kończy podsumowanie zawierające najważniejsze wnioski z prowadzonych wcześniej analiz.

WSKAŹNIKI ROZWOJU EKONOMICZNEGO WOJEWÓDZTWA ŚLĄSKIEGO

Województwo śląskie zajmuje 14 miejsce pod względem powierzchni (3,9% powierzchni kraju), czyli jest większe tylko od województw świętokrzyskiego i opolskiego, a zamieszkuje je 12,0% ludności Polski. Strukturę administracyjną województwa tworzy 167 gmin zgrupowanych w 36 powiatach (17 ziemskich i 19 grodzkich). Województwo śląskie jest najbardziej zurbanizowanym regionem Polski (77,7% ludności miejskiej). Ma najwyższą w kraju gęstość zaludnienia (375 osób/km², przy średniej dla naszego kraju — 123 osoby/km²). Pod względem liczby ludności województwo śląskie ustępuje tylko województwu mazowieckiemu (13,7%).

Produkcja sprzedana przemysłu

Produkcja sprzedana przemysłu uwzględnia górnictwo, wytwarzanie energii, przetwórstwo przemysłowe oraz działalność związaną z dostawą wody, a także z odbiorem ścieków i odpadów. Podstawowym zasobem województwa śląskiego są surowce naturalne. Dzięki temu powstał największy okręg przemysłowy, stanowiący podstawę krajowego bilansu paliwowo-energetycznego.

Wyróżniającymi cechami województwa są:

- silna pozycja przemysłu elektromaszynowego, informatycznego, energetyki oraz przemysłu motoryzacyjnego;
- wiodąca pozycja w produkcji energii elektrycznej;
- znaczący udział sektora wydobywczego;
- szybki rozwój technologii środowiskowych.

Wskutek tego województwo śląskie było w Polsce liderem pod względem wartości produkcji sprzedanej przemysłu przypadającej na mieszkańca — w latach 2002—2013 średnia wartość wynosiła 35,1 tys. zł na mieszkańca². Trzy ko-

² Wielkości wyrażone w jednostkach pieniężnych podano dalej w cenach stałych z 2013 r. Wielkości te przeliczono na ceny stałe korzystając z jednolitego (dla wszystkich powiatów) deflatora CPI.

lejne miejsca w tym zestawieniu zajmują województwa mazowieckie (ze średnią wartością 31,3 tys. zł na mieszkańca w badanym okresie), wielkopolskie (29,5 tys. zł) oraz pomorskie (26,0 tys. zł). Najniższą średnią wartością badanej cechy w analizowanym okresie charakteryzowały się województwa podkarpackie (14,6 zł na mieszkańca), podlaskie (11,6 tys. zł) oraz lubelskie (10,6 tys. zł).

W latach 2002—2008 średnioroczna stopa wzrostu produkcji sprzedanej w województwie śląskim wynosiła 10,4%, przy średniej wartości dla całego kraju — 8,3%, natomiast w latach 2002—2013 dynamika ta prezentowała się następująco: 5,2% (województwo śląskie) oraz 5,3% (średnia dla wszystkich województw).

TABL. 2. DYNAMIKA PODSTAWOWYCH ZMIENNYCH MAKROEKONOMICZNYCH W WOJEWÓDZTWIE ŚLĄSKIM NA TLE POLSKI

Wyszczególnienie	Produkcja sprzedana przemysłu	Wartość brutto środków trwałych	Inwestycje	Płace	Stopa bezrobocia w p.proc.	Podmioty zarejestrowane w REGON na 1000 mieszkańców w %
	na mieszkańca					
	w %					
Województwo śląskie 2002—2013	5,2	2,2	4,9	2,5	-0,5	1,1
2002—2008	10,4	2,1	11,1	3,5	-1,7	0,7
2009—2013	-0,7	2,3	-2,0	1,4	0,9	1,6
Polska 2002—2013	5,3	2,7	4,2	2,4	-0,4	1,4
2002—2008	8,3	3,0	10,8	3,5	-1,4	1,4
2009—2013	1,9	2,3	-3,3	1,2	0,8	1,4

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

Wartość brutto środków trwałych

Wartość rzeczowych aktywów trwałych (i innych zrównanych z nimi aktywów wykorzystywanych w procesie wytwórczym) wskazuje na wyposażenie podmiotów regionu w substancję majątkową o długoterminowym przeznaczeniu gospodarczym i społecznym. W zestawieniu wartości brutto środków trwałych *per capita* (tabl. 1) pierwsze miejsce zajmuje województwo mazowieckie, ze średnią wartością analizowanej cechy wynoszącą blisko 68 tys. zł na mieszkańca. Kolejne miejsca zajęły województwa śląskie (42,8 tys. zł) i dolnośląskie (40,0 tys. zł), natomiast najsłabiej w maszyny, urządzenia, środki transportu i inne aktywa trwale wyposażone były podmioty z województw podlaskiego (21,6 tys. zł), warmińsko-mazurskiego (21,1 tys. zł) i lubelskiego (19,4 tys. zł). Wartość brutto środków trwałych *per capita* w województwie śląskim stanowiła blisko 118% średniej wartości dla całego kraju.

Inwestycje

Celem nakładów finansowych i rzeczowych jest stworzenie nowych aktywów trwałych lub ulepszenie już istniejących z przeznaczeniem ich dalszego gospodarczego wykorzystania. Działalność inwestycyjna podmiotów gospodarczych ma bezpośredni wpływ na popyt globalny, rozmiary produkcji, zatrudnienie oraz akumulację kapitału. W zestawieniu wartości inwestycji (tabl. 1) pierwsze miejsce zajęło województwo mazowieckie, ze średnią wartością analizowanej cechy wynoszącą 5,4 tys. zł na mieszkańca, a następnie województwa dolnośląskie (3,9 tys. zł) i śląskie (3,5 tys. zł). Najmniejszą średnioroczną wartość strumienia nakładów inwestycyjnych obserwowano w województwach warmińsko-mazurskim (2,0 tys. zł na mieszkańca), podlaskim (1,8 tys. zł) i lubelskim (1,6 tys. zł).

W okresie 2002—2008 średnioroczna dynamika inwestycji w województwie śląskim wynosiła 11,1%, przy średniej wartości dla kraju — 10,8%. Z kolei w całym okresie objętym analizą (2002—2013) dynamika ta wynosiła 4,9% dla województwa śląskiego, przy 4,2% średniej dla kraju (tabl. 2).

Specyfiką regionu śląskiego są wysokie nakłady na środki trwałe służące ochronie środowiska. Największe nakłady na te środki w ramach ochrony powietrza atmosferycznego i klimatu ponosił subregion środkowy (przykładowo w 2011 r. było to 258,0 mln zł), następnie zachodni (81,3 mln zł) i południowy (13,1 mln zł), a najmniej subregion północny (5,1 mln zł). Wśród innych istotnych inwestycji należy wymienić nakłady inwestycyjne w katowickiej specjalnej strefie ekonomicznej (w 2011 r. zaabsorbowała najwięcej inwestycji spośród wszystkich krajowych stref ekonomicznych) oraz na działalność badawczo-rozwojową (B+R), gdzie województwo jest obecne w pierwszym kwartyle województw o największym odsetku przedsiębiorstw ponoszących nakłady na taką działalność.

Poziom płac realnych

W latach 2002—2010 dynamika produktywności w kraju wyniosła 158,55%, natomiast w województwie śląskim — 160,85%. Lepszy rezultat uzyskały województwa mazowieckie (168,75%) i dolnośląskie (163,02%). Największy udział we wzroście produktywności województwa śląskiego (i tworzeniu wartości dodanej brutto) miały podmioty prowadzące działalność w przemyśle³. W ślad za tym obserwowano podobny rozkład wartości płacy realnej w ujęciu regionalnym. W 2013 r. w województwie mazowieckim miesięczne wynagrodzenie wynosiło 4773,4 zł, kolejne miejsce w tym zestawieniu zajmowało województwo śląskie z wynagrodzeniem 4022,8 zł, trzecie — dolnośląskie (3868,9 zł). Najniższe średnie pensje w 2013 r. były wypłacane w następujących województwach: podkarpackim (3282,7 zł), lubuskim (3282,1 zł) i warmińsko-mazurskim (3264,6 zł). W latach 2002—2013 dynamika wzrostu płacy realnej w województwie śląskim wynosiła 3,5%, czyli tak jak średnia dla kraju (tabl. 2).

³ *Diagnoza...* (2012), s. 120.

Stopa bezrobocia rejestrowanego

Stopa bezrobocia w województwie śląskim w analizowanym okresie ulegała wahaniom w przedziale od 17,2% w 2002 r. do 6,9% w 2008 r., w 2013 r. wynosiła zaś 11,3%. Pod koniec badanego okresu utrzymywało się duże terytorialne zróżnicowanie stóp bezrobocia w podregionach województwa. Największe stopy bezrobocia rejestrowanego notowano w podregionach częstochowskim (16,3%) oraz bytomskim (16,2%), najmniejsze zaś w podregionach tyskim (7,2%) oraz katowickim (8%).

Województwo śląskie znalazło się w grupie województw notujących najniższe stopy bezrobocia w Polsce. W latach 2002—2013 średnioroczna stopa bezrobocia rejestrowanego w województwie wynosiła 12,3%, przy czym w województwie małopolskim było to 11,8%, w wielkopolskim — 11,5% i w mazowieckim — 11,4%. Średnioroczne stopy bezrobocia powyżej 20% notowano w tym samym okresie w województwach zachodniopomorskim (20,6%) i warmińsko-mazurskim (23,4%).

Z ogólnej liczby osób pracujących w gospodarce województwa blisko 70% przypadało na sektor prywatny. Restrukturyzacji regionu towarzyszyła zmiana struktury zatrudnienia ludności polegająca na malejącym udziale pracujących w przemyśle i budownictwie oraz równoczesnym wzroście liczby zatrudnionych w sektorze usług (*Diagnoza...*, 2012).

Liczba podmiotów REGON

W omawianym okresie województwo śląskie charakteryzowało się minimalnie niższą liczbą podmiotów gospodarczych w przeliczeniu na 1000 mieszkańców niż wynosiła średnia krajowa. W latach 2002—2013 z wartością średnią 93 podmiotów na 1000 mieszkańców zajęło ono 8 miejsce wśród województw (średnia dla całego kraju to 94 podmioty). Liczba podmiotów gospodarczych w przeliczeniu na 1000 mieszkańców wykazywała tendencję rosnącą w większości województw. W badanym okresie średnioroczna dynamika zmian tej zmiennej wynosiła w przypadku województwa śląskiego 1,6%, a 1,4% dla całego kraju.

PRZESTRZENNE ZRÓŻNICOWANIE ROZWOJU EKONOMICZNEGO POWIATÓW WOJEWÓDZTWA ŚLĄSKIEGO

W tabl. 3 zaprezentowano dane dotyczące kształtowania się analizowanych zmiennych makroekonomicznych w powiatach województwa śląskiego w latach 2002—2013. Na tej podstawie można sformułować następujące wnioski⁴:

- w grupie powiatów o najwyższym poziomie produkcji sprzedanej przypadającej na mieszkańca znalazły się powiaty: Bielsko-Biała (129,8 tys. zł), Katowice (98,7 tys. zł), Dąbrowa Górnicza (97,1 tys. zł), Tychy (85,8 tys. zł), Gliwi-

⁴ Powiaty grodzkie opisywane są dalej przy pomocy rzeczowników, ziemskie zaś — przymiotników.

- ce (77,0 tys. zł) i Częstochowa (35,9 tys. zł) oraz żywiecki (37,5 tys. zł). Były to powiaty (z wyjątkiem powiatów Bielsko-Biała, Częstochowa i Żywieckie) leżące na terenie aglomeracji śląsko-dąbrowskiej. Z kolei powiaty: rybnicki (10,7 tys. zł), Żory (9,8 tys. zł), Bytom (9,7 tys. zł), bieruńsko-lędziański (9,6 tys. zł), Piekary Śląskie (9,3 tys. zł), Świętochłowice (8,1 tys. zł), gliwicki (5,4 tys. zł) i wodzisławski (4,9 tys. zł) cechowały się najniższym poziomem rozważanej tu zmiennej makroekonomicznej w województwie śląskim;
- w przypadku wartości brutto środków trwałych *per capita*, grupa powiatów o najwyższej wartości tej zmiennej złożona była z powiatów: Dąbrowa Górnicza (101,1 tys. zł), Tychy (94,0 tys. zł), Katowice (87,3 tys. zł), Gliwice (80,3 tys. zł), mikołowskiego (69,1 tys. zł), Jaworzno (67,7 tys. zł) oraz Bielsko-Biała (65,6 tys. zł), a zatem (podobnie jak w przypadku produkcji sprzedanej na mieszkańca) były to głównie powiaty grodzkie leżące w aglomeracji śląsko-dąbrowskiej oraz Bielsko-Biała. Grupę powiatów o najniższych wartościach tej zmiennej makroekonomicznej tworzyły powiaty: Bytom (21,0 tys. zł), Piekary Śląskie (20,0 tys. zł), lubliniecki (19,0 tys. zł), raciborski (18,8 tys. zł), myszkowski (16,3 tys. zł), rybnicki (12,2 tys. zł), częstochowski (11,4 tys. zł) oraz kłobucki (10,3 tys. zł);

TABL. 3. ŚREDNIE WARTOŚCI PODSTAWOWYCH ZMIENNYCH MAKROEKONOMICZNYCH W POWIATACH WOJEWÓDZTWA ŚLĄSKIEGO W LATACH 2002—2013

Powiaty	Produkcja sprzedana przemysłu	Wartość brutto środków trwałych	Inwestycje	Płace w zł	Stopa bezrobocia w %	Liczba podmiotów REGON na 1000 mieszkańców
	na mieszkańca w tys. zł					
Będziński	10,8	41,3	3,1	2916,9	18,0	102,5
Bielski	32,6	23,7	2,3	2877,4	11,4	95,6
Bielsko-Biała	129,8	65,6	6,3	3341,8	7,5	138,1
Bieruńsko-lędziański	9,6	46,8	4,1	3003,0	7,2	73,9
Bytom	9,7	21,0	1,4	3085,2	20,7	87,9
Chorzów	22,1	41,3	3,2	3036,7	15,9	96,2
Cieszyński	16,5	21,7	1,9	2846,5	11,7	103,8
Częstochowa	35,9	37,2	3,2	3049,0	13,0	107,7
Częstochowski	12,8	11,4	1,4	2592,2	18,5	67,9
Dąbrowa Górnicza	97,1	101,1	7,0	3753,2	14,2	95,5
Gliwice	77,0	80,3	6,9	3813,7	9,2	112,7
Gliwicki	5,4	23,4	2,6	2848,5	12,0	67,5
Jastrzębie-Zdrój	27,0	61,1	6,0	5269,2	12,0	63,0
Jaworzno	18,5	67,7	3,4	3939,0	14,9	80,4
Katowice	98,7	87,3	6,5	4603,9	5,3	135,4
Kłobucki	15,4	10,3	1,1	2369,3	13,6	73,4
Lubliniecki	16,3	19,0	1,8	2816,8	12,9	73,5
Mikołowski	22,2	69,1	4,2	3096,8	10,1	88,1
Mysłowice	13,9	50,4	4,4	2973,8	11,7	91,8
Myszkowski	21,5	16,3	1,6	2587,5	19,4	98,5

TABL. 3. ŚREDNIE WARTOŚCI PODSTAWOWYCH ZMIENNYCH MAKROEKONOMICZNYCH W POWIATACH WOJEWÓDZTWA ŚLĄSKIEGO W LATACH 2002—2013 (dok.)

Powiaty	Produkcja sprzedana przemysłu	Wartość brutto środków trwałych	Inwestycje	Płace w zł	Stopa bezrobocia w %	Liczba podmiotów REGON na 1000 mieszkańców
	na mieszkańca w tys. zł					
Piekary Śląskie	9,3	20,0	1,8	2933,2	16,8	64,3
Pszczynski	13,4	52,8	4,2	2837,1	8,4	95,2
Raciborski	21,5	18,8	1,6	3017,6	9,9	70,9
Ruda Śląska	12,9	35,4	2,2	3147,6	10,2	65,6
Rybnicki	10,7	12,2	1,2	2939,2	14,6	65,4
Rybnik	25,6	57,7	4,0	3332,4	9,6	92,5
Siemianowice Śląskie	26,2	29,5	2,6	3072,2	18,6	88,8
Sosnowiec	21,1	30,6	2,5	3099,0	16,5	110,4
Świętochłowice	8,1	26,0	1,3	2798,2	19,9	69,8
Tarnogórski	19,3	22,0	2,1	2884,0	12,3	95,5
Tychy	85,8	94,0	9,4	3386,2	8,6	102,8
Wodzisławski	4,9	21,3	1,9	2615,5	13,1	65,9
Zabrze	18,3	42,7	2,7	3365,5	16,5	82,4
Zawierciański	31,0	26,0	2,2	2978,9	19,4	83,8
Żory	9,8	21,7	2,3	2769,8	14,7	81,7
Żywiecki	37,5	24,7	2,3	3398,7	13,1	83,5

Źródło: jak przy tabl. 1.

- warto też zwrócić uwagę na względnie wysoki (wynoszący 0,717) współczynnik korelacji Pearsona pomiędzy produkcją sprzedaną przypadającą na mieszkańca a wartością brutto środków trwałych. Wysoki poziom wartości brutto środków trwałych *per capita* jest zazwyczaj silnie związany z wysokim technicznym uzbrojeniem pracy (kapitałem rzeczowym na pracującego). To zaś, zgodnie z koncepcją makroekonomicznej funkcji produkcji (Żółtowska, 1997; Tokarski, 2009), wpływa na wysoką wydajność pracy (produkcji na pracującego) i wysoki poziom produkcji sprzedanej na pracującego (szerzej na ten temat w pracach: Dykas, Misiak, 2013; Mroczek i in., 2013);
- również w przypadku inwestycji na mieszkańca najwyższe wartości tej zmiennej makroekonomicznej w województwie śląskim w latach 2002—2013 miały powiaty grodzkie aglomeracji śląsko-dąbrowskiej, tj.: Tychy (9,4 tys. zł),
- Dąbrowa Górnicza (7,0 tys. zł), Gliwice (6,9 tys. zł), Katowice (6,5 tys. zł), Jastrzębie-Zdrój (6,0 tys. zł) i Mysłowice (4,4 tys. zł) oraz Bielsko-Biała (6,3 tys. zł) spoza aglomeracji śląsko-dąbrowskiej;
- najniższy poziom tej zmiennej notowano zaś w powiatach: lublinieckim (1,8 tys. zł), raciborskim (1,6 tys. zł), myszkowskim (1,6 tys. zł), Bytom (1,4 tys. zł), częstochowskim (1,4 tys. zł), Świętochłowice (1,3 tys. zł), rybnickim (1,2 tys. zł) i kłobuckim (1,1 tys. zł);

- poziom inwestycji na mieszkańca był silnie skorelowany zarówno z produkcją sprzedaną na mieszkańca (0,776), jak i z wartością brutto środków trwałych *per capita* (0,936);
- zdecydowanie najwyższym poziomem płac (5269,2 zł) w omawianych latach w województwie śląskim cechował się powiat Jastrzębie-Zdrój, co — jak się wydaje — należy wiązać z prężnie działającą tam Jastrzębską Spółką Węglową S.A.⁵. Wysoki poziom płac notowano również w powiatach: Katowice (4603,9 zł), Jaworzno (3939,0 zł), Gliwice (3813,7 zł), Dąbrowa Górnicza (3753,2 zł), żywieckim (3398, zł) i Tychy (3386,2 zł). Najniższe płace miały zaś powiaty: pszczyński (2837,1 zł), lubliniecki (2816,8 zł), Świętochłowice (2798,2 zł), Żory (2769,8 zł), wodzisławski (2615,5 zł), częstochowski (2592,2 zł), myszkowski (2587,5 zł) i kłobucki (2369,3 zł);
- współczynnik korelacji pomiędzy płacami w powiatach a produkcją sprzedaną na mieszkańca wynosił 0,494, z wartością brutto środków trwałych *per capita* — 0,680, a z inwestycjami na mieszkańca — 0,645. Wynika z tego, że przestrzenne zróżnicowanie płac w województwie śląskim tylko w części było spowodowane zróżnicowaniem wydajności pracy;
- najwyższe stopy bezrobocia rejestrowanego w latach 2002—2013 notowano w powiatach: Bytom (20,7%), Świętochłowice (19,9%), zawierciańskim (19,4%), myszkowskim (19,4%), Siemianowice Śląskie (18,6%), częstochowskim (18,5%) oraz będzińskim (18,0%). Z kolei grupa powiatów o najniższej wartości tej zmiennej złożona była z powiatów: raciborskiego (9,9%), Rybnik (9,6%), Gliwice (9,2%), Tychy (8,6%), pszczyńskiego (8,4%), Bielsko-Biała (7,5%), bieruńsko-lędzińskiego (7,2%) i Katowice (5,3%);
- współczynnik korelacji Pearsona pomiędzy powiatowymi stopami bezrobocia rejestrowanego w województwie śląskim a wartościami analizowanych zmiennych wynosił odpowiednio: 0,451 (z produkcją sprzedaną na mieszkańca), 0,516 (z wartością brutto środków trwałych *per capita*), 0,579 (z inwestycjami na mieszkańca) oraz 0,338 (z płacami). Teoretycznie zazwyczaj łatwiej było znaleźć pracę w powiatach o wysokich wartościach owych cech niż w powiatach o niskich wartościach tych zmiennych makroekonomicznych⁶.

