

Cena zł 12,00
(VAT 5%)

Indeks 381306
PL ISSN 0043-518X

WIADOMOŚCI STATYSTYCZNE

GŁÓWNY
URZĄD
STATYSTYCZNY

POLSKIE
TOWARZYSTWO
STATYSTYCZNE

MIESIĘCZNIK
ROK LX
WARSZAWA
MARZEC 2015

3

w numerze m.in.:

PIOTR SULEWSKI

Wyznaczanie obszaru krytycznego przy testowaniu niezależności w tablicach wielodzielczych

BEATA NAMYŚLAK

Zastosowanie metody wzorca rozwoju Hellwiga do badania sektora kultury w miastach wojewódzkich

RAFAŁ WARŻAŁA

Wykorzystanie miar syntetycznych do konstrukcji regionalnego wskaźnika koniunktury



KOLEGIUM REDAKCYJNE:

dr Stanisław Paradysz (redaktor naczelny, tel. 22 842-07-80), prof. dr hab. Józef Zegar (zastępca red. naczel., tel. 22 826-14-28), inż. Alina Świdorska (sekretarz redakcji, tel. 22 608-32-25, a.swiderska@stat.gov.pl), mgr Jan Berger (tel. 22 608-32-63), dr Marek Cierpień-Wolan (tel. 17 853-26-35), mgr inż. Anatol Kula (tel. 0-668 231 489), mgr Wiesław Łagodziński (tel. 0-888 633 801), dr Grażyna Marciniak (tel. 22 608-33-54), dr hab. Andrzej Młodak (tel. 62 502-71-16), prof. dr hab. Bogdan Stefanowicz (tel. 0-691 031 698), dr inż. Agnieszka Zgierska (tel. 22 608-30-15)

REDAKCJA

al. Niepodległości 208, 00-925 Warszawa, gmach GUS, pok. 353, tel. 22 608-32-25
http://www.stat.gov.pl/pts/16_PLK_HTML.htm

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

Wersja internetowa jest wersją pierwotną czasopisma.

RADA PROGRAMOWA:

dr Halina Dmochowska (przewodnicząca, tel. 22 608-31-01), mgr Ewa Czumaj, prof. dr hab. Czesław Domański, dr Jacek Kowalewski, mgr Izabella Zagoździńska, mgr Justyna Gustyn (sekretarz, tel. 22 608-34-37, j.gustyn@stat.gov.pl)



ZAKŁAD WYDAWNICTW STATYSTYCZNYCH

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

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

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

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

Indeks 381306

Prenumerata realizowana przez RUCH S.A.:

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

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

Koszt połączenia wg taryfy operatora.

STUDIA METODOLOGICZNE

Piotr SULEWSKI

Wyznaczanie obszaru krytycznego przy testowaniu niezależności w tablicach wielodzzielczych

Tablice wielodzzielcze są podstawowym i często stosowanym narzędziem do badania związku między cechami. Tablicę, która powstaje w wyniku podziału danych według dwóch cech nazywamy dwudzzielczą, trzech cech — trójdzielczą, ..., n cech — n -dzzielczą. Przy testowaniu niezależności cech najbardziej popularną statystyką testową dla tablic dwudzzielczych jest statystyka χ^2 Pearsona, która ma także swoje rozszerzenia dla tablic trójdzielczych i wyższych.

W przypadku tablic 2×2 i tablic $w \times k$ ($w, k > 2$) istnieją jednak ograniczenia co do stosowania statystyki χ^2 Pearsona, która ma asymptotyczny rozkład chi-kwadrat z $(w-1)(k-1)$ stopniami swobody. Także w przypadku tablic trójdzielczych $w \times k \times p$, jeżeli liczba realizacji w komórkach jest mała, rozkład statystyki testowej znacząco odbiega od rozkładu chi-kwadrat z $wkp - (w+k+p) + 2$ stopniami swobody. W celu zniesienia tych ograniczeń w artykule proponuję wyznaczanie wartości krytycznych za pomocą symulacji komputerowych metodą Monte Carlo. Także Lilliefors w teście Kołmogorowa dla rozkładu normalnego wyznaczył wartości krytyczne drogą symulacyjną, gdy parametry rozkładu były oszacowane z próby.

Celem artykułu jest dostarczenie czytelnikowi gotowej implementacji komputerowej napisanej w edytorze VBA (*Visual Basic for Applications*) arkusza kalkulacyjnego Excel, do badania niezależności dwóch i trzech cech w formie pliku zamieszczonego w Internecie.

STATYSTYKA χ^2 PEARSONA DLA TABLICY DWUDZIELCZEJ

Tablica dwudzielcza 2×2

Najprostszą postacią tablicy dwudzielczej jest tablica 2×2 , która składa się z 4 liczebności rozkładu łącznego cech X i Y oznaczonych literami a, b, c, d (tabl. 1). Wówczas ogólna liczba obserwacji $n = a + b + c + d$.

TABL. 1. TABLICA DWUDZIELCZA 2×2

Cecha X	Cecha Y		Razem
	Y_1	Y_2	
X_1	a	b	$a + b$
X_2	c	d	$c + d$
Razem	$a + c$	$b + d$	n

Źródło: opracowanie własne.

Przyjmując oznaczenia zawarte w tej tablicy statystyka χ^2 Pearsona ma postać:

$$X_{2 \times 2}^2 = \frac{n(ad - bc)^2}{(a + b)(c + d)(a + c)(b + d)} \quad (1)$$

Liczebność oczekiwana dla tej tablicy wynosi odpowiednio:

$$e_1 = \frac{(a + b)(a + c)}{n} \quad e_2 = \frac{(a + b)(b + d)}{n} \quad e_3 = \frac{(a + c)(c + d)}{n} \quad (2)$$

$$e_4 = \frac{(b + d)(c + d)}{n}$$

Wzór (1) można stosować, gdy $n \geq 40$ oraz $e_i \geq 5$ dla każdego $i = 1, \dots, 4$ (Cochran, 1952). Jeżeli natomiast $e_i < 5$ dla pewnego $i = 1, \dots, 4$, to sugeruje się stosowanie poprawki Yatesa danej wzorem (Cochran, 1952):

$$X_Y^2 = \frac{n(|ad - bc| - 0,5n)^2}{(a + b)(c + d)(a + c)(b + d)} \quad (3)$$

Poprawka Yatesa na ciągłość ma na celu zapewnienie możliwości przyjmowania przez statystykę testową wszystkich wartości rzeczywistych zgodnie z istotą rozkładu chi-kwadrat. Należy jednak wspomnieć, że poprawka Yatesa nie jest jedynym narzędziem stosowanym przez statystyków. Inne typy rozwiązań w tym zakresie podali m.in. Yates i Campbell i są one następujące, jeżeli:

- 1) $e_1 < 5$ dla pewnego $i = 1, \dots, 4$, to należy stosować test Fishera-Yatesa (Yates, 1934). Cochran jednak zauważył, że warunek $e_1 < 5$ może w przyszłości wymagać modyfikacji;
- 2) $5 > e_i \geq 1$ dla pewnego $i = 1, \dots, 4$, to zdaniem Campbella (Campbell, 2007) dla tablic 2×2 należy stosować test ' $n-1$ ' chi-kwadrat w postaci (Pearson, 1947):

$${}_{n-1}X_{2 \times 2}^2 = X_{2 \times 2}^2 \cdot \frac{n-1}{n} = \frac{(n-1)(ad-bc)^2}{(a+b)(c+d)(a+c)(b+d)} \quad (4)$$

- 3) $e_1 < 1$ dla pewnego $i = 1, \dots, 4$, to należy stosować test Fishera-Yatesa (Campbell, 2007).

Gdy hipoteza zerowa H_0 o niezależności cech X i Y jest słuszna, statystyka $X_{2 \times 2}^2$ ma asymptotyczny rozkład chi-kwadrat z jednym stopniem swobody i jest miarą rozbieżności między rozkładem zaobserwowanym i hipotetycznym. Wykr. 1 przedstawia rozkład chi-kwadrat z jednym stopniem swobody oraz empiryczną funkcję gęstości rozkładu statystyki χ^2 uzyskaną za pomocą metody Parzena dla tablicy 2×2 i liczebności próby n , gdy H_0 jest słuszna. Dokładny opis tej metody znajduje się w innym opracowaniu pióra autora tegoż artykułu (Sulewski, 2013). Liczebność próby dobrano w taki sposób, aby pokazać:

- brak zgodności rozkładu statystyki χ^2 z rozkładem chi-kwadrat dla tablicy 2×2 ($n = 50$);
- zgodność rozkładu statystyki χ^2 z rozkładem chi-kwadrat dla tablicy 2×2 ($n = 500$).

Tablica dwudzielcza większa niż 2×2

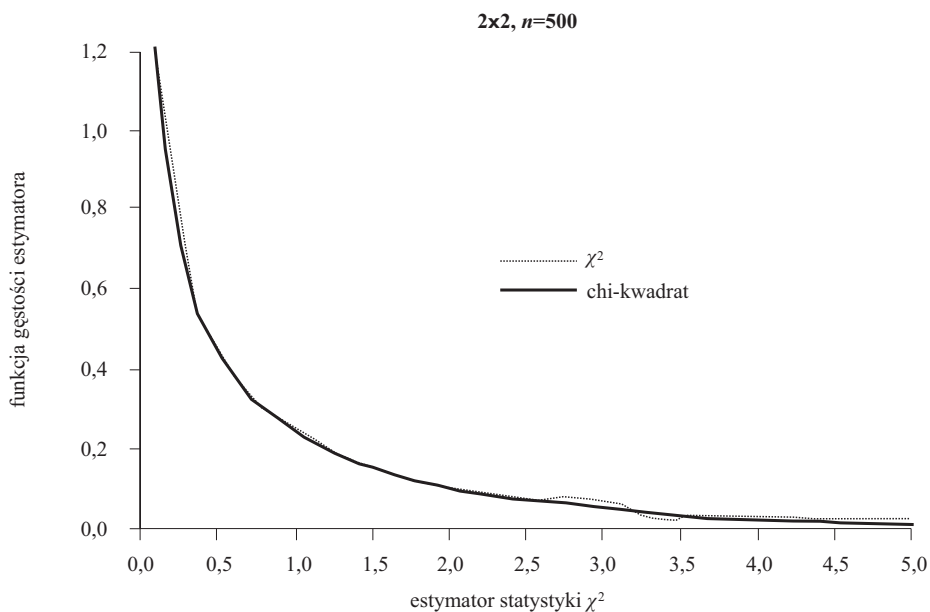
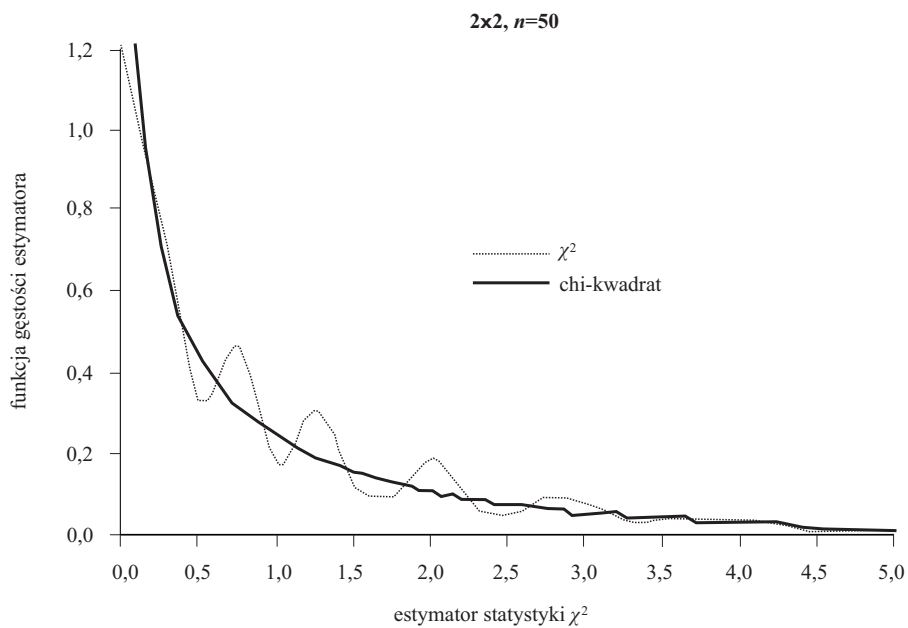
Tablica 2 przedstawia tablicę dwudzielczą $w \times k$, która składa się z $w \cdot k$ liczebności n_{ij} ($i = 1, \dots, w$; $j = 1, \dots, k$) rozkładu łącznego cech X i Y .

TABL. 2. TABLICA DWUDZIELCZA $w \times k$

Cecha X	Cecha Y				Razem
	Y_1	Y_2	...	Y_k	
X_1	n_{11}	n_{12}	...	n_{1k}	$n_{1\bullet}$
X_2	n_{21}	n_{22}	...	n_{2k}	$n_{2\bullet}$
...
X_w	n_{w1}	n_{w2}	...	n_{wk}	$n_{w\bullet}$
Razem	$n_{\bullet 1}$	$n_{\bullet 2}$...	$n_{\bullet k}$	n

Źródło: jak przy tabl. 1.

Wykr. 1. ZGODNOŚĆ ROZKŁADU STATYSTYKI χ^2 PEARSONA Z ROZKŁADEM CHI-KWADRAT DLA TABLICZY 2x2



Źródło: opracowanie własne.

Wartość n jest sumą wszystkich liczebności tablicy dwudzielczej:

$$n = \sum_{i=1}^w n_{i\bullet} = \sum_{j=1}^k n_{\bullet j} = \sum_{i=1}^w \sum_{j=1}^k n_{ij} \quad (5)$$

Statystyka χ^2 Pearsona do badania niezależności cech X , Y w tablicy dwudzielczej $w \times k$ ma postać (Pearson, 1900):

$$\chi_{XY}^2 = \sum_{i=1}^w \sum_{j=1}^k \frac{(n_{ij} - e_{ij})^2}{e_{ij}} \quad (6)$$

gdzie:

n_{ij} — liczebność zaobserwowana w i -tym wierszu i j -tej kolumnie,

e_{ij} — liczebność oczekiwana i -tego wiersza i j -tej kolumny dana wzorem:

$$e_{ij} = \frac{n_{i\bullet} \cdot n_{\bullet j}}{n} \quad (i = 1, 2, \dots, w; j = 1, 2, \dots, k) \quad (7)$$

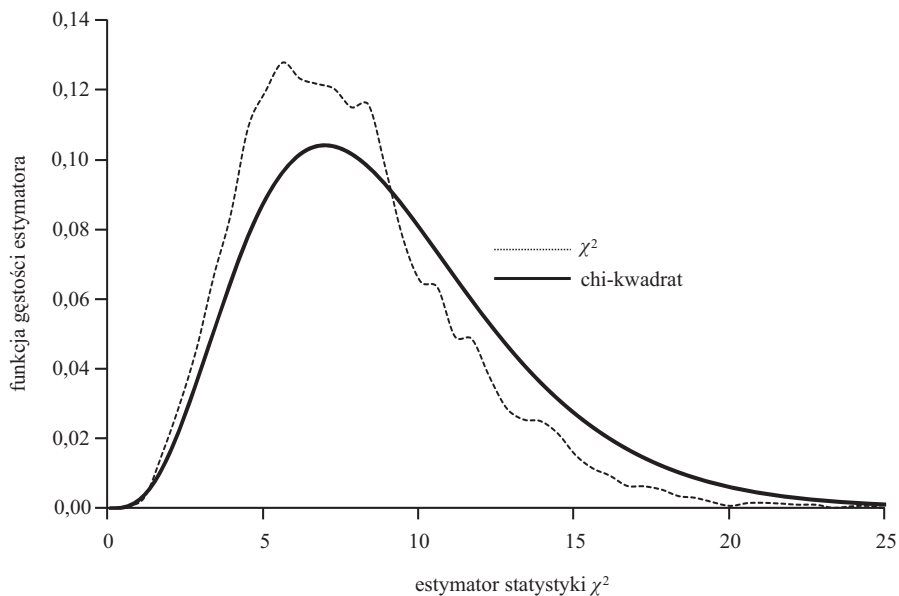
W przedstawionym teście niezależności liczebność próby musi być duża, aby w każdej komórce tablicy znalazła się możliwie duża liczba obserwacji. Zdaniem m.in. Yatesa, Moore'a, McCabe'a (Yates i in., 1999) oraz Shiera (Shier, 2004) wzór (6) należy stosować, gdy $e_{ij} \geq 1$ dla każdego $i = 1, \dots, w$; $j = 1, \dots, k$ oraz gdy nie więcej niż 20% liczebności oczekiwanej e_{ij} jest mniejsze niż 5. Zdaniem Cochran (Cochran, 1952) statystykę χ_{XY}^2 dla tablic większych niż 2×2 można stosować, gdy liczebność oczekiwana $e_{ij} > 5$ dla pewnego $i = 1, \dots, w$; $j = 1, \dots, k$.

Gdy hipoteza zerowa H_0 o niezależności cech X , Y jest słuszna, statystyka χ_{XY}^2 ma asymptotyczny rozkład chi-kwadrat z $df_1 = (w-1)(k-1)$ stopniami swobody i jest miarą rozbieżności między rozkładem zaobserwowanym i hipotetycznym. Wykr. 2 przedstawia rozkład chi-kwadrat z df_1 stopniami swobody oraz empiryczną funkcję gęstości rozkładu statystyki χ^2 uzyskaną za pomocą metody Parzena dla tablicy 4×4 i liczebności próby n , gdy H_0 jest słuszna. Dokładny opis tej metody znajduje się w opracowaniu Sulewskiego (2013). Liczebność próby w tym przypadku jest większa niż dla tablicy 2×2 , gdyż tym razem dysponujemy większą liczbą komórek. Liczebność próby dobrano w taki sposób, aby pokazać:

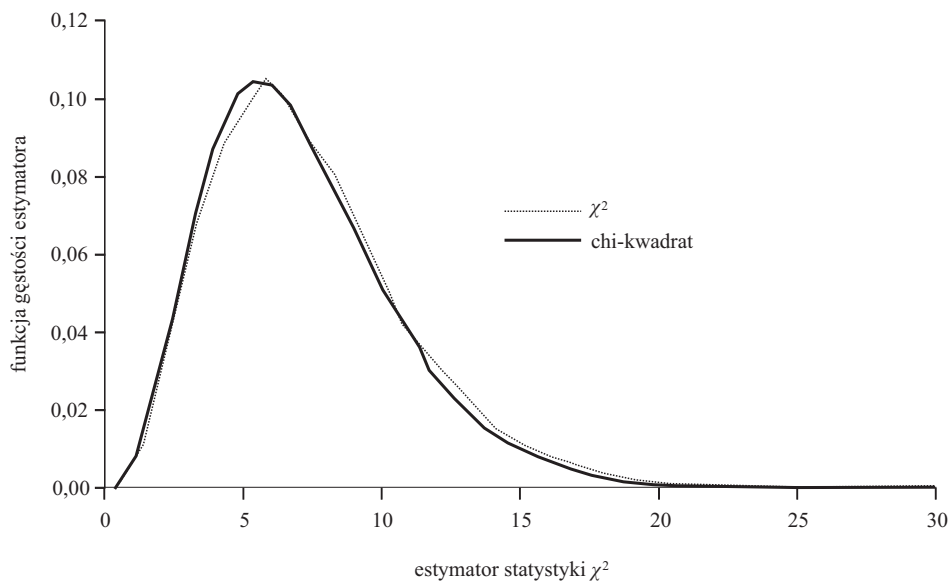
- brak zgodności rozkładu statystyki χ^2 z rozkładem chi-kwadrat dla tablicy 4×4 ($n = 160$);
- zgodność rozkładu statystyki χ^2 z rozkładem chi-kwadrat dla tablicy 4×4 ($n = 1000$).

Wykr. 2. ZGODNOŚĆ ROZKŁADU STATYSTYKI χ^2 PEARSONA Z ROZKŁADEM CHI-KWADRAT DLA TABLICY 4x4

4x4, n=160



4x4, n=1000



Źródło: jak w wykr. 1.

GENEROWANIE ZAWARTOŚCI TABLIC DWUDZIELCZYCH METODĄ SŁUPKOWĄ

W celu generowania zawartości tablicy dwudzielczej $w \times k$, gdy między cechami X, Y nie ma związku, przedział $(0; 1)$ podzielono na $w \cdot k$ podprzedziałów o szerokościach równych wartości prawdopodobieństwa $p_{ij} = 1/(w \cdot k) (i = 1, 2, \dots, w; j = 1, 2, \dots, k)$, które spełniają warunek normalizacji:

$$\sum_{i=1}^w \sum_{j=1}^k p_{ij} = 1 \quad (8)$$

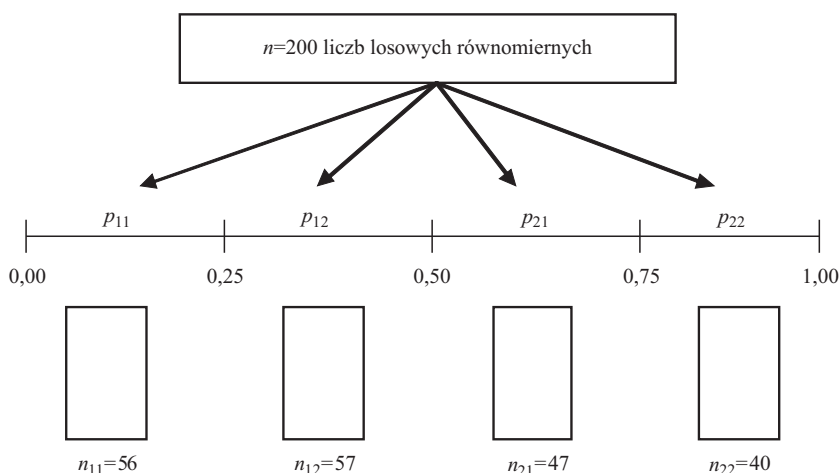
Każda z n wygenerowanych liczb losowych o rozkładzie równomiernym w przedziale $(0; 1)$ „wpada” do jednego z $w \cdot k$ podprzedziałów i tym samym liczba obiektów w odpowiadającej temu podprzedziałowi komórce tablicy zostaje zwiększona o jedną. Wielkości n_{ij} spełniają równość:

$$\sum_{i=1}^w \sum_{j=1}^k n_{ij} = n \quad (9)$$

są liczebnością obiektów w poszczególnych komórkach tablicy.

Na schemacie (1) przedstawiono wypełnianie komórek tablicy 2×2 dla liczebności próby $n = 200$, a tabl. 3 przedstawia odpowiadającą temu schematowi tablicę 2×2 .

SCHEMAT (1) WYPEŁNIANIA KOMÓREK TABLICY 2×2



Źródło: jak przy wykr. 1.

**TABL. 3. TABLICA DWUDZIELCZA 2×2
WYGENEROWANA ZA POMOCĄ METODY SŁUPKOWEJ**

Cecha X	Cecha Y		Razem
	Y_1	Y_2	
X_1	56	57	113
X_2	47	40	87
Razem	103	97	200

Źródło: jak przy tabl. 1.

WYZNACZANIE WARTOŚCI KRYTYCZNYCH DLA TABLIC DWUDZIELCZYCH

Wcześniej przedstawiono warunki, jakie muszą być spełnione, aby można było w testach niezależności dla tablic dwudzielczych stosować statystykę opisaną wzorami (1), (3), (4) i (6). W dobie coraz to szybszych komputerów można za pomocą stosownego oprogramowania znieść te ograniczenia i za pomocą symulacji wyznaczyć wartości krytyczne. Wyznaczono je tu odwołując się do oszacowań kwantyli, którymi są wartości stosownej statystyki pozycyjnej (David, 1970). W celu ustalenia wartości krytycznych metodą Monte Carlo dla danej tablicy dwudzielczej oraz liczebności próby, wyznaczono $R = 10^5$ wartości statystyki testowej (6) i za wartość krytyczną przyjęto $[(1 - \alpha)R]$ statystykę pozycyjną, gdzie α jest poziomem istotności oraz $[\cdot]$ oznacza część całkowitą liczby rzeczywistej. Tak duża liczba powtórzeń w obliczeniach statystyki testowej zapewnia uzyskanie dokładnego wyniku. Przy wyznaczaniu wartości krytycznych, gdy między cechami nie ma związku, zawartość tablic dwudzielczych generowano za pomocą metody słupkowej. Generowanie zawartości tych tablic innymi metodami, przy założeniu że między cechami nie ma związku, nie miało wpływu na uzyskane wielkości wartości krytycznych.

Przykład 1

Na podstawie danych przedstawionych w tablicach dwudzielczych 2×2 (tabl. 4) i 3×3 (tabl. 5), zbadano na poziomie istotności 0,05 istnienie związku między cechami X i Y korzystając ze statystyki χ^2 Pearsona.

**TABL. 4. TABLICA DWUDZIELCZA 2×2
Z ROZKŁADEM ŁĄCZNYM CECH X i Y**

Waga	Dieta		Razem
	stosowana	niestosowana	
Bez zmian.....	1	9	10
Utrata wagi	17	23	40
Razem	18	32	50

Źródło: jak przy tabl. 1.

TABL. 5. TABLICA DWUDZIELCZA 3×3 Z ROZKŁADEM ŁĄCZNYM CECH X i Y

Pochodzenie społeczne	Uczelnie wyższe			Razem
	uniwersytet	politechnika	akademia medyczna	
Chłopskie	18	7	2	27
Robotnicze	12	7	17	36
Inteligenckie	22	33	32	87
Razem	52	47	51	150

Źródło: jak przy tabl. 1.

ZESTAWIENIE (1) PROCEDUR I FUNKCJI WYKORZYSTANYCH DO PRZEPROWADZENIA TESTU NIEZALEŻNOŚCI DLA TABLICZY DWUDZIELCZEJ

Wyszczególnienie	Typ	Realizowane zadania
Test2D	procedura	realizacja testu niezależności dla tablicy dwudzielczej
Rozmiar2	funkcja	ustalenie liczby kategorii cech X, Y
GNij	funkcja	pobranie liczebności tablicy dwudzielczej
ExpNij	funkcja	wyznaczanie liczebności oczekiwanej
SX2	funkcja	obliczanie sum brzegowych w wierszach
SY2	funkcja	obliczanie sum brzegowych w kolumnach
GenTab2	funkcja	generowanie zawartości tablicy dwudzielczej
Kwantyle2	funkcja	wyznaczanie wartości krytycznej
Sortu	funkcja	sortowanie
ChiKw2	funkcja	obliczanie wartości statystyki χ^2

Źródło: jak przy tabl. 1.

Implementację komputerową testu niezależności χ^2 Pearsona dla tablicy dwudzielczej utworzoną w edytorze VBA arkusza kalkulacyjnego Excel przedstawiono w pliku „TestyChi”, który umieszczono w Internecie pod adresem <http://www.utogim.eu/testychi.xlsm>. Składają się na nią procedury i funkcje przedstawione w zestawieniu 1. Po utworzeniu tablicy dwudzielczej w arkuszu „tablica2D” (tabl. 4) (począwszy od komórki B2) wprowadzono wartość poziomu istotności testu $\alpha = 0,05$ w arkuszu „wyniki” oraz uruchomiono procedurę „Test2D”. Efektem końcowym działania procedury jest tablica umieszczona w arkuszu „wyniki” ukazująca wyniki działania testu niezależności cech X i Y (tabl. 6).

TABL. 6. WYNIKI DZIAŁANIA TESTU NIEZALEŻNOŚCI CECH X i Y NA PODSTAWIE DANYCH Z TABL. 4

Hipoteza zerowa	Nie ma związku między cechami
Poziom istotności	0,05
Wartość krytyczna	3,848
Wartość statystyki	3,668

U w a g a. Nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej.
Czas działania algorytmu 12 sekund.

Źródło: jak przy tabl. 1.

W uwadze (tabl. 6) podany jest czas działania algorytmu, na który główny wpływ ma sortowanie 10^5 wartości statystyki testowej (6).

Powtarzając te czynności dla tablicy dwudzielczej 3×3 (tabl. 5) otrzymano tablicę pokazującą wyniki działania testu niezależności cech X i Y (tabl. 7).

TABL. 7. WYNIKI DZIAŁANIA TESTU NIEZALEŻNOŚCI CECH X I Y NA PODSTAWIE DANYCH Z TABL. 5

Hipoteza zerowa	Nie ma związku między cechami
Poziom istotności	0,05
Wartość krytyczna	9,432
Wartość statystyki	20,951

U w a g a. Są podstawy do odrzucenia hipotezy zerowej. Czas działania algorytmu 25 sekund.

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

STATYSTYKA χ^2 PEARSONA DLA TABLICY TRÓJDZIELCZEJ

Tablicę, która gromadzi wynik podziału próby według trzech cech X , Y , Z nazywamy tablicą trójdzielczą. Można sobie ją wyobrazić jako kostkę z „ w ” wierszami, „ k ” kolumnami i „ p ” płaszczyznami. Tablicę trójdzielczą można także zilustrować rozkładając płaszczyzny p obok siebie (tabl. 8 i 9).

Tablica trójdzielcza ułatwia odczytywanie zależności między cechami ilościowymi i jakościowymi. Najprostszą jej postacią jest tablica $2 \times 2 \times 2$ (tabl. 8), która składa się z 8 liczebności n_{ijt} ($i, j, t = 1, 2$) rozkładu łącznego cech X , Y , Z .

TABL. 8. TABLICA TRÓJDZIELCZA $2 \times 2 \times 2$

Cecha X	Cecha Z				Razem
	Z_1		Z_2		
	cecha Y				
	Y_1	Y_2	Y_1	Y_2	
X_1	n_{111}	n_{121}	n_{112}	n_{122}	$n_{1..}$
X_2	n_{211}	n_{221}	n_{212}	n_{222}	$n_{2..}$
Razem	$n_{\cdot 11}$	$n_{\cdot 21}$	$n_{\cdot 12}$	$n_{\cdot 22}$	n

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

Tabl. 9 przedstawia tablicę trójdzielczą $w \times k \times p$, która składa się z $w \cdot k \cdot p$ liczebności n_{ijt} ($i = 1, \dots, w$; $j = 1, \dots, k$; $t = 1, \dots, p$) rozkładu łącznego cech X , Y , Z .

TABL. 9. TABLICA TRÓJDZIELCZA $w \times k \times p$

Cecha X	Cecha Z									Razem
	Z_1			...			Z_p			
	cecha Y									
	Y_1	Y_2	...	Y_k	...	Y_1	Y_2	...	Y_k	
X_1	n_{111}	n_{121}	...	n_{1k1}	...	n_{11p}	n_{12p}	...	n_{1kp}	$n_{1..}$
X_2	n_{211}	n_{221}	...	n_{2k1}	...	n_{21p}	n_{22p}	...	n_{2kp}	$n_{2..}$
...
X_w	n_{w11}	n_{w21}	...	n_{wk1}	...	n_{w1p}	n_{w2p}	...	n_{wkp}	$n_{w..}$
Razem	$n_{\cdot 11}$	$n_{\cdot 21}$...	$n_{\cdot k1}$...	$n_{\cdot 1p}$	$n_{\cdot 2p}$...	$n_{\cdot kp}$	n

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

Wartość n jest sumą wszystkich liczebności tablicy trójdzielczej, czyli:

$$n = \sum_{i=1}^w n_{i..} = \sum_{j=1}^k n_{\cdot j.} = \sum_{t=1}^p n_{\cdot \cdot t} = \sum_{i=1}^w \sum_{j=1}^k n_{ij.} = \sum_{i=1}^w \sum_{t=1}^p n_{i.t} = \sum_{j=1}^k \sum_{t=1}^p n_{\cdot jt} = \sum_{i=1}^w \sum_{j=1}^k \sum_{t=1}^p n_{ijt} \quad (10)$$

W analizie niezależności trzech cech można badać m.in. niezależność pełną, czyli czy cechy są parami niezależne. Statystyka χ^2 Pearsona do badania pełnej niezależności cech X, Y, Z w tablicy trójdzielczej $w \times k \times p$ ma postać:

$$\chi_{T3}^2 = \sum_{i=1}^w \sum_{j=1}^k \sum_{t=1}^p \frac{(n_{ijt} - e_{ijt})^2}{e_{ijt}} \quad (11)$$

gdzie:

n_{ijt} — liczebność zaobserwowana w i -tym wierszu, j -tej kolumnie, t -tej płaszczynie;

e_{ijt} — liczebność oczekiwana i -tego wiersza, j -tej kolumny, t -tej płaszczyny dana wzorem:

$$e_{ijt} = \frac{n_{i..} \cdot n_{\cdot j.} \cdot n_{\cdot \cdot t}}{n^2} \quad (12)$$

Gdy hipoteza zerowa H_0 o niezależności cech X, Y, Z jest słuszna, statystyka $\chi^2_{T_3}$ ma asymptotyczny rozkład chi-kwadrat z $df_2 = wkp - (w+k+p) + 2$ stopniami swobody i jest miarą rozbieżności między rozkładem zaobserwowanym i hipotetycznym. Wykr. 2 przedstawia rozkład chi-kwadrat z df_2 stopniami swobody oraz empiryczną funkcję gęstości rozkładu statystyki χ^2 uzyskaną za pomocą metody Parzena dla tablicy $2 \times 2 \times 2$ i liczebności próby n . Dokładny opis tej metody znajduje się w (Sulewski, 2013). Liczebność próby zależy oczywiście od liczby komórek tablicy i dobrano ją w taki sposób, aby pokazać:

- brak zgodności rozkładu statystyki χ^2 z rozkładem chi-kwadrat dla tablicy $2 \times 2 \times 2$ ($n = 80$);
- zgodność rozkładu statystyki χ^2 z rozkładem chi-kwadrat dla tablicy $2 \times 2 \times 2$ ($n = 1000$).

GENEROWANIE ZAWARTOŚCI TABLIC TRÓJDZIELCZYCH METODĄ SŁUPKOWĄ

W celu generowania zawartości tablicy $w \times k \times p$, gdy między cechami X, Y, Z nie ma związku, przedział $(0, 1)$ podzielono na $w \cdot k \cdot p$ podprzedziałów o szerokościach równych wartości prawdopodobieństwa $p_{ij} = 1/(w \cdot k \cdot p)$ ($i = 1, 2, \dots, w; j = 1, 2, \dots, k; t = 1, 2, \dots, p$), które spełniają warunek normalizacji:

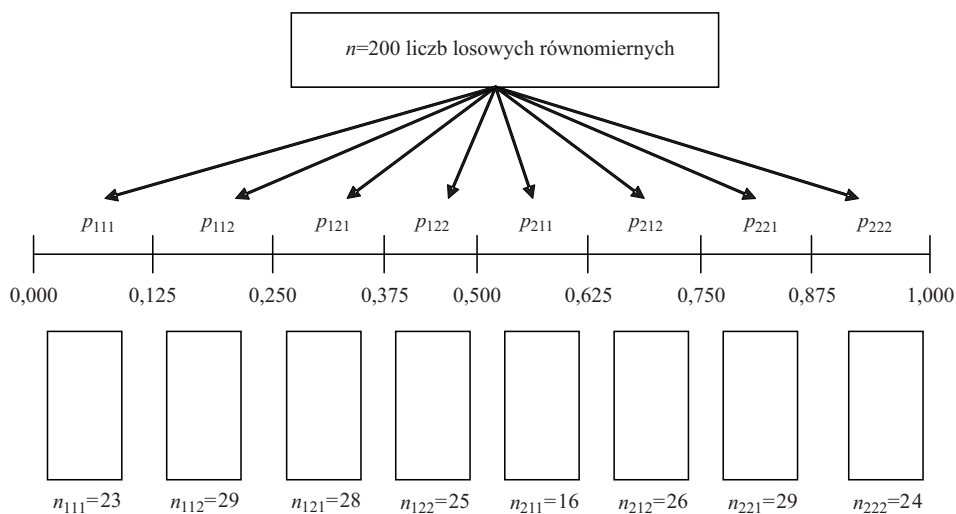
$$\sum_{i=1}^w \sum_{j=1}^k \sum_{t=1}^p p_{ijt} = 1 \quad (13)$$

Każda z n wygenerowanych liczb losowych o rozkładzie równomiernym w przedziale $(0, 1)$ „wpada” do jednego z $w \cdot k \cdot p$ podprzedziałów i tym samym liczba obiektów w odpowiadającej temu podprzedziałowi komórce tablicy zostaje zwiększona o jedną. Wielkości n_{ijt} spełniające równość:

$$\sum_{i=1}^w \sum_{j=1}^k \sum_{t=1}^p n_{ijt} = n \quad (14)$$

są liczebnością obiektów w poszczególnych komórkach tablicy.

