

Cena zł 12,00
(VAT 5%)

Indeks 381306
PL ISSN 0043-518X



WIADOMOŚCI STATYSTYCZNE

GŁÓWNY
URZĄD
STATYSTYCZNY

POLSKIE
TOWARZYSTWO
STATYSTYCZNE

MIESIĘCZNIK
ROK LXI
WARSZAWA
KWIECIEŃ 2016

4

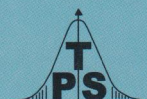
w numerze m.in.:

PIOTR SULEWSKI, ANTONI DRAPELLA

Wpływ nierównomierności wypełnienia tablicy dwudzielczej na wartość krytyczną statystyki testowej

TOMASZ GRABIA

Problemy polityki fiskalnej w krajach Grupy Wyszehradzkiej



KOLEGIUM REDAKCYJNE

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

Sekretarz: Alina Świdarska

RADA NAUKOWA

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

Sekretarz: Justyna Gustyn

REDAKCJA

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

Alina Świdarska (A.Swidarska@stat.gov.pl)

Elżbieta Grabowska (E.Grabowska@stat.gov.pl)

Wersja internetowa jest wersją pierwotną czasopisma



ZAKŁAD WYDAWNICTW STATYSTYCZNYCH

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

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

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

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

Indeks 381306

Prenumerata realizowana przez RUCH S.A.

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

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

Koszt połączenia wg taryfy operatora.

STUDIA METODOLOGICZNE

Piotr SULEWSKI, Antoni DRAPELLA

Wpływ nierównomierności wypełnienia tablicy dwudzielczej na wartość krytyczną statystyki testowej

Streszczenie. *Artykuł dotyczy tablic dwudzielczych 2×2 . Gdy hipoteza H_0 o niezależności cech jest słuszna, bardzo często — za sprawą małych próbek — rozkład statystyki testowej odbiega od rozkładu chi-kwadrat. Kwantyl rozkładu chi-kwadrat nie jest zatem właściwą wartością krytyczną. Problemem nie jest, przy obecnej wydajności komputerów, wyznaczenie metodą modelowania statystycznego Monte Carlo właściwej wartości krytycznej, lecz modelowanie H_0 . Modelowanie H_0 to generowanie takich tablic, w których wartości cechy przypisane wierszom są niezależne od wartości cechy przypisanej kolumnom. Odpowiednie do takiego modelowania są tablice — równomierna o jednakowym prawdopodobieństwie przynależności do komórek oraz nierównomierna mająca jednakowe prawdopodobieństwo we wszystkich wierszach danej kolumny lub we wszystkich kolumnach danego wiersza. Analiza wyników modelowania statystycznego ujawniła, że nawet gdy H_0 jest słuszna, rozkład statystyki testowej w istotny sposób zależy od nierównomierności tablicy. W artykule pokazano, że chcąc maksymalizować moc testu należy wartość krytyczną ustalać z uwzględnieniem miary nierównomierności tablicy. Finalnym efektem opracowania jest zaproponowane czytelnikowi gotowe narzędzie do samodzielnej weryfikacji H_0 .*

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

Test niezależności i test jednorodności są zapewne najczęściej, obok testu Kołmogorowa i testu Behrensa-Fishera, stosowanymi „narzędziami” statystycznymi. Dane do testów niezależności i jednorodności aranżowane są w postaci tablic dwudzielczych, a szczególnie tablic 2×2 . Statystyka testowa ma asymptotyczny rozkład chi-kwadrat. Warto jednak wiedzieć, że we frazie tej kryje się nieprzyjemna prawda. W praktyce bowiem bardzo często rozkład statystyki testowej nie podlega rozkładowi chi-kwadrat, co wynika z małych próbek, jakimi dysponujemy. Rachunek prawdopodobieństwa nie oferuje metod pozwalających na wyznaczenie dokładnych rozkładów na podstawie analizy. Tak naprawdę znajomość postaci analitycznej tych rozkładów nie jest nam potrzebna. Jedyne, co chcemy znać to wartości kwantyli z tzw. „ogona” tych rozkładów, najczęściej 90% i 95%. Do ich uzyskania służy metoda modelowania komputerowego Monte Carlo. Wyznaczanie kwantyla na podstawie 50000 powtórzeń testu zgodności trwa tu nie dłużej niż kilka minut i można tego dokonać nawet za pomocą komputera o przeciętnej wydajności procesora, jakim jest Intel i3. W przypadku procesora i7, realizującego 8 wątków obliczeniowych jednocześnie, będzie to trwać znacznie krócej.

Interesuje nas tutaj rozkład statystyki testowej, gdy hipoteza H_0 („zerowa”) o niezależności lub jednorodności cech jest słuszna. Przy obecnej wydajności komputerów problemu nie stanowi wyznaczenie kwantyla, lecz modelowanie H_0 . Modelowanie H_0 to generowanie takich tablic, w których wartości cechy przypisanej wierszom są niezależne od wartości cech przypisanych kolumnom. Odpowiednia do takiego modelowania jest tablica równomierna, o jednakowym prawdopodobieństwie przynależności do komórek. Jednak w modelowaniu nie można ograniczyć się tylko do niej. Zjawisko niezależności może wystąpić w każdej tablicy nierównomierniej, gdy prawdopodobieństwo według kolumn jest jednakowe we wszystkich wierszach lub prawdopodobieństwo według wierszy jest jednakowe we wszystkich kolumnach. Zasada ta dotyczy wszystkich tablic dwudzielczych, w tym także tablic 2×2 .

Analiza wyników modelowania ujawniła, że rozkład statystyki testowej w istotny sposób zależy od nierównomierności tablicy dwudzielczej 2×2 . Zbieżność rozkładu statystyki testowej do rozkładu chi-kwadrat okazuje się tym wolniejsza, im bardziej nierównomierna jest tablica. Główne przesłanie tego artykułu mówi, że chcąc maksymalizować moc testu należy ustalić wartość krytyczną z uwzględnieniem nierównomierności tablicy.

Tablica dwudzielcza 2×2 posiada ograniczenia w zakresie stosowania statystyki χ^2 Pearsona, która ma asymptotyczny rozkład chi-kwadrat z jednym stopniem swobody. W celu zniesienia tych ograniczeń w pracy Sulewskiego (2015a) zaproponowano wyznaczenie wartości krytycznych na podstawie symulacji komputerowych metodą Monte Carlo. Także Lilliefors w teście Kołmogorowa dla rozkładu normalnego wyznaczył wartości krytyczne za pomocą symulacji, gdy parametry rozkładu były oszacowane z próby.

Artykuł ten jest kontynuacją poprzednich rozważań (Sulewski, 2015a). Dalsze badania autorów prezentowane w artykule pokazują, że wartość krytyczna w teście niezależności dla tablicy dwudzielczej 2×2 (gdy między cechami nie ma związku) zależy nie tylko od liczebności próby i poziomu istotności, ale także od stopnia nierównomierności danych.

Pierwsza część naszego opracowania jest teoretyczna, a druga — praktyczna, gdzie zdefiniowano najważniejsze miary siły związku w tablicy dwudzielczej 2×2 oraz podano wyrażenie na wyznaczanie wartości stopnia nierównomierności, dla którego na poziomie istotności $\alpha = 0,05$ i dla liczebności próby $n \in \{15; 20; 25; 30; 50; 100\}$ wyznaczono wartości krytyczne metodą symulacyjną Monte Carlo.

W części praktycznej podano dwa przykłady testów niezależności w tablicy dwudzielczej 2×2 wraz z ich implementacją komputerową napisaną w edytorze VBA (*Visual Basic for Applications*) arkusza kalkulacyjnego Excel. W celu ułatwienia czytelnikowi samodzielnego prowadzenia badań statystycznych, kopię tej implementacji umieszczono w Internecie¹. Liczne komentarze dotyczące kodów źródłowych będą pomocne dla osób, które zechcą poznać mechanizm tworzenia tej implementacji.

Podstawowym celem artykułu jest przedstawienie teorii dotyczącej testów niezależności dla tablicy dwudzielczej 2×2 oraz wprowadzenie miary nierównomierności, a kolejnym — zaproponowanie czytelnikowi gotowego narzędzia w postaci pliku do samodzielnego prowadzenia badań statystycznych umieszczonego w Internecie.

MIARY SIŁY ZWIĄZKU MIĘDZY CECHAMI W TABLICY DWUDZIELCZEJ 2×2

Przypomnijmy, że najprostszą postacią tablicy dwudzielczej jest tablica 2×2 z liczebnością poszczególnych komórek a, b, c, d (tabl. 1). Wiadomo, że liczebność próby to $n = a + b + c + d$.

TABL. 1. TABLICA DWUDZIELCZA 2×2 LICZEBNOŚCI

Cecha X	Cecha Y		Razem
	Y ₁	Y ₂	
X ₁	$a = n_{11}$	$b = n_{12}$	$a + b = n_{1\bullet}$
X ₂	$c = n_{21}$	$d = n_{22}$	$c + d = n_{2\bullet}$
Razem	$a + c = n_{\bullet 1}$	$b + d = n_{\bullet 2}$	n

Źródło: opracowanie własne.

¹ <http://www.utogim.eu/cvchi.xls>.

Tablicę dwudzielczą 2×2 można także przedstawić wykorzystując prawdopodobieństwo p_{ij} ($i, j = 1, 2$), przy założeniu że $p_{11} + p_{12} + p_{21} + p_{22} = 1$ (tabl. 2). W odniesieniu do tabl. 1 wartości te wyznaczane są ze wzorów:

$$p_{11} = a/n \quad p_{12} = b/n \quad p_{21} = c/n \quad p_{22} = d/n \quad (1)$$

TABL. 2. TABLICA DWUDZIELCZA 2×2 PRAWDOPODOBIEŃSTWA

Cecha X	Cecha Y		Razem
	Y ₁	Y ₂	
X ₁	p_{11}	p_{12}	$p_{11} + p_{12} = p_{1\bullet}$
X ₂	p_{21}	p_{22}	$p_{21} + p_{22} = p_{2\bullet}$
Razem	$p_{11} + p_{21} = p_{\bullet 1}$	$p_{12} + p_{22} = p_{\bullet 2}$	1

Źródło: jak przy tabl. 1.

Przypomnijmy, że statystyka χ^2 Pearsona dla tablicy dwudzielczej 2×2 ma postać (Pearson, 1900):

$$\begin{aligned} \chi^2 &= \frac{n(ad - bc)^2}{(a + b)(c + d)(a + c)(b + d)} = \\ &= \frac{n(p_{11}p_{22} - p_{12}p_{21})^2}{(p_{11} + p_{12})(p_{21} + p_{22})(p_{11} + p_{21})(p_{12} + p_{22})} \end{aligned} \quad (2)$$

W badaniu populacji generalnej istotne są zarówno zależność między cechami, jak i siła tej zależności. Wartości statystyki χ^2 zależą nie tylko od siły związku między zmiennymi, lecz także od liczebności próby. Fakt ten sprawia, że statystyka ta jest mało przydatna do mierzenia siły związku między cechami.

Miary siły związku, zwane także współczynnikami zależności (korelacji), powinny przyjmować wartości z przedziału $\langle 0; 1 \rangle$, gdzie wartość 0 oznacza, że nie ma związku, natomiast wartość 1 pokazuje związek doskonały. Jeżeli możliwe jest określenie nie tylko siły związku, ale także jej kierunku, wtedy wartości współczynników wahają się od -1 do $+1$. W przypadku wartości -1 otrzymuje się doskonałą korelację ujemną, zaś dla wartości $+1$ — doskonałą korelację dodatnią.

Wzory na wyznaczanie miar siły związku w tablicy dwudzielczej $w \times k$ są dobrze znane. Interesującą formę mają ich szczególne postaci dla tablicy dwudzielczej 2×2 oraz miary siły związku stosowane wyłącznie w tablicy dwudzielczej

2×2. Najprostszym sposobem wyznaczania siły związku między cechami jest współczynnik frakcji określony wzorem:

$$rf = \frac{a}{a+c} - \frac{b}{b+d} = \frac{p_{11}}{p_{11} + p_{21}} - \frac{p_{12}}{p_{12} + p_{22}} \quad (3)$$

$$-1 \leq rf \leq 1$$

Współczynniki v Cramera, t Czuprowa oraz φ Yule'a dla tablicy dwudzielczej 2×2 mają taką samą postać, a mianowicie:

$$vt\varphi = \frac{|ad - bc|}{\sqrt{(a+b)(a+c)(b+d)(c+d)}} \quad (4)$$

$$0 \leq vt\varphi \leq 1$$

lub równoważnie:

$$vt\varphi = \frac{|p_{11}p_{22} - p_{12}p_{21}|}{\sqrt{(p_{11} + p_{12})(p_{11} + p_{21})(p_{12} + p_{22})(p_{21} + p_{22})}} \quad (4a)$$

Miary siły związku stanowią także współczynnik q Kendalla oraz skorygowany współczynnik c Pearsona. Wielkości te dane są wzorami:

$$q = \frac{ad - bc}{ad + bc} = \frac{p_{11}p_{22} - p_{12}p_{21}}{p_{11}p_{22} + p_{12}p_{21}} \quad (5)$$

$$-1 \leq q \leq 1$$

$$c = \sqrt{\frac{2\chi^2}{\chi^2 + n}} \quad (6)$$

$$0 \leq c \leq 1$$

Na szczególną uwagę zasługuje asymetryczna miara siły związku między cechami, a mianowicie współczynnik τ Goodmana-Kruskala, mający także swoje rozszerzenia dla tablic trójdzielczych (Gray, Williams, 1975) oraz dla tablic czterodzielczych (D'Ambra, Crisci, 2013). Jest to miara dla tablicy dwudzielczej $w \times k$ powszechnie znana w dwóch wariantach (Goodman, Kruskal, 1954):

- jeśli cecha wierszowa jest zależna:

$$\tau_k = \frac{n \sum_{i=1}^w \sum_{j=1}^k n_{ij}^2 / n_{\bullet j} - \sum_{i=1}^w n_{i\bullet}^2}{n^2 - \sum_{i=1}^w n_{i\bullet}^2} = \frac{\sum_{i=1}^w \sum_{j=1}^k p_{ij}^2 / p_{\bullet j} - \sum_{i=1}^w p_{i\bullet}^2}{1 - \sum_{i=1}^w p_{i\bullet}^2} \quad (7)$$

$$\tau_k \in \langle 0; 1 \rangle$$

- jeśli cecha kolumnowa jest zależna:

$$\tau_w = \frac{n \sum_{j=1}^k \sum_{i=1}^w n_{ij}^2 / n_{i\bullet} - \sum_{j=1}^k n_{\bullet j}^2}{n^2 - \sum_{j=1}^k n_{\bullet j}^2} = \frac{\sum_{i=1}^w \sum_{j=1}^k p_{ij}^2 / p_{i\bullet} - \sum_{i=1}^w p_{\bullet j}^2}{1 - \sum_{i=1}^w p_{\bullet j}^2} \quad (8)$$

$$\tau_w \in \langle 0; 1 \rangle$$

Dla tablicy dwudzielczej 2×2 współczynnik τ Goodmana-Kruskala ma dużo prostszą postać:

$$\tau = \tau_k = \tau_w = \frac{(ad - bc)^2}{(a + b)(a + c)(b + d)(c + d)} \quad (9)$$

$$0 \leq \tau \leq 1$$

$$\tau = \frac{(p_{11}p_{22} - p_{12}p_{21})^2}{(p_{11} + p_{12})(p_{11} + p_{21})(p_{12} + p_{22})(p_{21} + p_{22})} \quad (9a)$$

Implementację komputerową tych współczynników w środowisku VBA, w skład której wchodzi wyznaczanie wartości tych współczynników oraz badanie ich istotności, opisano w monografii Sulewskiego (2014).

MIARA NIERÓWNOMIERNOŚCI W TABLICY DWUDZIELCZEJ 2×2

Jeżeli hipoteza zerowa H_0 o niezależności cech X i Y jest słuszna, to wartości krytyczne dla tablicy dwudzielczej 2×2 wyznaczone są metodą Monte Carlo. W procesie tym tablice dwudzielcze 2×2 generowano metodą słupkową, korzystając z prawdopodobieństwa $p_{ij} = 0,25$ ($i, j = 1, 2$). Dla tego prawdopodobieństwa wymienione miary siły związku między cechami przyjmują wartość zero. Dokładny opis metody słupkowej można znaleźć w artykułach Sulewskiego (2015a, b).

Dalsze badania symulacyjne wykazały, że wartości krytyczne zależą od wartości prawdopodobieństwa p_{ij} ($i, j = 1, 2$), dla którego miary siły związku między cechami wynoszą zero (H_0 o niezależności cech jest słuszna). W związku z tym autorzy tego tekstu proponują miarę nierównomierności w postaci:

$$mn = \sum_{i=1}^2 \sum_{j=1}^2 \frac{(p_{ij} - 0,25)^2}{0,25} = 4 \sum_{i=1}^2 \sum_{j=1}^2 (p_{ij} - 0,25)^2 \quad (10)$$

która przyjmuje wartości z przedziału $\langle 0, 1 \rangle$. Zestawienie (1) przedstawia sytuację, w której $mn \in \{0, 1\}$. Dla prawdopodobieństw p_{ij} ($i, j = 1, 2$) $mn = 1$, jednak w tym przypadku nie można policzyć wartości statystyki χ^2 Pearsona. W wyrażeniu (10) widoczne jest pewne podobieństwo do statystyki χ^2 Pearsona dla tablic dwudzielczych $w \times k$.

ZESTAWIENIE (1) WARTOŚCI PRAWDOPODOBIEŃSTWA p_{ij} ORAZ WARTOŚCI MIARY mn

$mn = 0$		$mn = 1$		$mn = 1$	
$p_{11} = 1/4$	$p_{12} = 1/4$	$p_{11} = 1/2$	$p_{12} = 0$	$p_{11} = 1/2$	$p_{12} = 1/2$
$p_{21} = 1/4$	$p_{22} = 1/4$	$p_{21} = 1/2$	$p_{22} = 0$	$p_{21} = 0$	$p_{22} = 0$

Źródło: jak przy tabl. 1.

WYZNACZANIE WARTOŚCI KRYTYCZNYCH DLA TABLICY DWUDZIELCZEJ 2×2

W opracowaniu Sulewskiego (2015a) przedstawiono warunki, jakie muszą być spełnione, aby można było w testach niezależności dla tablicy dwudzielczej 2×2 stosować statystykę (2) oraz jej odmiany. W dobie coraz szybszych komputerów można za pomocą stosownego oprogramowania znieść te ograniczenia i drogą symulacyjną — stosując metodę Monte Carlo i uwzględniając nierównomierność danych — wyznaczyć wartości krytyczne. Algorytm wyznaczania wartości krytycznych dla tablicy dwudzielczej 2×2 jest następujący:

- 1) wyznaczenie liczebności próby n oraz miary nierównomierności mn danej wzorem (10) na podstawie danych źródłowych;
- 2) ustalenie hipotezy zerowej H_0 , że nie ma związku między cechami;
- 3) ustalenie poziomu istotności α ;
- 4) dla danej wartości $mn \in \{0; 0,01; \dots; 0,99\}$, gdy H_0 jest słuszna, ustalenie wartości prawdopodobieństwa p_{ij} ($i, j = 2$), dla którego miary siły związku są równe zero;
- 5) generowanie tablicy dwudzielczej 2×2 metodą słupkową na podstawie wartości p_{ij} ($i, j = 2$);
- 6) wyznaczenie wartości statystyki χ^2 Pearsona danej wzorem (2);

- 7) $R=5 \cdot 10^4$ -krotne powtórzenie pkt. 5 i pkt. 6;
- 8) uporządkowanie w kolejności rosnącej wartości statystyki χ_i^2 ($i=1, \dots, R$);
- 9) obliczenie wartości dystrybuanty empirycznej $F_i^* = i/(R+1)$;
- 10) ustalenie wartości krytycznej $cv1_\alpha$ jako i -tej statystyki pozycyjnej, w przypadku której wartość dystrybuanty empirycznej wynosi $F_i^* = 1 - \alpha$ lub jest bardzo bliska tej wartości;
- 11) $u = 50$ -krotne powtórzenie pkt. 5—10;
- 12) wyznaczenie wartości krytycznej $cv_\alpha = \sum_{i=1}^{50} cv1_\alpha / 50$.

Wartości prawdopodobieństwa p_{ij} ($i, j=1, 2$) dla danej wartości miary nierównomierności mn wyznaczono korzystając z narzędzia do analizy symulacji, jakim jest solver², przy założeniach:

$$\sum_{i=1}^2 \sum_{j=1}^2 p_{ij} = 1 \quad p_{ij} \geq 0 \quad (i, j = 1, 2) \quad p_{11} = p_{21} \quad p_{12} = p_{22} \quad (11)$$

Dla miary nierównomierności $mn = 0,1 \cdot i$ ($i = 0, 1, \dots, 9$), gdy hipoteza zerowa H_0 o niezależności cech X i Y jest słuszna oraz miary siły związku są równe zeru (zestawienie 2), wyznaczono wartości krytyczne dla liczebności próby $n \in \{15; 20; 25; 30; 50; 100\}$ na poziomie istotności $\alpha = 0,05$. Uzyskane wyniki przedstawiono na wykresie, z którego wynika, że dla danej wielkości próby wartość krytyczna zmienia się wraz ze wzrostem stopnia nierównomierności danych i przyjmuje najmniejsze wartości, gdy ta nierównomierność jest największa. Odchylenia od wartości wyznaczanej „rutynowo” z rozkładu chi-kwadrat są znaczne.

**ZESTAWIENIE (2) WARTOŚCI MIARY NIERÓWNOMIERNOŚCI mn
ORAZ WARTOŚCI PRAWDOPODOBIENSTW p_{ij}**

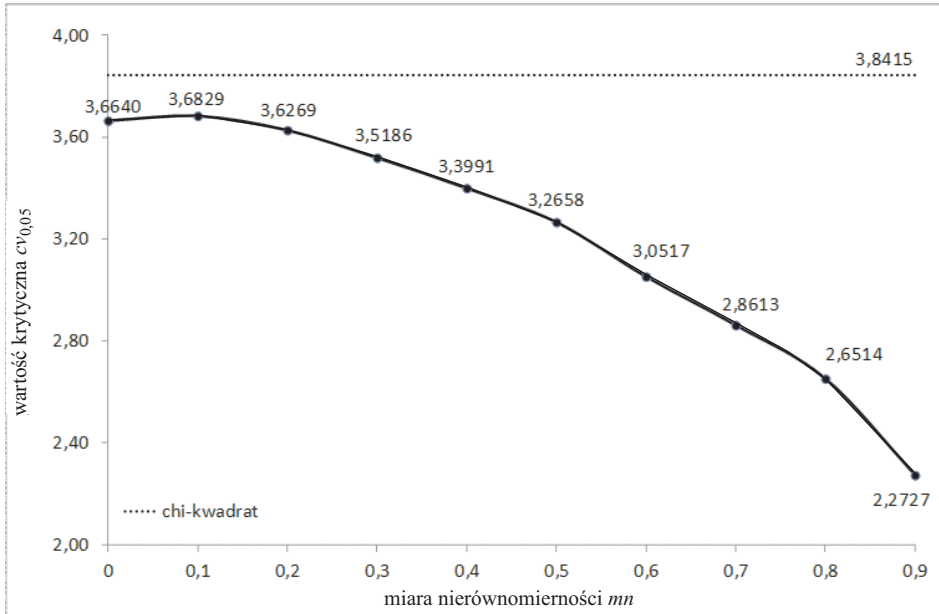
$p_{11} = p_{21}$ lub $p_{11} = p_{12}$	$p_{12} = p_{22}$ lub $p_{21} = p_{22}$	mn
0,250	0,250	0
0,171	0,329	0,1
0,138	0,362	0,2
0,113	0,387	0,3
0,092	0,408	0,4
0,073	0,427	0,5
0,056	0,444	0,6
0,041	0,459	0,7
0,026	0,474	0,8
0,013	0,487	0,9

Źródło: jak przy tabl. 1.

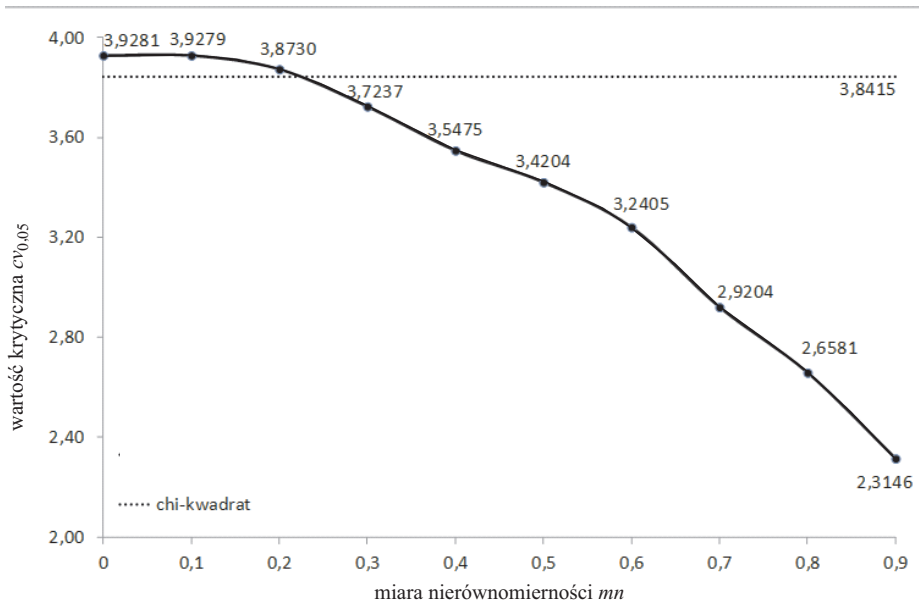
² Oprogramowanie ze stosownymi wskazówkami znajduje się w pliku internetowym w arkuszu „solver”.

WARTOŚCI KRYTYCZNE WEDŁUG LICZEBNOŚCI PRÓBY

$n=15$

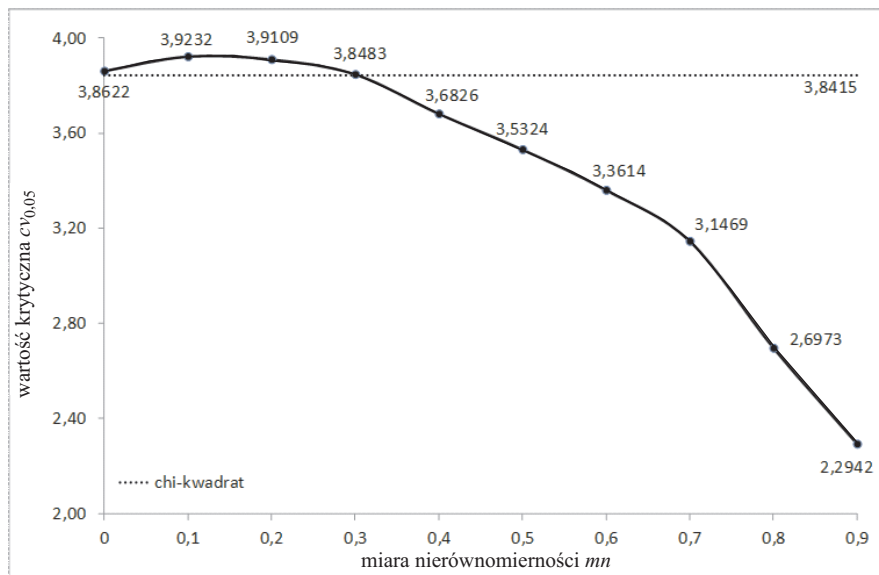


$n=20$

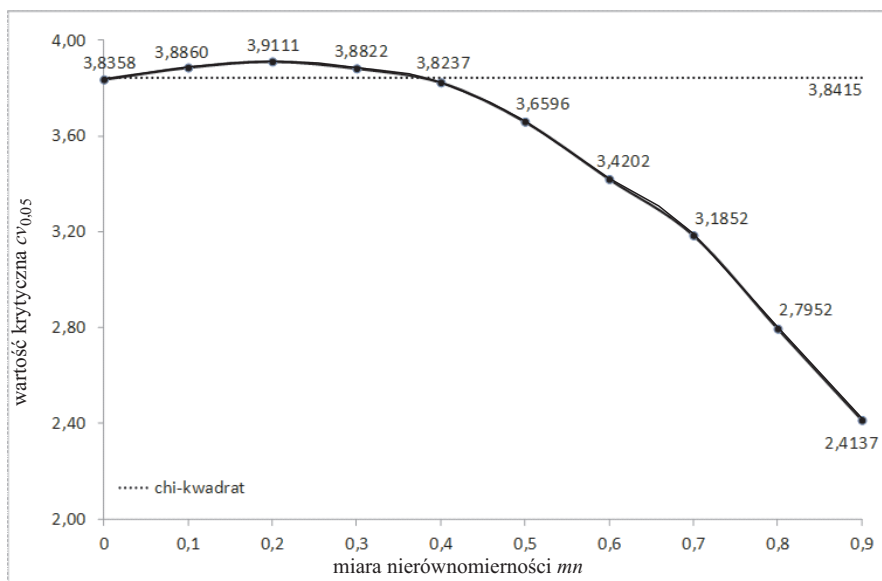


WARTOŚCI KRYTYCZNE WEDŁUG LICZEBNOŚCI PRÓBY (cd.)

$n=25$

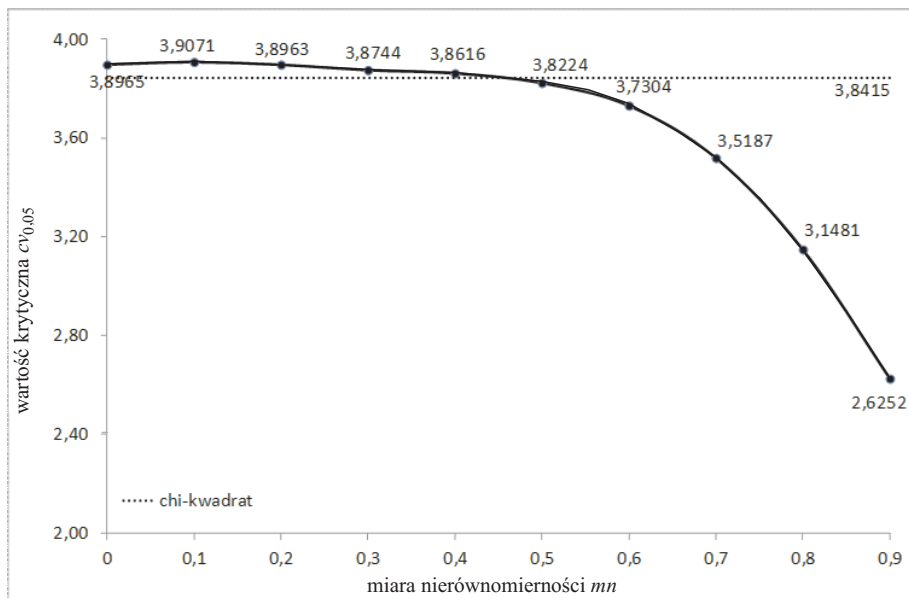


$n=30$

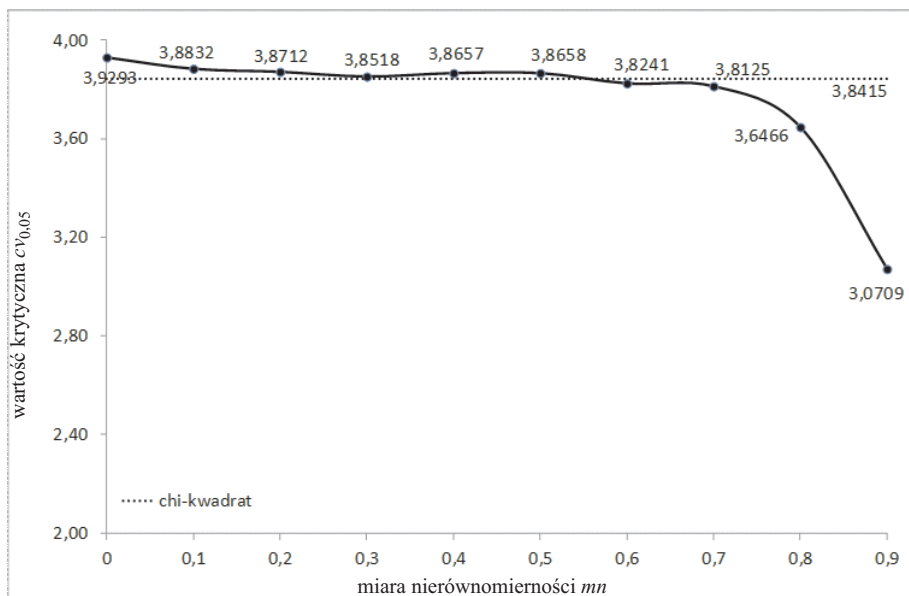


WARTOŚCI KRYTYCZNE WEDŁUG LICZEBNOŚCI PRÓBY (dok.)

$n=50$



$n=100$



Źródło: opracowano na podstawie wyników przeprowadzonego badania.