⁵ Średnio w latach 2002—2013 wyższy poziom płac w Polsce charakteryzował jedynie powiat lubiński w województwie dolnośląskim (głównie ze względu na płace w KGHM Polska Miedź), gdzie ukształtował się on na poziomie 5404,8 zł. Dla porównania w Warszawie wartość tej zmiennej wynosiła 4863,1 zł.

⁶ Do wniosku tego należy podchodzić dość ostrożnie, jeśli bowiem osoba zamieszkała np. w Bytomiu czy Żywcu jest bezrobotna, to powiększa stopę bezrobocia rejestrowanego $u = \frac{U}{U + L}$ (gdzie u oznacza stopę bezrobocia, U — liczbę bezrobotnych, zaś L — liczbę pracujących) w powiecie Bytom czy żywieckim. Gdyby zaś osoba ta pracowała w Katowicach czy Bielsku-Białej, to pomniejszyłaby stopę bezrobocia w owym powiecie. Dlatego stopy bezrobocia rejestrowanego w centrach rozwoju regionalnego lub lokalnego są zazwyczaj zaniżone, w powiatach peryferyjnych zaś — zawyżone.

W celu policzenia taksonomicznych wskaźników rozwoju ekonomicznego wykorzystano następującą prostą procedurę⁷:

I. Określono zbiór stymulant i destymulant. W zbiorze tym stymulantami rozwoju ekonomicznego były: produkcja sprzedana na mieszkańca, wartość brutto środków trwałych *per capita*, inwestycje na mieszkańca, płace oraz liczba podmiotów w rejestrze REGON na 1000 mieszkańców⁸, destymulantą zaś — stopa bezrobocia rejestrowanego⁹.

II. Wielkości makroekonomiczne poddano unitaryzacji zgodnie z równaniem:

$$s_{ijt} = \frac{x_{ijt} - \min_{i,t}(x_{ijt})}{\max_{i,t}(x_{ijt}) - \min_{i,t}(x_{ijt})} \quad (1a)$$

gdzie indeksy i odnoszą się do powiatów, j — do stymulant, t — do lat, zaś x_{ijt} to wartość j -tej stymulandy w i -tym powiecie w roku t , natomiast s_{ijt} oznacza wartość wystandaryzowanej j -tej stymulandy w i -tym powiecie w roku t . Z kolei stopę bezrobocia wystandaryzowano zgodnie ze wzorem:

$$s_{ijt} = \frac{\max_{i,t}(x_{ijt}) - x_{ijt}}{\max_{i,t}(x_{ijt}) - \min_{i,t}(x_{ijt})} \quad (1b)$$

Zunitaryzowane stymulanty s_{ijt} , określone przez równanie (1a), charakteryzują się tym, że wartość każdej z nich należy do przedziału $[0;1]$. Wartość 1 oznacza, iż w i -tym powiecie w roku t j -ta stymulanta uzyskała maksymalną wartość wśród wszystkich powiatów w całym przedziale czasu rozważanym w artykule. Wartość równa 0 oznacza zaś, że w i -tym powiecie w roku t j -ta wartość owej stymulandy przyjmowała wartość minimalną. Z kolei wartość zunitaryzowanej destymulandy, zgodnie z równaniem (1b), równa 1 oznacza, że w i -tym powiecie stopa bezrobocia rejestrowanego uzyskała wartość minimalną, zaś 0 — maksymalną.

⁷ Tego typu wskaźnik taksonomicznego rozwoju województw i/lub powiatów wykorzystany był m.in. w pracach: Tokarskiego (2005), Edigariana i in. (2011), Dykasa i in. (2013), Filipowicza i Tokarskiego (2015). Ich główną inspiracją były prace Hellwiga (1968, 1972, 1990). Alternatywne metody analiz taksonomicznych przedstawione są m.in. w opracowaniach: Berbeki (1999), Majewskiego (1999), Tokarskiego i in. (1999) oraz Gajewskiego (2002, 2003).

⁸ Wysokie wartości wymienionych wielkości makroekonomicznych uznaje się za cechy pożądane z punktu widzenia rozpatrywanego zjawiska. Ich rosnące wartości materializują rozwój.

⁹ Wysoką stopę bezrobocia uznaje się za cechę niepożądaną z punktu widzenia rozwoju społeczno-gospodarczego. Złożoność oraz dynamika rozpatrywanego zjawiska uniemożliwiają dobór nominant, których odchylenia od wartości wzorcowej pozwoliłyby znaleźć głębszą interpretację ekonomiczną bez ryzyka stylizacji faktów (Hellwig, 1968; Borys, 1978).

III. Następnie policzono wskaźniki rozwoju ekonomicznego oparte na odległości w przestrzeni rzeczywistej z metryką euklidesową dane wzorem (Grabiński, 1984; Grabiński i in., 1989):

$$OE_{it} = \sqrt{\frac{\sum_{j=1}^6 (1 - s_{ijt})^2}{6}} \quad (2)$$

Wskaźnik taksonomiczny (2) mierzy — sprowadzoną do przedziału [0; 1] — odległość w rzeczywistej przestrzeni z metryką euklidesową i -tego powiatu w roku t od hipotetycznego powiatu — wzorca, czyli takiego powiatu, który charakteryzowałby się maksymalną wartością każdej z badanych zmiennych. Gdyby wartość wskaźnika (2) była równa 0, to dany powiat charakteryzowałby się maksymalną wartością każdej z badanych stymulant. Im wyższa jest wartość tego wskaźnika, tym niższy poziom rozwoju ekonomicznego danego powiatu.

Taksonomiczne wskaźniki rozwoju ekonomicznego powiatów województwa śląskiego w latach 2002 i 2013 oraz średnio w okresie 2002—2013 zaprezentowano w tabl. 4.

TABL. 4. PRZESTRZENNE ZRÓŻNICOWANIE TAKSONOMICZNYCH WSKAŹNIKÓW ROZWOJU EKONOMICZNEGO POWIATÓW WOJEWÓDZTWA ŚLĄSKIEGO W LATACH 2002—2013

Powiaty	2002	2013	2002—2013
Będziński	0,809	0,727	0,748
Bielski	0,808	0,680	0,748
Bielsko-Biała	0,559	0,412	0,477
Bieruńsko-lędziński	0,769	0,678	0,742
Bytom	0,861	0,795	0,822
Chorzów	0,827	0,668	0,730
Cieszyński	0,803	0,726	0,763
Częstochowa	0,722	0,660	0,693
Częstochowski	0,902	0,844	0,876
Dąbrowa Górnicza	0,650	0,378	0,527
Gliwice	0,629	0,407	0,497
Gliwicki	0,876	0,759	0,822
Jastrzębie-Zdrój	0,765	0,589	0,657
Jaworzno	0,774	0,616	0,689
Katowice	0,560	0,368	0,406
Kłobucki	0,888	0,827	0,861
Lubliniecki	0,857	0,780	0,818
Mikołowski	0,723	0,609	0,674
Mysłowice	0,810	0,657	0,706
Myszkowski	0,841	0,789	0,813
Piekary Śląskie	0,880	0,798	0,849
Pszczynski	0,778	0,626	0,698
Raciborski	0,872	0,767	0,807
Ruda Śląska	0,780	0,769	0,790
Rybnicki	0,894	0,821	0,859

TABL. 4. PRZESTRZENNE ZRÓŻNICOWANIE TAKSONOMICZNYCH WSKAŹNIKÓW ROZWOJU EKONOMICZNEGO POWIATÓW WOJEWÓDZTWA ŚLĄSKIEGO W LATACH 2002—2013 (dok.)

Powiaty	2002	2013	2002—2013
Rybnik	0,689	0,630	0,667
Siemianowice Śląskie	0,866	0,706	0,770
Sosnowiec	0,812	0,704	0,736
Świętochłowice	0,909	0,832	0,856
Tarnogórski	0,833	0,734	0,769
Tychy	0,561	0,458	0,492
Wodzisławski	0,883	0,812	0,848
Zabrze	0,844	0,685	0,748
Zawierciański	0,860	0,748	0,788
Żory	0,898	0,740	0,812
Żywiecki	0,800	0,731	0,745

Źródło: jak przy tabl. 1.

Z tablicy wynikają następujące wnioski:

- w 2002 r. najwyższym poziomem rozwoju ekonomicznego w województwie cieszył się powiat Bielsko-Biała (wartość wskaźnika *OE*—0,559). Jego wysoką wartość notowano również w powiatach: Katowice (0,560), Tychy (0,561), Gliwice (0,629), Dąbrowa Górnicza (0,650), Rybnik (0,689) i Częstochowa (0,722). W 2013 r. grupa powiatów o najwyższym poziomie rozwoju ekonomicznego składała się z powiatów: Katowice (0,368), Dąbrowa Górnicza (0,378), Gliwice (0,407), Bielsko-Biała (0,412), Tychy (0,458), Jastrzębie-Zdrój (0,589) oraz mikołowskiego (0,609);
- z kolei najniższy poziom rozwoju ekonomicznego w roku 2002 notowano w powiatach: gliwickim (0,876), Piekary Śląskie (0,880), wodzisławskim (0,883), kłobuckim (0,888), rybnickim (0,894), Żory (0,898), częstochowskim (0,902) i Świętochłowice (0,909), natomiast w roku 2013 grupa ta złożona była z powiatów: myszkowskiego (0,789), Bytom (0,795), Piekary Śląskie (0,798), wodzisławskiego (0,812), rybnickiego (0,821), kłobuckiego (0,827), Świętochłowice (0,832) oraz częstochowskiego (0,844);
- współczynnik korelacji Pearsona pomiędzy wartościami taksonomicznych wskaźników rozwoju ekonomicznego powiatów w latach 2002 i 2013 wynosił 0,929, czyli przestrzenne zróżnicowanie rozwoju ekonomicznego powiatów województwa śląskiego było dość stabilne;
- średnio w latach 2002—2013 grupę kwintylową powiatów o najwyższym poziomie rozwoju ekonomicznego tworzyły powiaty: Katowice (0,406), Bielsko-Biała (0,477), Tychy (0,492), Gliwice (0,497), Dąbrowa Górnicza (0,527), Jastrzębie-Zdrój (0,657) i Rybnik (0,667). Były to (z wyjątkiem powiatu Bielsko-Biała) powiaty grodzkie aglomeracji śląsko-dąbrowskiej;
- w drugiej grupie kwintylowej znalazły się natomiast powiaty: mikołowski (0,674), Jaworzno (0,689), Częstochowa (0,693), pszczyński (0,698), Mysłowice (0,706), Chorzów (0,730) oraz Sosnowiec (0,736). Również w tej grupie kwintylowej dominowały powiaty aglomeracji śląsko-dąbrowskiej (wyjątkiem był powiat Częstochowa);

- z kolei grupa kwintylowa o niskim poziomie rozwoju ekonomicznego w latach 2002—2013 złożona była z powiatów: Siemianowice Śląskie (0,770), zawierciańskiego (0,788), Ruda Śląska (0,790), raciborskiego (0,807), Żory (0,812), myszkowskiego (0,813) i lublinieckiego (0,818);
- najniższy poziom rozwoju ekonomicznego notowano w powiatach: gliwickim (0,822), Bytom (0,822), wodzisławskim (0,848), Piekary Śląskie (0,849), Świętochłowice (0,856), rybnickim (0,859), kłobuckim (0,861) oraz częstochowskim (0,876).

W tabl. 5 zestawiono względne, średnioroczne zmiany taksonomicznych wskaźników rozwoju ekonomicznego powiatów województwa śląskiego. Zmiany te podano zarówno w latach 2002—2008 (czyli przed światowym kryzysem finansowym) oraz w latach 2009—2013 (w okresie tego kryzysu), jak i w całym badanym okresie.

TABL. 5. DYNAMIKA TAKSONOMICZNYCH WSKAŹNIKÓW ROZWOJU EKONOMICZNEGO POWIATÓW WOJEWÓDZTWA ŚLĄSKIEGO W LATACH 2002—2013 W %

Powiaty	2002—2013	2002—2008	2009—2013
Będziński	-1,0	-2,9	1,3
Bielski	-1,6	-1,2	-1,9
Bielsko-Biała	-2,7	-3,5	-1,7
Bieruńsko-lędziński	-1,1	-1,3	-0,9
Bytom	-0,7	-1,5	0,2
Chorzów	-1,9	-3,5	0,0
Cieszyński	-0,9	-1,4	-0,3
Częstochowa	-0,8	-1,7	0,2
Częstochowski	-0,6	-1,3	0,2
Dąbrowa Górnicza	-4,8	-5,3	-4,2
Gliwice	-3,9	-5,3	-2,2
Gliwicki	-1,3	-1,4	-1,1
Jastrzębie-Zdrój	-2,3	-3,4	-1,1
Jaworzno	-2,1	-2,7	-1,3
Katowice	-3,8	-7,9	1,5
Kłobucki	-0,6	-0,9	-0,3
Lubliniecki	-0,9	-1,6	0,1
Mikołowski	-1,5	-1,4	-1,7
Mysłowice	-1,9	-3,8	0,5
Myszkowski	-0,6	-1,0	-0,1
Piekary Śląskie	-0,9	-1,0	-0,7
Pszczynski	-2,0	-2,2	-1,6
Raciborski	-1,2	-1,9	-0,3
Ruda Śląska	-0,1	-0,1	-0,1
Rybnicki	-0,8	-1,0	-0,5
Rybnik	-0,8	-1,3	-0,2
Siemianowice Śląskie	-1,8	-2,9	-0,5
Sosnowiec	-1,3	-2,6	0,3
Świętochłowice	-0,8	-1,7	0,3
Tarnogórski	-1,1	-1,8	-0,3
Tychy	-1,8	-4,3	1,3
Wodzisławski	-0,8	-1,3	-0,1
Zabrze	-1,9	-3,3	-0,2
Zawierciański	-1,3	-2,7	0,5
Żory	-1,7	-2,5	-0,8
Żywiecki	-0,8	-1,9	0,5

Źródło: jak przy tabl. 1.

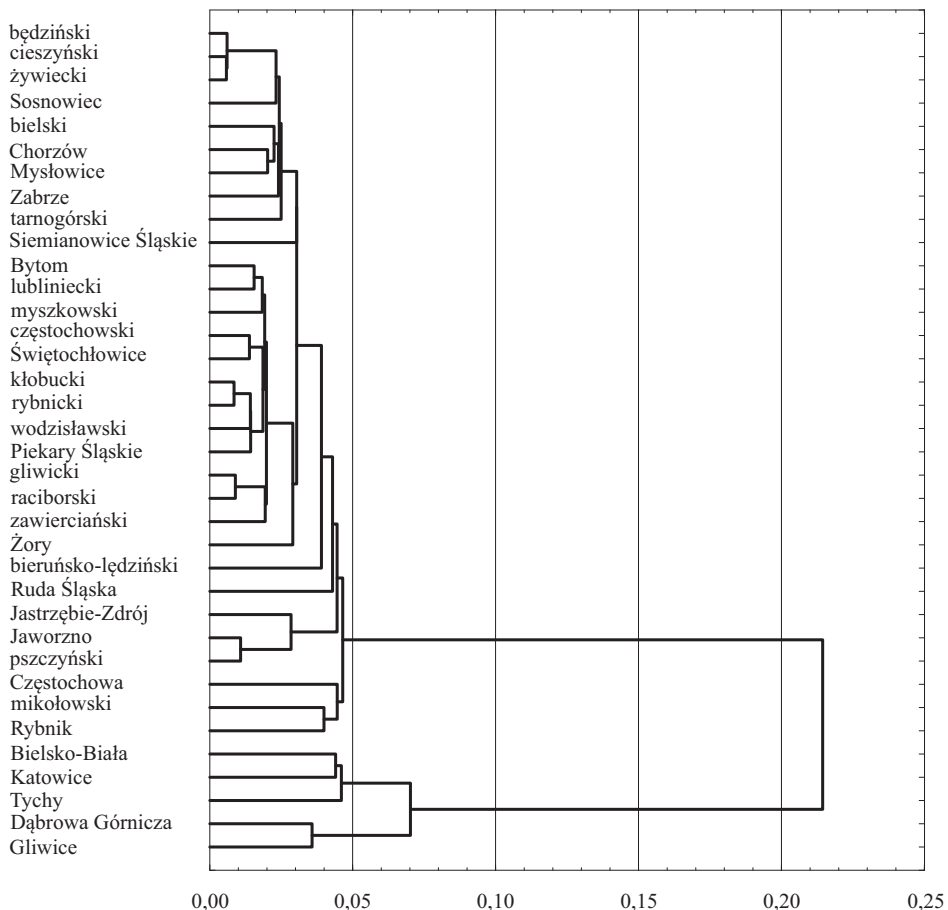
Na podstawie zestawienia danych w tabl. 5 można sformułować następujące wnioski:

- w badanym okresie we wszystkich powiatach województwa poziom rozwoju ekonomicznego (mierzony wskaźnikiem *OE*) uległ poprawie. Najwyższe średnioroczne stopy spadku taksonomicznych wskaźników rozwoju ekonomicznego notowano w powiatach: Dąbrowa Górnicza (4,8%), Gliwice (3,9%), Katowice (3,8%), Bielsko-Biała (2,8%), Jastrzębie-Zdrój (2,3%), Jaworzno (2,1%) i pszczyńskim (2,0%). Powiaty te charakteryzował wysoki poziom rozwoju ekonomicznego. Najniższymi stopami spadku taksonomicznych wskaźników rozwoju ekonomicznego cechowały się zaś powiaty: Rybnik (0,8%), Świętochłowice (0,8%), wodzisławski (0,8%), żywiecki (0,8%), Bytom (0,7%), częstochowski (0,6%), kłobucki (0,6%), myszkowski (0,6%) i Ruda Śląska (0,1%). Dominowały tu powiaty o niskim poziomie rozwoju ekonomicznego;
- także przed światowym kryzysem finansowym we wszystkich powiatach województwa śląskiego notowano poprawę rozwoju ekonomicznego. W latach 2002—2008 najwyższe średnioroczne spadki wskaźników *OE* wystąpiły w powiatach: Katowice (7,9%), Dąbrowa Górnicza (5,3%), Gliwice (5,3%), Tychy (4,3%), Mysłowice (3,8%), Bielsko-Biała (3,5%) i Chorzów (3,5%), najniższe zaś w powiatach: bieruńsko-lędzińskim (1,3%), częstochowskim (1,3%), Rybnik (1,3%), wodzisławskim (1,3%), bielskim (1,2%), myszkowskim (1,0%), Piekary Śląskie (1,0%), rybnickim (1,0%), kłobuckim (0,9%) oraz Ruda Śląska (0,1%);
- po 2008 r. natomiast w 23 powiatach rozwój ekonomiczny uległ poprawie, w Chorzowie nie zmienił się, a w pozostałych uległ pogorszeniu. Najwyższe średnioroczne stopy spadku taksonomicznych wskaźników rozwoju ekonomicznego miały miejsce w latach 2009—2013 w powiatach: Dąbrowa Górnicza (4,2%), Gliwice (2,2%), bielskim (1,9%), Bielsko-Biała (1,7%), mikołowskim (1,7%), pszczyńskim (1,6%) i Jaworzno (1,3%). Najwyższe średnioroczne stopy wzrostu tych wskaźników cechowały zaś powiaty: lubliniecki (0,1%), Bytom (0,2%), Częstochowa (0,2%), częstochowski (0,2%), Sosnowiec (0,3%), Świętochłowice (0,3%), Mysłowice (0,5%), zawierciański (0,5%), żywiecki (0,5%), będziński (1,3%), Tychy (1,3%) oraz Katowice (1,5%);
- największe spowolnienie tempa rozwoju ekonomicznego po 2008 r. notowano w powiatach: Katowice (wzrost średniorocznych stóp spadku wskaźnika *OE* o 9,4 p.proc.), Tychy (5,6 p.proc.), Mysłowice (4,3 p.proc.), będzińskim (4,2 p.proc.), Chorzów (3,5 p.proc.), zawierciańskim (3,2 p.proc.), Gliwice (3,1 p.proc.) i Zabrze (3,1 p.proc.). Najniższe spowolnienie rozwoju ekonomicznego wystąpiło wówczas w powiatach: kłobuckim (0,6 p.proc.), pszczyńskim (0,6 p.proc.), rybnickim (0,5 p.proc.), bieruńsko-lędzińskim (0,4 p.proc.), Piekary Śląskie (0,3 p.proc.) oraz gliwickim (0,3 p.proc.). Powiat Ruda Śląska charakteryzował się takimi samymi stopami spadku w obu badanych podokresach, natomiast w powiatach mikołowskim i bielskim stopy spadku analizowanych wskaźników po 2008 r. były odpowiednio o 0,3 p.proc. i 0,7 p.proc. wyższe niż przed tym rokiem.

ANALIZA SKUPIEŃ

Badanie wzbogacono analizą skupień (Everitt i in., 2011; Kaufman, Rousseeuw, 2005; Grabiński i in., 1989; Grabiński, 1984). Do obliczenia odległości między poziomem rozwoju poszczególnych powiatów województwa śląskiego zastosowano równanie (2) odległości w przestrzeni rzeczywistej z metryką euklidesową. W efekcie uzyskano macierz odległości euklidesowych pomiędzy powiatami. Do wyznaczenia odległości między dwoma grupami powiatów zastosowano metodę najbliższego sąsiedztwa (Panek, Zwierzchowski, 2013; Sneath, Sokal, 1973). Graficzną ilustrację wyznaczonych miar pomiędzy dwoma grupami powiatów stanowi wykres.

**DENDROGRAM SKUPIEŃ (pojedyncze wiązania) PRZESTRZENNEGO
ZRÓŻNICOWANIA ROZWOJU EKONOMICZNEGO POWIATÓW
WOJEWÓDZTWA ŚLĄSKIEGO W LATACH 2002—2013**



Ź r ó ł o: obliczenia własne na podstawie danych z tabl. 4., z wykorzystaniem pakietu statystycznego STATISTICA 12.

W celu wyodrębnienia grup powiatów najbardziej do siebie podobnych ze względu na opisujące je zmienne, dokonano podziału drzewka połączeń z uwzględnieniem krytycznej wartości odległości równej 0,10 (Stanisz, 2007). Odczyt wykresu prowadzi do wykreślenia *de facto* dwuczęściowej struktury powiatów województwa śląskiego, dla których stopień powiązań jest największy. Pierwsza grupa to 4 powiaty grodzkie o najwyższej wartości wskaźnika rozwoju ekonomicznego należące do aglomeracji śląsko-dąbrowskiej (Gliwice, Dąbrowa Górnicza, Katowice, Tychy) oraz Bielsko-Biała. Druga grupa to pozostałe 31 powiatów. Duża różnica pomiędzy tymi dwoma grupami powiatów wskazuje wyraźną lokalizację głównej osi rozwoju województwa śląskiego.

Podsumowanie

Prowadzone w opracowaniu rozważania można podsumować następująco:

- województwo śląskie jest najbardziej zurbanizowanym regionem w Polsce, który ma jednocześnie najwyższą w kraju gęstość zaludnienia. Charakterystycznymi cechami województwa są: silna pozycja przemysłu elektromaszynowego, informatycznego, energetyki oraz przemysłu motoryzacyjnego. Województwo jest krajowym liderem pod względem wartości produkcji sprzedanej przemysłu przypadającej na mieszkańca w kraju. Z kolei w obrębie województwa śląskiego liderami w tym zakresie są: Bielsko-Biała, Katowice, Dąbrowa Górnicza, Tychy, Gliwice, Częstochowa oraz powiat żywiecki;
- wysoka wartość brutto środków trwałych *per capita* zazwyczaj związana jest z wysokim technicznym uzbrojeniem pracy (kapitałem rzeczowym na pracującego). Zgodnie z koncepcją makroekonomicznej funkcji produkcji ma to wpływ na wysoki poziom wydajności pracy (produkcji na pracującego) i wysoki poziom produkcji sprzedanej na pracującego. Z badań wynika, że znajduje to potwierdzenie w przypadku powiatów województwa śląskiego. W zestawieniu wartości brutto środków trwałych *per capita* pierwsze miejsce zajmuje województwo mazowieckie, a drugie w kolejności jest województwo śląskie. Druga pozycja w rankingu województw w zakresie wartości brutto środków trwałych *per capita* wpłynęła na wysoką dynamikę produktywności (3 miejsce w zestawieniu) i czołowe miejsce w zakresie produkcji sprzedanej przemysłu przypadające na pracującego. Obserwowano również podobny rozkład wartości płacy realnej w ujęciu regionalnym. Najwyższe płace realne w latach 2002—2013 notowano w powiecie Jastrzębie-Zdrój, przy czym ich wysoki poziom obserwowano również w powiatach: Katowice, Jaworzno, Gliwice, Dąbrowa Górnicza, żywieckim i Tychy;
- w latach 2002—2008 średnioroczna dynamika inwestycji w województwie śląskim wynosiła 11,1%, przy wartości średniej dla kraju — 10,8%, a w okresie 2002—2013 było to 4,9% (4,2% — średnia dla kraju). Specyfiką województwa są duże nakłady na środki trwałe służące ochronie środowiska. Na-

leży też podkreślić wysokie nakłady w katowickiej specjalnej strefie ekonomicznej oraz nakłady na działalność B+R. Najwyższymi wartościami nakładów inwestycyjnych odznaczały się powiaty grodzkie aglomeracji śląsko-dąbrowskiej;

- województwo śląskie charakteryzują niskie, ale jednocześnie zróżnicowane stopy bezrobocia — w Katowicach w badanym okresie było to 5,3%, a w Bytomiu i Świętochłowicach — ok. 20%;
- w województwie śląskim istnieje silne wewnętrzne zróżnicowanie w zakresie przedsiębiorczości i kierunków jej rozwoju. Najwięcej podmiotów gospodarczych w relacji do liczby ludności wystąpiło na obszarach miejskich — aglomeracja śląsko-dąbrowska i Bielsko-Biała oraz Częstochowa;
- w latach 2002—2013 grupę kwintylową powiatów o najwyższym rozwoju ekonomicznym tworzyły powiaty grodzkie aglomeracji śląsko-dąbrowskiej. Najniższy poziom rozwoju ekonomicznego notowano w powiatach: gliwickim, Bytom, wodzisławskim, Piekary Śląskie, Świętochłowice, rybnickim, kłobuckim oraz częstochowskim;
- po 2008 r. w 23 powiatach rozwój ekonomiczny uległ poprawie, w 1 nie zmienił się, a w pozostałych — pogorszył.

dr Rafał Wisła, prof. dr hab. Tomasz Tokarski — *Uniwersytet Jagielloński*

LITERATURA

- Berbeka J. (1999), *Porównanie poziomu życia w krajach Europy Środkowej*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 8.
- Borys T. (1978), *Metody normowania cech w statystycznych badaniach porównawczych*, „Przeгляд Statystyczny”, nr 2.
- Dykas P., Kościelniak P., Tokarski T. (2013), *Taksonomiczne wskaźniki rozwoju ekonomicznego województw i powiatów*, [w:] Trojak M., Tokarski T., *Statystyczna analiza zróżnicowania ekonomicznego i społecznego Polski*, Wydawnictwo Uniwersytetu Jagiellońskiego, Kraków.
- Dykas P., Misiak T. (2013), *Endogenizacja wybranych wskaźników rozwoju ekonomicznego w powiatach*, [w:] Trojak M., *Regionalne zróżnicowanie rozwoju ekonomicznego Polski*, Wydawnictwo Uniwersytetu Jagiellońskiego, Kraków.
- Diagnoza strategiczna rozwoju województwa śląskiego na potrzeby aktualizacji strategii* (2012), Regionalne Centrum Analiz Strategicznych, Wydział Planowania Strategicznego i Przestrzennego Urzędu Marszałkowskiego Województwa Śląskiego.
- Edigarian A., Kościelniak P., Tokarski T., Trojak M. (2011), *Taksonomiczne wskaźniki rozwoju ekonomicznego powiatów*, [w:] Tomczak D., *Capability to Social Progress in Poland's Regions*, Warsaw University Press, Warsaw.
- Everitt B., Landau S., Leese M., Stahl D. (2011), *Cluster Analysis*, John Wiley&Sons, West Sussex, UK.
- Filipowicz K., Tokarski T. (2015), *Wpływ efektu grawitacyjnego na przestrzenne zróżnicowanie rozwoju ekonomicznego powiatów*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 5.

- Gajewski P. (2002), *Regionalne zróżnicowanie poziomu rozwoju gospodarczego Polski w latach dziewięćdziesiątych*, praca magisterska napisana w Katedrze Ekonomii Uniwersytetu Łódzkiego pod kierunkiem E. Kwiatkowskiego.
- Gajewski P. (2003), *Zróżnicowanie rozwoju gospodarczego w latach 90.*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 11.
- Grabiński T. (1984), *Wielowymiarowa analiza porównawcza w badaniach dynamiki zjawisk ekonomicznych*, AE w Krakowie, seria specjalna „Monografie”, nr 61, Kraków.
- Grabiński T., Wydymus S., Zeliaś A. (1989), *Metody taksonomii numerycznej w modelowaniu zjawisk społeczno-gospodarczych*, PWN, Warszawa.
- Hellwig Z. (1968), *Zastosowanie metody taksonomicznej do typologicznego podziału krajów ze względu na poziom ich rozwoju oraz zasoby i strukturę wykwalifikowanych kadr*, „Przegląd Statystyczny”, nr 4.
- Hellwig Z. (1972), *Procedure of Evaluating High-Level Manpower Data and Typology of Countries by Means of the Taxonomic Method*, [w:] Gostowski Z. (red.), *Towards a system of Human Resources Indicators for Less Developed Countries*, papers prepared for UNESCO Research Project, Ossolineum, The Polish Academy of Sciences Press, Wrocław.
- Hellwig Z. (1990), *Taksonometria ekonomiczna, jej osiągnięcia, zadania i cele*, [w:] *Taksonomia — teoria i jej zastosowania*, Akademia Ekonomiczna w Krakowie.
- Kaufman L., Rousseeuw P. (2005), *Finding Groups in Data: An Introduction to Cluster Analysis*, John Wiley&Sons, West Sussex, UK.
- Majewski S. (1999), *Szeregowanie krajów przy pomocy Diagramu Czekanowskiego i Taksonomicznego miernika rozwoju*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 8.
- Mroczek K., Tokarski T., Trojak M. (2013), *Grawitacyjny model zróżnicowania rozwoju ekonomicznego województw*, „Gospodarka Narodowa”, nr 3.
- Panek T., Zwierzchowski J. (2013), *Statystyczne metody wielowymiarowej analizy porównawczej. Teoria i zastosowania*, Oficyna Wydawnicza SGH.
- Sneath P. H. A., Sokal R. R. (1973), *Numerical Taxonomy*, W. H. Freeman, San Francisco.
- Stanisz A. (2007), *Przystępny kurs statystyki z zastosowaniem STATISTICA PL na przykładach z medycyny, Tom 3. Analizy wielowymiarowe*, StatSoft Polska, Kraków.
- Tokarski T. (2005), *Statystyczna analiza regionalnego zróżnicowania wydajności pracy, zatrudnienia i bezrobocia w Polsce*, Wydawnictwo PTE, Warszawa.
- Tokarski T. (2009), *Matematyczne modele wzrostu gospodarczego (ujęcie neoklasyczne)*, Wydawnictwo Uniwersytetu Jagiellońskiego, Kraków.
- Tokarski T. (2013), *Zróżnicowanie podstawowych zmiennych makroekonomicznych w powiatach*, [w:] Trojak M., *Regionalne zróżnicowanie rozwoju ekonomicznego Polski*, Wydawnictwo Uniwersytetu Jagiellońskiego, Kraków.
- Tokarski T., Gabryjelska A., Krajewski P., Mackiewicz M. (1999), *Determinanty regionalnego zróżnicowania PKB, zatrudnienia i plac*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 8.
- Żółtowska E. (1997), *Funkcja produkcji. Teoria, estymacja, zastosowania*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego.

Summary. *The subject of the article is the internal differentiation of the development of the most urbanized voivodship in Poland. The aim of the study is to assess the scale of the spatial differentiation of economic development of powiats in the Slaskie voivodship in the years 2002—2013. To achieve this, the research methods were used, as follows: a descriptive analysis of selected macroeconomic values, taxonomic analysis and clustering. The results of the analyz-*

es tend to the formulation of two key proposals. Firstly, in the years 2002—2013 a quintile with the highest level of economic development formed the urban powiats of the Silesian agglomeration. Secondly, in the Slaskie voivodship, there were strong internal diversity in entrepreneurship and directions of its development.

Keywords: Slaskie voivodship, regional development, development of differentiation.

Резюме. Темой статьи является внутренняя дифференциация развития наиболее урбанизированного воеводства в Польше. Целью разработки была оценка масштаба пространственной дифференциации экономического развития повятов силезского воеводства в 2002—2013 гг. Для достижения этой цели были использованы методы обследования: описательный анализ избранных макроэкономических показателей, таксономический анализ и кластерный анализ. Результаты проведенного анализа позволяют сформулировать два основных вывода. Во-первых, в 2002—2013 гг. квинтильную группу с самым высоким уровнем экономического развития образовали городские повяты силезско-домбровской агломерации. Во-вторых в силезском воеводстве была большая внутренняя дифференциация в области предпринимательства и направлений его развития.

Ключевые слова: силезское воеводство, региональное развитие, дифференциация развития.

Innowacyjność przedsiębiorstw w państwach Unii Europejskiej

Streszczenie. *W artykule omówiono działalność przedsiębiorstw funkcjonujących w Unii Europejskiej na podstawie wybranych mierników, a mianowicie: powszechności wprowadzania innowacji, skutków ich wprowadzenia, powszechności prowadzenia prac badawczo-rozwojowych oraz działalności na rzecz upowszechniania innowacji przez rządy lub administracje. Następnie dokonano analizy statystyczno-porównawczej wyników badań empirycznych przeprowadzonych w latach 2011—2013 przez TNS Political&Social.*

Analiza wykazała, że: Chorwacja, Malta, Portugalia, Wielka Brytania i Włochy cechowały się względnie wysokim udziałem firm wdrażających rozmaite kategorie innowacji, w przeciwieństwie do: Estonii, Holandii, Litwy, Szwecji i Węgier. Obroty uzyskiwane z wdrożonych innowacji najczęściej kształtowały się na poziomie od 1% do 25%. Pod względem powszechności prowadzenia prac badawczo-rozwojowych wyróżniały się kraje takie, jak Finlandia, Holandia i Dania.

Słowa kluczowe: innowacja, innowacyjność, kierownik, przedsiębiorstwo, zarządzanie, zarządzanie innowacjami.

Dynamika zmieniającego się świata wymusza na wszystkich organizacjach działania w zakresie projektowania oraz wdrażania zmian prowadzących do zachowania równowagi z otoczeniem. Zmiany te muszą być systemowe, spełniające określone kryteria technologiczne, ekonomiczne i społeczne. Zmiany o takich cechach przyjmują postać innowacji, które są ukierunkowane na produkty (wyroby lub usługi), procesy, organizację (w znaczeniu strukturalnym i procesowym) czy marketing¹. Konieczność systemowego wykorzystywania innowacji, traktowanych jako podstawowy czynnik rozwoju organizacji, regionów, całych gospodarek, jak też wzrostu ich konkurencyjności, zajmuje coraz ważniejsze miejsce w świadomości menedżerów². Potrzebne jest tu tworzenie i metodyczne wdrażanie innowacji prowadzących do rozwoju w stadium postępu.

Można zapytać, czy zjawisko to jest powszechne w polskich przedsiębiorstwach? Wyniki badań statystycznych nad innowacyjnością przedsiębiorstw

¹ Task... (2004), s. 5—7.

² Sandberg i in. (2013), s. 227.

przemysłowych i usługowych nie pozwalają na udzielenie pozytywnej odpowiedzi. W latach 2012—2014 aktywność innowacyjną wykazywało 18,6% przedsiębiorstw przemysłowych ogółem w Polsce i 12,3% w sektorze usług³. Dane te wskazują na dużą lukę w innowacyjności, towarzyszącą działalności gospodarczej wielu organizacji, mimo że innowacjom przypisuje się siłę sprawczą postępu technologicznego, ekonomicznego i społecznego. Znajduje to wyraz m.in. w strategii *Europa 2020*. Jednym z priorytetów tej strategii jest tzw. wzrost inteligentny, czyli rozwój oparty na wiedzy i innowacjach. W ramach strategii *Europa 2020* ustanowiono siedem tzw. inicjatyw przewodnich. Jedna z nich — unia innowacji — ma na celu poprawę warunków w sferze innowacji oraz ich wykorzystania w rozwiązywaniu najważniejszych problemów społecznych i gospodarczych (*Strategia...*, 2015).

Jest to spójne z tym, co w literaturze przedmiotu określa się mianem „rewolucji innowacji” wywołanej megatrendami⁴, takimi jak: globalizacja, postęp technologiczny, zmiany demograficzne, jak też zmiany zachodzące w strukturze przemysłu, a następnie wyłanianie się nowych potęg gospodarczych zmieniających świat, środowisko biznesowe i ekosystem pracy ludzi.