SCHEMAT (2) WYPEŁNIANIA KOMÓREK TABLICZY 2x2x2



Źródło: jak przy wykr. 1.

Schemat (2) przedstawia wypełnianie komórek tablicy $2 \times 2 \times 2$ dla liczebności próby $n = 200$, a tabl. 10 przedstawia odpowiadającą temu schematowi tablicę $2 \times 2 \times 2$.

TABL. 10. TABLICA TRÓJDZIELCZA $2 \times 2 \times 2$ WYGENEROWANA ZA POMOCĄ METODY SŁUPKOWEJ

Cecha X	Cecha Z				Razem
	Z ₁		Z ₂		
	cecha Y				
	Y ₁	Y ₂	Y ₁	Y ₂	
X ₁	23	28	29	25	105
X ₂	16	29	26	24	95
Razem	39	57	55	49	200

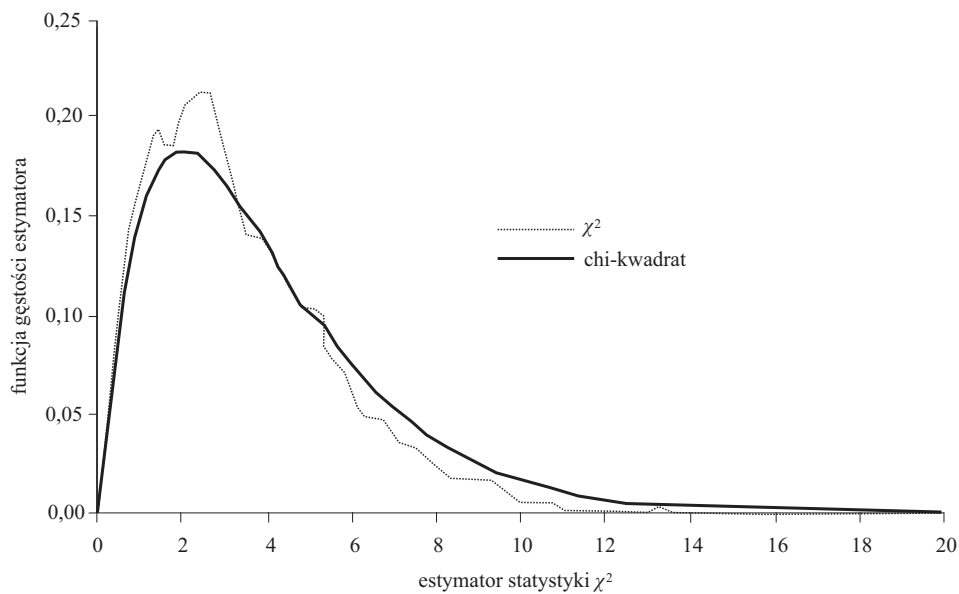
Źródło: jak przy tabl. 1.

**WYZNACZANIE WARTOŚCI KRYTYCZNYCH
DLA TABLIC TRÓJDZIELCZYCH**

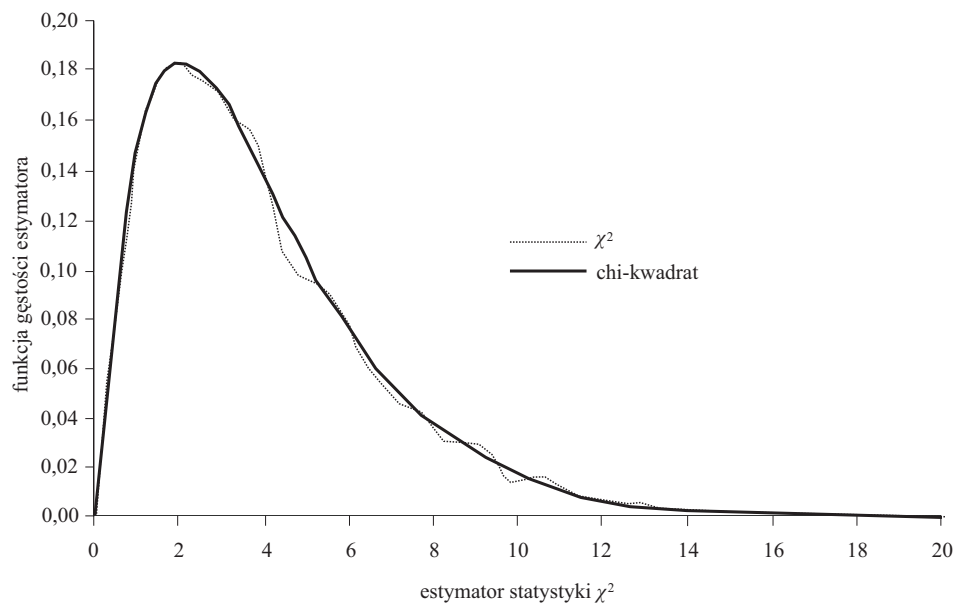
Z wykr. 3 wynika, że jeżeli próba nie jest dostatecznie duża, statystyka (11) nie ma rozkładu chi-kwadrat z df_2 stopniami swobody. Podobnie jak to miało miejsce w tablicach dwudzielczych można zrezygnować z rozkładu asymptotycznego i za pomocą symulacji wyznaczyć wartości krytyczne.

Wykr. 3. ZGODNOŚĆ ROZKŁADU STATYSTYKI χ^2 PEARSONA Z ROZKŁADEM CHI-KWADRAT DLA TABLICZY $2 \times 2 \times 2$

$2 \times 2 \times 2, n=80$



$2 \times 2 \times 2, n=1000$



Źródło: jak przy wykr. 1.

Wartości te wyznaczono odwołując się do oszacowań kwantyli, którymi są wartości stosownej statystyki pozycyjnej (David, 1970). W celu ustalenia wartości krytycznych metodą Monte Carlo dla danej tablicy trójdzielczej oraz liczebności próby wyznaczono $R = 10^5$ wartości statystyki testowej (11) i za wartość krytyczną przyjęto $[(1-\alpha)R]$ statystykę pozycyjną, gdzie α jest poziomem istotności oraz $[\cdot]$ jest częścią całkowitą liczby. Przy wyznaczaniu wartości krytycznych, gdy między cechami nie ma związku, tablice trójdzielcze generowano za pomocą metody słupkowej.

Przykład 2

Na podstawie danych przedstawionych w tablicach trójdzielczych $2 \times 2 \times 2$ (tabl. 11) i $4 \times 3 \times 2$ (tabl. 12) zbadano na poziomie istotności 0,01 niezależność cech X, Y, Z korzystając ze statystyki χ^2 Pearsona.

TABL. 11. TABLICA TRÓJDZIELCZA $2 \times 2 \times 2$ Z ROZKŁADEM ŁĄCZNYM CECH X, Y, Z

Płeć	Miasta		Wieś		Razem
	grupy wiekowe mieszkańców				
	0—18	19—65	0—18	19—65	
Mężczyźni	3	15	11	33	62
Kobiety	10	16	2	10	38
Razem	13	31	13	43	100

Źródło: jak przy tabl. 1.

TABL. 12. TABLICA TRÓJDZIELCZA $4 \times 3 \times 2$ Z ROZKŁADEM ŁĄCZNYM CECH X, Y, Z

Grupy krwi	Mężczyźni			Kobiety			Razem
	wzrost w cm						
	160—170	171—180	181—190	160—170	171—180	181—190	
A	3	5	6	2	5	7	28
B	3	6	7	4	2	3	25
AB	4	6	1	9	6	5	31
0	0	2	4	1	2	7	16
Razem	10	19	18	16	15	22	100

Źródło: jak przy tabl. 1.

**ZESTAWIENIE (2) PROCEDUR I FUNKCJI WYKORZYSTANYCH DO PRZEPROWADZENIA
TESTU NIEZALEŻNOŚCI DLA TABLICY TRÓJDZIELCZEJ**

Wyszczególnienie	Typ	Realizowane zadanie
Test3D	procedura	realizacja testu niezależności dla tablicy trójdzielczej
Rozmiar3	funkcja	ustalenie liczby kategorii cech X, Y, Z
GNijt	funkcja	pobranie liczebności tablicy trójdzielczej
ExpNijt	funkcja	wyznaczanie liczebności oczekiwanej
SX3	funkcja	obliczanie sum brzegowych w wierszach
SY3	funkcja	obliczanie sum brzegowych w kolumnach
SZ3	funkcja	obliczanie sum brzegowych w płaszczyznach
GenTab3	funkcja	generowanie zawartości tablicy trójdzielczej
Kwantyle3	funkcja	wyznaczanie wartości krytycznej
Sortu	funkcja	sortowanie
ChiKw3	funkcja	obliczanie wartości statystyki χ^2

Źródło: jak przy tabl. 1.

Implementację komputerową testu niezależności χ^2 Pearsona dla tablicy trójdzielczej utworzoną w edytorze VBA arkusza kalkulacyjnego Excel przedstawiono w pliku „TestyChi”, który można znaleźć w Internecie pod adresem <http://www.utogim.eu/testychi.xlsm>. Składają się na nią procedury i funkcje przedstawione w zestawieniu 2. Po utworzeniu tablicy trójdzielczej w arkuszu „tablica3D” (Tabl. 9) (począwszy od komórki B2) wprowadzono wartość poziomu istotności testu $\alpha = 0,01$ w arkuszu „wyniki” oraz uruchomiono procedurę „Test3D”. Efektem końcowym działania procedury jest tablica umieszczona w arkuszu „wyniki” ukazująca wyniki działania testu niezależności cech X, Y, Z (tabl. 13).

**TABL. 13. WYNIKI DZIAŁANIA TESTU NIEZALEŻNOŚCI CECH X, Y, Z
NA PODSTAWIE DANYCH Z TABL. 11**

Hipoteza zerowa	Nie ma związku między cechami
Poziom istotności	0,01
Wartość krytyczna	13,217
Wartość statystyki	18,971

U w a g a. Są podstawy do odrzucenia hipotezy zerowej. Czas działania algorytmu 20 sekund.

Źródło: jak przy tabl. 1.

W uwadze (tabl. 13) podany jest czas działania algorytmu, na który główny wpływ ma sortowanie 10^5 wartości statystyki testowej (11).

Powtarzając czynności dla tablicy trójdzielczej $4 \times 3 \times 2$ (tabl. 12) otrzymano tablicę ukazującą wyniki działania testu niezależności cech X, Y, Z (tabl. 14).

TABL. 14. WYNIKI DZIAŁANIA TESTU NIEZALEŻNOŚCI CECH X, Y, Z NA PODSTAWIE DANYCH Z TABL. 12

Hipoteza zerowa	Nie ma związku między cechami
Poziom istotności	0,05
Wartość krytyczna	32,984
Wartość statystyki	22,959

U w a g a. Nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej.
 Czas działania algorytmu 36 sekund.
 Ź r ó ł o: jak przy tabl. 1.

Podsumowanie

Wraz z rozwojem nauki pojawiają się w statystyce coraz to nowsze możliwości badania niezależności cech. Mimo to najważniejszą w tym kontekście jest nadal zaproponowana przez Pearsona w 1900 r. statystyka χ^2 , tym bardziej że ma ona swoje rozszerzenia także dla tablic trójdzielczych i wyższych. W przypadku tablic dwudzielczych $w \times k$ istnieją jednak ograniczenia co do stosowności statystyki χ^2 , która ma asymptotyczny rozkład chi-kwadrat $(w-1)(k-1)$ stopniami swobody. Także dla tablic trójdzielczych $w \times k \times p$, jeżeli liczba realizacji w komórkach jest mała, rozkład statystyki testowej znacząco odbiega od rozkładu chi-kwadrat z $wkp - (w+k+p) + 2$ stopniami swobody. W obecnej dobie szybkiego rozwoju można znieść te ograniczenia wyznaczając wartości krytyczne dzięki symulacjom komputerowym generującym zawartość tablic wielodzielczych.

Lektura przedstawionej teorii dotyczącej tablic wielodzielczych oraz analiza zamieszczonych przykładów pozwoli wnikliwemu czytelnikowi przeprowadzić testy niezależności z wykorzystaniem statystyki χ^2 Pearsona przy dowolnej liczebności obiektów w poszczególnych komórkach tablicy wielodzielczej.

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
- Cochran W. G. (1952), *The χ^2 test of goodness of fit*, „Annals of Mathematical Statistics”, Vol. 23, No. 3

- David H. A. (1970), *Order statistics*, Wiley, New York
- Pearson E. S. (1947), *The choice of statistical tests illustrated on the interpretation of data classed in a 2×2 table*, „Biometrika”, Vol. 34
- 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
- Shier R. (2004), *The Chi-squared test for two-way tables*, Mathematics Learning Support Centre
- Sulewski P. (2013), *Modyfikacja testu niezależności*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 10, GUS
- Yates F. (1934), *Contingency table involving small numbers and the χ^2 test*, „Journal of the Royal Statistical Society” (Supplement), No. 1
- Yates D., Moore D., McCabe G. (1999), *The Practice of Statistics* (1st Ed.), New York, W. H. Freeman

SUMMARY

In the study of the independence of characteristics in the multi-feature tables χ^2 Pearson's statistics are the most popular. For multi-feature arrays, there are certain limitations as to the applicability of the χ^2 Pearson's statistics, but in an era of rapidly developing computer setting can be abolished with the critical value of computer simulation to generate the contents of multi-feature tables. The aim of the study is to provide the reader with a ready computer implementation, written in VBA editor (Visual Basic for Applications). Reading the presented theory for multi-feature tables and analysis of the examples allow the reader to carry out independent tests using χ^2 Pearson's statistics at any number of objects in each multi-feature table cells.

РЕЗЮМЕ

В обследовании независимости признаков в многоразделительных таблицах самым популярным является статистика χ^2 Пирсона. Для многоразделительных таблиц существуют определенные ограничения в области возможностей использования статистики χ^2 Пирсона, но во время быстро развивающегося компьютерного оборудования можно их отменить определяя критические значения с помощью компьютерного моделирования генерируя содержание многоразделительных таблиц. Целью статьи является предоставление готовой компьютерной имплементации написанной в программе VBA (Visual Basic for Applications). Представленная теория касающаяся многоразделительных таблиц и анализ примеров позволят провести тесты независимости с использованием статистики χ^2 Пирсона для любого числа объектов в отдельных местах многоразделительной таблицы.

Finansowanie działalności innowacyjnej przedsiębiorstw według zasad *Podręcznika Oslo* i praktyki GUS

Identyfikacja źródeł i barier pokrywania kosztów działalności innowacyjnej przedsiębiorstw ma istotne znaczenie, choćby ze względu na prawidłowe kształtowanie polityki innowacyjnej. Właściwe zbieranie i klasyfikowanie informacji w tym zakresie tworzy podstawę do diagnozy działań finansujących, zachodzących w ramach procesów innowacyjnych. Jej wyniki dostarczają wiedzy na temat sposobów pokrywania kosztów nowych lub istotnie ulepszonych produktów, procesów, metod marketingu i organizacji firm, a także odsłaniają nieprawidłowości związane z funkcjonowaniem finansowego wsparcia innowatorów (np. luka finansowa czy kapitałowa). Dane te są niezbędne, ale muszą być odpowiednio badane, publikowane i analizowane. Ramy takiej statystyki przedstawia trzecia edycja *Oslo Manual (Oslo..., 2005)* (dalej *Podręcznik Oslo*), ale zestawia on szereg zaleceń ogólnych, wartych rozwinięcia i poddania pod dyskusję. Za cel tych rozważań przyjęto ocenę zasad gromadzenia i interpretacji danych dotyczących źródeł i barier finansowania działalności innowacyjnej przedsiębiorstw według propozycji *Podręcznika Oslo* oraz badań statystycznych GUS. Ponadto założono, że krytyczne spostrzeżenia w tym względzie mogą stanowić przesłankę do zarekomendowania modyfikacji tych rozwiązań.

ŹRÓDŁA I BARIERY FINANSOWANIA DZIAŁALNOŚCI INNOWACYJNEJ WEDŁUG OSLO MANUAL 2005

Podręcznik Oslo sugeruje, by badania statystyczne identyfikowały kategorie środków finansujących innowacje w sensie kapitałów przedsiębiorstwa (własnych, obcych, wewnętrznych oraz zewnętrznych), jak również geograficznych kierunków ich pochodzenia. Pierwszą sferę badań proponuje się uzupełnić klasyfikacją źródeł finansowania innowacji na środki¹:

- własne,
- pochodzące od podmiotów powiązanych kapitałowo (spółek zależnych lub stowarzyszonych),
- otrzymane od innych przedsiębiorstw (spoza sektora finansowego),
- uzyskane od podmiotów z sektora finansowego (kredyty bankowe, kapitał wysokiego ryzyka itp.),
- publiczne (pożyczki, dotacje itp.),

¹ *Pomiar...* (2008), s. 107.

- od organizacji ponadnarodowych i międzynarodowych (Unii Europejskiej (UE) itp.),
- inne.

Wskazuje się też na dodatkową możliwość podziału finansowania zewnętrznego na krajowe i międzynarodowe.

Badania w przytoczonym zakresie mają charakter fakultatywny² i raczej powierzchniowy. Wynika to z sugestii, że wiele potrzeb badawczych i pragmatycznych (polityki publicznej) można zaspokoić ustalając jedynie, czy w ogóle są wykorzystywane określone źródła finansowania innowacji? Oznacza to, że nie ma wtedy potrzeby zbierania informacji dotyczących ilości środków uzyskanych z poszczególnych źródeł (np. w ujęciu rzeczywistym, szacunkowym lub procentowym). Podejście takie uzasadnia się troską o czas badania i jego cel (uzyskanie wysokiego wskaźnika odpowiedzi), a także drugorzędnością tych analiz w ogólnych badaniach innowacyjności³. Stanowisko to nie jest jedynym mankamentem w instrukcjach *Podręcznika Oslo*. Równy, jeśli nie wyższy, stopień uogólnienia można odnotować w pytaniach identyfikujących finansowe bariery działalności innowacyjnej.

Bariery natury finansowej w działalności innowacyjnej nie są ujęte w osobnej grupie pytań i mieszczą się w przeszkodach utrudniających działalność innowacyjną. Wśród nich wymienia się czynniki: kosztowe, dotyczące wiedzy, rynkowe, instytucjonalne oraz lokujące się w innych przesłankach zaniechania działalności innowacyjnej. Dostrzega się tu także bariery, które mają podłoże finansowe (zbyt wysokie koszty, brak środków finansowych w przedsiębiorstwie, brak zewnętrznych środków finansowych — kapitału wysokiego ryzyka oraz publiczne źródła finansowania).

Identyfikację czynników mogących powodować bariery działalności innowacyjnej przedstawiono w tabelicy.

Tablica. CZYNNIKI POWODUJĄCE BARIERY DZIAŁALNOŚCI INNOWACYJNEJ

Wyszczególnienie	Innowacje			
	w obrębie produktu	w obrębie procesu	organizacyjne	marketingowe
Czynniki kosztowe				
Postrzegane ryzyko jest zbyt wysokie	*	*	*	*
Zbyt wysokie koszty	*	*	*	*
Brak środków finansowych w przedsiębiorstwie	*	*	*	*
Brak zewnętrznych środków finansowych:				
kapitał wysokiego ryzyka	*	*	*	*
publiczne źródła finansowania	*	*	*	*

* Czynniki występują.

² *Jeżeli przy konstruowaniu kwestionariusza zapadnie decyzja o uwzględnieniu tej tematyki..., — Oslo... (2005), s. 107.*

³ *Ze względu na obawy przed nadmiernym obciążaniem respondentów w ogólnych badaniach innowacyjności w niniejszym podręczniku nie sformułowano żadnych rekomendacji odnośnie do zakresu danych na temat źródeł środków finansowych..., — Oslo... (2005), s. 107 i 108.*

Tablica. CZYNNIKI POWODUJĄCE BARIERY DZIAŁALNOŚCI INNOWACYJNEJ (dok.)

Wyszczególnienie	Innowacje			
	w obrębie produktu	w obrębie procesu	organizacyjne	marketingowe
Czynniki dotyczące wiedzy				
Niedostateczny potencjał innowacyjny (badania i rozwój (B+R), prace projektowe itp.)	*	*	—	*
Brak wykwalifikowanej kadry:				
w ramach przedsiębiorstwa	*	*	—	*
na rynku pracy	*	*	—	*
Brak technologii informatycznych	*	*	—	—
Brak informacji o rynkach	*	—	—	*
Problemy z dostępnością usług zewnętrznych	*	*	*	*
Trudności w znalezieniu partnerów do współpracy w zakresie:				
rozwoju produktów lub procesów	*	*	—	—
partnerstwa marketingowego	—	—	—	*
Skostniałość organizacyjna wewnątrz przedsiębiorstwa:				
nastawienie personelu do zmian	*	*	*	*
nastawienie kadry kierowniczej do zmian	*	*	*	*
struktura kierownicza przedsiębiorstwa	*	*	*	*
Niemożliwość oddelegowania pracowników do prowadzenia działalności innowacyjnej ze względu na wymogi produkcyjne	*	*	—	—
Czynniki rynkowe				
Niepewny popyt na innowacyjne produkty lub usługi	*	—	—	*
Zdominowanie potencjalnego rynku przez istniejące przedsiębiorstwa	*	—	—	*
Czynniki instytucjonalne				
Brak infrastruktury	*	*	—	*
Słabość praw własności	*	—	—	*
Ustawodawstwo, uregulowania prawne, normy, opodatkowanie	*	*	—	*
Inne powody nieprowadzenia działalności innowacyjnej				
Brak potrzeby prowadzenia działalności innowacyjnej ze względu na wcześniejsze innowacje	*	*	*	*
Brak potrzeby ze względu na brak popytu na innowacje	*	—	—	*

* Czynniki występują.

Źródło: Oslo... (2005), s. 113.

Dane na temat barier działalności innowacyjnej przedsiębiorstw powinny być gromadzone w odniesieniu do okresu objętego obserwacją, a sposób ich zbierania nie może abstrahować od wagi/znaczenia określonych przeszkód⁴.

Przytoczone zalecenia mają dość elastyczne ramy. Przykładowo, różnie można podejść do problemu pomiaru wagi/znaczenia poszczególnych barier innowacyjności. Miarą w tym względzie mogą być cechy porządkowe, które kwantyfikują natężenie badanych właściwości przedstawionych w sposób opisowy (według wariantów wyszczególnionych w sprawozdaniu: wysoki, średni i niski stopień ograniczenia działalności innowacyjnej przez dany czynnik).

⁴ Oslo... (2005), s. 117.

Innym, lepszym rozwiązaniem byłoby korelowanie przyczyn (czynników sprawiających utrudnienia) z ich potencjalnymi skutkami, takimi jak: zaniechanie projektu innowacyjnego w fazie koncepcji, odroczenie jego realizacji czy też niepełne urzeczywistnienie. Ustalona w ten sposób skala negatywnego oddziaływania powinna być skonfrontowana ze zbiorem najważniejszych, najczęściej występujących barier innowacyjności. Ich zestaw w *Podręczniku Oslo* nie spełnia jednak atrybutu kompleksowości, abstrahując od dostępności wielu źródeł finansowania nowych lub znacząco udoskonalonych rozwiązań. Na przykład brak zewnętrznych środków finansowych łączy się wyłącznie z trudnościami uzyskania funduszy w ramach *venture capital* i pomocy publicznej, pomijając jednocześnie dostępność do kredytów, pożyczek od osób fizycznych i prawnych itd.

Przedstawione wytyczne nie sprzyjają pełnej identyfikacji źródeł i barier finansowania innowacji. Podstawowe mankamenty *Podręcznika Oslo* tkwią w niekompletnej klasyfikacji źródeł finansowania innowacji (pomija się m.in. instrumenty hybrydowe) i nadmiernym ich agregowaniu (np. środki otrzymane od podmiotów z sektora finansowego).

WDRAŻANIE ZASAD „PODRĘCZNIKA OSLO” W ZAKRESIE ŹRÓDEŁ I BARIER FINANSOWANIA DZIAŁALNOŚCI INNOWACYJNEJ PRZEDSIĘBIORSTW DO BADAŃ GUS

Instrukcje *Podręcznika Oslo*, choć nie zawsze obligatoryjne, znajdują wyraz w polskiej praktyce statystycznej i są realizowane, co warto uwagi, na poziomie regionalnym. Podstawą zbierania tych danych są sprawozdania o innowacjach w przemyśle (PNT-02) i sektorze usług (PNT-02/u)⁵. Gromadzone tam informacje pozwalają ustalić źródła i bariery finansowania procesów innowacyjnych, ale nie w wymiarze kompleksowym i nie w każdym przedziale czasowym. Niedociągnięcia te są pochodną m.in. zmian w zakresie i częstotliwości prowadzonych badań statystycznych (zestawienia 1 i 2).

Rozwiązania GUS dotyczące zakresu i częstotliwości zbierania danych identyfikujących źródła i bariery finansowania innowacji można oceniać na dwa sposoby, tj. odnosząc je do zaleceń *Podręcznika Oslo* i mając na uwadze względy pragmatyczne. W pierwszym ujęciu zaletą sprawozdawczości polskiej jest pieniężne wyrażenie nakładów na innowacje według źródeł ich finansowania, a nie jak sugeruje *Podręcznik Oslo* ustalanie jedynie, czy dane źródła w ogóle są wykorzystywane (bez potrzeby zbierania informacji o wysokości uzyskanych środków

⁵ Zgodność tych sprawozdań ze standardami międzynarodowymi zapewnia wykorzystywany kwestionariusz opracowany przez ekspertów UE i OECD (*the Harmonized Survey Questionnaire*). Badania te są prowadzone w ramach programu *Community Innovation Survey* ukierunkowanego na ocenę zakresu i charakteru działalności innowacyjnej przedsiębiorstw z różnych działów gospodarki w krajach UE i EFTA — objaśnienia do formularzy PNT-02 i PNT-02/u za lata 2008—2010, s. 1.

w ujęciu rzeczywistym, szacunkowym lub procentowym)⁶, a także częstotliwość prowadzenia badań (zalecenia *Podręcznika Oslo* — co dwa lata, a gdy nie pozwalają na to względy ekonomiczne — raz na trzy lub cztery lata, GUS — co roku)⁷, choć nie dotyczy to wszystkich aspektów tej problematyki⁸. Wadą natomiast jest nieco skromniejszy zestaw potencjalnych źródeł finansowania innowacji (przykładowo sprawozdania PNT-02 i PNT-02/u pomijają, mimo zaleceń *Podręcznika Oslo*, takie źródła finansowania działalności innowacyjnej, jak środki od podmiotów powiązanych kapitałowo — spółek zależnych lub stowarzyszonych oraz środki od innych przedsiębiorstw spoza sektora finansowego).

ZESTAWIENIE (1) CZYNNIKÓW EKONOMICZNYCH STANOWIĄCYCH BARIERY DLA INNOWACJI

Czynniki ekonomiczne	Zakres informacji zbieranych w sprawozdawczości GUS					
	PNT-02, PNT-02/u za lata 2004—2006	PNT-02 za rok 2007	PNT-02, PNT-02/u za lata 2006—2008	PNT-02, PNT-02/u za rok 2009	PNT-02, PNT-02/u za lata 2008—2010	PNT-02, PNT-02/u za lata 2009—2011
	przemysł i usługi	przemysł	przemysł i usługi			
Brak środków finansowych: w przedsiębiorstwie lub w grupie przedsiębiorstw, ze źródeł zewnętrznych; zbyt wysokie koszty innowacji	badano stopień wpływu (znaczenia): 1 — wysoki 2 — średni 3 — niski 4 — bez znaczenia	kwestie pominięte w badaniu; w sektorze usług nie realizowano badania	kwestie pominięte w badaniu	kwestie pominięte w badaniu	badano stopień wpływu (znaczenia): 1 — wysoki 2 — średni 3 — niski 4 — bez znaczenia	kwestie pominięte w badaniu

Źródło: opracowanie własne na podstawie sprawozdań PNT-02 i PNT-02/u.

Wyższą zgodność zaleceń *Podręcznika Oslo* i prowadzonych badań przez GUS można notować po stronie obserwowanych przeszkód finansowych. W tej materii GUS, podobnie jak sugeruje *Podręcznik Oslo*, za bariery innowacyjności przyjmuje: brak środków finansowych w przedsiębiorstwie lub grupie przedsiębiorstw, brak środków finansowych ze źródeł zewnętrznych i zbyt wysokie koszty innowacji. Jednak i w tym przypadku nie respektuje wszystkich zaleceń (np. brak zewnętrznych środków finansowych nie dekomponuje się na kapitał

⁶ *Pomiar...* (2008), s. 107.

⁷ *Pomiar...* (2008), s. 135; *Formularze...* (2012).

⁸ GUS, uwzględniając sugestie *Podręcznika Oslo*, podjął decyzję o corocznym zbieraniu informacji o innowacjach przedsiębiorstw, ale nie w pełnym wymiarze. Czynniki utrudniające działalność innowacyjną są identyfikowane raz na cztery lata. Ostatnie badania tego typu miały miejsce w latach 2007 i 2011 i obejmowały okresy trzyletnie (lata 2004—2006 oraz 2008—2010). Cykliczność ta nie wydaje się pokrywać z potrzebami użytkowników systemów statystycznych, a zwłaszcza podmiotów polityki innowacyjnej.

wysokiego ryzyka i publiczne źródła finansowania). Skromniejszy zestaw obserwowanych czynników, które mogą utrudniać działalność innowacyjną negatywnie dopełnia przyjęty sposób oceny siły ich oddziaływania. Jej miarą są cechy porządkowe, które definiują stopień wpływu poszczególnych barier jako: wysoki, średni, niski lub bez znaczenia. W rozwiązaniu tym:

- zachowano właściwą odległość między każdą parą występujących obok siebie odpowiedzi,
- zaproponowano listę wyborów, w której sąsiadujące pozycje nie zawierają nieznacznie różniących się od siebie spostrzeżeń,
- zapewniono możliwość w miarę precyzyjnego artykułowania odczuć (doświadczeń) badanych,
- zadbano o należyłą kolejność prezentowania poszczególnych opinii,
- rozwiązano, stosownie do tematyki i specyfiki badań, dylemat wyboru między skalą jednobiegunową (lista odpowiedzi od „nic” do „bardzo dużo”) i dwubiegunową (wachlarz odpowiedzi od zdecydowanie negatywnej do zdecydowanie pozytywnej), ale nie uwzględniono potrzeby korelowania barier ze skutkami ich występowania.

**ZESTAWIENIE (2) ŹRÓDEŁ FINANSOWANIA DZIAŁALNOŚCI INNOWACYJNEJ
WEDŁUG SPRAWOZDAŃ GUS**

Wyszczególnienie	Zakres zbieranych informacji					
	PNT-02, PNT-02/u za lata 2004—2006	PNT-02 za rok 2007	PNT-02, PNT-02/u za lata 2006—2008	PNT-02, PNT-02/u za rok 2009	PNT-02, PNT-02/u za lata 2008—2010	PNT-02, PNT-02/u za lata 2009—2011
	przemysł i usługi	przemysł	przemysł i usługi			
Środki: własne; otrzymane z budżetu państwa; uzyskane z zagranicy (bezzwrotne) ^a ; pochodzące z funduszy kapitału ryzyka; kredyty bankowe; pozostałe środki ^b (w tys. zł) ^c	dane za 2006 r.	dane za 2007 r.	dane za 2008 r.	dane za 2009 r.	dane za 2010 r.	dane za 2011 r.

a Pozycja „środki uzyskane z zagranicy (bezzwrotne)” została uzupełniona o określenia „z tego z Unii Europejskiej” i „w tym z Programu Operacyjnego Innowacyjna Gospodarka” w formularzach PNT-02 i PNT-02/u za lata 2008—2010 i dotyczyła danych gromadzonych za rok 2010. W kolejnej edycji badań (formularze PNT-02 i PNT-02/u za lata 2009—2011) te same dane dotyczyły roku 2011. *b* Pozycję „pozostałe środki” wprowadzono w formularzach PNT-02 i PNT-02/u za lata 2008—2010 i dotyczyła roku 2010. W kolejnej edycji badań (formularze PNT-02 i PNT-02/u za lata 2009—2011) odnosiła się do roku 2011. *c* Pozycja „źródła finansowania działalności innowacyjnej w ujęciu wartościowym (tys. zł)” w sprawozdaniach PNT-02 i PNT-02/u dotyczy nakładów ogółem na te procesy, które obejmują wydatki na: działalność badawczo-rozwojową (wewnętrzną, prowadzoną w przedsiębiorstwie i zewnętrzną, związaną z zakupem B+R); zakup gotowej technologii w postaci dokumentów i praw (lata 2006 i 2007) lub wiedzy ze źródeł zewnętrznych (lata 2008—2011); oprogramowanie; inwestycje w środki trwałe (budynki i lokale, obiekty inżynierii lądowej i wodnej oraz grunty — grupy KŚT 1, 2, 0; maszyny i urządzenia techniczne, środki transportowe, narzędzia, przyrządy, ruchomości i wyposażenie — grupy KŚT 3—8, w tym z importu; szkolenie personelu związane bezpośrednio z wprowadzeniem innowacji produktowych lub procesowych; marketing związany z wprowadzeniem nowych lub istotnie ulepszonych produktów; pozostałe działania związane z wprowadzeniem nowych lub istotnie ulepszonych produktów i/lub procesów.

**ZESTAWIENIE (2) ŹRÓDEŁ FINANSOWANIA DZIAŁALNOŚCI INNOWACYJNEJ
WEDŁUG SPRAWOZDAŃ GUS (dok.)**

Wyszczególnienie	Zakres zbieranych informacji					
	PNT-02, PNT-02/u za lata 2004—2006	PNT-02 za rok 2007	PNT-02, PNT-02/u za lata 2006—2008	PNT-02, PNT-02/u za rok 2009	PNT-02, PNT-02/u za lata 2008—2010	PNT-02, PNT-02/u za lata 2009—2011
	przemysł i usługi	przemysł	przemysł i usługi			
Publiczne wsparcie, w tym działalności B+R (granty, dotacje, subsydia, ulgi podatkowe, kredyty preferencyjne, gwarancje kredytowe itp.) od: — jednostek samorządu terytorialnego i/lub terenowych organów administracji rządowej; — jednostek rządowych szczebla centralnego (ministerstwa, agencje rządowe itp.); — UE ^d , w tym z VI (2003—2006) lub VII (2007—2013) <i>Programu Ramowego Badań i Rozwoju Technicznego UE</i>	binarna skala odpowiedzi: tak/nie (dane za lata 2004—2006)	kwestie pominięte w badaniu	binarna skala odpowiedzi: tak/nie (dane za lata 2006—2008)	kwestie pominięte w badaniu	binarna skala odpowiedzi: tak/nie (dane za lata 2008—2010)	binarna skala odpowiedzi: tak/nie (dane za lata 2009—2011)

^d W formularzach PNT-02 i PNT-02/u za lata 2008—2010 wsparcie od wymienionych podmiotów rejestrowano w układzie realizowanych programów i dotyczyło lat 2008—2010. Wśród nich wymieniono: podnoszenie kwalifikacji zawodowych; wsparcie współpracy: międzynarodowej, krajowej, regionalnej, klastrowej; wsparcie eksportu; specjalistyczną pomoc doradczą; wsparcie: inwestycji; współpracy sfery nauki i przedsiębiorstw; działalności badawczo-rozwojowej; pozycje „inne rodzaje programów”. W kolejnej edycji badań (formularze PNT-02 i PNT-02/u za lata 2009—2011) powielono rozwiązanie dla lat 2009—2011.

Ź r ó d ł o: jak przy zestawieniu (1).

W takiej interpretacji zaleceń *Podręcznika Oslo* niknie możliwość ustalenia konsekwencji występowania określonych utrudnień, a jej potrzebę zdają się sygnalizować formularze z 2007 r. (PNT-02, PNT-02/u za lata 2004—2006). W ich strukturze identyfikację przeszkód działalności innowacyjnej z zastosowaniem wspomnianej skali ocen poprzedza się pytaniem, *czy w latach 2004—2006 choć jeden projekt dotyczący innowacji był w ogóle nierozpoczęty (zaczęty w fazie opracowywania koncepcji), przerwany w trakcie realizacji (zaniechany po rozpoczęciu) lub poważnie opóźniony*. Obecność tej kwestii w sprawozdaniach PNT-02 i PNT-02/u nie rozwiązuje problemu, gdyż nie ma sposobności powiązania binarnych odpowiedzi na to pytanie (tak lub nie) ze stopniem ograniczenia działalności innowacyjnej (wysokim, średnim bądź niskim) ani też z konkretną grupą barier (czynników: ekonomicznych, związanych z wiedzą, rynkowych bądź pozostałych).