Przykład 1

W grupie 20 studentów matematyki przeprowadzono badanie ankietowe dotyczące wpływu stosowania diety na wagę ciała. Na podstawie danych przedstawionych w tablicy dwudzielczej 2×2 (tabl. 3) zbadano na poziomie istotności $\alpha = 0,05$ istnienie związku między cechami „waga ciała” i „dieta” korzystając ze statystyki χ^2 Pearsona i wyznaczając wartość krytyczną testu na podstawie stopnia nierównomierności. Wyznaczono siłę związku wykorzystując opisane miary.

TABL. 3. TABLICA DWUDZIELCZA 2×2 LICZEBNOŚCI Z ROZKŁADEM ŁĄCZNYM CECH „WAGA CIAŁA” I „DIETA”

Waga ciała	Dieta		Razem
	stosowana	niestosowana	
R a z e m	8 (0,40)	12 (0,60)	20 (1,00)
Bez zmian	1 (0,05)	8 (0,40)	9 (0,45)
Utrata wagi	7 (0,35)	4 (0,20)	11 (0,55)

U w a g a. W nawiasach podano wartości prawdopodobieństw.

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

Rozwiązanie. Implementację komputerową przykładu utworzoną w edytorze VBA arkusza kalkulacyjnego Excel przedstawiono w pliku³, który można otworzyć w środowisku Microsoft Office począwszy od wersji 97-2003. W programie tym powinna być włączona opcja uruchamiająca wszystkie makra. Plik internetowy zawiera także arkusz w języku angielskim.

Autorzy artykułu podają tu algorytm według kolejnych kroków realizowania implementacji komputerowej. Podkreślono czynności, które należą do czytelnika — dotyczą one arkusza „tablica”:

- 1) wypełnienie komórek A2, B2 nazwami odpowiednio cech X i Y ;
- 2) wypełnienie komórek B4:B5 oraz C3:D3 wariantami odpowiednio cech X i Y ;
- 3) wypełnienie komórek C4:D5 wielkościami a, b, c, d ;
- 4) wyznaczenie sum brzegowych $(a + b)$, $(c + d)$, $(a + c)$, $(b + d)$;
- 5) wyznaczenie liczebności próby $n = a + b + c + d$;
- 6) wyznaczenie prawdopodobieństwa $p_{11}, p_{12}, p_{21}, p_{22}$;
- 7) założenie hipotezy zerowej H_0 , że nie ma związku między cechami;
- 8) wprowadzenie wartości poziomu istotności α do komórki C9;
- 9) obliczenie wartości miary nierównomierności mn ze wzoru (10);
- 10) jeżeli $\alpha = 0,05$ i $mn = 0,1 \cdot i$ ($i = 0, 1, \dots, 9$) oraz $n \in \{15; 20; 25; 30; 50; 100\}$, to wartość krytyczna cv_α odczytana jest z wykresu;

³ Plik ten umieszczono w Internecie pod adresem <http://www.utogim.eu/cvchi.xls>.

- 11) jeżeli $mn \neq 0,1 \cdot i$ ($i = 0, 1, \dots, 9$), to wartość krytyczna cv_α wyznaczana jest symulacyjnie dla danej wartości miary nierównomierności nm zaokrąglonej do dwóch miejsc po przecinku;
- 12) wyznaczenie wartości statystyki χ^2 ze wzoru (2);
- 13) jeżeli $\chi^2 < cv_\alpha$, to nie ma podstaw do odrzucenia H_0 . Przejdźcie do punktu 16;
- 14) jeżeli $\chi^2 \geq cv_\alpha$, to są podstawy do odrzucenia H_0 ;
- 15) wyznaczenie wartości wymienionych miar siły związku;
- 16) koniec algorytmu.

O działaniu algorytmu informuje licznik iteracji znajdujący się na pasku statusu.

Wizualizację przykładu 1 przedstawia zestawienie (3).

ZESTAWIENIE (3) WYNIKÓW DZIAŁANIA TESTU NIEZALEŻNOŚCI DLA PRZYKŁADU 1

Segment A		Segment B	
H_0	Nie ma związku między cechami	Miary siły związku	Wartości siły związku
α	0,05	rf	-0,54
mn	0,30	$vt\phi$	0,53
cv_α	3,72	q	-0,87
χ^2	5,69	c	0,44
Są podstawy do odrzucenia H_0		τ	0,28

Źródło: jak przy tabl. 1.

Przykład 2

W grupie 38 studentów informatyki przeprowadzono badanie ankietowe dotyczące szczepienia psów, z uwzględnieniem miejsca zamieszkania. Na podstawie danych przedstawionych w tablicy dwudzielczej 2×2 (tabl. 4) zbadano na poziomie istotności $\alpha = 0,1$ istnienie związku między cechami „miejsce zamieszkania” i „szczepienie psa” korzystając ze statystyki χ^2 Pearsona i wyznaczając wartość krytyczną testu na podstawie stopnia nierównomierności. Wyznaczono, jak poprzednio, siłę związku wykorzystując wcześniej opisane miary.

TABL. 4. TABLICA DWUDZIELCZA 2×2 Z ROZKŁADEM ŁĄCZNYM CECH „MIEJSCE ZAMIESZKANIA” I „SZCZEPIENIE PSA”

Miejsce zamieszkania	Szczepienie psa		Razem
	tak	nie	
R a z e m	10 (0,26)	28 (0,74)	38 (1,00)
Miasta	6 (0,16)	22 (0,58)	28 (0,74)
Wieś	4 (0,10)	6 (0,16)	10 (0,26)

U w a g a. W nawiasach podano wartości prawdopodobieństw.

Źródło: jak przy tabl. 1.

Rozwiązanie. Po wykonaniu algorytmu według kroków podanych w przykładzie 1, wizualizację tego przykładu przedstawiono w zestawieniu (4).

ZESTAWIENIE (4) WYNIKÓW DZIAŁANIA TESTU NIEZALEŻNOŚCI DLA PRZYKŁADU 2

Segment A		Segment B	
H_0	Nie ma związku między cechami	Miary siły związku	Wartości siły związku
α	0,10	rf	-0,19
mn	0,58	$vt\varphi$	0,19
cv_α	2,75	q	-0,42
χ^2	1,31	c	0,07
Nie ma podstaw do odrzucenia H_0		τ	0,03

Źródło: jak przy tabl. 1.

Podsumowanie

W badaniu niezależności cech w tablicach dwudzielczych najważniejsza jest zaproponowana przez Pearsona statystyka χ^2 . W celu zniesienia ograniczeń w stosowaniu tej statystyki wartości krytyczne wyznaczono symulacyjnie. W opracowaniu zwrócono uwagę na fakt, że wartości krytyczne wyznaczone symulacyjnie metodą Monte Carlo zależą także od stopnia nierównomierności danych. Zbieżność rozkładu statystyki testowej do rozkładu chi-kwadrat jest tym wolniejsza, im bardziej nierównomierna jest tablica. Główne przesłanie tego artykułu mówi, że chcąc maksymalizować moc testu należy wartość krytyczną ustalać z uwzględnieniem nierównomierności tablicy. Dzięki gotowej implementacji komputerowej czytelnik może samodzielnie badać niezależność cech w tablicy dwudzielczej 2×2 .

dr Piotr Sulewski — Akademia Pomorska w Słupsku, **prof. dr hab. Antoni Drapella** — Akademia Marynarki Wojennej w Gdyni

LITERATURA

D'Ambra A., Crisci A. (2013), *Multiple TAU decomposition in mean effect and interaction term*, SIS Statistical Conference, Advances in Latent Variables. Methods, Models and Applications, Brescia.

Goodman L., Kruskal W. (1954), *Measures of Association for Cross Classifications*, „Journal of the American Statistical Association”, Vol. 49.

Gray L. N., Williams J. S. (1975), *Goodman and Kruskal's tau b: multiple and partial analogs*, [w:] *Proceedings of the Social Statistics Section*, American Statistical Association.

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.

- Sulewski P. (2014), *Statystyczne badanie współzależności cech typu dyskretne kategorie*, Akademia Pomorska, Słupsk.
- Sulewski P. (2015a), *Wyznaczenie obszaru krytycznego przy testowaniu niezależności w tablicach wielodzielczych*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 3.
- Sulewski P. (2015b), *Ocena zdolności tablic dwudzielczych do wykrywania związku między uporządkowanymi cechami typu jakościowego*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 5.

Summary. *The article concerns two-way (2×2) contingency tables. When the H_0 — hypothesis of independence of features is correct, very often — because of the small sample — the distribution of the test statistics differ from the chi-square. Quantile of the chi-square is therefore not a correct critical value. With the current performance of computers, designation of critical value by statistical modeling of Monte Carlo method is not a problem, but a problem is H_0 modeling. The H_0 modeling is generating such arrays, which feature value assigned rows are independent of the characteristics of the assigned columns. Suitable for such modeling are tables — uniform of the same probability of belonging to cells and uneven having equal probability in all rows of a given column or in all columns of a given row. Analysis of the results of statistical modeling revealed that even when H_0 is right, the distribution of the test statistics significantly depends on the uneven array. The article shows that in order to maximize the power of the test should be set critical value, taking into account measures of inequality array. The final result of the study is offered the reader a ready tool for independent verification of the H_0 hypothesis.*

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

Резюме. *Статья рассматривает двухразделительные таблицы 2×2 . Если гипотеза H_0 по независимости признаков является правильной, очень часто — с использованием небольших выборок — распределение тестовых статистик не подчиняется распределению хи-квадрат. Квантиль распределения хи-квадрат таким образом не является соответствующим критическим значением. Учитывая производительность современных компьютеров, проблемой не является обозначение по методу статистического моделирования Монте-Карло соответствующего критического значения, но моделирование H_0 . Моделирование H_0 это разработка таких таблиц, в которых значения признака отнесены к строкам являются независимыми от величины признака отнесенного к столбцам. Соответствующими для такого моделирования таблицами являются — равномерная с одинаковой вероятностью принадлежности к клеткам, а также неравномерная имеющая одинаковую вероятность во всех строках данного столбца или во всех столбцах данной строки. Анализ результатов*

статистического моделирования показал, что даже если H_0 является правильной, распределение тестовых статистик действительно зависит от неравномерности таблицы. В статье было показано, что для высокой мощности критерия следует определять критическое значение с учетом меры неравномерности таблицы. Конечным эффектом разработки является предложение читателю готового инструмента для самостоятельной проверки H_0 .

Ключевые слова: двухразделительная таблица, критерий независимости, критическое значение, Монте-Карло.

Elżbieta BRONIEWICZ, Wiesława DOMAŃSKA

Rachunki sektora towarów i usług związanych z ochroną środowiska

Streszczenie. *Celem artykułu jest przedstawienie wyników projektu pilotażowego dotyczącego rachunków sektora towarów i usług związanych z ochroną środowiska (EGSS), realizowanego w Polsce w 2015 r., prowadzonego zgodnie ze standardami Europejskiego Systemu Rachunków Narodowych. Rachunek uwzględnia działalność gospodarki narodowej dotyczącą produktów wytworzonych w celu ochrony środowiska i gospodarowania zasobami naturalnymi. Dane gromadzono według klasyfikacji działalności gospodarczej, w układzie dziedzin ochrony środowiska oraz klasyfikacji działalności związanej z gospodarką zasobami.*

Słowa kluczowe: rachunki ekonomiczne środowiska, produkty związane z ochroną środowiska, towary i usługi związane z ochroną środowiska.

W konkluzjach z czerwca 2006 r. Rada Europejska wezwała Unię Europejską (UE) i jej państwa członkowskie do rozszerzenia rachunków narodowych o kluczowe aspekty zrównoważonego rozwoju. Uznano, że rachunki narodowe powinny zostać uzupełnione o zintegrowane rachunki ekonomiczne środowiska, będące systemem rachunków satelitarnych w stosunku do systemu rachunków narodowych (SNA). System rachunków satelitarnych powinien gromadzić informacje dotyczące gospodarki i środowiska oraz ujmować je we wspólne ramy w celu zmierzenia wkładu środowiska w gospodarkę i jej oddziaływania na środowisko. Powinien on dostarczać danych służących do monitorowania interakcji między gospodarką a środowiskiem, jak również stanowić bazę do planowania strategicznego i analizy polityki w celu określenia bardziej zrównoważonych ścieżek rozwoju (*Environmental Accounts...*, 2003). Szczegółowe uregulowania prawne kwestii rachunków ekonomicznych środowiska znalazły odzwierciedlenie w uchwalonym w 2011 r. rozporządzeniu w sprawie europejskich ekonomicznych rachunków środowiska¹, które ustanawia wspólne ramy dla groma-

¹ Rozporządzenie Parlamentu Europejskiego i Rady (UE) nr 691/2011 z 6 lipca 2011 r. w sprawie europejskich ekonomicznych rachunków środowiska, L 192.

dzenia i zestawiania tych rachunków w celu umiejscowienia ich jako rachunków satelitarnych w stosunku do ESA '95².

Tym aktem prawnym objęte są trzy moduły rachunków:

- Rachunki emisji do powietrza (AEA),
- Ogólnogospodarcze rachunki przepływów materialnych (MFA),
- Podatki związane ze środowiskiem (TAXES).

W 2014 r. weszło w życie rozporządzenie zmieniające rozporządzenie nr 691/2011 w sprawie europejskich rachunków ekonomicznych środowiska³. Wprowadza ono do podstawy prawnej trzy kolejne moduły rachunków:

- Rachunki wydatków na ochronę środowiska (EPEA),
- Rachunki sektora towarów i usług związanych ze środowiskiem (EGSS),
- Rachunki fizycznych przepływów energii (PEFA).

Celem artykułu jest przedstawienie wyników projektu pilotażowego pt. *Europejskie Rachunki Ekonomiczne Środowiska: moduł rachunków sektora towarów i usług środowiskowych (EEEA—EGSS)*, przeprowadzonego w latach 2014 i 2015 w GUS, przy merytorycznym wsparciu Fundacji Ekonomistów Środowiska i Zasobów Naturalnych⁴. Głównym celem projektu było wypracowanie metodyki zestawiania rachunków EGSS oraz wypełnienie tablic kwestionariusza Eurostatu *Environmental Goods and Services Sector (EGSS). Data Collection* danymi za 2014 r.

RACHUNKI SEKTORA TOWARÓW I USŁUG ZWIĄZANYCH Z OCHRONĄ ŚRODOWISKA

Celem rachunków sektora towarów i usług związanych z ochroną środowiska jest uzyskanie danych dotyczących działalności produkcyjnej gospodarki narodowej, której rezultatem są towary i usługi związane z ochroną środowiska. Są to produkty wytworzone w celu ochrony środowiska i gospodarowania zasobami.

Sektor towarów i usług związanych z ochroną środowiska ma takie same granice systemu, jak ESA. Zgodnie z ESA produkcja oznacza działalność prowadzoną pod kontrolą i na odpowiedzialność jednostki instytucjonalnej celem wytworzenia towarów i usług, przy wykorzystaniu nakładów pracy, kapitału oraz zużyciu towarów i usług.

² Europejski system rachunków (ESA) ustanowiony rozporządzeniem Rady (WE) nr 2223/96 z 25 czerwca 1996 r. w sprawie europejskiego systemu rachunków narodowych i regionalnych we Wspólnocie (ESA '95). Nowy, aktualnie obowiązujący system (ESA 2010) wprowadzono rozporządzeniem Parlamentu Europejskiego i Rady nr 549/2013 z 21 maja 2013 r.

³ Rozporządzenie Parlamentu Europejskiego i Rady (UE) nr 538/2014 z 16 kwietnia 2014 r. zmieniające rozporządzenie (UE) nr 691/2011 w sprawie europejskich rachunków ekonomicznych środowiska.

⁴ W ramach umowy z UE o dotację nr 05121.2013.003-2013.344.

Towary i usługi związane z ochroną środowiska wchodzą w zakres następujących kategorii:

- 1) usługi związane z ochroną środowiska — typowe dla ochrony środowiska i zarządzania zasobami, np. oczyszczanie ścieków, gospodarka odpadami, rolnictwo ekologiczne, produkcja energii z zasobów odnawialnych, monitorowanie i pomiary stanu środowiska czy edukacja ekologiczna;
- 2) produkty o celu wyłącznie środowiskowym (produkty powiązane) — wyroby służące bezpośrednio i mające zastosowanie wyłącznie do ochrony środowiska i zarządzania zasobami lub inne usługi;
- 3) towary dostosowane — alternatywne w stosunku do tradycyjnych, bardziej przyjazne środowisku, generujące mniejszą ilość zanieczyszczeń i bardziej zasobooszczędne;
- 4) technologie związane z ochroną środowiska — w podziale na technologie „końca rury” i zintegrowane.

Najważniejszym kryterium stosowanym w odniesieniu do wymienionych kategorii jest kryterium celu — produkcja towarów i usług jest podejmowana w celu ochrony środowiska i/lub ochrony zasobów naturalnych.

Rozporządzenie nr 538/2014 nakłada na państwa członkowskie obowiązek opracowania rachunków EGSS według następujących elementów: produkcja globalna rynkowa (w tym eksport), wartość dodana działalności rynkowej i zatrudnienie w ramach działalności rynkowej.

Dane dotyczące tych elementów opracowuje się według klasyfikacji działalności gospodarczej NACE Rev.2, w podziale na 21 sekcji. Ponadto dane grupowane są zgodnie z klasyfikacją CEPA⁵ oraz CReMA⁶.

Klasyfikacja CEPA obejmuje następujące dziedziny ochrony środowiska:

- CEPA 1 — Ochrona powietrza atmosferycznego i klimatu,
- CEPA 2 — Gospodarka ściekowa,
- CEPA 3 — Gospodarka odpadami,
- CEPA 4 — Ochrona i rekultywacja gleby, wód podziemnych i wód powierzchniowych,
- CEPA 5 — Zmniejszanie hałasu i wibracji,
- CEPA 6 — Ochrona różnorodności biologicznej i krajobrazu,
- CEPA 7 — Ochrona przed promieniowaniem,
- CEPA 8 — Działalność badawczo-rozwojowa w zakresie ochrony środowiska,
- CEPA 9 — Pozostała działalność związana z ochroną środowiska.

Klasyfikacja CReMA dotyczy następujących kategorii:

- CReMA 10 — Gospodarka wodna,
- CReMA 11 — Gospodarka zasobami leśnymi,

⁵ *Classification of Environmental Protection Activities* — Klasyfikacja Działalności Związanej z Ochroną Środowiska.

⁶ *Classification of Resource Management Activities* — Klasyfikacja Działalności Związanej z Gospodarką Zasobami.

- CReMA 12 — Zarządzanie dziką fauną i florą,
- CReMA 13 — Gospodarka zasobami energetycznymi,
 - CReMA 13A — Produkcja energii ze źródeł odnawialnych,
 - CReMA 13B — Oszczędzanie ciepła/energii i zarządzanie nimi,
 - CReMA 13C — Ograniczanie stosowania paliw kopalnych jako surowców,
- CReMA 14 — Gospodarka surowcami mineralnymi,
- CReMA 15 — Działalność badawczo-rozwojowa w zakresie gospodarki zasobami,
- CReMA 16 — Pozostała działalność w zakresie gospodarki zasobami.

Pierwszą transmisję danych do Komisji Europejskiej (Eurostatu) z zakresu EGSS wyznaczono na grudzień 2017 r., która obejmie dane za lata 2014 i 2015. Kolejne przekazywanie danych odbywać się będzie w cyklach rocznych.

Transmisja danych odbywa się za pomocą kwestionariusza Eurostatu *Environmental Goods and Services Sector (EGSS). Data Collection* — składa się on z czterech tabel obejmujących poszczególne elementy rachunku (produkcji towarów i usług środowiskowych, ich eksportu, wartości dodanej oraz zatrudnienia).

METODY ZESTAWIANIA RACHUNKÓW EGSS

Istnieją dwa podejścia zestawiania rachunków, stosowane zarówno w rachunkach narodowych jak i w rachunkach EGSS, tj. podejście podażowe — dotyczące produkcji oraz podejście popytowe — dotyczące wykorzystania (*Practical...*, 2014).

Podejście podażowe charakteryzuje się gromadzeniem danych w zakresie podaży towarów i usług środowiskowych przy pomocy istniejącej statystyki i/lub dodatkowych badań. Od strony produkcji obliczane są kategorie: produkcja globalna, zużycie pośrednie, wartość dodana brutto oraz podatki od produktów pomniejszone o dotacje do produktów.

Podejście popytowe koncentruje się na wykorzystaniu statystyki dotyczącej wydatków na ochronę środowiska (z rachunku EPEA⁷ i/lub kwestionariusza JQ EPER⁸). Może być ono stosowane w przypadkach, gdy producenci towarów i usług środowiskowych nie są sklasyfikowani w charakterystycznym dla ochrony środowiska lub zarządzania zasobami rodzaju działalności według klasyfikacji NACE⁹ (poza działami 37—39). Tak uzyskane dane nie uwzględniają gospodarowania zasobami, a jedynie ochronę środowiska. Również szczegółowość danych w obu rachunkach może się różnić. Ponadto wartość wydatków w rachunkach EPEA czy w JQ EPER jest rejestrowana w cenach nabywcy, zaś

⁷ *Environmental Protection Expenditure Accounts* — Rachunki wydatków na ochronę środowiska.

⁸ *Joint Questionnaire Environmental Protection Expenditure and Revenues* — Wspólny kwestionariusz (OECD i Eurostatu) wydatki na ochronę środowiska i przychody.

⁹ *Nomenclature Statistique des Activites Economiques dans la Communauté Europeene*.

w rachunkach EGSS wymagane są dane w cenach bazowych (*Environmental expenditure...*, 2007).

Od strony wydatków obliczane są kategorie popyt krajowy, który jest sumą spożycia ogółem (spożycie indywidualne i zbiorowe) i akumulacji brutto (nakłady brutto na środki trwałe, przyrost rzeczowych środków obrotowych, przyrost aktywów o wyjątkowej wartości) oraz saldo obrotów handlu zagranicznego (eksport i import towarów i usług).

W Polsce stosowano kombinację obu podejść — od strony produkcji i od strony wykorzystania — w zależności od prezentowanych zmiennych. Kompilację rachunków EGSS przeprowadzono z wykorzystaniem istniejących źródeł danych, bez prowadzenia specjalnych badań w jednostkach sektora EGSS.

WYNIKI RACHUNKÓW SEKTORA TOWARÓW I USŁUG ŚRODOWISKOWYCH W POLSCE

Zestawienie głównych zmiennych rachunków EGSS przedstawiono w tabl. 1.

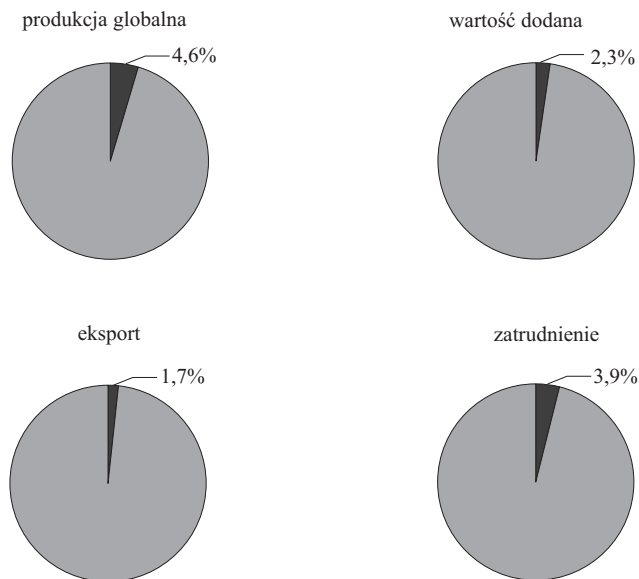
TABL. 1. PRODUKCJA GLOBALNA, WARTOŚĆ DODANA, EKSPORT ORAZ ZATRUDNIENIE W SEKTORZE TOWARÓW I USŁUG ŚRODOWISKOWYCH W POLSCE W 2014 R.

Dziedziny rachunku EGSS	Zmienne rachunku EGSS			
	produkcja globalna	wartość dodana	eksport	zatrudnienie (etaty przeliczeniowe)
	w mln zł			
CEPA 1	8070	2424	2906	8285
CEPA 2	10183	6574	687	24518
CEPA 3	8797	3259	2314	27626
CEPA 4	6127	2754	500	12647
CEPA 5	3249	923	2334	33595
CEPA 6	541	274	16	5545
CEPA 7	19	10	2	123
CEPA 8	240	131	19	1330
CEPA 9	2627	1618	184	16336
Razem CEPA	39853	17967	8961	130005
CRema 10	12901	6924	700	61276
CRema 13A	14270	5630	777	75215
CRema 13B	11037	2933	3305	104989
CRema 13C	1754	396	1	9896
CRema 14	3760	1454	0	41804
Razem CRema	43721	17338	4782	293180
R a z e m CEPA i CRema	83573	35305	13743	423185

Źródło: obliczenia własne.

Udział poszczególnych zmiennych EGSS w wybranych kategoriach makroekonomicznych w Polsce ogółem przedstawiono na wykr. 1.

Wykr. 1. UDZIAŁ ZMIENNYCH EGSS W WYBRANYCH KATEGORIACH MAKROEKONOMICZNYCH OGÓŁEM DLA POLSKI W 2014 R.



Źródło: opracowanie własne na podstawie wyników projektu.

Produkcja globalna

Wartość produkcji globalnej sektora towarów i usług środowiskowych w Polsce w 2014 r. wyniosła 83573 mln zł, z czego większość (52,3%) przypadła na wartość produkcji towarów i usług służących gospodarowaniu zasobami (dziedziny CReMA).

Niemal 92% produkcji globalnej stanowiła produkcja rynkowa, głównie produktów służących ochronie środowiska i związanych z gospodarowaniem zasobami (tabl. 2).

TABL. 2. PRODUKCJA GLOBALNA EGSS W POLSCE W 2014 R.

Wyszczególnienie	CEPA	CReMA	Razem	
	w mln zł			w %
Produkcja globalna	39853	43721	83573	100,0
w tym:				
Produkcja rynkowa	34049	42740	76789	91,9
w tym: usługi	18674	10885	29559	35,4
wyroby	15375	31855	47230	56,5

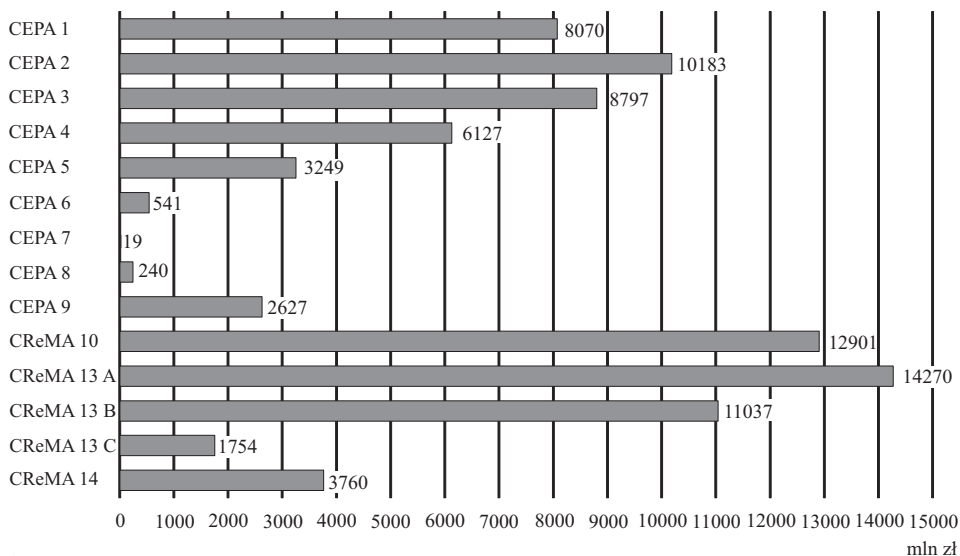
TABL. 2. PRODUKCJA GLOBALNA EGSS W POLSCE W 2014 R. (dok.)

Wyszczególnienie	CEPA	CReMA	Razem	
	w mln zł			w %
Produkcja: nierynkowa	2020	116	2136	2,6
finalna na cele własne	—	158	158	0,2

Źródło: jak przy tabl. 1.

Największy udział produkcji globalnej (17,1%) wystąpił w dziedzinie CReMA 13A (Produkcja energii ze źródeł odnawialnych), najmniejszy natomiast (0,02%) notowano w dziedzinie CEPA 7 (Ochrona przed promieniowaniem). Strukturę produkcji globalnej w podziale na dziedziny ochrony środowiska i gospodarowania zasobami przedstawiono na wyk. 2.

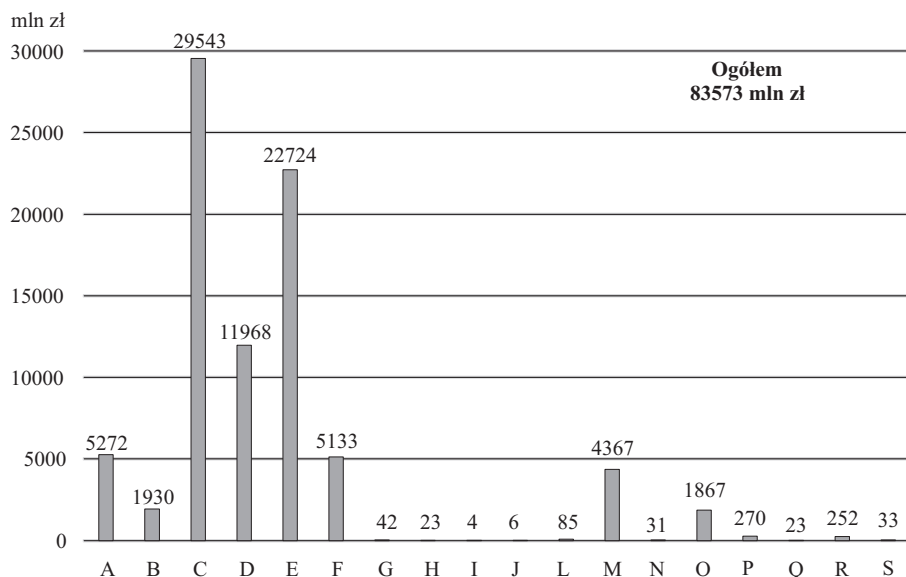
Wykr. 2. PRODUKCJA GLOBALNA EGSS W PODZIALE NA DZIEDZINY OCHRONY ŚRODOWISKA I GOSPODAROWANIA ZASOBAMI W POLSCE W 2014 R.



Źródło: jak przy wyk. 1.

Produkcja globalna sektora EGSS była realizowana głównie przez jednostki klasyfikowane w sekcji C — Przetwórstwo przemysłowe oraz w sekcji E — Dostawa wody; gospodarowanie ściekami i odpadami oraz działalność związana z rekultywacją (wykr. 3). W jednostkach sekcji C produkowano wyłącznie wyroby służące ochronie środowiska i gospodarowaniu zasobami. Największy udział w wartości produkcji tej sekcji miały jednostki klasyfikowane w dziale 22 — Produkcja wyrobów z gumy i tworzyw sztucznych oraz w dziale 23 — Produkcja wyrobów z pozostałych mineralnych surowców niemetalicznych. W jednostkach sekcji E produkcja dotyczyła usług środowiskowych — głównie w gospodarce wodnej, ściekowej oraz odpadami.

Wykr. 3. PRODUKCJA GLOBALNA EGSS WEDŁUG WYBRANYCH SEKCJI NACE W POLSCE W 2014 R.



Źródło: jak przy wykr. 1.

Wartość dodana

Wartość dodana sektora towarów i usług środowiskowych w Polsce w 2014 r. wyniosła 35305 mln zł, z czego większość (50,9%) przypadała na wartość dodaną związaną z dziedzinami CEPA. Niemal 91% wartości dodanej wynikało z produkcji rynkowej, towarów i usług służących ochronie środowiska i związanych z gospodarowaniem zasobami (tabl. 3).

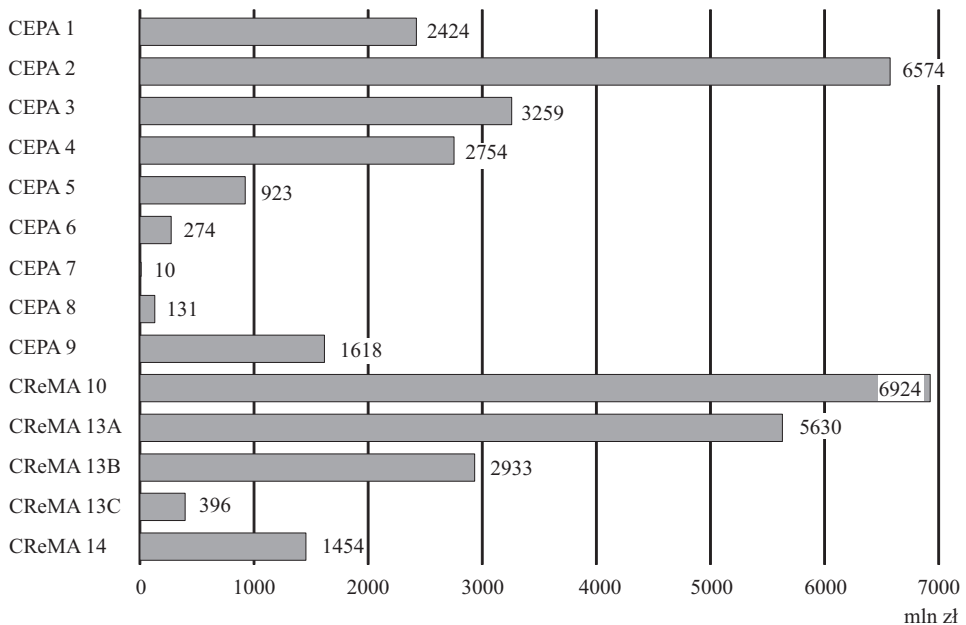
TABL. 3. WARTOŚĆ DODANA EGSS W POLSCE W 2014 R.