Priorytety zawarte w strategii *Europa 2020* stanowią drogowskaz, który jednak nie zawsze jest uwzględniany w strategiach rozwoju poszczególnych podmiotów gospodarczych oraz w ich działalności operacyjnej. Przedsiębiorstwa działają w różnych warunkach politycznych, prawnych, ekonomicznych, organizacyjnych, finansowych, technicznych, kadrowych i społecznych, w związku z czym nie we wszystkich krajach mają one wystarczającą siłę sprawczą, zdolną do zmiany mentalności menedżerów i ukierunkowania procesów decyzyjnych na systemową realizację założeń takiej strategii. W wielu przedsiębiorstwach nie podejmuje się długoterminowego planowania działań związanych z badaniami, rozwojem i innowacjami⁵. Podstawą takiego planowania powinna być znajomość aktualnego stanu innowacyjności podmiotów gospodarczych.

Zasadne jest więc identyfikowanie rzeczywistego poziomu innowacyjności, w którym funkcjonują przedsiębiorstwa, a następnie formułowanie wniosków będących podstawą racjonalnych decyzji ukierunkowanych na kreowanie przyszłości organizacji gospodarczych opartej na innowacjach.

W artykule podjęto próbę identyfikacji stanu innowacyjności przedsiębiorstw na podstawie kilku następujących mierników:

- 1) powszechności wprowadzania innowacji,
- 2) skutków wprowadzonych innowacji,
- 3) powszechności prowadzenia prac badawczo-rozwojowych (B+R),
- 4) wspierania komercjalizacji innowacji.

³ *Działalność...* (2015), s. 1.

⁴ Lee i in. (2012), s. 819 i 820.

⁵ Z raportu firmy Deloitte wynika, że 64% respondentów nie wdrożyło żadnej polityki w tym zakresie (*Badania...*, 2015, s. 8).

Podstawę do takiej oceny stanowi analiza materiału z badania przeprowadzonego przez TNS Political&Social⁶. Badania kwestionariuszowe na temat roli publicznego wsparcia w komercjalizacji innowacji przeprowadzono na przełomie stycznia i lutego 2014 r. w 28 państwach Unii Europejskiej (UE) oraz w Szwajcarii i Stanach Zjednoczonych. Badania te przeprowadzono w 11206 przedsiębiorstwach⁷. Respondenci odpowiadali między innymi na następujące pytania:

- 1) czy od stycznia 2011 r. firma wprowadziła jedną z określonych kategorii innowacji;
- 2) jaki procent obrotów osiągniętych przez firmę w 2013 r. był wynikiem innowacyjnych produktów wprowadzonych od stycznia 2011 r.;
- 3) czy od stycznia 2011 r. firma prowadziła prace B+R sama lub przez podwykonawców;
- 4) czy od stycznia 2011 r. firma otrzymała od rządu lub administracji wsparcie finansowe lub niefinansowe na komercjalizację produktów innowacyjnych;
- 5) jak ważne było takie wsparcie dla komercjalizacji produktów innowacyjnych?

Celem artykułu jest analiza statystyczno-porównawcza wyników tego badania w zakresie wymienionych mierników charakteryzujących poszczególne państwa UE, przy czym celami szczegółowymi są:

- 1) omówienie roli innowacji w rozwoju poszczególnych organizacji,
- 2) prezentacja i analiza wartości mierników według krajów UE,
- 3) ocena innowacyjności przedsiębiorstw w państwach członkowskich.

POWSZECHNOŚĆ WPROWADZANIA INNOWACJI

Pierwsze z pytań kwestionariusza zmierzało do identyfikacji odsetka przedsiębiorstw, które od stycznia 2011 r. wprowadziły przynajmniej jedną innowację w postaci nowego(ej) lub znacząco ulepszanego(ej):

- 1) towaru,
- 2) usługi,
- 3) procesu,
- 4) strategii marketingowej,
- 5) struktury organizacyjnej.

Analiza statystyczno-porównawcza wyników badań wskazuje, że średnio w UE 38% badanych przedsiębiorstw wprowadziło przynajmniej jedną innowację w usługach. Z kolei innowacje w wyrobach zastosowało o 1 p.proc. mniej przedsiębiorstw. W co trzecim przedsiębiorstwie wprowadzono innowacje w strategii marketingowej, natomiast w strukturach organizacyjnych zastosowa-

⁶ TNS Political&Social (Taylor Nelson Sofres) — główna organizacja badań politycznych i społecznych na świecie.

⁷ *The role...* (2014), s. 2.

ło je o 3 p.proc. mniej firm. Najmniej powszechne były innowacje procesowe, bowiem wprowadziło je tylko 29% badanych przedsiębiorstw (tabl. 1).

Powszechność wprowadzania kategorii innowacji różniła się w poszczególnych państwach UE. Innowacje w usługach najczęściej wdrażały przedsiębiorstwa: chorwackie (53% badanych), portugalskie (52%), polskie (49%) i maltańskie (48%). Najrzadziej czyniły to przedsiębiorstwa węgierskie (18% odpowiedzi), estońskie (20%) i litewskie (23%). Maksymalna różnica w powszechności wprowadzania innowacji w usługach, wynosząca 35 p.proc., pojawiła się między Chorwacją i Węgrami.

Innowacje w wyrobach najczęściej wprowadzano w przedsiębiorstwach: włoskich (49% badanych), maltańskich i portugalskich (po 48%) oraz duńskich (46%). Przeciwnie postępowano w firmach estońskich (15% badanych), litewskich (20%) i łotewskich (24%). Maksymalna różnica w powszechności wprowadzania innowacji w wyrobach, wynosząca 34 p.proc., wystąpiła między Włochami i Estonią.

TABL. 1. ODSETEK PRZEDSIĘBIORSTW, KTÓRE W LATACH 2011—2013 WPROWADZIŁY PRZYNAJMNIEJ JEDNĄ INNOWACJĘ W POSZCZEGÓLNYCH KATEGORIACH INNOWACJI

K r a j e	Liczba badanych przedsiębiorstw ogółem	Innowacje wprowadzone w				
		usługach	wyrobach	strategii marketingowej	strukturach organizacyjnych	procesach
UE-28	11206	38	37	33	30	29
firmy o względnie wysokiej powszechności wprowadzania innowacji w krajach: w tym:						
Chorwacja	400	53	37	33	38	41
Malta	200	48	48	44	37	43
Portugalia	400	52	48	45	47	44
Wielka Brytania	500	45	35	38	34	28
Włochy	500	43	49	44	35	37
firmy o względnie niskiej powszechności wprowadzania innowacji w krajach: w tym:						
Estonia	400	20	15	17	14	17
Holandia	400	33	27	25	21	31
Litwa	400	23	20	14	18	16
Szwecja	400	29	25	25	20	21
Węgry	401	18	24	17	8	13
P o l s k a	500	49	40	28	29	26
Stany Zjednoczone	500	40	26	35	25	27

Ź r ó d ł o: opracowano na podstawie *The role...* (2014).

Wdrażaniem innowacji dotyczących nowej lub istotnie ulepszonej strategii marketingowej najczęściej zajmowały się przedsiębiorstwa: portugalskie (45% badanych), włoskie i maltańskie (po 44%) oraz hiszpańskie, brytyjskie i rumuńskie (po 38%). Innowacje tej kategorii najrzadziej wdrażano w firmach litewskich (14% badanych), estońskich (17%) i czeskich (20%). Największa różnica w powszechności wprowadzania takich innowacji, wynosząca 31 p.proc., pojawiła się między Portugalią i Litwą.

Część badanych przedsiębiorstw wdrażała innowacje w strukturach organizacyjnych. Najczęściej czyniły to przedsiębiorstwa: portugalskie (47% badanych), cypryjskie (43%), chorwackie (38%) i maltańskie (37%). Przeciwnieństwem były firmy: węgierskie (8% badanych), fińskie i estońskie (po 14%) oraz litewskie (18%). Między Portugalią i Węgrami pojawiła się maksymalna różnica (39 p.proc.) w powszechności wprowadzania takich innowacji.

Innowacje procesowe najczęściej wdrażały przedsiębiorstwa portugalskie (44% badanych), maltańskie (43%) i chorwackie (41%). Na przeciwnym końcu skali znalazły się firmy węgierskie (13% badanych), litewskie (16%) i estońskie (17%), a więc firmy należące do tzw. nowych państw członkowskich UE. Maksymalna różnica w powszechności wprowadzania innowacji procesowych wynosząca 31 p.proc. pojawiła się między Portugalią i Węgrami⁸.

W Polsce prawie co drugie przedsiębiorstwo wprowadziło innowację w usługach. Innowację w wyrobach wdrożyły cztery firmy na dziesięć, natomiast nową lub istotnie ulepszoną strategię marketingową wprowadziło 28% przedsiębiorstw. O 1 p.proc. mniej było takich firm, które zastosowały nowe lub istotnie ulepszone struktury organizacyjne. Względnie mało polskich firm (nieco więcej niż co czwarta) wprowadziło nowe lub istotnie ulepszone procesy.

SKUTKI WPROWADZONYCH INNOWACJI

Wprowadzone innowacje powinny wpływać na poprawę wyników ekonomicznych każdego przedsiębiorstwa. Podstawowym wskaźnikiem obrazującym to zjawisko jest udział obrotów uzyskanych z wdrożonych innowacji. Jak wynika z tabl. 2, średnio w UE tylko 4% badanych firm uzyskało obroty z innowacji wdrożonych od stycznia 2011 r., zawierające się w przedziale od 76% do 100%. Najczęściej były to przedsiębiorstwa: fińskie (14% badanych), cypryjskie (8%) oraz austriackie, luksemburskie i niemieckie (po 7%). W dwóch krajach (Hiszpania i Irlandia) nie zidentyfikowano żadnej firmy osiągającej takie obroty.

TABL. 2. ODSETEK PRZEDSIĘBIORSTW, KTÓRYCH OBROTY W 2013 R. BYŁY SKUTKIEM INNOWACJI WPROWADZONYCH OD STYCZNIA 2011 R.

Kraje	Według udziałów obrotów uzyskanych z wdrożonych innowacji					
	0%	1—25	26—50	51—75	76—100%	nie wiem/ /brak odpowiedzi
UE-28	10	61	13	3	4	9
UE-15 (stare państwa UE)						
Austria	8	65	12	2	7	16
Belgia	15	67	7	2	2	7
Dania	7	53	15	7	6	12
Finlandia	7	54	17	5	14	3
Francja	14	63	6	1	4	12
Grecja	11	64	10	9	2	4
Hiszpania	5	75	9	4	0	7
Holandia	19	53	12	3	4	9

⁸ *The role...* (2014), s. T8—T12.

TABL. 2. ODSETEK PRZEDSIĘBIORSTW, KTÓRYCH OBROTY W 2013 R. BYŁY SKUTKIEM INNOWACJI WPROWADZONYCH OD STYCZNIA 2011 R. (dok.)

Kraje	Według udziałów obrotów uzyskanych z wdrożonych innowacji					
	0%	1—25	26—50	51—75	76—100%	nie wiem/ /brak odpowiedzi
UE-15 (dok.)						
Irlandia	7	70	14	2	0	7
Luksemburg	8	65	12	2	7	6
Niemcy	6	58	16	3	7	10
Portugalia	11	66	11	3	3	6
Szwecja	13	52	16	4	6	9
Wielka Brytania	14	55	14	4	6	7
Włochy	10	59	13	3	4	11
UE-13 (nowe państwa UE)						
Bułgaria	12	66	12	0	2	8
Chorwacja	25	65	4	2	2	2
Cypr	18	44	12	7	8	16
Czechy	10	61	17	2	3	7
Estonia	17	57	10	2	5	9
Litwa	10	64	11	2	6	7
Łotwa	18	53	14	6	4	5
Malta	11	71	5	3	4	6
Polska	8	56	17	7	4	8
Rumunia	8	65	13	2	2	10
Słowacja	14	61	15	3	2	5
Słowenia	17	65	12	0	1	5
Węgry	16	65	13	0	3	3
Stany Zjednoczone	10	60	16	4	6	4

Źródło: opracowano na podstawie *The role...* (2014), s. T13.

Od 51% do 75% obrotów z innowacji uzyskało średnio 3% przedsiębiorstw. Zjawisko to było najbardziej powszechne w Grecji, Danii, na Cyprze i w Polsce, gdzie obroty w tym przedziale osiągało od 7% do 9% firm. W grupie państw nowo przyjętych do UE znalazły się też takie kraje, które nie osiągnęły z wdrożonych innowacji żadnych obrotów w tym przedziale, dotyczyło to Bułgarii, Słowenii i Węgier.

Nieco większy odsetek przedsiębiorstw uzyskał z wprowadzonych innowacji obroty od 26% do 50%. Średnio w UE takich firm było 13%. W krajach członkowskich powszechność tego zjawiska była zróżnicowana. Do najlepszych należały przedsiębiorstwa: fińskie i czeskie (po 17% badanych) oraz niemieckie i szwedzkie (po 16%). Na przeciwnym końcu skali znalazły się firmy chorwackie (4% badanych) i maltańskie (5%). Maksymalna różnica w powszechności tego zjawiska, wynosząca 13 p.proc., pojawiła się między Finlandią i Czechami a Chorwacją.

Znacznie więcej przedsiębiorstw osiągnęło obroty z wprowadzonych innowacji w granicach od 1% do 25%. Średnio w UE takich firm było 61%. Powyżej tego wyniku znalazły się przedsiębiorstwa: austriackie, belgijskie, francuskie, greckie, hiszpańskie, irlandzkie, luksemburskie i portugalskie oraz z grupy nowych państw członkowskich: bułgarskie, chorwackie, litewskie, maltańskie, rumuńskie, słoweńskie i węgierskie.

Zjawisko to było najpowszechniejsze w Hiszpanii, na Malcie i w Irlandii. Największa różnica w powszechności pojawiania się takich wyników, wynosząca 31 p.proc., dotyczyła Hiszpanii i Cypru.

Średnio w UE w co dziesiątym przedsiębiorstwie nie uzyskano żadnych obrotów z wprowadzonych innowacji. Najwięcej takich firm było w Chorwacji (25%), Holandii (19%) i na Cyprze (18%), najmniej zaś w Hiszpanii (5%) i w Niemczech (6%).

Na tle średnich wyników w UE omawiany miernik działalności innowacyjnej w polskich przedsiębiorstwach kształtował się następująco:

- 1) 4% firm (jak średnio w UE) z wprowadzonych innowacji uzyskało obroty mieszczące się w przedziale od 76% do 100%;
- 2) 7% firm (więcej o 4 p.proc. niż średnio w UE) uzyskało obroty w granicach od 51% do 75%;
- 3) w przedziale obrotów od 26% do 50% znalazło się 17% polskich przedsiębiorstw (o 4 p.proc. więcej niż średnio w UE);
- 4) 56% firm (mniej o 5 p.proc. niż średnio w UE) uzyskało obroty w granicach od 1% do 25%;
- 5) 8% firm (mniej o 2 p.proc. niż średnio w UE) z wprowadzonych innowacji nie uzyskało żadnych obrotów.

POWSZECHNOŚĆ PROWADZENIA PRAC BADAWCZO-ROZWOJOWYCH

Jeżeli założymy, że innowacje powstają w wyniku rekombinacji dotychczas posiadanej wiedzy lub wykorzystania nowej, można przyjąć, że dla przedsiębiorstwa ważne są prace prowadzące do generowania nowej wiedzy materializowanej w innowacjach. Należą do nich prace B+R. Systemowe prowadzenie takich prac jest wyrazem zaangażowania kierownictwa w rozwój działalności innowacyjnej. Wyniki badań (tabl. 3) wskazują, że średnio w UE nieco więcej niż co piąte przedsiębiorstwo prowadziło w latach 2011—2013 prace B+R samodzielnie lub zleciło je podwykonawcom.

TABL. 3. PRZEDSIĘBIORSTWA, KTÓRE W LATACH 2011—2013 PRZEPROWADZIŁY PRACE BADAWCZO-ROZWOJOWE

K r a j e	Liczba badanych przedsiębiorstw ogółem	Odsetek przedsiębiorstw, które przeprowadziły prace B+R samodzielnie lub na podstawie umów zawartych z podwykonawcami
UE-28	11206	22
UE-15		
Austria	400	16
Belgia	402	24
Dania	400	32
Finlandia	400	40
Francja	500	18
Grecja	400	22
Hiszpania	500	20
Holandia	400	35
Irlandia	401	30
Luksemburg	200	7
Niemcy	500	16
Portugalia	400	22

TABL. 3. PRZEDSIĘBIORSTWA, KTÓRE W LATACH 2011—2013 PRZEPROWADZIŁY PRACE BADAWCZO-ROZWOJOWE (dok.)

K r a j e	Liczba badanych przedsiębiorstw ogółem	Odsetek przedsiębiorstw, które przeprowadziły prace B+R samodzielnie lub na podstawie umów zawartych z podwykonawcami
UE-15 (dok.)		
Szwecja	400	18
Wielka Brytania	500	28
Włochy	500	27
UE-13		
Bułgaria	400	72
Chorwacja	400	27
Cypr	200	14
Czechy	401	22
Estonia	400	8
Litwa	400	6
Łotwa	400	23
Malta	200	29
P o l s k a	500	8
Rumunia	400	20
Słowacja	401	22
Słowenia	400	19
Węgry	401	12
Stany Zjednoczone	500	25

Ź r ó d ł o: opracowano na podstawie *The role...* (2014), s. T14, T15.

W państwach członkowskich powszechność zaangażowania przedsiębiorstw w prace B+R była zróżnicowana i względnie niska. W grupie starych państw członkowskich najczęściej prowadziły je firmy fińskie, holenderskie i duńskie. Odmienne zachowywały się przedsiębiorstwa: luksemburskie, austriackie, niemieckie oraz francuskie i szwedzkie. W grupie nowych państw członkowskich przodowały natomiast firmy maltańskie, chorwackie i łotewskie, w przeciwieństwie do firm: litewskich, bułgarskich, estońskich i polskich. Maksymalna różnica w powszechności prowadzenia prac B+R, wynosząca 34 p.proc., pojawiła się między Finlandią i Litwą. W Polsce zaledwie 8% przedsiębiorstw prowadziło prace B+R, co plasuje nasz kraj na 24 miejscu wśród państw członkowskich. Jest to wynik niższy o 14 p.proc. w porównaniu ze średnią dla UE.

WSPIERANIE KOMERCJALIZACJI INNOWACJI

Z punktu widzenia ekonomiki przedsiębiorstwa i jego klientów ważnym etapem procesu innowacyjnego jest komercjalizacja produktu innowacyjnego (wyrobu lub usługi), czyli jego włączenie do sprzedaży. Wymaga to jednak niekiedy wysokich nakładów, często przekraczających możliwości pojedynczego przedsiębiorstwa. Dlatego ważne są wszelkie formy pomocy, w tym rządowej lub jednostek administracyjnych. Jak wynika z tabl. 4, pomoc ta dotyczyła niewielkiego odsetka firm.

Średnio w UE 6% przedsiębiorstw, które zastosowały wyroby lub usługi innowacyjne otrzymało wsparcie na szkolenie pracowników w zakresie promowa-

nia innowacji. 4% firm uzyskało taką pomoc na spełnienie przepisów prawnych i norm. Po 2% przedsiębiorstw otrzymało wsparcie na opracowanie planów marketingowych, prototypów, na przeprowadzenie rynkowych testów produktów i na sprzedaż produktów na rynkach zagranicznych. W przypadku 1% firm wsparcie to dotyczyło pomocy przy ubieganiu się o prawa własności intelektualnej lub zarządzanie tymi prawami.