Jak już zaznaczono, lepszym rozwiązaniem byłoby skorelowanie przyczyn utrudniających działalność innowacyjną ze skutkami, do których mogą one prowadzić (np. zaniechanie projektu w fazie opracowywania itd.). Inną płaszczyzną oceny konstruuje pragmatyzm zbieranych danych. W tym względzie za słabe strony kwestionariuszy statystycznych (PNT-02, PNT-02/u) należy uznać:

- niepełną klasyfikację źródeł i barier finansowania innowacji (np. brak pożyczek, obligacji, leasingu, franchisingu, instrumentów hybrydowych i monitoringu dostępności do tych produktów);
- nadmierne agregowanie finansowych barier działalności innowacyjnej (np. brak środków finansowych ze źródeł zewnętrznych);
- luki w danych (np. finansowe bariery działalności innowacyjnej tylko za lata 2004—2006 i 2008—2010).

Innym ważnym problemem sprawozdań o innowacjach jest stosowane i nie zawsze wyjaśniane lub dyskusyjnie definiowane nazewnictwo. Prawidłowe odczytywanie oraz analizowanie publikowanych informacji z zakresu źródeł finansowania działalności innowacyjnej przedsiębiorstw łączy się nie tylko ze znajomością kluczowych terminów (takich jak innowacja, działalność innowacyjna, typy innowacji)⁹, ale również z jednoznacznym rozumieniem pojęć, które określają różne kategorie środków pokrywających nakłady na innowacje. Według GUS są to środki: własne, publiczne (w tym otrzymane z budżetu państwa), uzyskane z zagranicy (bezzwrotne), pochodzące z funduszy kapitału ryzyka, kredytowe (kredyty bankowe) i inne spoza wymienionej listy (pozostałe środki). Terminy te nie mają potocznych, powszechnie uznanych wymiarów znaczeniowych. Niestety luki tej nie wypełniają w pełni pozycje i przypisane im objaśnienia do formularzy sprawozdawczych o innowacjach w przemyśle i sektorze usług. Z zawartych tam zestawień i wyjaśnień można wywnioskować, że¹⁰:

- środki uzyskane z zagranicy (bezzwrotne) obejmują kapitał (środki) otrzymany od jednostek i ośrodków zagranicznych, w tym z UE i Programu Operacyjnego Innowacyjna Gospodarka, na finansowanie procesów innowacyjnych z wyłączeniem funduszy pochodzących z pożyczek zwrotnych, chyba że są to pożyczki, które po spełnieniu określonych w porozumieniach warunków mogą być darowane, a także zalicza się do nich bezzwrotne zasilenia przedsiębiorstw od zagranicznych spółek — matek;
- fundusze kapitału wysokiego ryzyka (*venture capital*) są odmianą prywatnego kapitału (*private equity*) i angażują swoje środki w przedsiębiorstwa znajdujące się we wczesnych stadiach rozwoju, uruchamiając ich działalność lub po-

⁹ Pojęcia działalności innowacyjnej, innowacji i jej typów definiuje *Podręcznik Oslo*, który stanowi podstawę gromadzenia i interpretacji danych dotyczących innowacji — *Pomiar...* (2008), s. 48—55.

¹⁰ Objaśnienia do formularzy PNT-02 za lata 2009—2011, s. 2 i 5 oraz PNT-02/u za lata 2009—2011, s. 2 i 5.

wodując jej ekspansję, natomiast *private equity* definiuje się jako *inwestycje na niepublicznym rynku kapitałowym, służące osiągnięciu dochodu poprzez średnio- i długoterminowe zyski z przyrostu wartości kapitału*¹¹;

- kredyty bankowe to udostępniane środki pieniężne przez krajowe i zagraniczne jednostki bankowe, których celem jest finansowanie działalności innowacyjnej;
- publiczne wsparcie finansowe na działalność innowacyjną, w tym B+R obejmuje granty, dotacje, subsydia, ulgi podatkowe, kredyty preferencyjne, gwarancje kredytowe itp., ale nie mogą być one związane z działalnością prowadzoną w pełni na rzecz sektora publicznego.

Środki własne i otrzymane z budżetu państwa nie są definiowane. Ostatnie z nich mają wymiar pojęciowy, który raczej nie wywołuje wątpliwości. Inaczej jest w przypadku środków własnych, które można rozpatrywać w kategoriach finansowania własnego o charakterze wewnętrznym lub zewnętrznym. Pierwsze z nich obejmuje — potencjalnie rzecz ujmując — zysk zatrzymany, amortyzację i przekształcenia strukturalne majątku (sprzedaż zbędnych aktywów), zaś drugie wiąże się z wpłatami właścicieli na rzecz kapitału własnego, stabilnym poszerzaniem grona udziałowców lub akcjonariuszy, uzyskiwaniem nadwyżki z ceny sprzedaży udziału lub akcji spółki kapitałowej nad jej wartością nominalną oraz z funduszami wysokiego ryzyka. Fundusze te występują w osobnym wierszu na formularzach sprawozdań PNT-02 i PNT-02/u, ale czy suma pozostałych komponentów finansowania własnego (wewnętrznego, zewnętrznego) współtworzy kategorię środków własnych?

Brak odpowiedzi na to pytanie nie jest jedynym mankamentem stosowanej klasyfikacji, gdyż niektóre określenia rozwijają dość dyskusyjne wyjaśnienia. Przykładowo trudno jest uznać, że *venture capital* są odmianą *private equity*. W literaturze przedmiotu zaznacza się, że kapitał prywatny jest pojęciem szerszym niż kapitał wysokiego ryzyka. Pierwszy z nich wiąże się z inwestycjami we wszystkie fazy rozwoju przedsiębiorstw, natomiast drugi wykazuje zainteresowanie finansowaniem wczesnych etapów istnienia firm (np. zasiew, start, wczesny rozwój)¹². W tym sensie *venture capital* jest częścią rynku *private equity*, którą wyróżnia większe ryzyko (naturalnie powiązane z fazą rozwoju przedsiębiorstwa) oraz wyższa stopa zwrotu korelująca się z jego skalą (rekompensata).

Niekiedy dodaje się, że w niektórych przypadkach kapitał wysokiego ryzyka w odróżnieniu od kapitału prywatnego dysponuje nie tylko komercyjnymi (prywatnymi) środkami inwestycyjnymi, ale również pieniędzmi instytucji publicznych. W konsekwencji koncentrują się one nie tyle na osiągnięciu zysków, co na

¹¹ Objaśnienia do formularza PNT-02 za lata 2009—2011, s. 5.

¹² Panfil (2005), s. 15.

wspieraniu przedsiębiorczości i/lub innowacyjności¹³. Ponadto ramy *private equity*, poza inwestycjami charakterystycznymi dla kapitału ryzyka, obejmują operacje kapitałowe niezwiązane bezpośrednio z finansowaniem działalności innowacyjnej przedsiębiorstw. Wśród nich wymienia się m.in.: transakcje wykupu menedżerskiego (*buyout*), pomostowe, fuzje i przejęcia, restrukturyzujące finanse przedsiębiorstw, prywatyzacyjne, a także typu *mezzanine* (finansowanie hybrydowe) i *venture management* (zarządzanie przedsięwzięciem)¹⁴. Operacje te przeprowadza się na podstawie finansowania udziałowego, ale niekiedy zastępuje się je instrumentami dłużnymi (np. pożyczkami, obligacjami).

Równie istotne problemy definicyjne dotyczą barier natury ekonomicznej (kosztowej) dla działalności innowacyjnej przedsiębiorstw¹⁵. W formularzach PNT-02 i PNT-02/u są one identyfikowane przez jedno pytanie — *jakie znaczenie miały w latach (...) wymienione niżej czynniki jako przeszkody utrudniające działalność innowacyjną w Waszym przedsiębiorstwie lub wpływające na podjęcie decyzji o nieprowadzeniu tej działalności?*¹⁶ — z wariantami trzech odpowiedzi. Wśród nich wymienia się: brak środków finansowych w przedsiębiorstwie lub grupie przedsiębiorstw, brak środków finansowych ze źródeł zewnętrznych i zbyt wysokie koszty innowacji.

Niestety terminy te nie są definiowane w objaśnieniach do sprawozdań o innowacjach¹⁷, a nie wydają się być jednoznaczne. Przede wszystkim należałoby wyjaśnić wyrażenie *zbyt wysokie koszty innowacji*. W ich interpretacji nie jest wykluczone, że przedsiębiorstwa mogą obawiać się braku popytu na nowe produkty po cenach, których musiałyby zażądać, aby innowacja była opłacalna¹⁸, ale raczej nie jest to intencją GUS, gdyż *Podręcznik Oslo* specyfikuje inne bariery, które zdają się obejmować swoim zakresem opisaną sytuację (niepewny popyt na innowacyjne produkty lub usługi, tj. czynniki rynkowe; brak potrzeby ze względu na brak popytu na innowacje, tj. inne powody nieprowadzenia działalności innowacyjnej — tablica). Podobnie rzecz się przedstawia w sprawozda-

¹³ Sobańska, Sieradzan (2004), s. 14.

¹⁴ Głodek (2008), s. 368, Bance (2004), s. 2.

¹⁵ Bariery ekonomiczne i kosztowe nie wydają się być synonimami, a ich utożsamianie wynika z dość swobodnego tłumaczenia bądź interpretacji *Podręcznika Oslo 2005*. Podręcznik ten operuje kategorią czynników kosztowych, a sprawozdania o innowacjach (PNT-02, PNT-02/u) — pojęciem czynników ekonomicznych — *Oslo...* (2005), s. 113, PNT-02 i PNT-02/u za lata 2008—2010, s. 7.

¹⁶ Formularze sprawozdań: PNT-02 i PNT-02/u za lata 2004—2006, s. 4; PNT-02 i PNT-02/u za lata 2008—2010, s. 7.

¹⁷ Przeszkody dla innowacji w objaśnieniach do formularzy PNT-02 i PNT-02/u za lata 2004—2006 są lakonicznie opisywane: *Działalność innowacyjna przedsiębiorstwa może być utrudniona przez wiele rozmaitych czynników, które mogą uniemożliwiać rozpoczęcie realizacji nowych projektów innowacyjnych lub spowalniać bądź doprowadzać do przerwania realizacji projektów w toku — rozpoczętych wcześniej*. W kolejnej edycji tych badań (formularze za lata 2008—2010) nie ma żadnych wyjaśnień w ww. zakresie.

¹⁸ *Oslo...* (2005), s. 112.

niach PNT-02 i PNT-02/u (zestawienie 3). Z tego względu należy przyjąć, że zbyt wysokie koszty innowacji określają stan, w którym przedsiębiorstwo nie dysponuje odpowiednim funduszem, co w sprawozdawczości statystycznej (PNT-02 i PNT-02/u) dokumentuje brak środków finansowych:

- w przedsiębiorstwie lub w grupie przedsiębiorstw,
- ze źródeł zewnętrznych.

**ZESTAWIENIE (3) CZYNNIKÓW POWODUJĄCYCH BARIERY DLA INNOWACJI
UWZGLĘDNIONE W SPRAWOZDANIACH STATYSTYCZNYCH PNT-02 I PNT-02/u
ZA LATA 2004—2006 ORAZ 2008—2010^a**

Kategorie czynników	Charakterystyka czynników utrudniających działalność innowacyjną	Znaczenie występujących barier
Ekonomiczne	brak środków finansowych w przedsiębiorstwie lub w grupie przedsiębiorstw, brak środków finansowych ze źródeł zewnętrznych, zbyt wysokie koszty innowacji;	1 — wysokie 2 — średnie 3 — niskie 4 — bez znaczenia
Związane z wiedzą	brak wykwalifikowanego personelu, brak informacji na temat technologii, brak informacji na temat rynków, trudności w znalezieniu partnerów do współpracy w zakresie działalności innowacyjnej;	
Rynkowe	rynek opanowany przez dominujące przedsiębiorstwa, niepewny popyt na innowacyjne (nowe i/lub istotnie ulepszone) produkty;	
Pozostałe	brak potrzeby prowadzenia działalności innowacyjnej ze względu na wprowadzenie innowacji w latach poprzednich, brak popytu na innowacje.	

a Przyjęte rozwiązania w zakresie sondażowej rejestracji przeszkód działalności innowacyjnej warto ocenić na tle zaleceń *Podręcznika Oslo 2005*. W tej perspektywie trzeba zauważyć, że zakres zbieranych informacji w ramach sprawozdań PNT-02 i PNT-02/u jest uboższy pod wieloma względami niż w przypadku podręcznikowych zaleceń. Formularze te:

- rezygnują z korelowania przeszkód działalności innowacyjnej z typami innowacji;
- wykluczają z barier innowacyjności firm czynniki instytucjonalne (brak infrastruktury, słabość praw własności, ustawodawstwo, uregulowania prawne, normy, opodatkowanie);
- niejednokrotnie ograniczają rodzaje przeszkód, które mogą wystąpić w określonej grupie czynników utrudniających działalność innowacyjną (np. czynniki dotyczące wiedzy nie obejmują skostniałości organizacyjnej wewnątrz przedsiębiorstwa, niedostatecznego potencjału innowacyjnego itd.);
- agregują pozycje *Podręcznika Oslo* (np. brak zewnętrznych środków finansowych bez wyodrębnienia przeszkód związanych z dostępnością kapitałów wysokiego ryzyka i publicznych źródeł finansowania).

Źródło: opracowanie własne na podstawie sprawozdań PNT-02 i PNT-02/u za lata 2004—2006 i 2008—2010.

Nieprecyzyjne nazewnictwo PNT-02 i PNT-02/u pejoratywnie dopełniają inne rozwiązania tych sprawozdań. Nakłady na innowacje, którym podporządkowuje się źródła ich finansowania, dotyczą wyłącznie innowacji produktowych i procesowych. Ponadto przedsiębiorstwa mogą podawać dane w ujęciu szacunkowym (w przypadku braku ich ewidencji), które odnoszą się do prac zakończonych sukcesem (tzn. wdrożeniem innowacji), przerwanych, zaniechanych i niezakończonych do końca określonego roku¹⁹. W konsekwencji ze sfery zaintereso-

¹⁹ Objasnienia na formularzach do sprawozdań PNT-02 i PNT-02/u za lata 2009—2011, s. 3.

sowań statystyki publicznej nikną wydatki i środki finansujące innowacje organizacyjne i marketingowe. Zestawiane dane nie zawsze odpowiadają faktycznym nakładom, a ich suma nie może być kojarzona wyłącznie z wdrożonymi innowacjami. Warto również zauważyć, że badaniami tymi nie są objęte przedsiębiorstwa przemysłowe i usługowe, które zatrudniają mniej niż 10 osób²⁰.

Zestawione definicje, wyjaśnienia i informacje uzupełniają logika konstrukcji sprawozdań PNT-02 i PNT-02/u. Z ich treści jasno wynika, że środki: własne, otrzymane z budżetu państwa, uzyskane z zagranicy (bezzwrotne), pochodzące z funduszy kapitału ryzyka, kredytowe, a także zawarte w pozycji pozostałe są równe ogólnym (całościowym) nakładom na działalność innowacyjną, a tym samym określają sumę środków przeznaczonych na procesy innowacyjne. Transparentności takiej nie ma w udostępnianych materiałach statystycznych. W zasobach Banku Danych Lokalnych (BDL) identyfikuje się źródła finansowania innowacji w układzie środków własnych, budżetowych, uzyskanych z zagranicy oraz kredytów bankowych i nie operuje się kategorią pozostałych środków pokrywających koszty działalności innowacyjnej. Trzeba również zauważyć, że publikowane dane nie zawsze są kompletne, co wynika z tajemnicy statystycznej. Zgodnie art. 38 Ustawy o statystyce publicznej *...nie mogą być publikowane ani udostępniane uzyskane w badaniach statystycznych statystyki publicznej informacje statystyczne możliwe do powiązania i zidentyfikowania ich z konkretną osobą oraz dane indywidualne, charakteryzujące wyniki ekonomiczne działalności podmiotów gospodarki narodowej prowadzących działalność gospodarczą, w szczególności jeżeli na daną agregację składają się mniej niż trzy podmioty lub udział jednego podmiotu w określonym zestawieniu jest większy niż trzy czwarte całości*²¹. Z tej przyczyny w sporządzonych zestawieniach BDL na temat źródeł finansowania działalności innowacyjnej przedsiębiorstw pojawiają się dwie kategorie „zer”²², opatrzonych atrybutem w postaci:

- symbolu „#”, co oznacza, że określone dane są objęte tajemnicą statystyczną i nie mogą być przedmiotem publicznego udostępniania,
- litery „A”, która komunikuje, że zjawisko było badane w danym roku sprawozdawczym, ale nie wystąpiło.

Reasumując, mankamenty sprawozdań o innowacjach w przemyśle i sektorze usług wpływają na węższe możliwości prowadzenia analiz i co gorsza negatywnie rzutują na szczegółowość formułowanych wniosków. Operowanie takimi danymi nie ma wymiaru pragmatycznego, gdyż może odsłaniać problem (np. brak dostępu do finansowania o charakterze zewnętrznym) bez możliwości identyfikacji jego przyczyn (luka kapitałowa czy finansowa). Zasadne wydaje się zatem zdefiniowanie innych przekrojów zbierania danych statystycznych.

²⁰ Program..., s. 218 i 225; *Działalność...* (2010), s. 8 oraz (2011 i 2012), s. 15.

²¹ Ustawa z dnia 29 czerwca 1995 r. o statystyce publicznej, Dz. U. 1995 Nr 88, poz. 439 (tekst ujednolicony).

²² Spostrzeżenie to dotyczy danych, które zestawiają źródła finansowania działalności innowacyjnej przedsiębiorstw przemysłowych i usługowych w ujęciu wartościowym za lata 2006—2011. Lista atrybutów opisujących zerowe wartości w BDL jest o wiele szersza.

PROPOZYCJA MODYFIKACJI ZASAD „*PODRĘCZNIKA OSŁO*”

Pasywa przedsiębiorstwa porządkuje się według zróżnicowanych kryteriów (źródło pochodzenia, okres zapadalności, powód finansowania, rodzaj dochodu, ustawiczność finansowania, prawo własności), co prowadzi do wyodrębnienia kapitałów²³:

- uzyskiwanych ze źródeł wewnętrznych lub zewnętrznych,
- krótkookresowych bądź długookresowych,
- zapewniających finansowanie pierwotne działalności bieżącej albo rozwojowej,
- oprocentowanych lub nieoprocentowanych,
- permanentnych bądź niepermanentnych,
- własnych i obcych.

Podziały te nie odnoszą się w sposób bezpośredni do problemu klasyfikacji potencjalnych źródeł finansowania innowacji, ale każdy z nich mógłby być wykorzystany w tym procesie. Kompleksowa i wielowymiarowa systematyka proinnowacyjnych kapitałów powinna identyfikować środki: pozostające w dyspozycji przedsiębiorstwa do jednego roku lub z okresem zapadalności powyżej dwunastu miesięcy (kapitały krótkookresowy i długookresowy), związane z powstawaniem firm, zapewnieniem ciągłości ich funkcjonowania lub realizacją nowych inwestycji (finansowanie pierwotne działalności bieżącej i rozwojowej), udostępniane odpłatnie bądź bezpłatnie (kapitał oprocentowany i nieoprocentowany), zasilające przedsiębiorstwa w sposób ustawiczny lub incydentalny (kapitał permanentny i niepermanentny), a także obce i własne o charakterze zewnętrznym lub wewnętrznym. W mozaice tych rozwiązań szczególnie ważne jest operowanie kategoriami kapitałów, które wyodrębnia się na tle kryteriów prawa własności (własne, obce) i źródła pochodzenia (wewnętrzne, zewnętrzne).

Kapitał własny dokumentuje tytuł własności do jednostki gospodarczej (firmy), trwale wiąże się z jej działalnością, wyposaża swoich właścicieli w prawa decyzyjne, zapewnia partycypację w wypracowanym wyniku finansowym oraz dochodach ze sprzedaży przedsiębiorstwa²⁴. Z kolei kapitał obcy jest elementem pasywów w ściśle oznaczonym terminie, nie daje ich dawcom prawa głosu²⁵ ani też udziału w ewentualnych zyskach lub stratach, ale rekompensuje to wynagrodzeniem w postaci odsetek i uprzywilejowaną pozycją względem właścicieli w razie likwidacji bądź upadłości dłużnika.

Inne spojrzenie na strukturę kapitałów ukazuje źródło ich pochodzenia. W tym przypadku rozróżnia się kapitał uzyskiwany od innych podmiotów

²³ Grzywacz (2008), s. 13.

²⁴ Łuczka (2001), s. 38 i 39.

²⁵ Wyjątkiem może być określenie sposobu wykorzystania dostarczonego kapitału lub klauzule wprowadzające pewne ograniczenia, np. wstrzymujące wypłatę dywidendy do czasu uregulowania zobowiązania — Gostomski (2008), s. 34.

w postaci udostępnianych nadwyżek środków finansowych lub kapitałów rzeczowych na czas nieokreślony lub ściśle oznaczony (finansowanie zewnętrzne) oraz pochodzący z samego przedsiębiorstwa i powstający wskutek strukturalnych przekształceń majątku i/lub gromadzenia kapitału (finansowanie wewnętrzne)²⁶. Selektywna synteza tych klasyfikacji odsłania cztery podstawowe formy finansowania innowacji²⁷:

- własne wewnętrzne (samofinansowanie),
- własne zewnętrzne,
- obce zewnętrzne (dłużne, publiczne o charakterze pomocowym),
- hybrydowe, tzn. o właściwościach finansowania własnego i obcego.

Inwentaryzację źródeł finansowania działalności innowacyjnej przedsiębiorstw można sporządzić zachowując standardy *Podręcznika Oslo*, tj. nawiązując do podziału kapitałów przedsiębiorstwa z uwzględnieniem kryteriów prawa własności (środki własne i obce) oraz źródła pochodzenia tych pasywów (finansowanie wewnętrzne i zewnętrzne). Synteza tych klasyfikacji wydaje się tworzyć pełne i adekwatne do potrzeb statystyki spektrum możliwości badania kosztów działalności innowacyjnej (zestawienie 4).

ZESTAWIENIE (4) PROPOZYCJI SYSTEMATYKI ŹRÓDEŁ FINANSOWANIA DZIAŁALNOŚCI INNOWACYJNEJ PRZEDSIĘBIORSTW W BADANIACH STATYSTYCZNYCH

Źródła finansowania działalności innowacyjnej	Charakterystyka wyodrębnionych terminów
Własne wewnętrzne	zysk zatrzymany, amortyzacja, przekształcenia strukturalne majątku (sprzedaż zbędnych aktywów)
Własne zewnętrzne bez finansowania udziałowego	wpłaty właścicieli na kapitał własny, stabilne rozszerzenie struktury własności (nowi właściciele — udziałowcy, akcjonariusze), agio majątku (sprzedaż zbędnych aktywów)
Własne zewnętrzne — fundusze wysokiego ryzyka	<i>private equity</i> , <i>venture capital</i> , <i>corporate venturing</i> (korporacyjny kapitał wysokiego ryzyka), <i>business angels</i> (anioły biznesu), <i>seed capital</i> (kapitał załączkowy)
Obce zewnętrzne w tym: kredyty bankowe pożyczki od osób fizycznych i/lub prawnych środki pomocowe inne	w zakresie środków pomocowych jest to pomoc bezzwrotna; inne obejmują — leasing, obligacje, franchising
Hybrydowe	obligacje zamienne na akcje, obligacje z prawem do udziału w przyszłych zyskach emitenta, obligacje z prawem pierwszeństwa do objęcia emitowanych w przyszłości akcji, warranty, akcje uprzywilejowane

Ź r ó d ł o: opracowanie własne.

²⁶ Grzywacz (2008), s. 13.

²⁷ Janasz (2005), s. 214.

Dane gromadzone w zaproponowanym układzie powinny być wyrażane w ujęciu pieniężnym (tys. zł), gdyż bez tej informacji nie można ustalić stopnia wykorzystania poszczególnych źródeł finansowania działalności innowacyjnej, a w konsekwencji wskazać tutaj na konkretne problemy. Ich identyfikację należy dodatkowo wesprzeć pytaniem o finansowe bariery implementacji innowacji. W tym przypadku zasadne wydaje się ustalenie konsekwencji występowania określonej kategorii przeszkód. Sugerowany zestaw takich barier wraz ze zbiorem wynikających z nich problemów (konsekwencji) przedstawiono w zestawieniu 5.

ZESTAWIENIE (5) FINANSOWYCH BARIER DZIAŁALNOŚCI INNOWACYJNEJ

Wyszczególnienie	Konsekwencje
Bariery spowodowane brakiem: możliwości finansowania własnego (wewnętrz- nego) sposobności finansowania własnego (zewnątrz- nego) z wyłączeniem finansowania udziało- wego dostępu do kapitałów funduszy wysokiego ryzy- ka dostępu do finansowania obcego (zewnątrznego) w zakresie: kredytów bankowych pożyczek od osób fizycznych i/lub prawnych środków pomocowych innym niż wymienione możliwości korzystania z instrumentów hybry- dowych	przedsięwzięcia innowacyjne: zrealizowane w niepeł- nym zakresie; odroczone w czasie; zaniechane

Źródło: opracowanie własne.

Rekomendowane klasyfikacje nie specyfikują wszystkich źródeł i barier finansowania działalności innowacyjnej, ale je obejmują. Konieczność ich łączenie w większą całość (agregowania) ma obiektywne uzasadnienie w kosztach gromadzenia, przetwarzania i prezentacji danych statystycznych. W procesie tym trzeba jednak pamiętać, że nadmierne agregowanie nie sprzyja stosownej identyfikacji środków pokrywających koszty procesów innowacyjnych i występujących ograniczeń w tym zakresie.

Zakończenie

Konkludując rozważania nad statystycznym obrazem źródeł i barier finansowania nowych lub znacząco udoskonalonych rozwiązań warto zauważyć, że polityka UE zmierza ku zwiększeniu wydatków na innowacje ze źródeł komercyjnych. Oznacza to, że dość powszechnie dotacje będą nieuchronnie zastępowane kapitałami o charakterze zwrotnym i udziałowym (np. kredytami, pożyczkami, kapitałami wysokiego ryzyka itd.). W tych warunkach trudno jest zrozumieć

powierzchowne traktowanie badań na temat źródeł i barier finansowania innowacji, gdyż ich wyniki są fundamentem budowania finansowego środowiska wsparcia innowatorów. Zależność ta uzasadnia potrzebę rekonstrukcji statystyki publicznej, a pomocne w tym względzie mogą okazać się zaproponowane w artykule rozwiązania.

dr Dariusz Głuszczuk — Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu

LITERATURA

- Bance A. (2004), *Why and How to Invest in Private Equity*, European Private Equity & Venture Capital Association (EVCA), <http://mertens.com.ua/pevc/how%20to%20invest.pdf>
- Działalność innowacyjna przedsiębiorstw w latach...* (z lat 2008, 2010—2012), GUS i US w Szczecinie
- Formularze sprawozdawcze na rok 2011* (2012), GUS, <http://form.stat.gov.pl/formularze/2011/index.htm>
- Głodek P. (2008), *Venture capital (kapitał ryzyka)*, [w:] *Innowacje i transfer technologii. Słownik pojęć*, red. Matusiak K., Polska Agencja Rozwoju Przedsiębiorczości, Warszawa
- Gostomski E. (2008), *Ogólne zagadnienia finansowania przedsiębiorstw*, [w:] *Finansowanie działalności gospodarczej*, red. Bednarz J., Gostomski E., Wydawnictwo Uniwersytetu Gdańskiego
- Grzywacz J. (2008), *Kapitał w przedsiębiorstwie i jego struktura*, Oficyna Wydawnicza SGH
- Janasz K. (2005), *Kapitał prywatny w finansowaniu działalności innowacyjnej przedsiębiorstw w procesie transformacji*, [w:] *Innowacje w działalności przedsiębiorstw w integracji z Unią Europejską*, red. Janasz W., Difin, Warszawa
- Łuczka T. (2001), *Kapitał obcy w małym i średnim przedsiębiorstwie*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa-Poznań
- Oslo Manual: Guidelines for Collecting and Interpreting Innovation Data* (2005), OECD/European Communities, 3rd Edition
- Panfil M. (2005), *Fundusze private equity. Wpływ na wartość spółki*, Difin, Warszawa
- PNT-02 — Sprawozdanie o innowacjach w przemyśle za lata...* (z lat 2007—2012), GUS
- PNT-02/u — Sprawozdanie o innowacjach w sektorze usług za lata...* (z lat 2007—2012), GUS
- Pomiar działalności naukowej i technicznej. Podręcznik Oslo. Zasady gromadzenia i interpretacji danych dotyczących innowacji* (2008), Ministerstwo Nauki i Szkolnictwa Wyższego, Departament Strategii i Rozwoju Nauki, wydanie trzecie
- Program badań statystycznych statystyki publicznej na rok 2011* (2010), Dz. U. 2010 Nr 239, poz. 1594 (załącznik do rozporządzenia Rady Ministrów z dnia 9 listopada 2010 r.)
- Sobańska K., Sierdzan P. (2004), *Inwestycje private equity/venture capital*, Wydawnictwo Key Text, Warszawa

SUMMARY

Principles concerning the collection and interpretation of data on the sources and barriers of financing the enterprise innovative activities determines the Oslo Manual, but its recommendations do not seem to coincide with the needs of

users of statistical information. The unclosed classification and obstacles to funding innovative activity, that adversely affects the image of Polish official statistics, document these disparities. An example is a report on innovation in the industry (PNT-02) and the service sector (PNT-02/u). Attention was also paid to the inaccuracies found in the Oslo Manual regarding the classification and definition rules. Noticed irregularities were prerequisite to recommend other solutions, especially in the systematics of funding sources and barriers of innovation processes.

РЕЗЮМЕ

Принципы, регулирующие сбор и интерпретацию данных об источниках и финансовых барьерах инновационной деятельности предприятий определяет Руководство Осло, но его рекомендации, кажется не обеспечивают потребностей пользователей статистической информации. Эти различия подтверждает в частности незаконченная классификация средств и препятствий финансирования инновационной деятельности, которая негативно влияет на образ польской официальной статистики. Примером могут быть отчеты по инновациям в промышленности (PNT-02) и в секторе услуг (PNT-02/u). В статье было обращено внимание на неточности в Руководстве Осло в отношении к принципам классификации и определений. Замеченные неточности были предпосылкой рекомендации других решений, особенно в области систематики источников и барьеров финансирования инновационных процессов.

Beata NAMYŚLAK

Zastosowanie metody wzorca rozwoju Hellwiga do badania sektora kultury w miastach wojewódzkich

Kultura jest współcześnie jednym z podstawowych czynników rozwoju kapitału intelektualnego oraz ekonomicznego, a także wyrównywania szans. Wpływa przede wszystkim na zwiększenie atrakcyjności danego regionu w oczach mieszkańców, inwestorów i turystów. Polityka kulturalna stała się w ostatnich latach ważnym czynnikiem rewitalizacji tkanki urbanistycznej i społecznej oraz tworzenia nowych ekonomicznych podstaw funkcjonowania obszarów zdegradowanych. Przedsięwzięcia związane z kulturą i sztuką są wręcz katalizatorami odnowy urbanistycznej (Murzyn, 2006; Namyślak, 2013; Smoleń, 2003). W kwestiach społecznych kultura może odgrywać również ważną rolę w tworzeniu i utrzymaniu tożsamości społeczności lokalnej, jej kreatywności, vitalności i wewnętrznej spójności.

Zainteresowanie kulturą jako częścią gospodarki doprowadziło do wdrożenia badań statystycznych z tego zakresu. Uważa się, że pierwszą pracę dotyczącą sektora kultury wydano na rynku brytyjskim. Było to opracowanie A. Nissela pt. *Facts about Arts* z 1983 r., natomiast pierwsza praca o walorach teoretycznych, jak i empirycznych, poszerzona m.in. o obliczenia statystyczne, to również dzieło brytyjskie pt. *Economic Importance of Arts* autorstwa J. Myerscougha z 1987 r. W pracy tej po raz pierwszy obliczono wpływy z sektora kultury w kraju. Autor oszacował tę wartość dla Wielkiej Brytanii w 1985 r. na ok. 3,92 mld funtów.

Do sektora kultury zalicza się przemysł: telewizyjny, filmowy, muzyczny i wydawniczy. Dodatkowo w tym kontekście uwzględnia się również drugą kategorię działalności obejmującą kwestie związane z organizacją np. koncertów czy wystaw oraz sztuki performatywne (opera, orkiestra, teatr, taniec, cyrk) (*Economy...*, 2006; Stryjakiewicz, Stachowiak, 2010; Towse, 2011; *UNESCO...*, 2009).

Istnieje dość istotna różnica między tymi dwoma grupami działalności. Produkt tradycyjny wytwarzany w sektorze kultury może bowiem ulec powieleniu, ma charakter powtarzalny i możliwe jest jego rozpowszechnianie (*system recorded*), podczas gdy przedsięwzięcia typu spektakl operowy czy występ cyrkowców mają charakter dóbr niepowtarzalnych i stanowią cel konsumpcji tylko w danym momencie i czasie (*system live*).

W badaniach sfery kultury nie uwzględnia się natomiast architektury, reklamy czy wzornictwa. Uznaje się je za formy działalności, w których kultura ma jedynie pewien wkład w proces wytwarzania, jednak otrzymywane tam produkty nie są *stricto* wytworem kultury. W niektórych opracowaniach pojawiają się terminy produkt i usługa kulturalna. Zadaniem produktu kulturalnego jest przekazanie jakichś treści, symboli czy też jest to po prostu szeroko rozumiany wpływ na styl życia i kształtowanie postaw. Produktem kulturalnym są m.in. książki, płyty, czasopisma, nagrania wideo, filmy, oprogramowanie, produkty rzemieślnicze, wzór, projekt np. w dziedzinie mody. W myśl tej koncepcji promocję kultury realizują usługi kulturalne, np. świadczone przez biblioteki, muzea, są też usługi audiowizualne, takie jak dystrybucja filmów oraz programów telewizyjnych.

Oprócz klasyfikacji uwzględniających rodzaje działalności, można również dokonać podziału sektora kultury według źródeł finansowania. Wyróżnia się w ten sposób dwie kategorie. Są to:

- kultura finansowana przez budżet, której sytuacja jest zależna od polityki prowadzonej w zakresie rozwoju kultury oraz od dochodów z innych działów gospodarki generujących PKB;
- dobra i usługi kultury zorientowane rynkowo, wytwarzane/przetwarzane masowo przy pomocy druku, nagrań, Internetu. Sektor ten finansuje się sam poprzez tworzenie oraz sprzedaż dóbr i usług. (Niektórzy badacze uważają, że definicję jednostek kultury należy ograniczyć tylko do podmiotów prowadzących działalność dotyczącą kultury, sztuki i mediów, które łączą ekonomiczny aspekt działania z wymogiem twórczości, m.in. Krzysztofek, 2002).

Są to dwa skrajne podejścia, choć ich umiejscowienie w wykorzystaniu zasobów kultury jest takie samo. W praktyce wskazane jest wypracowanie modelu o odpowiednich proporcjach wymienionych dwóch sfer kultury. Przeważają sugestie, aby kultura pozostała w sferze obciążeń państwa, nie odcinając się od zmian zachodzących na rynku. Właściwie w większości krajów publiczne źródła finansowania dominują nad prywatnymi. Jednocześnie poszukuje się nowych źródeł finansowania, jak organizacje typu *non-profit* czy wpływy z loterii (Ilczuk, Misiąg, 2003). Traktując kulturę jako całość należy założyć, że dobra i usługi kultury to dobra rynkowe mające swoją wartość, które podlegają klasycznym prawom popytu i podaży (Blaug, 2001).