Wyszczególnienie	CEPA	CRema	Razem	
	w mln zł			w %
Wartość dodana	17967	17338	35305	100,0
w tym:				
Produkcja rynkowa	14935	16973	31909	90,4
usługi	10314	6332	16646	47,2
wyroby	4621	10641	15262	43,2
Produkcja: pomocnicza	1477	213	1691	4,8
nierynkowa	1554	89	1643	4,7
finalna na cele własne	—	63	63	0,2

Źródło: jak przy tabl. 1.

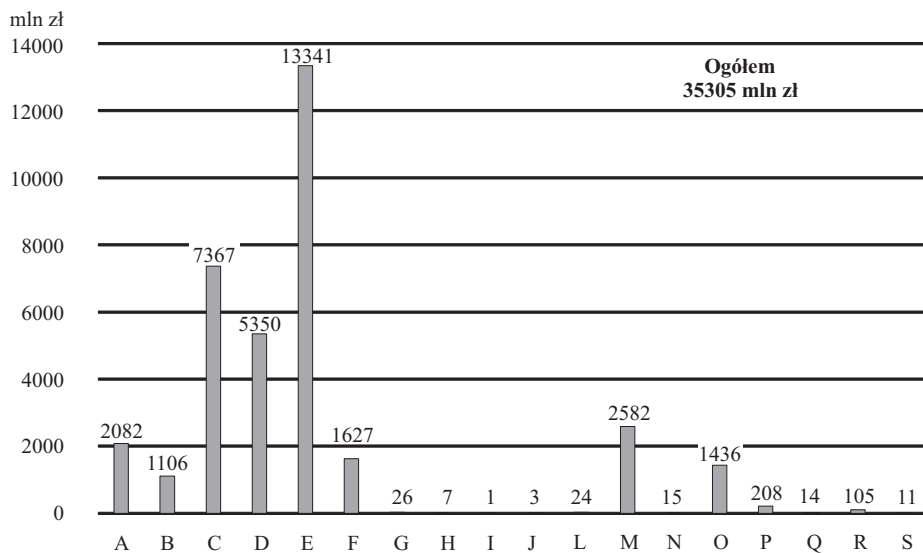
Największy udział wartości dodanej (19,6%) wystąpił w gospodarce wodnej — CRema 10 oraz w dziedzinie gospodarki ściekowej — CEPA 2 (18,6%), natomiast najniższy (0,03%) notowano w dziedzinie CEPA 7 (Ochrona przed promieniowaniem). Wartość dodaną w podziale na dziedziny ochrony środowiska i gospodarowania zasobami przedstawiono na wykr. 4.

Wykr. 4. WARTOŚĆ DODANA EGSS W PODZIALE NA DZIEDZINY OCHRONY ŚRODOWISKA I GOSPODAROWANIA ZASOBAMI W POLSCE W 2014 R.



Źródło: jak przy wykr. 1.

Wykr. 5. WARTOŚĆ DODANA EGSS WEDŁUG WYBRANYCH SEKCJI NACE W POLSCE W 2014 R.



Źródło: jak przy wykr. 1.

Najwyższa wartość dodana brutto wystąpiła w sekcji E, a także w sekcjach C — Przetwórstwo przemysłowe i D — Wytwarzanie i zaopatrywanie w energię elektryczną, gaz, parę wodną, gorącą wodę i powietrze do układów klimatyzacyjnych (wykr. 5).

Eksport

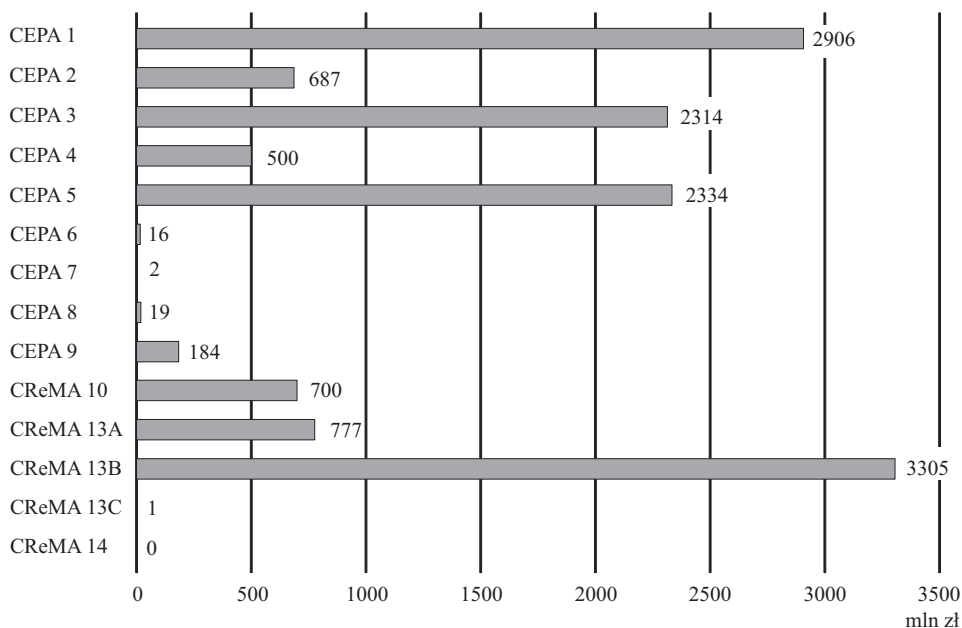
Wartość eksportu sektora towarów i usług środowiskowych w Polsce w 2014 r. wyniosła 13743 mln zł, z czego większość (65,2%) przypadła na eksport towarów i usług związanych z dziedzinami CEPA. Ponad 71% wartości eksportu dotyczyło towarów służących ochronie środowiska, głównie związanych z dziedzinami CEPA (tabl. 4).

TABL. 4. EKSPORT TOWARÓW I USŁUG EGSS W POLSCE W 2014 R.

Wyszczególnienie	CEPA	CRema	Razem	
	w mln zł			w %
Eksport	8961	4782	13743	100,0
usługi	3286	691	3978	29,0
towary	5675	4091	9766	71,0

Źródło: jak przy tabl. 1.

Wykr. 6. EKSPORT TOWARÓW I USŁUG EGSS W PODZIALE NA DZIEDZINY OCHRONY ŚRODOWISKA I GOSPODAROWANIA ZASOBAMI W POLSCE W 2014 R.

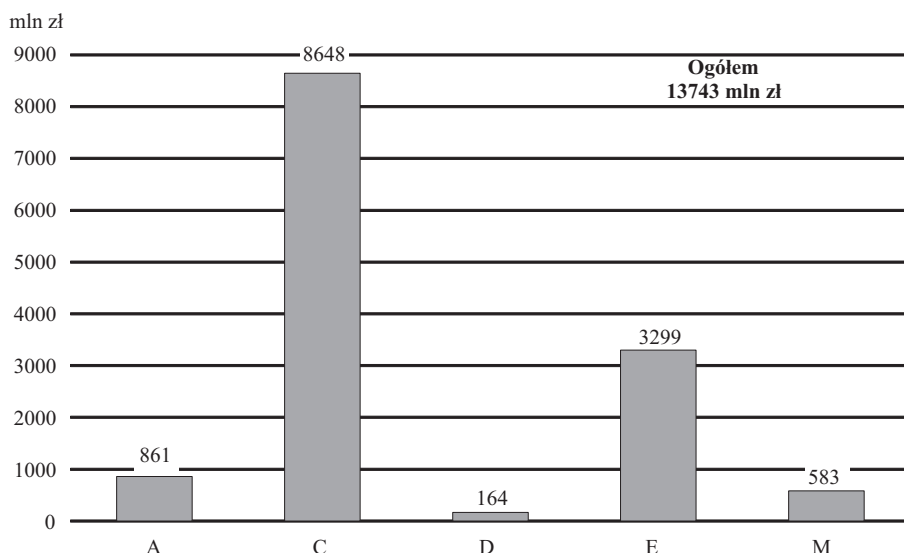


Źródło: jak przy wykr. 1.

Eksport obejmował przede wszystkim produkty związane z Oszczędzaniem energii i ciepła — CReMA13 B (24%) oraz z Ochroną powietrza atmosferycznego i klimatu — CEPA 1 (21,1%). Nie notowano eksportu w dziedzinie CReMA 14 (Gospodarka surowcami mineralnymi). Eksport w podziale na dziedziny ochrony środowiska i gospodarowania zasobami przedstawiono na wyk. 6.

Eksportowano głównie wyroby sekcji C — Przetwórstwo przemysłowe oraz usługi sekcji E, NACE 38 — Działalność związana ze zbieraniem, przetwarzaniem i unieszkodliwianiem odpadów; odzysk surowców (wykr. 7).

Wykr. 7. EKSPORT WYROBÓW I USŁUG EGSS WEDŁUG WYBRANYCH SEKCJI NACE W POLSCE W 2014 R.



Źródło: jak przy wyk. 1.

Zatrudnienie

Zatrudnienie w sektorze towarów i usług środowiskowych w Polsce w 2014 r. wyniosło 423185 osób (w przeliczeniu na pełne etaty). Większość zatrudnionych (69,3%) była związana z gospodarowaniem zasobami — dziedziną CReMA. Niemal 70% zatrudnionych było związanych z produkcją rynkową towarów EGSS, głównie z gospodarowaniem zasobami (tabl. 5).

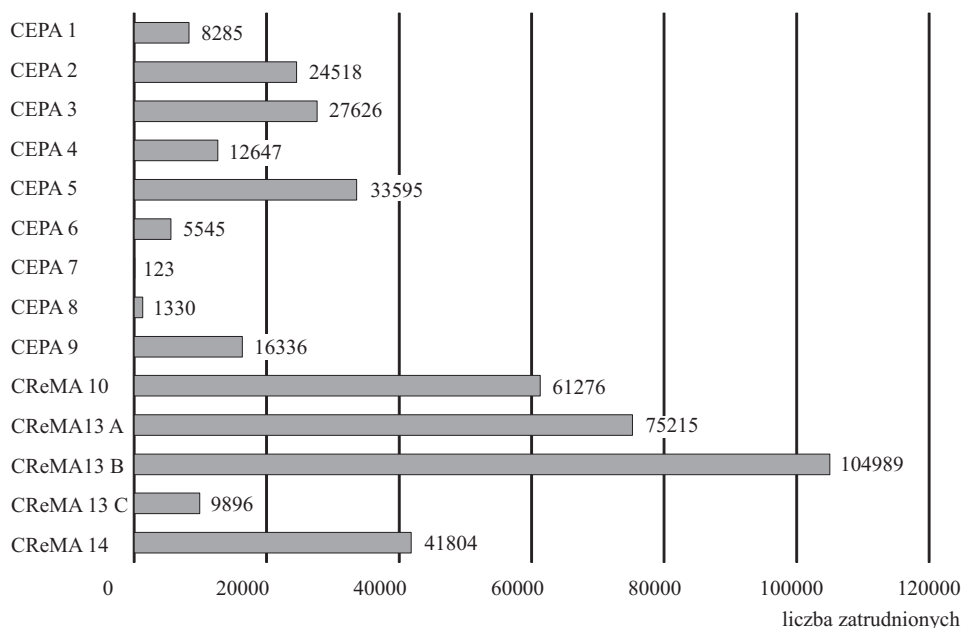
Najwyższe zatrudnienie (24,8%) było związane z Oszczędzaniem ciepła i energii — CReMA 13B, najniższy udział zatrudnienia (0,03%) notowano natomiast w dziedzinie CEPA 7 — Ochrona przed promieniowaniem. Strukturę zatrudnienia w podziale na dziedziny ochrony środowiska i gospodarowania zasobami przedstawiono na wyk. 8.

TABL. 5. ZATRUDNIENIE W SEKTORZE TOWARÓW I USŁUG ŚRODOWISKOWYCH W POLSCE W 2014 R.

Wyszczególnienie	CEPA	CRema	Razem	
	liczba zatrudnionych			w %
Zatrudnienie	130005	293180	423185	100,0
w tym:				
Produkcja rynkowa	106449	290399	396848	93,8
usługi	48249	54920	103169	24,4
wyroby	58200	235479	293679	69,4
Produkcja: pomocnicza	12834	1267	14101	3,3
nierynkowa	10722	477	11199	2,6
finalna na cele własne	—	1037	1037	0,2

Źródło: jak przy tabl. 1.

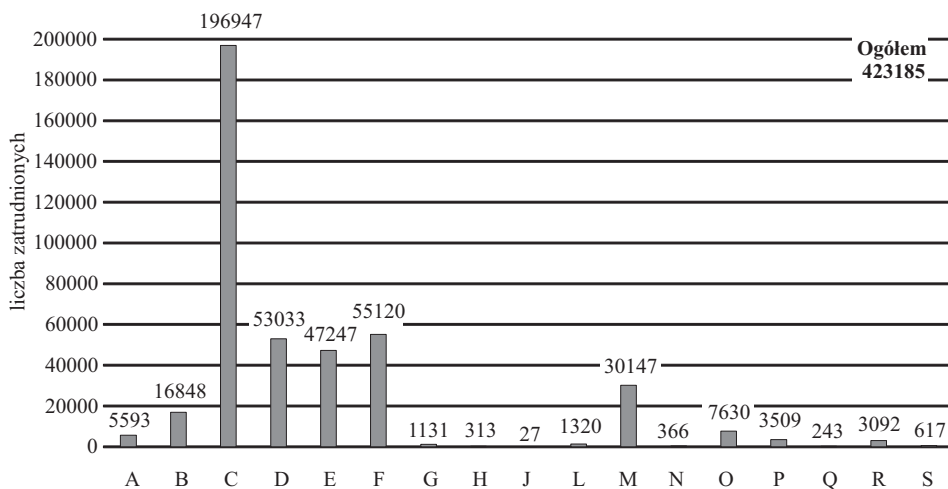
Wykr. 8. ZATRUDNIENIE W SEKTORZE EGSS W PODZIALE NA DZIEDZINY OCHRONY ŚRODOWISKA I GOSPODAROWANIA ZASOBAMI W POLSCE W 2014 R.



Źródło: jak przy wykr. 1.

Najwyższe zatrudnienie związane z produkcją towarów środowiskowych wystąpiło w sekcji C — Przetwórstwo przemysłowe (wykr. 9).

**Wykr. 9. ZATRUDNIENIE W SEKTORZE WEDŁUG WYBRANYCH SEKCJI NACE
W POLSCE W 2014 R.**



Źródło: jak przy wykr. 1.

Podsumowanie

1. Głównym celem projektu pilotażowego dotyczącego modułu rachunków sektora towarów i usług środowiskowych EGSS było określenie możliwości realizacji zobowiązań wynikających z rozporządzenia Parlamentu Europejskiego i Rady (UE) nr 538/2014 z 16 kwietnia 2014 r. w sprawie europejskich rachunków ekonomicznych środowiska zmieniającego rozporządzenie (UE) nr 691/2011 w sprawie europejskich rachunków ekonomicznych środowiska. Cel projektu został osiągnięty, gdyż wypracowano metodologię sporządzania rachunków sektora towarów i usług środowiskowych oraz na jej podstawie wypełniono kwestionariusz Eurostatu. Wyniki projektu posłużą jako baza do realizacji przyszłej, obowiązkowej, corocznej sprawozdawczości.

2. Przeprowadzony projekt będzie miał długofalowe oddziaływanie. Rozpoczęte w trakcie realizacji projektu prace będą kontynuowane. Planowane jest wpisanie rachunków do projektu Programu badań statystycznych statystyki publicznej na rok 2018 jako badanie ciągłe o określonym celu, zakresie i kosztach.

3. Konieczność kontynuacji działań mających na celu rozwój rachunków sektora towarów i usług środowiskowych wynika z potrzeby ich udoskonalenia oraz wątpliwości metodologicznych napotkanych w trakcie realizacji projektu.

Podczas kompilacji rachunków sektora towarów i usług środowiskowych zidentyfikowano m.in. następujące problemy:

- brak informacji o wartości produkcji pomocniczej w dziedzinach związanych z gospodarowaniem zasobami (poza CReMA 10);
- brak podstaw do określenia udziału produkcji EGSS w produkcji globalnej w przypadku niektórych towarów i usług środowiskowych. Przykładowo, okreś-

lenie udziału wartości produkcji maszyn dla składowisk odpadów wśród wartości produkcji maszyn dla górnictwa i do wydobywania oraz dla budownictwa;

- brak możliwości dotarcia do danych źródłowych dotyczących wartości towarów i usług środowiskowych, np. wartości/ilości wybudowanych ekranów akustycznych czy wartości usług zmiatania śmieci i usuwania śniegu.

dr inż. Elżbieta Broniewicz — Politechnika Białostocka, Fundacja Ekonomistów Środowiska i Zasobów Naturalnych, **mgr inż. Wiesława Domańska** — GUS

LITERATURA

Environmental Accounts 2003. Present state and future developments (2003), Eurostat.

Environmental expenditure statistics. General Government and Specialised Producers (2007), Data collection handbook, Eurostat.

Practical guide towards compiling Environmental Goods and Services Sector (EGSS) statistics (2014), Eurostat.

Summary. *The aim of this paper is to present the results of the pilot project on the environmental goods and services sector accounts (EGSS). It was conducted in Poland in 2015. This account is compatible with the ESA standards and includes the production activities of a national economy that generate environmental products that have been produced for the purpose of environmental protection and resource management. Data are collected according to classification of economic activities, classes of the classification of environmental protection activities and the classification of resource management activities.*

Keywords: environmental economic accounts, environmental products, environmental goods and services.

Резюме. *Целью статьи является представление результатов пилотажного проекта касающегося счетов сектора товаров и услуг связанных с охраной окружающей среды (EGSS), реализованного в Польше в 2015 г., который проводился согласно стандартам Европейской системы национальных счетов. Счета учитывают деятельность народного хозяйства касающуюся изготовленных продуктов для охраны окружающей среды и рационального использования природных ресурсов. Данные собирались по классификации экономической деятельности, в отношении к отраслям охраны окружающей среды и классификации деятельности связанной с использованием природных ресурсов.*

Ключевые слова: экономические счета окружающей среды, продукты для охраны окружающей среды, товары и услуги связанные с охраной окружающей среды.

Konstrukcja i stopa zwrotu portfeli inwestycyjnych

Streszczenie. *Celem artykułu jest ocena efektywności portfeli inwestycyjnych. Portfele utworzono na podstawie autorskiego algorytmu, który szczegółowo opisano w artykule. Zaproponowany sposób konstrukcji portfeli inwestycyjnych i ich ocena wymaga określenia zmienności i średniej stopy zwrotu zawartych w portfelu produktów strukturyzowanych, jak również określenia ryzyka każdego produktu. Parametry te obliczono na podstawie szeregu danych otrzymanego poprzez zastosowanie „przesuwającego okna wstecznego”, polegającego na tym, że każdy produkt strukturyzowany uwzględniony w badaniu uruchamiano hipotetycznie przez okres jednego roku co tydzień.*

Słowa kluczowe: produkty strukturyzowane, inwestycje alternatywne, produkty bankowe, portfel strukturyzowany, portfel.

Produkty strukturyzowane należą do gatunku tzw. inwestycji alternatywnych, czyli do inwestycji, których wynik nie zależy od ciągłych pozytywnych wzrostów indeksów giełdowych, kursów walut czy wskaźników finansowych.

Produkty strukturyzowane są instrumentami finansowymi, których cena jest uzależniona od wartości określonego wskaźnika rynkowego, tzw. instrumentu bazowego: indeksów giełdowych, kursów akcji, surowców (ropa naftowa, złoto, srebro, gaz ziemny itp.), produktów rolnych (pszenica, kukurydza, kakao, kawa itp.), koszyka akcji, surowców, kursów walut, stóp procentowych i in.¹

Powstanie produktów strukturyzowanych wynika z faktu, że rynki kapitałowe wytworzyły zapotrzebowanie na produkt, który pozwala zarabiać zarówno na wzrostach, jak i spadkach. Dla inwestorów akcje, obligacje, lokaty i fundusze są niewystarczające. Poza tym każdy rynek porusza się w pewnych cyklach, a produkty strukturyzowane pozwalają na zyskowne inwestycje zarówno w czasach hossy, jak i bessy.

Należy nadmienić, że instytucje finansowe, które wprowadzają na rynek tego rodzaju instrumenty uzyskują dochód (marżę), którego wysokość wynika z konstrukcji konkretnego produktu i jest ustalana *ex ante*, tj. w chwili zamknięcia subskrypcji. Wysokość marży zwykle nie jest podawana do publicznej wiadomości.

¹ <http://www.gpw.pl/>.

PRZYKŁADOWY PRODUKT STRUKTURYZOWANY

Produkty strukturyzowane mogą przyjmować różną formę prawną, przykładowo mogą mieć postać: lokaty, certyfikatu, obligacji, polisy itd. — tematyka ta została opisana w opracowaniach Hadaś-Dyduch (2013a, b, c, d, e, 2014, 2015a, b) oraz Dyduch (2013).

Charakterystyka oferowanego przez instytucje finansowe produktu strukturyzowanego zazwyczaj przedstawiana jest w prospekcie emisyjnym produktu².

Przykładowy produkt strukturyzowany to lokata strukturyzowana (...) oparta na koszyku sześciu dużych, wyselekcjonowanych spółek: Henkel AG & Co KGaA, BMW AG, Deutsche Post AG, Metro AG, Deutsche Lufthansa AG, Deutsche Telekom AG. Wszystkie te spółki zajmują czołowe pozycje w swoich segmentach działalności lub są ich liderami (...). Lokata strukturyzowana daje możliwość potencjalnego zysku, którego wartość będzie równa średniej arytmetycznej zmian cen akcji sześciu spółek z koszyka (przy uwzględnieniu bariery na poziomie 35—45% (ostateczna wartość z przedziału, będąca podstawą do ustalenia bariery wzrostu, zostanie ustalona w ciągu 5 dni od zakończenia okresu subskrypcji, tj. do 03.12.2014 r., po zawarciu transakcji pochodnej, stosownie do obowiązujących w momencie jej zawierania warunków rynkowych), po dotknięciu której wzrost danej akcji zostanie zastąpiony wskaźnikiem w wysokości 0%). Potencjalne odsetki za okres inwestycji będą należne Posiadaczowi lokaty strukturyzowanej w przypadku dotrzymania okresu umownego³.

W ofercie produktu strukturyzowanego przedstawiane są również warunki inwestycji oraz ryzyko. Dla przykładowego produktu strukturyzowanego podano:

1. Warunki inwestycji (PKO Bank Polski SA):

- okres subskrypcji — od 10 listopada 2014 r. do 28 listopada 2014 r.,
- okres inwestycji — 3 lata,
- okres umowny — od 29 listopada 2014 r. do 28 listopada 2017 r.,
- 100% ochrony kapitału przy dotrzymaniu do końca okresu umownego,
- minimalna wpłata — 2000 zł,
- oprocentowanie w okresie subskrypcji — stałe 0,5% w skali roku,
- zysk z inwestycji jest opodatkowany podatkiem od zysków kapitałowych 19% w skali roku.

2. Ryzyko związane ze strategią inwestycyjną, m.in.:

- rynkowe,
- zmienności wyceny instrumentów finansowych,

² <https://www.pkobp.pl/klienci-indywidualni/oszczednosci/raporty-i-produkty-strukturyzowane-w-obsłudze/3-letnia-lokata-strukturyzowana-oparta-na-koszyku-akcji-spolek-niemieckich/> (dostęp 15.05.2015 r.).

³ Materiały udostępnione przez PKO Bank Polski SA.

- walutowe,
- płynności rynku,
- wyceny zawartej transakcji w dniu rozliczenia i w trakcie ich trwania,
- kredytowe, rozliczeniowe i operacyjne zarówno dłużnych papierów wartościowych, jak i ubezpieczyciela.

Ryzyko rynkowe wynika z faktu, że wycena produktów strukturyzowanych, zarówno w trakcie ich trwania jak i w momencie zakończenia inwestycji, jest uzależniona od różnych zmiennych rynkowych, np. poziomu stóp procentowych, kursów walutowych, wartości indeksów rynków kapitałowych bądź towarowych, cen akcji i towarów itd. Wartość tych zmiennych podlega wahaniom i jest nieprzewidywalna, chociaż można szacować ją różnymi metodami, ale wynik zawsze jest obarczony błędem. W związku z tym w dniu zakończenia inwestycji w produkt strukturyzowany inwestor może:

- nie otrzymać spodziewanego zysku,
- otrzymać zysk w wysokości niższej niż spodziewana,
- otrzymać zysk nieproporcjonalny w stosunku do zmian tych zmiennych rynkowych.

Z uwagi na oczekiwania inwestora i minimalizację ryzyka bardzo ważnym czynnikiem w produktach strukturyzowanych jest współczynnik partycypacji, czyli procentowy udział inwestora w końcowym zysku z produktu strukturyzowanego, jaki wypracuje, np. dany indeks, na którym oparta była inwestycja. Innymi słowy zysk inwestora jest iloczynem współczynnika partycypacji, zainwestowanej kwoty oraz procentowej zmiany indeksu bazowego. Na przykład, jeśli instrument bazowy wzrośnie w trakcie trwania inwestycji o 20%, wówczas przy partycypacji na poziomie 30% inwestor zyskuje 30% z 20%, czyli 6%. Z kolei, jeżeli współczynnik ten był ustalony na poziomie 400%, to przy wzroście indeksu podstawowego o 20% inwestor zyskuje 400% z 20%, czyli 80%.

W zależności od relacji pomiędzy zyskiem z inwestycji a zmianą wartości instrumentu bazowego, produkty strukturyzowane można pogrupować na produkty ze współczynnikiem partycypacji powyżej 100%, poniżej 100%, równe 100%. Produkty pozwalające na większą niż 100% partycypację w zyskach są produktami ze wzmocnioną ekspozycją na określony instrument podstawowy. Wśród tego typu produktów najbezpieczniejsze są produkty z pełną gwarancją zainwestowanego kapitału, ponieważ w ich przypadku nie ma ryzyka poniesienia straty. Jedyną stratą dla zainwestowanego kapitału jest inflacja.

Produkty strukturyzowane ze 100% współczynnikiem partycypacji w zyskach skierowane są przede wszystkim do inwestorów, którzy chcą partycypować we wzroście określonego indeksu oraz o umiarkowanym stosunku do ryzyka. Tego typu produkty mogą oferować zarówno ekspozycje na główne rynki giełdowe, jak i na mniej popularne subindeksy oraz indeksy bardziej egzotycznych rynków, np. azjatyckich czy południowoamerykańskich. Konstrukcja produktu ofe-

rująca inwestorom mniejszą niż 100% partycypację w zyskach jest stosowana najczęściej wtedy, gdy trzeba ograniczyć koszty tworzenia produktu (Hadaś-Dyduch, 2014).

Należy wspomnieć, że ewentualne zyski lub straty z inwestycji w produkty strukturyzowane mogą ulec zmianie (zarówno pozytywnej, jak i negatywnej). Zmiana może nastąpić na skutek zmian czynników rynkowych, mających wpływ na wycenę instrumentu, w tym w szczególności zmian natychmiastowych i terminowych rynkowych⁴:

- kursów walutowych oraz ich wzajemnej relacji,
- stóp procentowych oraz ich wzajemnej relacji,
- cen towarów bądź ich indeksów oraz ich wzajemnej relacji,
- cen akcji bądź ich indeksów oraz ich wzajemnej relacji,
- wartości instrumentów finansowych oraz ich wzajemnych relacji będących jakimkolwiek elementem produktu ustrukturyzowanego,
- parametru zwanego zmiennością,
- innych cen rynkowych specyficznych dla danego rynku i rodzaju transakcji,
- wzajemnych relacji cen rynkowych,
- różnic pomiędzy stawkami referencyjnymi przyjętymi dla danej transakcji i cenami rynkowymi.

Zmiana może nastąpić również (...) *wskutek występowania różnicy pomiędzy cenami kupna i cenami sprzedaży dla danego rodzaju transakcji na rynku finansowym oraz zmian tej różnicy; na zmianę cen instrumentów finansowych mogą mieć wpływ czynniki związane m.in. z sytuacją polityczno-gospodarczą, zmianą parametrów makroekonomicznych, poziomem inflacji, oceną ryzyka inwestycyjnego* (...)⁵.

Oprócz przytoczonych zagrożeń inwestor, decydując się na inwestycję w produkt strukturyzowany, powinien brać pod uwagę ryzyko zmniejszenia się lub braku płynności na danym rynku finansowym. Obniżenie lub brak płynności rynku może skutkować niekorzystną wyceną instrumentu finansowego oraz tym, że jego zlecenie nie będzie zrealizowane niezwłocznie, a w skrajnych przypadkach wcale nie zostanie zrealizowane.

OPIS MATERIAŁU EMPIRYCZNEGO

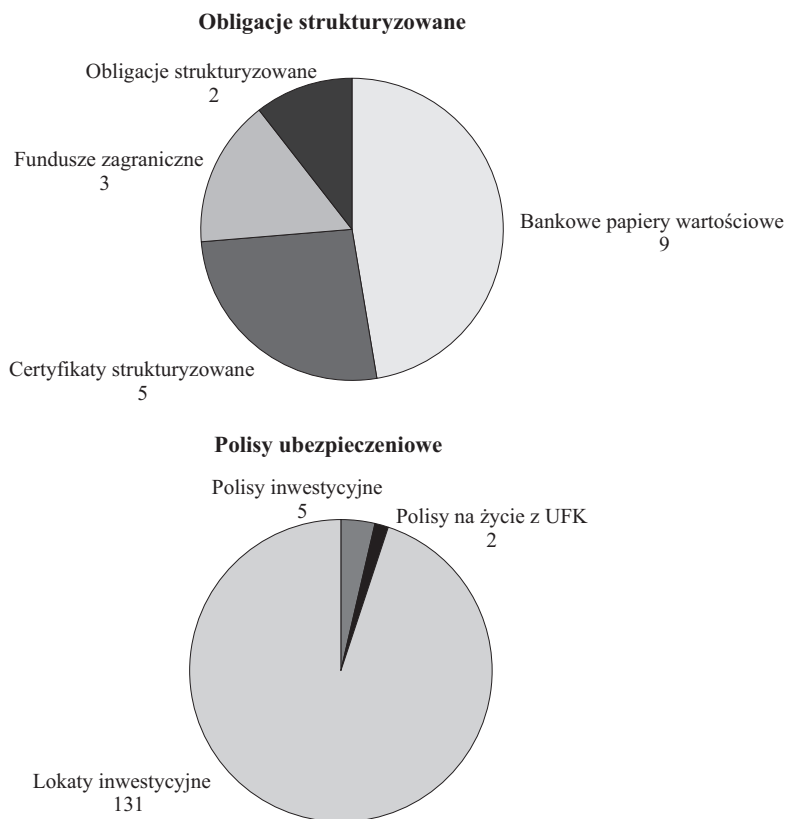
Badaniem objęto 157 produktów strukturyzowanych, które weszły na rynek finansowy w 2012 r. i zeszły z niego do 31.12.2013 r. Z ogólnej liczby produktów strukturyzowanych największy udział wśród tych rozpoczętych w 2012 r. (83,44%) miały lokaty strukturyzowane, a najmniejszy — obligacje struktury-

⁴ Na podstawie informacji PKO Bank Polski SA.

⁵ Materiały udostępnione przez PKO Bank Polski SA.

zowane i polisy na życie z Ubezpieczeniowego Funduszu Kapitałowego (po 1,27%).

Wykr. 1. LICZBA PRODUKTÓW STRUKTURYZOWANYCH UWZGLĘDNIONYCH W BADANIU WEDŁUG FORM PRAWNYCH

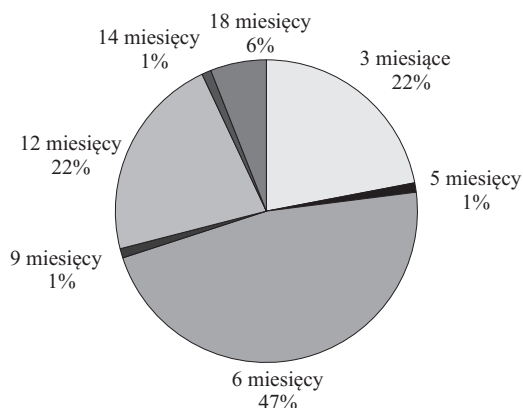


Źródło: opracowanie własne.

W badaniu uwzględniono produkty o zróżnicowanym czasie ich trwania — od 3 do 18 miesięcy. Najwięcej produktów było oferowanych na 6 miesięcy — 73 produkty (wykr. 2).

Na podstawie przedstawionych na wykresach produktów strukturyzowanych, wprowadzonych do obrotu w 2012 r. i wycofanych z niego do 31.12.2013 r., zbudowano portfele strukturyzowane — w zależności od ryzyka oraz współczynnika asymetrii, tj. skośności poszczególnych produktów strukturyzowanych. Skośność produktów wyznaczono na podstawie tzw. „przesuwnego okna wstecznego”.