W odniesieniu do poszczególnych państw członkowskich powszechność wykorzystania finansowych lub niefinansowych form wspierania komercjalizacji innowacji była zróżnicowana i kształtowała się na niskim poziomie. Największy odsetek przedsiębiorstw wykazywał wsparcie na szkolenie pracowników w zakresie promowania innowacji. Pod tym względem wyróżniały się firmy hiszpańskie, luksemburskie i belgijskie oraz wśród nowych państw członkowskich — cypryjskie i bułgarskie. Przeciwnie postępowały przedsiębiorstwa austriackie i estońskie, bowiem tylko 1% badanych wskazał na wsparcie tej formy komercjalizacji innowacji.

Spełnienie przez przedsiębiorstwo przepisów prawnych i norm najczęściej stanowiło przedmiot wsparcia 7% firm belgijskich oraz 6% firm francuskich, hiszpańskich, irlandzkich i brytyjskich, a także zaledwie 4% firm polskich. Przedsiębiorstwa w Danii, Estonii i Rumunii nie otrzymały żadnego wsparcia na ten cel.

TABL. 4. ODSETEK PRZEDSIĘBIORSTW, KTÓRE W LATACH 2011—2013 OTRZYMAŁY OD RZĄDU LUB ADMINISTRACJI WSPARCIE NA KOMERCJALIZACJĘ INNOWACYJNYCH PRODUKTÓW W OGÓLEM WPROWADZAJĄCYCH INNOWACJE

K r a j e	Wsparcie finansowe lub niefinansowe na							
	wdrożenie przepisów prawnych oraz norm	opracowanie planu marketingowego	opracowanie prototypu	szkolenie pracowników odnośnie promowania innowacji	ubieganie się lub zarządzanie prawami własności intelektualnej	rynkowe testowanie produktów	sprzedaż na rynkach zagranicznych	inne niż wymienione
UE-28	4	2	2	6	1	2	2	87
UE-15								
Austria	2	1	4	1	0	1	2	89
Belgia	7	4	3	14	4	3	5	74
Dania	0	0	1	2	0	2	4	92
Finlandia	2	8	6	7	2	5	4	80
Francja	6	4	3	3	1	3	3	87
Grecja	5	2	3	7	0	3	3	88
Hiszpania	6	3	3	24	1	2	3	69
Holandia	5	4	9	4	0	3	1	78
Irlandia	6	7	5	9	3	6	3	80
Luksemburg	5	1	2	18	1	1	6	80
Niemcy	2	4	4	3	2	1	2	89
Portugalia	3	4	1	5	1	0	2	91
Szwecja	4	3	3	3	2	2	1	90
Wielka Brytania	6	2	1	8	1	1	3	84
Włochy	4	0	1	4	0	0	0	92
UE-13								
Bułgaria	3	2	0	8	0	2	0	90
Chorwacja	2	4	3	6	1	6	1	91

**TABL. 4. ODSETEK PRZEDSIĘBIORSTW, KTÓRE W LATACH 2011—2013
OTRZYMAŁY OD RZĄDU LUB ADMINISTRACJI WSPARCIE
NA KOMERCJALIZACJĘ INNOWACYJNYCH PRODUKTÓW
W OGÓLEM WPROWADZAJĄCYCH INNOWACJE (dok.)**

K r a j e	Wsparcie finansowe lub niefinansowe na							
	wdrożenie przepisów prawnych oraz norm	opracowanie planu marketingowego	opracowanie prototypu	szkolenie pracowników odnośnie promowania innowacji	ubieganie się lub zarządzanie prawami własności intelektualnej	rynkowe testowanie produktów	sprzedaż na rynkach zagranicznych	inne niż wymienione
UE-13 (dok.)								
Cypr	1	0	0	13	0	0	0	78
Czechy	1	1	3	2	2	2	0	95
Estonia	0	1	1	1	0	1	1	91
Litwa	1	1	0	5	0	0	3	91
Łotwa	2	1	1	3	1	1	2	93
Malta	3	3	2	2	2	2	4	90
P o l s k a	4	3	1	6	1	1	1	89
Rumunia	0	1	0	2	0	0	0	96
Słowacja	1	0	1	2	1	1	0	95
Słowenia	2	0	0	2	0	0	1	94
Węgry	2	5	1	3	0	0	3	89
Stany Zjednoczone	7	14	3	11	1	5	1	78

Źródło: opracowano na podstawie *The role...* (2014), s. T25—T27.

Przejawem wspierania komercjalizacji produktów innowacyjnych było też planowanie działań marketingowych. Największą powszechnością korzystania z takiego wsparcia wyróżniały się przedsiębiorstwa fińskie, irlandzkie i węgierskie. Jednak przedsiębiorstwa z: Danii, Włoch, Cypru, Słowacji i Słowenii nie uzyskały wsparcia takich działań funduszami pochodzącymi od rządów lub administracji.

Podobnie opracowanie prototypów nie stanowiło powszechnego przedmiotu wspierania komercjalizacji. Pozytywnie wyróżniały się tu przedsiębiorstwa holenderskie, fińskie i irlandzkie, powszechność tego zjawiska w nowych państwach członkowskich UE oscylowała natomiast między 3% i 0%. W Bułgarii, na Cyprze, Litwie, w Rumunii i Słowenii funkcjonujące tam przedsiębiorstwa nie miały nawet takiego wsparcia.

Finansowe lub niefinansowe wsparcie komercjalizacji produktów innowacyjnych w zakresie ich testowania rynkowego było najpowszechniejsze w Irlandii i Chorwacji. Dotyczyło ono 6% firm, które wprowadziły takie produkty. Jednak w innych krajach, należących zwłaszcza do nowych państw członkowskich, badane przedsiębiorstwa nie otrzymały takiej pomocy. Głównie dotyczy to: Portugalii, Włoch, Cypru, Litwy, Rumunii, Słowenii i Węgier.

W badaniu identyfikowano też wsparcie rządów lub administracji mające na celu ułatwienie sprzedaży produktów innowacyjnych na rynkach zagranicznych. Zjawisko to było najbardziej powszechne w Luksemburgu oraz Belgii (odpowiednio 6% i 5% przedsiębiorstw). W niektórych państwach, takich jak: Włochy, Bułgaria, Cypr, Czechy, Rumunia i Słowacja w ogóle nie było takiego wsparcia.

W niewielkim odsetku badanych firm wspieranie komercjalizacji produktów innowacyjnych dotyczyło ubiegania się o prawa własności intelektualnej lub zarządzania nimi. Wsparcie to najczęściej wykorzystywano w Belgii i Irlandii, natomiast nie miało ono miejsca w takich krajach, jak: Austria, Dania, Grecja, Holandia, Włochy, Bułgaria, Cypr, Estonia, Litwa, Rumunia, Słowenia i Węgry.

Respondenci z przedsiębiorstw rumuńskich (96%), czeskich i słowackich (po 95%) twierdzili, że ich firmy nie otrzymały żadnego z wymienionych rodzajów wsparcia. Na przeciwnym końcu skali znalazły się przedsiębiorstwa hiszpańskie (69%) i belgijskie (74%).

Charakterystyczną cechą wyników badania jest malejący odsetek przedsiębiorstw wskazujących na nieotrzymanie żadnego z wymienionych rodzajów wsparcia, wraz ze wzrostem ich wielkości mierzonej liczbą zatrudnionych. W mikroprzedsiębiorstwach takie opinie stanowiły 90%, natomiast w firmach zatrudniających 500 i więcej pracowników — 66%, tj. mniej o 24 p.proc. Spośród przedsiębiorstw, które otrzymały od rządów lub administracji wsparcie komercjalizacji produktów innowacyjnych, 67% badanych uznało je za nieważne⁹.

Stwierdzenie, że finansowe lub niefinansowe wsparcie komercjalizacji produktów innowacyjnych jest ważne było najpowszechniejsze na Węgrzech (81%) i w Portugalii (70%), w przeciwieństwie do Cypru (5%) i Czech (18%)¹⁰. Jednocześnie było ono najpowszechniejsze w mikroprzedsiębiorstwach (32%), przedsiębiorstwach usługowych (35%) oraz osiągających w 2013 r. obroty od 100 tys. do 2 mln euro (36%), a najmniej powszechne w dużych firmach (18%) oraz w firmach o obrotach ponad 50 mln euro (20%)¹¹.

Prezentowane wyniki ujawniły też istotną konstatację, że brak środków finansowych stanowił główną barierę komercjalizacji produktów innowacyjnych dla 68% firm, które wdrożyły je od stycznia 2011 r., a kolejne bariery stanowiły¹²:

- 1) rynek zdominowany przez uznanych konkurentów (64%),
- 2) koszt i złożoność przepisów prawnych lub norm (62%),
- 3) niski popyt na własne produkty innowacyjne (53%),
- 4) brak wiedzy marketingowej (48%),
- 5) słabe kanały dystrybucji (44%),
- 6) brak norm lub regulacji prawnych rynku (43%),
- 7) trudności w zachowaniu praw własności intelektualnej (27%).

Zakończenie

Analiza wskazuje na zróżnicowany obraz powszechności wdrażania innowacji w praktyce gospodarczej przedsiębiorstw funkcjonujących w UE. Wynika to z wielu uwarunkowań wewnętrznych i zewnętrznych, w tym ze stopnia zaangażowania

⁹ *The role...* (2014), s. 61.

¹⁰ *The role...* (2014), s. T29.

¹¹ *The role...* (2014), s. 63.

¹² *The role...* (2014), s. 64.

zowania kierownictwa w kreowanie kultury innowacji¹³. Badane przedsiębiorstwa chętniej wprowadzały innowacje w usługach, natomiast rzadziej innowacje procesowe. Stosunkowo wysoki odsetek przedsiębiorstw, które wprowadziły innowacje w usługach wynikał z faktu, że część z nich prowadziła działalność usługową, a więc ta kategoria innowacji stanowiła naturalny proces rozwoju. Równocześnie innowacje w usługach są zazwyczaj mniej kapitałochłonne, a tym samym łatwiejsze do wprowadzania niż innowacje procesowe.

Pod względem powszechności wdrażania poszczególnych kategorii innowacji pozytywnie wyróżniały się przedsiębiorstwa portugalskie i maltańskie. Najrzadziej czyniły tak firmy szwedzkie oraz węgierskie.

Pozytywnym skutkiem wdrażanych innowacji, zwłaszcza produktowych, był wzrost uzyskiwanych obrotów. W badanych przedsiębiorstwach najbardziej powszechny udział dotyczył obrotów zawierających się w przedziale od 1% do 25%. Takie zjawisko charakteryzowało wszystkie przedsiębiorstwa, ale w największym stopniu hiszpańskie, maltańskie i irlandzkie oraz w najmniejszym — cypryjskie i szwedzkie. W niewielkim odsetku przedsiębiorstw (nieprzekraczającym 9%) obroty uzyskane z wdrożonych innowacji stanowiły od 51% do 75%. Przedsiębiorstwa fińskie wyróżniały się największą powszechnością przedsiębiorstw, które z wdrożonych innowacji uzyskały obroty od 76% do 100%. O względnie niskiej innowacyjności przedsiębiorstw świadczy znaczny udział takich, które nie osiągnęły żadnych obrotów z wprowadzonych innowacji. Zjawisko to było najpowszechniejsze w Chorwacji i Holandii.

Skuteczne tworzenie innowacji wymaga odpowiednich zasobów wiedzy, której źródłem są prace B+R prowadzone samodzielnie lub we współpracy z innymi organizacjami. Badane przedsiębiorstwa nie przywiązywały nadmiernej wagi do takiej formy zdobywania wiedzy. Średnio w UE takie badania prowadziło nieco więcej niż co piąte przedsiębiorstwo, przy czym najkorzystniejsza sytuacja wystąpiła w Finlandii, a najmniej korzystna — na Litwie.

Jednym z ważnych etapów procesu innowacyjnego, szczególnie innowacji produktowych, jest komercjalizacja. Prace związane z tym etapem wymagają dużych nakładów finansowych, często przekraczających możliwości pojedynczych przedsiębiorstw, dlatego potrzebne są działania systemowe. Jak wynika z badań, średnio w UE 87% przedsiębiorstw, które wprowadziły produkty innowacyjne nie korzystało z finansowej lub niefinansowej pomocy rządów lub administracji na wskazane formy działań komercjalizacyjnych. Zjawisko to było najpowszechniejsze w Czechach i na Łotwie, najrzadsze — w Hiszpanii i Belgii.

Pod względem powszechności wprowadzania innowacji w usługach i wyrobach polskie przedsiębiorstwa znalazły się odpowiednio na 3 i 6 miejscu wśród państw członkowskich, natomiast w przypadku innowacji obejmujących strategie marketingowe osiągnęły 13 pozycję, ukierunkowanych na struktury organizacyjne — 14 oraz procesowych — 16 pozycję. Względnie korzystne miejsce zajmowały polskie przedsiębiorstwa pod względem udziału obrotów uzyskiwa-

¹³ Baruk (2014), s. 124—129.

nych z wdrożonych innowacji. W przedziałach obrotów od 26% do 50% i od 51% do 75% Polska znalazła się odpowiednio na 1 i 2 miejscu.

Nasze przedsiębiorstwa w znikomym stopniu korzystały z pomocy rządowej dotyczącej komercjalizacji produktów innowacyjnych. Zaledwie 6% badanych przedsiębiorstw wykorzystało tę pomoc jako wsparcie szkolenia pracowników w zakresie promowania innowacji a 4% przedsiębiorstw w celu spełnienia przepisów prawnych i norm.

Na tle średnich wyników w UE polskie przedsiębiorstwa plasowały się zazwyczaj po środku stawki państw członkowskich, natomiast bliżej końca w przypadku odsetka firm prowadzących prace B+R czy też odsetka firm osiagających z wdrożonych innowacji obroty w przedziale od 1% do 25%.

Można podsumować, że wiele przedsiębiorstw funkcjonowało w klimacie niesprzyjającym działalności innowacyjnej. Kierownicy takich firm bardziej nastawieni byli na zarządzanie operacyjne oraz pokonywanie bieżących trudności wynikających z uwarunkowań politycznych, prawnych, organizacyjnych, ekonomicznych i społecznych niż na zarządzanie innowacjami i przez innowacje czy systemowe tworzenie wartości materializowanej w innowacjach przy czynnym współdziałaniu instytucji naukowych oraz klientów indywidualnych¹⁴. W takich przedsiębiorstwach istnieje luka między założeniami strategii *Europa 2020* a codzienną rzeczywistością. Jedną z przyczyn takiego stanu rzeczy jest autarkiczny charakter działalności gospodarczej wielu przedsiębiorstw i brak otwarcia na współpracę. Tymczasem firmy powinny podejmować systemową współpracę z innymi organizacjami (w tym naukowymi i badawczo-rozwojowymi oraz klientami indywidualnymi) w celu¹⁵:

- 1) obniżenia kosztów rozwoju technologicznego lub wejścia na rynek, zwłaszcza nowy;
- 2) zmniejszenia ryzyka towarzyszącego tym działaniom;
- 3) osiągnięcia korzyści skali i skrócenia czasu potrzebnego na opracowanie i komercjalizację nowych produktów.

Taka współpraca byłaby łatwiejsza, gdyby w krajach unijnych funkcjonowały sprawne narodowe systemy innowacji, zapewniające współpracę wszystkich organizacji (naukowych, przemysłowych, regulacyjnych i konsumentów)¹⁶. Brak takich systemów sprzyja utrwalaniu barier powstających na rynku badań naukowych, obejmujących stronę podażową i popytową, politykę regulacji rynku oraz mechanizm transmisji. Do takich barier można zaliczyć¹⁷:

- 1) po stronie popytowej — brak zainteresowania przedsiębiorców innowacjami; niska kultura innowacyjności, niewielkie doświadczenie we współpracy z biznesem; zagraniczne centra podejmowania decyzji w większości dużych firm; słaby rozwój rynków finansowych w sferze finansowania innowacji; słabość mechanizmu transmisji (w tym przepływów informacji) oraz brak odpowiednio skutecznej polityki regulacji rynku;

¹⁴ Baruk (2015), s. 83; Lind i in. (2013), s. 70—72.

¹⁵ Hardwick i in. (2013), s. 6.

¹⁶ Baruk (2006), s. 133.

¹⁷ Orłowski (2013), s. 31.

- 2) po stronie podaźowej — niewielkie zainteresowanie materialne wynalazców komercjalizacją; brak doświadczeń i umiejętności współpracy z biznesem; brak jasnych zasad rozliczania kosztów i dochodów z komercjalizacji w instytucjach naukowych; wewnętrzne mechanizmy blokujące w instytucjach naukowych; dostępność finansowania i brak przymusu ekonomicznego dla poszukiwania długookresowych dochodów z komercjalizacji przez instytucje naukowe; spadek jakości kapitału ludzkiego w instytucjach naukowych;
- 3) w mechanizmie transmisji — brak rynkowego zapotrzebowania na usługi brokerskie, jak również skutecznych kanałów przepływu informacji między stroną podaźową i popytową oraz brak skutecznego wsparcia ze strony polityki regulacji rynku.

dr inż. Jerzy Baruk — emerytowany pracownik naukowy *Uniwersytetu Marii Curie-Skłodowskiej w Lublinie*

LITERATURA

- Badania i rozwój w przedsiębiorstwach. Raport 2015* (2015), Deloitte.
- Baruk J. (2006), *Zarządzanie wiedzą i innowacjami*, Wydawnictwo Adam Marszałek w Toruniu.
- Baruk J. (2014), *Wspomaganie działalności innowacyjnej przedsiębiorstw kulturą innowacyjną*, [w:] *Kulturowe uwarunkowania kreowania wiedzy i innowacji w organizacjach*, Zakrzewska-Bielawska A., Flaszewska S. (red.), „Monografie Politechniki Łódzkiej”.
- Baruk J. (2015), *Wpływ innowacji w usługach publicznych na działalność przedsiębiorstw w Unii Europejskiej*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 6.
- Działalność innowacyjna przedsiębiorstw w Polsce w latach 2012—2014* (2015), GUS.
- Hardwick J., Anderson A. R., Cruickshank D. (2013), *Trust formation processes in innovative collaborations*, „European Journal of Innovation Management”, No. 1.
- Lee S. M., Olson D. L., Trimi S. (2012), *Co-innovation: convergenomics, collaboration, and co-creation for organizational values*, „Management Decision”, No. 5.
- Lind F., Styhre A., Aaboen L. (2013), *Exploring university-industry collaboration in research centres*, „European Journal of Innovation Management”, No. 1.
- Orłowski W. M. (2013), *Komercjalizacja badań naukowych w Polsce. Bariery i możliwości ich przełamania*, PwC, Warszawa.
- Sandberg B., Hurmerinta L., Zettinig P. (2013), *Highly innovative and extremely entrepreneurial individuals: what are these rare birds made of?*, „European Journal of Innovation Management”, No. 2.
- Strategia „Europa 2020”*, <http://www.mg.gov.pl> (dostęp 9.10.2015 r.).
- Task Force Meeting on Oslo Manual Revision* (2004), Eurostat, Luxembourg, Chapter 3.
- The role of public support in the commercialisation of innovation* (2014), report, Flash Eurobarometer 394 — TNS Political&Social, Eurobarometer.

Summary. *This article discusses innovativeness of enterprises functioning in the European Union based on the following measures: popularity of introducing innovation; the effects of introduced innovations; the commonness of conducting research and development activities; public support for introducing innovations.*

In this publication the statistical-comparative analysis of the results of empirical researches conducted by TNS Political&Social is made. This analysis showed that the following countries: Croatia, Malta, Portugal, United Kingdom and Italy were characterized by a relatively high share of companies implementing the various types of innovations. The opposite were: Estonia, the Netherlands, Lithuania, Sweden and Hungary. The turnover achieved from implemented innovations were at the level of 1% to 25%. Finland, the Netherlands and Denmark distinguished in commonness of R&D realizing.