Wobec chronicznego niedoboru finansów na rozwój kultury istotnego znaczenia nabiera napływ dotacji rządowych i unijnych, które jawią się jako kluczowe w przeprowadzaniu i realizacji różnorodnych projektów. Przykładowym programem wdrożonym w celu poprawy sytuacji kultury w krajach Unii Europejskiej (UE) jest program *Kultura 2007–2013*. Jego celem było wzmocnienie przestrzeni kulturowej opartej na wspólnym dziedzictwie kulturowym oraz rozwój współpracy pomiędzy twórcami, uczestnikami życia kulturalnego, jak również instytucjami kulturalnymi krajów w nim uczestniczących. Jest to najważniejszy program wspólnotowy skierowany do instytucji kultury w Europie. Program ma trzy szczegółowe priorytety: wspieranie ponadnarodowej mobilności

osób działających w sektorze kultury, pomoc w ponadnarodowym obiegu dzieł oraz wyrobów artystycznych i kulturowych, a także wspieranie dialogu między kulturami. Wspierana jest realizacja międzynarodowych projektów krótkoterminowych (do 2 lat) i długoterminowych (3—5 lat) o niedochodowym i nieinwestycyjnym charakterze (tzw. miękkie projekty kulturalne). O grant mogą ubiegać się publiczne lub prywatne instytucje i organizacje, których główna działalność związana jest ze sferą kultury.

Poza tym, zgodnie z decyzjami Komisji Europejskiej z listopada 2011 r., w nowym budżecie unijnym na lata 2014—2020 zostanie wdrożony kolejny program o nazwie *Kreatywna Europa*, który będzie wykorzystywał doświadczenie i sukces wcześniejszych programów: *Kultura*, *Media* i *Media Mundus*, wspierających sektor kultury i sektor audiowizualny przez ponad 20 lat. Propozowany budżet w wysokości 1,8 mld euro przeznaczony na program *Kreatywna Europa* oznacza wzrost o 37%. W założeniu wsparcie UE pozwoli na przezwyciężenie takich problemów, jak rozdrobnienie na rynku działalności twórczej i trudności w dostępie do finansowania, jak również przyczyni się do lepszego kształtowania polityki poprzez ułatwianie wymiany wiedzy i doświadczeń.

Podsumowując należy powiedzieć, że wzrasta znaczenie sektora kultury we współczesnej gospodarce. Stan sektora kultury wpływa bezpośrednio lub pośrednio na rozwój miasta/regionu, jak również wzmacnia jego konkurencyjność poprzez:

- aktywizację i wykorzystanie potencjału ludzkiego, m.in. za sprawą wspólnych przedsięwzięć, które przyczyniają się do tworzenia kapitału społecznego;
- tworzenie miejsc pracy w przemyśle kultury i w działalności z tym związanej;
- rozwój sektorów komplementarnych związanych pośrednio z kulturą (np. turystyki i rekreacji);
- wykorzystanie dziedzictwa kulturowego regionu;
- zwrócenie uwagi na potrzebę odnowy i rewitalizacji urbanistycznej oraz stymulowanie rewitalizacji obiektów przemysłowych;
- kształtowanie funkcji metropolitalnych, w tym ułatwianie wyboru profilu gospodarki miasta;
- udział w tworzeniu pozytywnego wizerunku miasta/regionu;
- poprawę jakości życia mieszkańców.

SEKTOR KULTURY W POLSCE

Połączenie rozwoju gospodarczego z rozwojem kulturalnym jest obecnie właściwym kierunkiem przeobrażeń struktur miejskich, z czego miasta Europy Zachodniej zdały sobie już wcześniej sprawę rozwijając intensywnie np. sektor mediów. Od strony legislacyjnej¹ kultura i ochrona dziedzictwa narodowego w Polsce obejmuje sprawy rozwoju, opieki nad materialnym i niematerialnym

¹ Ustawa o działach administracji rządowej, Dz. U. z 1999 r. Nr 82, poz. 928, z późniejszymi zmianami.

dziedzictwem narodowym oraz sprawy działalności kulturalnej w zakresie: podtrzymywania i rozpowszechniania tradycji narodowej, ochrony dóbr kultury i muzeów, miejsc pamięci narodowej, działalności twórczej, artystycznej, kultury ludowej, rękodzieła artystycznego, wydawnictw, księgarstwa, bibliotek, edukacji kulturalnej, wystaw artystycznych, polityki audiowizualnej, amatorskiego ruchu artystycznego, organizacji i stowarzyszeń społeczno-kulturalnych, wymiany kulturalnej z zagranicą, jak też działalności widowiskowej i rozrywkowej.

W Polsce sektor kultury jest finansowany przede wszystkim ze środków publicznych, tj. państwowych i samorządowych. Decentralizacja kultury w Polsce rozpoczęła się w 1990 r. Wówczas gminy przejęły część instytucji kultury, w szczególności te, których organizatorami były urzędy miast i gmin. Były to przede wszystkim gminne biblioteki i domy kultury, mniejsze muzea. Początki transformacji to również prywatyzacja rynku wydawniczego i muzycznego.

Drugi etap decentralizacji nastąpił na przełomie lat 1998 i 1999. Po wprowadzeniu reformy podziału administracyjnego nowo wyodrębnionym województwom i powiatom przekazano większość instytucji kultury. W efekcie tych reform jedynie 16 jednostek kultury znajduje się w gestii ministerstwa, a kolejnych 11 jest współzarządzanych przez ministerstwo i samorządy. Ogólnie w sferze publicznej znajdują się m.in.: prawie wszystkie biblioteki, blisko 90% muzeów, ok. 55% galerii i salonów sztuki. Jednak w ślad za tymi zmianami nie przekazano środków finansowych w odpowiedniej wielkości. Udział wydatków na kulturę w latach 1995—2012 wahał się w granicach 0,41—0,88% PKB². Warto nadmienić, że w latach 80. ub. wieku było to 1,2—1,8% PKB. Tak niski odsetek PKB wpływa na finanse instytucji kultury, które w 3/4 pochodzą ze środków publicznych, a tylko w 1/4 z budżetu gospodarstw domowych (Gierat-Bieroń, Kowalski, 2005; Głowacki i in., 2008).

Wątpliwości budzi też struktura publicznych nakładów na kulturę. Jeszcze 20 lat temu 90% środków na kulturę było w gestii Ministerstwa Kultury. Teraz jest to 25%. Ok. 60% znajduje się w rękach samorządów. Reszta to fundusze pochodzące od instytucji prywatnych. Łącznie z tych trzech źródeł w 2012 r. wydatkowano 12,8 mld zł³.

Fundusze kierowane do samorządów są rozdzielane pomiędzy gminy, powiaty grodzkie i ziemskie oraz organy wojewódzkie. Niezadowolone niektórych środowisk budzi dysproporcja między finansami otrzymywanymi przez województwa i duże miasta. Te ostatnie — przez to, że są jednocześnie gminami i miastami na prawach powiatu — otrzymują (w opinii różnych gremiów) zbyt wysokie dotacje. Najmniej dofinansowane są powiaty ziemskie (1—2%). Warto dodać, że według badań Eurostatu Polskę, podobnie jak Węgry, cechuje ogól-

² Największy odsetek wydatków publicznych na kulturę w UE (przekraczający 1% PKB) cechuje Estonię i Francję. W przypadku Francji jest to najwyższa wartość nominalna — 12 mld euro. W przeliczeniu na 1 mieszkańca liderem jest Dania (294 euro na osobę), a w Europie Środkowo-Wschodniej — Słowenia (135 euro na osobę) — Ilczuk (2012).

³ Z wyłączeniem dotacji z UE.

nie bardzo niski udział dotacji centralnych na kulturę i bardzo wysoki udział strony samorządowej. W przypadku pozostałych krajów UE udział samorządów wynosi bowiem 30—50%. Większy jest natomiast udział dotacji centralnych (Bodo, 2011).

Dotacje ministerialne kierowane są na realizację ok. 200 projektów w całym kraju. Priorytetowo traktuje się: szkoły muzyczne I i II stopnia, szkoły plastyczne i teatralne, obiekty reprezentujące kulturę wysoką w miejscach wcześniej ich pozbawionych (np. Opera Podlaska w Białymstoku). Ponadto ministerstwo podjęło decyzję o obowiązkowym wprowadzeniu do szkół podstawowych — po latach przerwy — muzyki i plastyki w klasach IV—VI i przedmiotów fakultatywnych z wiedzy o teatrze i filmie w szkołach gimnazjalnych. Położono nacisk na programy dla dzieci, w tym program o nazwie *Kup dziecku instrument*.

Dotacje dla muzeów mogą dostać jedynie te placówki, które mają program edukacyjny dla dzieci i młodzieży. Przystąpiono również do realizacji programu *Biblioteka+*⁴, którego celem jest przekształcenie bibliotek gminnych w nowoczesne centra dostępu do wiedzy, kultury oraz ośrodki życia społecznego, a także wprowadzenie systemu certyfikującego oraz internetyzacja bibliotek.

Poważnym wyzwaniem jest cyfryzacja zbiorów. Na proces ten w kolejnych latach będzie wydawanych coraz więcej pieniędzy. Obecnie jedynie zbiory Biblioteki Narodowej są już częściowo zdigitalizowane (ok. 30%), zaś archiwa i fotografie (Narodowe Archiwum Cyfrowe), teatr i muzyka (Narodowy Instytut Audiowizualny) oraz dziedzictwo narodowe (Narodowy Instytut Dziedzictwa) w bardzo niewielkim stopniu. Warto dodać, że w 2012 r. złożono do Ministerstwa Kultury i Dziedzictwa Narodowego niewiele wniosków na dobrym poziomie. W szczególności ta niska jakość aplikacji dotyczyła starań o dofinansowanie miejskich i gminnych domów kultury (jedynie 12). W rezultacie pozostało w tej puli niewykorzystanych ok. 50 mln zł.

Korzystnie natomiast wypada Polska w kwestii uzyskanych środków z różnych europejskich programów wspierających rozwój kultury. Najwięcej otrzymaliśmy w ramach *Zintegrowanego programu operacyjnego rozwoju regionalnego* (w latach 2004—2008). Było to 1013 mln zł, które zainwestowano w 303 projekty. Ogólnie całość wsparcia dla sektora kultury obliczono na 4,8 mld zł (3265 projektów). Średni udział dofinansowania w wartości wszystkich projektów wynosił 58%.

PRÓBA OCENY POTENCJAŁU ROZWOJU KULTURY W MIASTACH

Jak zaznaczono wcześniej, wśród różnych form działalności twórczej szczególną rolę odgrywa sektor kultury. Obecnie szereg inwestycji związanych z rozwojem kultury realizowanych jest w największych miastach Polski. Autorka postanowiła zatem poddać szczegółowej analizie potencjał dotyczący kultury

⁴ Przygotowanie i wdrożenie programu *Biblioteka+* powierzono Instytutowi Książki w Krakowie.

18 miast — pełniących funkcję stolicy województwa oraz dodatkowo Gorzowa Wielkopolskiego i Torunia. Celem pracy jest obliczenie wskaźnika syntetycznego na podstawie zebranych cech, który posłuży do ustalenia rankingu. W obliczeniach wykorzystano jedną z metod taksonomii numerycznej, tj. metodę wzorca rozwoju Hellwiga. Dane statystyczne wykorzystane w analizie pochodzą z Banku Danych Lokalnych dla 2012 r. (*Bank...*, 2014) i dla porównania wzięto pod uwagę 2010 r.

WYBÓR CECH

W celu określenia poziomu rozwoju kultury w 18 miastach dokonano wyboru pięciu cech. Odnoszą się one do następujących zagadnień:

- 1) **zasoby infrastruktury w zakresie kultury** — suma liczby: muzeów, teatrów, oper, filharmonii, sal kinowych oraz bibliotek i ich filii na 10000 mieszkańców;
- 2) **aktywność ludności w zakresie kultury** — suma zwiedzających muzea, widzów w teatrach i operach, słuchaczy w filharmoniach, widzów na seansach filmowych w kinach oraz wypożyczeń na zewnątrz w bibliotekach na 1 mieszkańca;
- 3) **aktywność w zakresie kultury** — liczba podmiotów zaliczanych do grupy R.90.0 według Polskiej Klasyfikacji Działalności (działalność twórcza związana z kulturą i rozrywką) na 10000 mieszkańców;
- 4) **wydatki ogółem na kulturę** — wydatki ogółem na kulturę i ochronę dziedzictwa narodowego na 1 mieszkańca w zł;
- 5) **dochody uzyskiwane z kultury** — dochody ogółem z działu kultura i dziedzictwo narodowe na 1 mieszkańca w zł.

Cechom tym przypisano numery od 1 do 5 (zestawienie). Wszystkie cechy są stymulantami, co oznacza, że wzrost wartości zmiennej objaśniającej prowadzi do wzrostu wartości zmiennej objaśnianej.

ZESTAWIENIE CECH PRZYJĘTYCH DO BADANIA

Cechy	Charakterystyka cech
x_1	instytucje kultury na 10000 mieszkańców
x_2	korzystający z instytucji kultury na 1 mieszkańca
x_3	podmioty sekcji R.90.0 (działalność twórcza związana z kulturą i rozrywką) na 10000 mieszkańców
x_4	wydatki ogółem na kulturę i ochronę dziedzictwa narodowego na 1 mieszkańca w zł
x_5	dochody ogółem z działu kultura i dziedzictwo narodowe na 1 mieszkańca w zł

Źródło: opracowanie własne.

Dane statystyczne uwzględnione w badaniu obrazują stan z 31 grudnia 2012 r. (tabl. 1). Dla porównania zestawiono również dane z końca 2010 r. W celu rozwiązania kontrowersyjnego problemu ważenia zmiennych, przyjęto założenie o jednakowym znaczeniu każdej cechy.

TABL. 1. WARTOŚCI CECH PRZYJĘTYCH DO BADANIA

Miasta	x ₁		x ₂		x ₃		x ₄		x ₅	
	2010	2012	2010	2012	2010	2012	2010	2012	2010	2012
Białystok	1,46	1,42	3,24	5,56	4,32	4,44	104,77	103,18	9,58	5,17
Bydgoszcz	1,84	1,99	5,12	5,21	5,57	5,51	155,48	95,08	55,69	8,73
Gdańsk	1,78	1,76	6,69	7,24	6,38	6,71	152,02	233,51	26,51	43,03
Gorzów Wielkopolski	1,85	2,06	7,65	7,60	5,30	4,57	546,81	110,42	62,30	3,89
Katowice	2,73	2,90	10,45	10,36	7,64	7,36	231,00	349,59	8,12	40,00
Kielce	1,78	2,15	8,47	10,06	6,32	6,37	145,71	157,37	5,60	2,28
Kraków	2,84	2,60	13,45	12,75	10,69	9,93	296,03	230,76	147,07	8,15
Lublin	1,74	1,90	8,04	8,01	5,51	5,12	128,17	201,04	21,00	25,54
Łódź	2,03	2,02	7,07	7,25	6,05	6,19	157,94	260,82	2,27	46,17
Olsztyn	2,00	1,95	9,11	9,48	7,64	8,70	93,63	127,11	0,25	15,90
Opole	2,36	3,13	10,97	10,31	7,26	7,73	320,51	153,88	75,71	25,10
Poznań	2,71	2,56	9,16	9,71	8,64	7,79	161,90	213,13	2,73	11,50
Rzeszów	2,09	2,64	8,43	9,47	5,69	5,33	90,83	82,01	0,41	0,97
Szczecin	1,63	1,76	6,03	6,29	5,63	5,82	132,91	170,61	13,92	25,67
Toruń	1,80	2,20	7,38	7,53	6,92	7,24	245,25	180,38	37,97	59,84
Warszawa	2,49	3,00	10,87	12,22	13,40	14,08	381,95	223,25	53,21	24,49
Wrocław	2,05	2,03	9,97	9,85	7,16	7,94	254,05	342,64	24,92	78,74
Zielona Góra	2,35	2,19	8,13	8,36	4,96	5,71	90,98	81,57	0,41	0,56

Źródło: opracowano na podstawie Bank... (2014).

ZASTOSOWANIE METODY WZORCA ROZWOJU Z. HELLWIGA

Metody z zakresu taksonomii numerycznej są wykorzystywane przede wszystkim tam, gdzie pojawia się konieczność podziału obiektów/zjawisk według określonych zasad i wyłonienia klas/działów. Taksonomia jest bowiem tą dziedziną analizy wielowymiarowej, która zajmuje się zasadami i regułami klasyfikacji obiektów wielocechowych (Heffner, Gibas, 2007; Nowak, 1990; Kolda, 2006; Strahl, 1998). Jednym z rodzajów badań, w których znajdują zastosowanie różnorodne metody taksonomiczne są analizy społeczno-ekonomiczne. W tym przypadku wykorzystanie metod taksonomicznych miało na celu określenie podobieństwa miast w zakresie cech odwołujących się do rozwoju sektora kultury. Wykorzystano w tym celu metodę wzorca rozwoju.

Twórcą metody wzorca rozwoju był Z. Hellwig, który w swych pierwszych pracach wykorzystał ją do typologicznego podziału krajów ze względu na ich poziom rozwoju oraz zasoby i strukturę wykwalifikowanych kadr (Hellwig,

1968)⁵. Metoda ta polega na określeniu odległości taksonomicznej od wzorca, którym jest (najczęściej sztuczna) jednostka posiadająca najkorzystniejsze wartości dla każdej z cech.

Procedurę rozpoczęto od przeprowadzenia unitaryzacji zerowanej jako przekształcenia normalizacyjnego według wzoru:

$$z_{ij} = \frac{x_{ij} - \min x_{ij}}{O_j} \quad i = 1, 2, \dots, n \quad j = 1, 2, \dots, 5$$

gdzie:

z_{ij} — wartość j -tej cechy dla i -tej jednostki po normalizacji,

x_{ij} — wartość j -tej cechy dla i -tej jednostki,

$\min x_{ij}$ — wartość minimalna j -tej cechy,

O_j — rozstęp j -tej cechy obliczony jako różnica maksymalnej i minimalnej wartości cechy.

W wyniku zastosowania procedury normalizacyjnej pierwotne wartości cech uległy przekształceniu i przybrały wartości z przedziału $0 \leq z_{ij} \leq 1$ (tabl. 2).

Po normalizacji wyznaczono idealny obiekt, tzw. wzorzec rozwoju o „najlepszych” wartościach dla każdej cechy, który wyglądał następująco:

$$z_0 = [z_{01} \ z_{02} \ \dots \ z_{0j}] \quad j = 1, 2, \dots, 5$$

gdzie:

$z_{0j} = \max z_{ij}$, gdy cecha jest stymulantą,

$z_{0j} = \min z_{ij}$, gdy cecha jest destymulantą, czyli wzrost wartości zmiennej objaśniającej prowadzi do spadku wartości zmiennej (ten przypadek nie zaistniał, ponieważ wszystkie analizowane cechy są stymulantami).

Wektor wzorca rozwoju dla badanego zestawu cech jest zatem następujący:

$$z_0 = [1 \ 1 \ 1 \ 1 \ 1]$$

⁵ Metodę tę wykorzystywali w badaniach m.in.: Chojnicki, Czyż (2003); Ilnicki (2002); Krupowicz (2007); Pawlik (2011); Sobala-Gwosdz (2004).

TABL. 2. WARTOŚCI CECH PO UNITARYZACJI

Miasta	z ₁		z ₂		z ₃		z ₄		z ₅	
	2010	2012	2010	2012	2010	2012	2010	2012	2010	2012
Białystok	0,00	0,00	0,00	0,05	0,00	0,00	0,03	0,08	0,06	0,06
Bydgoszcz	0,27	0,33	0,18	0,00	0,14	0,11	0,14	0,05	0,38	0,10
Gdańsk	0,23	0,20	0,34	0,27	0,23	0,24	0,13	0,57	0,18	0,54
Gorzów Wielkopolski	0,28	0,37	0,43	0,32	0,11	0,01	1,00	0,11	0,42	0,04
Katowice	0,92	0,87	0,71	0,68	0,37	0,30	0,31	1,00	0,05	0,50
Kielce	0,23	0,43	0,51	0,64	0,22	0,20	0,12	0,28	0,04	0,02
Kraków	1,00	0,69	1,00	1,00	0,70	0,57	0,45	0,56	1,00	0,10
Lublin	0,20	0,28	0,47	0,37	0,13	0,07	0,08	0,45	0,14	0,32
Łódź	0,42	0,35	0,38	0,27	0,19	0,18	0,15	0,67	0,01	0,58
Olsztyn	0,39	0,31	0,58	0,57	0,37	0,44	0,01	0,17	0,00	0,20
Opole	0,65	1,00	0,76	0,68	0,32	0,34	0,50	0,27	0,51	0,31
Poznań	0,91	0,67	0,58	0,60	0,48	0,35	0,16	0,49	0,02	0,14
Rzeszów	0,46	0,71	0,51	0,56	0,15	0,09	0,00	0,00	0,00	0,01
Szczecin	0,12	0,20	0,27	0,14	0,14	0,14	0,09	0,33	0,09	0,32
Toruń	0,25	0,46	0,41	0,31	0,29	0,29	0,34	0,37	0,26	0,76
Warszawa	0,75	0,92	0,75	0,93	1,00	1,00	0,64	0,53	0,36	0,31
Wrocław	0,43	0,35	0,66	0,61	0,31	0,36	0,36	0,97	0,17	1,00
Zielona Góra	0,65	0,45	0,48	0,42	0,07	0,13	0,00	0,00	0,00	0,00

Ź r ó d ł o: obliczenia własne.

Następnie zbadano podobieństwo poszczególnych obiektów do wzorca rozwojowego poprzez obliczenie odległości każdego z nich od tegoż wzorca według następującego wzoru:

$$d_{i0} = \sum_{j=1}^m (z_{ij} - z_{0j})^2$$

gdzie $i = 1, 2, \dots, n$.

Jest to kwadrat odległości euklidesowej wektorów reprezentujących dany obiekt od taksonomicznego wzorca rozwoju w przestrzeni wielowymiarowej.

Im odległość d_{i0} przyjmuje niższą wartość, tym wyższy jest stopień rozwoju danej jednostki, a tym samym korzystniejsza okazuje się jej sytuacja względem badanego zjawiska.

Następnie dla każdej jednostki (miasta) obliczono wartości miernika syntetycznego, czyli tzw. miarę rozwoju:

$$m_i = 1 - \frac{d_{i0}}{d_0}$$

gdzie:

m_i — miara rozwoju dla i -tego obiektu,

d_0 — oblicza się według następującego wzoru:

$$d_0 = d_{0\acute{s}r} + 2S_0$$

gdzie $d_{0\acute{s}r}$ i S_0 — odpowiednia średnia arytmetyczna i odchylenie standardowe obliczanych wcześniej odległości od wzorca.

Otrzymane ostatecznie wartości odległości jednostek od wzorca oraz wartości miar rozwoju zestawiono w tabl. 2. Miara rozwoju jest wielkością unormowaną i przyjmuje na ogół wartości z przedziału $[0; 1]$ (z wyjątkiem obiektów istotnie odstających od pozostałych — tu może być ujemna). W tym przypadku im wyższa wartość, tym wyższy jest poziom rozwoju jednostki.

W końcowym etapie badania dokonano uporządkowania liniowego i wyznaczenia typów rozwojowych na podstawie kryteriów statystycznych z wykorzystaniem średniej arytmetycznej ($q_{\acute{s}r}$) i odchylenia standardowego (S_q) wartości miernika syntetycznego (m_i).

Wyznaczono w tym celu cztery przedziały, tj. klasy:

I — poziom wysoki — $q_i \geq q_{\acute{s}r} + S_q$;

II — poziom średni wyższy — $q_{\acute{s}r} \leq q_i < q_{\acute{s}r} + S_q$;

III — poziom średni niższy — $q_{\acute{s}r} - S_q \leq q_i < q_{\acute{s}r}$;

IV — poziom niski — $q_i < q_{\acute{s}r} - S_q$.

W tym przypadku w 2012 r. przedziały klas osiągnęły następujące wartości:

I — $q_i \geq 0,493$;

II — $0,329 \leq q_i < 0,493$;

III — $0,164 \leq q_i < 0,329$;

IV — $q_i < 0,164$.

W 2010 r. przedziały klas niewiele się różniły:

I — $q_i \geq 0,496$;

II — $0,331 \leq q_i < 0,496$;

III — $0,165 \leq q_i < 0,331$;

IV — $q_i < 0,165$.

ANALIZA OTRZYMANYCH WYNIKÓW

Kolejność miast według wielkości miary rozwoju przedstawiono w tabl. 5. Utworzony w ten sposób ranking miast jest w pewnym stopniu zaskakujący. Okazuje się bowiem, że wartości cech odnoszących się do sektora kultury

w przeliczeniu na 1 mieszkańca nie są najwyższe we wszystkich największych miastach, uznawanych w Polsce za ośrodki metropolitalne — szczególnie według danych z 2010 r. Współczynnik korelacji między uzyskaną miarą rozwoju (m_i) a liczbą ludności analizowanych miast (l) wyniósł zaledwie $R_{m_i,l} = 0,572$ (w 2010 r. — 0,524). Warto również wspomnieć, że jedna z cech — x_4 , czyli dochody z działalności kultura i dziedzictwo narodowe na 1 mieszkańca (w zł), szczególnie silnie wpłynęła na wyniki końcowe ze względu na istotne zróżnicowanie rozkładu. W 2012 r. współczynnik zmienności w tym przypadku wyniósł $V_x=94,1\%$, podczas gdy dla innych cech wahał się w granicach $20,9\% \leq V_x \leq 44,0\%$ (tabl. 3). Dla danych z 2010 r. współczynnik zmienności zawierał się w jeszcze większym przedziale ($19,4\% \leq V_x \leq 58,9\%$), zaś dla cechy x_4 wyniósł aż $V_x=123,8\%$ — w dużej mierze za sprawą Gorzowa Wielkopolskiego. W kwestii podstawowych parametrów należy stwierdzić, że w 2010 r. wszystkie cechy były skorelowane ze sobą dodatnio, natomiast w 2012 r. już tylko niektóre (tabl. 4). Ujemny współczynnik korelacji w tym przypadku dotyczy cech x_1 oraz x_5 i wyniósł $-0,04$ oraz cech x_2 oraz x_5 i wyniósł $-0,003$; najwyższy współczynnik korelacji ($0,77$) odnosi się do cech x_1 i x_2 .

TABL. 3. WARTOŚCI WSPÓŁCZYNNIKÓW ZMIENNOŚCI ANALIZOWANYCH CECH

Cechy	2010	2012
x_1	19,40	20,89
x_2	28,41	24,01
x_3	31,60	32,54
x_4	58,79	44,00
x_5	123,79	94,06

Źródło: obliczenia własne.

TABL. 4. WARTOŚCI WSPÓŁCZYNNIKÓW KORELACJI POMIĘDZY ANALIZOWANYMI CECHAMI

Cechy	x_1	x_2	x_3	x_4	x_5
2010					
x_1	1,00	0,82	0,68	0,26	0,35
x_2	x	1,00	0,73	0,41	0,49
x_3	x	x	1,00	0,41	0,47
x_4	x	x	x	1,00	0,61
x_5	x	x	x	x	1,00
2012					
x_1	1,00	0,77	0,59	0,23	-0,04
x_2	x	1,00	0,75	0,39	-0,00
x_3	x	x	1,00	0,40	0,20
x_4	x	x	x	1,00	0,75
x_5	x	x	x	x	1,00

Źródło: jak przy tabl. 3.

W utworzonym rankingu miast dla danych z 2012 r. najwyższe miejsce zajęła Warszawa (tabl. 5). Stolica osiągnęła najlepszy wynik tylko dzięki jednej kategorii — według wartości cechy x_3 , czyli liczby podmiotów grupy R.90.0: działalność twórcza związana z kulturą i rozrywką na 10000 mieszkańców — nie mniej jednak według każdej z pozostałych zmiennych uzyskała wysokie noty. Następne miejsce zajęły Katowice, które awansowały za sprawą znacznego zwiększenia wydatków na kulturę, a także wzrostu dochodów uzyskiwanych z sektora kultury *per capita*. Na trzecim miejscu uplasował się Wrocław, który istotnie poprawił wyniki w kategoriach odwołujących się do finansowej strony sfery kultury z tą różnicą, że stolica Dolnego Śląska szczególnie korzystnie wypadła w zakresie dochodów uzyskiwanych z kultury w przeliczeniu na 1 mieszkańca, zajmując w tej kategorii pierwsze miejsce wśród analizowanych miast. Warto dodać, że Warszawę, Katowice i Wrocław oddziela relatywnie duży dystans od pozostałych miast w rankingu.

Drugą klasę stworzyło sześć miast: Kraków, Opole, Poznań, Toruń, Łódź i Gdańsk. Sytuacja tych miast jest jednak różna. Przykładowo, Kraków charakteryzowała bardzo wysoka liczba korzystających z obiektów kultury, ale jednocześnie rażąco niska wielkość dochodów z kultury *per capita*, co zdecydowało o bardzo niskim — jak na Kraków — czwartym miejscu w rankingu. Jest to również jeden z dwóch przykładów, obok Gorzowa Wielkopolskiego, spadku wielkości miary rozwoju aż o ok. 0,25. Następne w kolejności Opole, podobnie jak w 2010 r., wypadło bardzo korzystnie, szczególnie w zakresie liczby instytucji ze sfery kultury *per capita*. Poznań z kolei najkorzystniej przedstawia się w kategoriach odwołujących się do liczby instytucji kultury i liczby korzystających z obiektów kultury, Toruń — w kwestii dochodów, zaś Łódź i Gdańsk — zarówno w kategorii dochodów, jak i wydatków w sektorze kultury.

Trzecią klasę stworzyły: Olsztyn, Lublin, Kielce, Szczecin, Rzeszów i Zielona Góra. Zdecydowana większość tych miast osiągnęła w każdej z kategorii wartości poniżej średniej arytmetycznej. Jedyne Lublin oraz Rzeszów uzyskały dwie wartości powyżej średniej (odpowiednio cechy x_1 i x_3 oraz x_2 i x_4).

Ostatnią klasę stworzyły Gorzów Wielkopolski, Bydgoszcz oraz Białystok. Dwa pierwsze to miasta, dla których wartości czterech cech (z wyjątkiem liczby instytucji w sektorze kultury) znacznie się pogorszyły w ciągu dwóch lat. Ostatnią lokatę, podobnie jak dwa lata wcześniej, zajmował Białystok. Należy przy tym zwrócić uwagę, że Białystok z wynikiem (0,025 w 2012 r. i 0,055 w 2010 r.) zbliżył się do wartości minimalnych, czyli do antywzorca. W przypadku Białegostoku trudno wyodrębnić najlepiej wykształconą cechę; w 2012 r. według wartości dwóch zmiennych miasto zajęło ostatnią pozycję, a żadna z pięciu wartości cech po unitaryzacji nie przekroczyła poziomu 0,08.

W utworzonych rankingach zauważalne jest, że 17 z 18 miast zmieniło swoją lokatę przynajmniej o jedną pozycję *in plus* lub *in minus*. Jedyne Białystok pozostał nadal na ostatniej pozycji. Największy wzrost mierzony lokatami w rankingu cechował Łódź i Szczecin. Oba te miasta podwyższyły swoje lokaty o cztery stopnie, natomiast największy spadek cechował Gorzów Wielkopolski.

TABL. 5. WIELKOŚCI MIARY ROZWOJU (m_i) WEDŁUG ANALIZOWANYCH MIAST

Miasta	2010	Miasta	2012
Kraków	0,731	Warszawa	0,617
Warszawa	0,648	Katowice	0,582
Opole	0,545	Wrocław	0,554
Katowice	0,411	Kraków	0,485
Gorzów Wielkopolski	0,395	Opole	0,438
Wrocław	0,388	Poznań	0,410
Poznań	0,370	Toruń	0,404
Toruń	0,331	Łódź	0,374
Olsztyn	0,261	Gdańsk	0,335
Gdańsk	0,248	Olsztyn	0,311
Bydgoszcz	0,247	Lublin	0,277
Łódź	0,243	Kielce	0,275
Kielce	0,237	Szczecin	0,213
Lublin	0,224	Rzeszów	0,205
Rzeszów	0,223	Zielona Góra	0,165
Zielona Góra	0,223	Gorzów Wielkopolski	0,148
Szczecin	0,174	Bydgoszcz	0,102
Białystok	0,055	Białystok	0,025

Ź r ó d ł o: obliczenia własne.

Podsumowanie

Rola, jaką odegra w przyszłości sektor kultury nie jest jeszcze do końca zdiagnozowana. Zakłada się, że znaczenie tej dotychczas niedocenianej części gospodarki będzie wzrastać. Tak optymistyczne prognozy potwierdza kilka czynników. Działalność twórcza obejmuje dynamicznie rozwijające się jej rodzaje. Świadczy o tym wrastająca liczba podmiotów na rynku w tym sektorze. Pracują w nich w dużej mierze ludzie młodzi, z grupy o największej mobilności, najbardziej skłonni do zmian i gotowi do podjęcia ryzyka. Są to osoby wykształcone, mieszkające przeważnie w dużych miastach. Już chociażby to może sugerować, że sektor ten będzie cechowała wysoka dynamika zmian, prawdopodobnie mających charakter progresywny. Poza tym działalność twórcza jest narzędziem rewalizacji obszarów zdegradowanych, a zmiana charakteru dzielnic miejskich na takie, które umożliwiają tego typu działalność, staje się coraz częściej celem polityki urbanistycznej.

W skali Polski na realizację czeka kilka istotnych problemów. Istotne dla środowiska twórców jest m.in. znalezienie możliwości długofalowego planowania działalności w sektorze kultury, ustabilizowanie sytuacji finansowej, określenie przejrzystych zasad publicznego finansowania, osiągnięcie większej niezależności i odciążenie obiektów kultury od dotychczasowych ograniczeń prowadzące do ich większej wydajności i tym samym do większej dostępności kultury. Powinno to się przyczynić do poszerzenia wpływu kultury na budowanie tożsamości i kształtowanie społeczeństwa obywatelskiego.