Wykr. 2. LICZBA PRODUKTÓW STRUKTURYZOWANYCH UWZGLĘDNIONYCH W BADANIU WEDŁUG CZASU ICH TRWANIA NA RYNKU



Źródło: jak przy wykr. 1.

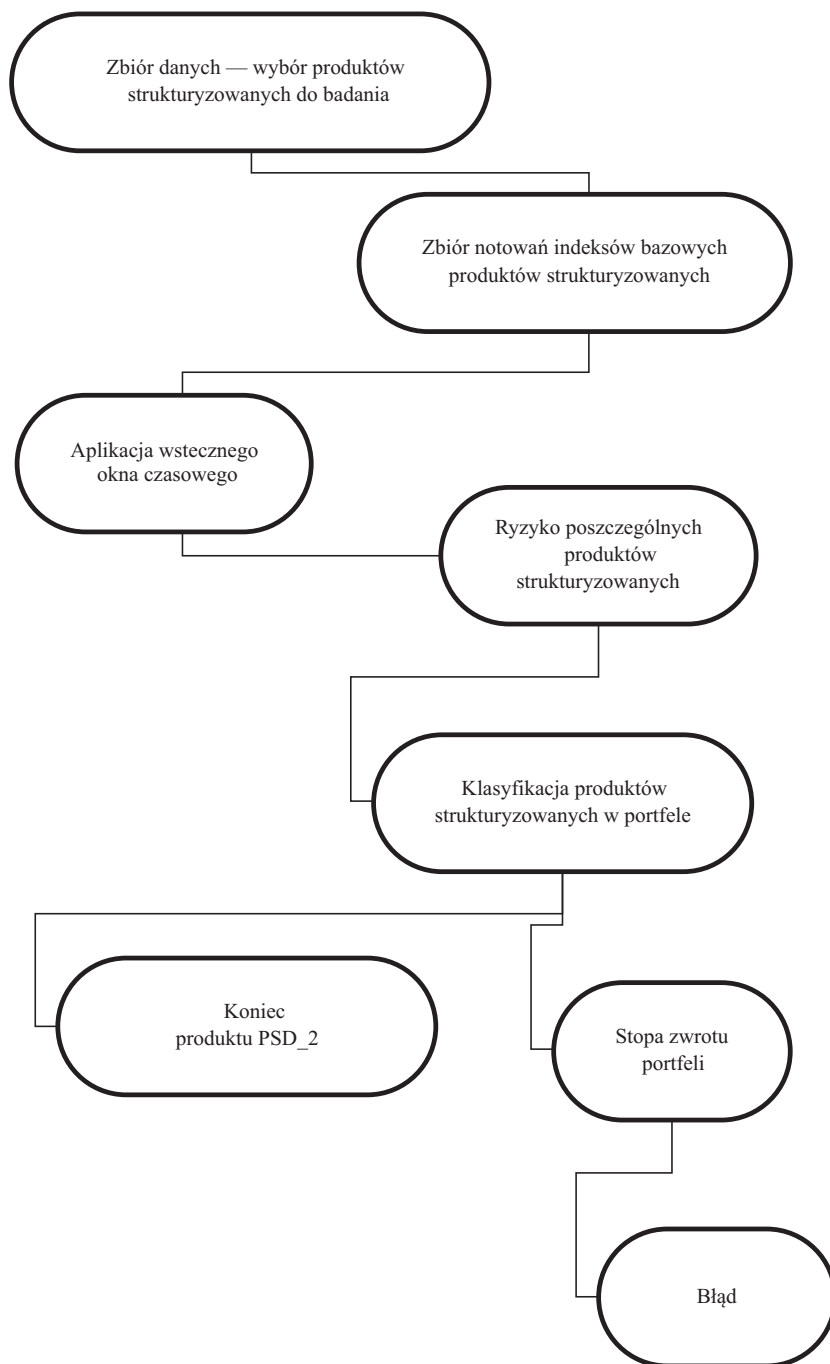
KONCEPCJA KONSTRUKCJI PORTFELI

Skonstruowanie portfeli strukturyzowanych wymaga wykonania kilku podstawowych etapów. Parametry (np. współczynnik asymetrii) testowanych produktów strukturyzowanych obliczano na podstawie szeregu danych, który otrzymano poprzez zastosowanie „przesuwającego okna wstecznego”. Polega ono na hipotetycznym uruchomieniu każdego produktu strukturyzowanego przez okres jednego roku co tydzień. Produkty strukturyzowane uruchamiano poprzez „przesuwające okno wsteczne” w okresie poprzedzającym rozpoczęcie wprowadzania na rynek rzeczywistego produktu (schemat 1). Jeśli roczny produkt strukturyzowany ma planowany czas rozpoczęcia na dzień 1.01.2015 r., to począwszy od 1.01.2013 r. uruchamiamy produkt hipotetyczny co tydzień. Zakładamy zatem, że produkt rozpocznie się 1.01.2013 r. i zakończy 31.12.2013 r. Znając zachowanie się indeksu bazowego wyznaczamy stopę zwrotu produktu na dzień 31.12.2013 r. Następnie uruchamiamy ten sam produkt 7.01.2013 r., zakładając, że zakończy się on 7.01.2014 r. itd.

Ostateczne wyniki każdego uruchomienia produktu strukturyzowanego w odstępach tygodniowych i jego zakończenia zapisano w postaci szeregów.

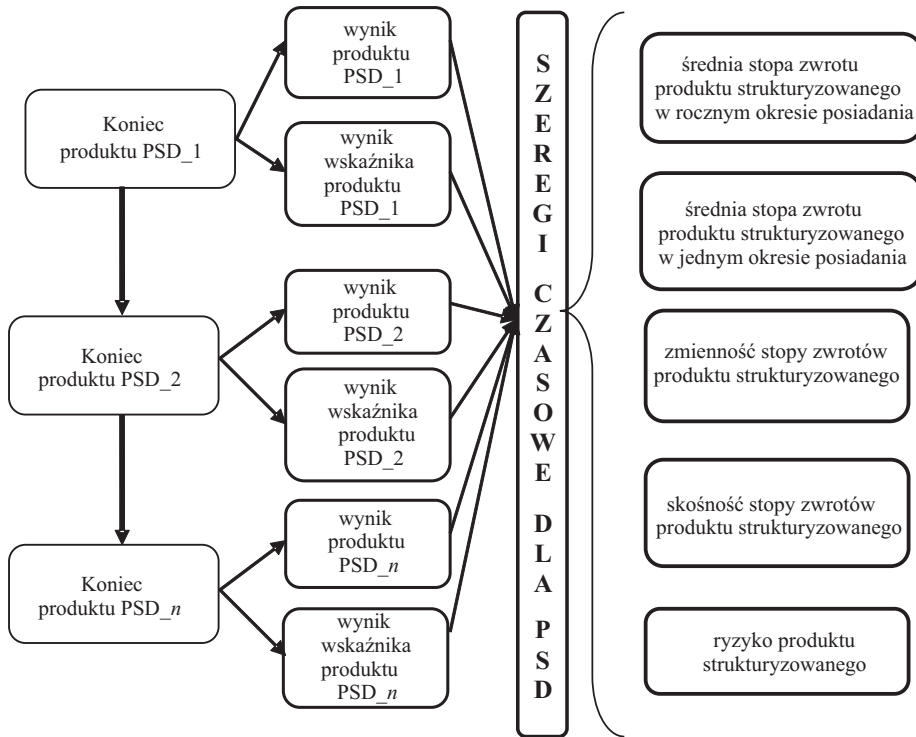
Na podstawie otrzymanych wyników obliczane są wszystkie niezbędne miary statystyczne pozwalające określić zmienność i ryzyko inwestycji w produkty strukturyzowane. Każdy produkt zakwalifikowano do określonej kategorii ryzyka, która umożliwi jego klasyfikowanie w relacji do innych produktów i aktywów. Każdy testowany produkt ustrukturyzowany, poprzez uruchomienie „przesuwającego okna wstecznego”, ma porównywalną tabelę danych zawierającą wartości statystyczne, m.in. takie jak średnia stopa zwrotu i skośność, odpowiadające danemu produktowi strukturyzowanemu oraz jego wskaźnikowi. Dysponując szeregami danych można w sposób rzetelny zakwalifikować produkt do danego portfela.

SCHEMAT (1) POSTĘPOWANIA CELEM WYZNACZENIA PORTFELA INWESTYCYJNEGO



Źródło: opracowanie własne.

SCHEMAT (2) POSTĘPOWANIA PRZY URUCHAMIANIU JEDNEGO PRODUKTU STRUKTURYZOWANEGO O NAZWIE PSD OD *n*-TEGO TYGODNIA



Źródło: jak przy wykr. 1.

PRZESUWNE OKNO CZASOWE — APLIKACJA

Przesuwne okno czasowe wyznaczono dla każdego produktu (157) strukturyzowanego uwzględnionego w badaniu. Indeksy bazowe analizowanych produktów strukturyzowanych są zróżnicowane (tabl. 1).

TABL. 1. INDEKSY BAZOWE PRODUKTÓW STRUKTURYZOWANYCH

Wyszczególnienie	Liczba produktów
Akcje:	
30 spółek	2
4 spółek	1
4 spółek	1
5 spółek	1
5 spółek sektora technologicznego	2
6 spółek	1
KGHM, PKO BP, PKN Orlen oraz PZU	1

TABL. 1. INDEKSY BAZOWE PRODUKTÓW STRUKTURYZOWANYCH (dok.)

Wyszczególnienie	Liczba produktów
Ceny:	
platyny	1
złota	2
Indeksy:	
Euro Stoxx 50	2
WIG20	3
WIG20	1
Kontrakty terminowe na:	
ropę Brent	1
ropę naftową Brent	1
WIG20	3
Kursy:	
CHF/PLN	4
CHF/PLN (NBP)	20
EUR/PLN	13
EUR/PLN (NBP)	43
EUR/PLN (Reuters)	2
EUR/USD	3
EUR/USD (EBC)	6
USD/PLN	20
USD/PLN (NBP)	16
USD/PLN (Reuters)	1
TRY/EUR, RUB/EUR, MXN/EUR, BRL/EUR, INR/EUR	2
Miedź	1
S&P GSCI Crude Oil Index Excess Return	1
Srebro	1
WIG20, S&P500, DJ Euro Stoxx 50	1

Ź r ó d ł o: opracowanie własne.

W celu uzyskania przejrzystości artykułu zaprezentowano procedurę „przesuwającego okna wstecznego” (wykr. 2, schemat 1) tylko dla jednego ze 157 produktów strukturyzowanych, wybranego w sposób losowy. Produkt ten oznaczono jako PSA. Podstawowe parametry wybranego rzeczywistego produktu strukturyzowanego (PSA) przedstawiono w zestawieniu.

ZESTAWIENIE PODSTAWOWYCH PARAMETRÓW RZECZYWISTEGO (pierwotnego) PRODUKTU STRUKTURYZOWANEGO WYBRANEGO DO SZCZEGÓŁOWEJ ANALIZY

Wyszczególnienie	Parametry
Instytucja	Bank BPH
Przyjęta nazwa produktu	PSA
Koszyk	indeks WIG20
Koniec inwestycji	8.10.2013 r.
Początek inwestycji (data)	8.10.2012 r.
Forma prawna	bankowe papiery wartościowe

Ź r ó d ł o: opracowanie własne na podstawie materiałów informacyjnych Banku BPH.

Charakterystyka rzeczywistego — bazowego produktu strukturyzowanego wybranego do szczegółowej analizy

Zgodnie z kartą produktu inwestycja w bankowe papiery wartościowe denominowane w PLN emitowane przez Bank BPH SA oferuje 100% ochronę zainwestowanego kapitału w dniu zakończenia inwestycji (dzień wykupu). Ponadto w dniu płatności odsetek posiadacz certyfikatów depozytowych jest uprawniony do otrzymania odsetek obliczonych na bazie stopy procentowej. Stopa procentowa (SP) jest obliczana w następujący sposób:

- **SP=10%**, jeśli oficjalny poziom zamknięcia wskaźnika odniesienia w żadnym dniu w okresie obserwacji nie osiągnął wartości niższej niż limit dolny przedziału ani wyższej niż limit górny przedziału lub
- **SP=0%**, jeśli oficjalny poziom zamknięcia wskaźnika odniesienia w którymkolwiek dniu w okresie obserwacji osiągnął wartość niższą niż limit dolny przedziału lub wyższą niż limit górny przedziału.

Limit dolny przedziału — 90% wartości początkowej wskaźnika odniesienia. Limit górny przedziału — 130% wartości początkowej wskaźnika odniesienia⁶.

Czas trwania rzeczywistego produktu strukturyzowanego PSA wynosi 12 miesięcy. Minimalna kwota inwestycji to 1000 zł. Pierwszy hipotetyczny produkt produktu rzeczywistego PSD uruchomiony został 8.10.2010 r., a ostatni — 8.09.2011 r. Żywotność ostatniego hipotetycznego produktu rzeczywistego PSD przypadająca na 8.09.2012 r., miesiąc przed rozpoczęciem wprowadzania na rynek rzeczywistego produktu PSD, co pozwoliło na podjęcie decyzji o ewentualnej inwestycji w wybrany produkt PSD i o ewentualnym zakupie produktu PSD do portfela.

Okresy inwestycji produktu PSD

Pierwszy okres inwestycji to 8.10.2010 r.—10.10.2011 r. Wartość WIG20 według kursu otwarcia wynosiła w dniu:

- rozpoczęcia inwestycji (8.10.2010 r.) — 2637,64;
- zakończenia inwestycji (10.10.2011 r.) — 2212,23.

W dniu zakończenia inwestycji wartość WIG20 stanowiła 83,88% wartości z dnia rozpoczęcia inwestycji (tabl. 2 — PSD1_1). Jest to poniżej 90% wartości z dnia otwarcia, zatem inwestor nie otrzymał żadnego zysku, a jedynie zwrot zainwestowanego kapitału.

Drugi okres inwestycji to 19.10.2010 r.—19.10.2011 r. Wartość WIG20 według kursu otwarcia wynosiła w dniu:

- rozpoczęcia inwestycji (19.10.2010 r.) — 2661,12;
- zakończenia inwestycji (19.10.2011 r.) — 2298,56.

⁶ Wykorzystano materiały informacyjne Banku BPH.

W dniu zakończenia inwestycji wartość WIG20 stanowiła 86,38% wartości z dnia rozpoczęcia inwestycji (tabl. 2 — PSD1_2). Jest to poniżej 90% wartości z dnia otwarcia, zatem inwestor nie otrzymał żadnego zysku, a jedynie zwrot zainwestowanego kapitału.

Postępując analogicznie, w przypadku kolejnych okresów inwestycji otrzymujemy kolejne wyniki. Wartości indeksu pierwotnego produktu PSD w dniu zakończenia inwestycji w stosunku do wartości w dniu rozpoczęcia inwestycji przedstawiono w tabl. 2.

TABL. 2. WARTOŚCI INDEKSÓW PIERWOTNYCH PRODUKTU PSD W DNIU ZAKOŃCZENIA INWESTYCJI W STOSUNKU DO WARTOŚCI W DNIU ROZPOCZĘCIA INWESTYCJI DLA KOLEJNYCH OKRESÓW PRODUKTU PSD

Produkty	Wartości indeksów pierwotnych produktu PSD w dniu zakończenia inwestycji w stosunku do wartości w dniu rozpoczęcia inwestycji w %	Produkty	Wartości indeksów pierwotnych produktu PSD w dniu zakończenia inwestycji w stosunku do wartości w dniu rozpoczęcia inwestycji w %
PSD1_1	83,88	PSD1_18	80,91
PSD1_2	86,38	PSD1_19	75,77
PSD1_3	91,38	PSD1_20	77,57
PSD1_4	88,46	PSD1_21	77,05
PSD1_5	82,68	PSD1_22	76,45
PSD1_6	82,74	PSD1_23	74,36
PSD1_7	78,68	PSD1_24	71,64
PSD1_8	76,11	PSD1_25	77,13
PSD1_9	77,99	PSD1_26	78,08
PSD1_10	80,74	PSD1_27	80,67
PSD1_11	81,92	PSD1_28	79,02
PSD1_12	86,53	PSD1_29	77,85
PSD1_13	87,26	PSD1_30	79,63
PSD1_14	89,35	PSD1_31	97,99
PSD1_15	86,00	PSD1_32	102,07
PSD1_16	83,21	PSD1_33	94,27
PSD1_17	83,35	PSD1_34	100,88

Źródło: opracowanie własne na podstawie przeprowadzonych badań i symulacji.

Wartości przedstawione w tabl. 2 są niezwykle istotne, ponieważ wartość instrumentu bazowego w dniu zapadalności produktu strukturyzowanego ma wpływ na wartość końcową produktu strukturyzowanego PSD.

Zmienność instrumentu bazowego w przypadku 34 uruchomień produktu PSD w okresie wstecznym do rzeczywistego była na poziomie 8,9%, podczas gdy kurtoza wynosiła 0,75, a skośność — 1,06.

Zmienność stopy zwrotu produktu strukturyzowanego PSD na podstawie 34 uruchomień w okresach tygodniowych wynosiła 398,9%, z silną asymetrią prawostronną.

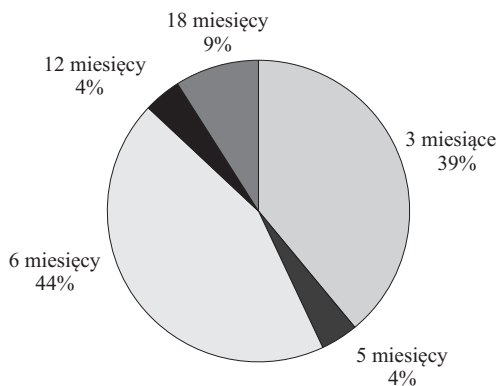
PORTFEL STRUKTURYZOWANY

W kolejnym kroku, na podstawie otrzymanych danych, przystępujemy do tworzenia portfeli strukturyzowanych. Produkty strukturyzowane klasyfikujemy do 6 portfeli według wyznaczonych parametrów ryzyka. Portfele IV, V i VI zawierają produkty o bardzo dużym ryzyku, jednakże portfel VI zawiera produkty strukturyzowane o największej zmienności i ryzyku.

Portfel I

Do portfela I zakwalifikowano 21 produktów — 3 produkty w formie bankowych papierów wartościowych, 1 certyfikat strukturyzowany oraz 17 produktów w formie lokaty strukturyzowanej. Czas trwania produktów w tej kategorii to 3—18 miesięcy, dominowały 6-miesięczne (wykr. 3).

Wykr. 3. CZAS TRWANIA PRODUKTÓW ZAKWALIFIKOWANYCH DO PORTFELA I



Źródło: opracowanie własne na podstawie przeprowadzonych badań i symulacji.

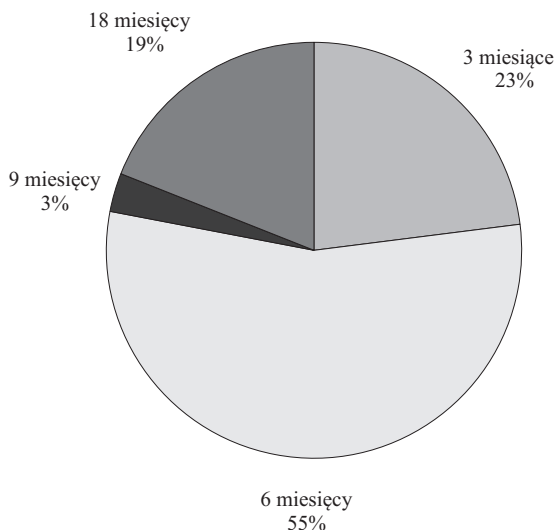
Średnia stopa zwrotu produktów ustrukturyzowanych zakwalifikowanych do portfela I w rocznym okresie posiadania była bardzo niska, oscylowała bowiem w przedziale od 0,0001% do 0,0042%. Zmienność stopy zwrotów w jednym okresie posiadania tych produktów była w przedziale od 0,0493% do 1,246%, natomiast zmienność stopy zwrotów w rocznym okresie ich posiadania określono w przedziale od 0,0493% do 2,9452%. W rocznym okresie posiadania produktów strukturyzowanych wystąpiła słaba asymetria prawostronna (od 0,0005 do 0,0289).

Portfel II

Do portfela II zakwalifikowano 31 produktów — 1 certyfikat strukturyzowany oraz 30 produktów w formie lokaty strukturyzowanej. Czas trwania produk-

tów w tej kategorii to 3—18 miesięcy. Przeważały produkty 6-miesięczne (wykr. 3).

Wykr. 4. CZAS TRWANIA PRODUKTÓW ZAKWALIFIKOWANYCH DO PORTFELA II



Źródło: jak przy wykr. 3.

Średnia stopa zwrotu produktów strukturyzowanych zakwalifikowanych do portfela II była bardzo niska:

- od 0,0013% do 0,0137% w jednym okresie posiadania,
- od 0,0052% do 0,0098% w rocznym okresie posiadania.

Zmienność stopy zwrotów w jednym okresie posiadania znalazła się w przedziale od 0,91% do 9,6%, natomiast zmienność stopy zwrotów w rocznym okresie posiadania w przedziale od 3,62% do 6,89%. W rocznym okresie posiadania wystąpiła słaba asymetria prawostronna (od 0,0365 do 0,0678).

Portfel III

Do portfela III zakwalifikowano 30 produktów — 1 polisę inwestycyjną oraz 29 produktów w formie lokaty inwestycyjnej. Czas trwania produktów w tej kategorii to 3—12 miesięcy. Dominowały produkty zawierane na okres 6 miesięcy, które stanowiły 53,3% ogółu produktów zakwalifikowanych do tego portfela; kolejne były produkty zawarte na okres 12 miesięcy (26,7%), a następnie — na 3 miesiące (20,0%).

Średnia stopa zwrotu produktów strukturyzowanych zakwalifikowanych do portfela III oscylowała wokół zera, przy zmienności stopy zwrotów w jednym okresie posiadania zawierającej się w przedziale od 0,0493% do 4,4620%.

W rocznym okresie posiadania wystąpiła słaba asymetria prawostronna (od 0,0005 do 0,0439).

Portfel IV

Zakwalifikowano tutaj 13 produktów — 3 bankowe papiery wartościowe i 10 lokat strukturyzowanych. Średnia stopa zwrotu produktów strukturyzowanych zakwalifikowanych do portfela IV mieściła się w przedziale od 1,07% do 2,08% (tabl. 3).

TABL. 3. CHARAKTERYSTYKA PRODUKTÓW ZAWARTYCH W PORTFELU IV

Forma prawna	Czas trwania w miesiącach	Średnia stopa zwrotu w %		Zmienność stopy zwrotów w rocznym okresie posiadania
		w jednym okresie posiadania	w rocznym okresie posiadania	
Lokaty inwestycyjne	12	1,55	1,55	13,85
	12	1,97	1,97	14,34
	6	1,02	2,04	13,46
	6	0,96	1,91	7,55
	6	0,67	1,33	9,57
	6	0,68	1,35	10,89
	6	0,84	1,68	13,51
	3	0,34	1,36	11,82
Bankowe papiery wartościowe	18	2,95	1,97	13,84
	12	2,04	2,04	9,52
	5	0,45	1,07	9,36
Polisy inwestycyjne	12	1,92	1,92	14,34
	6	1,04	2,08	14,66

Źródło: opracowanie własne na podstawie przeprowadzonych badań i symulacji.

Produkty zakwalifikowane do portfela IV charakteryzowały się silną asymetrią prawostronną.

Portfel V

Do portfela V zakwalifikowano 21 produktów, wszystkie w formie lokaty inwestycyjnej. Czas trwania produktów w tej kategorii to 3—12 miesięcy, przy czym z okresem 12-miesięcznym była jedna lokata. Dominowały produkty o czasie trwania 6 miesięcy, stanowiące 62% ogółu zakwalifikowanych do portfela V.

Średnia stopa zwrotu produktów strukturyzowanych zakwalifikowanych do portfela V kształtowała się w przedziale od 1,68% do 7,0%. W przypadku produktów zawartych na okres 3 miesięcy przyjmowała wartości: 3,9%; 4,0%; 5,4%; 6,2%; 7,0%. Z kolei w przypadku produktów zawartych na 6 miesięcy przyjmowała wartości od 1,68% do 7,0%. Produkt z czasem trwania 12 miesięcy przyjął wartość 5,32%.

Zmienność stopy zwrotów w rocznym okresie posiadania zawierała się w przedziale od 11,82% do 49,1%. Największą zmiennością charakteryzowały się produkty o największej średniej stopie zwrotu.

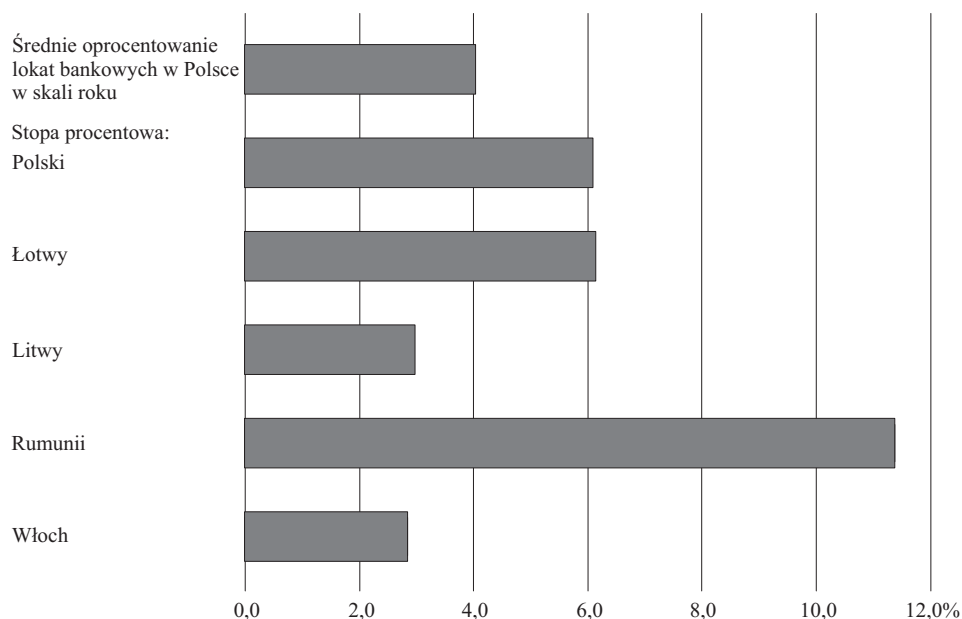
Portfel VI

Do portfela VI zakwalifikowano 39 produktów mających różną formę prawną. Były to:

- bankowe papiery wartościowe — 2,
- certyfikaty ustrukturyzowane — 3,
- fundusze zagraniczne — 3,
- lokaty inwestycyjne — 26,
- obligacje strukturyzowane — 2,
- polisy inwestycyjne — 1,
- polisy na życie z UFK — 2.

Zakwalifikowane do tego portfela produkty były zawierane najczęściej na 12 miesięcy (51%), następnie na okres 6 miesięcy (28,0%). Produkty z okresem trwania od 9 do 18 miesięcy stanowiły 2—3% ogółu zakwalifikowanych do portfela VI (wykr. 5).

**Wykr. 6. ŚREDNIE STOPY PROCENTOWE WEDŁUG WYBRANYCH KRAJÓW
W LATACH 2003—2013**



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Średnia stopa zwrotu w rocznym okresie posiadania należała do przedziału od 0,59% do 13,93%. Produkty przyjmowały wartości z przedziałach z 3-miesięcznym okresem trwania (1,19—3,49%), z 6-miesięcznym (2,30—6,65%) i z 12-miesięcznym (3,2—13,91%).

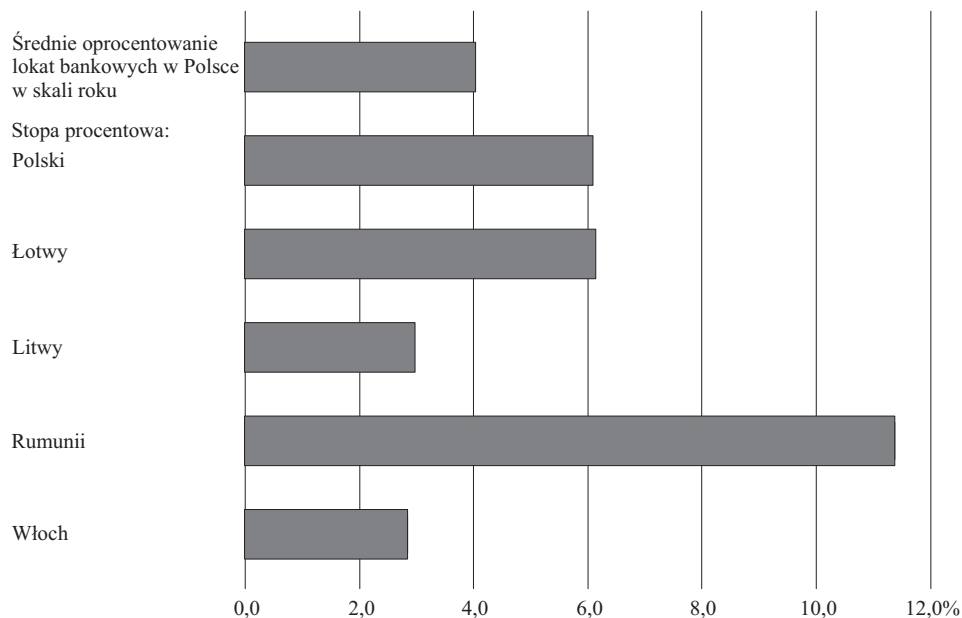
Stopy zwrotu skonstruowanych portfeli

Średnie stopy zwrotu w skali roku według poszczególnych skonstruowanych portfeli strukturyzowanych były następujące:

- I — 0,0019%,
- II — 0,0100%,
- III — 0,0063%,
- IV — 1,7134%,
- V — 5,0474%,
- VI — 7,8732%.

Z porównań międzynarodowych wynika, że stopy zwrotu skonstruowanych portfeli były stosunkowo niskie (wykr. 5).

**Wykr. 6. ŚREDNIE STOPY PROCENTOWE WEDŁUG WYBRANYCH KRAJÓW
W LATACH 2003—2013**



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Niskie stopy zwrotu skonstruowanych portfeli nie są wadą zastosowanego algorytmu, a jedynie specyfiką inwestycji w produkty strukturyzowane (Hadaś-Dyduch, 2013a, c). Rzeczywiste stopy zwrotu poszczególnych utworzonych portfeli ustrukturyzowanych są następujące:

- portfel I — 0,0009%,
- portfel II — 0,0000%,
- portfel III — 2,0815%,
- portfel IV — 2,0815%,
- portfel V — 5,6486%,
- portfel VI — 8,5459%.

Jak pokazują otrzymane wyniki, portfele o największej zmienności są związane z najwyższą stopą zwrotu z inwestycji.

Podsumowanie

Celem artykułu jest konstrukcja i ocena — w kontekście stóp zwrotu — portfeli inwestycyjnych złożonych tylko z produktów strukturyzowanych. Portfele skonstruowano na podstawie zaproponowanego autorskiego schematu. Badaniem objęto produkty strukturyzowane rozpoczęte w 2012 r. i zakończone do 31.12.2013 r.

Wyniki otrzymane na podstawie przeprowadzonego badania pokazały, że produkty strukturyzowane mogą tworzyć portfele inwestycyjne o znaczącej stopie zwrotu, ale jest to związane z dużym ryzykiem. Nasuwa się zatem pytanie, czy warto, czy nie lepiej inwestować w inną, być może prostszą inwestycję, mając na uwadze, że w ciągu ostatniego dziesięciolecia nastąpił znaczny rozwój nowych rodzajów instrumentów pochodnych. Do nich możemy zaliczyć m.in. kredytowe instrumenty pochodne oraz instrumenty pochodne na nowe aktywa bazowe, takie jak ryzyko inflacyjne, ubezpieczeniowe czy pogodowe.

Należy nadmienić, że zaproponowany w artykule sposób tworzenia portfeli inwestycyjnych nie jest jedyną metodą umożliwiającą klasyfikację produktów bankowych. Można też stosować inne metody klasyfikacji wykorzystywane w analizach giełdowych (Węgrzyn, 2014a, b) i sprawdzić ich skuteczność. Zastosowana metoda — jak pokazują przytoczone obliczenia — daje satysfakcjonujące wyniki, obarczone małym błędem szacunku stopy zwrotu portfela. Minusem rozpatrywanej tu metody jest konieczność wykonania znacznej liczby symulacji i obliczeń opartych na różnorodnych danych, zróżnicowanych ze względu na indeks bazowy i czas trwania produktów strukturyzowanych oraz długość „przesuwanego okna wstecznego”.

dr hab. Monika Hadaś-Dyduch — *Uniwersytet Ekonomiczny w Katowicach*

LITERATURA

- Dyduch M. (2013), *Bankowe Papiery Wartościowe Strukturyzowane*, „Studia Ekonomiczne”, nr 124.
- Hadaś-Dyduch M. (2013a), *Inwestycje alternatywne na polskim rynku kapitałowym*, [w:] *Innowacje w finansach i ubezpieczeniach. Metody matematyczne i informatyczne*, „Studia Ekonomiczne”, nr 146, Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego, Katowice.