Keywords: innovation, innovativeness, manager, enterprise, management, innovation management.

Резюме. *В статье была рассмотрена деятельность предприятий действующих в Европейском союзе на основе избранных показателей, а именно: всеобщего использования инноваций, последствия их введения, всеобщего проведения научно-исследовательских работ, а также на основе деятельности государственных правительств и их администрации в области распространения инноваций. Затем был проведен статистическо-сравнительный анализ результатов эмпирических обследований проведенных TNS Political&Social в 2011 и 2013 гг.*

Анализ показал, что Хорватия, Мальта, Португалия, Великобритания и Италия характеризовались относительно высокой долей компаний использующих разные категории инноваций в отличие от Эстонии, Нидерландов, Литвы, Швеции и Венгрии. Обороты полученные из реализованных инноваций чаще всего были на уровне от 1% до 25%. С точки зрения всеобщего проведения научно-исследовательских работ выделяются следующие страны Финляндия, Нидерланды и Дания.

Ключевые слова: инновации, руководитель, предприятие, управление, инновационный менеджмент.

Grzegorz KOŃCZAK

Skuteczny przekaz informacji. Współczesne zagrożenia i wyzwania

Streszczenie. *Moc obliczeniowa komputerów w ostatnich dziesięcioleciach systematycznie wzrastała. Wraz z jej zwiększaniem rosła zasoby gromadzonych zbiorów i przesyłanych danych. Duże zbiory informacji wymuszają konieczność ich selekcji ze strony nadawcy. Jednocześnie nie jest możliwy odbiór wszystkich generowanych informacji.*

W artykule przedstawiono zagrożenia związane z bezkrytycznym odbiorem informacji dotyczących zagadnień ekonomicznych i społecznych. Szczególnie pomocne w przekazie informacji kierowanych do masowego odbiorcy mogą być metody graficznej prezentacji danych. Współczesne programy komputerowe umożliwiają opracowanie prezentacji graficznych, które poprzez interakcję z użytkownikiem mogą przyczynić się do skutecznego przekazania istotnych informacji w zakresie zagadnień społeczno-ekonomicznych.

Słowa kluczowe: informacja, analiza danych, wykresy, prezentacja graficzna.

W ostatnich dziesięcioleciach można zaobserwować niezwykle dynamiczny przyrost informacji, trafiających do przeciętnego odbiorcy. Toffler (1970) przestrzegał przed możliwością wystąpienia niepoddającego się kontroli postępu naukowo-technicznego. Wskazywał na zagrożenia związane z istniejącymi w człowieku barierami psychofizycznymi do adaptacji w szybko zmieniającym się świecie. W szczególności bariery te dotyczą przyswajania stale poszerzającego się strumienia informacyjnego.

Pierwsze komputery PC pojawiły się w latach 80. XX w. Nie miały one dysków twardych, a podstawowym nośnikiem danych były dyskietki. Pojemność dyskietki 5'5 cala wynosiła 180 kB, a jeśli możliwy był zapis dwustronny, to sięgała 360 kB. Wkrótce pojawiły się dyskietki umożliwiające zapis o podwójnej gęstości dzięki czemu pozwalały na zapisanie 720 kB. Na takiej dyskietce mieścił się system operacyjny MS-DOS i programy, jak np. edytor tekstu, arkusz

kalkulacyjny oraz pliki użytkownika. Pojawienie się dysków twardych umożliwiło zapisanie znacznie większej ilości danych (20 MB, 40 MB). Kolejne lata, to stałe zwiększanie się rozmiarów programów oraz gromadzonych zbiorów danych. W domach użytkowników pojawiły się dyski pozwalające na zapis danych mierzonych w gigabajtach (1 GB = 1000 MB), a następnie w terabajtach (1 TB = 1000 GB). Obecnie nawet przeciętny użytkownik komputera mający zestawy filmów lub archiwum fotografii zapisuje je często na dyskach o pojemności kilku terabajtów. W wielu instytucjach wielkości gromadzonych zbiorów danych nie mierzy się już w terabajtach, a w petabajtach (1 PB = 1000 TB). Kolejne rzędy wielkości opisujące wielkość informacji to eksabajty (1 EB = 1000 PB), zettabajty (1 ZB = 1000 EB) oraz jottabajty (1 YB = 1000 ZB). Jottabajt wyrażony w bajtach może być zapisany jako $1 \text{ YB} = 10^{24} \text{ B}$. Łączna wielkość ruchu w Internecie wskazywała na 76 eksabajtów w 2015 r. Wybrane określenia pojemności informacji przedstawiono w zestawieniu (1).

ZESTAWIENIE (1) OKREŚLEŃ WYKORZYSTYWANYCH DO OPISU POJEMNOŚCI ZBIORÓW DANYCH

Wyszczególnienie	Symbol	Bajty
Kilobajt	kB	$10^3 = 1000^1$
Megabajt	MB	$10^6 = 1000^2$
Gigabajt	GB	$10^9 = 1000^3$
Terabajt	TB	$10^{12} = 1000^4$
Petabajt	PB	$10^{15} = 1000^5$
Eksabajt	EB	$10^{18} = 1000^6$
Zettabajt	ZB	$10^{21} = 1000^7$
Jottabajt	YB	$10^{24} = 1000^8$

Źródło: opracowanie własne na podstawie opracowania *Jottabajt* (2015).

W zestawieniu (2) przedstawiono wielkość całkowitego miesięcznego ruchu w Internecie. O ile w 1990 r. kształtował się on na poziomie 1 terabajta, to w roku 2004 wzrósł ponad 10^6 -krotnie osiągając wielkość 1,27 eksabajta, a w 2013 r. przekroczył 43 eksabajty. Wszystkie zasoby Internetu (dostępne i niedostępne) w 2013 r. szacowano na ok. 1 jottabajta. Należy dodać, że z każdym rokiem zapisane w globalnej sieci informacje oraz wielkość ruchu internetowego znacznie rosną.

ZESTAWIENIE (2) RUCHU W INTERNECIE WYRAŻONEGO W TB/MIESIĄC I W EB/MIESIĄC

Lata	TB	Lata	EB
1990	1	2004	1,27
1991	2	2005	2,06
1992	4	2006	3,34

**ZESTAWIENIE (2) RUCHU W INTERECIE WYRAŻONEGO W TB/MIESIĄC
I W EB/MIESIĄC (dok.)**

L a t a	TB	L a t a	EB
1993	9	2007	5,22
1994	17	2008	7,64
1995	173	2009	10,68
1996	1800	2010	14,93
1997	5000	2011	20,63
1998	11200	2012	31,34
1999	25500	2013	43,64
2000	75250	2014	59,85 ^a
2001	175000	2015	72,43 ^a
2002	356000	2016	88,44 ^a
2003	681000	2017	109,00 ^a
		2018	135,49 ^a
		2019	167,97 ^a

^a Prognoza firmy CISCO.

Ź r ó d ł o: opracowanie własne na podstawie opracowań *Ruch...* (2015); *Internet...* (2015) i *The Zettabyte-Era* (2015).

NADMIAR INFORMACJI I MOŻLIWOŚCI JEJ PRZYSWAJANIA

Celem artykułu jest przedstawienie stanu niewiedzy ludzi na temat warunków życia, rozwoju i zmian w świecie globalnym oraz wskazanie możliwości poprawy przekazu informacji. Człowiek współczesny wiedzę o świecie czerpie z wiadomości przedstawianych w popularnych środkach przekazu. Zagrożenia związane z niewiedzą w dużej mierze wynikają z selektywnego doboru informacji w mediach, gdzie wiadomości sensacyjne są nadmiernie eksponowane. W artykule zwrócono uwagę na potrzebę konstruowania skutecznego przekazu wskazując jednocześnie na pomocne metody statystyczne, a w szczególności wizualizację danych.

Bardzo duży zasób informacji docierającej do współczesnego człowieka stwarza problemy we właściwym odbiorze treści. Prowadzi to do sytuacji, w której wiele osób ma niewłaściwie wyobrażenie o skali ważnych zjawisk. Na przykład Fundacja Gapminder podjęła badania¹ nad zagadnieniem ignorancji wśród osób wykształconych. Celem badania było poznanie skali niewiedzy ludzi na temat warunków życiowych, rozwoju i zmian w świecie globalnym, trendów występujących w zjawiskach powszechnie prezentowanych i omawianych w mediach. Badania prowadzono w następujących krajach oraz latach:

- Wielka Brytania w maju 2013 r. (1012 respondentów);
- USA w listopadzie 2013 r. (1003);
- Szwecja w listopadzie 2013 r. (1021);
- Norwegia w grudniu 2013 r./styczniu 2014 r. (1863);
- Niemcy w sierpniu 2014 r. (1088 respondentów).

Respondentom zadawano różne pytania dotyczące rozumienia wybranych zjawisk społeczno-ekonomicznych. Niektóre badania różniły się zestawem py-

¹ <http://www.gapminder.org/ignorance/>.

tań. Typowe pytania uwzględnione w badaniach (z wariantami odpowiedzi) były następujące:

- 1) jaki jest w świecie odsetek dorosłych osób potrafiących czytać (A — 40%, B — 60%, C — 80%);
- 2) jaka jest przeciętna długość życia na świecie (A — 50 lat, B — 60 lat, C — 70 lat);
- 3) jak w ostatnich dwudziestu latach zmienił się odsetek ludzi na świecie żyjących w skrajnym ubóstwie (na co dzień brakuje jedzenia) (A — spadł prawie dwukrotnie, B — pozostał prawie bez zmian, C — wzrósł prawie dwukrotnie);
- 4) ile lat przeciętna trzydziestoletnia kobieta uczyła się w szkole wiedząc, że mężczyzna trzydziestoletni przeciętnie uczył się 8 lat (A — 7 lat, B — 5 lat, C — 3 lata);
- 5) jak zmieniła się liczba zgonów w ciągu roku z powodu katastrof naturalnych w ostatnim stuleciu (A — wzrosła ponad dwukrotnie, B — w przybliżeniu jest taka sama, C — zmalała przynajmniej o połowę).

Autorzy badania nieprzypadkowo sformułowali takie pytania. Przekazy medialne mają na celu zainteresować widza i z tego powodu bardzo często ukierunkowane są na sensację. Mają one poruszyć odbiorcę, a uzyskiwane jest to dzięki przekazywaniu niezwykłych, często szokujących wiadomości. W przekazach medialnych podawane są informacje o: biedzie i głodzie panującym w różnych regionach świata, złej sytuacji panującej w różnych krajach, katastrofach i ofiarach oraz dyskryminacji kobiet we współczesnym świecie. Taki dobór informacji w serwisach medialnych deformuje odbiór wiadomości. Tego typu podejście, mimo przekazywania prawdziwych informacji, prowadzi do niewłaściwego odbioru treści przez czytelnika, słuchacza lub widza. W tabl. 1 przedstawiono wyniki odpowiedzi na pytania 1—4 zadane respondentom w Stanach Zjednoczonych, Szwecji i Norwegii.

TABL. 1. ODPOWIEDZI NA PYTANIA 1—4 W BADANIU *IGNORANCE PROJECT* PRZEPROWADZONYM W STANACH ZJEDNOCZONYCH, SZWECJI I NORWEGII

Pytania	Warianty odpowiedzi	Odsetek odpowiedzi respondentów		
		Stanów Zjednoczonych	Szwecji	Norwegii
Jaki jest w świecie odsetek dorosłych osób potrafiących czytać	A — 40%	26	28	19
	B — 60%	52	52	60
	C — 80%	22	20	21
Jaka jest przeciętna długość życia w świecie	A — 50 lat	11	24	14
	B — 60	36	54	59
	C — 70 lat	53	22	26
Jak w ostatnich dwudziestu latach zmienił się odsetek ludzi na świecie żyjących w skrajnym ubóstwie (na co dzień brakuje jedzenia)	A — spadł prawie dwukrotnie	5	23	17
	B — pozostał prawie bez zmian	29	38	34
	C — wzrósł prawie dwukrotnie	66	39	49

TABL. 1. ODPOWIEDZI NA PYTANIA 1—4 W BADANIU *IGNORANCE PROJECT* PRZEPROWADZONYM W STANACH ZJEDNOCZONYCH, SZWECJI I NORWEGII (dok.)

Pytania	Warianty odpowiedzi	Odsetek odpowiedzi respondentów		
		Stanów Zjednoczonych	Szwecji	Norwegii
Ile lat przeciętna trzydziestoletnia kobieta uczyła się w szkole wiedząc, że mężczyzna trzydziestoletni przeciętnie uczył się 8 lat	A — 7 lat	24	9	9
	B — 5	52	46	46
	C — 3 lata	24	45	45

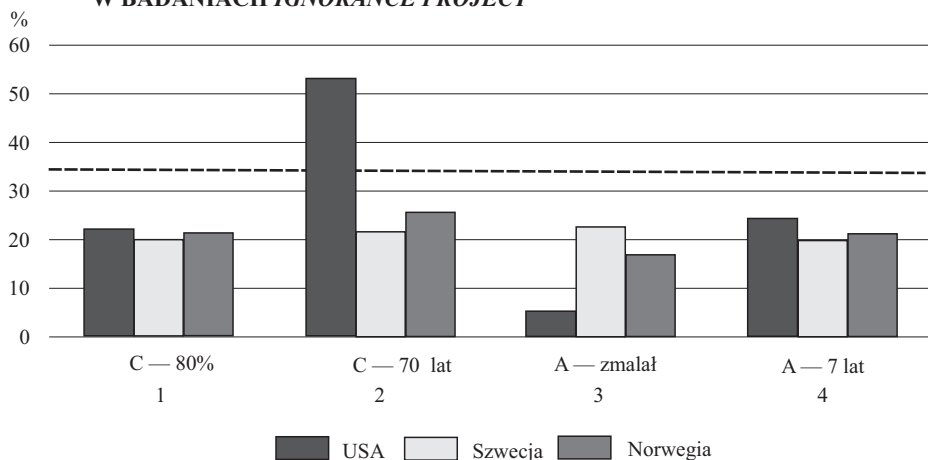
U w a g a. Wartości pogrubione oznaczają odpowiedzi prawidłowe.

Ź r ó d ł o: opracowanie własne na podstawie opracowania *The ignorance...* (2015).

Na wyk. 1 przedstawiono wyniki odpowiedzi na pytania 1—4 wskazując dodatkowo poziom 33,3% jako linię referencyjną (wybór losowy prawidłowej odpowiedzi). Warto zauważyć, że w przytoczonych pytaniach (poza jednym), prawidłowa odpowiedź występowała znacznie rzadziej niż przy losowym wskazaniu odpowiedzi. Skoro sytuacja jest tak zła, to zadaniem naukowców jest poszukiwanie takich sposobów formułowania przekazu, aby informacja odebrana była zgodna ze stanem faktycznym.

Nieco inne jest postrzeganie rzeczywistości przez ludzi młodych. W dużej mierze jest to związane z innymi źródłami informacji, jakie są przez nich wykorzystywane. Znacznie rzadziej niż dorośli sięgają oni do prasy, radia, a nawet telewizji. Najwięcej informacji czerpią z serwisów internetowych (portale www, fora dyskusyjne, facebook, twitter itp.). Nie oznacza to oczywiście, że np. studenci nie ulegają przekazywanym przez media informacjom o charakterze sensacyjnym.

Wykr. 1. PRAWIDŁOWE ODPOWIEDZI NA PYTANIA 1—4 W BADANIACH *IGNORANCE PROJECT*



Ź r ó d ł o: opracowanie własne na podstawie danych z tabl. 1.

Pytania z badania *Ignorance project* skierowano również do studentów kierunku Analityka Gospodarcza na Uniwersytecie Ekonomicznym w Katowicach. W badaniu wzięło udział 81 osób (45 studentów I stopnia i 36 II stopnia). W przeprowadzonym badaniu zadano trzy pytania z *Ignorance project* (3–5) (tabl. 2).

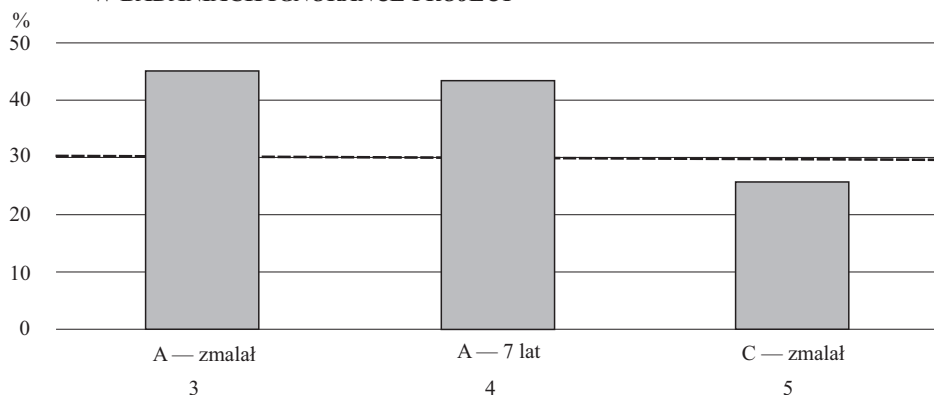
Na wyk. 2 wskazano odsetek prawidłowych odpowiedzi studentów na pytania 3–5. W przypadku pytań 3 i 4 odsetek prawidłowych odpowiedzi był większy niż w przypadku losowego udzielania odpowiedzi. Odsetek ten był też znacznie większy niż w przypadku odpowiedzi respondentów ze Stanów Zjednoczonych, Szwecji i Norwegii. Na pytanie 5 studenci udzielali prawidłowej odpowiedzi rzadziej niż w przypadku losowego wyboru odpowiedzi.

TABL. 2. ODPOWIEDZI NA PYTANIA 3–5 UDZIELONE PRZEZ STUDENTÓW

Pytania	Warianty odpowiedzi	Odsetek odpowiedzi
Jak w ostatnich dwudziestu latach zmienił się odsetek ludzi na świecie żyjących w skrajnym ubóstwie (na co dzień brakuje jedzenia)	A — spadł prawie dwukrotnie B — pozostał prawie bez zmian C — wzrósł prawie dwukrotnie	46 32 22
Ile lat przeciętna trzydziestoletnia kobieta uczyła się w szkole wiedząc, że mężczyzna trzydziestoletni przeciętnie uczył się 8 lat	A — 7 lat B — 5 C — 3 lata	44 38 17
Jak zmieniła się liczba zgonów w ciągu roku z powodu katastrof naturalnych w ostatnim stuleciu	A — wzrosła ponad dwukrotnie B — w przybliżeniu jest taka sama C — zmałała przynajmniej o połowę	32 42 26

Źródło: opracowanie własne.

Wykr. 2. PRAWIDŁOWE ODPOWIEDZI STUDENTÓW NA PYTANIA 3–5 W BADANIACH *IGNORANCE PROJECT*



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z tabl. 2.

GRAFICZNA FORMA PRZEKAZU INFORMACJI

W czasach dużej swobody i możliwości docierania do wszelkich informacji niezwykle ważne jest, aby były one rzetelne, a odbiorca rozumiał otrzymywane informacje. Przekaz informacji statystycznych dotyczących zjawisk społeczno-ekonomicznych, które interesują wielu ludzi jest szczególnie istotny.