Na koniec warto dodać, że rankingi wyraźnie pokazują, że pozycja miast wojewódzkich w tego typu zestawieniach może się istotnie zmienić w ciągu relatywnie krótkiego okresu. Przykładowo, w najbliższym czasie swoją pozycję może poprawić wspomniany kilkakrotnie Białystok, głównie za sprawą budowy Opery Podlaskiej, pełniącej funkcję opery i filharmonii. Inwestycja ta jest obecnie największą instytucją artystyczną na terenie północno-wschodniej Polski i najnowocześniejszym centrum życia kulturalnego w tej części Europy. Prawdopodobnie po uwzględnieniu kosztów związanych z ukończeniem budowy Białystok ma szansę na awans w tego typu rankingach. W Warszawie realizowana jest bardzo kosztowna inwestycja, jaką jest nowa siedziba Muzeum Sztuki Nowoczesnej. Z kolei we Wrocławiu w nadchodzących latach finalizowanych będzie kilka inwestycji z zakresu kultury (np. Narodowe Forum Muzyki z nowoczesnymi salami koncertowymi) — ważnych ze względu na planowane obchody Europejskiej Stolicy Kultury w 2016 r. Zatem wydatki na rzecz kultury we Wrocławiu zwiększają się z każdym rokiem i zapewne będą dalej się zwiększać mimo trwającego kryzysu gospodarczego. Wartości już chociażby jednej cechy — wydatki na rzecz kultury *per capita* — znacznie zmieniają się z każdym rokiem i mogą istotnie rzutować na otrzymywane wyniki w podobnych zestawieniach w kolejnych latach.

dr Beata Namysłak — *Uniwersytet Wrocławski*

LITERATURA

- Bank Danych Lokalnych* (2014), GUS, http://www.stat.gov.pl/bdl/app/strona.html?p_name=indeks (25.02.2014)
- Blaug M. (2001), *Where Are We Now on Cultural Economics?*, „Journal of Economic Surveys”, Vol. 15/2
- Bodo C. (2011), *Kto się boi wydatków na kulturę?*, [w:] Jung B. (red.), *Ekonomika kultury. Od teorii do praktyki*, Narodowe Centrum Kultury, Instytut Adama Mickiewicza, Warszawa
- Chojnicki Z., Czyż T. (2003), *Polska na ścieżce rozwoju gospodarki opartej na wiedzy. Podejście regionalne*, „Przegląd Geograficzny”, Vol. 75/1
- Economy of culture in Europe* (2006), www.keanet.eu/en/ecoculturepage.html; data dostępu: 2012-02-23
- Gierat-Bieroń B., Kowalski K. (red.) (2005), *Europejskie modele polityki kulturalnej*, Uniwersytet Jagielloński
- Głowacki J., Hausner J., Jakóbk K., Markiel K., Mituś A., Żabiński M. (2008), *Finansowanie kultury i zarządzanie instytucjami kultury*, Raport opracowany na zlecenie Ministerstwa Kultury i Dziedzictwa Narodowego, Uniwersytet Ekonomiczny w Krakowie, Małopolska Szkoła Administracji Publicznej
- Heffner K., Gibas P. (2007), *Analiza ekonomiczno-przestrzenna*, Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Katowicach
- Hellwig Z. (1968), *Zastosowanie metody taksonomicznej do typologicznego podziału krajów ze względu na poziom rozwoju oraz zasoby i strukturę wykwalifikowanych kadr*, „Przegląd Statystyczny”, nr 15/4

- Ilnicki D. (2002), *Próba określenia zmienności czasowej zjawisk przestrzennych metodami wzorcowymi — przykład metody Hellwiga*, [w:] Rogacki H. (red.), *Możliwości i ograniczenia zastosowań metod badawczych w geografii społeczno-ekonomicznej i gospodarce przestrzennej*, Bogucki Wydawnictwo Naukowe, Poznań
- Ilczuk D. (2012), *Ekonomika kultury*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa
- Ilczuk D., Misiąg W. (2003), *Finansowanie i organizacja kultury w gospodarce rynkowej*, Instytut Badań nad Gospodarką Rynkową, Gdańsk
- Kolenda M. (2006), *Taksonomia numeryczna. Klasyfikacja, porządkowanie i analiza obiektów wielocechowych*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu
- Krupowicz J. (2007), *Potencjał społeczno-gospodarczy Dolnego Śląska — zróżnicowanie*, [w:] Maik K. (red.), *Programowanie rozwoju regionu. Instrumentarium rozwoju. Ład społeczny*, Politechnika Opolska, Samorząd Województwa Opolskiego, PAN, Opole
- Krzysztofek K. (2002), *Przemysły kultury a globalizacja — wnioski dla Polski*, [w:] Szomburg J. (red.), *Kultura i przemysły kultury szansą rozwojową dla Polski*, Instytut Badań nad Gospodarką Rynkową, Warszawa
- Murzyn M. A. (2006), *Kazimierz. Środkowoeuropejskie doświadczenie rewitalizacji*, Międzynarodowe Centrum Kultury w Krakowie
- Namyślak B. (2013), *Działalności twórcze a rozwój miast*, „Rozprawy Naukowe Instytutu Geografii i Rozwoju Regionalnego Uniwersytetu Wrocławskiego”, nr 30
- Nowak E. (1990), *Metody taksonomiczne w klasyfikacji obiektów społeczno-gospodarczych*, PWE, Warszawa
- Pawlik A. (2011), *Zróżnicowanie rozwoju społeczno-gospodarczego województwa świętokrzyskiego*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 11
- Smoleń M. (2003), *Przemysły kultury. Wpływ na rozwój miast*, Wydawnictwo Uniwersytetu Jagiellońskiego
- Sobala-Gwosdz A. (2004), *Zmiany poziomu życia i rozwoju gospodarczego w miastach województwa podkarpackiego po 1990 roku*, [w:] Słodczyk J., Rajchel D. (red.), *Przemiany demograficzne i jakości życia ludności miast. Miasta w okresie przemian*, Opole
- Strahl D. (red.) (1998), *Taksonomia struktur w badaniach regionalnych*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu
- Strykiewicz T., Stachowiak K. (2010), *Sektor kreatywny w poznańskim obszarze metropolitalnym*, Tom 1: *Uwarunkowania, poziom i dynamika rozwoju sektora kreatywnego w poznańskim obszarze metropolitalnym*, Bogucki Wydawnictwo Naukowe, Poznań
- Towse R. (2011), *Ekonomia kultury. Kompendium*, Narodowe Centrum Kultury, Warszawa
- UNESCO. *Framework for Cultural Statistics* (2009), <http://unesdoc.unesco.org/images/0018/001840/184082e.pdf>; data dostępu: 2011-09-22

SUMMARY

The aim of the study is to draw up a ranking of 18 cities on the basis of characteristics related to resources and activities in the field of culture. Calculations were performed for 16 provincial (voivodship) cities and Toruń and Gorzów Wielkopolski. In this calculation method was used Hellwig development pattern. The article consists of two parts: theoretical and empirical. Theoretical part is devoted to the growing role of the cultural sector in the modern economy. The fields included in the cultural sector as well as problems with the financing of culture in the national economy are described.

РЕЗЮМЕ

Целью обследования является разработка рейтинга 18 городов на основе признаков касающихся фондов и активности в области культуры. Исчисления были проведены для 18 воеводских городов а также для городов Торунь и Гожув Велькопольски. В исчислениях был использован метод образца развития Гельвига.

Статья состоит из двух частей — теоретической и эмпирической. В теоретической части обсуждается растущая роль сектора культуры в современной экономике. Были представлены отрасли культуры составляющие сектор культуры, а также проблемы финансирования культуры в национальной экономике.

Rafał WARŻAŁA

Wykorzystanie miar syntetycznych do konstrukcji regionalnego wskaźnika koniunktury¹

Celem artykułu jest opisanie wykorzystania konstrukcji mierników syntetycznych do budowy regionalnego wskaźnika koniunktury gospodarczej. Obserwacja rzeczywistości gospodarczej pozwala na sformułowanie tezy, że współcześnie rośnie znaczenie regionów jako samodzielnych podmiotów gospodarczych i społecznych. Jest to również widoczne w realizacji polityki gospodarczej przez organizacje ponadnarodowe, jak Unia Europejska (UE). Dominacja regionów jako beneficjentów funduszy strukturalnych stanowi dowód podnoszenia rangi regionu w układzie administracyjnym i gospodarczym. Jednocześnie zaczęły narastać problemy towarzyszące koncepcji rozwoju endogenicznego. Głównym z nich jest nierównomierne tempo rozwoju gospodarczego poszczególnych obszarów, czego skutkiem jest postępująca dywergencja w tym zakresie.

Próba skonstruowania instrumentu badawczego, jakim jest lokalny wskaźnik koniunktury, może być traktowana zarówno jako narzędzie monitorowania rozwoju, jak i rodzaj sygnału rynkowego mającego zwiększyć zaufanie miejscowych przedsiębiorców oraz potencjalnych inwestorów. W warunkach rosnących kompetencji władzy regionalnej wiedza na temat sytuacji gospodarczej regionu może stanowić punkt wyjścia do uruchomienia narzędzi polityki gospodarczej służącej do przeciwdziałania negatywnym zmianom koniunktury w ujęciu regionalnym.

PODSTAWOWE POJĘCIA ZWIĄZANE Z POMIAREM KONIUNKTURY GOSPODARCZEJ

W literaturze o badaniach koniunkturalnych funkcjonują cztery pojęcia używane w ramach wskaźnikowej metody badania koniunktury, tzn. wskaźnik, indeks, miernik oraz barometr. Pojęcia te, będąc niejednokrotnie prostym tłumaczeniem z literatury anglojęzycznej, są często używane zamiennie. Powoduje to pewien zamęt w rozróżnieniu metod budowy, jak i własności poszczególnych ich rodzajów.

¹ Artykuł stanowi kontynuację badań autora w zakresie badania koniunktury gospodarczej w ujęciu regionalnym (Warżala (2011), s. 81—99).

Wskaźnikami koniunktury nazywane są złożone konstrukcje prowadzające wiele zmiennych do postaci jednowymiarowej. W literaturze anglojęzycznej odpowiednikiem wskaźnika są terminy *composite business cycle indicator* lub *composite economic indicator*. Pierwszy termin wydaje się właściwie oddawać istotę wskaźnika koniunktury. Podstawą konstrukcji wskaźników koniunktury jest chęć wskazania określonego kierunku zmian aktywności gospodarczej, najczęściej w ramach danego cyklu koniunkturalnego. Stąd analiza ekonomiczna wskaźników koniunktury ma wartość informacyjną tylko w odniesieniu do wartości wskaźnika z poprzednich okresów. Z kolei termin *composite economic indicator* odnosi się bardziej do badań nad rozwojem gospodarczym. Określa on osiągnięty poziom rozwoju gospodarczego, a więc jest bardziej związany z procesami długookresowymi.

Według *Słownika terminów statystycznych* PWE z 1986 r. indeks jest *wielkością charakteryzującą zmiany w czasie lub przestrzeni pewnej wielkości niepodlegającej bezpośrednim pomiarom lub obserwacjom w praktyce*. GUS definiuje indeks jako *wskaźnik ilościowego opisu badanego zjawiska w okresie badanym w porównaniu z okresem podstawowym*². W praktyce statystycznej indeks służy zatem do oceny relacji badanego zjawiska w danym okresie w stosunku do okresu bazowego. Odzwierciedla on dynamikę zmian badanego zjawiska (Białek, 2010).

Miernikami nazywamy proste lub złożone instrumenty statystyczne określające stopień lub dynamikę rozwoju gospodarczego. Miernik może mieć formę zarówno statyczną (np. pomiar zjawiska złożonego w układzie przestrzennym), jak i dynamiczną lub obie te formy równocześnie (Młodak, 2005).

Barometry koniunktury to zestawy czułych wskaźników, opartych na danych ilościowych i jakościowych, opisujących różne procesy gospodarcze oraz tworzone na ich podstawie syntetyczne wskaźniki złożone (Matkowski, 1998). Barometry łączą w sobie metodę analizy i oceny koniunktury. Z. Matkowski, powołując się na zasady metodologiczne zalecane przez OECD, wskazuje na szczegółowe cechy, jakimi charakteryzują się barometry koniunktury, do których należą:

- a) obserwacje kierunków i sekwencji zmian różnych wielkości ekonomicznych w kontekście tworzenia wzorców wyprzedzeń bądź opóźnień;
- b) brak odwzorowania mechanizmów badanego procesu, wykorzystywanie modeli symptomatycznych, a nie przyczynowo-skutkowych;
- c) empiryczna podbudowa konstrukcji;
- d) przydatność w ocenie bieżącego stanu koniunktury, jak i krótkookresowej prognozy;
- e) adekwatność w formułowaniu doraźnych ocen koniunktury, nie zaś w całościowej ich diagnozie i prognozie.

² http://www.stat.gov.pl/gus/definicje_PLK_HTML.htm?id=POJ-1045.htm. Data pobrania 20.03.2014.

Analizując cechy barometru koniunktury należy stwierdzić, że nie wyklucza on stosowania techniki wykorzystywanej w budowie wskaźników oraz indeksów koniunktury, z zachowaniem prawidłowości podejścia do jego konstrukcji.

Podsumowując rozważania terminologiczne należy podkreślić, że zamiarem autora artykułu było zbudowanie barometru koniunktury dla woj. warmińsko-mazurskiego. Jednak empiryczna weryfikacja możliwości takiej konstrukcji, jak również powszechność stosowania w literaturze polskiej pojęcia „wskaźnik koniunktury”, ostatecznie przesądziła o używaniu pojęcia „wskaźnik koniunktury woj. warmińsko-mazurskiego”.

METODYKA BUDOWY WSKAŹNIKA KONIUNKTURY DLA WOJ. WARMIŃSKO-MAZURSKIEGO

Stan koniunktury gospodarczej kraju bądź regionu jest wypadkową pojedynczych zmiennych charakteryzujących sytuację w określonych segmentach systemu gospodarczego. Stąd do określenia aktualnego stanu koniunktury niezbędne jest budowanie złożonych wskaźników koniunktury, a zatem agregowanie pojedynczych zmiennych do poziomu syntetycznego wskaźnika. Z uwagi na fakt, że nie istnieje jedna powszechnie akceptowana teoria opisująca powstawanie i przebieg wszystkich cykli koniunktury, nie ma także jednego prostego schematu budowy wskaźnika koniunktury. Włączenie wielu zmiennych ekonomicznych do wspólnego wskaźnika oznacza wzajemne nakładanie się specyfiki różnych szeregów czasowych. W rezultacie może to powodować wzajemne znoszenie się tendencji zmian syntetycznego wskaźnika koniunktury. Można zatem sformułować wniosek, że zbyt szerokie ujęcie syntetycznego wskaźnika koniunktury prowadzi do istotnych zniekształceń i uogólnień w ocenie stanu gospodarki. Jednoczesna obserwacja szeregu wielkości ekonomicznych stanowiących podstawę oceny stanu koniunktury ma trzy podstawowe zalety (Zarnowitz, 1992):

- dywersyfikacja elementów składowych pozwala na wczesne wykrycie wahań wywołanych przez czynniki reprezentujące różne elementy składowe gospodarki;
- dane statystyczne publikowane przez urzędy statystyczne obciążone są dużym błędem pomiaru, szczególnie przy częstej aktualizacji opartej na tymczasowych, jeszcze nieskorygowanych informacjach (efekt danych typu *real time*). Zakładając, że błędy te są niezależne dla różnych zmiennych, konstruowanie wskaźników złożonych pozwala ograniczyć ryzyko fałszywej interpretacji danych;
- łączenie prostych szeregów w złożone wskaźniki pozwala ograniczyć wpływ „szumu” na uzyskane wartości. Każdy z elementów składowych reaguje nie tylko na trwałe cykliczne procesy, lecz także na przejściowe zakłócenia gospodarcze o charakterze zewnętrznym w stosunku do badanego układu. Dywersyfikacja wskaźnika umożliwia częściowe wyeliminowanie tych zakłóceń i zwiększa stabilność wartości barometru w czasie.

Istotną kwestią poprzedzającą konstruowanie wskaźnika koniunktury jest ustalenie tzw. szeregu referencyjnego, będącego prostym wskaźnikiem określającym w przybliżeniu przebieg koniunktury i stanowiącym kryterium porównawcze dla oceny charakteru kolejnych badanych zmiennych. Ustalenie hipotetycznego przebiegu koniunktury umożliwia przyporządkowanie poszczególnych zmiennych do kategorii wyprzedzających, równoczesnych bądź opóźnionych w relacji do przebiegu szeregu referencyjnego.

Koncepcja szeregu referencyjnego służy do ustalenia cyklu ogólnogospodarczego, który pełni rolę tzw. cyklu odniesienia. W założeniu ma on odzwierciedlać zmiany koniunktury. W literaturze przedmiotu formułowane są różne stanowiska na temat wskaźnika, który ma spełniać rolę szeregu referencyjnego. Niektóre koncepcje wskazują na utożsamianie wskaźnika odniesienia z szeregami czasowymi określającymi zmiany produkcji lub zatrudnienia. Także UE dopuszcza proste wskaźniki produkcji i zatrudnienia jako podstawę określania charakteru zmiennych przy selekcji zmiennych składowych mierników syntetycznych na zmienne wyprzedzające, równoczesne bądź opóźnione względem cyklu odniesienia. Pojawiają się jednak także poglądy krytyczne wobec stosowania wymienionych zmiennych jako reprezentujących w sposób umowny przebieg zmienności koniunktury ogólnogospodarczej. Według współczesnych badań mają one mocne uzasadnienie empiryczne³. W odniesieniu do szeregu zatrudnienia większość badaczy uznaje ten wskaźnik nie za bieżący, ale wyprzedzający w stosunku do faktycznego stanu koniunktury (Drozdowicz-Bieć, 2012). W praktyce zatem wyklucza zasadność jego użycia, natomiast przedmiotem krytyki szeregu produkcji przemysłowej jako wskaźnika referencyjnego jest fakt, że we współczesnej gospodarce udział przemysłu w PKB oscyluje w granicach 30%, co jest niewystarczające dla reprezentowania stanu całej gospodarki w danym okresie (Matkowski, 1998).

W kontekście zaprezentowanych uwag dotyczących pojedynczych zmiennych jako wskaźników odniesienia należy stwierdzić, że najlepszy z punktu widzenia wskazywanych wad jest indeks realnego PKB, interpolowany zazwyczaj z danych kwartalnych na miesięczne (Moon, Lee, 2012). Jednak w warunkach polskich wykorzystanie syntetycznego miernika, jakim jest PKB, napotyka na ograniczenia w postaci krótkich szeregów czasowych dla wartości PKB w ujęciu regionalnym⁴. Wynika to z jednej strony ze zmiany w okresie transformacji gospodarczej podziału administracyjnego, zaś z drugiej ze zmiany systemu klasyfikacji statystycznej. W tym kontekście dysponowanie względnie krótkimi szeregami czasowymi PKB w ujęciu regionalnym praktycznie uniemożliwia wyodrębnienie kilku pełnych cykli koniunkturalnych.

³ Drozdowicz-Bieć (2006), s. 198—208.

⁴ W momencie pisania tekstu dostępne dane GUS dotyczące PKB w ujęciu regionalnym obejmowały rok 2011.

Wobec trudności z wykorzystaniem wartości PKB jako miernika odniesienia w stosunku do analizowanych zmiennych, w literaturze proponuje się tworzenie zbiorczego wskaźnika równoczesnego. Jednak budowa i weryfikacja takiego wskaźnika wymaga uprzedniego określenia cyklu odniesienia. W badaniach dotyczących konstrukcji barometru koniunktury dla Polski do wyznaczania cyklu ogólnogospodarczego stworzono wskaźnik będący sumą aktywności przedsiębiorstw reprezentujących pięć głównych sektorów gospodarki: przemysł, budownictwo, rolnictwo, transport i handel (Matkowski, 1998).

Ze względu na ograniczony zakres danych empirycznych opisujących stan gospodarki w ujęciu regionalnym, jak również znaczne opóźnienia w publikowaniu wskaźnika PKB, w artykule jako podstawę szeregu referencyjnego wybrano szereg empiryczny produkcji sprzedanej przemysłu.

Zestaw zmiennych objaśniających uwzględnionych w modelu ma istotny wpływ na wyniki badań. Stąd przy wyborze zmiennych objaśniających należy się kierować zarówno dobrze rozwiniętą wiedzą merytoryczną, jak i względami formalno-statystycznymi. Poprawny zbiór zmiennych objaśniających powinien z jednej strony możliwie w pełni odzwierciedlać i charakteryzować najważniejsze aspekty badanego zjawiska, z drugiej zaś nie powinien być zbyt liczny. Gdy zbiór potencjalnych zmiennych objaśniających jest liczny, zwykle stosuje się formalne metody matematyczno-statystyczne, które pozwalają wybrać najlepszy podzbiór tych zmiennych w sensie zastosowanych kryteriów. Zmienne finalne powinny jak najdokładniej odzwierciedlać istotę badanego zjawiska. Należy wyeliminować zmienne, które dostarczają informacji zbyt szczegółowych i przypadkowych, a także podobnych⁵.

TABL. 1. PODSTAWOWE MIARY ZMIENNOŚCI BADANYCH ZMIENNYCH SKŁADOWYCH WSKAŹNIKA KONIUNKTURY

Zmienne	Średnia arytmetyczna	Odchylenie standardowe w p.proc.	Współczynnik zmienności w %	Średnia amplituda w %		
				faz		cykli
				wzrostowych	spadkowych	
<i>BUDMONT</i>	109,1	21,9	20,1	12,6	14,3	-1,7
<i>SDETAL</i>	105,4	11,0	10,4	4,8	4,5	0,3
<i>BEZROB</i>	96,8	12,4	12,8	4,4	5,9	-1,5
<i>LWYREJST</i>	100,3	13,7	13,6	5,3	3,8	1,5
<i>OFPRACY</i>	104,2	22,7	21,8	18,1	14,2	3,9
<i>PLACA</i>	103,8	6,6	6,3	5,9	9,1	-3,1
<i>ZATRUDN</i>	101,6	9,4	9,2	7,9	10,1	-2,2
<i>POZWBUD</i>	112,9	56,0	49,6	28,4	37,2	-8,8
<i>PENGAB</i>	103,9	7,3	7,0	6,1	7,4	-1,3

U w a g a. *BUDMONT* — produkcja budowlano-montażowa; *SDETAL* — sprzedaż detaliczna; *BEZROB* — liczba zarejestrowanych bezrobotnych; *LWYREJSTR* — liczba wyrejestrowanych bezrobotnych, którzy podjęli pracę; *OFPRACY* — liczba ofert pracy niesubsydiowanej; *PLACA* — płaca nominalna; *ZATRUDN* — liczba zatrudnionych w sektorze przedsiębiorstw; *POZWBUD* — liczba złożonych wniosków o pozwolenie na budowę; *PENGAB* — wskaźnik koniunktury w sektorze bankowym.

Ź r ó d ł o: obliczenia własne.

⁵ Zeliaś (2006), s. 690 i 691.

Drugim problemem wymagającym weryfikacji statystycznej jest kwestia nadmiernej korelacji (współliniowości) zmiennych wyjściowych. Nadmierna współliniowość jest cechą niepożądaną z uwagi na relatywnie duże błędy szacunku ocen parametrów, co z kolei obniża wartość statystyki *t*-Studenta w ocenie istotności parametru (Kufel, 2007). Ocena stopnia współliniowości przeprowadzono zgodnie z zaleceniami formułowanymi w literaturze w dwojaki sposób — poprzez analizę korelacji wzajemnej oraz przy wykorzystaniu jednej z miar współliniowości, czyli czynnika inflacji wariancji *VIF*. Wielkość *VIF* definiuje się jako (Maddala, 2008):

$$VIF_i = \frac{1}{1 - R_i^2}$$

gdzie:

$i = 1, 2, \dots, k,$

R_i^2 — współczynnik korelacji wielorakiej między zmienną x_i a pozostałymi zmiennymi modelu.

Jeżeli wartość VIF_i jest równa jedności, to oznacza, że zmienna x_i jest nieskorelowana w stosunku do pozostałych zmiennych modelu. Uważa się, że wartość $VIF_i > 10$ jest oznaką współliniowości, która trwale zakłóca jakość skonstruowanego modelu ekonometrycznego (Gruszczyński, Podgórska, 2000). Wartości współczynników korelacji wzajemnej oraz wartość *VIF* zaprezentowano w tabl. 2.

TABL. 2. MACIERZ KORELACJI WZAJEMNEJ^a ORAZ WARTOŚCI CZYNNIKA INFLACJI WARIANCJI *VIF*

Zmienne	BUDMONT	SDETAL	BEZROB	LWYREJST	OFPRACY	PLACA	ZATRUDN	POZWBUD	PENGAB	<i>VIF_i</i>
<i>BUDMONT</i>	1	0,26	-0,37	-0,09	0,03	0,36	0,22	0,14	-0,06	1,41
<i>SDETAL</i>	x	1	-0,31	-0,01	-0,05	0,16	0,09	0,31	0,56	1,28
<i>BEZROB</i>	x	x	1	0,34	-0,02	0,08	-0,31	-0,29	-0,12	1,47
<i>LWYREJST</i>	x	x	x	1	0,48	0,29	0,48	0,15	0,32	2,56
<i>OFPRACY</i>	x	x	x	x	1	0,07	0,29	0,03	0,01	1,01
<i>PLACA</i>	x	x	x	x	x	1	0,47	-0,07	0,16	1,27
<i>ZATRUDN</i>	x	x	x	x	x	x	1	0,17	0,13	1,59
<i>POZWBUD</i>	x	x	x	x	x	x	x	1	0,22	1,68
<i>PENGAB</i>	x	x	x	x	x	x	x	x	1	1,16

^a Wartość krytyczna przy obustronnym 5% obszarze krytycznym wynosiła 0,1865.

U w a g a. Jak przy tabl. 1.

Ź r ó d ł o: obliczenia własne z wykorzystaniem programu GRETL.

Trzecim istotnym punktem w konstruowaniu wskaźnika koniunktury jest ustalenie fazy przesunięcia czasowego określającego długość opóźnienia bądź wyprzedzenia wahań wskaźnika względem zmian koniunktury. Odnosi się to do podziału zmiennych na trzy kategorie: wyprzedzające, równoczesne i opóźnione

w relacji do cyklu odniesienia. W przypadku zmiennych wyprzedzających informacja na temat długości przesunięcia fazowego względem cyklu odniesienia pozwala na określenie zakresu czasowego prognozy koniunktury na podstawie zachowania zmiennych wyprzedzających oraz podjęcie ewentualnych działań ze strony władz regionalnych. Określenie fazy przesunięcia dla wskaźnika opóźnionego pozwala natomiast ustalić poprawność konstrukcji zarówno wskaźnika bieżącego, jak i wyprzedzającego. Stałość wzajemnych przesunięć w czasie między trzema rodzajami wskaźników informuje o ich właściwym zestawieniu w aspekcie doboru zmiennych składowych.

Kolejnym ważnym warunkiem poprawności konstrukcji syntetycznego wskaźnika koniunktury jest częstotliwość danych przyjętych do konstrukcji wskaźnika. Z uwagi na fakt, że ważną cechą istotności informacyjnej wskaźnika jest jego czułość na nagłe zmiany koniunktury, podstawą jego tworzenia są najczęściej dane miesięczne bądź kwartalne. Tylko wówczas możliwe jest wyodrębnienie punktów zwrotnych i faz cyklu koniunkturalnego. W niektórych krajach, np. w Stanach Zjednoczonych, publikowane są wskaźniki o częstotliwości tygodniowej. Tak intensywne monitorowanie stanu koniunktury umożliwia wychwycenie wszystkich mniejszych sygnałów nadchodzących zmian.

Generalnie można stwierdzić, że im częściej są aktualizowane wartości wskaźników syntetycznych, tym wyższą wartość użyteczną posiada dany miernik oceny stanu koniunktury gospodarczej. W tym kontekście syntetyczny charakter budowanych wskaźników koniunktury ujawnia swoje wady. Dotyczą one częstotliwości uzyskiwania wartości zmiennych tworzących złożony wskaźnik koniunktury. Aktualizacja wartości wskaźnika ma sens tylko wówczas, gdy wszystkie składowe wskaźniki są publikowane z taką samą częstotliwością. Istnieją wprawdzie metody statystycznej agregacji (lub dezagregacji) danych, jednak nie zawsze muszą one spełniać inne warunki, np. wielkość opóźnienia w stosunku do wystąpienia zjawiska czy też sam sposób agregacji, najbardziej zbliżony do rzeczywistych wahań określonej zmiennej składowej⁶.

Istotnym problemem, jaki napotykają ekonomiści w trakcie budowy złożonych wskaźników koniunktury jest wyeliminowanie z danych surowych szeregów czasowych wahań sezonowych. Celem wyrównywania sezonowego jest eliminacja tzw. efektów kalendarza, składnika sezonowego oraz odpowiednie uwzględnienie w estymacji zmiennych nietypowych i brakujących obserwacji. Analiza dekompozycji szeregów czasowych obejmuje również wyodrębnienie tzw. składników nieregularnych, do których zaliczamy:

- czynniki jednorazowe — wywołują odchylenia wartości rzeczywistej od przewidywanej tylko w jednym okresie;
- czynniki o charakterze przejściowym — powodują odchylenia od poziomu prognozowanego w ciągu kilku okresów, zaś powrót do stanu wyjściowego ma postać funkcji wykładniczej;

⁶ Procedurę agregacji lub dezagregacji można przeprowadzić np. przy wykorzystaniu programu GRETL (Kufel (2007), s. 34).

- czynniki długotrwałe — powodują trwałą zmianę poziomu badanej zmiennej;
- innowacje — powodują trwałą zmianę dotychczasowego trendu rozwoju analizowanego zjawiska, np. zastosowanie nowej technologii produkcji;
- skutki nieregularne wywołane przez czynniki losowe lub niemożliwe do przewidzenia, takie jak: klęski żywiołowe, nagłe zmiany w polityce państwa czy strajki.

W opracowaniu do wyrównania sezonowego danych empirycznych wykorzystano metodę TRAMO/SEATS (opartą na procedurze ARIMA), którą opracowali V. Gomez i A. Maravall. Składa się ona z dwóch etapów (Gomez, Maravall, 1996): TRAMO (*Time Series Regression with ARIMA noise, Missing values, and Outliers*) i SEATS (*Signal Extraction in ARIMA Time Series*). Za pomocą procedury TRAMO dokonywana jest estymacja i predykcja modelu. Umożliwia ona również wykonanie interpolacji ewentualnych braków danych, identyfikacji i korekty obserwacji nietypowych, a także estymacji efektów dni roboczych i świąt ruchomych. Z kolei SEATS pozwala na estymację każdego z nieobserwowalnych składników zgodnie z podejściem opartym na modelu ARIMA. Realizowana w ten sposób dekompozycja szeregu czasowego ma na celu wyodrębnienie jego poszczególnych składników.

Realizacja wyrównywania sezonowego szeregów czasowych w ramach procedury TRAMO/SEATS przebiega w kilku etapach. W pierwszym etapie następuje dobór odpowiedniego modelu ARIMA pod kątem jego dopasowania do szeregu danych empirycznych. Następnie metodą największej wiarygodności dokonuje się estymacji obserwacji nietypowych oraz wszystkich wartości związanych w tzw. efektem kalendarza. Celem wyodrębnienia tych elementów jest ich usunięcie z uwagi na fakt, że zakłócają one przebieg wahań cyklicznych. Dalsze etapy dotyczą procedury SEATS.

Procedura SEATS estymuje funkcję gęstości spektralnej. Polega ona na określeniu funkcji gęstości spektralnej szeregu, czyli rozkładu jego wariancji w dziedzinie częstości. Przy założeniu wzajemnej niezależności poszczególnych składowych szeregu czasowego, funkcja gęstości spektralnej szeregu jest dekomponowana na funkcje gęstości spektralnej komponentów nieobserwowalnych: trendu-cyklu, komponentu sezonowego i nieregularnego. Zakłada się przy tym, że składniki te spełniają warunek ortogonalności. Otrzymane komponenty są rozszerzane wprzód i wstecz, co umożliwia zastosowanie na nich filtru Wienera-Kołmogorowa. Jest on wykorzystywany do oszacowania estymatorów poszczególnych komponentów i obliczenia odchyłeń standardowych estymatorów i ich prognoz. W kolejnym etapie SEATS poddaje analizie rewizje, jakim podlega estymator w miarę zwiększania długości próby. Procedurę TRAMO/SEATS kończy wprowadzenie do otrzymanych komponentów uprzednio usuniętych z szeregu efektów i obserwacji nietypowych (Grudkowska, Paśnicka, 2007).

W kolejnym etapie badania dokonano estymacji czynnika cyklicznego z danych empirycznych. Do wyodrębnienia wahań cyklicznych z odsezonowanych danych empirycznych, za pomocą metody TRAMO/SEATS, wykorzystano filtr

Hodricka-Prescotta (Hodrick, Prescott, 1997)⁷. Jest to filtr, który umożliwia przeprowadzenie dekompozycji zmiennej y_t na komponent trendu g_t i komponent cykliczny c_t . Estymacja komponentu trendu w ramach filtra *HP* sprowadza się do rozwiązania problemu minimalizacyjnego postaci (Skrzypczyński, 2010):

$$\min \left[\sum_{t=1}^T (y_t - g_t)^2 + \lambda \sum_{t=3}^T (\Delta^2 g_t)^2 \right]$$

gdzie:

λ — parametr wygładzający,
 Δ^2 — operator drugiej różnicy.

Parametrem tej metody jest tzw. parametr wygładzania lambda. Parametr ten ustalono w wysokości, którą zasugerowali Ravn i Uhlig (Adamowicz i in., 2008).

Zmienne uwzględnione w procedurze budowy syntetycznego wskaźnika koniunktury mogą się różnić sposobem oddziaływania na poprawę lub pogorszenie wartości tego miernika. Niektóre z nich działają w sposób stymulujący (stymulanty), podczas gdy inne wpływają hamująco na stan koniunktury gospodarczej (destymulanty). Do zmiennych o charakterze stymulant należą takie zmienne, których większe wartości świadczą o poprawie koniunktury, zaś zmiennymi destymulantami nazywane są takie zmienne, których spadek wartości świadczy o poprawie koniunktury, np. stopa bezrobocia, saldo budżetu państwa, saldo bilansu handlowego. W celu łatwiejszego odczytywania kierunku zmian koniunkturalnych dokonuje się przekształcenia destymulant w stymulanty. Do tego celu stosuje się następujące przekształcenia (Zeliaś i in., 2000)⁸:

$$X' = c - X$$

gdzie:

X' — wartość przekształcona zmiennej,
 X — zmienna wyjściowa,
 c — stała spełniająca warunek $c \geq \max \{X_i\}$.

W konstruowaniu syntetycznego miernika koniunktury zachodzi niejednokrotnie konieczność łączenia zmiennych o różnych amplitudach wahań. Wyma-

⁷ Procedurę odsezonowania danych surowych za pomocą metody TRAMO/SEATS, jak również wyodrębnienia składnika cyklicznego w wyniku zastosowania filtra Hodricka-Prescotta przeprowadzono wykorzystując program GRETLL.

⁸ Możliwe są także inne sposoby analizy (Malina, Zeliaś (1998).

ga to wówczas zastosowania procedury standaryzacji (normalizacji) danych. Celem tej operacji jest ograniczenie wpływu wskaźników o znacznej zmienności na ostateczne wartości wskaźnika złożonego. Procedura standaryzacji może mieć różny charakter, w zależności od przyjętych kryteriów. W przypadku tzw. stymulant jedną z najczęściej stosowanych procedur normalizacyjnych jest formuła (Zeliaś i in., 2000; Malina, 2004):

$$Y_{i,t} = \frac{X_{i,t} - \bar{X}_t}{S}$$

gdzie:

- $Y_{i,t}$ — wartość przekształcona i -tej zmiennej w okresie t ,
- $X_{i,t}$ — wartość i -tej zmiennej w okresie t ,
- \bar{X}_t — średnia arytmetyczna zmiennej X ,
- S — odchylenie standardowe zmiennej X .

Tak przekształcone zmienne charakteryzują się czterema własnościami (Malina, 2004):

- 1) są wzajemnie porównywalne, gdyż ze zmiennych jednoimiennych wyeliminowano jednostki miary;
- 2) posiadają zróżnicowane wariancje;
- 3) średnia arytmetyczna każdej z nich jest równa 0;
- 4) odchylenie standardowe każdej z nich jest równe 1.

Często ponownej normalizacji dokonuje się już na etapie zagregowanego indeksu, dzięki czemu końcowe wskaźniki są bardziej czytelne, a także łatwiej porównywalne między sobą (np. wskaźnik wyprzedzający w stosunku do wskaźnika równoczesnego).

Ostatnim etapem obliczania syntetycznego wskaźnika koniunktury jest agregacja zmiennych do postaci wskaźnika złożonego. Polega ona na sumowaniu wystandaryzowanych przyrostów poszczególnych zmiennych i podzieleniu ich przez ich liczbę. W efekcie otrzymujemy średnią wartość tych przyrostów. Formuła wykorzystana do realizacji tego etapu badania była następująca:

$$M_t = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m z_{i,t}$$

gdzie:

- M_t — wartość wskaźnika w okresie t ,
- $z_{i,t}$ — wartość przekształcona i -tej zmiennej w okresie t ,
- m — liczba zmiennych.

W ostatnim etapie obliczeń dokonuje się również doboru wag przypisanych elementom składowym poszczególnych zmiennych. Mogą one być równe lub wpływać na zwiększenie udziału wybranych czynników w kształtowaniu ostatecznej wartości wskaźnika. Najczęściej w procedurze ustalania wag posługujemy się wartościami współczynnika korelacji z szeregiem odniesienia. W prowadzonych badaniach szeregiem referencyjnym była zmienna obrazująca wartość produkcji przemysłowej. Drugim pomocniczym kryterium ustalania wag jest subiektywna ocena jakości metodologicznej danych będących składowymi wskaźnika koniunktury (Wysocki, Łuczak, 2006). W wyniku przeprowadzonych testów przyjęto jednakowy wpływ wszystkich analizowanych zmiennych składowych na wartość wskaźnika syntetycznego, na poziomie jedności.

Po przeprowadzeniu wstępnego etapu przygotowania danych wejściowych do konstruowania syntetycznego wskaźnika koniunktury można przystąpić do procedury konstruowania samego wskaźnika. Etap budowy ostatecznych postaci wskaźników koniunktury można podzielić na następujące fazy:

- 1) doprowadzenie wszystkich zmiennych do postaci stymulant;
- 2) przekształcenie wartości wszystkich zmiennych na wartości obrazujące miesięczne tempo zmian w ujęciu rocznym;
- 3) selekcja dostępnych zmiennych na składowe wskaźnika bieżącego i wyprzedzającego koniunktury na podstawie przeprowadzonej analizy korelacji krzyżowej z szeregiem referencyjnym;
- 4) normalizacja miesięcznych przyrostów (w ujęciu rocznym) zmiennych składowych stanowiących podstawę bieżącego i wyprzedzającego wskaźnika koniunktury;
- 5) agregacja wyselekcjonowanych uprzednio szeregów i podzielenie ich przez liczbę zmiennych w celu otrzymania wskaźnika złożonego — równoczesnego i wyprzedzającego;
- 6) eliminacja wahań sezonowych i nieregularnych z szeregów danych empirycznych za pomocą metody TRAMO/SEATS⁹;
- 7) wyodrębnienie czynnika cyklicznego z odsezonowanych uprzednio danych empirycznych przy pomocy filtra Hodricka-Prescotta;
- 8) usunięcie trendu z wyodrębnionego komponentu cyklicznego.