- Hadaś-Dyduch M. (2013b), *Efektywność inwestycji w bankowe papiery wartościowe*, „Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego, Finanse, Rynki finansowe, Ubezpieczenia”, nr 59, s. 525—534.
- Hadaś-Dyduch M. (2013c), *Ranking produktów strukturyzowanych wyemitowanych na polskim rynku finansowym w latach 2001—2010*, „Zeszyty Naukowe Wyższej Szkoły Bankowej we Wrocławiu”, nr 2(34), s. 187—200.
- Hadaś-Dyduch M. (2013d), *Szacowanie efektywności wybranej strategii inwestowania w produkty strukturyzowane na polskim rynku kapitałowym*, „Rynek kapitałowy. Skuteczne inwestowanie, Uniwersytet Szczeciński, Zeszyty Naukowe”, nr 768, „Finanse, Rynki finansowe, Ubezpieczenia”, nr 63, s. 169—180.
- Hadaś-Dyduch M. (2013e), *Współczesne formy gospodarowania kapitałem wobec ekonomicznych zjawisk kryzysowych*, [w:] *Transformacja współczesnej gospodarki jako przedmiot badań ekonomicznych*, Kos B. (red.), „Studia Ekonomiczne”, nr 136, Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego, Katowice.
- Hadaś-Dyduch M. (2014), *Inwestycje alternatywne w kontekście efektywności inwestycji kapitałowej na przykładzie produktów strukturyzowanych*, Prace Naukowe, Uniwersytet Ekonomiczny w Katowicach.
- Hadaś-Dyduch M. (2015a), *Produkty strukturyzowane — analiza stóp zwrotu osiągniętych w latach 2000—2013*, „Zeszyty Naukowe”, nr 5(941), Uniwersytet Ekonomiczny w Krakowie, Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Krakowie, s. 131—151.
- Hadaś-Dyduch M. (2015b), *Wieloczynnikowa analiza wskaźników zmienności i ryzyka certyfikatów*, „Studia Ekonomiczne, Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego w Katowicach”, nr 232, Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Katowicach, s. 58—71.
- Węgrzyn T. (2014a), *Analiza zadłużenia i jego dynamiki w kontekście doboru spółek do portfela w latach 2001—2011*, [w:] *Metody ilościowe*, Forlicz S. (red.), „Zeszyty Naukowe Wyższej Szkoły Bankowej we Wrocławiu”, nr 7(45), s. 381—395.
- Węgrzyn T. (2014b), *Weryfikacja zastosowania metody porządkowania liniowego Hellwiga w kontekście doboru spółek do portfela. Analiza w latach 2001—2010*, „Nauki o finansach”, nr 1(18), Wrocław, s. 87—97.

Summary. *The aim of the article is to assess the effectiveness of investment portfolios. Portfolios are established under the proprietary algorithm that is described in detail in the article. The proposed method of construction of investment portfolios and their evaluation, requires the determination of the volatility and average return included in the portfolio of structured products, as well as determine the risk for each product. These parameters are calculated from the number of data obtained by applying a "backward the window", consisting in the fact that each structured product included in the study was run in theory for one year every week.*

Keywords: structured products, alternative investments, banking products, structured portfolio, portfolio.

Резюме. *В статье была представлена оценка эффективности инвестиционных портфелей. Портфели были разработаны на основе авторского алгоритма, который детально характеризуется в статье. Предложенный*

способ конструкции инвестиционных портфелей и их оценка, требует определения вариации и средней ставки возврата включенных в портфель структурированных продуктов, а также определения риска каждого продукта. Эти параметры рассчитывались на основе числа данных, полученного в результате использования «скользящего окна в обратном направлении», состоящего в том, что каждый из структурированных продуктов включенных в обследование гипотетически запускался каждую неделю в течение одного года.

Ключевые слова: структурированные продукты, альтернативные инвестиции, банковские продукты, структурированный портфель, портфель

Aleksandra ŁUCZAK

Ocena pozycji rozwojowej powiatów z wykorzystaniem zmodyfikowanej metody SWOT¹

Streszczenie. *Analiza SWOT (Strengths, Weaknesses, Opportunities, Threats) jest jedną z najpopularniejszych analiz wykorzystywanych w planowaniu rozwoju społeczno-gospodarczego jednostek administracyjnych. Metoda ta porządkuje informacje na temat wewnętrznych i zewnętrznych uwarunkowań rozwoju jednostek, jednak rzadko podejmowane są próby kwantyfikacji ważności poszczególnych uwarunkowań. W artykule, w celu oceny ważności zewnętrznych i wewnętrznych uwarunkowań rozwoju społeczno-gospodarczego powiatów, zastosowano jej zmodyfikowaną formę.*

Celem opracowania jest próba zastosowania metody Hellwiga w kwantyfikowalnej metodzie SWOT. Proponowaną metodę wykorzystano do oceny pozycji rozwojowej powiatów ziemskich woj. wielkopolskiego w latach 2005 i 2013. Na podstawie przeprowadzonych badań wyróżniono główne typy pozycji rozwojowych: agresywną, konkurencyjną, konserwatywną i defensywną. Zaprezentowana metoda ma charakter uniwersalny i może być stosowana w analizie SWOT również innych jednostek, np. przedsiębiorstw.

Słowa kluczowe: zmodyfikowana kwantyfikowalna metoda SWOT, syntetyczny miernik rozwoju Hellwiga, rozwój społeczno-gospodarczy.

W planowaniu rozwoju powiatów istotne znaczenie zajmuje opracowanie analizy SWOT, która obejmuje analizę wnętrza i otoczenia powiatu. Zdecydowana większość analiz tego typu polega na porządkowaniu informacji bez uwzględnienia kwantyfikacji ich ważności. W artykule do oceny rozwoju społeczno-gospodarczego powiatów zastosowano zmodyfikowaną, kwantyfikowalną metodę SWOT. W klasycznym ujęciu metoda ta wykorzystuje średnie ważone do obliczania ważności zewnętrznych i wewnętrznych uwarunkowań rozwoju (Chang, Huang, 2006; Łuczak, Wysocki, 2010, 2013), natomiast w pracy zaproponowano

¹ Artykuł opracowany na podstawie referatu zaprezentowanego na konferencji naukowej pt. *Rola środowisk naukowych, samorządowych i służb statystyki publicznej we wzmacnianiu pozytywnego wizerunku statystyki*, zorganizowanej przez Urząd Statystyczny w Szczecinie w dniach 23 i 24 marca 2015 r.

wykorzystanie w tym celu syntetycznego miernika Hellwiga (Hellwig, 1968). Wartości mierników syntetycznych dla zewnętrznych i wewnętrznych uwarunkowań rozwoju powiatów stanowią podstawę do ustalenia ich pozycji rozwojowej.

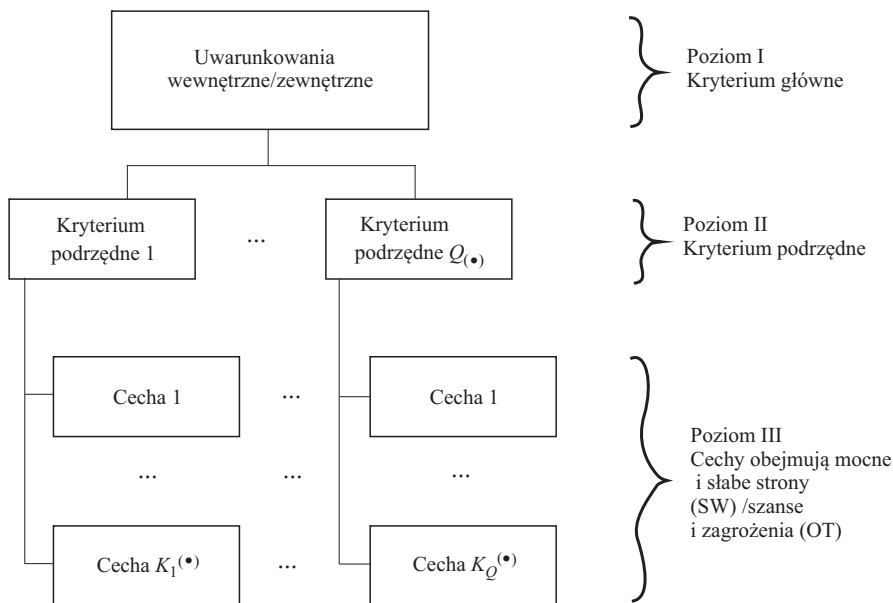
Celem opracowania jest próba zastosowania metody Hellwiga w kwantyfikowalnej metodzie SWOT. Proponowaną metodę zastosowano do oceny pozycji rozwojowej powiatów ziemskich woj. wielkopolskiego w latach 2005 i 2013. W badaniu wykorzystano dane z Banku Danych Lokalnych GUS (BDL) z lat 2005 i 2013.

METODYKA BADAŃ

W zmodyfikowanej, kwantyfikowalnej metodzie SWOT można wyróżnić sześć etapów postępowania (Łuczak, Wysocki, 2009, 2010, 2013):

Etap 1 — konstrukcja dwóch hierarchicznych schematów dotyczących wewnętrznych i zewnętrznych czynników wpływających na rozwój społeczno-gospodarczy jednostki administracyjnej.

SCHEMAT HIERARCHICZNY CZYNNIKÓW ANALIZY SWOT



U w a g a (•) oznacza w dla czynników wewnętrznych lub z — dla czynników zewnętrznych.

Ź r ó d ł o: Łuczak, Wysocki (2009).

Każdy schemat obejmuje trzy poziomy: kryterium główne i kryteria podrzędne ($q = 1, \dots, Q_{(•)}$; $Q_{(•)}$ — liczba kryteriów podrzędnych, (•) oznacza (w) dla czynników wewnętrznych lub (z) dla czynników zewnętrznych) oraz cechy (słabe i mocne strony jako czynniki wewnętrzne oraz szanse i zagrożenia jako czyn-

niki zewnętrzne), ($k = 1, \dots, K_q^{(\bullet)}$; $K_q^{(\bullet)}$ oznacza liczbę cech w ramach q -tego kryterium podrzędnego, $\sum_{q=1}^{Q(w)} K_q^{(w)} = K_w$ oraz $\sum_{q=1}^{Q(z)} K_q^{(z)} = K_z$).

Etap 2 — normalizacja wartości cech w przekroju jednostek administracyjnych (np. powiatów).

Wartości cech zestawione w macierze danych $\mathbf{X}_{(\bullet)} = x_{ik}^{(\bullet)}$ ($i = 1, \dots, N$, $k = 1, \dots, K_{(\bullet)}$) poddaje się normalizacji według wzorów (Lira, Wysocki, 2008), które mają następującą postać w przypadku:

stymulant:

destymulant:

$$z_{ik}^{(\bullet)} = \frac{x_{ik}^{(\bullet)} - \min_i \{x_{ik}^{(\bullet)}\}}{\max_i \{x_{ik}^{(\bullet)}\} - \min_i \{x_{ik}^{(\bullet)}\}}$$

$$z_{ik}^{(\bullet)} = \frac{\max_i \{x_{ik}^{(\bullet)}\} - x_{ik}^{(\bullet)}}{\max_i \{x_{ik}^{(\bullet)}\} - \min_i \{x_{ik}^{(\bullet)}\}}$$

nominant:

$$z_{ik}^{(\bullet)} = \frac{x_{ik}^{(\bullet)} - \min_i \{x_{ik}^{(\bullet)}\}}{\text{nom} \{x_{ik}^{(\bullet)}\} - \min_i \{x_{ik}^{(\bullet)}\}}$$

$$z_{ik}^{(\bullet)} = \frac{\max_i \{x_{ik}^{(\bullet)}\} - x_{ik}^{(\bullet)}}{\max_i \{x_{ik}^{(\bullet)}\} - \text{nom} \{x_{ik}^{(\bullet)}\}}$$

$$x_{ik}^{(\bullet)} \leq \text{nom} \{x_{ik}^{(\bullet)}\}$$

$$x_{ik}^{(\bullet)} > \text{nom} \{x_{ik}^{(\bullet)}\}$$

gdzie $\max \{x_{ik}^{(\bullet)}\}$, $\min \{x_{ik}^{(\bullet)}\}$, $\text{nom} \{x_{ik}^{(\bullet)}\}$ oznaczają odpowiednio — maksymalną, minimalną i nominalną wartość k -tej cechy.

Etap 3 — ustalenie systemu wag dla cech.

Wagi mogą być ustalane z wykorzystaniem kryteriów merytorycznych lub/i statystycznych (Łuczak, Wysocki, 2014). Najczęściej przyjmuje się jednakowe wagi cech i taki system wag zastosowano w artykule².

² Ogólnie ujmując istnieją trzy sposoby tworzenia wag cech — statystyczne, merytoryczne lub zintegrowane (Walesiak, 2011; Łuczak, Wysocki, 2014). W podejściu statystycznym wykorzystuje się głównie współczynnik zmienności cech i/lub współczynniki korelacji między cechami. Jednak podejście to zostało uznane za dość mechaniczne i niemające związku z merytoryczną ważnością cech (Kukuła, 2000). W podejściu merytorycznym wagi cech ustala się na podstawie opinii ekspertów. W metodzie tej główny problem stanowi zatem właściwy dobór grupy ekspertów. Ponadto problematyczny jest też wybór sposobu ustalania wag przez ekspertów. Trzeci — zintegrowany sposób wiąże podejście statystyczne z merytorycznym i jest obciążony wadami obu podejść. W klasycznych podejściach do ważenia cech przyjmuje się najczęściej jednakowe wagi cech. Uzasadnienie częstego wykorzystania tego podejścia można poprzeć spostrzeżeniami prof. Bartosiewicz (2011), która stwierdziła, że w zagadnieniach konstrukcji cechy syntetycznej decydujący jest zbiór cech przyjętych do badań.

Etap 4 — wyznaczenie wartości cech syntetycznych dla uwarunkowań wewnętrznych i zewnętrznych za pomocą metody Hellwiga (Hellwig, 1968).

Na początku tego etapu ustala się wzorzec dla uwarunkowań wewnętrznych i zewnętrznych $z^{(\bullet)+}$:

$$z^{(\bullet)+} = (\max_i(z_{i1}^{(\bullet)}), \max_i(z_{i2}^{(\bullet)}), \dots, \max_i(z_{iK(\bullet)}^{(\bullet)})) = (z_1^{(\bullet)+}, z_2^{(\bullet)+}, \dots, z_{K(\bullet)}^{(\bullet)+})$$

Wzorzec (jednostka wzorcowa) jest to rzeczywista jednostka, która ma najkorzystniejsze wartości cech w danej zbiorowości. Jest on pewnego rodzaju „punktem odniesienia”, do którego porównywane są wartości cech każdej badanej jednostki.

Zamiast wartości maksymalnych mogą być też przyjęte wartości modelowe (idealne), np. w przypadku cech związanych z udziałem ludności korzystającej z sieci wodociągowej czy kanalizacyjnej za wartość modelową należy przyjąć 100%.

Po ustaleniu wzorca oblicza się odległości euklidesowe każdej ocenianej jednostki

od wzorca rozwoju: $d_i^{(w)} = \sqrt{\sum_{k=1}^{K_w} (z_{ik}^{(w)} - z_k^{(w)+})^2}$ oraz $d_i^{(z)} = \sqrt{\sum_{k=1}^{K_z} (z_{ik}^{(z)} - z_k^{(z)+})^2}$.

Następnie wyznacza się wartości cech syntetycznych dla wewnętrznych (SW_i) oraz zewnętrznych (SZ_i) uwarunkowań rozwoju jako:

$$SW_i = 1 - \frac{d_i^{(w)}}{d_0^{(w)}} \quad SZ_i = 1 - \frac{d_i^{(z)}}{d_0^{(z)}} \quad (i = 1, 2, \dots, N)$$

gdzie $d_0^{(w)}$ i $d_0^{(z)}$ są to krytyczne odległości ocenianych powiatów od wzorca rozwoju, obliczane według wzoru:

$$d_0^{(\bullet)} = \bar{d}_0^{(\bullet)} + 2 \cdot s_0^{(\bullet)} \quad \bar{d}_0^{(\bullet)} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N d_i^{(\bullet)} \quad s_0^{(\bullet)} = \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (d_i^{(\bullet)} - \bar{d}_0^{(\bullet)})^2}$$

gdzie (\bullet) oznacza odpowiednio (w) dla wewnętrznych i (z) dla zewnętrznych uwarunkowań rozwoju. Ponadto SW_i i SZ_i na ogół przyjmują wartości z przedziału $(0, 1)$, jednak mogą przyjmować wartości spoza tego przedziału³.

Etap 5 — obliczenie współrzędnych położenia jednostek administracyjnych względem wewnętrznych (WW_i) i zewnętrznych (WZ_i) uwarunkowań rozwoju (Chang, Huang, 2006):

$$WW_i = SW_i - IW \quad WZ_i = SZ_i - IZ$$

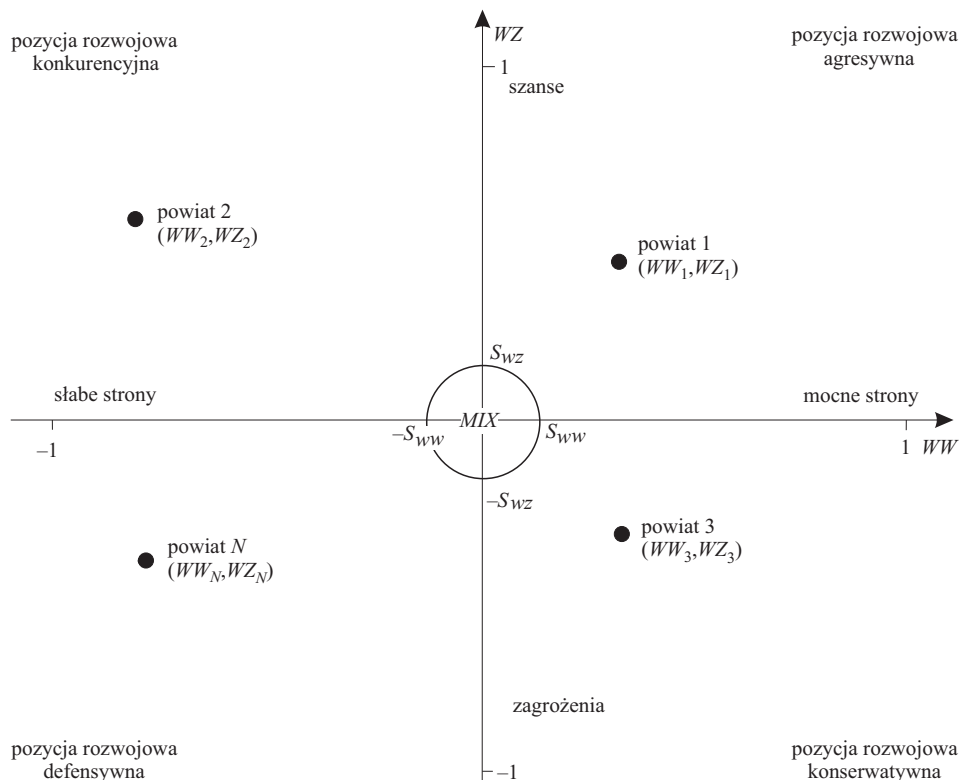
³ Ujemne wartości mogą się pojawić, gdy sytuacja jednostki administracyjnej pod względem uwarunkowań zewnętrznych lub wewnętrznych jest wyraźnie słabsza od sytuacji pozostałych jednostek.

gdzie IW , IZ — wartość odniesienia dla uwarunkowań odpowiednio wewnętrznych i zewnętrznych. Mogą być obliczane jako: $IW = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N SW_i$, $IZ = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N SZ_i$, przy czym na ogół $-1 < WW_i < 1$, $-1 < WZ_i < 1$.

Etap 6 — wyodrębnienie typów pozycji rozwojowych dla jednostek administracyjnych, obejmujących rozmieszczenie punktów (WW_i , WZ_i) na płaszczyźnie, które wskazują na pozycję rozwojową powiatów w odniesieniu do wewnętrznych i zewnętrznych uwarunkowań rozwoju.

Możliwe są cztery główne typy pozycji rozwojowych: agresywna, konserwatywna, defensywna i konkurencyjna (wykr. 1) (Weihrich, 1982; Łuczak, Wysocki, 2010). W przypadku gdy pozycja rozwojowa nie jest wyraźnie wykształcona, można przyjąć dodatkowy typ — mieszany.

Wykr. 1. TYPY POZYCJI ROZWOJOWYCH



U w a g a. MLX — niewykształcona (mieszana) pozycja rozwojowa; S_{WW} , S_{WZ} — odchylenia standardowe obliczone z wartości współrzędnych położenia jednostek administracyjnych odpowiednio dla uwarunkowań wewnętrznych i zewnętrznych.

Ź r ó d ł o: opracowanie własne na podstawie Łuczak, Wysocki (2009, 2013).

WYNIKI BADAŃ

Badania dotyczyły ustalenia pozycji rozwojowej powiatów ziemskich woj. wielkopolskiego względem wewnętrznych i zewnętrznych uwarunkowań rozwoju w latach 2005 i 2013. Procedurę kwantyfikowalnej analizy SWOT rozpoczęła przyjęcie zespołu cech. Na podstawie analizy statystycznej dokonano wyboru 8 kryteriów i 18 cech opisujących poziom rozwoju społeczno-gospodarczego tych powiatów. W zakresie uwarunkowań wewnętrznych rozwoju społeczno-gospodarczego wyróżniono następujące kryteria w poszczególnych dziedzinach:

- 1) ludność — ludność w wieku nieprodukcyjnym na 100 osób w wieku produkcyjnym (x_1), przyrost naturalny na 1000 ludności (x_2);
- 2) rynek pracy — stopa bezrobocia rejestrowanego w % (x_3), pracujący w przemyśle i budownictwie w % ogółu pracujących (x_4);
- 3) infrastruktura techniczna — drogi gminne o nawierzchni twardej na 100 km² w km (x_5), udział ludności korzystającej z sieci kanalizacyjnej w % (x_6), udział ludności korzystającej z sieci gazowej w % (x_7);
- 4) infrastruktura społeczna — liczba ludności przypadającej na aptekę ogólnodostępną (x_8);
- 5) gospodarka — liczba podmiotów gospodarczych zarejestrowanych w REGON na 1000 osób w wieku produkcyjnym (x_9), przeciętne miesięczne wynagrodzenie brutto w zł (x_{10});
- 6) finanse publiczne — dochody własne gmin w dochodach ogółem w % (x_{11});
a w ramach uwarunkowań zewnętrznych wyróżniono:
- 7) otoczenie bliższe (krajowe) — subwencje ogólne na mieszkańca w zł (x_{12}), dotacje celowe z budżetu państwa na mieszkańca w zł (x_{13}), saldo migracji wewnętrznych międzypowiatowych na 1000 mieszkańców (x_{14});
- 8) otoczenie dalsze (Unia Europejska (UE) i inne państwa) — środki uzyskane z budżetu UE na mieszkańca w zł (x_{15}), saldo migracji zagranicznych na 1000 mieszkańców (x_{16}), nowo zarejestrowane spółki handlowe z udziałem kapitału zagranicznego na 10000 osób w wieku produkcyjnym (x_{17}), turyści zagraniczni na 1000 ludności (x_{18}).

Dla cech x_{12} , x_{13} i x_{15} , mających charakter finansowy obliczono średnie z czterech lat. W analizie przyjęto, że trzy cechy mają charakter destymulant (x_1 , x_3 i x_8), dwie — nominant (x_{14} i x_{16}), a pozostałe są stymulantami. Cechy zostały znormalizowane za pomocą metody unitaryzacji zerowanej. Znormalizowane wartości cech prostych posłużyły do obliczenia współrzędnych uwarunkowań wewnętrznych i zewnętrznych powiatów ze względu na możliwości ich rozwoju (tabl. 1). Jako wartość odniesienia przyjęto średnie z wartości uwarunkowań wewnętrznych i zewnętrznych z 2013 r. ($IW=0,373$, $IZ=0,302$).

W tabl. 2 zaprezentowano typy pozycji rozwojowych powiatów z 2013 r. Obserwujemy, że pozycja rozwojowa powiatów woj. wielkopolskiego w 2005 r. w porównaniu z 2013 r. była zdecydowanie gorsza i określono ją jako defensywną, z wyjątkiem powiatów poznańskiego i pilskiego, które cechował typ konserwatywnej pozycji rozwojowej. Te dwa powiaty wykazywały w 2005 r. ponadprzeciętne uwarunkowania wewnętrzne. Wartości mierników syntetycz-

nych według uwarunkowań wewnętrznych były wyższe niż wartość odniesienia IW i wynosiły odpowiednio $SW_{21} = 0,545$ i $SW_{19} = 0,379$ (tabl. 1).

TABL. 1. WARTOŚCI CECH SYNTETYCZNYCH ORAZ WSPÓLRZĘDNYCH POŁOŻENIA JEDNOSTEK ADMINISTRACYJNYCH POD WZGLĘDEM WEWNĘTRZNYCH I ZEWNĘTRZNYCH UWARUNKOWAŃ ROZWOJU POWIATÓW WOJ. WIELKOPOLSKIEGO

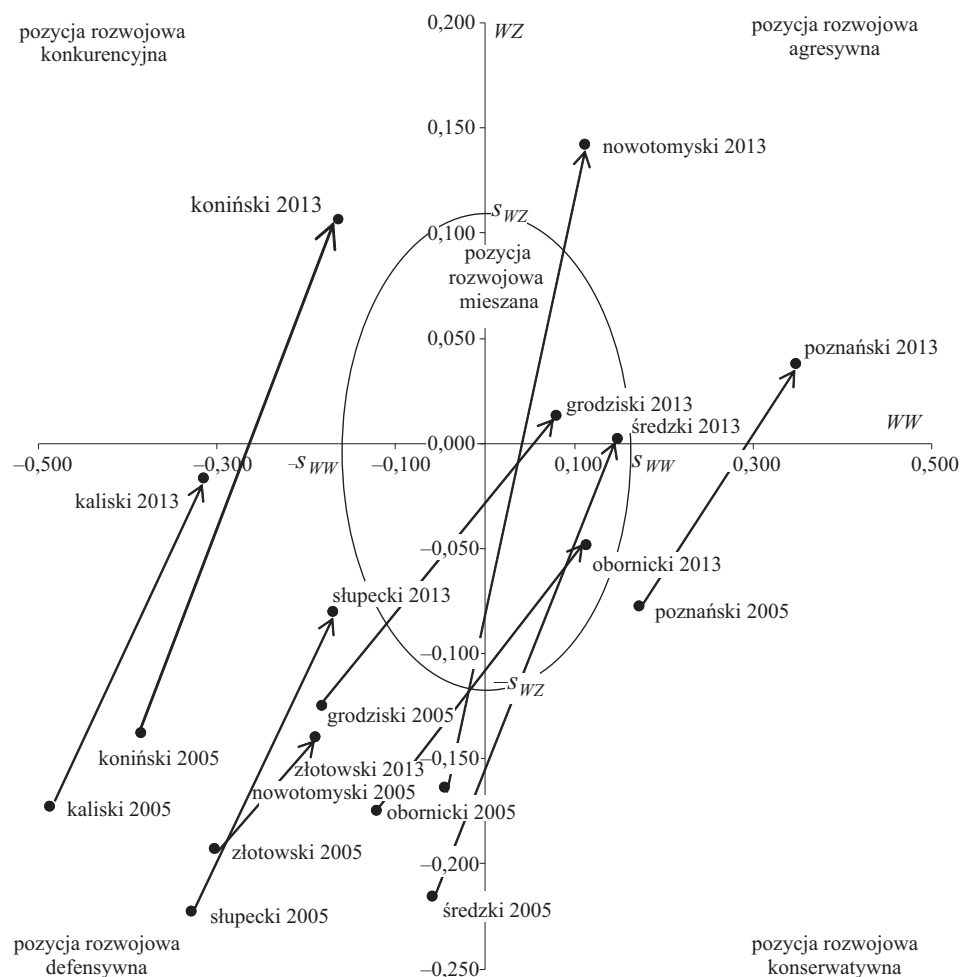
Powiaty	2005				2013				Odległość $ P_i^{2005} P_i^{2013} $
	SW_i	SZ_i	$P_i^{2005^a}$		SW_i	SZ_i	$P_i^{2013^a}$		
			WW_i	WZ_i			WW_i	WZ_i	
Chodzieski	0,315	0,136	-0,058	-0,166	0,391	0,309	0,018	0,007	0,189
Czarnkowsko- -trzcianecki	0,118	0,171	-0,255	-0,131	0,225	0,324	-0,148	0,021	0,186
Gnieźnieński	0,322	0,158	-0,051	-0,144	0,469	0,306	0,096	0,003	0,208
Gostyński	0,306	0,073	-0,067	-0,229	0,464	0,269	0,091	-0,033	0,252
Grodziski	0,190	0,178	-0,183	-0,124	0,453	0,315	0,081	0,013	0,297
Jarociński	0,190	0,055	-0,183	-0,247	0,421	0,251	0,048	-0,051	0,303
Kałiski	-0,113	0,129	-0,486	-0,173	0,060	0,285	-0,313	-0,017	0,233
Kępiński	0,214	0,071	-0,159	-0,231	0,427	0,307	0,054	0,004	0,318
Kolski	0,051	0,065	-0,322	-0,237	0,173	0,273	-0,199	-0,030	0,241
Koniński	-0,011	0,164	-0,384	-0,138	0,209	0,409	-0,164	0,106	0,329
Kościański	0,257	0,123	-0,115	-0,179	0,430	0,274	0,058	-0,029	0,229
Krotoszyński	0,272	0,100	-0,101	-0,202	0,433	0,339	0,060	0,036	0,288
Leszczyński	0,175	0,161	-0,198	-0,141	0,361	0,361	-0,011	0,059	0,274
Międzychodzki	0,237	0,070	-0,136	-0,232	0,335	0,250	-0,038	-0,052	0,205
Nowotomyski	0,329	0,138	-0,044	-0,164	0,485	0,444	0,112	0,142	0,344
Obornicki	0,252	0,127	-0,121	-0,175	0,487	0,254	0,114	-0,049	0,266
Ostrowski	0,257	0,118	-0,115	-0,184	0,460	0,323	0,088	0,021	0,289
Ostrzeszowski ...	0,164	0,092	-0,209	-0,210	0,325	0,289	-0,048	-0,014	0,254
Piłski	0,379	0,164	0,006	-0,138	0,439	0,285	0,067	-0,018	0,135
Pleszewski	0,076	0,089	-0,297	-0,213	0,212	0,280	-0,161	-0,023	0,235
Poznański	0,545	0,225	0,173	-0,077	0,721	0,340	0,348	0,037	0,210
Rawicki	0,302	0,101	-0,071	-0,201	0,372	0,277	-0,001	-0,025	0,189
Słupecki	0,045	0,079	-0,327	-0,223	0,205	0,222	-0,168	-0,081	0,214
Szamotulski	0,313	0,204	-0,060	-0,099	0,443	0,319	0,070	0,017	0,174
Średzki	0,315	0,086	-0,058	-0,216	0,522	0,304	0,149	0,001	0,300
Śremski	0,311	0,037	-0,062	-0,265	0,495	0,312	0,122	0,009	0,330
Turecki	0,119	0,100	-0,253	-0,203	0,279	0,243	-0,094	-0,059	0,214
Wągrowiecki	0,196	0,129	-0,177	-0,173	0,278	0,336	-0,094	0,034	0,223
Wolsztyński	0,229	0,196	-0,144	-0,107	0,411	0,378	0,038	0,076	0,258
Wrzesiński	0,226	0,067	-0,147	-0,235	0,389	0,334	0,017	0,032	0,314
Złotowski	0,071	0,109	-0,302	-0,193	0,183	0,162	-0,190	-0,140	0,124
Średnia	0,215	0,120	-0,158	-0,182	0,373	0,302	0,000	0,000	0,215
Max	0,545	0,225	0,173	-0,077	0,721	0,444	0,348	0,142	0,344
Min	-0,113	0,037	-0,486	-0,265	0,060	0,162	-0,313	-0,140	0,124

$a P_i^{2005}, P_i^{2013}$ oznaczają punkty (WW_i, WZ_i) odpowiednio dla lat 2005 i 2013.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych statystycznych z BDL (2005, 2013).

W 2013 r. w stosunku do 2005 r. pozycja rozwojowa powiatów uległa znacznej poprawie. Zmiany położenia pozycji rozwojowych wybranych powiatów woj. wielkopolskiego w latach 2005 i 2013 w kwadrantach układu współrzędnych przedstawia wyk. 2.

**Wykr. 2. ZMIANY POZYCJI ROZWOJOWYCH DLA WYBRANYCH POWIATÓW
WOJ. WIELKOPOLSKIEGO W LATACH 2005 I 2013**



Źródło: opracowanie własne na podstawie tabl. 1 i 2.