Bardzo ważne jest uwzględnienie specyficznych form docierania do młodych ludzi. Społeczność ta rzadziej niż starsze osoby korzysta z tradycyjnych środków przekazu, jak prasa, radio i telewizja. Dla wielu młodych ludzi naturalnym źródłem informacji są media elektroniczne — komputer, smartfon, tablet itp. Dla tej grupy odbiorców często niezrozumiałe będą rozbudowane zestawienia z wynikami analiz, jednocześnie wskazane jest, aby mogli oni otrzymać niezbędne i rzetelne informacje. W tym przypadku pomocne w skutecznym przekazie informacji są różnorodne formy graficzne, jak np. wykresy, prezentacje graficzne, animacje itp.

O roli wykresów i prezentacji graficznych w ostatnich latach napisano bardzo dużo. Są to publikacje przedstawiające rys historyczny grafiki prezentacyjnej oraz dotyczące zasad konstrukcji wykresów statystycznych (Tuftę, 1983; Playfair, 2005; Friendly, 2009). Nie brakuje też publikacji koncentrujących się na wybranych kwestiach, jak np. graficzna prezentacja danych wielowymiarowych (Young i in., 2006) lub danych o charakterze jakościowym (Blasius, Greenacre, 1998). Szczególne miejsce zajmują pozycje dotyczące możliwości określonego programu lub pakietu (Kuhfeld, 2010; Sarkar, 2008). Możliwości wykorzystania grafiki w serwisach internetowych i grafiki interaktywnej opisał Kończak (2014).

W przekazie elektronicznym powszechnie wykorzystywane są różnego rodzaju formaty dokumentów. Przykładami mogą być dokumenty tekstowe (*.txt, *.doc, *.docx), graficzne i arkusze kalkulacyjne. Wśród dokumentów tekstowych szczególnie miejsce zajmuje format PDF (*portable document format*), opracowany przez firmę Adobe. Wobec nowych możliwości technicznych dokumenty takie mogą być zdecydowanie atrakcyjniejsze dla odbiorcy. Przeglądanie dokumentów na komputerze, laptopie, tabletach oraz smartfonach umożliwia wykorzystanie elementów interaktywnych. W zastosowaniach związanych ze statystyką duże możliwości daje stosunkowo nowy format CDF (*computable document format*), opracowany przez firmę Wolfram Inc.

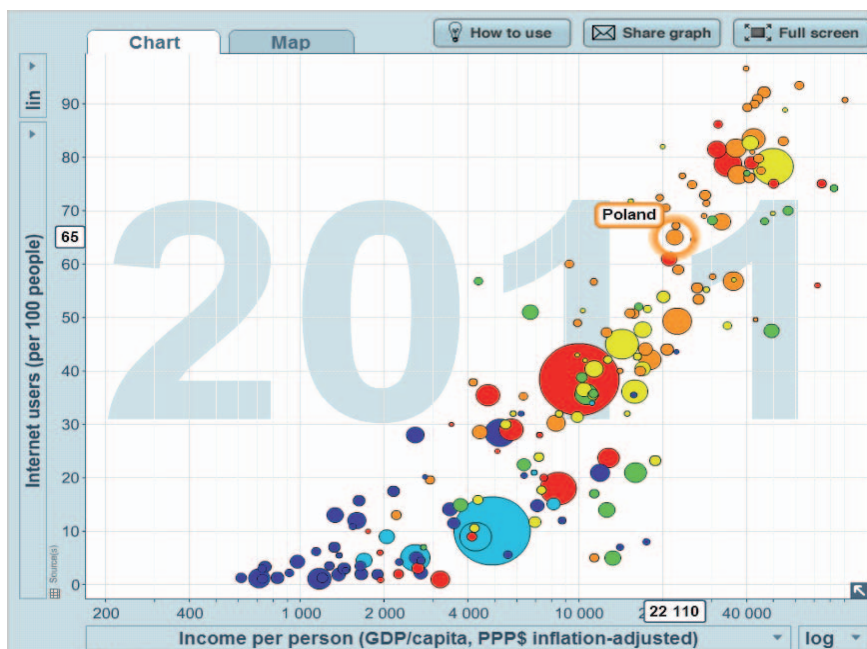
Gapminder World

W roku 2006 Hans Rosling zaproponował specyficzną formę graficznego przekazu z wykorzystaniem animacji. Znalazła ona odzwierciedlenie w programie GapminderWorld. Program umożliwia śledzenie wielu cech dla praktycznie wszystkich państw. Dostępne zmienne są ujęte w następujących kategoriach:

ekonomia, społeczeństwo, edukacja, energia, środowisko, zdrowie, infrastruktura, populacja i praca.

Każda z tych kategorii zawiera wiele zmiennych. Po wybraniu dwóch zmiennych (oś OX i OY) pokazany jest wykres rozrzutu, jak na wykr. 3. Widniejące na nim koła oznaczają państwa, a ich wielkość odpowiada wielkości populacji danego kraju, przy czym użytkownik ma możliwość przypisania innej zmiennej. Kolor kół jest zależny od położenia geograficznego. Po użyciu przycisku „Play” użytkownik może obserwować zmiany w zadanym okresie. Na osi OX przedstawiono PKB przypadające na osobę, a na OY odsetek osób mających dostęp do Internetu. Prezentacja ta przedstawia statyczny obraz danych dla 2011 r., ale użycie aplikacji pozwala na śledzenie zmiany od roku 1990.

Wykr. 3. DYNAMICZNE PREZENTACJE STATYSTYCZNE
W PROGRAMIE GAPMINDER WORLD



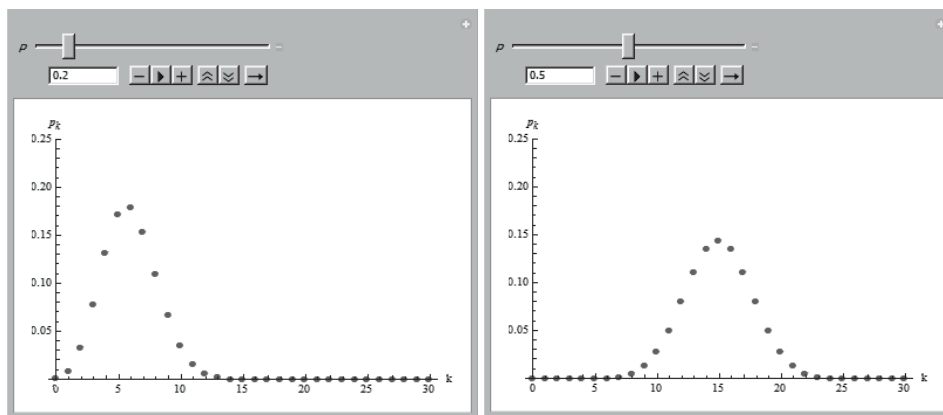
Źródło: Gapminder ... (2015).

Mathematica i format cdf — dokumenty interaktywne

Program Mathematica istnieje na rynku od 1988 r., a obecnie dostępna jest jego wersja 10.1. Z wyjątkiem zaawansowanych obliczeń program ten zapewnia także duże możliwości prezentacji graficznych. Do przygotowywanych wykresów można stosunkowo prosto dołączyć możliwości interakcji, co czyni ten

program niezwykle przydatnym w dydaktyce. Do rysunków i wykresów przygotowanych w programie Mathematica komendą Manipulate można dodać interakcję. Użytkownik zmieniając wartości określonych parametrów może obserwować zmiany zjawiska na obrazie graficznym. Zmiany kształtu gęstości rozkładu normalnego dwuwymiarowego przedstawia wykr. 4.

Wykr. 4. INTERAKTYWNA PREZENTACJA DWUMIANOWEGO ROZKŁADU PRAWDOPODOBIENSTWA



Źródło: opracowanie własne w programie Mathematica.

Program Mathematica umożliwia zapis interaktywnej grafiki w dokumentach CDF, które są podobne do powszechnie znanych PDF, przy czym różnią się udostępnieniem użytkownikowi interakcji. Do przeglądania dokumentów CDF wystarczy pobrać darmowy CDF Player².

Dużą zaletą dokumentów w formacie CDF jest możliwość ich zamieszczenia na stronach internetowych. W takich przypadkach użytkownik korzysta z interakcji bezpośrednio z przeglądarki internetowej. Przykłady osadzonych na stronie internetowej plików w formacie CDF zamieszczone są na stronie <http://stat.ue.katowice.pl/wolfram>.

Poza klasycznymi wykresami coraz większe znaczenie odgrywa grafika prezentacyjna. W najnowszej wersji programu Mathematica zostały wprowadzone m.in. funkcje WordCloud oraz TimeLinePlot (*Demonstracje...*, 2013). Pierwsza z nich pozwala w formie graficznej zaprezentować zawartość wskazanego dokumentu (wykr. 5). Może być nim dokument tekstowy lub strona internetowa.

Historia grafiki jest przedstawiona również na interaktywnej linii czasu (wykr. 6). Po wybraniu odpowiedniego hasła dotyczącego wykresów lub prezentacji graficznych użytkownik może poznać szczegółowy opis zagadnienia.

² <http://www.wolfram.com/cdf-player/>.

Podsumowanie

Każdego dnia odbieramy bardzo dużą ilość informacji. Docierają one do nas z różnych źródeł: prasa, radio, telewizja, Internet i znajomi. Ocenia się, że miesięczna „dawka” otrzymywanych obecnie informacji odpowiada tej, która przed kilkudziesięciu laty docierała do człowieka w ciągu całego życia. Sprawia to, że często informacje są niewłaściwie rozumiane. Przy podawaniu informacji o charakterze ekonomicznym i społecznym, dużą rolę w formułowaniu czytelnego przekazu odgrywa statystyka.

Sz szczególnie pomocne w dotarciu do masowego odbiorcy są przekazy graficzne. Metody statystyczne udostępniają całą gamę wykresów, których właściwe wykorzystanie może przyczynić się do lepszego rozumienia i prawidłowego odbioru prezentowanych zjawisk. Współczesne narzędzia analizy danych dostarczają wielu możliwości konstruowania interesujących wykresów i prezentacji graficznych. W przekazie informacji szczególnie przydatne są prezentacje pozwalające na interakcję użytkownika, np. w przeglądarce internetowej. Takie możliwości prezentują programy opisane w artykule.

dr hab. Grzegorz Kończak — profesor *Uniwersytetu Ekonomicznego w Katowicach*

LITERATURA

- Blasius J., Greenacre M. (1998), *Visualization of Categorical Data*, Academic Press Limited, London.
- Demonstracje statystyczne w programie Mathematica* (2013), <http://stat.ue.katowice.pl/wolfram/> (dostęp 07.07.2015 r.).
- Friendly M. (2009), *Milestones in the history of thematic cartography, statistical graphics and data visualization*, <http://www.math.yorku.ca/SCS/Gallery/milestone/milestone.pdf>.
- Gapminder World* (2015), <http://www.gapminder.org/> (dostęp 07.07.2015 r.).
- Internet traffic* (2015), http://en.wikipedia.org/wiki/Internet_traffic (dostęp 07.07.2015 r.).
- Jottabajt* (2015), <https://pl.wikipedia.org/wiki/Jottabajt> (dostęp 07.07.2015 r.).
- Kończak G. (2014), *Rola graficznych prezentacji danych w popularyzacji statystyki*, *Wiadomości Statystyczne*, Nr 7, Tom LIX: s. 49—61.
- Kuhfeld W. F. (2010), *Statistical Graphics in SAS. An Introduction to the Graph Template Language and the Statistical Graphics Procedures*, SAS Institute Inc., Cary, North Carolina.
- Linia czasu kamieni milowych w graficznej prezentacji danych*, <http://www.datavis.ca/milestones/> (dostęp 07.07.2015 r.).
- Playfair, W. (2005), *Playfair's Commercial and Political Atlas and Statistical Breviary*, Cambridge, London.
- Ruch internetowy* (2015), http://pl.wikipedia.org/wiki/Ruch_internetowy (dostęp 07.07.2015 r.).
- Sarkar D. (2008), *Lattice: Multivariate Data Visualization with R*, Springer Science+Business Media, New York.
- The ignorance project* (2015), <http://www.gapminder.org/ignorance/> (dostęp 07.07.2015 r.).
- The Zettabyte-Era* (2015), http://www.cisco.com/c/en/us/solutions/collateral/service-provider/visual-networking-index-vni/VNI_Hyperconnectivity_WP.html (dostęp 07.07.2015 r.).

- Toffler A. (1970), *Future Shock*, Random House New York.
- Tufte E. R. (1983), *The Visual Display of Quantitative Information*, Cheshire, CT: Graphics Press.
- Young F. W., Valero-Mora P. M., Friendly M. (2006), *Visual Statistics: Seeing Data with Interactive Graphics*, John Wiley and Sons Inc., New York.

Summary. *Computing power in recent decades was increasing steadily. Along with this, rise resources collected and transmitted data sets. Large collections of information need to enforce the selection by senders. At the same time it is not possible to receive all the generated information.*

The article presents the risks associated with uncritical acceptance of information on economic and social issues. Particularly helpful in the transmission of information to a mass audience may be the method of data presentation. Modern software enables to develop graphical presentation, which, through interaction with the user can contribute to effective dissemination of relevant information on socio-economic conditions.

Keywords: information, analysis of data, charts, graphical presentation.

Резюме. *Вычислительная мощность компьютеров в последние десятилетия постепенно возрастала. Вместе с ростом мощности увеличиваются фонды информации и передача данных. Большие множества информации обеспечивают соблюдение необходимости их отбора со стороны отправителя. Одновременно получение всей накопленной информации является невозможным.*

В статье были представлены угрозы связанные с некритическим восприятием информации по экономическим и социальным вопросам. Особенно полезными в передаче информации направленной к массовой аудитории могут быть методы графической презентации данных. Современное программное обеспечение позволяет разработать графическую презентацию, которая благодаря взаимодействию с пользователем может способствовать эффективному распространению важной информации по социально-экономическим вопросам.

Ключевые слова: информация, анализ данных, диаграмма, графическая презентация.

Franciszek Stokowski: *Demografia*, 155 stron, PWE, Warszawa 2015 r.

Od kilku lat w Polsce dużym zainteresowaniem cieszy się tematyka demograficzna tak wśród naukowców, dziennikarzy, jak i polityków. Wiąże się ono z przyspieszonym starzeniem się społeczeństwa polskiego i jego konsekwencjami, z niskim przyrostem naturalnym, który nie zapewnia prostej zastępowalności pokoleń oraz z wyjazdami Polaków do krajów o wyższym rozwoju gospodarczym. Sytuację pogorszyła też rosnąca fala imigrantów z Azji i Afryki do Europy.

W odpowiedzi na to zainteresowanie Autor poświęca książkę tematyce demograficznej, która niestety na niewielu kierunkach studiów (politologia, stosunki międzynarodowe) wykładana jest jako przedmiot obowiązkowy. Tymczasem nie ma chyba dziedziny nauki, która by nie miała związków z demografią. Szczególnie ekonomia (i pokrewne dziedziny), zarządzanie, nauki o Ziemi, medycyna, pedagogika czy psychologia wykazują szczególnie związki z tą dziedziną naukową.

Należy przypomnieć, że przez wiele lat (od 1970 r. do 2003 r. — ostatnie pośmiertne wydanie) studenci (i nie tylko) korzystali z podręcznika „Demografia” profesora Jerzego Z. Holzera, długoletniego dyrektora Instytutu Statystyki i Demografii SGH. Dr F. Stokowski, Autor recenzowanej tu „Demografii”, jest wychowankiem nieżyjącego od 2001 r. prof. J. Z. Holzera. Na rynku wydawniczym (Wydawnictwo Naukowe Scholar) ukazała się również „Demografia. Współczesne zjawiska i teorie”, autorstwa prof. M. Okólskiego (Uniwersytet Warszawski) i A. Fihel.

Zainteresowanie demografią powoduje, że książki (podręczniki) szybko znikają z księgarni. Zjawiska ludnościowe przebiegają dynamicznie tak w skali lokalnej, jak i regionalnej. Zachodzi zatem potrzeba permanentnego śledzenia problemów demograficznych, ponieważ wywołują one zarówno konsekwencje pozytywne, jak i negatywne. Konsekwencjom negatywnym można zapobiegać poprzez poznanie przyczyn występowania takich zjawisk, jak nadmierny odpływ (napływ) ludności do pewnych grup wieku czy też zbyt niski przyrost naturalny.

Podręcznik F. Stokowskiego wychodzi naprzeciw potrzebom poznania historii zjawisk ludnościowych w skali globalnej i regionalnej, ze szczególnym uwzględnieniem Polski. Znajomość ich przeszłości umożliwia prognozowanie demograficzne. Książka, pomimo skromnej objętości i skondensowanej treści, pozwala zrozumieć kształtowanie się procesów demograficznych współcześnie

i przewidywać ich przebieg w przyszłości. Treść jej zawiera (poza wstępem) 6 rozdziałów: wprowadzenie, rozwój liczby ludności, struktura demograficzna i społeczno-zawodowa, ruch naturalny i reprodukcja ludności, ruch wędrowniczy (migracja) oraz prognozy demograficzne. Podręcznik wzbogacają przykłady zadań i pytań testowych oraz bibliografia (bez artykułów, referatów i ekspertyz).

Jak pisze Autor, *znajomość zjawisk demograficznych współczesnego świata jest niezbędna przy podejmowaniu wszelkich decyzji o charakterze ekonomicznym i społecznym*. Od siebie dodam, że znajomość podstawowych zjawisk demograficznych powinien mieć każdy, kto szczeni się wykształceniem średnim, a szczególnie wyższym. Spróbuj Czytelniku zadać swoim znajomym lub absolwentom kończącym studia (w tym ekonomiczne) następujące pytania: czy są w stanie określić w przybliżeniu liczbę ludności państw sąsiadujących z Polską, o ile rocznie powiększa się liczba mieszkańców na świecie, co to jest przyrost naturalny, ilu mieszkańców liczyła Polska np. po II wojnie światowej itd.? Będziesz Czytelniku zdziwiony, że poprawnych odpowiedzi udzieli nie więcej niż 25% pytanych. A demografia to przecież wiedza o nas, o naszych najbliższych i o tych, co się rodzą, umierają (też z głodu) w innych, dalekich krajach.

We „Wprowadzeniu”, które jest rozdziałem pierwszym, Autor omawia przedmiot demografii, źródła danych o ludności oraz metody analizy demograficznej.

W rozdziale 2 „Rozwój liczby ludności” zawarte są takie problemy, jak: teoria transformacji, rozwój ludności świata w latach 1650—2025, ludność największych państw świata, rozwój ludności Polski i jej regionalne zróżnicowanie.

W rozdziale 3 Autor analizuje: strukturę płci, wieku, „obciążenie” demograficzne, stan cywilny, aktywność zawodową ludności i jej wykształcenie, koncentrując się głównie na Polsce.

Rozdział 4 obejmuje tematykę małżeństw, rozwodów, separacji, ruchu naturalnego w naszym kraju w latach 1900—2013 i w państwach europejskich w 2010 r. oraz trwanie życia w Polsce. Omówiono tutaj również przyrost naturalny, płodność kobiet, dzietność, dynamikę demograficzną oraz reprodukcję ludności. Rozdział zamyka temat standaryzacji współczynników demograficznych.

Wędrownikom stałym ludności polskiej poświęcony jest rozdział 5. Saldo migracji oraz przyrost naturalny decydują o przyroście rzeczywistym ludności państwa, regionów, miast i wsi. Ten problem umknął jednak uwadze Autora, a przecież znana jest metoda Webba z lat 1921—1931, związana z tym tematem.