DOBÓR ZMIENNYCH SKŁADOWYCH WSKAŹNIKA KONIUNKTURY DLA WARMII I MAZUR

Dobór zmiennych składowych do określonego typu wskaźnika koniunktury odbywa się według pewnych kryteriów. Do najważniejszych z nich należą (Beckman, Trapscott, 1997):

- cykliczność i współwystępowanie punktów zwrotnych z szeregiem odniesienia,
- istotność składnika dla danego regionu,

⁹ Procedurę eliminacji wahań sezonowych i przypadkowych z szeregów empirycznych oraz wyodrębnienia wahań cyklicznych przeprowadzono za pomocą programu GRETLL.

- jakość danych statystycznych,
- płynność zmian w czasie,
- niewielkie opóźnienie w uzyskiwaniu danych,
- spójność metodologiczna w zbieraniu danych statystycznych.

Polski system statystyki publicznej pozwala na konstruowanie miesięcznych wskaźników koniunktury gospodarczej. Jednak jeśli weźmiemy pod uwagę analizę koniunktury w układach regionalnych, nie zawsze liczba zmiennych agregowanych na poziomie ogólnokrajowym pokrywa się z agregacją na poziomie regionalnym. Istnieje zatem konieczność redukcji liczby zmiennych przy konstruowaniu wskaźników regionalnych lub zastępowania wskaźników publikowanych przez urzędy statystyczne danymi z innych instytucji zbierających informacje w układzie regionalnym. Czasami ograniczenie polega na dostępności niewielkiej liczby zmiennych w miesięcznych interwałach. Tym samym zachodzi niekiedy konieczność dezagregacji danych kwartalnych do postaci szeregów miesięcznych.

Zakres czasowy wykorzystanych w analizie zmiennych obejmuje okres od 2005 r. do grudnia 2013 r. W efekcie tego złożone wskaźniki koniunktury w ujęciu regionalnym mogły być konstruowane tylko dla okresu 9-letniego. Z punktu widzenia analizy koniunktury jest to okres relatywnie krótki, ale wystarczający do tego, aby ocenić przydatność poszczególnych zmiennych do budowania syntetycznego wskaźnika koniunktury w ujęciu regionalnym.

Do skonstruowania syntetycznego wskaźnika koniunktury gospodarczej w woj. warmińsko-mazurskim przeprowadzono analizę zbieżności szeregów czasowych z szeregiem referencyjnym produkcji przemysłowej następujących makrowielkości gospodarczych:

- liczba zatrudnionych w sektorze przedsiębiorstw,
- liczba bezrobotnych zarejestrowanych w urzędach pracy,
- liczba wyrejestrowanych bezrobotnych, którzy podjęli pracę,
- liczba ofert pracy niesubsydiowanej złożonych w urzędach pracy,
- dynamika przeciętnego wynagrodzenia w sektorze przedsiębiorstw,
- dynamika produkcji budowlano-montażowej,
- dynamika sprzedaży detalicznej,
- liczba udzielonych pozwoleń na budowę,
- wskaźnik koniunktury w sektorze bankowym *PENGAB*.

Otrzymane wyniki w zakresie korelacji równoczesnej i krzyżowej, wartość współczynnika koherencji oraz wartość średniego przesunięcia cyklu względem szeregu referencyjnego, wyrażonego w miesiącach zamieszczono w tabl. 3.

W efekcie przeprowadzonej analizy korelacji krzyżowej, określającej stopień przesunięcia względem szeregu referencyjnego, dokonano wyselekcjonowania zmiennych według kryterium podziału na wyprzedzające i równoczesne w stosunku do wahań koniunkturalnych¹⁰.

¹⁰ W analizie koniunktury gospodarczej woj. warmińsko-mazurskiego zrezygnowano z tworzenia syntetycznego wskaźnika opóźnionego.

TABL. 3. STATYSTYKA CZYNNIKA CYKLICZNEGO BADANYCH SZEREGÓW CZASOWYCH W RELACJI DO SZEREGU REFERENCYJNEGO PRODUKCJI PRZEMYSŁOWEJ W WOJ. WARMIŃSKO-MAZURSKIM

Szeregi czasowe	Współczynnik koherencji ^a	Średnie przesunięcie ^b	Korelacja krzyżowa		
			r_0	r_{max}	t_{max}^c
<i>BUDMONT</i>	0,19	-0,50	0,33	-0,78	-8
<i>SDETAL</i>	0,53	-0,11	0,67	-0,70	-8
<i>BEZROB</i>	0,64	0,26	0,53	0,71	-5
<i>LWYREJSTR</i>	0,08	2,68	0,11	0,67	4
<i>OFPRACY</i>	0,08	-1,83	0,14	0,41	4
<i>PLACA</i>	0,33	-0,71	0,53	0,57	-3
<i>ZATRUDN</i>	0,74	-0,34	0,62	0,68	-2
<i>POZWBUD</i>	0,12	2,26	0,18	0,56	5
<i>PENGAB</i>	0,17	2,41	0,24	0,47	6

a Współczynnik koherencji jest funkcją częstotliwości pokazującą, jaki jest współczynnik korelacji pomiędzy dwoma procesami stochastycznymi zależny od częstotliwości. *b* Średnie przesunięcie określa, o ile przeciętnie są przesunięte poszczególne fazy cyklu badanej zmiennej względem szeregu referencyjnego. *c* Wartości + (-) oznaczają wyprzedzenie (opóźnienie) wyrażone w miesiącach w relacji do szeregu referencyjnego.

U w a g a. Jak przy tabl. 1.

Ź r ó d ł o: obliczenia własne na podstawie danych Urzędu Statystycznego w Olsztynie.

Podstawą do konstrukcji wskaźnika równoczesnego była dynamika: przeciętnego wynagrodzenia w sektorze przedsiębiorstw, produkcji sprzedanej przemysłu oraz zatrudnienia w sektorze przedsiębiorstw.

Do zmiennych o właściwościach wyprzedzających stan koniunktury gospodarczej zaliczono liczbę wyrejstrowanych bezrobotnych, którzy podjęli pracę, liczbę ofert pracy niesubsydiowanej złożonych w urzędach pracy oraz wskaźnik klimatu w sektorze bankowym *PENGAB*.

PREZENTACJA OTRZYMANYCH WYNIKÓW BADAŃ

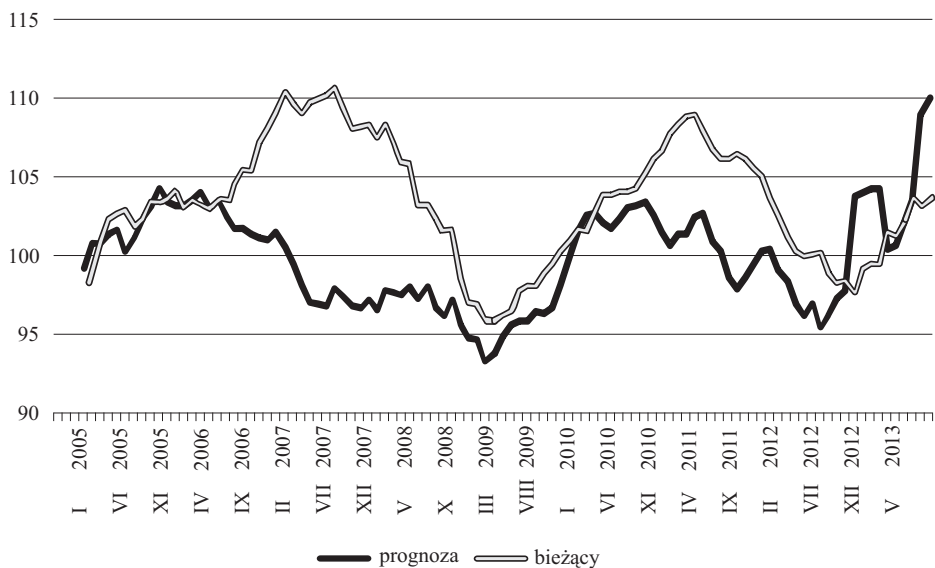
Stan koniunktury gospodarczej w woj. warmińsko-mazurskim na koniec grudnia 2013 r. był lepszy od analogicznego okresu roku poprzedniego o 4,2 p.proc. Wartość syntetycznego wskaźnika koniunktury w grudniu 2013 r. wyniosła 111 p.proc. i była wyższa od wskaźnika z końca III kwartału 2013 r. o 5,5 p.proc. Wartość krótkookresowego wskaźnika wyprzedzającego wyniosła 96,8 p.proc. i była wyższa o 23,3 p.proc. w porównaniu z IV kwartałem 2012 r. oraz wyższa o 19,4 p.proc. od wskaźnika z III kwartału 2013 r.

Do wzrostu wskaźnika bieżącej koniunktury w grudniu 2013 r. w stosunku do wyników z końca III kwartału 2013 r. przyczynił się wzrost produkcji sprzedanej przemysłu, produkcji budowlano-montażowej i sprzedaży detalicznej. Negatywnie na wartość bieżącego wskaźnika oddziaływały zmienne rynku pracy, tzn. stopa bezrobocia, liczba ofert pracy oraz liczba zatrudnionych w przemyśle.

Wartość krótkookresowego wskaźnika prognostycznego stanowi wypadkową zmian pozytywnie i negatywnie oddziałujących na wartość prognozy. W grudniu 2013 r. wszystkie zmienne wchodzące w skład wskaźnika wyprzedzającego koniunktury wpływały pozytywnie na jego wartość. Zarówno liczba ofert pracy

niesubsydiowanej, wartość wskaźnika *IFO*, obrazującego sytuację gospodarczą w Niemczech oraz poprawa sytuacji na rynku bankowym, wyrażona za pomocą syntetycznego wskaźnika *PENGAB*, wykazywały w IV kwartale 2013 r. wzrost.

WARTOŚĆ BIEŻĄCEGO I WYPRZEDZAJĄCEGO WSKAŹNIKA KONIUNKTURY GOSPODARCZEJ W WOJ. WARMIŃSKO-MAZURSKIM



Źródło: opracowanie własne.

Podsumowanie

Podsumowując rozważania można stwierdzić, że wykorzystanie mierników syntetycznych do oceny stanu koniunktury gospodarczej jest możliwe. Pozwala ono na ocenę stanu koniunktury będącej wypadkową wielu zmiennych za pomocą jednego wskaźnika zbiorczego. Wartości wskaźników koniunktury dla woj. warmińsko-mazurskiego obliczone dla okresu 2005—2013 dostarczają zgodnych z oczekiwaniami informacji na temat przebiegu procesów rozwojowych badanego regionu. Jednocześnie zastosowane metody badawcze umożliwiają uchwycenie różnic, jakie występują pomiędzy regionami kraju zróżnicowanymi pod względem poziomu rozwoju. Różnice te dotyczą stopnia wrażliwości regionów na wahania koniunkturalne i wynikają ze specyfiki rozwoju poszczególnych obszarów subkrajowych, jak również z wewnętrznego zróżnicowania gospodarczego poszczególnych województw.

Mimo że okres badawczy, jaki wzięto pod uwagę przy konstruowaniu wskaźników jest stosunkowo krótki, otrzymane narzędzia badawcze można uznać za przydatne w monitorowaniu i prognozowaniu stanu koniunktury gospodarczej w woj. warmińsko-mazurskim. Niemniej jednak do pełnej oceny przydatności

zaproponowanego wskaźnika koniunktury należałoby dokonać konfrontacji otrzymanych wyników z rzeczywistym przebiegiem procesów gospodarczych w regionie co najmniej w ciągu dwóch pełnych cykli koniunkturalnych. W opisanym badaniu, ze względu na ograniczony zakres danych empirycznych, podstawą oceny przydatności wskaźnika może być jego zmienność w okolicach dwóch dolnych punktów zwrotnych, tzn. przypadającego na kwiecień 2009 r. i w pobliżu stycznia 2013 r.

Głównym adresatem regionalnych badań koniunktury powinny być regionalne władze samorządowe. Jeśli celem działań władz regionalnych ma być tworzenie przyjaznego klimatu dla podejmowania działalności gospodarczej na danym terenie, to bieżące publikowanie syntetycznej informacji na temat stanu koniunktury gospodarczej powinno uwiarygadniać prowadzoną przez samorządy politykę gospodarczą. Regularnie publikowany wskaźnik odgrywa w tym przypadku rolę sygnału rynkowego i pokazuje, że gospodarka regionu podlega ciągłemu monitorowaniu. Jest to także wyraz dbałości o interesy potencjalnych inwestorów.

dr Rafał Warżala — Uniwersytet Warmińsko-Mazurski

LITERATURA

- Adamowicz E., Dudek S., Pachucki D., Walczyk K. (2008), *Synchronizacja cyklu koniunkturalnego polskiej gospodarki z krajami strefy euro w kontekście struktury tych gospodarek*, Wydawnictwo IRG SGH
- Beckman B. A., Trapscott T. R. (1997), *Composite indexes of leading, coincident and lagging indicators*, „Survey of Current Business”, No. 11
- Białek J. (2010), *The Generalized Formula for Aggregative Price Indices*, „Statistics in Transition — new series”, Vol. 11, No. 1
- Drozdowicz-Bieć M. (red. nauk.) (2006), *Wskaźniki wyprzedzające*, Prace i materiały Instytutu Rozwoju Gospodarczego SGH
- Drozdowicz-Bieć M. (2012), *Cykle i wskaźniki koniunktury*, Wydawnictwo Poltext, Warszawa
- Gomez V., Maravall A. (1996), *Programs TRAMO-SEATS: Instructions for the user*, „Working Paper”, No. 96/28, Bank of Spain
- Grudkowska S., Paśnicka E. (2007), *X-12 — ARIMA i TRAMO/SEATS — empiryczne porównanie metod wyrównania sezonowego w kontekście długości próby*, NBP
- Gruszczyński M., Podgórska M. (2000), *Ekonometria*, Oficyna Wydawnicza SGH
- Hodrick R. J., Prescott E. C. (1997), *Postwar U.S. business cycles: An empirical investigation*, „Journal of Money Credit and Banking”, Vol. 29, No. 1
- Kufel T. (2007), *Ekonometria. Rozwiązywanie problemów z wykorzystaniem programu GRETL*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa
- Maddala G. S. (2008), *Ekonometria*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa
- Malina A. (2004), *Wielowymiarowa analiza przestrzennego zróżnicowania struktury gospodarki Polski według województw*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Krakowie

- Malina A., Zeliaś A. (1998), *On building taxonomic measures on living conditions*, „Statistics in Transition”, Vol. 3, No. 3
- Matkowski Z. (1998), *Złożone wskaźniki koniunktury dla gospodarki polskiej oparte na standardach UE i OECD*, Prace i Materiały Instytutu Rozwoju Gospodarczego SGH
- Młodak A. (2005), *Ocena zmienności cech statystycznych w modelu taksonomicznym*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 9
- Moon H., Lee J. (2012), *Forecast Evaluation of Economic Sentiment Indicator for the Korean Economy*, Paper prepared for the presentation at the 6th Irving Fisher Committee Conference, Basel, Switzerland, <http://www.bis.org/ifc/events/6ifconf/moonlee.pdf>
- Skrzypczyński P. (2010), *Metody spektralne w analizie cyklu koniunkturalnego gospodarki polskiej*, „Materiały i Studia”, Zeszyt nr 252, NBP
- Warząła R. (2011), *Analiza koniunktury gospodarczej w ujęciu regionalnym na przykładzie województwa warmińsko-mazurskiego*, „Studia Regionalne i Lokalne”, nr 3(45)
- Wysocki F., Łuczak A. (2006), *Zastosowanie rozmytej wielokryterialnej metody podejmowania decyzji do oceny poziomu rozwoju obszarów wiejskich*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 6
- Zarnowitz V. (1992), *Business Cycles. Theory, History, Indicators and Forecasting*, NBER, University of Chicago Press, Chicago
- Zeliaś A. (2006), *Kilka uwag na temat metod doboru zmiennych występujących na rynku nieruchomości*, „Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego”, nr 450
- Zeliaś A. (red.) (2000), *Taksonomiczna analiza przestrzennego zróżnicowania poziomu życia w Polsce w ujęciu dynamicznym*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Krakowie

SUMMARY

The aim of this article is to assess the possibility of using synthetic indicators for the construction of the current and the pre-economic indicator on a regional basis, for example, the Warmia and Mazury Voivodship. The basis for the construction of these measures are partial indicators on the economic situation of the region, obtained from the Statistical Office in Olsztyn. The built current and leading indicators show that it is possible to assess the state of the economy on the basis of the so-called quantitative macroeconomic data for a specific region.

РЕЗЮМЕ

Целью статьи является оценка возможностей использования синтетических измерителей в разработке текущего и опережающего показателя экономической конъюнктуры в региональном подходе на примере региона Вармии и Мазур. Основой разработки измерителей являются частичные показатели в области экономического положения региона полученные из Статистического управления г. Ольштына. Разработанные показатели — текущий и опережающий — показывают, что существует возможность оценки состояния экономической конъюнктуры на основе количественных макроэкономических данных для определенного региона.

Analiza porównawcza województw pod względem sytuacji ekonomicznej gospodarstw domowych

Gospodarstwa domowe realizując cele dotyczące zaspokojenia własnych potrzeb pozostają w silnych związkach z gospodarką narodową. Zakres i siła tych powiązań zależą od wielu czynników, które można podzielić na wewnętrzne, takie jak hierarchia potrzeb czy cechy demograficzne oraz zewnętrzne, wynikające przede wszystkim z warunków otoczenia. Większość z nich można sprowadzić do zależności pomiędzy gospodarstwem domowym a rynkiem pracy w regionie czy też z rynkiem towarów i usług. Niezależnie od miejsca funkcjonowania, gospodarstwo domowe występuje z ofertą podaży siły roboczej, przy czym główną jej przesłanką jest uzyskanie dochodu i jego maksymalizacja.

Według Szwackiej-Salmonowicz (2003) gospodarstwo domowe jest miejscem, w którym przebiegają procesy zaspokajania potrzeb konsumpcyjnych. Gospodarstwo domowe jako podstawowa jednostka gospodarująca w sferze spożycia i dla spożycia, w swojej codziennej działalności spełnia wiele funkcji zarówno ekonomicznych (polegających na gromadzeniu zasobów i środków stanowiących podstawę gospodarowania i zaspokajania potrzeb wspólnych i indywidualnych poszczególnych osób tworzących dane gospodarstwo), jak również funkcji rodzinnych, organizacyjnych i innych. Ważnym zadaniem gospodarstwa domowego jest ustalenie hierarchii potrzeb oraz kolejności ich zaspokajania w zależności od wielorakich uwarunkowań oddziałujących zarówno na potrzeby, jak i na poziom oraz strukturę konsumpcji (Szwacka-Salmonowicz, 2003).

Poziom i struktura konsumpcji wiąże się z czynnikami biologicznymi gospodarstwa domowego, poziomem wykształcenia czy też z czynnikami psychologicznymi. W wielu klasyfikacjach czynników warunkujących poziom konsumpcji wyróżnia się różne rodzaje kryteriów będących ich podstawą wyodrębnienia (Adamczyk, 2002). Wszystkie klasyfikacje mają jednak część wspólną — grupę czynników ekonomicznych. W kształtowaniu się struktury konsumpcji odgrywają one rolę głównej determinanty. Czynniki ekonomiczne są instrumentem kształtowania modeli konsumpcji (Sojkin, 1994), ale nie powinno się ich traktować jako jedynych czynników wpływających na zmianę zachowania konsumentów. Zaspokajanie potrzeb człowieka może nastąpić nie tylko w wyniku uzyskiwania większych środków finansowych. Nierówność rozkładu dochodów i wydatków w gospodarstwach domowych jest więc zagadnieniem poddawanym analizie w różnym ujęciu.

Gospodarstwa domowe nie funkcjonują według uniwersalnych reguł i nie są tak ściśle związane wymogami efektywności czy rachunku ekonomicznego, jak

inne jednostki gospodarujące. Nie oznacza to jednak, że gospodarstwa domowe nie są zainteresowane kalkulacjami ekonomicznymi i jak najlepszym wykorzystaniem posiadanych dóbr. Oczywiście konfrontują one posiadane środki finansowe z celami, prowadzą rachunki ekonomiczne, które obciążone są w dużym stopniu elementem subiektywizmu, niemieszczącym się w kategoriach rygorystycznie pojmowanej racjonalizacji ekonomicznej. Biorąc za przykład strukturę wydatków konsumpcyjnych gospodarstw domowych zauważamy, że jest ona charakterystyczna dla określonego poziomu życia i służy jako wskaźnik charakteryzujący warunki życia społeczeństwa.

CEL I METODY BADAWCZE

Celem zaprezentowanego badania jest ocena zróżnicowania przestrzennego dochodów i wydatków gospodarstw domowych według województw w latach 2008 i 2012. Uwzględnione w tym badaniu cechy to: przychody, rozchody, dochody rozporządzalne oraz wydatki na towary i usługi konsumpcyjne gospodarstw domowych. Jako punkt odniesienia przyjęto rok 2008, w którym wystąpił kryzys gospodarczy.

Materiałem do opracowania były dane wtórne zgromadzone i opublikowane przez GUS. Badania te miały na celu uzyskanie odpowiedzi na pytanie, czy w okresie 2008—2012 nastąpiło zmniejszenie dystansu pomiędzy województwami w zakresie konsumpcji. Analizę statystyczną zróżnicowania badanych zmiennych przeprowadzono w ujęciu jedno- i wielowymiarowym. Wykorzystano również miary zanurzania Mahalanobisa obserwacji w próbie (Donoho, Gasko, 1992; Rousseeuw, Ruts, 1996).

Miarą zanurzania Mahalanobisa ($Mzan_p$) punktu θ w próbie P_n^p nazywamy funkcję:

$$Mzan_p(\theta; P_n^p) = [1 + Q(\theta, P_n^p)]^{-1}$$

gdzie $Q(\theta, P_n^p) = (\theta - \bar{x})^T S^{-1} (\theta - \bar{x})$ — odległość Mahalanobisa wektora θ od

wektora średnich \bar{x} , przy czym $\theta = \begin{bmatrix} \theta_1 \\ \theta_2 \\ \dots \\ \theta_p \end{bmatrix}$ $\bar{x} = \begin{bmatrix} \bar{x}_1 \\ \bar{x}_2 \\ \dots \\ \bar{x}_p \end{bmatrix}$ $\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n x_j$

gdzie S^{-1} — macierzy odwrotna macierz kowariancji między rozważanymi p wektorami.

θ może być pewnym punktem z przestrzeni rzeczywistej R^p lub może należeć do układu punktów z próby P_n^p . W badaniu miara zanurzenia Mahalanobisa wyznaczona została dla każdego punktu (województwa) analizowanego zbioru danych. Jego współrzędnymi są wartości badanych zmiennych w latach 2008 i 2012. Wartości miar zanurzenia należą do przedziału od 0 do 1. Województwa, którym odpowiadają wyższe wartości tej miary położone są bardziej centralnie w badanym zbiorze danych. Można przyjąć, że analizowane cechy przyjmują w tych województwach typowe wartości. Miara zanurzenia obserwacji w próbie pozwala na wyznaczenie województw podobnych ze względu na wartości liczbowe badanych zmiennych oraz tych, w których zaobserwowano wysokie lub niskie wartości dochodów i wydatków gospodarstw domowych w badanych latach. Województwo, któremu odpowiada najwyższa wartość miary zanurzenia położone jest najbardziej centralnie w analizowanym zbiorze danych.

SYTUACJA EKONOMICZNA GOSPODARSTW DOMOWYCH

W literaturze przedmiotu można spotkać wiele rozważań dotyczących konsumpcji gospodarstw domowych. Niezależnie od proponowanych modeli i funkcji można powiedzieć, że gospodarstwo domowe dostosowuje swój model konsumpcji do zmieniających się warunków gospodarczych i do poziomu dochodów. W miarę wzrostu realnych dochodów ludności wzrasta stopień zaspokojenia potrzeb, wyrażający się we wzroście wydatków związanych z zakupem różnych dóbr konsumpcyjnych.

Konsument, przy określonym poziomie dochodu, ma ustalony własny schemat wydatków i własny styl życia. Stąd reakcje konsumentów na zmiany dochodu nie są jednakowe. Inaczej na wzrost dochodu reagują konsumenci biedni, inaczej bogaci. Wzrost dochodów konsumentów biednych powoduje zwiększenie wydatków na zakup dóbr zaspokajających najbardziej pilne, podstawowe potrzeby (żywność, odzież itp.). Z kolei wzrost dochodów konsumentów bogatych, mających już zaspokojone potrzeby podstawowe, pociąga za sobą głównie wzrost wydatków na zakup różnych dóbr trwałych, np. wysokiej jakości sprzętu radiowo-telewizyjnego, zamrażarek, zmywarek do naczyń oraz dóbr luksusowych — samochodów, wyszukanych mebli czy dzieł sztuki. Wzrost dochodów tych konsumentów powoduje również wzrost wydatków na rozrywki kulturalne, wycieczki zagraniczne, kształcenie dzieci itp., a także wzrost części dochodu przeznaczony na oszczędności (Rudnicki, 2012).

Dochód gospodarstwa domowego, aby prawidłowo spełniał rolę miernika możliwości zaspokojenia potrzeb przez gospodarstwa domowe, powinien zostać skorygowany pod względem poziomu ich potrzeb. W praktyce wartość tę otrzymujemy dzieląc dochód przez liczbę osób w gospodarstwie. Aby dochód spełniał rolę miernika możliwości zaspokojenia potrzeb gospodarstw domowych o różnej liczbie osób i różnej strukturze demograficznej, może być korygowany za pomocą skal ekwiwalentności. Przyjmuje się tym samym założenie, że poziom

potrzeb gospodarstwa domowego jest uzależniony od liczby osób w gospodarstwie (Czapiński, Panek, 2009).

Przychody uzyskiwane przez gospodarstwa domowe traktowane są jako wszystkie wartości, jakie uzyskują członkowie gospodarstwa domowego. Obejmują one dochód rozporządzalny oraz oszczędności. Dochód rozporządzalny obejmuje więc bieżące dochody pieniężne i niepieniężne (w tym wartość spożycia naturalnego, czyli wartość towarów i usług konsumpcyjnych pobranych na potrzeby gospodarstwa domowego z rolniczej i pozarolniczej działalności gospodarczej na własny rachunek oraz wartość towarów i usług otrzymanych bezpłatnie), bez zaliczek na podatek dochodowy od osób fizycznych płaconych z tytułu dochodów (z pracy najemnej, ze świadczeń z ubezpieczeń społecznych oraz ze świadczeń pomocy społecznej), bez składek na obowiązkowe ubezpieczenia społeczne płacone przez ubezpieczonego pracownika oraz bez podatków płaconych przez osoby pracujące na własny rachunek. Przychody i dochód rozporządzalny w gospodarstwach domowych poszczególnych województw przedstawiono w tabl. 1.

TABL. 1. PRZECIĘTNY MIESIĘCZNY PRZYCHÓD I DOCHÓD ROZPORZĄDZALNY NA 1 OSOBĘ W GOSPODARSTWACH DOMOWYCH W ZŁ

Województwa	Przychody		Dochód rozporządzalny	
	2008	2012	2008	2012
Dolnośląskie	1522,53	1702,80	1118,57	1367,00
Kujawsko-pomorskie	1264,01	1490,10	949,94	1133,97
Lubelskie	1272,13	1432,15	880,62	1056,45
Lubuskie	1368,03	1552,78	1058,86	1231,16
Łódzkie	1350,24	1638,65	1013,36	1268,42
Małopolskie	1346,11	1488,65	1000,74	1189,84
Mazowieckie	1931,63	2374,72	1336,46	1710,01
Opolskie	1501,08	1762,86	1080,08	1294,26
Podkarpackie	1054,91	1259,10	791,27	959,12
Podlaskie	1420,45	1758,95	935,48	1242,39
Pomorskie	1485,38	1736,41	1102,19	1350,56
Śląskie	1299,01	1568,58	1041,08	1278,87
Świętokrzyskie	1169,98	1470,62	878,18	1119,76
Warmińsko-mazurskie	1320,43	1404,50	979,06	1109,95
Wielkopolskie	1386,01	1493,75	1018,51	1153,43
Zachodniopomorskie	1323,90	1535,05	1048,91	1263,56

Źródło: opracowanie własne na podstawie *Budżety...* (2009, 2013).

W 2008 r. najwyższy poziom przychodów osiągnęły gospodarstwa domowe w woj. mazowieckim, tj. 1932 zł na osobę. Z kolei najniższe dochody w tym samym roku uzyskały gospodarstwa domowe z woj. podkarpackiego (niższe o 321,05 zł od średniej w województwach). W 2012 r. w gospodarstwach domowych woj. mazowieckiego przychód był najwyższy spośród wszystkich wo-

jewództw. W sytuacji gdy współczynnik wzrostu dochodów byłby wyższy od stopy inflacji, można by się spodziewać zmiany w hierarchii województw. Nie odnosi się to jednak do prezentowanych danych, ponieważ stopa inflacji była niższa od współczynnika wzrostu dochodów.

Dochody są głównym czynnikiem warunkującym strukturę i poziom rozchodów, które obejmują wydatki oraz pozycje oszczędnościowe. Przeciętne miesięczne rozchody i wydatki na towary i usługi konsumpcyjne przedstawiono w tabl. 2.

TABL. 2. PRZECIĘTNE MIESIĘCZNE ROZCHODY I WYDATKI (na towary i usługi konsumpcyjne) NA OSOBE W GOSPODARSTWACH DOMOWYCH

Województwa	Rozchody		Wydatki na towary i usługi konsumpcyjne	
	2008	2012	2008	2012
Dolnośląskie	1569,01	1736,90	918,40	1083,96
Kujawsko-pomorskie	1287,26	1516,92	747,69	903,09
Lubelskie	1293,77	1483,86	765,89	868,22
Lubuskie	1393,25	1560,00	889,89	956,44
Łódzkie	1379,95	1668,48	878,81	1031,39
Małopolskie	1391,91	1498,12	854,68	957,83
Mazowieckie	1981,07	2529,45	1097,36	1289,95
Opolskie	1547,64	1765,84	958,12	1014,58
Podkarpackie	1080,03	1269,49	705,53	805,12
Podlaskie	1459,12	1792,14	769,45	894,31
Pomorskie	1529,25	1754,11	884,89	1025,07
Śląskie	1308,55	1581,48	848,37	1051,03
Świętokrzyskie	1218,07	1491,92	721,49	845,32
Warmińsko-mazurskie	1334,24	1448,85	773,34	844,58
Wielkopolskie	1398,33	1498,11	809,10	897,33
Zachodniopomorskie	1328,24	1534,97	837,03	992,12

Źródło: jak przy tabl. 1.

W celu analizy przestrzennego zróżnicowania badanych zmiennych wykorzystano klasyczne miary statystyczne (tabl. 3).

TABL. 3. WARTOŚCI MIERNIKÓW STATYSTYCZNYCH

Województwa	Średnia	Wariancja	Odchylenie standardowe	Współczynniki	
				zmienności	skośności
2008					
Przychody	1375,989	36140,327	190,106	13,816	1,473
Dochód rozporządzalny	1014,582	15236,721	123,437	12,166	0,757
Rozchody	1406,231	39027,408	197,554	14,048	1,510
Wydatki na towary i usługi konsumpcyjne	841,253	9941,905	99,709	11,852	0,993

TABL. 3. WARTOŚCI MIERNIKÓW STATYSTYCZNYCH (dok.)

Województwa	Średnia	Wariancja	Odchylenie standardowe	Współczynniki	
				zmienności	skośności
2012					
Przychody	1604,354	61659,517	248,313	15,477	2,023
Dochód rozporządzalny	1233,047	27973,175	167,252	13,564	1,335
Rozchody	1633,165	76597,905	276,763	16,946	2,375
Wydatki na towary i usługi konsumpcyjne	966,271	14374,340	119,893	12,408	1,198

Źródło: opracowanie własne.

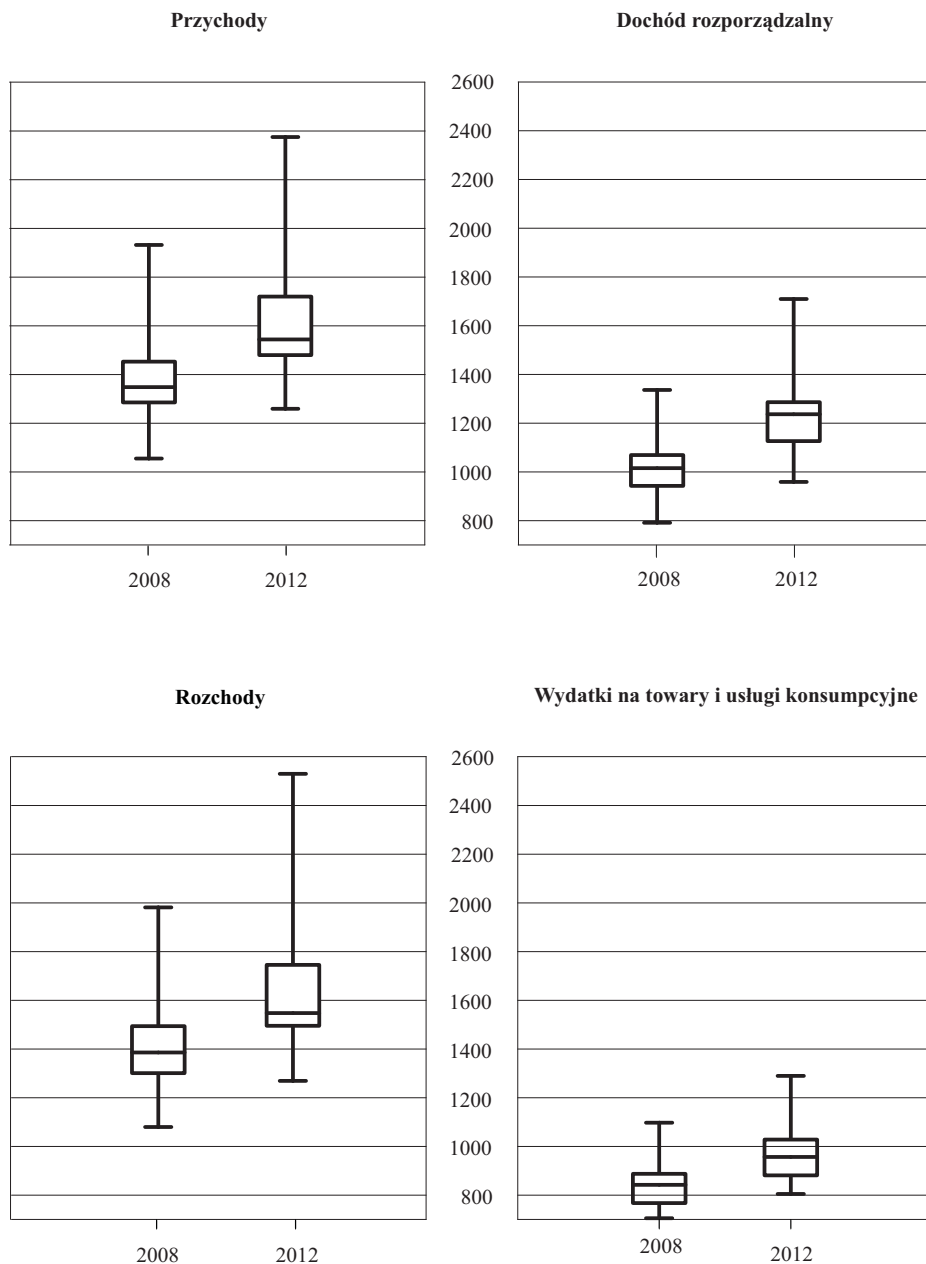
W 2012 r. wszystkie obliczone wartości mierników statystycznych osiągnęły wyższe wartości. Współczynniki zmienności w badanych latach nie przekraczały 20%. Świadczy to o słabym zróżnicowaniu analizowanych cech (Wasilewska, 2009). Dodatkowo wartości współczynników skośności wskazują na silną asymetrię dodatnią. W większości województw zaobserwowano w badanych latach niższe wartości analizowanych cech w porównaniu z wartościami przeciętnymi. W 2012 r. wartość przeciętna wzrosła najbardziej w zakresie rozchodów oraz przychodów na osobę. W przypadku tych cech największe wartości osiągnęły również rozstępy, które wynosiły odpowiednio w analizowanych latach 1115,62 zł oraz 1259,96 zł na osobę w gospodarstwie domowym.