Największy wzrost poziomu rozwoju uwarunkowań wewnętrznych (o 0,264) obserwowano w pow. grodziskim. Zadecydował o tym przede wszystkim rozwój infrastruktury technicznej dotyczący sieci gazowej i kanalizacyjnej oraz dróg. W powiecie tym zwiększył się udział korzystających z sieci gazowej (60,1%) o 10 p.proc., udział korzystających z sieci kanalizacyjnej (46,1%) o 8,6 p.proc. oraz długość dróg gminnych i powiatowych o twardej nawierzchni (63,4 km na km²) o 10 km na km². Drugą grupą czynników, która przesądziła o tak znacznej zmianie pozycji rozwojowej tego powiatu był rozwój gospodarki. W 2013 r. liczba podmiotów gospodarczych ujętych w REGON wynosiła prawie 145 podmiotów na 1000 osób w wieku produkcyjnym i w stosunku do 2005 r. zwiększy-

ła się o 8 podmiotów. Obserwowano również wzrost przeciętnego miesięcznego wynagrodzenia brutto o ponad 1,1 tys. zł, czyli do ok. 2,9 tys. zł. Te cechy również wpłynęły na zwiększenie dochodów własnych gmin w dochodach ogółem, które w 2013 r. stanowiły ponad 50% (wzrost o ponad 10 p.proc.). Najmniejszy wzrost poziomu rozwoju uwarunkowań wewnętrznych (o 0,060) notowano w pow. pilskim. W przypadku tego powiatu większość uwzględnionych w badaniach wskaźników wzrosła tylko w niewielkim stopniu. Na uwagę zasługują jednak cechy gospodarcze — przeciętne miesięczne wynagrodzenie brutto zwiększyło się o ponad 1,3 tys. zł, tj. do ok. 3,5 tys. zł oraz liczba podmiotów gospodarczych zarejestrowanych w REGON, których w 2013 r. było ok. 169 na 1000 osób w wieku produkcyjnym, czyli o 10 więcej niż w 2005 r.

Od 2005 r. do 2013 r. rozwojowi uwarunkowań wewnętrznych towarzyszył rozwój uwarunkowań zewnętrznych. W 2013 r. największy wzrost takich uwarunkowań (o 0,306) obserwowano w pow. nowotomyskim, który został osiągnięty głównie dzięki środkom uzyskiwanym ze źródeł zewnętrznych. Środki otrzymywane z budżetu UE w latach 2010—2013 wynosiły średniorocznie 173 zł na mieszkańca i zwiększyły się w porównaniu z 2005 r. o ponad 160 zł. Subwencje oraz dotacje celowe z budżetu państwa liczone na mieszkańca wynosiły średniorocznie w tym okresie odpowiednio — 845 zł i 406 zł i były większe w porównaniu z 2005 r. o ok. 260 zł. W 2013 r. zwiększyła się również liczba turystów zagranicznych (o ponad 20 osób na 1000 ludności w Polsce) i wynosiła prawie 54 osoby na 1000 mieszkańców pow. nowotomyskiego.

Najmniejszy wzrost poziomu rozwoju uwarunkowań zewnętrznych (o 0,053) w 2013 r. obserwowano w pow. złotowskim. Pomimo znacznego zwiększenia się środków uzyskiwanych z zewnętrznych źródeł (subwencji, dotacji celowych z budżetu państwa oraz środków z budżetu UE), wartość części wskaźników dalszego otoczenia uległa zmniejszeniu. Na uwagę zasługuje liczba turystów zagranicznych na 1000 mieszkańców, która zmniejszyła się prawie o 60% (do ok. 4 osób na 1000 mieszkańców). Należy też dodać, że w 2013 r. pow. złotowski charakteryzował się najniższym poziomem rozwoju uwarunkowań zewnętrznych — $SZ_{31} = 0,162$.

Biorąc pod uwagę jednocześnie uwarunkowania wewnętrzne i zewnętrzne największe zwiększenie poziomu rozwoju uwarunkowań społeczno-gospodarczych obserwowano w pow. nowotomyskim, a najmniejsze — w pow. złotowskim. Świadczą o tym długości wektorów odpowiednio pomiędzy punktami WW_i i WZ_i ($i=14, 31$) z lat 2005 i 2013, które wynosiły $|P_{14}^{2005} P_{14}^{2013}| = 0,344$ i $|P_{31}^{2005} P_{31}^{2013}| = 0,124$ (tabl. 1, wyk. 2).

W 2005 r. najlepiej rozwiniętym powiatem pod względem uwarunkowań wewnętrznych i zewnętrznych był pow. poznański. Miał on najwyższe wartości cech syntetycznych dotyczących uwarunkowań wewnętrznych $SW_{21} = 0,545$ i zewnętrznych $SZ_{21} = 0,225$. Należy jednak zauważyć, że wartości te wskazują, iż poziom rozwoju uwarunkowań wewnętrznych był tylko na poziomie średnim, a uwarunkowań zewnętrznych — na poziomie niskim. Ponadto w 2005 r. powiaty kaliski i koniński wykazywały bardzo niski poziom rozwoju uwarun-

kowań wewnętrznych, gdyż współrzędne uwarunkowań wewnętrznych przyjęły wartości ujemne odpowiednio $SW_7 = -0,113$ i $SW_{10} = -0,011$. Dowodzą one, że sytuacja tych powiatów pod względem uwarunkowań wewnętrznych była wyraźnie słabsza od sytuacji pozostałych powiatów. Wskazuje na to słabo rozwinięta infrastruktura sieci kanalizacyjnej i gazowej. W 2005 r. udział korzystających z sieci kanalizacyjnej w pow. kaliskim wynosił ok. 19% i był najniższy w województwie, a w pow. konińskim było to ok. 27%, przy średniej dla województwa 58%. Jeszcze gorszą sytuację obserwowano w dostępności sieci gazowej. Udział korzystających z sieci gazowej w pow. kaliskim wynosił 4,6%, a w pow. konińskim — 1% (przy średniej woj. wielkopolskiego ponad 44%). O słabszej pozycji tych powiatów zdecydowała również dużo mniejsza niż średnio w województwie liczba podmiotów gospodarczych ujętych w REGON na 1000 osób w wieku produkcyjnym (prawie 157). W pow. kaliskim było ich tylko ok. 93, a w pow. konińskim — 83 na 1000 osób w wieku produkcyjnym. Na uwagę zasługuje też udział pracujących w przemyśle i budownictwie w ogólnej liczbie pracujących, który w pow. kaliskim wynosił ok. 14%, a w pow. konińskim — ok. 25% (przy średniej województwa prawie 35%). Powiaty te charakteryzowały się też niższą niż przeciętnie w województwie samodzielnością finansową gmin. W pow. kaliskim dochody własne gmin w dochodach ogółem wynosiły ok. 33%, a w pow. konińskim — prawie 40% (średnio w województwie było to prawie 53%). Na najsłabszy poziom rozwoju uwarunkowań wewnętrznych w pow. kaliskim wpłynęło również przeciętne miesięczne wynagrodzenie, które w 2005 r. wynosiło 1801 zł brutto. Należy też zwrócić uwagę, że w pow. konińskim obserwowano najwyższą w województwie stopę bezrobocia rejestrowanego wynoszącą ponad 26% (przy średniej w województwie 14%).

Słaby rozwój uwarunkowań wewnętrznych nie szedł w parze ze słabym wykorzystaniem uwarunkowań zewnętrznych. W 2005 r. najwięcej słabości w zakresie uwarunkowań zewnętrznych wykazał pow. śremski. Największy wpływ na tę sytuację miało uzyskiwanie środków ze źródeł zewnętrznych, głównie z budżetu UE, których średnioroczna wielkość⁴ w latach 2006—2009 wynosiła ok. 5,6 zł na mieszkańca i była ponad jedenastokrotnie niższa niż średnio w województwie (56,8 zł). W 2005 r. pow. śremski charakteryzował się też niewielką liczbą turystów zagranicznych, która wynosiła ok. 2 osób na 1000 mieszkańców.

W 2013 r. (podobnie jak w 2005 r.) najlepiej rozwiniętym powiatem pod względem uwarunkowań wewnętrznych był pow. poznański. Wartość cechy syntetycznej uwarunkowań zewnętrznych SZ_{21} w 2013 r. osiągnęła 0,721 roku i można uznać, że była na wysokim poziomie. Wynikało to z ponadprzeciętnej wartości prawie wszystkich wskaźników w tym powiecie. Na uwagę zasługuje stopa bezrobocia rejestrowanego (4,5%), która była ponad dwukrotnie niższa niż średnio w województwie (9,6%). Wysokim poziomem rozwoju charakteryzowała się infrastruktura techniczna, co szczególnie ujawniło się w udziale ludności

⁴ Ze względu na niedostępność danych dla cechy x_{15} z lat 2002—2005, przyjęto dane z lat 2006—2009.

korzystającej z sieci gazowej (ponad 70%, przy średniej województwa ok. 47%). Dobrze rozwinięta infrastruktura stanowiła podstawę do rozwoju gospodarczego. W 2013 r. w pow. poznańskim były 233 podmioty gospodarcze zarejestrowane w REGON na 1000 osób w wieku produkcyjnym (przy średniej województwa ok. 180). Ponadto w przemyśle i budownictwie pracowało ponad 42% ogółu pracujących i było to o 10 p.proc. więcej niż średnio w województwie. Korzystna sytuacja w powiecie wpłynęła też na znaczący udział dochodów własnych gmin w dochodach ogółem (ponad 70%, przy średniej województwa ok. 55%). Wysoki był również przyrost naturalny, który wynosił 5,8 osoby na 1000 ludności (przy średniej województwa — 2,3 osoby). W 2013 r. nie utrzymała się najlepsza sytuacja notowana w roku 2005 pow. poznańskiego wśród powiatów ziemskich województwa w odniesieniu do uwarunkowań zewnętrznych. Było to spowodowane napływem ludności, ponieważ powiat ten pełni rolę „sypialni” dla aglomeracji poznańskiej. Od 2005 r. do 2013 r. do pow. poznańskiego napłynęło ponad 64 tys. osób, co oznacza, że liczba ludności zwiększyła się o ponad 22%, dlatego też przeciętne wartości wskaźników w przeliczeniu na mieszkańca były niższe. Miało to wpływ na niższe wartości cechy syntetycznej w zakresie uwarunkowań zewnętrznych SZ_{21} z 2013 r., a co za tym idzie — na niższe wartości współrzędnych położenia WZ_{21} (tabl. 1). Z tych powodów pow. poznański został wyprzedzony przez pow. nowotomyski pod względem poziomu rozwoju uwarunkowań zewnętrznych. W przypadku pow. nowotomyskiego wartość uwarunkowań zewnętrznych SZ_{15} z 2013 r. wynosiła 0,444, można zatem uznać, że była na średnim poziomie. Znacząca w kształtowaniu tej wartości cechy syntetycznej była wielkość środków uzyskiwanych z budżetu UE, średnio ponad 173 zł na mieszkańca w latach 2010—2013 (średnia dla województwa to ok. 147 zł na mieszkańca).

Należy zauważyć, że najniższy wśród powiatów ziemskich woj. wielkopolskiego (obserwowany w 2005 r.) poziom rozwoju uwarunkowań wewnętrznych w pow. kaliskim utrzymał się również w 2013 r. Wartość uwarunkowań wewnętrznych wynosiła $SW_7 = 0,060$. W powiecie tym notowano jednak znaczące zmiany wskaźników charakteryzujących poziom rozwoju społeczno-gospodarczego uwarunkowań wewnętrznych. Na uwagę zasługuje stopa bezrobocia rejestrowanego (8,4%), której poziom był niższy niż średnia w województwie (9,6%) oraz przeciętne miesięczne wynagrodzenie brutto, które wynosiło 2827 zł, jednak było niższe niż średnio w województwie (3515 zł). Poprawie uległa również infrastruktura techniczna. Udział ludności korzystającej z sieci kanalizacyjnej zwiększył się o prawie 47% w porównaniu z 2005 r., ale jego poziom był niski (28%) w odniesieniu do średniej województwa (prawie 65%). Również udział ludności korzystającej z sieci gazowej zwiększył się w 2013 r. o 87% w porównaniu z 2005 r. i wynosił 8,6%, była to jednak wartość znacznie mniejsza niż średnio w województwie (47,5%).

W obu badanych latach poziom rozwoju uwarunkowań wewnętrznych w powiatach ziemskich województwa był wyższy niż poziom rozwoju uwarunkowań zewnętrznych, co świadczy o niewielkim stopniu ich wykorzystania. Wartości tych uwarunkowań miały wpływ na pozycję rozwojową. W 2005 r. wszystkie

powiaty wykazywały wyraźnie wykształconą pozycję rozwojową, a w 2013 r. — tylko osiem: poznański i nowotomyski (pozycja agresywna), koniński (pozycja konkurencyjna) oraz kaliski, kolski, słupecki, pleszewski i złotowski (pozycja defensywna) (tabl. 2). Obrazuje to położenie punktów WW_i i WZ_i , które nie leżą

w obszarze ograniczonym przez elipsę: $\frac{WW^2}{s_{WW}^2} + \frac{WZ^2}{s_{WZ}^2} = 1$, gdzie $s_{WW} = 0,152$,

$s_{WZ} = 0,104$. Można uznać, że pozostałe powiaty nie miały w pełni wykształconej pozycji rozwojowej, była ona raczej mieszana, z tendencją do danego typu pozycji rozwojowej.

TABL. 2. TYPY POZYCJI ROZWOJOWYCH POWIATÓW WOJ. WIELKOPOLSKIEGO W 2013 R.

Typy pozycji rozwojowych	Powiaty
Agresywna	poznański, nowotomyski , średzki, śremski, gnieźnieński, ostrowski, grodziski, szamotulski, krotoszyński, kępiński, wolsztyński, chodzieski, wrzesiński
Konserwatywna	obornicki, gostyński, pilski, kościański, jarociński
Konkurencyjna	koniński , leszczyński, wągrowiecki, czarnkowsko-trzcianecki
Defensywna	kaliski, kolski, słupecki, pleszewski, złotowski , turecki, ostrzeszowski, międzychodzki, rawicki

U w a g a. Pogrubioną czcionką zaznaczono powiaty, które wykazują wyraźną pozycję rozwojową. W przypadku pozostałych powiatów można uznać, że ich pozycja rozwojowa była niewykształcona (mieszana), ale z tendencją do danego typu pozycji rozwojowej.

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

Agresywny typ pozycji rozwojowej ujawnił się w trzynastu powiatach. Dotyczył on powiatów zlokalizowanych głównie wokół aglomeracji poznańskiej, przy czym tylko powiaty poznański i nowotomyski miały wyraźnie zarysowaną pozycję rozwojową. Powiaty te cechowały się ponadprzeciętnym potencjałem wewnętrznym ($SW_i > IW$) i zewnętrznym ($SZ_i > IZ$).

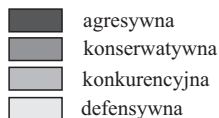
Typ konserwatywnej pozycji rozwojowej nie był w pełni wykształcony i jedynie pięć powiatów wykazywało tendencje przynależne do tego typu. Były to powiaty: obornicki, gostyński, pilski, kościański i jarociński (wykr. 3), które cechowały się ponadprzeciętnym potencjałem wewnętrznym ($SW_i > IW$), a wykorzystanie zewnętrznych czynników było poniżej średniej ($SZ_i < IZ$).

Kolejny typ konkurencyjny obserwowano w czterech powiatach: konińskim, leszczyńskim, wągrowieckim i czarnkowsko-trzcianeckim, zlokalizowanych w województwie głównie na obszarach peryferyjnych. W powiatach tych wartość syntetycznego miernika uwarunkowań wewnętrznych SW_i była niższa od wartości średniej IW obliczonej dla powiatów ziemskich województwa z roku 2013, jednak wartości SZ_i były nieco wyższe niż przeciętnie w województwie ($SZ_i > IZ$).

Wykr. 3. DELIMITACJA PRZESTRZENNA TYPÓW POZYCJI ROZWOJOWYCH POWIATÓW WOJ. WIELKOPOLSKIEGO W 2013 R.



Typy pozycji rozwojowych:



U w a g a. Białym kolorem oznaczono miasta na prawach powiatu, które nie podlegały badaniom: 1 — Poznań, 2 — Kalisz, 3 — Konin, 4 — Leszno.

Ź r ó d ł o: opracowanie własne na podstawie tabl. 2.

Z kolei dziewięć powiatów wykazywało defensywną pozycję rozwojową: kaliski, kolski, słupecki, pleszewski, złotowski, turecki, ostrzeszowski, międzychodzki i rawicki. Należy tu dodać, że tylko pięć pierwszych z wymienionych powiatów miało wyraźnie wykształconą pozycję rozwojową. Ich sytuacja zarówno pod względem poziomu uwarunkowań wewnętrznych, jak i zewnętrznych była słabsza niż średnio w województwie ($SW_i < IW$ oraz $SZ_i < IZ$).

Podsumowanie

Przeprowadzone badania pozwoliły na następujące konkluzje:

1. Zmodyfikowana kwantyfikowalna metoda SWOT okazała się użyteczna w ocenie pozycji rozwojowej powiatów ziemskich woj. wielkopolskiego. Wykorzystanie metody Hellwiga pozwoliło na odniesienie się do wartości wzorcowych dla powiatów w woj. wielkopolskim, w przeciwieństwie do jej klasycznego bezwzorcowego ujęcia.
2. Proponowana metoda pozwoliła na ustalenie pozycji rozwojowej powiatów, a także na ocenę poziomu ich wewnętrznych i zewnętrznych uwarunkowań rozwoju społeczno-gospodarczego.
3. W woj. wielkopolskim wyodrębniono cztery główne typy pozycji rozwojowych. Typ rozwojowy agresywny ujawnił się w trzynastu powiatach, a szczególnie wyraźnie w poznańskim i nowotomyskim. Typ konkurencyjnej pozycji rozwojowej występował w czterech powiatach zlokalizowanych peryferyjnie w województwie (wyraźnie zarysowany był tylko w pow. konińskim), a typ konserwatywnej pozycji rozwojowej słabo zaznaczył się w pięciu powiatach, znacznie oddalonych od centrów miejskich. W dziewięciu powiatach — położonych w większości we wschodniej części województwa — ujawnił się typ pozycji rozwojowej defensywnej (szczególnie wyraźnie w powiatach: kaliskim, kolskim, słupeckim, pleszewskim i złotowskim). Pozycje rozwojowe powiatów w 2013 r. były słabo wykształcone, świadczą o tym bliskie zeru wartości WW_i i WZ_i . Tylko osiem powiatów miało wyraźnie wykształconą pozycję rozwojową, co ujawniło się w relatywnie wysokich (co do wartości bezwzględnej) wewnętrznych WW_i i/lub zewnętrznych WZ_i wartościach uwarunkowań rozwoju.
4. W 2013 r. w porównaniu do 2005 r. we wszystkich powiatach woj. wielkopolskiego obserwowano wzrost wartości uwarunkowań wewnętrznych SW_i i zewnętrznych SZ_i . Największy wzrost poziomu rozwoju uwarunkowań wewnętrznych wystąpił w pow. grodziskim, a najmniejszy — w pow. pilskim. Z kolei w przypadku uwarunkowań zewnętrznych największy wzrost poziomu rozwoju notowano w pow. nowotomyskim, a najniższy — w pow. złotowskim. Biorąc pod uwagę jednocześnie uwarunkowania wewnętrzne i zewnętrzne najbardziej znaczące zwiększenie poziomu rozwoju uwarunkowań społeczno-gospodarczych obserwowano w pow. nowotomyskim, a najsłabsze — w pow. złotowskim.

5. W 2005 r. najlepiej rozwinięty pod względem uwarunkowań wewnętrznych i zewnętrznych był pow. poznański. Z kolei w 2013 r. najlepiej rozwinięty pod względem uwarunkowań wewnętrznych był pow. poznański, a pod względem uwarunkowań zewnętrznych — pow. nowotomyski. Ponadto w latach 2005 i 2013 pow. kaliski wykazywał najniższy poziom rozwoju uwarunkowań wewnętrznych, natomiast w przypadku uwarunkowań zewnętrznych — w 2005 r. pow. śremskim, a — 2013 r. pow. złotowski. W obu badanych latach poziom rozwoju uwarunkowań wewnętrznych w powiatach był wyższy niż poziom rozwoju uwarunkowań zewnętrznych, co świadczy o małym stopniu wykorzystania uwarunkowań zewnętrznych.
6. Opracowana metoda ma charakter uniwersalny i może być również zastosowana w analizie SWOT innych jednostek, np. produkcyjnych (przedsiębiorstw, gospodarstw rolnych).

dr inż. Aleksandra Łuczak — Uniwersytet Przyrodniczy w Poznaniu

LITERATURA

- Bartosiewicz B. (2011), *Opowieść o skutkach subiektywizmu w analizie wielowymiarowej*, „Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu”, nr 176, Taksonomia 18, *Klasyfikacja i analiza danych. Teoria i zastosowania*, Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu.
- Chang H.-H., Huang W.-C. (2006), *Application of a quantification SWOT analytical method*, „Mathematical and Computer Modelling”, Vol. 43.
- Hellwig Z. (1968), *Zastosowania metody taksonomicznej do typologicznego podziału krajów ze względu na poziom ich rozwoju i strukturę wykwalifikowanych kadr*, „Przegląd Statystyczny”, z. 4.
- Kukuła K. (2000), *Metoda unitaryzacji zerowanej*, PWN, Warszawa.
- Lira J., Wysocki F. (2008), *Statystyka opisowa*, Wydawnictwo Akademii Rolniczej w Poznaniu.
- Łuczak A., Wysocki F. (2009), *Wykorzystanie analitycznego procesu hierarchicznego w analizie SWOT jednostek administracyjnych*, „Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu”, Taksonomia 16, *Klasyfikacja i analiza danych. Teoria i zastosowania*, Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu.
- Łuczak A., Wysocki F. (2010), *Analiza SWOT jednostek administracyjnych z wykorzystaniem analitycznego procesu hierarchicznego*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 3.
- Łuczak A., Wysocki F. (2013), *Rozpoznanie typów strategii rozwojowych gmin z wykorzystaniem wielokryterialnych metod podejmowania decyzji*, „Studia Regionalne i Lokalne”, nr 2(52).
- Łuczak A., Wysocki F. (2014), *Ustalanie systemu wag dla cech w zagadnieniach porządkowania liniowego obiektów*, „Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu”, nr 327, Taksonomia 22, *Klasyfikacja i analiza danych. Teoria i zastosowania*, Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu.
- Walesiak M. (2011), *Uogólniona miara odległości GDM w statystycznej analizie wielowymiarowej z wykorzystaniem programu R*, Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu.
- Wehrich H. (1982), *The TOWS matrix — A tool for situational analysis*, „Long Range Planning”, Vol. 15, No. 2.

Summary. *The SWOT analysis (Strengths, Weaknesses, Opportunities, Threats) is one of the most popular of analysis used in the planning of socio-economic development of administrative units. This method organizes information about the internal and external conditions for the development of individuals, but rarely are attempts to quantify the validity of individual circumstances. In order to assess the validity of the external and internal conditions of socio-economic development districts, its modified form is used.*

The aim of the study is an attempt to apply the Hellwig's method in quantifiable SWOT method. The proposed method is used to evaluate the development position of rural powiats in Wielkopolskie Voivodship in the years 2005 and 2013. Based on the surveys four main types of development positions were highlighted: aggressive, competitive, conservative and defensive. The presented method is universal and can be used in the SWOT analysis also for other units, for example, enterprises.

Keywords: modified quantified SWOT method, Hellwig's synthetic development measure, socio-economic development.

Резюме. *Анализ SWOT (Strengths, Weaknesses, Opportunities, Threats) является одним из самых популярных, который используется в планировании социально-экономического развития административных единиц. Этот метод организует информации в области внутренних и внешних условий развития единиц, тем не менее редко предпринимаются попытки квантификации действительности отдельных условий. В статье, для оценки действительности внешних и внутренних условий социально-экономического развития повятов, использовалась его модифицированная форма.*

Целью разработки является попытка использования метода Гельвига в квантифицированном методе SWOT. Предложенный метод был использован для оценки развительного положения земских повятов великопольского воеводства в 2005 и 2013 г. На основе проведенных обследований были выделены главные типы развительных положений: агрессивное, конкурентоспособное, консервативное и оборонительное. Представленный метод имеет универсальный характер и может использоваться в анализе SWOT также других единиц, напр. предприятий.

Ключевые слова: модифицированный квантифицированный метод SWOT, синтетический измеритель развития Гельвига, социально-экономическое развитие.

Tomasz GRABIA

Problemy polityki fiskalnej w krajach Grupy Wyszehradzkiej

Streszczenie. *W artykule omówiono najważniejsze problemy sytuacji finansów publicznych w czterech krajach Europy Środkowo-Wschodniej (w Polsce, Czechach, na Węgrzech i Słowacji) w latach 2001–2014. Poddano analizie m.in. wskaźniki długu publicznego oraz jego determinant, a także wskaźniki wydatków i przychodów budżetowych.*

Z artykułu wynika, że we wszystkich analizowanych krajach wzrósł w badanym okresie dług publiczny. Za jego narastanie odpowiedzialne były zarówno deficyt strukturalny, jak i cykliczny. Najlepszy stan finansów publicznych miały Czechy. Pomimo poprawy sytuacji w ostatnich latach, największy wskaźnik zadłużenia notowały Węgry. Kraj ten charakteryzował się także znacznie większym stopniem fiskalizmu — mierzonego zarówno jako udział wydatków budżetowych, jak i przychodów budżetowych w PKB — niż pozostałe analizowane państwa.

Słowa kluczowe: dług publiczny, deficyt budżetowy, wzrost gospodarczy, stopa procentowa, wydatki budżetowe, przychody budżetowe, podatki.

Grupa Wyszehradzka powstała w 1991 r. jako nieformalne zrzeszenie państw Europy Środkowo-Wschodniej — Polski, Czechosłowacji i Węgier. Głównym celem Grupy było pogłębianie wzajemnej współpracy, która miała wówczas dotyczyć zarówno kwestii gospodarczych, jak i przystąpienia do Unii Europejskiej (UE) i NATO. Po podziale Czechosłowacji (1 stycznia 1993 r.) w skład tej grupy weszły: Polska, Węgry, Czechy i Słowacja. Pomimo podobieństw dotyczących położenia, rozwoju i historii gospodarczej, kraje te jednak się różnią. Dotyczy to m.in. liczby ludności. Największą ponad 38-milionową populację posiada Polska, ok. czterokrotnie mniej ludności zamieszkuje Czechy oraz Węgry, a ok. siedmiokrotnie mniej — Słowację¹. Ponadto kraje te cechują się zróżnicowanym poziomem podstawowych wskaźników makroekonomicznych, w tym długu publicznego.

¹ W 2014 r. liczba ludności w analizowanych państwach wynosiła odpowiednio (według stanu na 1 stycznia): w Polsce — 38017856, w Czechach — 10512419, na Węgrzech — 9877365 i na Słowacji — 5415949 (Eurostat, baza danych — code: tsdde410).

Celem artykułu jest porównanie i ocena sytuacji finansów publicznych krajów Grupy pod względem zadłużenia, spełnienia określonych kryteriów, stopnia fiskalizmu i systemu podatkowego. Analizowane dane pochodzą przede wszystkim z Eurostatu². Za okres badawczy przyjęto lata 2001—2014. W sytuacji braku poszukiwanych danych na stronach Eurostatu, zacerpnięto je z raportów wydawanych przez Komisję Europejską (*Report...*, 2013, 2014; *Taxation...*, 2014), które jednak niekiedy nie zawierały najnowszych uaktualnień. W związku z tym niektóre analizy kończą się na latach 2012 lub 2013. W artykule opisano cele polityki fiskalnej, zmiany wskaźnika długu publicznego i czynników go kształtujących (deficytu budżetowego, wzrostu gospodarczego i stóp procentowych) oraz zmiany wskaźników wydatków i przychodów budżetowych w stosunku do PKB.

CELE POLITYKI FISKALNEJ

W 2004 r. wszystkie kraje Grupy Wyszehradzkiej przystąpiły do UE, tym samym zostały zobligowane do wypełnienia fiskalnych kryteriów konwergencji zapisanych w traktacie z Maastricht. Oznacza to, że dług publiczny nie powinien przekraczać 60% PKB, co należy uznać za podstawowy, długookresowy cel polityki fiskalnej. Ponadto z tego traktatu wynika także, że członkostwo w UE zobowiązuje do utrzymywania deficytu sektora finansów publicznych na poziomie nie wyższym niż 3% PKB. To z kolei można uznać za cel krótkookresowy, obowiązujący rządy poszczególnych państw w każdym roku.

Warto jednak podkreślić, że cele polityki fiskalnej polegające na konieczności wypełnienia wymienionych kryteriów nie powinny być rozpatrywane bez analizy punktu wyjścia. Przykładowo, obniżanie nadmiernego długu publicznego, pomimo nadal przekraczania wartości referencyjnej, Komisja Europejska często ocenia lepiej niż szybkie przybliżanie się do wyznaczonego pułapu, pomimo że wartość referencyjna w odniesieniu do długu publicznego nadal jest spełniona. Z uwagi na duże zróżnicowanie wskaźnika długu publicznego w krajach UE, do oceny bieżącej polityki fiskalnej częściej stosuje się kryterium deficytu. Poszczególne kraje — w niektórych okresach — objęte są tzw. procedurą nadmiernego deficytu. W takim przypadku instytucje UE określają kryteria, harmonogramy i zasady odpowiednich działań korygujących, które dane państwo członkowskie powinno w odpowiednim czasie zastosować.

W analizach dotyczących stanu finansów publicznych należy pamiętać, że na rzeczywisty deficyt składa się suma deficytu strukturalnego oraz deficytu cyklicznego. Pierwszy z nich jest wartością hipotetyczną, przy założeniu, że dochody i wydatki realizowane są przy pełnym wykorzystaniu zasobów gospodarczych. Drugi natomiast jest rezultatem wpływu cyklu koniunkturalnego na dochody i wydatki budżetowe w warunkach, gdy gospodarka nie funkcjonuje przy pełnym wykorzystaniu czynników wytwórczych.

² <http://epp.eurostat.ec.europa.eu> — dostęp 13.05.2015 r.

Z uwagi na odmienną sytuację gospodarczą poszczególnych krajów i różną fazę cyklu koniunkturalnego w gospodarce światowej, alternatywne cele polityki fiskalnej stawiane poszczególnym krajom — w pewnym stopniu na zasadzie substytucyjności, ale w większym raczej na zasadzie komplementarności — dotyczą deficytu strukturalnego. Zalecane przez UE wskaźniki tego deficytu w średnim okresie przyjęto jako dodatkowe cele fiskalne poszczególnych państw. Z programów konwergencji przygotowywanych przez analizowane kraje wynika, że cele te w końcowych latach badanego okresu kształtowały się na poziomie: na Słowacji — 0,5% PKB³, w Polsce i Czechach — 1,0% PKB⁴, a na Węgrzech — 1,7% PKB⁵.

Zróżnicowanie to wynikało z odmiennych perspektyw dotyczących trwałego ograniczenia deficytu całkowitego poniżej 3% PKB. Warto zauważyć, że cele średnioterminowe stawiane w programach przez poszczególne kraje na podstawie rekomendacji płynących z UE, nie są z reguły nadmiernie ambitne. Ponadto często choćby zbliżenie się do celu jest traktowane przez Komisję Europejską jako wystarczające. Tym samym organy unijne zgadzają się, że rządy krajów członkowskich powinny ograniczać nierównowagę finansów publicznych, ale stopniowo — tak, żeby nie zagrażać średniookresowym perspektywom rozwoju gospodarczego⁶.

DŁUG PUBLICZNY

Kraje Grupy Wyszehradzkiej nie borykały się z tak dużymi problemami dotyczącymi finansów publicznych, jak np.: Grecja, Włochy, Portugalia, Irlandia czy Belgia, gdzie wskaźnik długu publicznego przekroczył w 2014 r. 100% PKB⁷. Jak wynika z tabl. 1, spośród badanych państw pod koniec badanego okresu jedynie na Węgrzech wskaźnik długu publicznego wyraźnie przekroczył wartość referencyjną traktatu z Maastricht (60%), osiągając ok. 77%. Węgry były krajem, w którym dług publiczny w relacji do PKB w ciągu czternastu lat wzrósł najbardziej (o ponad 24 p.proc.). Pomimo tego warto zauważyć, że między rokiem 2010 a 2014 omawiany wskaźnik spadł tam o ok. 5 p.proc. Było to jednak spowodowane przede wszystkim nacjonalizacją funduszy emerytalnych, a nie rzeczywistą konsolidacją finansów publicznych⁸.

W pozostałych państwach Grupy Wyszehradzkiej omawiany wskaźnik pod koniec badanego okresu był niższy od wartości referencyjnej — na Słowacji

³ *Stability...* (2014), s. 23.

⁴ *Convergence Programme...* (2015), s. 2; *Wieloletni...* (2014), s. 10.

⁵ *Convergence Programme...* (2014), s. 31.

⁶ *Wieloletni...* (2014), s. 10.

⁷ W krajach tych w końcu 2014 r. wskaźnik długu publicznego wynosił odpowiednio (w % PKB): w Grecji — 177,0; we Włoszech — 132,1; w Portugalii — 130,2; w Irlandii — 109,7; w Belgii — 106,5; Eurostat, baza danych — code: tsdde410 — <http://ec.europa.eu/eurostat/tgm/table.do?tab=table&init=1&language=en&pcode=tsdde410&plugin=1>, <http://epp.eurostat.ec.europa.eu> — dostęp 12.05.2015 r.