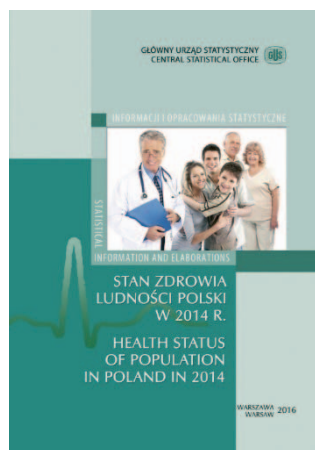
Ostatni rozdział poświęcony jest prognozom demograficznym świata i kontynentów do 2060 r. oraz Polski do 2080 r. Żałować należy, że Autor nie ustosunkował się do prognoz opracowanych wcześniej i na ile się one sprawdziły. Brakuje także odniesienia do prognoz ONZ zawartych w wydawnictwie *World Population Prospects Comprehensive Tables*.

Moim zdaniem podręcznik wyposaża Czytelnika w podstawową wiedzę o procesach ludnościowych zachodzących na świecie, a bardziej dokładnie

w Polsce. Zgłębienie tej wiedzy wymagałoby poszerzenia tekstu o państwa znajdujące się na różnym etapie rozwoju społeczno-ekonomicznego i położone na innych kontynentach, wymagałoby odesłania do rozmaitych książek z tej dziedziny, artykułów zamieszczonych w czasopismach lub w pracach zbiorowych. Przykładowo, jest kilka opracowań dotyczących rozwoju ludności 10 największych państw świata, 13 dużych państw i 23 państw o średniej liczbie ludności. Są także prace dotyczące ludności państw sąsiadujących z Polską i liczne publikacje związane z emigracją. W bibliografii zbyteczne było wymienianie autorów książek wydanych np. w 2000 r., zabrakło natomiast (artykułów) najnowszych.

Oprac. **prof. dr hab. Witold Rakowski**

Z lipcowej oferty wydawniczej GUS warto zwrócić uwagę na publikacje cykliczne „**Stan zdrowia ludności Polski w 2014 r.**” oraz „**Budżet czasu ludności w 2013 r., cz. II**”.



Pierwsza z nich zawiera wyniki Europejskiego Ankietowego Badania Zdrowia (EHIS) przeprowadzonego przez GUS w 2014 r. Badanie to tworzy jednolity system statystyczny służący do monitorowania zdrowia ludności krajów członkowskich Unii Europejskiej. Jego zharmonizowana metodologia pozwala na spójne opracowanie wyników zarówno w skali ugrupowania, jak i pomiędzy krajami. Badanie pozwoliło poznać sytuację zdrowotną ludności i jej uwarunkowania wynikające z charakterystyki demograficzno-społecznej badanych osób, sytuacji zawodowej i miejsca zamieszkania.

Publikacja ma charakter ogólnego raportu składającego się z uwag metodycznych, części analitycznej oraz obszernego aneksu tabelarycznego, zawierającego również podstawowe tablice w przekroju terytorialnym. W uwagach metodycznych przybliżono Czytelnikom ogólne założenia i zakres przedmiotowy badania, jego metodologię oraz proces realizacji. Informacje w publikacji dotyczą oceny kondycji zdrowotnej ludności, ze szczególnym uwzględnieniem długotrwałych problemów zdrowotnych w powiązaniu z częstością korzystania z usług medycznych oraz niektórych elementów stylu życia.

Analizę kondycji zdrowotnej Polaków poprzedzono opisem zmian, jakie zażyły w strukturze ludności w ostatnich latach, uwzględniając podstawowe cechy społeczno-demograficzne, m.in.: wiek, wykształcenie, stan cywilny, status na rynku pracy czy dochód ekwiwalentny. Wyniki badania pozwoliły na scharakteryzowanie chorób i dolegliwości przewlekłych, trudności i kłopotów zdrowotnych dzieci, analizę samopoczucia psychofizycznego badanych oraz charakterystykę populacji osób niepełnosprawnych. W opracowaniu przedstawiono także informacje na temat korzystania z profilaktyki zdrowotnej i usług medycznych oraz problematykę stosowania leków.

Publikacja wydana w języku polskim (dodatkowo przedmowa i spis treści w j. angielskim) dostępna jest w wersji tradycyjnej oraz na stronie internetowej GUS. Ze względu na znaczną objętość i szczegółowość część tabelaryczna dostępna jest tylko w wersji elektronicznej.

Druga publikacja lipcowa zawiera pogłębioną analizę wyników badania budżetu czasu ludności, która jest uzupełnieniem części I, wydanej na początku 2015 r. Wyniki tego badania stanowią ważną podstawę do wnioskowania o jakości życia mieszkańców Polski, a porównanie wyników daje możliwość obserwacji zmian w gospodarowaniu czasem. Publikacja została przygotowana przez zespół pracowników Departamentu Badań Społecznych i Warunków Życia przy współpracy z Centrum Informatyki Statystycznej GUS oraz urzędami statystycznymi z Gdańska i Poznania. W opracowaniu wyników uczestniczyli również eksperci z SGH.

Publikacja, podobnie jak jej pierwsza część, ma charakter analityczno-tabelaryczny. W części analitycznej przedstawiono dwa nowe przekroje społeczne, pierwszy — pokazujący budżet czasu osób znajdujących się na różnych etapach życia oraz drugi — obejmujący budżet czasu osób niepełnosprawnych. Analizowano również cztery nowe tematy, tzn.: pomoc innym osobom świadczoną indywidualnie lub poprzez wolontariat w organizacjach, występowanie czynności towarzyszących, rytm zajęć w dobowym budżecie czasu oraz subiektywną ocenę czynności wykonywanych przez respondentów. Zamieszczono także pogłębioną analizę wyników dotyczących takich czynności, jak: sport i rekreacja, edukacja, uczestnictwo w rozrywce, kulturze i korzystanie ze środków masowego przekazu czy dojazdy.

W części tabelarycznej publikacji przedstawiono wyniki badania uwzględniające zmienne demograficzno-społeczne: płeć, wiek, wykształcenie, miejsce zamieszkania, źródło utrzymania i typ biologiczny gospodarstwa domowego.

Publikacja w wersji polsko-angielskiej dostępna jest wyłącznie na płycie CD oraz na stronie internetowej Urzędu. Do wersji elektronicznej dołączono tablice w formacie MS Excel ułatwiające dokonywanie głębszych analiz i porównań.

W lipcu br. ukazały się także: „**Aktywność ekonomiczna ludności Polski IV kwartał 2015 r.**”, „**Biuletyn Statystyczny Nr 6/2016**”, „**Budownictwo — wyniki działalności w 2015 r.**”, „**Ceny robót budowlano-montażowych i obiektów budowlanych — maj 2016 r.**”, „**Efektywność wykorzystania energii w latach 2004—2014**”, „**Informacja o sytuacji społeczno-gospodarczej kraju w I półroczu 2016 r.**”, „**Polska w Unii Europejskiej 2016**” (folder), „**Powierzchnia i ludność w przekroju terytorialnym w 2016 r.**”, „**Produkcja ważniejszych wyrobów przemysłowych w czerwcu 2016 r.**”, „**Produkcja wyrobów przemysłowych w 2015 r.**”, „**Rolnictwo w 2015 r.**”, „**Różnice w wynagrodzeniach kobiet i mężczyzn w Polsce (stan w 2014 r.)**”, „**Ludność. Stan i struktura ludności oraz ruch naturalny w przekroju terytorialnym. Stan w dniu 31 grudnia 2015 r.**”, „**Trwanie życia w 2015 r.**”, „**Zwierzęta gospodarskie w 2015 r.**” oraz „**Wiadomości Statystyczne nr 7/2016 (662)**”.

Oprac. Justyna Gustyn

SPIS TREŚCI

STUDIA METODOLOGICZNE

<i>Piotr Sulewski</i> — Moc testów niezależności w tablicy dwudzielczej	1
---	---

STATYSTYKA W PRAKTYCE

<i>Mirosława Kaczmarek</i> — Przestrzenne zróżnicowanie symptomów ubóstwa w Polsce	18
--	----

<i>Marcin Salamaga</i> — Modelowanie rozkładów dochodów kobiet i mężczyzn w województwie małopolskim	32
--	----

<i>Rafał Wisła, Tomasz Tokarski</i> — Przestrzenne zróżnicowanie rozwoju ekonomicznego powiatów województwa śląskiego	45
---	----

<i>Jerzy Baruk</i> — Innowacyjność przedsiębiorstw w państwach Unii Europejskiej	64
--	----

STATYSTYKA W SPOŁECZEŃSTWIE INFORMACYJNYM

<i>Grzegorz Kończak</i> — Skuteczny przekaz informacji. Współczesne zagrożenia i wyzwania	79
---	----

INFORMACJE. PRZEGLĄDY. RECENZJE

Franciszek Stokowski: <i>Demografia</i> , 155 stron, PWE, Warszawa 2015 r. (oprac. <i>Witold Rakowski</i>)	91
---	----

Wydawnictwa GUS — lipiec 2016 r. (oprac. <i>Justyna Gustyn</i>)	94
--	----

CONTENTS

METHODOLOGICAL STUDIES

<i>Piotr Sulewski</i> — Tests' power for independence in the two-way contingency table	1
--	---

STATISTICS IN PRACTICE

<i>Mirosława Kaczmarek</i> — Spatial diversity of poverty symptoms in Poland	18
--	----

<i>Marcin Salamaga</i> — Modeling distributions of income between men and women in the Malopolska voivodship	32
--	----

<i>Rafał Wisła, Tomasz Tokarski</i> — Spatial diversity of economic development between powiats of the Slaskie voivodship	45
---	----

<i>Jerzy Baruk</i> — The innovativeness of enterprises in the EU countries	64
--	----

INFORMATION SOCIETY STATISTICS

<i>Grzegorz Kończak</i> — The effective transfer of information. Contemporary threats and challenges	79
--	----

INFORMATION. REVIEWS. COMMENTS

Franciszek Stokowski: <i>Demografia</i> , 155 pages, PWE, Warszawa 2015 (by <i>Witold Rakowski</i>)	91
--	----

Publications of the CSO of Poland in July 2016 (by <i>Justyna Gustyn</i>)	94
--	----

97

СОДЕРЖАНИЕ

МЕТОДОЛОГИЧЕСКИЕ ИЗУЧЕНИЯ

<i>Пиотр Сулевски</i> — Сила испытаний независимости в таблицах сопряженности 2×2	1
---	---

СТАТИСТИКА НА ПРАКТИКЕ

<i>Мирослава Качмарек</i> — Пространственная дифференциация симптомов бедности в Польше	18
<i>Марцин Саламага</i> — Моделирование распределений доходов женщин и мужчин в малопольском воеводстве	32
<i>Рафал Висла, Томаш Токарски</i> — Пространственная дифференциация экономического развития в силезском воеводстве	45
<i>Ежи Барук</i> — Инновации в предприятиях в странах Европейского союза	64

СТАТИСТИКА В ИНФОРМАЦИОННОМ ОБЩЕСТВЕ

<i>Гжегож Коньчак</i> — Эффективная передача информации. Современные угрозы и вызовы	79
--	----

ИНФОРМАЦИИ. ОБЗОРЫ. РЕЦЕНЗИИ

Францишек Стоковски: <i>Демография</i> , 155 страниц, ПВЕ, Варшава 2015 г. (разраб. <i>Витольд Раковски</i>)	91
Публикации ЦСУ — июль 2016 г. (разраб. <i>Юстына Густын</i>)	94

Do Autorów

Szanowni Państwo!

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

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

- Artykuły kierowane do opublikowania w „Wiadomościach Statystycznych” powinny zawierać precyzyjny opis badanych zjawisk i stosowanych metod oraz autorskie wnioski i sugestie dotyczące rozwoju badań i analiz statystycznych. Autorzy winni wyraźnie określić cel artykułu oraz jasno przedstawić uzyskane wyniki przeprowadzonej analizy. W przypadku prezentacji badań prowadzonych przez Autorów należy opisać zastosowaną w nich metodę. Przy prezentacji nowatorskich metod analizy pożądanym 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 oceny osobom specjalizującym się w poszczególnych dziedzinach, które kierują się kryterium oryginalności i jakości opracowania, w tym treści i formy, a także potencjalnego zainteresowania czytelników.
- Autorzy artykułów, które otrzymały pozytywne recenzje, wprowadzają zasugerowane przez recenzentów poprawki i dostarczają Redakcji zaktualizowaną wersję opracowania. Autorzy poświadczają w przysłanym piśmie uwzględnienie wszystkich poprawek. Jeśli pojawi się różnica zdań co do zasadności proponowanych zmian, należy wyjaśnić, które poprawki zostały uwzględnione, a w przypadku ich nieuwzględnienia przedstawić motywy swojego stanowiska.

- Kontroli poprawności stosowanych przez Autorów metod statystycznych dokonują redaktorzy statystyczni.
- Decyzję o publikacji artykułu podejmuje Kolegium Redakcyjne „Wiadomości Statystycznych”. Podstawą tej decyzji jest wynik dyskusji dotyczącej zgłoszonego artykułu, w której uwzględniane są opinie przedstawione w recenzjach wraz z rekomendacją ich opublikowania.
- Redakcja „Wiadomości Statystycznych” przestrzega zasady nietolerowania przejawów nierzetelności naukowej autorów artykułów polegającej na:
 - nieujawnianiu współautorów, mimo że wnieśli oni istotny wkład w powstanie artykułu, określanemu w języku angielskim terminem „ghostwriting”;
 - podawaniu jako współautorów osób o znikomym udziale lub niebiorących udziału w opracowaniu artykułu, określanemu w języku angielskim terminem „guest authorship”.

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

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

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

Informacje dotyczące przysyłania artykułów do „Wiadomości Statystycznych”

- Artykuły należy dostarczać pocztą elektroniczną na adres:

a.swiderska@stat.gov.pl lub e.grabowska@stat.gov.pl

Redakcja „Wiadomości Statystyczne”

Główny Urząd Statystyczny

al. Niepodległości 208, 00-925 Warszawa

- Konieczne jest dołączenie do artykułu skróconej informacji (streszczenia) o jego treści (ok. 10 wierszy) w języku polskim i, jeżeli jest to możliwe, także w językach angielskim i rosyjskim. Streszczenie powinno być utrzymane w formie bezosobowej i zawierać: zwięźle sprecyzowany cel badania, przybliżony jego zakres i przyjętą metodologię badania oraz ważniejsze wnioski.
- Prosimy również o podawanie słów kluczowych, w języku polskim i angielskim, przybliżających zagadnienia w artykule.
- Redakcja rozpoczyna postępowanie kwalifikujące artykuł do opublikowania po spełnieniu warunku przesłania przez Autora oświadczenia.
- Pytania dotyczące przesłanego artykułu, co do jego aktualnego statusu itp., należy kierować do redakcji na adres: **a.swiderska@stat.gov.pl** lub **e.grabowska@stat.gov.pl** lub tel. 22 608-32-25.

Wymogi czasopisma dotyczące przygotowania artykułu

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

1. Edytor tekstu — Microsoft Word, format *.doc lub *.docx.
2. Czcionka:
 - o autor — Arial, wersalik, wyrównanie do lewej, 12 pkt.,
 - o tytuł opracowania — Arial, wyśrodkowany, 16 pkt.,
 - o tytuły rozdziałów i podrozdziałów — Times New Roman, wyśrodkowany, kursywa, 14 pkt.,
 - o tekst główny — Times New Roman, normalny, wyjustowany, 12 pkt.,
 - o przypisy — Times New Roman, 10 pkt.
3. Marginesy przy formacie strony A4 — 2,5 cm z każdej strony.
4. Odstęp między wierszami półtorej linii oraz interlinia przed tytułami rozdziałów.
5. Pierwszy wiersz akapitu wcięty o 0,4 cm, enter na końcu akapitu.
6. Wyszczególnianie rozmaitych kategorii należy zacząć od kropek, a numerowanie od cyfr arabskich.
7. Strony powinny być ponumerowane automatycznie.
8. Wykresy powinny być załączone w osobnym pliku w oryginalnej formie (Excel lub Corel), tak aby można było je modyfikować przy opracowaniu edytorskim tekstu. W tekście należy zaznaczyć miejsce ich włączenia. Należy także przekazać dane, na podstawie których powstały wykresy.
9. Tablice należy zamieszczać w tekście, zgodnie z treścią artykułu. W tablicach nie należy stosować rastrów, cieniowania, pogrubienia czy też podwójnych linii itp.
10. Pod wykresami i tablicami należy podać informacje dotyczące źródła opracowania.
11. Oznaczenia literowe należy wyróżniać następująco: macierze — wersalik, proste, pogrubione (np. **P**, **N_{ij}**); wektory — małe litery, kursywa, pogrubione (np. **w**, **x_i**); pozostałe zmienne — małe litery, kursywa, bez pogrubienia (np. **w**, **x_i**).
12. Stosowane są skróty: tablica — tabl., wykres — wykr.
13. Przypisy do tekstu należy umieszczać na dole strony.
14. Przytaczane w treści artykułu pozycje literatury przedmiotu należy zamieszczać podając nazwisko autora i rok wydania publikacji według wzoru: (Kowalski, 2002). Z kolei przytaczane z podaniem stron pozycje literatury przedmiotu należy zamieszczać w przypisie dolnym według wzoru: Kowalski (2002), s. 50—58.
15. Wykaz literatury należy zamieszczać na końcu opracowania według porządku alfabetycznego według wzoru: Kowalski J. (2002), *Tytuł publikacji*, Wydawnictwo X, Warszawa, s. 15—26. Każda pozycja literatury wymieniona w wykazie powinna być zakończona kropką.
16. W wykazie literatury należy zamieścić wyłącznie pozycje przytoczone w artykule.
17. Opracowanie przygotowane w sposób niezgodny z powyższymi wskazówkami będzie odesłane z prośbą o dostosowanie jego formy do wymagań redakcji.

Charakterystyka zakresu tematycznego poszczególnych działów „Wiadomości Statystycznych”

STUDIA METODOLOGICZNE

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

STATYSTYKA W PRAKTYCE

Dział ten dotyczy prac naukowych poświęconych nowatorskim zastosowaniom znanych narzędzi i modeli statystycznych w praktyce, analizie i statystycznej ocenie określonych zjawisk społeczno-ekonomicznych i innych, a w szczególności artykułów wykorzystujących dane pochodzące z zasobów statystyki publicznej. Publikowane są tutaj także teksty sygnalizujące praktyczne problemy związane z: projektowaniem badań statystycznych, uzyskiwaniem, integracją i przetwarzaniem danych oraz generowaniem wynikówowej informacji statystycznych i kontrolą ich ujawniania wraz z propozycjami efektywnych metod rozwiązywania owych problemów.

EDUKACJA STATYSTYCZNA

Artykuły publikowane w tym dziale dotyczą metod i efektów nauczania statystyki oraz popularyzacji myślenia statystycznego. W szczególności odnosi się tu do problemów związanych z kształceniem w zakresie stosowania statystyki na wszystkich poziomach edukacji, a także wykorzystywania nowoczesnych idei i metod dydaktycznych (w tym eksperymentów i pokazów) oraz pomocy naukowych (np. komputerów, Internetu i innych urządzeń) w nauczaniu statystyki. Szczególną uwagę koncentruje się tutaj na rozumieniu prawdopodobieństwa i statystyki, badaniach z zakresu nauczania statystyki, postaw i zachowań społecznych w odniesieniu do statystyki, jak również rozumieniu informacji statystycznych. Ponadto ukazywane są problemy związane z prezentacją danych statystycznych oraz ich interpretacją w powszechnym obiegu informacyjnym (np. w środkach społecznego przekazu).

STATYSTYKA W SPOŁECZEŃSTWIE INFORMACYJNYM

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

Z DZIEJÓW STATYSTYKI

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

INFORMACJE. 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.