W celu analizy dyspersji wartości badanych zmiennych oraz charakteru skośności ich rozkładów wykonano wykresy pudełkowe (wykr. 1). Zauważyć można, że wszystkie cechy wykazują większe zróżnicowanie w roku 2012, przy czym największe jest ono w przypadku przychodów oraz rozchodów na jedną osobę w gospodarstwie domowym.

Wykres macierzowy (wykr. 2) wskazuje na dodatnią zależność pomiędzy analizowanymi zmiennymi. Jest ona istotna statystycznie dla poziomu istotności 0,05. Najniższe wartości współczynnika korelacji liniowej Pearsona wystąpiły w 2012 r. między przychodami i wydatkami na towary i usługi konsumpcyjne ($r=0,88$) oraz rozchodami i wydatkami na towary i usługi konsumpcyjne ($r=0,87$). Wartości pozostałych współczynników korelacji wynosiły powyżej 0,9. Wskazuje to na bardzo silną liniową współzależność pomiędzy badanymi cechami.

W celu uzyskania odpowiedzi, w których województwach analizowane cechy przyjmują typowe wartości obliczono miary zanurzenia Mahalanobisa (tabl. 4) zgodnie ze wzorem. Miary zanurzenia dla województw: mazowieckiego, podlaskiego oraz podkarpackiego osiągnęły najniższe wartości. W woj. mazowieckim notowano najwyższy poziom wszystkich cech w badanych latach, natomiast najniższy poziom wystąpił w woj. podkarpackim. Województwa te można uznać za odstające ze względu na najniższe oraz najwyższe wartości zmiennych.

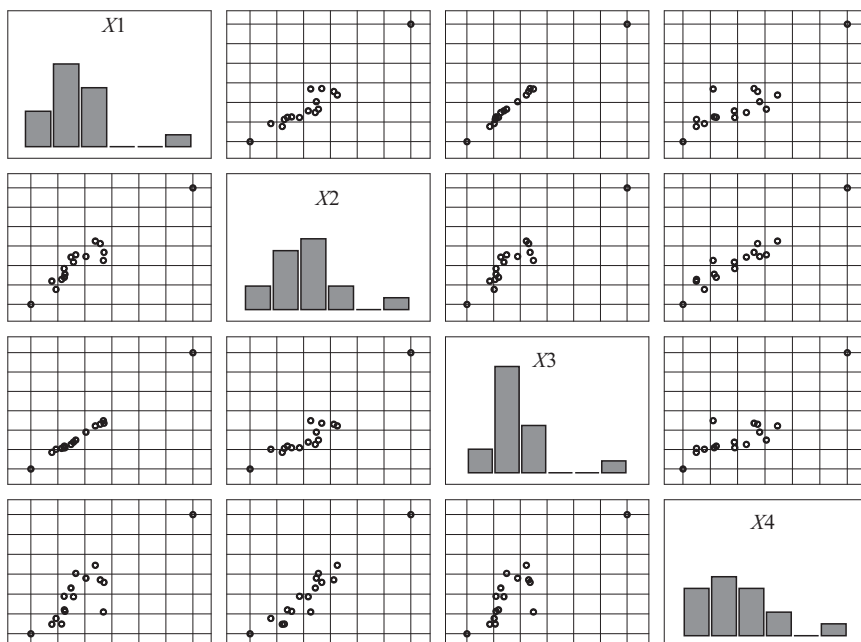
Wykr. 1. ROZKŁADY WARTOŚCI PRZYCHODU, DOCHODU ROZPORZĄDZALNEGO, ROZCHODÓW ORAZ WYDATKÓW NA TOWARY I USŁUGI KONSUMPCYJNE W GOSPODARSTWACH DOMOWYCH



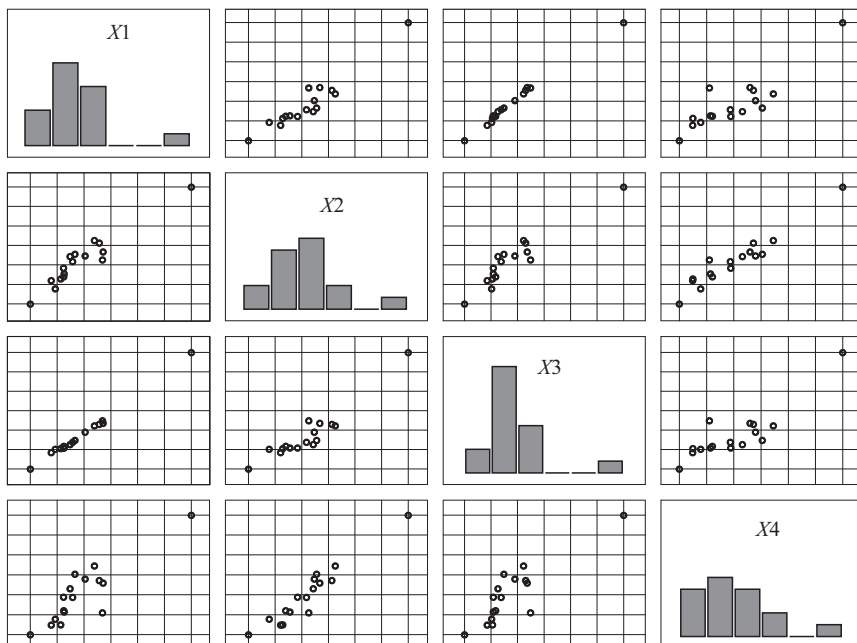
Źródło: opracowanie własne.

Wykr. 2. PREZENTACJA ZALEŻNOŚCI MIĘDZY BADANYMI CECHAMI

2008



2012



Źródło: jak przy wykr. 1.

Niskie wartości dochodu oraz wydatków na towary i usługi konsumpcyjne przypadające na osobę w gospodarstwie domowym zaobserwowano w woj. podlaskim. Najwyższe wartości miary zanurzenia w latach 2008 i 2012 odpowiadają województwom małopolskiemu i lubuskiemu. Można przyjąć, że przychody, dochód rozporządzalny, rozchody oraz wydatki na towary i usługi konsumpcyjne osiągają w nich najbardziej typowe wartości.

TABL. 4. MIARY ZANURZANIA MAHALANOBISA

Województwa	2008	Województwa	2012
Mazowieckie	0,102	Mazowieckie	0,086
Podlaskie	0,181	Podlaskie	0,185
Podkarpackie	0,210	Podkarpackie	0,261
Opolskie	0,277	Śląskie	0,298
Śląskie	0,331	Lubelskie	0,348
Lubelskie	0,345	Dolnośląskie	0,370
Zachodniopomorskie	0,370	Zachodniopomorskie	0,416
Świętokrzyskie	0,388	Świętokrzyskie	0,422
Kujawsko-pomorskie	0,428	Warmińsko-mazurskie	0,427
Lubuskie	0,444	Łódzkie	0,574
Łódzkie	0,479	Pomorskie	0,575
Warmińsko-mazurskie	0,501	Opolskie	0,598
Dolnośląskie	0,569	Małopolskie	0,626
Pomorskie	0,581	Kujawsko-pomorskie	0,715
Wielkopolskie	0,590	Wielkopolskie	0,735
Małopolskie	0,726	Lubuskie	0,760

Źródło: jak przy tabl. 3.

Miary zanurzenia (tabl. 4) pozwoliły na dokonanie klasyfikacji województw. Na potrzeby analizy zdefiniowano trzy klasy wartości miary zanurzenia oraz zestawiono województwa należące do poszczególnych klas w danych latach (tabl. 5).

TABL. 5. WARTOŚCI MIAR ZANURZANIA DLA WOJEWÓDZTW WEDŁUG KLAS

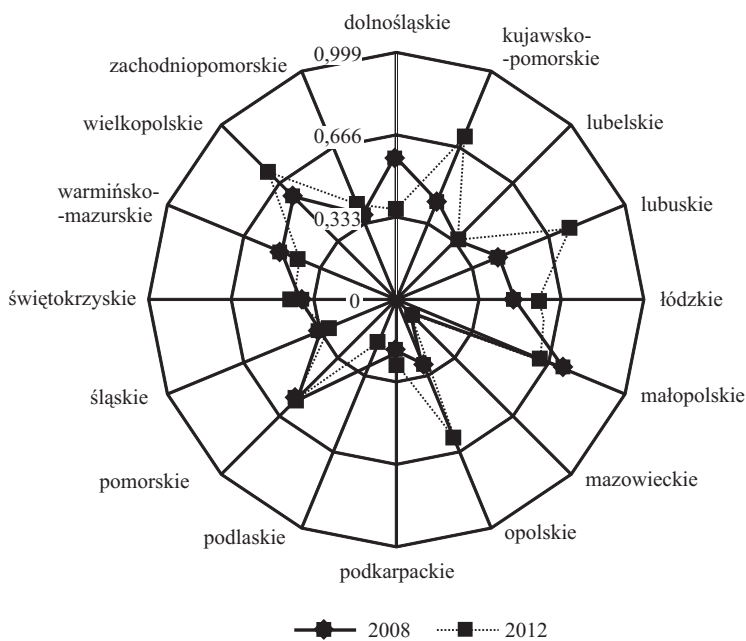
Klasy	Wartości miary zanurzenia	2008	2012
A	<0,00; 0,333)	mazowieckie, opolskie, podkarpackie, podlaskie, śląskie	mazowieckie, podkarpackie, podlaskie, śląskie
B	<0,333; 0,666)	dolnośląskie, kujawsko-pomorskie, lubelskie, lubuskie, łódzkie, pomorskie, świętokrzyskie, warmińsko-mazurskie, wielkopolskie, zachodniopomorskie	dolnośląskie, lubelskie, łódzkie, małopolskie, opolskie, pomorskie, świętokrzyskie, warmińsko-mazurskie, zachodniopomorskie
C	<0,666; 1>	małopolskie	kujawsko-pomorskie, lubuskie, wielkopolskie

Źródło: jak przy tabl. 3.

Województwa należące do tych samych klas można uznać za podobne ze względu na wartości liczbowe analizowanych zmiennych. Najwięcej województw należy do klasy B.

Jak już wcześniej sygnalizowano, w 2012 r. zaobserwowano w niektórych województwach znaczny wzrost wartości przychodu, dochodu rozporządzalnego, rozchodów oraz wydatków na towary i usługi konsumpcyjne w gospodarstwach domowych przypadających na osobę. Wpłynęło to na zmianę przynależności województw do klas wartości miary zanurzenia (wykr. 3).

Wykr. 3. MIARY ZANURZENIA WEDŁUG WOJEWÓDZTW



Źródło: jak przy wykr. 1.

W 2012 r. województwa: kujawsko-pomorskie, wielkopolskie oraz lubuskie zmieniły przynależność z klasy B do C, natomiast woj. opolskie z klasy A do klasy B. W tych województwach poziom badanych zmiennych był bardziej typowy w porównaniu z rokiem 2008. Tylko w przypadku woj. małopolskiego zaobserwowano zmianę z klasy B do klasy A.

Podsumowanie

Jednym z czynników charakteryzujących rozwarstwienie społeczeństwa jest zróżnicowanie dochodów ludności. Poziom przychodów jest wyznacznikiem nierówności, które są nieuniknione i wręcz do pewnego stopnia niezbędne —

stanowią bowiem element mechanizmów motywacyjnych w zachowaniach konsumentów. Sytuacja dochodowa gospodarstw domowych w bezpośredni sposób określa strukturę i poziom wydatków konsumpcyjnych (Sikora, 2012).

Obliczone wartości miar zanurzania pozwoliły na uporządkowanie województw pod względem poziomu analizowanych cech. Umożliwiło to wyodrębnienie grup województw mających podobną sytuację ekonomiczną gospodarstw domowych w latach 2008 i 2012.

Podsumowując można stwierdzić, że pod względem poziomu dochodów w Polsce występują województwa, które należy wspierać, aby wyrównać ich szanse na lepsze zaspokojenie potrzeb mieszkańców. Zjawisko takiego rozwarstwienia jest typowe dla państw rozwiniętych gospodarczo, ale należy mieć nadzieję, że w przyszłości zróżnicowanie poziomu przychodów (w konsekwencji też wydatków) powinno ulec zmniejszeniu.

dr Małgorzata Grzywińska-Rapca, dr Małgorzata Kobylńska — *Uniwersytet Warmińsko-Mazurski w Olsztynie*

LITERATURA

- Adameczyk G. (2002), *Analiza dochodowych uwarunkowań konsumpcji w gospodarstwach domowych w latach dziewięćdziesiątych*, Roczniki Akademii Rolniczej w Poznaniu
- Budżety Gospodarstw Domowych w...* (z lat 2009 i 2013), GUS
- Czapiński J., Panek T. (red.) (2009), *Diagnoza społeczna 2009*, www.diagnoza.com (30.03.2011)
- Donoho D. L., Gasko M. (1992), *Breakdown Properties of Location Estimates Based on Halfspace Depth and Projected Outlyingness*, The Annals of Statistics
- Rousseeuw P. J., Ruts I. (1996), *Bivariate Location Depth*, 45, Applied Statistics
- Rudnicki L. (2012), *Zachowania konsumentów na rynku*, PWE, Warszawa
- Sikora T. (2012), *Zachowanie nabywców produktów luksusowych*, „Monografie i opracowania SGH”, nr 590
- Sojkin B. (1994), *Determinanty konsumpcji żywności, analiza hierarchiczna*, „Zeszyty Naukowe Akademii Ekonomicznej Poznań”, seria II
- Szwacka-Salmonowicz J. (2003), *Zmiany zachowań nabywców jako determinanta kształtowania strategii segmentacyjnych przedsiębiorstw przemysłu spożywczego w Polsce*, Wydawnictwo SGGW
- Wasilewska E. (2009), *Statystyka opisowa od podstaw*, podręcznik z zadaniami, Wydawnictwo SGGW

SUMMARY

The diversity of the distribution of income and expenditure of households is an issue under examination in different terms. The article assesses the spatial differentiation of income and expenditure of households by voivodships in 2008 and 2012. Included in this study features are: income, expenditures, disposable

incomes and expenditure on consumer goods and services by households. The analysis made it possible to evaluate the spatial differentiation of income and expenditure of households and the separation of voivodship groups with similar economic situation.

РЕЗЮМЕ

Дифференциация распределения доходов и расходов в домашних хозяйствах является вопросом анализированным в различном подходе. В статье была проведена оценка пространственной дифференциации доходов и расходов домашних хозяйств по воеводствам в 2008 и 2012 гг. В этом обследовании учитывались следующие особенности: доходы, расходы, чистые доходы и расходы на потребительские товары и услуги в домашних хозяйствах.

Проведенный анализ позволил оценить пространственную дифференциацию доходов и расходов домашних хозяйств и выделить группы воеводств с аналогичным экономическим положением.

Mirosław GORCZYCA

Budownictwo mieszkaniowe na Słowacji

Słowacja to niewielki kraj (49 tys. km²), stanowiący w przeszłości słabiej rozwiniętą część byłej Czechosłowacji. Jednak będąc w jej ramach, w części słowackiej budownictwo mieszkaniowe rozwijało się intensywnie. Na skutek transformacji ustrojowej, która przebiegała w sposób zbliżony do realizowanej w Polsce, nastąpiło obniżenie intensywności budownictwa mieszkaniowego. Było to następstwem wycofywania się państwa z pomocy w tej sferze, a zatem urynkowania mieszkalnictwa. Stąd interesujące jest porównanie zmian ważniejszych wskaźników rozwoju budownictwa mieszkaniowego na Słowacji i w Polsce.

DETERMINANTY ROZWOJU BUDOWNICTWA MIESZKANIOWEGO

Ludność Słowacji w 2011 r. stanowiła niecałe 5,4 mln. Jej liczba, po znaczącym wzroście, którego apogeum notowano w 2010 r. (o 67% w stosunku do 1950 r.), zmniejszyła się w 2011 r. o 0,7%. Wynikało to zarówno z ujemnego salda migracji zagranicznej, jak też ze znaczącego spadku wskaźnika przyrostu naturalnego (tabl. 1).

TABL. 1. STAN LUDNOŚCI (na koniec czerwca danego roku)

Wyszczególnienie	1950	1960	1970	1980	1990	2000	2010	2011
Liczba ludności w tys.	3464,3	3994,3	4528,5	4984,3	5297,8	5400,7	5431,0	5398,4
Przyrost naturalny w %	17,3	14,2	8,5	8,9	4,8	0,4	1,3	1,7

Źródło: *Statistical Yearbook...* (z lat 1950—2011).

W pierwszych latach członkostwa w Unii Europejskiej (UE) Słowacja rozwijała się dynamicznie, jednak na skutek światowego kryzysu ekonomicznego — podobnie jak w większości krajów świata — nastąpiło wyhamowanie jej rozwoju. Miarą tego zjawiska jest poziom PKB, który w cenach stałych w latach 2007—2011 wynosił odpowiednio: 60773 mln euro, 64983, 63543, 65546 i 67995 mln euro, co w ujęciu *per capita* stanowiło odpowiednio: 11258 euro, 12018, 11728, 12069 i 12596 euro (*Statistical Yearbook...*, 2007—2012). W latach 2002—2006 PKB Słowacji wzrósł o 73,2%, średniorocznie o 14,7%. Było to także zasługą wysokiego udziału inwestycji w PKB, który w latach

2000—2006 wynosił odpowiednio: 25,4%; 27,4; 27,1; 24,2; 25,6; 27,6 i 27,0%. W cenach bieżących PKB Słowacji wynosił w mld USD: 20,4 w 2000 r., 47,9 w 2005 r. i 96,0 w 2011 r., a w ujęciu *per capita* w USD odpowiednio: 3778 w 2000 r. i 17644 w 2011 r. Uwzględniając standardową siłę nabywczą na Słowacji, PKB *per capita* wzrósł dynamicznie z 11008 USD w 2000 r. do 16175 USD w 2005 r. i 24434 USD w 2011 r. Dla przykładu wskaźnik powyższy dla naszego kraju wynosił w 2011 r. 21281 USD, a PKB *per capita* mimo kryzysu gospodarczego wzrósł w latach 2005 i 2011 odpowiednio o: 15,9% i 18,0% (*Rocznik...*, 2012).

Podkreślenia wymaga również wysoki udział nakładów na środki trwałe, stanowiący w % PKB: 25,8 w 2000 r., 26,5 w 2005 r. i 22,4 w 2011 r. W ujęciu rok do roku (rok poprzedni=100) zmiany wynosiły w latach 2005—2011 odpowiednio: 100,1; 112,5; 119,2; 103,7; 66,4; 99,9 i 99,4, co wyraźnie pokazuje regres wynikający z kryzysu ekonomicznego.

W omawianym okresie znacząco zmalał udział inwestycji mieszkaniowych w PKB. O ile w byłej Czechosłowacji stanowił on ok. 5% PKB, to w ostatnich latach było to poniżej 2% PKB, co skutkowało spadkiem wolumenu budownictwa mieszkaniowego.

ROZMIARY I STRUKTURA INWESTORÓW BUDOWNICTWA MIESZKANIOWEGO

W 2011 r. na Słowacji oddano do użytku 14,6 tys. mieszkań (tabl. 2). Wśród inwestorów dominował sektor prywatny, który zbudował 89,3% ogólnej liczby mieszkań, przy czym niemal w 100% były to mieszkania osób indywidualnych. Udział mieszkań spółdzielczych stanowił 0,2%. Sektor publiczny zbudował 10,7% ogólnej liczby mieszkań, przy czym dominowały mieszkania jednostek samorządu terytorialnego.

TABL. 2. MIESZKANIA ODDANE DO UŻYTKU WEDŁUG INWESTORÓW W 2011 R.

Inwestorzy	Razem	Mieszkania według liczby pokoi				Powierzchnia mieszkań w m ²	
		1	2	3	4 i więcej	mieszkaniowa	użytkowa
O g ó l e m	14608	1097	2815	4092	6604	1028634	1692093
Sektor publiczny	1568	323	707	511	27	60872	94637
państwowy	24	0	0	12	12	1800	2928
samorządowy	1544	323	707	499	15	59072	91709
Sektor prywatny	13040	774	2108	3581	6577	967762	1597456
osoby prywatne	13033	774	2105	3580	6574	967162	1596584
spółdzielnie	7	0	3	1	3	600	872

Źródło: *Statistical Yearbook...* (2012).

W uzyskanej w 2011 r. substancji mieszkaniowej powierzchnia mieszkalna stanowiła 62% ogólnej powierzchni użytkowej. Prawie połowa (45%) oddanych do użytku mieszkań miała co najmniej 4 pokoje, przy czym dotyczyło to głów-

nie mieszkań sektora prywatnego i niespełna 2% sektora publicznego. Najwięcej małych mieszkań (ponad 2/3) z 1 i 2 pokojami budowały samorządowe jednostki w ramach budownictwa socjalnego.

WIELKOŚĆ ZBUDOWANYCH MIESZKAŃ

W 2011 r. średnia powierzchnia mieszkania (według wyliczeń na podstawie tabl. 3) wynosiła 118,5 m² powierzchni użytkowej; w sektorze publicznym było to 60,4 m² (w państwowym — 122,0 m² i w samorządowym — 59,4 m²) oraz 122,5 m² w sektorze prywatnym i 124,6 m² w mieszkaniach spółdzielczych. Udział powierzchni mieszkalnej stanowił średnio 62% powierzchni użytkowanej ogółem; dla sektora publicznego było to 64%, a dla prywatnego 62%.

TABL. 3. MIESZKANIA ODDANE DO UŻYTKU W 2011 R.

Mieszkania	Liczba		Powierzchnia mieszkalna w m ²		Średnia powierzchnia mieszkalna w m ²	
	mieszkań ogółem	w tym domy jednorodzinne	ogółem	w tym domy jednorodzinne	ogółem	w tym domy jednorodzinne
O g ó ł e m	14608	8763	1048634	771753	71,8	88,1
Jednopokojowe i garsoniery ...	1097	80	29842	2444	27,2	30,6
Dwupokojowe	2815	436	121354	24463	43,0	56,1
Trzypokojowe	4092	2015	268663	147496	65,7	73,2
Czteropokojowe i więcej	6604	6232	628775	597350	95,2	95,9

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 2.

DYNAMIKA EFEKTÓW BUDOWNICTWA MIESZKANIOWEGO

W 2011 r. uzyskano relatywnie najniższe efekty budownictwa mieszkaniowego, tj. o 15% gorsze niż w 2009 r. Intensywność budowania mieszkań w 2011 r. to jedynie 2,7 mieszkania na 1 tys. mieszkańców, wobec 3,5 mieszkania w 2009 r. Wskaźnik ten dla lat 2001—2006 wynosił odpowiednio: 2,4 mieszkania; 1,9; 2,6; 2,6; 2,4 i 2,8 mieszkania, natomiast w byłej Czechosłowacji wskaźnik ten w słowackiej części przekraczał w niektórych latach nawet 10 mieszkań na 1 tys. ludności.

TABL. 4. INWESTORZY, EFEKTY BUDOWNICTWA ORAZ STANDARD MIESZKAŃ BUDOWNICTWA MIESZKANIOWEGO

Wyszczególnienie	2007	2008	2009	2010	2011
Liczba mieszkań oddanych do użytku					
O g ó ł e m	16473	17184	18834	17076	14608
Komunalne	3149	2631	2305	2481	1544
Spółdzielcze	2	20	0	0	0
Prywatne	13303	14527	16477	14548	13033
w tym domy jednorodzinne	7897	8502	9022	9136	8763
Pozostali inwestorzy	19	6	52	47	31

**TABL. 4. INWESTORZY, EFEKTY BUDOWNICTWA ORAZ STANDARD MIESZKAŃ
BUDOWNICTWA MIESZKANIOWEGO (dok.)**

Wyszczególnienie	2007	2008	2009	2010	2011
Liczba zbudowanych mieszkań na 1 tys. ludności					
O g ó l e m	3,1	3,2	3,5	3,1	2,7
W tym prywatni inwestorzy	2,5	2,7	3,0	2,7	2,4
Mieszkania oddane do użytku według liczby pokoi					
1 pokój	1762	1939	1860	1434	1097
2	3937	4056	4177	3834	2815
3	4545	4662	5445	4555	4092
4 pokoje i więcej	6229	6527	7352	7253	6604
Średnia powierzchnia mieszkalna zbudowanych mieszkań w m²					
O g ó l e m	70,2	70,2	70,2	70,7	71,8
w tym:					
Prywatni inwestorzy	76,6	75,4	74,3	78,1	75,7
Właściciele dla siebie	89,7	89,5	89,1	89,2	88,1
Domy jednorodzinne	112,0	113,1	111,8	113,3	115,8
Liczba ubytków mieszkaniowych					
O g ó l e m	1442	1366	1208	1198	1226
W tym wyburzenia	1251	1202	1029	976	1085

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 2.

Jak wspomniano wcześniej, przed rozpadem Czechosłowacji budowano mieszkania intensywniej, były one jednak znacznie mniejsze. Ich powierzchnia to 60—70 m² w latach 50., 60. i 70. ub. wieku, natomiast w latach 80. ub. wieku było to 80 m², w latach 90. ub. wieku — 100 m² i ok. 120 m² w minionej dekadzie.

Zmniejszenie intensywności budownictwa mieszkaniowego to następstwo malejącego udziału sektora publicznego, zanik budownictwa spółdzielczego i przerzucenie na obywateli ciężaru zadbania o własną sytuację mieszkaniową.

Ubytek mieszkań wynosił w latach 2007—2011 średnio ok. 1,1 tys. rocznie, co stanowiło nieco ponad 6% liczby zbudowanych mieszkań.

PORÓWNANIE BUDOWNICTWA POLSKIEGO I SŁOWACKIEGO

Porównanie rozwoju i wyników budownictwa mieszkaniowego w Polsce z naszymi południowymi sąsiadami to odpowiedni materiał komparatystyczny. Oba kraje miały podobną gospodarczą i polityczną przeszłość oraz zbliżone instrumenty transformacji ustrojowej, równocześnie też osiągnęliśmy członkostwo w UE. Stąd też wiele zbliżonych cech charakterystycznych dla zmian w budownictwie mieszkaniowym:

- spadek poziomu i udziału inwestycji mieszkaniowych — w obu krajach stanowiły one w ostatnich latach ok. 2% PKB, gdy w najlepszych latach przed transformacją było to ok. 8% w Czechosłowacji i 7% w Polsce;
- wycofywanie się państwa z uczestnictwa w budownictwie mieszkaniowym zarówno w Polsce, jak i na Słowacji skutkowało zwiększeniem efektów budownictwa prywatnego;

- marginalizacja spółdzielczego budownictwa mieszkaniowego była wyższa na Słowacji niż w Polsce;
- spadek intensywności budowania mieszkań był wyższy na Słowacji (z ok. 10 mieszkań na 1 tys. ludności do poniżej 3 mieszkań) niż w Polsce (z 8 mieszkań w latach 1978 i 1979 do ok. 4 mieszkań w ostatnich latach);
- wzrost wielkości budowanych mieszkań na Słowacji, które w przeszłości i obecnie mają większą powierzchnię niż w Polsce (w ostatnich latach ok. 120 m² powierzchni użytkowej na Słowacji i ok. 100 w Polsce);
- wydłużający się okres budowy mieszkań, głównie budowanych przez osoby prywatne, przy czym w Polsce jest on dłuższy, o czym świadczy liczba „mieszkań w budowie” w stosunku do liczby efektów finalnych.

dr hab. Mirosław Gorczyca — profesor w *Wyższej Szkole Informatyki i Zarządzania w Rzeszowie*

LITERATURA

Regional Statistical Yearbook Slovakia 2012 (2012), Statistical Office of the Slovak Republic, Bratislava

Rocznik Statystyczny Rzeczypospolitej Polskiej 2012 (2012), GUS

Statistical Yearbook of the Slovak Republic (edycje dla odpowiednich lat), Statistical Office of the Slovak Republic, Bratislava

Statistical Yearbook of the Slovak Republic (z lat 1950—2012), Statistical Office of the Slovak Republic, Bratislava

SUMMARY

The article presents the housing situation in Slovakia in 2011, also compared to previous years. Presented in the development of information relates to the size, structure and standards of housing on the background of the economic situation in Slovakia. The author also presented a comparison of indicators characterizing the housing in Poland and Slovakia.

РЕЗЮМЕ

Статья характеризует жилищное строительство в Словакии в 2000—2011 гг. Были обсуждены условия развития жилищного строительства. Автор статьи представил информации касаются размеров и стандартов жилищного строительства на фоне экономической ситуации в Словакии. В статье было представлено также сопоставление измерителей характеризующих жилищное хозяйство в Польше и в Словакии.

Międzynarodowa Konferencja Naukowa *Small Area Estimation 2014*

W dniach 3—5 września 2014 r. odbyła się Międzynarodowa Konferencja Naukowa *Small Area Estimation 2014* (SAE 2014) poświęcona metodologii statystyki małych obszarów (SMO), która zgodnie z ustaleniami *European Working Group on Small Area Estimation* zorganizowana została przez Katedrę Statystyki Uniwersytetu Ekonomicznego w Poznaniu. Współorganizatorami konferencji był GUS oraz Urząd Statystyczny w Poznaniu. Honorowy Patronat nad konferencją objął prof. dr hab. Janusz Witkowski, prezes GUS oraz prof. dr hab. Marian Gorynia, rektor Uniwersytetu Ekonomicznego w Poznaniu. Konferencja odbyła się w ramach programu edukacji ekonomicznej NBP i była dofinansowana przez firmę R Revolution Analytics.

Pracom komitetu organizacyjnego konferencji SAE 2014 przewodniczył dr Marcin Szymkowiak (Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu). W pracach komitetu uczestniczyli również: Wojciech Adamczewski (ZWS) i Katarzyna Cichońska (GUS), Tomasz Józefowski (Urząd Statystyczny w Poznaniu) oraz Tomasz Klimanek i Jacek Kowalewski (Urząd Statystyczny w Poznaniu, Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu). Komitet naukowy konferencji pracował natomiast pod kierunkiem profesora Domingo Moralesa (Universidad Miguel Hernández de Elche). W jego składzie byli również profesorowie: Ray Chambers (University of Wollongong), Grażyna Dehnel (Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu), Elżbieta Gołata (Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu), Malay Gosh (University of Florida), Jan Kordos (GUS, Wyższa Szkoła Menadżerska w Warszawie), Partha Lahiri (University of Maryland), Risto Lehtonen (University of Helsinki), Isabela Molina (Universidad Carlos III de Madrid), Ralf Mönich (University of Trier), Jan Paradysz (Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu), Danny Pfeffermann (Hebrew University of Jerusalem), J. N. K. Rao (Carleton University) oraz Li-Chun Zhang (University of Southampton). Komitet sterujący całością przygotowań konferencji stanowili: Domingo Morales — przewodniczący, Ray Chambers, Elżbieta Gołata, Partha Lahiri oraz Danny Pfeffermann.

Ideą konferencji SAE 2014 było stworzenie platformy do dyskusji naukowej, wymiany doświadczeń i poglądów statystyków, naukowców, ekspertów z uniwersytetów, urzędów statystycznych, instytutów badawczych i innych organów rządowych oraz władz lokalnych i przedsiębiorstw prywatnych zajmujących się metodologią badań regionalnych, w szczególności estymacją dla małych domen.

Organizowane w Poznaniu wydarzenie wpisało się, zgodnie z przyjętą ideą, w cykl konferencji (Jyväskylä 2005, Piza 2007, Elche 2009, Trier 2011) łączących wymiar naukowego i praktycznego zastosowania SMO w statystyce oficjalnej.

Tematyka konferencji poznańskiej koncentrowała się na zagadnieniach dotyczących zastosowań SMO w spisach ludności, modelowaniu w dziedzinie estymacji pośredniej i jej ewaluacji, wykorzystaniu modeli przestrzenno-czasowych, metod odpornych, braków odpowiedzi i odmów udziału w badaniu, doboru próby, estymacji ubóstwa, nauczaniu statystyki małych obszarów oraz jej zastosowań w statystyce oficjalnej.

W konferencji SAE 2014 uczestniczyło 140 naukowców i praktyków z 22 państw (Albania — 2, Australia — 6, Chiny — 1, Czechy — 1, Finlandia — 3, Hiszpania — 9, Holandia — 3, Izrael — 1, Japonia — 2, Kanada — 2, Kuwejt — 1, Litwa — 3, Luksemburg — 1, Malta — 1, Niemcy — 9, Norwegia — 1, Nowa Zelandia — 1, Polska — 64, Tajlandia — 1, Turcja — 1, Stany Zjednoczone — 15, Wielka Brytania — 6, Włochy — 6). Wśród nich byli najwybitniejsi przedstawiciele tej dziedziny badań statystycznych, profesorowie: J. N. K. Rao, Malay Ghosh, Ray Chambers, Li-Chun Zhang, Partha Lahiri, Danny Pfeffermann, Risto Lehtonen, Ralf Münnich, Domingo Morales oraz Isabel Molina. Reprezentowali oni zarówno krajowe, jak i zagraniczne ośrodki naukowe. Obecni byli naukowcy z: 46 uniwersytetów z całego świata, urzędów statystycznych z blisko 30 państw, międzynarodowych organizacji naukowych, Banku Światowego, GUS i urzędów statystycznych naszego kraju.

W trakcie trwania konferencji SAE 2014 zorganizowano dwie sesje plenarne, podczas których specjalne wykłady przedstawili profesorowie J. N. K. Rao i M. Ghosh:

- *Inferential Issues in Model-Based Small Area Estimation: Some New Developments* (**prof. J. N. K. Rao**, Carleton University),
- *Empirical Bayes Small Area Estimation under Multiplicative Models* (**prof. M. Ghosh**, University of Florida).

Profesor Rao omówił zmiany, jakie dokonały się w teorii i zastosowaniach SMO w ostatnich piętnastu latach. Zwrócił uwagę na rolę modelowania w tej dziedzinie statystyki, tak w odniesieniu do modeli wykorzystujących dane jednostkowe (*unit level models*) jak i modeli obszarowych (*area level models*), a także poruszył zagadnienia związane z wykorzystaniem metody bootstrap do szacowania błędu średniokwadratowego oraz konstrukcji przedziałów ufności dla wybranych parametrów. W sferze zastosowań omówiono szczegółowo problematykę wykorzystania SMO w kontekście zagadnienia „mapowania” ubóstwa na niskich poziomach agregacji przestrzennej. Wskazano również dalsze perspektywy rozwoju estymacji pośredniej i uwzględnienie w przyszłości m.in. wykorzystania Big Data jako potencjalnych zmiennych pomocniczych w budowanych modelach.

Drugi z prelegentów, prof. Malay Ghosh, skupił uwagę słuchaczy na roli podejścia bayesowskiego i benchmarkingu w SMO. W prezentacji wskazał na sła-

be strony wykorzystywania estymatorów, opartych na odpowiednio skonstruowanym modelu, związanych m.in. z brakiem uzyskiwania zgodności odpowiednich oszacowań parametrów na poziomie domen w stosunku do większego obszaru, który je obejmuje. Przykładowo, oszacowane wartości globalne pewnej zmiennej na niższych poziomach agregacji przestrzennej nie muszą się sumować do wartości globalnej na poziomie wyższym. Remedium na opisany problem mogą stanowić hierarchiczne benchmarkowe i empiryczne bayesowskie estymatory, których przydatność i użyteczność została zweryfikowana w badaniu symulacyjnym z wykorzystaniem rzeczywistych danych.