⁸ Gadomski (2013), s. 14.

o ok. 6,5 p.proc., w Polsce o ok. 10 p.proc., natomiast w Czechach o ok. 17,5 p.proc., gdzie jednak notowano silny wzrost wskaźnika długu publicznego. W ciągu badanego okresu dług publiczny zwiększył się tam o ponad 18,5 p.proc., czyli więcej niż na Słowacji i w Polsce. Mimo tego Czechy pozostają krajem o najbardziej stabilnych finansach publicznych w regionie.

W ostatnich latach wskaźnik długu publicznego na Słowacji zbliżył się znacząco do granicy 60%. Jest to o tyle zaskakujące, że przed przystąpieniem do strefy euro w 2008 r. kraj ten zdołał obniżyć dług poniżej 30% PKB, jednak od 2009 r. jego poziom gwałtownie zwiększał się.

**TABL. 1. DŁUG PUBLICZNY W KRAJACH GRUPY WYSZEHRADZKIEJ
W LATACH 2001—2014 (stan na 31 grudnia) W % PKB**

L a t a	Polska	Czechy	Węgry	Słowacja
2001	37,6	23,9	52,7	48,9
2002	42,2	27,1	55,9	43,4
2003	47,1	28,6	58,6	42,4
2004	45,7	28,9	59,5	41,5
2005	47,1	28,4	61,7	34,2
2006	47,7	28,3	65,9	30,5
2007	45,0	27,9	67,0	29,6
2008	47,1	28,7	73,0	27,9
2009	50,9	34,2	79,8	35,6
2010	54,8	37,8	81,8	41,0
2011	56,2	40,8	81,4	43,3
2012	54,4	44,6	78,5	52,1
2013	55,7	45,0	77,3	54,6
2014	50,2	42,6	76,9	53,6
2001—2014: średnia	48,7	33,3	69,3	41,3
różnica	+12,6	+18,7	+24,2	+4,7

Źródło: Eurostat, baza danych — code: tsdde410 (<http://ec.europa.eu/eurostat/tgm/table.do?tab=table&init=1&language=en&pcode=tsdde410&plugin=1>, <http://epp.eurostat.ec.europa.eu>) — dostęp 12.05.2015 r.

Do silnego wzrostu długu publicznego w Polsce przyczyniła się m.in. wynikająca z przeprowadzonej w 1999 r. reformy administracyjnej decentralizacja finansów publicznych. Samorządy terytorialne, kierując się interesami lokalnymi, zwykle nie uwzględniają w swoich decyzjach sytuacji ogólnokrajowej, co zwiększa deficyt całego sektora finansów publicznych⁹. W efekcie w 2013 r. Polskę dzieliło od wymaganej granicy (60%) już tylko ok. 5 p.proc. W ostatnim analizowanym roku zagrożenie przekroczenia wartości referencyjnej w niedalekiej przyszłości znacznie zmalało. Wynikało to jednak przede wszystkim z podobnego podejścia, jak kilka lat wcześniej na Węgrzech, tzn. za pomocą jednorazowego transferu aktywów z drugiego filaru systemu emerytalnego¹⁰.

⁹ Bywalec (2012), s. 141 i 142.

¹⁰ *Convergence Report...* (2014), s. 163—165. Warto podkreślić, że oprócz dochodu jednorazowego (tzw. *one-off*) z tym związanego, a konkretniej Fundusz Ubezpieczenia Społecznego (FUS), przez następną dekadę zasilać będą stałe transfery aktywów zapisanych na kontach w Otwartych Funduszach Emerytalnych osób, którym pozostanie mniej niż dziesięć lat do osiągnięcia wieku emerytalnego. Wynikać to będzie ze stopniowego przenoszenia aktywów do FUS w ramach tzw. suwaka bezpieczeństwa — *Wieloletni...* (2014), s. 29.

SALDO BUDŻETU

Czynnikiem bezpośrednio wpływającym na zmiany długu publicznego jest saldo budżetu sektora finansów publicznych. Na podstawie tabl. 2 można zaobserwować, że w XXI w. w analizowanych krajach przeciętny deficyt kształtował się pomiędzy 3,5% a 5,5% PKB, wyraźnie przekraczając zalecane kryterium konwergencji z Maastricht (3%). Średnio najwyższy deficyt występował na Węgrzech (ponad 5% PKB). W Polsce nie przekroczono wartości 3% PKB jedynie w 2007 r., zaś na Węgrzech w latach 2011—2014. W efekcie kraje te przez większość badanego okresu objęte były przez Radę UE procedurą nadmiernego deficytu.

**TABL. 2. SALDO BUDŻETU W KRAJACH GRUPY WYSZEHRADZKIEJ
W LATACH 2001—2014 W % PKB**

Lata	Polska	Czechy	Węgry	Słowacja
2001	-5,3	-5,6	-4,1	-6,5
2002	-5,0	-6,5	-9,0	-8,2
2003	-6,1	-6,4	-7,2	-2,7
2004	-5,2	-2,7	-6,4	-2,3
2005	-4,0	-3,1	-7,9	-2,9
2006	-3,6	-2,3	-9,4	-3,6
2007	-1,9	-0,7	-5,1	-1,9
2008	-3,6	-2,1	-3,7	-2,4
2009	-7,3	-5,5	-4,6	-7,9
2010	-7,6	-4,4	-4,5	-7,5
2011	-4,9	-2,7	-5,5	-4,1
2012	-3,7	-3,9	-2,3	-4,2
2013	-4,0	-1,2	-2,5	-2,6
2014	-3,2	-2,0	-2,6	-2,9
2001—2014: średnia	-4,7	-3,5	-5,3	-4,3

Źródło: Eurostat, baza danych — code: tec00127 (<http://ec.europa.eu/eurostat/tgm/table.do?tab=table&init=1&language=en&pcode=tec00127&plugin=1>) — dostęp 12.05.2015 r.

Nieco lepsza sytuacja występowała w Czechach i na Słowacji. Czechy bowiem w niektórych okresach spełniały fiskalne kryterium dotyczące deficytu, tj.: w 2004 r., a następnie w latach 2006—2008 i 2011 r. oraz w latach 2013 i 2014. Z kolei na Słowacji deficyt poniżej 3% PKB kształtował się od 2003 r. do 2008 r. (pomijając rok 2006), a następnie w latach 2013 i 2014.

Zdecydowanie największe deficyty w państwach Grupy Wyszehradzkiej (z wyjątkiem Węgier) występowały zazwyczaj w latach 2009 i 2010 (tabl. 2). Należy przypomnieć, że w tym okresie mieliśmy do czynienia z recesją lub spowolnieniem gospodarczym. Sytuacja ta powodowała zarówno spadek dochodów budżetowych z podatków w tych krajach, jak też wzrost wydatków na cele socjalne i pakiety fiskalne. Tym samym wzrastały wówczas deficyty cykliczne.

W rezultacie od 2009 r. nie tylko Polska i Węgry, ale również Czechy i Słowacja objęte zostały procedurą nadmiernego deficytu. Jak wspomniano wcześniej, do państw członkowskich objętych tego typu procedurą ze strony UE kierowane są rekomendacje z obowiązującym terminem ich zastosowania. Powo-

duje to usztywnienie dyskrecjonalnej polityki fiskalnej. Warto jednak zaznaczyć, że wszystkie kraje Grupy Wyszehradzkiej dostosowały się w ostatnich analizowanych latach do zaleceń unijnych, dzięki czemu zredukowały deficyt. W latach 2013 i 2014 jedynie Polsce nie udało się ograniczyć deficytu poniżej 3% PKB. W efekcie tego dostosowania, w przypadku Węgier zakończona została procedura nadmiernego deficytu w 2013 r., a Czech i Słowacji¹¹ w 2014 r.

TABL. 3. SALDO BUDŻETU STRUKTURALNEGO W KRAJACH GRUPY WYSZEHRADZKIEJ W LATACH 2004—2013 W % PKB

L a t a	Polska	Czechy	Węgry	Słowacja
2004	-4,2	-2,0	-5,2	-2,3
2005	-4,2	-2,0	-8,4	-1,2
2006	-4,0	-2,8	-9,4	-3,3
2007	-2,8	-2,9	-5,5	-3,7
2008	-4,6	-4,5	-4,7	-4,7
2009	-7,2	-5,4	-2,2	-6,6
2010	-8,3	-4,5	-3,3	-7,1
2011	-6,0	-2,6	-4,2	-4,1
2012	-4,0	-1,4	-1,3	-3,4
2013	-3,5	+0,2	-1,3	-1,4
2004—2013: średnia	-4,9	-2,8	-4,6	-3,8

Ź r ó d ł o: *Public finances in EMU — 2006*, s. 24; *Public finances in EMU — 2007*, s. 22; *Public finances in EMU — 2010*, s. 14; *Report on Public finances in EMU 2013*, s. 15; *Report on Public finances in EMU 2014*, s. 7.

Warto przypomnieć, że średnioterminowe cele polityki fiskalnej stawiane w programach konwergencji dotyczą nie salda całkowitego, a strukturalnego. Saldo strukturalne dla państw Europy Środkowo-Wschodniej wyliczane jest m.in. przez Komisję Europejską od momentu przystąpienia tych krajów do UE, czyli od 2004 r. Saldo to obliczane jest na podstawie wspólnie uzgodnionej metody opartej na funkcji produkcji¹². Odpowiednie dane dotyczące salda strukturalnego w latach 2004—2010 dla analizowanych krajów przedstawiono w tabl. 3. Pogorszenie salda budżetowego w latach 2009 i 2010 wynikało nie tylko z komponentu cyklicznego, ale również ze wzrostu deficytu strukturalnego, przy czym nie dotyczyło to jedynie Węgier. Sytuacja taka nie powinna jednak dziwić, jeśli weźmie się pod uwagę, że w okresach dekonjunktury obniżają się często także możliwości wytwórcze gospodarki. Za pogorszenie salda budżetowego odpowiedzialny jest zatem zarówno element strukturalny, jak i cykliczny.

Analiza tabl. 3 pozwala także na wyciągnięcie wniosku, że pomimo zróżnicowanego tempa wzrostu gospodarczego, o różnicach w całkowitym saldzie budżetowym w poszczególnych państwach decydował głównie element strukturalny. Biorąc pod uwagę wartości przeciętne dla całego okresu, deficyt strukturalny na najwyższym poziomie ponownie (tak jak w przypadku całkowitego deficytu budżetowego) kształtował się w Polsce i na Węgrzech, oscylując wokół

¹¹ *Convergence Report....* (2014), s. 144; *Commission....* (2014).

¹² *Report....* (2013), s. 15.

średniej wynoszącej blisko 5% PKB. Nieco lepsza sytuacja pod tym względem była na Słowacji, gdzie deficyt strukturalny osiągnął przeciętnie 3,8% PKB, a w Czechach — przeciętnie 2,8% PKB. Warto zwrócić uwagę, że identyczna kolejność, a przy tym także bardzo podobne różnice między krajami wyrażone w p.proc., występowała w przypadku rankingu sporządzonego na podstawie wysokości całkowitego deficytu budżetowego.

Porównując faktyczne wartości salda strukturalnego z przyjętymi celami, można zauważyć, że do 2011 r. te ostatnie rokrocznie przekroczone były w każdym z analizowanych krajów. W latach 2012 i 2013 deficyt strukturalny poniżej średnioterminowego celu udało się jednak obniżyć Węgrom. W 2013 r. założony cel osiągnęły także Czechy, gdzie uzyskano nawet strukturalną nadwyżkę. W Polsce i na Słowacji przyjęte w ostatnich latach jako średnioterminowe cele wartości deficytu strukturalnego były niestety przekroczone. Niemniej także te dwa kraje w 2013 r. zbliżyły się do wyznaczonych limitów, ale w dużo większym stopniu udało się to Słowacji.

TABL. 4. SALDO STRUKTURALNEGO BUDŻETU PIERWOTNEGO W KRAJACH GRUPY WYSZEHRADZKIEJ W LATACH 2004—2013 W % PKB

L a t a	Polska	Czechy	Węgry	Słowacja
2004	-1,6	-0,8	-1,1	-0,1
2005	-1,4	-0,9	-4,3	0,4
2006	-1,5	-1,7	-5,5	-1,9
2007	-0,5	-1,7	-1,4	-2,3
2008	-2,3	-3,4	-0,5	-3,5
2009	-4,6	-4,1	2,6	-5,1
2010	-5,6	-3,1	0,8	-5,8
2011	-3,4	-1,3	0,0	-2,5
2012	-1,4	0,0	3,3	-1,6
2013	-1,1	1,5	3,3	0,5
2004—2013: średnia	-2,3	-1,6	-0,3	-2,2

Ź r ó d ł o: *Public...* (2006, 2007), s. odpowiednio 24 i 22; *Public...* (2013, 2014), s. odpowiednio 15 i 7.

Oprócz deficytu rzeczywistego, strukturalnego i cyklicznego, warte analizy jest także tzw. saldo pierwotne budżetu. Obliczane jest ono jako różnica między dochodami i wydatkami budżetowymi pomniejszonymi o koszty obsługi długu publicznego, takie jak płatności odsetkowe, dyskonta, prowizje¹³. Dodatkowo, po wyeliminowaniu wpływu wahań cyklicznych na saldo pierwotne, liczone jest saldo strukturalne budżetu pierwotnego. Jego wartości dla analizowanych krajów w okresie 2004—2013 zaprezentowano w tabl. 4. Wynika z niej, że analizowane kraje nie potrafiły zrównoważyć przez dłuższy okres tego rodzaju salda. Wyjątek stanowiły Węgry, które saldo strukturalne budżetu pierwotnego na poziomie nieujemnym utrzymywały od 2009 r. Oznacza to, że kraj ten przybliżył się do zrównoważenia finansów publicznych. Należy jednak przypomnieć, że wskaźnik długu nadal najwyższy jest właśnie na Węgrzech.

¹³ Wernik (2007), s. 78.

W celu uzupełnienia oceny sytuacji finansów publicznych poszczególnych państw warto także zwrócić uwagę na niezbędne dostosowania salda strukturalnego w przyszłości. W tym kontekście szacowany jest przez Komisję Europejską tzw. wskaźnik S1, który pokazuje, w jakim stopniu konieczna jest sumaryczna poprawa pierwotnego wyniku strukturalnego do 2020 r., aby w 2030 r. wskaźnik długu publicznego wyniósł 60% PKB. Z szacunków Komisji Europejskiej ze stycznia 2014 r. wynika, że spośród analizowanych krajów w najlepszej sytuacji znajdują się Węgry, które będą mogły pozwolić sobie na sumaryczne pogorszenie pierwotnego salda strukturalnego przez najbliższe lata o 0,8% PKB. Wynika to z nadwyżek tego salda wypracowanych w ostatnich latach. Nawet ich zmniejszenie może gwarantować spełnienie kryterium dotyczącego długu w 2030 r. Pozostałe kraje, pomimo że w 2014 r. nie przekraczały referencyjnej wartości odnoszącej się do zadłużenia publicznego, oszacowany wskaźnik S1 miały znacznie gorszy. Wynikało to z faktu, że w ostatnich latach ich strukturalne saldo pierwotne nie było tak korzystne, jak na Węgrzech. W efekcie szacunki Komisji Europejskiej pokazały, że aby w 2030 r. wskaźnik długu publicznego w tych państwach osiągnął poziom wskaźnika referencyjnego z Maastricht, to Polska do 2020 r. musiałaby sumarycznie poprawić pierwotny wskaźnik strukturalny o 0,7% PKB, Słowacja — o 1,2% PKB, a Czechy — o 2,2% PKB¹⁴.

WZROST REALNEGO PKB I STOPA PROCENTOWA

Zmiany wskaźnika długu publicznego w sposób bezpośredni zależą także od stopy wzrostu realnego PKB. Ponadto w sposób pośredni są one uzależnione od stopy oprocentowania obligacji.

Z konstrukcji obliczania wskaźnika długu publicznego wynika, że relacja między nim a PKB jest różnokierunkowa. Zmiana PKB wpływa bowiem na zmianę mianownika w relacji dług—PKB. Dodatkowo występuje także oddziaływanie pośrednie. W przypadku kryzysu gospodarczego oznaczającego spadek produkcji następuje bowiem także spadek dochodów budżetowych z podatków oraz wzrost wydatków na cele socjalne. Rośnie wówczas deficyt cykliczny, co powoduje wzrost wskaźnika zadłużenia.

Dane dotyczące stopy wzrostu realnego PKB w analizowanych krajach przedstawiono w tabl. 5. Najbardziej dynamicznie rozwijała się Słowacja (średni wzrost ponad 4,0% rocznie) oraz Polska (3,5%). Niższe tempo wzrostu (przeciętnie ok. 2,5% rocznie) miało miejsce w Czechach, które nadal pozostawały jednak liderem wśród omawianych krajów pod względem PKB *per capita* (tabl. 6). Najwolniej natomiast (średnio nieco mniej niż 2,0% rocznie) rozwijały się Węgry, które ostatecznie w końcu badanego okresu pod względem PKB *per capita* minimalnie wyprzedziła Polska (tabl. 6). W dużej mierze zadecydował o tym rok 2009, w którym Polsce jako jednemu krajowi nie tylko Grupy Wyszehradzkiej, ale także całej UE udało się uzyskać dodatnie tempo wzrostu real-

¹⁴ *Wieloletni...* (2014), s. 51 i 52.

nego PKB. W skali makroekonomicznej skutki kryzysu gospodarczego w naszym kraju były zatem mniejsze niż w pozostałych.

TABL. 5. STOPA WZROSTU REALNEGO PKB W KRAJACH GRUPY WYSZEHRADZKIEJ W LATACH 2001—2014 W % W STOSUNKU DO ROKU POPRZEDNIEGO

L a t a	Polska	Czechy	Węgry	Słowacja
2001	1,2	3,1	3,7	3,5
2002	1,4	2,1	4,5	4,6
2003	3,6	3,6	3,8	5,4
2004	5,1	4,9	4,8	5,2
2005	3,5	6,4	4,3	6,5
2006	6,2	6,9	4,0	8,3
2007	7,2	5,5	0,5	10,7
2008	3,9	2,7	0,9	5,4
2009	2,6	-4,8	-6,6	-5,3
2010	3,7	2,3	0,8	4,8
2011	4,8	2,0	1,8	2,7
2012	1,8	-0,8	-1,5	1,6
2013	1,7	-0,7	1,5	1,4
2014	3,4	2,0	3,6	2,4
2001—2014: średnia	3,6	2,5	1,9	4,1

Źródło: Eurostat, baza danych — code: tec00115 (<http://ec.europa.eu/eurostat/tgm/table.do?tab=table&plugin=1&language=en&pcode=tec00115>) — dostęp 12.05.2015 r.

TABL. 6. PKB PER CAPITA WEDŁUG PPS^a W KRAJACH GRUPY WYSZEHRADZKIEJ W LATACH 2001—2013 (UE 28=100)

L a t a	Polska	Czechy	Węgry	Słowacja
2001	48	73	58	53
2002	48	74	61	54
2003	49	77	63	56
2004	51	78	63	57
2005	51	80	63	60
2006	52	81	63	63
2007	55	84	62	68
2008	57	82	64	71
2009	61	83	64	71
2010	63	81	65	73
2011	64	83	65	73
2012	66	83	65	74
2013	67	82	66	75
2001—2013: różnica	+19	+5	+8	+22

a Purchasing Power Standard.

Źródło: Eurostat, baza danych — code: tec00114 (<http://ec.europa.eu/eurostat/tgm/table.do?tab=table&init=1&language=en&pcode=tec00114&plugin=1>) — dostęp 12.05.2015 r.

Warto podkreślić, że w każdym z analizowanych państw mieliśmy do czynienia z procesem realnej konwergencji polegającym na doganianiu krajów wysoko rozwiniętych przez słabiej rozwinięte. Poza przypadkiem Węgier, teoria ta znalazła potwierdzenie także wewnątrz omawianej grupy krajów. Słowacja i Polska rozwijały się bowiem szybciej niż Czechy, gdzie dobrobyt już na początku badanego okresu był w badanej grupie państw zdecydowanie najwyższy i stanowił ok. 3/4 średniej unijnej. Pomijając tę kwestię, należy zaznaczyć, że wyższe tempo wzrostu gospodarczego na Słowacji i w Polsce spowodowało, że wskaźnik

długu publicznego nie wzrastał w tych krajach tak szybko, jak w Czechach, pomimo że deficyt w tych państwach kształtował się przeciętnie na wyższym poziomie. Z kolei najszybciej rosnący dług na Węgrzech wynikał zarówno z relatywnie wysokiego deficytu, jak i niskiego wzrostu PKB.

**TABL. 7. DŁUGOTERMINOWA STOPA PROCENTOWA
W KRAJACH GRUPY WYSZEHRADZKIEJ W LATACH 2001—2014**

L a t a	Polska	Czechy	Węgry	Słowacja
2001	10,68	6,31	7,95	8,04
2002	7,36	4,88	7,09	6,94
2003	5,78	4,12	6,82	4,99
2004	6,90	4,82	8,19	5,03
2005	5,22	3,54	6,60	3,52
2006	5,23	3,80	7,12	4,41
2007	5,48	4,30	6,74	4,49
2008	6,07	4,63	8,24	4,72
2009	6,12	4,84	9,12	4,71
2010	5,78	3,88	7,28	3,87
2011	5,96	3,71	7,64	4,45
2012	5,00	2,78	7,89	4,55
2013	4,03	2,11	5,92	3,19
2014	3,52	1,58	4,81	2,07
2001—2014: średnia	5,94	3,95	7,24	4,64

Źródło: Eurostat, baza danych — code: tec00097 (<http://ec.europa.eu/eurostat/tgm/table.do?tab=table&init=1&language=en&pcode=tec00097&plugin=1>) — dostęp 12.05.2015 r.

Warto podkreślić, że przy wysokim długu publicznym coraz trudniej jest zmniejszać jego rozmiary, ponieważ coraz ważniejszą pozycję w wydatkach bieżących stanowi obsługa długu. Chcąc znaleźć źródło finansowania większego deficytu rząd musi zaoferować lepsze warunki potencjalnym pożyczkodawcom. Kraje bardziej zadłużone mają ponadto mniejszą wiarygodność makroekonomiczną. W tabl. 7 podano koszt obsługi długu publicznego w analizowanych krajach mierzony średnioroczną stopą oprocentowania dziesięcioletnich obligacji skarbowych (zgodnie z kryteriami z Maastricht). Wynika z niej, że koszt ten zdecydowanie najniższy był w Czechach (średnio niespełna 4,0%), a w kolejności na Słowacji (ok. 4,6%), w Polsce (niemal 6,0%) i na Węgrzech (ponad 7,2%). Zatem w kraju o najlepszym stanie finansów publicznych stopy procentowe także były najniższe, zaś w kraju najbardziej zadłużonym — najwyższe. Kraje o wysokim poziomie długu zaczynają borykać się ze spiralą zadłużenia, co związane jest z koniecznością ponoszenia coraz większych wydatków na obsługę długu.

WYDATKI BUDŻETOWE

Analizując system podatkowy i stopień fiskalizmu badanych państw, warto zwrócić uwagę m.in. na wskaźniki i strukturę przychodów i wydatków rządowych. Te ostatnie obrazuje tabl. 8 zawierająca wskaźniki (w relacji do PKB) wydatków budżetowych ogółem, a także będących częścią wydatków socjal-

nych. Pierwszy z tych wskaźników można traktować jako jedną z miar skali ingerencji państwa w życie gospodarcze.

**TABL. 8. WYDATKI BUDŻETOWE OGÓLEM I WYDATKI SOCJALNE
W KRAJACH GRUPY WYSZEHRADZKIEJ W LATACH 2001—2014 W % PKB**

L a t a	Polska		Czechy		Węgry		Słowacja	
	wydatki							
	budże- towe	socjalne	budże- towe	socjalne	budże- towe	socjalne	budże- towe	socjalne
2001	44,9	16,9	42,5	12,7	47,4	12,7	44,3	13,6
2002	45,3	17,0	44,3	13,0	51,1	13,3	44,8	13,7
2003	45,7	16,9	48,5	12,3	49,3	13,7	39,6	11,7
2004	43,7	16,0	42,1	11,8	48,9	13,8	37,5	12,4
2005	44,4	15,7	41,8	11,5	49,8	14,3	39,3	12,5
2006	44,7	15,2	40,8	11,6	51,9	14,8	38,5	12,1
2007	43,1	14,1	40,0	11,9	50,2	15,2	36,1	11,8
2008	44,4	14,0	40,2	11,8	48,9	15,6	36,7	11,5
2009	45,2	14,5	43,6	13,0	50,8	16,2	43,8	14,0
2010	45,9	14,6	43,0	13,1	49,8	15,7	42,0	14,3
2011	43,9	13,9	42,4	13,1	49,9	15,4	40,6	13,8
2012	42,9	14,0	43,8	13,2	48,7	15,2	40,2	14,0
2013	42,2	14,3	41,9	13,3	49,8	14,9	41,0	14,0
2014	41,8	14,2	42,0	13,0	50,1	14,0	41,8	14,0
2001—2014: średnia	44,2	15,1	42,6	12,5	49,8	14,6	40,4	13,1
różnica	-3,1	-2,7	-0,5	+0,3	+2,7	+1,3	-2,5	+0,4

Źródło: Eurostat, baza danych — code: tec00023; tec00026 (<http://ec.europa.eu/eurostat/tgm/table.do?tab=table&init=1&language=en&pcode=tec00023&plugin=1>; <http://ec.europa.eu/eurostat/tgm/table.do?tab=table&init=1&language=en&pcode=tec00026&plugin=1>) — dostęp 12.05.2015 r.

Zgodnie z prawem Wagnera¹⁵ długookresowy trend ogólnoswiatowy dotyczący udziału wydatków publicznych w PKB jest rosnący. Niemniej w Polsce i na Słowacji, a także w Czechach (choć relatywnie słabiej) w czternastu pierwszych latach XXI w. wskaźnik ten udało się zmniejszyć. Jedynie na Węgrzech udział wydatków publicznych w PKB nieco wzrósł — osiągnął w ostatnim roku badanego okresu ponad 50% PKB. W pozostałych krajach był on znacznie niższy, kształtował się w przedziale 41,8—42,0%.

Z kolei udział wydatków socjalnych w PKB w końcu badanego okresu najniższy był w Czechach (13,0%), w pozostałych krajach kształtował się na nieznacznie wyższym poziomie (14,0—14,2%). Jak już wspomniano, w każdym z badanych państw zarówno wydatki ogółem, jak i socjalne silnie wzrosły w okresie spowolnienia gospodarczego, czyli głównie w latach 2009 i 2010. Należy także podkreślić, że Komisja Europejska, zachęcając do poprawy jakości finansów publicznych, zaleca ograniczanie do minimum cięć w inwestycjach infrastrukturalnych. Tym samym konsolidacja fiskalna powinna wynikać z ograniczenia wydatków socjalnych¹⁶. W badanym okresie wskaźnik wydatków socjalnych obniżył się tylko w przypadku Polski.

¹⁵ Gaudemet, Molinier (2000), s. 78—81.

¹⁶ *Wieloletni...* (2014), s. 9.

DOCHODY BUDŻETOWE

Stopień fiskalizmu w danym kraju można również analizować poprzez obserwację drugiej strony budżetu, czyli przychodowej. W tabl. 9 zamieszczono udziały dochodów budżetowych poszczególnych krajów w PKB. Wynika z niej, że państwem o największej ingerencji w gospodarke były Węgry, gdzie udział dochodów budżetowych w PKB w końcu badanego okresu wynosił ponad 47,5%, co oznaczało wzrost o niemal 4 p.proc. w porównaniu z początkiem bieżącego stulecia, a następnie Czechy (ok. 40,0% PKB i wzrost o niemal 2 p.proc. od 2001 r.). Z kolei w Polsce i na Słowacji wskaźnik ten był nieco niższy (poniżej 39,0% PKB), przy czym wzrósł nieznacznie (o niespełna 1 p.proc.) w porównaniu z początkiem stulecia.

Duże różnice między Węgrami i pozostałymi krajami Grupy Wyszehradzkiej — zarówno jeśli chodzi o udział wydatków, jak i przychodów budżetowych w PKB — potwierdzają, że w kraju tym miała miejsce największa ingerencja w życie gospodarcze. W pewnym stopniu Węgry można w tej kwestii porównać do państw skandynawskich (mających relatywnie wysokie zarówno wydatki, jak i przychody budżetowe)¹⁷. Biorąc pod uwagę, że Węgry realizowały w ostatnim czasie średniookresowy cel związany z deficytem strukturalnym, podejście takie należy ocenić jako skuteczne. Nadmierny fiskalizm mógł jednak nieco hamować aktywność gospodarczą. Warto przypomnieć, że wzrost gospodarczy na Węgrzech nie był bowiem tak dynamiczny, jak w pozostałych państwach Grupy Wyszehradzkiej.

Odmianą strategię przyjęto na Słowacji, a zwłaszcza w Polsce, gdzie starano się przede wszystkim obniżyć wskaźnik wydatków. W tych krajach wskaźnik dochodów w końcu i na początku badanego okresu pozostawał na zbliżonym poziomie. Z kolei w Czechach obowiązywał model pośredni polegający na jednoczesnym dążeniu do niewielkiego obniżenia wskaźnika wydatków budżetowych oraz — także umiarkowanego — wzrostu wskaźnika dochodów.

**TABL. 9. DOCHODY BUDŻETOWE W KRAJACH GRUPY WYSZEHRADZKIEJ
W LATACH 2001—2014 W % PKB**

L a t a	Polska	Czechy	Węgry	Słowacja
2001	38,5	38,3	43,7	38,0
2002	39,3	39,1	42,5	36,8
2003	39,6	42,1	42,1	36,9
2004	38,6	39,4	42,5	35,2
2005	40,5	38,7	42,0	36,4
2006	41,1	38,5	42,5	34,9
2007	41,2	39,3	45,2	34,1
2008	40,8	38,1	45,3	34,3
2009	37,9	38,1	46,2	35,9
2010	38,2	38,6	45,2	34,5
2011	39,0	39,7	44,4	36,4
2012	39,2	39,9	46,4	36,0

¹⁷ Grabia (2015), s. 50—54.

**TABL. 9. DOCHODY BUDŻETOWE W KRAJACH GRUPY WYSZEHRADZKIEJ
W LATACH 2001—2014 W % PKB (dok.)**

L a t a	Polska	Czechy	Węgry	Słowacja
2013	38,2	40,8	47,3	38,4
2014	38,6	40,1	47,6	38,9
2001—2014: średnia	39,3	39,3	44,5	36,2
różnica	+0,1	+1,8	+3,9	+0,9

Źródło: Eurostat, baza danych — code: tec00021 (<http://ec.europa.eu/eurostat/tgm/table.do?tab=table&init=1&language=en&pcode=tec00021&plugin=1>) — dostęp 12.05.2015 r.

Warto zauważyć (tabl. 9), że dochody analizowanych państw były z reguły w miarę stabilne (także w okresie dekonunktury, po 2008 r.). Jedyne w Polsce w końcu badanego okresu wskaźnik dochodów był niższy niż sześć lat wcześniej. Dowodzi to, że w czasie kryzysu wzrost deficytu i zadłużenia spowodowany był przede wszystkim zwiększonymi wydatkami, a nie zmniejszonymi wpływami do budżetu.

Podstawowym elementem polityki fiskalnej w każdej gospodarce jest polityka podatkowa. W tabl. 10 przedstawiono udziały podatków pośrednich i bezpośrednich w PKB. Z kolei w tabl. 11 dodatkowo wyodrębniono udziały dochodów z VAT, PIT i CIT w PKB. Wynika z nich, że poza Polską w pozostałych krajach zmniejszył się udział podatków bezpośrednich w PKB. Dotyczy to zarówno podatku PIT, jak i CIT. Udział podatków pośrednich w PKB — nie licząc Słowacji — ulegał natomiast powiększeniu.

W każdym z analizowanych krajów wpływy z podatków pośrednich były dominujące, natomiast ich udziały w dochodzie narodowym w poszczególnych krajach były jednak zróżnicowane. Wynosiły one w 2012 r. od 10,2% na Słowacji do 18,5% na Węgrzech w przypadku podatków pośrednich ogółem oraz od 6,1% na Słowacji do 9,4% na Węgrzech, jeśli weźmie się pod uwagę jedynie VAT.

**TABL. 10. DOCHODY BUDŻETOWE Z PODATKÓW BEZPOŚREDNICH I POŚREDNICH
W KRAJACH GRUPY WYSZEHRADZKIEJ W LATACH 2001—2012 W % PKB**

L a t a	Polska		Czechy		Węgry		Słowacja	
	podatki							
	pośrednie	bezpośrednie	pośrednie	bezpośrednie	pośrednie	bezpośrednie	pośrednie	bezpośrednie
2001	12,5	6,7	10,5	8,3	15,5	10,2	11,3	7,5
2002	13,2	6,9	10,3	8,8	15,0	10,2	11,4	7,1
2003	13,2	6,6	10,6	9,2	15,8	9,6	11,9	7,1
2004	13,1	6,4	11,3	9,2	16,3	9,1	12,3	6,1
2005	13,9	7,0	11,3	8,9	15,8	9,1	12,6	6,0
2006	14,5	7,5	10,8	8,9	15,3	9,5	11,5	6,1
2007	14,4	8,6	11,1	9,0	16,3	10,4	11,4	6,2
2008	14,4	8,6	10,9	8,0	16,0	10,6	10,8	6,5
2009	13,1	7,5	11,3	7,2	16,9	10,0	10,7	5,5
2010	13,8	7,0	11,4	6,9	17,3	8,6	10,4	5,4
2011	14,0	7,0	11,9	7,2	17,1	7,0	10,9	5,5
2012	13,1	7,2	12,3	7,2	18,5	7,5	10,2	5,6
2001—2012: średnia	13,6	7,3	11,1	8,2	16,3	9,3	11,3	6,2
różnica	+0,6	+0,5	+1,8	-1,1	+3,0	-2,7	-1,1	-1,9

Źródło: *Taxation...* (2014), s. 66, 94, 126 i 138.