W konferencji SAE 2014 zorganizowano również dziesięć sesji tematycznych przygotowanych przez najwybitniejszych specjalistów:

- *SAE: Robust and Nonparametric Methods* (**prof. Ray Chambers**, University of Wollongong),
- *Small Area Methods for Repeated Survey* (**prof. Partha Lahiri**, University of Maryland),
- *SAE in Poverty Mapping* (**prof. Isabela Molina**, Universidad Carlos III de Madrid),
- *SAE Models: Selection and Checking* (**prof. Danny Pfeffermann**, Hebrew University of Jerusalem),
- *SAE in Official Statistics* (**prof. Jan Kordos**, GUS),
- *SAE Applications* (**prof. Ralf Münnich**, University of Trier),
- *Teaching SAE* (**prof. Risto Lehtonen**, University of Helsinki),
- *Population Census and SAE* (**prof. Li-Chun Zhang**, University of Southampton),
- *Benchmarking, Design Issues and Nonresponse in SAE* (**prof. Stefano Falorsi**, ISTAT),
- *Other Topics Related to SAE* (**prof. Domingo Morales**, Universidad Miguel Hernández de Elche).

W sesji zatytułowanej *SAE: Robust and Nonparametric Methods* zorganizowanej przez prof. R. Chambersa, a której przewodniczył G. Kalton, wygłoszono cztery referaty poświęcone różnym aspektom wykorzystania podejścia nieparametrycznego i modelowania odpornego w SMO:

- Raymond Chambers — *Two Recent Developments in Robust and Semiparametric Small Area Estimation*,
- Beate Weidenhammer, Nikos Tzavidis, Timo Schmid, Nicola Salvati — *Domain Prediction for Counts using Microsimulation via Quantiles*,
- Payam Mokhtarian — *On Outlier Robust Small Area Prediction of the Empirical Distribution Function*,
- Forough Karlberg — *Small Area Prediction for Skewed Data in the Presence of Zeroes*.

Profesor R. Chambers omówił aktualny stan wiedzy z zakresu SMO w kontekście modelowania odpornego i odpowiedniego uwzględniania wartości odstających, które mają na ogół negatywny wpływ na jakość uzyskiwanych szacun-

ków. Zwrócił przy tym uwagę na rolę regresji M -kwantylowej, która zaczyna odgrywać coraz większe znaczenie, przede wszystkim w badaniach związanych z mapowaniem ubóstwa. Pozostałe referaty w tej sesji koncentrowały się na różnych zagadnieniach związanych z modelowaniem odpornym i dotyczyły m.in. estymacji parametrów dla skrajnie asymetrycznych rozkładów oraz problemu występowania wartości zerowych w zbiorze obserwacji.

Organizatorem sesji ***Small Area Methods for Repeated Survey***, której przewodniczył W. Fuller, był P. Lahiri. Wygłoszono też cztery referaty:

- Partha Lahiri — *An Overview of Small Area Estimation with Repeated Survey Data*,
- Jan A. van den Brakel, Sabine Krieg — *Small area estimation with state-space common factor models for rotating panels*,
- Enrico Fabrizi, Maria Rosaria Ferrante, Carlo Trivisano — *Estimation of value added for firms cross-classified by region, industry and size using repeated survey data*,
- Carolina Franco, William R. Bell — *Alternative Approaches to Borrowing Information Over Time in Small Area Estimation with Application to Data from the Census Bureau's American Community Survey*.

Sesja stanowiła przegląd zastosowań różnych metod, jakie oferuje SMO w badaniach powtarzalnych, realizowanych wielokrotnie w określonych odstępach czasu i według zadanej metodologii. W referacie wprowadzającym profesor P. Lahiri dokonał syntezy najważniejszych rezultatów, jakie uzyskano w ostatnich latach w SMO w zakresie badań panelowych. Wskazał na szczególną przydatność modelowania w tego typu badaniach statystycznych, w których ogromną rolę może odgrywać tzw. „pożyczanie mocy w czasie” z racji ich powtarzalnego charakteru. W pozostałych referatach w tej sesji uwagę skupiono na praktycznym zastosowaniu SMO w badaniach rotacyjnych, zarówno w odniesieniu do statystyki społecznej jak i gospodarczej.

W sesji zatytułowanej ***SAE in Poverty Mapping***, której organizatorem była prof. I. Molina, a której przewodniczyła prof. M. Pratesi, wygłoszono również 4 referaty poświęcone zagadnieniu „mapowania” ubóstwa z wykorzystaniem metodologii SMO:

- Isabel Molina, J. N. K. Rao — *An overview of small area estimation methods for poverty mapping*,
- Gauri Datta, Abhyuday Mandal — *Small area estimation with uncertain random effects*,
- Domingo Morales — *Partitioned area-level time models for estimating poverty indicators*,
- Roy van der Weide — *Estimation of Normal Mixtures in a Nested Error Model with an Application to Small Area Estimation of Poverty and Inequality*.

Sesja ***SAE in Poverty Mapping*** była szczególnie istotna dla praktyków zajmujących się zagadnieniem ubóstwa na niskich poziomach agregacji przestrzennej. Dotyczyło to przede wszystkim pracowników krajowych urzędów statystycz-

nych, jak i Banku Światowego, którzy z wykorzystaniem SMO dokonują oszacowania stopy ubóstwa dla wielu krajów w różnych przekrojach terytorialnych. W głównym referacie sesji J. N. K. Rao oraz I. Molina dokonali przeglądu najważniejszej techniki SMO w zakresie „mapowania” ubóstwa. Szczególną uwagę poświęcili roli różnych metod: regresji M -kwantylowej, modelom Faya-Herriota oraz podejściu bayesowskiemu, które w tym zakresie mają szczególne znaczenie. Oprócz rozważań teoretycznych w tej sesji przedstawiono również praktyczne zastosowania SMO w „mapowaniu” ubóstwa. Znalazło to odzwierciedlenie przede wszystkim w prezentacji Roya van der Weide — pracownika Banku Światowego, który z wykorzystaniem metodologii SMO i współpracując z krajowymi urzędami statystycznymi zbudował odpowiednie mapy ubóstwa dla ponad 70 krajów.

W kolejnej sesji ***SAE Models: Selection and Checking***, zorganizowanej przez Danny’ego Pfeffermanna i moderowanej przez E. Gołatę, wygłoszono cztery referaty:

- Danny Pfeffermann — *Model Selection and Checking for Small Area Estimation*,
- Jay Breidt, Daniel Hernandez-Stumpfhauser, Jean D. Opsomer — *Variational Approximations for Selecting Hierarchical Models of Circular Data in a Small Area Estimation Application*,
- Jiraphan Suntornchost, Partha Lahiri — *Variable selection for Linear Mixed Models with Applications in Small Area Estimation*,
- Yahia El Horbaty — *A Simple Score Test for Random Effects with Application to Small Area Models*.

Sesja ta była poświęcona roli budowy odpowiednich modeli w SMO, które zaczynają być w coraz większym stopniu wykorzystywane przez urzędy statystyczne w wielu krajach. Dotyczy to również Polski, dla której z wykorzystaniem obszarowego modelu Faya-Herriota Ośrodek Statystyki Małych Obszarów Urzędu Statystycznego w Poznaniu wspólnie z Departamentem Badań Społecznych i Warunków Życia GUS oraz Bankiem Światowym przygotowali mapę ubóstwa dla podregionów.

W referacie wprowadzającym autorstwa D. Pfeffermanna omówiono zagadnienie modelowania w SMO, a także sposoby doboru zmiennych pomocniczych w konstrukcji właściwych modeli. Zwrócono również uwagę na zastosowanie podejścia wykorzystującego odpowiednio zbudowany model w praktyce, a także szeroko omówiono koncepcję efektów losowych w SMO. Pozostałe referaty skupiały się na aplikacji estymatorów SMO wykorzystujących odpowiednio zbudowany model, m.in. w zagadnieniu szacowania wielkości połowu ryb.

W kolejnej sesji ***SAE in Official Statistics***, zorganizowanej przez profesora J. Kordosa, a której przewodniczył W. Bell, przedstawiono 4 prezentacje:

- Jan Kordos — *Small area estimation in official statistics and statistical thinking*,
- Danute Krapavickaite, Tomas Rudys — *Application of small area estimation methods for Lithuanian Labour force survey data*,

- Jan Paradysz, Karolina Paradysz — *Indirect estimation of disability on the base of Polish National Census 2011*,
- Jan Kubacki, Alina Jędrzejczak — *Small area estimation under spatial SAR model*.

Organizacja tej sesji była odpowiedzią na rosnące zapotrzebowanie urzędów krajowych i odbiorców danych statystycznych na informacje o niskich poziomach agregacji przestrzennej. W tym zakresie SMO odgrywa szczególną rolę. Wynika to z faktu, że ze względu na ograniczenia budżetowe nie mogą być zwiększane wielkości próby w badaniach reprezentacyjnych. Dostarczenie odpowiedniej jakości szacunków dla szczegółowo zdefiniowanych przekrojów możliwe jest przy wykorzystaniu estymacji pośredniej.

W głównym referacie sesji profesor J. Kordos swoją uwagę skupił na misji krajowych urzędów statystycznych w tworzeniu wysokiej jakości danych statystycznych. Podkreślił rolę tzw. myślenia statystycznego w kontekście SMO i podejścia określanego mianem kompleksowego zarządzania jakością (*Total Quality Management*). Tematyka tej sesji koncentrowała się przede wszystkim na praktycznym zastosowaniu SMO w wybranych badaniach statystycznych. Można w niej było znaleźć referaty, w których skupiono się zarówno na aspektach związanych z estymacją parametrów dotyczących rynku pracy, jak i szacunkach liczby osób niepełnosprawnych w spisach realizowanych metodą mieszaną.

Kolejną sesją — tematycznie związaną z *SAE in Official Statistics* — była *SAE Applications*, zorganizowana przez profesora R. Münnicha. W sesji tej wygłoszono 4 referaty, a przewodniczył jej dr Roy van der Weide:

- Ralf Münnich — *Small area applications: some remarks from a design-based view*,
- M.D. Ugarte, A. Adín, T. Goicoa, A.F. Militino, G. López-Abente — *Space-time analysis of young people brain cancer mortality in Spanish provinces*,
- Rebecca C. Steorts — *Constrained Smooth Bayesian Estimation*,
- William R. Bell, Mark Seiss — *A Modeling Approach to Estimating the Mean Squared Error of Synthetic Small Area Estimators*.

W sesji tej przedstawiono niektóre zastosowania SMO z wykorzystaniem rzeczywistych danych pochodzących z różnych badań statystycznych. W szczególności można było zapoznać się z aplikacjami SMO w badaniach gospodarstw domowych, przedsiębiorstw, analizach umieralności młodych ludzi na raka mózgu w prowincjach Hiszpanii czy praktycznych zastosowaniach SMO w „mapowaniu” ubóstwa.

Niezwykle interesująca była sesja *Teaching SAE*, zorganizowana przez profesora R. Lehtonena, której przewodniczył profesor G. Datta. Podobnie jak w pozostałych sesjach wygłoszono 4 referaty:

- Risto Lehtonen — *Experiences and challenges in teaching small area estimation*,
- Jan Pablo Burgard, Ralf Münnich — *SAE teaching using simulations*,

- Elżbieta Gołata, Tomasz Klimanek — *Challenges facing academics and the NSI in SAE education*,
- Esther Lopez Vizcaino Lombardía Cortiña, M. José, Domingo Morales — *mme: An R package for small area estimation with multinomial mixed models*.

Sesja poświęcona była zagadnieniom związanym z nauczaniem SMO na uczelniach wyższych oraz w urzędach statystycznych. Jest to niezwykle ważne zagadnienie, gdyż jest przedmiotem obowiązkowym lub do wyboru przez studentów na wielu uniwersytetach na całym świecie. Dotyczy to również urzędów statystycznych, które coraz chętniej organizują szkolenia pracowników w tym zakresie. Szkolenie takie miało miejsce również w Urzędzie Statystycznym w Poznaniu w grudniu 2014 r. dla pracowników polskich urzędów statystycznych.

W tym kontekście dużego znaczenia nabiera sposób przekazywania wiadomości, odpowiedni dobór treści oraz prowadzenia zajęć z zakresu SMO przez pracowników naukowych na uczelniach wyższych czy trenerów prowadzących szkolenia w urzędach statystycznych. Zagadnienia te stanowiły przedmiot rozważań w głównym referacie sesji wygłoszonym przez R. Lehtonen, który omówił doświadczenia i wyzwania, jakie stoją w nauczaniu SMO. Rozważania na ten temat poruszane były również w referacie E. Gołaty i T. Klimanka, którzy podzielili się doświadczeniami w zakresie nauczania SMO na Uniwersytecie Ekonomicznym w Poznaniu. Pozostałe dwa referaty poświęcone były roli symulacji i wykorzystaniu programów statystycznych, w tym m.in. *R* w nauczaniu SMO.

W sesji ***Population Census and SAE***, zorganizowanej przez profesora Li-Chun Zhanga, której przewodniczył S. Haslett, wygłoszono także 4 referaty:

- Li-Chun Zhang — *Census and SAE: Population size estimation*,
- Ralf Münnich — *Small area estimation in the German Census 2011*,
- Paul Williamson, Karyn Morrissey, Ferran Espuny-Pujol — *Survey reweighting as a means to SAE*,
- Angela Luna-Hernandez, Li-Chun Zhang — *Multivariate Generalized Structure Preserving Estimation*.

Tematyka sesji koncentrowała się na możliwości wykorzystania SMO w spisach powszechnych, głównie realizowanych metodą mieszaną, w których dane pochodzą zarówno z rejestrów administracyjnych, jak i z badań reprezentacyjnych. Oprócz rozważań teoretycznych na temat możliwości wykorzystania odpowiednich estymatorów klasy SMO w spisach powszechnych oraz zagadnień związanych z modelowaniem błędów pokrycia znalazły się w tej sesji referaty dotyczące praktycznego zastosowania SMO w kontekście spisów. Szczególnie ważny był referat R. Münnicha, który przedstawił wybrane wyniki prowadzonych przez siebie badań w zakresie wykorzystania metodologii SMO w Niemieckim Spisie Powszechnym z 2011 r.

W sesji ***Benchmarking, Design Issues and Nonresponse in SAE***, zorganizowanej przez S. Falorsiego, której przewodniczył M. Hidiroglou, wygłoszono następujące referaty:

- Andrea Fasulo, Michele D'Alo', Lorenzo Di Biagio, Stefano Falorsi, Fabrizio Solari — *Benchmark constraints for space and time unit level EBLUP estimators*,
- Li-Chun Zhang, Alison Whitworth — *Benchmarked synthetic small area estimation*,
- Serena Arima, Gauri S. Datta, Brunero Liseo — *Multivariate Fay-Herriot model with structural measurement error*,
- Janusz Wywił — *On sampling design proportional to function of auxiliary variable order statistics*.

Tematyka sesji koncentrowała się przede wszystkim na problematyce braku odpowiedzi i ich wpływie na jakość szacunków otrzymywanych z wykorzystaniem SMO. Dużo miejsca poświęcono również zagadnieniu tzw. benchmarkingu. W SMO jedną z istotnych kwestii jest bowiem konieczność zapewnienia spójności pomiędzy oszacowaniami dla mniejszych jednostek terytorialnych z wykorzystaniem estymacji pośredniej z wyższym obszarem, w skład którego wchodzi te jednostki, dla którego oszacowania uzyskiwane są najczęściej z wykorzystaniem estymacji bezpośredniej. Oznacza to, że szacunki dla mniejszych obszarów powinny sumować się do szacunku dla obszaru większego.

W ostatniej sesji *Other Topics Related to SAE*, której organizatorem był profesor D. Morales, a której przewodniczyła profesor M. D. Ugarte, wygłoszono również 4 referaty:

- Wayne Fuller, Andreea Erciulescu — *Small Area Prediction under Alternative Model Specifications*,
- Domingo Morales, Miguel Boubeta, María José Lombardía — *Empirical best prediction in Poisson mixed models*,
- M. A. Hidiroglou, Victor Estevao — *A comparison of small area and direct estimators via simulation*,
- Monica Pratesi, Fosca Giannotti, Caterina Giusti, Stefano Marchetti, Dino Pedreschi, Nicola Salvati — *Area level SAE models with measurement errors in covariates: an application to sample surveys and Big Data sources*.

Sesja ta poświęcona była różnym aspektom związanym z SMO, które nie były dyskutowane szczegółowo w poprzednich sesjach tematycznych. Znalazły się tu m.in. zagadnienia związane z wykorzystaniem Big Data jako źródła potencjalnych zmiennych pomocniczych w SMO czy porównaniem na drodze symulacji estymatorów bezpośrednich z estymatorami pośrednimi. Poruszono również kwestię użycia liniowych modeli mieszanych i modelu Poissona w estymacji pośredniej.

W trakcie trwania konferencji SAE 2014, oprócz dziesięciu sesji tematycznych, zorganizowano również sześć sesji równoległych poświęconych różnym aspektom SMO, a także jedną sesję plakatową. Łącznie wygłoszono 72 referaty oraz przedstawiono 10 posterów w sesji plakatowej.

Ważnym elementem konferencji był także panel dyskusyjny *The Newest Achievements in SAE both in the Theoretical and Practical Field*, którego organizatorem była prof. dr hab. E. Gołata. W panelu dokonano podsumowania

wszystkich sesji i wskazano na wyzwania stojące przed estymacją pośrednią w różnych dziedzinach tematycznych.

Warto wspomnieć, że w przededniu konferencji SAE 2014 odbyły się specjalistyczne warsztaty poświęcone teorii i praktyce metodologii estymacji pośredniej z programem *R*, które poprowadził profesor Li-Chun Zhang. Wzięło w nich udział 25 pracowników naukowych reprezentujących urzędy statystyczne z całego świata.

Szczegółowe informacje na temat zorganizowanej konferencji można znaleźć pod adresem internetowym www.sae2014.ue.poznan.pl.

Zgodnie z planami *European Working Group on Small Area Estimation* kolejna konferencja SAE 2016 zorganizowana zostanie w Holandii, natomiast w sierpniu 2015 r. odbędzie się konferencja poświęcona SMO w Santiago (tzw. *The First Latin American International Statistical Institute Satellite Meeting on Small Area Estimation*). Szczegółowe informacje na ten temat można znaleźć pod adresem www.encuestasuc.cl/sae2015.

oprac. **Marcin Szymkowiak**



Z lutowej oferty wydawniczej GUS warto zwrócić uwagę na publikację **„Doходы i warunki życia ludności Polski (raport z badania EU-SILC 2013)”**, która jest kolejną edycją opracowania zawierającego zestaw informacji dotyczących dochodów, ubóstwa, wykluczenia społecznego i warunków życia polskiego społeczeństwa.

Główną część publikacji o charakterze tabelaryczno-analitycznym poprzedzono uwagami metodycznymi, zawierającymi ogólne informacje o badaniu, opis schematu losowania próby i uogólniania wyników, informacje o jakości i imputacji danych oraz objaśnienie podstawowych pojęć i definicji.

W części tabelarycznej opracowania za pomocą danych zaprezentowano m.in. kształtowanie się rocznych dochodów do dyspozycji oraz ich składowych w ujęciu na jednostkę ekwiwalentną oraz na osobę w gospodarstwie domowym, trudności w zaspokajaniu podstawowych potrzeb, sytuację mieszkaniową oraz wyposażenie gospodarstw domowych w niektóre dobra trwałego użytkowania oraz zakres korzystania z opieki lekarskiej i samoocenę stanu zdrowia. Przedstawione w tablicach dane ujęto według grup społeczno-ekonomicznych ludności oraz gospodarstw ogółem, klas miejscowości, wielkości gospodarstwa domowego, a także stopnia urbanizacji i regionów.

Część analityczna opracowania obejmuje komentarz obrazujący sytuację dochodową gospodarstw domowych w Polsce w latach 2007—2013. W publikacji zamieszczono również wybrane wskaźniki z zakresu spójności społecznej dla Polski, a także dla innych krajów Unii Europejskiej. Ponadto zakres tematyczny publikacji wzbogacono o zagadnienia dotyczące dobrobytu, co jest rezultatem wprowadzenia w 2013 r. do badania EU-SILC dodatkowych zmiennych. W module „Dobrobyt” zaprezentowano informacje dotyczące wieloaspektowej satysfakcji z życia, doświadczanych stanów emocjonalnych oraz zaufania do innych osób i instytucji publicznych.

Publikację opracowano w wersji polsko-angielskiej, dostępna jest ona również na płycie CD oraz na stronie internetowej Urzędu.

W lutym br. ukazały się również: **„Biuletyn Statystyczny nr 1/2015”**, **„Ceny robót budowlano-montażowych i obiektów budowlanych — grudzień 2014 r.”**, **„Ceny w gospodarce narodowej. Styczeń 2015 r.”**, **„Działalność innowacyjna przedsiębiorstw w latach 2011—2013”**, **„Działalność przedsię-**

biorstw o liczbie pracujących do 9 osób w 2013 r.”, „Informacja o sytuacji społeczno-gospodarczej kraju w styczniu 2015 r.”, „Informator GUS 2015 r. (folder)”, „Nauka i technika w 2013 r.”, „Produkcja ważniejszych wyrobów przemysłowych I 2015 r.”, „Środki produkcji w rolnictwie w roku gospodarczym 2013/2014”, „Użytkowanie gruntów i powierzchnia zasiewów w 2014 r.”, „Wiadomości Statystyczne Nr 2 — luty 2015 r.”, „Zdrowie i ochrona zdrowia w 2013 r.” oraz „Zmiany strukturalne grup podmiotów gospodarki narodowej w rejestrze REGON — 2014 r.”.

Oprac. Justyna Gustyn

Informacja o sytuacji społeczno-gospodarczej kraju w styczniu 2015 r.

W styczniu br. w większości obszarów gospodarki utrzymały się tendencje wzrostowe. Produkcja sprzedana przemysłu zwiększyła się w skali roku, choć wolniej niż w IV kwartale ub. roku (wykr. 1). Wyższa od niskiej w okresie październik—grudzień ub. roku była dynamika produkcji budowlano-montażowej (wykr. 2). Wzrost produkcji w przemyśle i budownictwie był wyższy po wyeliminowaniu czynników o charakterze sezonowym. Nieco osłabło tempo wzrostu sprzedaży detalicznej. W transporcie, po raz pierwszy od kilku lat, odnotowano niewielki spadek sprzedaży usług. Ceny towarów i usług konsumpcyjnych obniżyły się w skali roku bardziej niż w poprzednich miesiącach, co korzystnie wpłynęło na siłę nabywczą przeciętnych miesięcznych wynagrodzeń brutto w sektorze przedsiębiorstw oraz świadczeń emerytalno-rentowych. Utrzymał się spadek cen producentów w przemyśle i budownictwie (wykr. 3). Sytuacja na rynku pracy, pomimo sezonowego wzrostu stopy bezrobocia i liczby bezrobotnych, była wyraźnie korzystniejsza niż przed rokiem.

Przeciętne zatrudnienie w sektorze przedsiębiorstw w styczniu br. ukształtowało się na poziomie wyższym niż rok wcześniej. Stopa bezrobocia rejestrowanego obniżyła się w skali roku i w końcu stycznia br. wyniosła 12,0% (wykr. 4). Wstępne wyniki Badania Aktywności Ekonomicznej Ludności wskazują, że

w IV kwartale ub. roku liczba bezrobotnych oraz stopa bezrobocia wyraźnie zmniejszyły się w skali roku, a liczba osób pracujących zwiększyła się; poprawił się również wskaźnik zatrudnienia. Korzystniej niż przed rokiem kształtowała się relacja liczby osób niepracujących do pracujących.

Wzrost przeciętnych miesięcznych wynagrodzeń nominalnych brutto w skali roku w sektorze przedsiębiorstw był w styczniu br. zbliżony do notowanego

w grudniu ub. roku i nieco szybszy niż w IV kwartale ub. roku. W rezultacie, przy niskiej dynamice cen konsumpcyjnych, umocnił się wzrost siły nabywczej płac. W wolniejszym tempie niż wynagrodzenia rosły nominalne i realne świadczenia emerytalno-rentowe w obu systemach.

Według badań koniunktury nastroje przedsiębiorców w lutym br. są lepsze niż w styczniu, na co wpływa głównie poprawa przewidywań na najbliższe trzy miesiące. Bardziej korzystne są oceny koniunktury w przetwórstwie przemysłowym. Jednostki formułują pozytywne, lepsze niż w styczniu br. prognozy w większości badanych obszarów. Oceny bieżące dotyczące portfela zamówień i produkcji pozostają niekorzystne. Pogorszyły się negatywne oceny bieżącej sytuacji finansowej, ale jej przewidywania są optymistyczne wobec pesymistycznych przed miesiącem. Przedsiębiorcy działający w budownictwie nieco mniej pesymistycznie postrzegają ogólny klimat koniunktury, głównie pod wpływem poprawy niekorzystnych ocen przyszłej produkcji budowlano-montażowej, portfela zamówień i sytuacji finansowej. Oceny bieżące w tych obszarach są gorsze niż w styczniu. Poprawiły się negatywne oceny koniunktury formułowane przez jednostki handlu detalicznego. Przedsiębiorstwa przewidują mniejsze ograniczenie przyszłego popytu na towary i sprzedaży; mniej niekorzystne są ich prognozy dotyczące sytuacji finansowej.

Na rynku rolnym w styczniu br., przy skupie wyższym niż w analogicznym okresie ub. roku, ceny produktów pochodzenia roślinnego były niższe niż przed rokiem. Niższe były również ceny produktów zwierzęcych, z wyjątkiem cen drobiu rzeźnego (wykr. 5).

Dochody budżetu państwa w styczniu br. wyniosły 28,1 mld zł (tj. 9,5% kwoty założonej w ustawie budżetowej na 2015 r.), a wydatki 28,7 mld zł (odpowiednio 8,4%). Deficyt ukształtował się na poziomie 0,6 mld zł, co stanowiło 1,3% planu.

Departament Analiz i Opracowań Zbiorczych, GUS

SPIS TREŚCI

STUDIA METODOLOGICZNE

- Piotr Sulewski* — Wyznaczanie obszaru krytycznego przy testowaniu niezależności w tablicach wielodzielczych **1**
- Dariusz Głuszczyk* — Finansowanie działalności innowacyjnej przedsiębiorstw według zasad *Podręcznika Oslo* i praktyki GUS **19**

BADANIA I ANALIZY

- Beata Namysłak* — Zastosowanie metody wzorca rozwoju Hellwiga do badania sektora kultury w miastach wojewódzkich **36**

STATYSTYKA REGIONALNA

- Rafał Warżata* — Wykorzystanie miar syntetycznych do konstrukcji regionalnego wskaźnika koniunktury **52**
- Małgorzata Grzywińska-Rapca, Małgorzata Kobylińska* — Analiza porównawcza województw pod względem sytuacji ekonomicznej gospodarstw domowych **68**

STATYSTYKA MIĘDZYNARODOWA

- Mirosław Gorczyca* — Budownictwo mieszkaniowe na Słowacji **80**

INFORMACJE. PRZEGLĄDY. RECENZJE

- Międzynarodowa Konferencja Naukowa *Small Area Estimation 2014* (oprac. *Marcin Szymkowiak*) **85**
- Wydawnictwa GUS (luty 2015 r.) (oprac. *Justyna Gustyn*) **94**
- Informacja o sytuacji społeczno-gospodarczej kraju — styczeń 2015 r. (oprac. *Departament Analiz i Opracowań Zbiorczych, GUS*) **96**

CONTENTS

METHODOLOGICAL STUDIES

<i>Piotr Sulewski</i> — Determination of the critical area for testing independence in multi-feature arrays	1
<i>Dariusz Głuszczyk</i> — Financing innovative activities of enterprises according to the principles of the <i>Oslo Manual</i> and CSO (GUS) practices	19

SURVEYS AND ANALYSES

<i>Beata Namysłak</i> — The use of the standard development Hellwig method to study the cultural sector in the voivodship cities	36
--	-----------

REGIONAL STATISTICS

<i>Rafał Warżala</i> — The use of synthetic measures for the construction of regional economic indicator	52
<i>Małgorzata Grzywińska-Rapca, Małgorzata Kobylińska</i> — Comparative voivodship analysis in terms of the economic situation of households ...	68

INTERNATIONAL STATISTICS

<i>Mirosław Gorczyca</i> — Housing in Slovakia	80
--	-----------

INFORMATION. REVIEWS. COMMENTS

International Scientific Conference <i>Small Area Estimation 2014</i> (by <i>Marcin Szymkowiak</i>)	85
Publications of the CSO of Poland in February 2015 (by <i>Justyna Gustyn</i>)	94
Information on the socio-economic situation of Poland in January 2015 (by <i>Aggregated Studies Department, CSO</i>)	96

TABLE DES MATIÈRES

ÉTUDES MÉTHODOLOGIQUES

<i>Piotr Sulewski</i> — Détermination de la zone critique durant le teste des independances relatives au tableau de contingence	1
<i>Dariusz Gluszczyk</i> — Financement de l'activité des entreprises relative à l'innovation selon les principes du <i>Manuel d'Oslo</i> et les pratiques du GUS	19

ÉTUDES ET ANALYSES

<i>Beata Namysłak</i> — Application de la méthode relative au modèle de développement de Hellwig à l'enquête du secteur de la culture des villes de voievodies	36
--	-----------

STATISTIQUES RÉGIONALES

<i>Rafał Warzala</i> — Application des mesures synthétiques à la construction de l'indicateur régional de la conjuncture	52
<i>Małgorzata Grzywińska-Rapca, Małgorzata Kobylińska</i> — Analyse comparative des voievodies compte tenu de la situation économique des ménages	68

STATISTIQUES INTERNATIONALES

<i>Miroslaw Gorczyca</i> — Construction des logements en Slovaquie	80
--	-----------

INFORMATIONS. REVUES. COMPTE-RENDUS

Conférence Scientifique Internationale <i>Small Area Estimation 2014</i> (par <i>Marcin Szymkowiak</i>)	85
Publications du GUS (février 2015) (par <i>Justyna Gustyn</i>)	94
Information sur la situation socio-économique du pays — janvier 2015 (par <i>Département d'Analyses et d'Élaborations Agrégées, GUS</i>)	96

СОДЕРЖАНИЕ

МЕТОДОЛОГИЧЕСКИЕ ИЗУЧЕНИЯ

- Пиотр Сулевски* — Определение критической области в тестировании независимости в многоразделительных таблицах 1
- Дарюш Глуцук* — Финансирование инновационной деятельности предприятий согласно принципам *Руководства Осло* и практике ЦСУ 19

ОБСЛЕДОВАНИЯ И АНАЛИЗЫ

- Бэата Намысльак* — Использование метода образца развития Гельвига для обследования сектора культуры в воеводских городах 36

РЕГИОНАЛЬНАЯ СТАТИСТИКА

- Рафал Варжала* — Использование синтетических измерителей для разработки регионального показателя по конъюнктуре 52
- Малгожата Гживиньска-Ромпца, Малгожата Кобылинска* — Сравнительный анализ воеводств в отношении к экономическому положению домашних хозяйств 68

МЕЖДУНАРОДНАЯ СТАТИСТИКА

- Мирослав Горчица* — Жилищное строительство в Словакии 80

ИНФОРМАЦИИ. ОБЗОРЫ. РЕЦЕНЗИИ

- Международная научная конференция *Small Area Estimation 2014* (разраб. *Марцин Шимковяк*) 85
- Публикации ЦСУ (февраль 2015 г.) (разраб. *Юстина Густын*) 94
- Информация о социально-экономическом положении страны — январь 2015 г. (разраб. *Отдел анализа и сводных разработок, ЦСУ*) 96

Do Autorów

Szanowni Państwo!

- W „Wiadomościach Statystycznych” publikowane są artykuły poświęcone teorii i praktyce statystycznej, omawiające metody i wyniki badań prowadzonych przez GUS oraz przez inne instytucje w kraju i za granicą, jak również zastosowanie informatyki w statystyce oraz zmiany w systemie zbierania i udostępniania informacji statystycznej. Zamieszczane są też materiały dotyczące zastosowania w kraju metodologicznych i klasyfikacyjnych standardów międzynarodowych oraz informacje o działalności organów statystycznych i Polskiego Towarzystwa Statystycznego, a także o rozwoju myśli statystycznej i kształceniu statystycym.
- Artykuły proponowane do opublikowania w „Wiadomościach Statystycznych” powinny zawierać oryginalne opisy zjawisk oraz autorskie wnioski i sugestie dotyczące rozwoju badań i analiz statystycznych. Dla zwiększenia właściwego odbioru nadsyłanych tekstów Autorzy powinni wyraźnie określić cel opracowania artykułu oraz jasno przedstawić wyniki, a w przypadku prezentacji przeprowadzonych badań — opisać zastosowaną metodę i osiągnięte wyniki. Przy prezentacji nowych metod analizy konieczne jest podanie przykładów ich zastosowania w praktyce statystycznej.
- Artykuły zamieszczane w „Wiadomościach Statystycznych” powinny wyrażać opinie własne Autorów. Autorzy ponoszą odpowiedzialność za treść zgłaszanych do publikacji artykułów. W razie zastrzeżeń ze strony czytelników w sprawie tych treści Autorzy zostają zobligowani do merytorycznej 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 dwóm niezależnym, zewnętrznym recenzentom specjalizującym się w poszczególnych dziedzinach statystyki, którzy w swojej decyzji kierują się kryterium oryginalności i jakości opracowania, w tym treści i formy, a także potencjalnego zainteresowania czytelników. Recenzje są opracowywane na drukach zaakceptowanych przez Kolegium Redakcyjne „Wiadomości Statystycznych”. Recenzenci są zobowiązani do poświadczenia (na karcie recenzji) braku konfliktu interesów z Autorem. Wybór recenzentów jest poufny.
- Lista recenzentów oceniających artykuły w danym roku jest publikowana w pierwszym numerze elektronicznej wersji czasopisma.
- Autorzy artykułów, którzy otrzymali pozytywne recenzje, wprowadzają zasugerowane przez recenzentów poprawki i dostarczają redakcji zaktualizowaną wersję opracowania. Autorzy poświadczają w piśmie uwzględnienie wszystkich poprawek. Jeśli zaistnieje 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 szczegółowa dyskusja poświęcona omówieniu zgłoszonych przez Autorów artykułów, 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:
 - a) nieujawnianiu współautorów, mimo że wnieśli oni istotny wkład w powstanie artykułu, określanemu w języku angielskim terminem „ghostwriting”;
 - b) 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 (wzór oświadczenia zamieszczono na stronie internetowej) dotyczące:

 - a) stwierdzenia, że zgłoszony artykuł jest własnym dziełem i nie narusza praw autorskich osób trzecich,
 - b) wykazania wkładu w powstanie artykułu przez poszczególnych współautorów,
 - c) poinformowania, że zgłoszony artykuł nie był dotychczas publikowany i nie został złożony w innym wydawnictwie.

Główną odpowiedzialność za rzetelność przekazanych informacji, łącznie z informacją na temat wkładu poszczególnych współautorów w powstanie artykułu, ponosi zgłaszający artykuł.
- Artykuły opublikowane są dostępne w wersji elektronicznej na stronie internetowej czasopisma.
- Wersję pierwotną czasopisma stanowi wersja elektroniczna.

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

Informacje ogólne

- Artykuły należy dostarczać pocztą elektroniczną (lub na płycie CD). Prosimy również o przesłanie jednego egzemplarza jednostronnego wydruku tekstu na adres:
a.swiderska@stat.gov.pl lub e.grabowska@stat.gov.pl
 Redakcja „Wiadomości Statystycznych”
 Główny Urząd Statystyczny
 al. Niepodległości 208, 00-925 Warszawa

- Konieczne jest dołączenie do artykułu skróconej informacji (streszczenia) o jego treści (ok. 10 wierszy) w języku polskim i, jeżeli jest to możliwe, także w językach angielskim i rosyjskim. Streszczenie powinno być utrzymane w formie bezosobowej i zawierać: ogólny opis przedmiotu artykułu, określenie celu badania, przyjętą metodologię badania oraz ważniejsze wnioski.
- Prosimy również o podawanie słów kluczowych w języku polskim i angielskim, przybliżających zagadnienia w artykule.
- 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 edytorskie wydawnictwa

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:
 - autor — Arial, wersalik, wyrównanie do lewej, 12 pkt.,
 - tytuł opracowania — Arial, wyśrodkowany, 16 pkt.,
 - tytuły rozdziałów i podrozdziałów — Times New Roman, wyśrodkowany, kursywa, 14 pkt.,
 - tekst główny — Times New Roman, normalny, wyjustowany, 12 pkt.,
 - 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, pogrubiania czy też podwójnych linii itp., a także skrótów wyrazów w tekście zamieszczanym w „główce” i „boczku”.
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 (bez podawania numerów stron). Literatura powinna obejmować wyłącznie pozycje przytoczone w artykule.