TABL. 11. DOCHODY BUDŻETOWE Z VAT, PIT I CIT W KRAJACH GRUPY WYSZEHRADZKIEJ W LATACH 2001—2012 W % PKB

L a t a	Polska			Czechy			Węgry			Słowacja		
	VAT	PIT	CIT	VAT	PIT	CIT	VAT	PIT	CIT	VAT	PIT	CIT
2001	6,8	4,5	1,9	6,1	4,3	3,9	8,1	7,6	2,3	7,2	3,5	2,6
2002	7,2	4,3	2,0	6,0	4,5	4,2	7,8	7,6	2,3	7,0	3,3	2,5
2003	7,1	4,2	1,8	6,1	4,7	4,4	8,2	7,1	2,2	7,5	3,2	2,8
2004	7,2	3,6	2,2	7,0	4,7	4,4	8,9	6,6	2,1	7,8	2,7	2,6
2005	7,7	3,9	2,5	6,9	4,4	4,3	8,4	6,6	2,1	7,9	2,6	2,7
2006	8,1	4,6	2,4	6,4	4,2	4,6	7,6	6,8	2,3	7,5	2,5	2,9
2007	8,3	5,2	2,8	6,3	4,3	4,7	8,1	7,3	2,8	6,7	2,6	3,0
2008	8,0	5,3	2,7	6,8	3,7	4,2	7,8	7,7	2,6	6,9	2,7	3,1
2009	7,4	4,6	2,3	6,9	3,6	3,5	8,6	7,4	2,2	6,7	2,4	2,5
2010	7,8	4,5	2,0	6,9	3,5	3,4	8,8	6,5	1,2	6,3	2,3	2,5
2011	8,0	4,5	2,1	7,1	3,7	3,4	8,6	4,9	1,2	6,8	2,5	2,5
2012	7,3	4,6	2,1	7,2	3,8	3,3	9,4	5,4	1,3	6,1	2,6	2,4
2001—2012:												
średnia	7,6	4,5	2,2	6,6	4,1	4,0	8,4	6,8	2,1	7,0	2,7	2,7
różnica	+0,5	+0,1	+0,2	+1,1	-0,5	-0,6	+1,3	-2,2	-1,0	-1,1	-0,9	-0,2

Ź r ó d ł o: *Taxation...* (2014), s. 66, 94, 126 i 138.

Z kolei biorąc pod uwagę podatki bezpośrednie, to państwem o najniższym poziomie fiskalizmu pozostawała również Słowacja, gdzie w 2011 r. podatki te stanowiły niespełna 5,6% PKB. Ich udział w pozostałych krajach był wyższy, wynosił odpowiednio: 7,5% na Węgrzech oraz 7,2% w Polsce i w Czechach.

Warto zwrócić uwagę, że Węgry miały niemal symboliczne opodatkowanie przedsiębiorstw. Udział CIT w PKB w tym kraju systematycznie bowiem spadał, pod koniec badanego okresu wynosił zaledwie 1,3% (wobec 2,1% w Polsce, 2,4% na Słowacji i 3,3% w Czechach).

Analizując natomiast podatek PIT widoczne jest, że w Polsce, a zwłaszcza na Węgrzech wpływy z niego stanowiły większy procent PKB niż w Czechach i na Słowacji. W Polsce zarówno na początku, jak i pod koniec badanego okresu udział dochodów z PIT w PKB wynosił ok. 4,5%, zaś na Węgrzech — pomimo wyraźnej tendencji spadkowej — w ostatnim analizowanym roku osiągnął niemal 5,5%. Dla porównania w Czechach i na Słowacji w końcu badanego okresu udział ten wynosił odpowiednio 3,8 i 2,6%.

Ze słynnej w ekonomii krzywej Laffera wynika, że nie zawsze korelacja między wysokością opodatkowania i wpływami budżetowymi jest dodatnia. W przypadku analizowanych krajów można jednak stwierdzić, że prawdopodobnie muszą one znajdować się jeszcze na dodatnio nachylonej części tej krzywej.

Taki wniosek można wyciągnąć m.in. na podstawie analizy tabl. 12, gdzie zamieszczono stawki podstawowych podatków (VAT, PIT i CIT) we wszystkich analizowanych krajach w okresie 2001—2014. W przypadku podatku VAT jego wysokość jest dodatnio skorelowana z wpływami budżetowymi. Należy przypomnieć, że największy udział tego podatku w PKB miał miejsce na Węgrzech, a w dalszej kolejności w Polsce, w Czechach i na Słowacji. W dużym stopniu pokrywa się to z wysokością stawek VAT. Najwyższe w badanym okresie były one właśnie na Węgrzech (pomijając lata 2006—2008), wynosiły bowiem

w wersji podstawowej do 2011 r. 25%, a od 2012 r. nawet 27%. W Polsce rola tego podatku także się zwiększyła, podstawowa stawka VAT wynosiła w tym okresie 22% (w latach 2001—2010) oraz 23% (w latach 2011—2014). Najniższa stawka podatku od towarów i usług (20% pod koniec badanego okresu, a wcześniej — w latach 2004—2010 — nawet 19%) występowała natomiast na Słowacji, a w dalszej kolejności w Czechach (pomimo dwukrotnego podniesienia stawki w ostatnich kilku latach do 21%).

TABL. 12. STAWKI PODATKOWE W KRAJACH GRUPY WYSZEHRADZKIEJ W LATACH 2001—2014 W %

L a t a	Polska			Czechy			Węgry			Słowacja		
	VAT	PIT ^a	CIT ^a	VAT	PIT ^a	CIT ^a	VAT	PIT ^a	CIT ^a	VAT	PIT ^a	CIT ^a
2001	22/7/3	40	28	22/5	32	31	25/12/0	40	19,6	23/10	42	29
2002	22/7/3	40	28	22/5	32	31	25/12/0	40	19,6	23/10	38	25
2003	22/7/3	40	27	22/5	32	31	25/12/0	40	19,6	20/14	38	25
2004	22/7/3	40	19	19/5	32	28	25/15/5	38	17,6	19	19	19
2005	22/7/3	40	19	19/5	32	26	25/15/5	38	17,5	19	19	19
2006	22/7/3	40	19	19/5	32	24	20/15/5	36	17,5	19	19	19
2007	22/7/3	40	19	19/5	32	24	20/5	40	21,3	19/10	19	19
2008	22/7/3	40	19	19/9	15	21	20/5	40	21,3	19/10	19	19
2009	22/7/3	32	19	19/9	15	20	25/18/5	40	21,3	19/10	19	19
2010	22/7/3	32	19	20/10	15	19	25/18/5	41	20,6	19/10/6	19	19
2011	23/8/5	32	19	20/10	15	19	25/18/5	20	20,6	20/10	19	19
2012	23/8/5	32	19	20/14	15	19	27/18/5	20	20,6	20/10	19	19
2013	23/8/5	32	19	21/15	22	19	27/18/5	16	20,6	20/10	25	23
2014	23/8/5	32	19	21/15	22	19	27/18/5	16	20,6	20/10	25	22
2001—2014 (różnica)	+1 ^b	-8	-9	-2 ^b	-10	-12	+2 ^b	-19,7	+1	-3 ^b	-13	-10

a Górna stawka. b W stawce podstawowej.

Ź r ó d ł o: *Taxation...* (2014), s. 26, 27, 32 i 36.

Dodatnia zależność między wysokością podatków i przychodami do budżetu widoczna jest także w przypadku podatków bezpośrednich. Z tabl. 12 wynika, że pomijając CIT na Węgrzech, podatki dochodowe w pozostałych krajach ulegały w analizowanym czternastoleciu zmniejszeniu w zamian za rozszerzenie bazy podatkowej, zgodnie z ogólnym trendem obowiązującym w UE¹⁸. W związku z tym z reguły wpływy do budżetu z tych podatków (w relacji do PKB) obniżały się. Nie dotyczyło to jedynie Polski, jednak obniżki podatków dochodowych (zwłaszcza PIT) były tam stosunkowo najmniejsze.

Wyjątek od reguły, dotyczący pozytywnej zależności między stopą podatkową i wpływami do budżetu, stanowić może podatek CIT na Węgrzech. Jak już wspomniano, jego maksymalną stawkę w badanym okresie nieco podniesiono. Pomimo to zmniejszył się udział dochodów z tytułu tego podatku w PKB. Co więcej, stawka ta w końcu badanego okresu była wyższa niż w Polsce i w Czechach, a wpływy do budżetu niższe (1,3% PKB wobec 2,1—3,3% PKB w pozostałych państwach regionu).

¹⁸ *Taxation...* (2014), s. 127.

Warto także zaznaczyć, że podatek od osób prawnych we wszystkich analizowanych krajach w badanym okresie był liniowy. Biorąc pod uwagę podatek dochodowy od osób fizycznych, Polska jest jedynym krajem w regionie, który nie stosuje podatku liniowego. Od 2009 r. obowiązują w naszym kraju dwie stawki podatku progresywnego (18 i 32%), które zastąpiły trzy stawki obowiązujące do 2008 r. (19, 30 i 40%). Pozostałe państwa w badanym okresie wprowadziły podatek liniowy, obowiązuje tam jedna stawka — 19% na Słowacji (od 2004 r.), 15% w Czechach (od 2008 r.) i 16% na Węgrzech (od 2013 r.)¹⁹.

Podsumowanie

Przeprowadzona analiza pozwala na sformułowanie wniosków:

1. We wszystkich analizowanych krajach wzrósł w badanym czasie dług publiczny. Za jego narastanie odpowiedzialne są zarówno deficyt strukturalny, jak i cykliczny. Krajem o najlepszym stanie finansów publicznych były Czechy, pomimo że również tam zadłużenie dynamicznie wzrastało. Krajem natomiast o największym wskaźniku długu, mimo wyraźnej poprawy w końcu badanego okresu, były Węgry. Przyczyną takiego stanu rzeczy był wysoki deficyt budżetowy (do 2008 r.), niższe niż w pozostałych państwach tempo wzrostu gospodarczego oraz wyższe stopy procentowe.
2. Żadnemu z analizowanych państw — niezależnie od koniunktury — nie udało się w badanym okresie zrównoważyć budżetu. Biorąc pod uwagę dłuższy okres dotyczyło to także strukturalnego salda pierwotnego, będącego jedynie częścią całego salda budżetowego. Wyjątek stanowić może przypadek Węgier, które od 2009 r. utrzymują nieujemny wynik tego salda. Ponadto Węgry były państwem, obok Czech, wypełniającym w końcu badanego okresu średnioterminowy cel dotyczący wyniku salda strukturalnego.
3. Węgry były także krajem, który charakteryzował się największym stopniem fiskalizmu mierzonym zarówno jako udział wydatków, jak i przychodów budżetowych w PKB. Wszystkie pozostałe kraje charakteryzowały się zbliżonym, a przy tym znacznie mniejszym stopniem interwencjonizmu państwowego.
4. We wszystkich analizowanych państwach nastąpił wzrost znaczenia podatku VAT oraz spadek roli podatku PIT — dotyczyło to zarówno wysokości stawek podatkowych, jak i udziału dochodów w PKB. W odpowiedzi na kryzys gospodarczy rządy zwiększyły podatek od wartości dodanej, natomiast w przypadku Grupy Wyszehradzkiej (poza Polską) zamiast podatku PIT został wprowadzony podatek liniowy.

dr Tomasz Grabia — *Uniwersytet Łódzki*

¹⁹ *Taxation...* (2014), s. 35, 38, 65—67, 93—95, 137—139.

LITERATURA

- Bywalec G. (2012), *Dylematy decentralizacji we współczesnym świecie*, „Gospodarka Narodowa”, nr 11—12.
- Commission takes steps under the Excessive Deficit Procedure* (2014), European Commission — Memo, http://europa.eu/rapid/press-release_MEMO-14-382_en.htm.
- Convergence Programme of the Czech Republic* (2015), Ministry of Finance of the Czech Republic, Prague.
- Convergence Programme of Hungary 2014—2017* (2014), Ministry of Hungary, Budapest.
- Convergence Report. June 2014* (2014), European Central Bank.
- Gadomski W. (2013), *Jak Victor Orban kupuje Węgrów*, „Gazeta Wyborcza”, 19.09.2013 r.
- Gaudemet P. L., Molinier J. (2000), *Finanse publiczne*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa.
- Grabia T. (2015), *Finanse publiczne najważniejszych gospodarczo krajów europejskich*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 4.
- Public finances in EMU...* (2006, 2007, 2010, 2013, 2014), „European Economy”, Vol. 4, European Commission.
- Report on public finances in EMU 2013* (2013), „European Economy”, Vol. 4, European Commission.
- Report on public finances in EMU 2014* (2014), „European Economy”, Vol. 9, European Commission.
- Stability Programme of the Slovak Republic for 2014—2017* (2014), Ministry of the Slovak Republic, Bratislava.
- Taxation trends in the European Union. Data for the EU Members States, Iceland and Norway* (2014), Eurostat, European Commission.
- Wernik A. (2007), *Finanse publiczne: cele, struktury, uwarunkowania*, PWE, Warszawa.
- Wieloletni plan finansowy państwa na lata 2014—2017* (2014), Rada Ministrów RP, Warszawa.

Summary. *The article discusses key problems of fiscal policy in four selected countries of Central and Eastern Europe (Poland, the Czech Republic, Hungary and Slovakia) in years 2001—2014. The analysis covers, among others, indicators of public debt and its determinants, as well as indicators of budget revenues and expenditures.*

The article points out that public debt increased in all the studied countries in the analysed period. Both structural and cyclical deficits were responsible for its build-up. The country with the best state of public finances was the Czech Republic. Although the situation improved from 2011 Hungary had the highest level of debt in relation to GDP. That country was also characterized by a degree of fiscalism, measured by both budget revenues and expenditures in relation to GDP, much higher than those for other countries.

Keywords: public debt, budget deficit, economic growth, interest rates, budget expenditures, budget revenues, taxes.

Резюме. *В статье рассматриваются самые важные проблемы ситуации государственных финансов в четырех странах Центрально-Вос-*

точной Европы (в Польше, Чехии, Венгрии и в Словакии) в 2001—2014 гг. Анализом были охвачены среди других показатели государственного долга и его детерминанты, а также показатели расходов и бюджетных доходов.

В статье было доказано, что во всех обследуемых странах в этот период государственный долг увеличился. За его увеличение отвечает как структурный дефицит так и циклический. Самое хорошее состояние государственных финансов было в Чехии. Несмотря на улучшение, в последние годы самый большой показатель задолженности был в Венгрии. Эта страна характеризовалась также гораздо большей степенью фискализма — измеряемого как доля бюджетных расходов, так и бюджетных доходов в ВВП. В остальных обследуемых странах такой степени фискализма не было.

Ключевые слова: государственный долг, бюджетный дефицит, экономический рост, процентная ставка, бюджетные расходы, бюджетные доходы, налоги.

Antoni Żurawicz

Działalność Rady Statystyki w II półroczu 2015 r.

W drugiej połowie 2015 r. Rada Statystyki odbyła 5 posiedzeń plenarnych. Poza pracami związanymi z Programem badań statystycznych statystyki publicznej na rok 2016 oraz korektami programu badań na rok 2015, zgodnie z planem pracy, członkowie Rady zapoznali się z: realizacją projektu Systemu Informacyjnego Statystyki Publicznej, wynikami badania *doing business*, metodami szacowania długookresowych migracji zagranicznych, badaniami innowacyjności w GUS i Eurostacie oraz ich rolą w międzynarodowych rankingach, zmianami w konstruowaniu programu badań statystycznych statystyki publicznej wynikających z nowelizacji ustawy o statystyce publicznej, założeniami związanymi z modernizacją europejskiej statystyki gospodarczej i jej wdrożeniem w polskiej statystyce publicznej, badaniami statystycznymi stanu zdrowia i ochrony zdrowia oraz z europejskim konsumenckim indeksem zdrowia. Podczas obrad październikowych Rada wysłuchała też informacji Anny Borowskiej, dyrektor generalnej GUS, na temat podwyżek wynagrodzeń w resorcie statystyki publicznej planowanych na rok 2016.

Wszystkie posiedzenia prowadził przewodniczący Rady Statystyki prof. dr Franciszek Kubiczek, który również uczestniczył w posiedzeniach Stałego Komitetu Rady Ministrów i Rady Ministrów w punktach dotyczących programu badań statystycznych statystyki publicznej. Podczas obrad Rady Statystyki obecny był prezes GUS prof. dr hab. Janusz Witkowski i jego zastępcy.

W trakcie posiedzenia lipcowego Ewa Ossowska, radca prawny w Gabinetie Prezesa, poinformowała o opublikowaniu nowelizacji ustawy o statystyce publicznej, nad którą prace monitorowała od początku Rada Statystyki. Ustawa weszła w życie 23 lipca 2015 r. Mecenas Ewa Ossowska omówiła najistotniejsze zmiany, jakie zostały wprowadzone do ustawy. Przewodniczący Rady prof. dr Franciszek Kubiczek zwrócił uwagę, że w wyniku nowelizacji ustawy prace nad projektem Programu badań statystycznych statystyki publicznej na rok 2018 odbywać się będą już w nowej formule.

Przekazany przez Radę Statystyki 29 czerwca 2015 r. projekt rozporządzenia Rady Ministrów w sprawie Programu badań statystycznych statystyki publicznej na rok 2016 rozpatrzony został przez Stały Komitet Rady Ministrów (9 lipca 2015 r.) i rekomendowany Radzie Ministrów, która przyjęła dokument 21 lipca 2015 r.

9 lipca 2015 r. Stały Komitet Rady Ministrów rozpatrzył również przekazany przez Radę Statystyki, a przygotowany przez prezesa GUS na wniosek jednostek prowadzących badania, projekt rozporządzenia Rady Ministrów zmieniającego po raz drugi rozporządzenie w sprawie Programu badań statystycznych statystyki publicznej na rok 2015 i rekomendował dokument Radzie Ministrów, która przyjęła go 27 lipca 2015 r.

W lipcu 2015 r. Rada Statystyki oceniła realizację Programu badań statystycznych statystyki publicznej za rok 2014. Na podstawie informacji przedstawionych przez GUS odnośnie badań realizowanych przez prezesa GUS i informacji zebranych przez Sekretariat Rady, w zakresie badań prowadzonych w jednostkach spoza GUS, Rada pozytywnie oceniła realizację programu badań statystycznych w 2014 r.

W październiku 2015 r. Rada Statystyki podjęła prace nad projektem Programu badań statystycznych statystyki publicznej na rok 2017. Rada przyjęła harmonogram prac i założenia do opracowania projektu, które przedstawiła Anna Dobrowolska, zastępca dyrektora Departamentu Programowania i Koordynacji Badań GUS. Projekt programu, jako załącznik do projektu rozporządzenia Rady Ministrów, Rada Statystyki zobowiązana jest przyjąć do 15 czerwca 2016 r. i przekazać do Rady Ministrów do 30 czerwca 2016 r. Rada na bieżąco monitorowała przebieg prac nad dokumentem, o których informowała podczas następnego posiedzenia listopadowego Anna Dobrowolska, a w czasie obrad grudniowych poinformował Janusz Dygaszewicz, dyrektor Departamentu Programowania i Koordynacji Badań GUS.

W listopadzie 2015 r. Rada Statystyki rozpatrzyła i przekazała do Stałego Komitetu Rady Ministrów projekt rozporządzenia zmieniającego rozporządzenie w sprawie Programu badań statystycznych statystyki publicznej na rok 2015 (III zmiana). Korekta programu wynikała z potrzeb autorów badań, koniecznych ze względu na zmiany legislacyjne. Po rekomendacji Stałego Komitetu Rady Ministrów dokument został przyjęty przez Radę Ministrów 15 grudnia 2015 r.

W grudniu 2015 r. Rada Statystyki rozpatrzyła i przekazała do Stałego Komitetu Rady Ministrów kolejne projekty rozporządzeń dotyczących korekty programów badań na rok 2015 (IV zmiana) i na rok 2016 (I zmiana) wynikających m.in. z ustawy z 19 listopada 2015 r. o zmianie ustawy o działach administracji rządowej oraz niektórych innych ustaw i ustawy z 22 grudnia 2015 r. o zmianie ustawy o działach administracji rządowej oraz niektórych innych ustaw. Stały Komitet Rady Ministrów pozytywnie rozpatrzył oba projekty rozporządzeń i rekomendował je Radzie Ministrów, która przyjęła je, odpowiednio: 8 i 12 stycznia 2016 r.

W II półroczu 2015 r. członkowie Rady Statystyki rozpatrywali też problemy merytoryczne związane z niektórymi działami statystyki publicznej. Do prezentowanych zagadnień członkowie Rady przedstawiali koreferaty, a podsumowując dyskusję Rada ustalała wnioski i opinie.

Podczas lipcowego posiedzenia członkowie Rady zapoznali się z informacją wiceprezesa GUS Konrada Cucha o efektach prac, które były realizowane

w GUS w ramach dwóch projektów rozwojowych, tj. Systemu Informacyjnego Statystyki Publicznej (SISP) i SISP-2. Celem tych projektów była budowa e-statystyki dotyczącej zwiększenia dostępności statystyki poprzez budowę platform i usług elektronicznych SISP. Realizacja tych systemów pozwoliła stworzyć spójny element infrastruktury umożliwiający modernizację badań statystycznych. Tym samym w lepszym stopniu zsynchronizowała działania statystyki publicznej z potrzebami jej respondentów i użytkowników.

W ramach omawianego tematu wiceprezes GUS Konrad Cuch oprowadził członków Rady po informatorium, czytelnicy i serwerowni GUS.

Rada Statystyki pozytywnie oceniła przebieg prac nad modernizacją badań statystycznych, podkreślając, że w krótkim czasie udało się zbudować infrastrukturę sieciową oraz stworzyć nowe narzędzia umożliwiające realizację zaplanowanych zadań.

Na posiedzeniu wrześnieowym Madalina Papahagi oraz Grzegorz Wolszczak, eksperci z Banku Światowego, omówili wyniki badania *doing business* przeprowadzonego w 18 miastach w Polsce przez Bank Światowy wspólnie z Ministerstwem Infrastruktury i Rozwoju oraz Bankiem Gospodarstwa Krajowego (z założeniami tego badania Rada Statystyki zapoznała się w marcu 2014 r.).

Badanie objęło 189 krajów. Jego celem jest sprawdzenie prawodawstwa i procedur biznesowych w zakresie prowadzenia działalności małych i średnich przedsiębiorstw na podstawie określonego zestawu wskaźników. Mierzy ono wprawdzie tylko pewien zakres prowadzenia działalności, ale wskazuje na stopień stabilności makroekonomicznej, bliskość do rynku, jakość siły roboczej, konkurencyjność itp.

Raport z badania ma służyć sformułowaniu zaleceń dotyczących sposobów doskonalenia się środowiska biznesowego, ponieważ niezależnie od wspólnych regulacji prawnych procesy działalności gospodarczej mogą przebiegać odmiennie. Raport umożliwi porównywanie się nie tylko między krajami, ale również między miastami. Polska plasuje się na 32 miejscu w tym rankingu. Jej wynik jest lepszy od średniej obliczonej dla wszystkich członków Unii Europejskiej. W ostatnich 5 latach nasz kraj poprawił się o 14 pozycji, ale sytuacja nasza jest zróżnicowana. Jeśli chodzi o dostęp do kredytów Polska osiągnęła 17 miejsce, ale w przypadku uzyskiwania pozwoleń budowlanych zajęła 137 miejsce.

W Polsce badaniem objęto 18 miast — w tym wszystkie wojewódzkie i dotyczyło: rozpoczynania działalności gospodarczej, uzyskiwania pozwoleń budowlanych, rejestracji własności nieruchomości i dochodzenia należności z umów, w których obserwowano działalność władzy lokalnej, samorządowej i sądów.

Temat koreferowali dr Bohdan Wyżnikiewicz, wiceprezes Zarządu Instytutu Badań nad Gospodarką Rynkową oraz Marek Kłoczko, członek Rady Statystyki. W koreferatach i w dyskusji pozytywnie oceniono raport. Zwrócono szczególną uwagę m.in. na rekomendacje dotyczące możliwości wzorowania się na lepszej organizacji pracy u innych (tzw. korzystanie z dobrych praktyk), przede wszystkim poprzez zmniejszenie biurokracji i zastosowanie nowoczesnych form prze-

tworzania informacji. Podkreślono, że raport może mieć szczególnie duże znaczenie dla władz rządowych i regionalnych, jak również dla przedsiębiorców i inwestorów w kraju i za granicą. Sugerowano ponadto zwiększenie w badaniu liczby tematów obserwacji dotyczących Polski (powyżej 4).

Również we wrześniu Dorota Szałtys, zastępca dyrektora Departamentu Badań Demograficznych i Rynku Pracy GUS, przedstawiła opracowaną w reprezentowanym przez nią departamencie metodę szacowania długookresowych, czyli trwających 12 miesięcy i więcej, strumieni migracji zagranicznych. Konieczność opracowania metody wynikała z wejścia w życie w 2007 r. rozporządzenia Parlamentu i Rady Europy dotyczącego migracji zagranicznych i ochrony międzynarodowej. Kraje członkowskie zostały zobligowane do przekazywania danych realnych, a nie wynikających ze źródeł administracyjnych, które w przypadku Polski nie są wystarczające.

Pani Dyrektor przedstawiła założenia prowadzonych szacunków, wyniki problemy i metody ich rozwiązywania, rezultaty oraz tematy wymagające dalszych uściśleń. Temat koreferował członek Rady Statystyki prof. dr hab. Zbigniew Strzelecki — przewodniczący Rządowej Rady Ludnościowej. W dyskusji udział wzięła prof. dr hab. Irena Elżbieta Kotowska — ekspert ds. demografii SGH i PAN oraz Lucyna Nowak — b. dyrektor Departamentu Badań Demograficznych i Rynku Pracy GUS. Wskazano na duże trudności w statystycznej ocenie rzeczywistych ruchów migracyjnych między państwami, w tym z udziałem Polski. Zaprezentowaną metodę szacunków oceniono pozytywnie jako gwarantującą uzyskiwanie lepszych wartości realnych migracji.

Główny punkt posiedzenia październikowego dotyczył badań innowacyjności w GUS i Eurostacie oraz ich roli w międzynarodowych rankingach. Temat przedstawił dr Dominik Rozkrut, dyrektor Urzędu Statystycznego w Szczecinie, który zgodnie z podziałem kompetencji między urzędami statystycznymi zajmuje się tą dziedziną statystyki. W obradach uczestniczyli: dr Alicja Adamczak — prezes Urzędu Patentowego RP, prof. dr hab. Marzena Anna Weresa — dyrektor Instytutu Gospodarki Światowej SGH, Melania Nieć i Anna Tarnawa z Polskiej Agencji Rozwoju Przedsiębiorczości oraz przedstawiciele Ministerstwa Nauki i Szkolnictwa Wyższego, Ministerstwa Gospodarki i Ministerstwa Infrastruktury i Rozwoju.

Dr Dominik Rozkrut przedstawił pojęcia i definicje związane z badaniami dotyczącymi innowacyjności, omówił zakres prowadzonych badań w GUS i w Eurostacie oraz ich podstawy prawne. Wskazał na stosowane wskaźniki w badaniach GUS, jak i w porównaniach międzynarodowych. Zaprezentował prace rozwojowe w zakresie statystyki innowacji i formy prezentowania wyników badań.

Koreferaty przedstawili członkowie Rady Statystyki — prof. dr hab. Joanna Kotowicz-Jawor i prof. dr hab. Stanisław Kubiela. Zarówno koreferenci, jak i dyskutanci podkreślali dynamiczny rozwój polskiej statystyki innowacji, jaki miał miejsce w ostatnich latach, wskazując, że jest ona prowadzona na wysokim

światowym poziomie. Zaznaczono, że jej zakres, tj. przekroje badań, powiązania z badaniami europejskimi mogą stanowić bardzo ważny i użyteczny materiał dla polityki gospodarczej, nauki, dydaktyki i dla praktyków gospodarczych. Podkreślono konieczność prowadzenia dalszych prac nad zakresem badań innowacyjności, metodyki zbierania danych i sposobów publikowania wyników.

Rada przyjęła propozycję prezesa GUS, prof. dra hab. Janusza Witkowskiego, powołania w jej składzie zespołu, który podjąłby się zdefiniowania na potrzeby GUS docelowego modelu statystyki innowacji.

W drugim punkcie obrad dyrektor Janusz Dygaszewicz przedstawił zmiany w konstruowaniu programu badań statystycznych statystyki publicznej wynikające z nowelizacji ustawy o statystyce publicznej, jakie obowiązywać będą od 2018 r. Zaliczył do nich: rezygnację z rozporządzenia Prezesa Rady Ministrów w sprawie wzorów formularzy, upoważnienie do przetwarzania danych osobowych według katalogu danych wymienionych w ustawie (art. 35b ust. 1), zmianę zawartości programu (zgodnie z art. 18 w programie badań będą ujęte: zakres informacyjny dotyczący przekazywanych danych, szczegółowy zakres zbieranych danych osobowych i nie będą zamieszczane informacje o kosztach badań). W programie badań będą opisywane dość szczegółowo zakresy informacyjne, natomiast zakres przekazywanych danych będzie zastąpiony formatem prezentowanym na stronie internetowej (w ramach formatu wymieniona będzie każda zmienna i jej grupowanie).

Janusz Dygaszewicz poinformował o powołaniu przez prezesa GUS zespołu do spraw wdrożenia zmian wynikających z nowelizacji ustawy o statystyce publicznej. Zespół ten zaproponował kolejne rozwiązania ułatwiające projektowanie badania, przygotowanie programu badań oraz pozwalające na integrowanie badań i zmiennych. Pan Dyrektor omówił opracowaną przez zespół koncepcję takiej organizacji prac i wykorzystania wielu narzędzi informatycznych, która stworzyłaby mechanizmy, dzięki którym wszystkie dane w przyszłych programach badań byłyby przywoływane z wcześniej przygotowanych słowników, stanowiących wspierające modele w systemie metadanych statystycznych. Rada pozytywnie oceniła stan prac tego zespołu i przyjęte kierunki rozwiązań.

W ostatnim punkcie posiedzenia październikowego Rada zapoznała się z założeniami związanymi z modernizacją europejskiej statystyki gospodarczej i jej wdrożeniem w polskiej statystyce publicznej. Temat przedstawiła Katarzyna Walkowska, dyrektor Departamentu Przedsiębiorstw GUS, która przybliżyła genezę i założenia proponowanych zmian. Koncepcja modernizacji statystyki gospodarczej zrodziła się w Eurostacie z chęci globalnego podejścia do zachodzących zjawisk i poprawy jakości informacji oraz odejścia od aspektu prawnego, czyli zobrazowania funkcjonowania przedsiębiorstwa w oderwaniu od jego formy prawnej. Pani Dyrektor wskazała na złożoność realizacji tej koncepcji wynikającą z pracochłonności, konieczności uzyskiwania dodatkowych informacji statystycznych oraz wydłużających się terminów otrzymywania ostatecznych danych. Na skutek takich zmian nastąpiłoby również zerwanie czasowych

szeregów danych. Dlatego GUS zamierza prowadzić statystykę na dotychczasowych zasadach. Jednocześnie powadzone będą prace badawcze i przeliczeniowe na potrzeby europejskie. Podobnie zamierzają postępować niektóre kraje unijne.

Po dyskusji Rada Statystyki zaakceptowała przyjęty przez GUS kierunek prac związanych z modernizacją statystyki gospodarczej. Wskazała na potrzebę intensywnego udziału ekspertów GUS w pracach Eurostatu nad modernizacją statystyki gospodarczej, tak aby nie została zagubiona jej użyteczność, szczególnie na potrzeby krajowe.

Podczas obrad grudniowych członkowie Rady oraz zaproszeni goście zapoznali się z badaniami statystycznymi stanu zdrowia i ochrony zdrowia. Temat przedstawiła Małgorzata Żyra — zastępca dyrektora Departamentu Badań Społecznych i Warunków Życia GUS.

Spoza GUS w posiedzeniu uczestniczyli: prof. dr hab. Janusz Czapiński — psycholog, prof. dr hab. Mirosław Wysocki — dyrektor Narodowego Instytutu Zdrowia Publicznego — Państwowego Zakładu Higieny (NIZP-PZH), dr Bogdan Wojtyniak prof. nadzw. NIZP-PZH — zastępca dyrektora ds. Szkolenia Podyplomowego i Współpracy w zakresie Zdrowia Publicznego, Dariusz Dziełak — dyrektor Departamentu Analiz i Strategii NFZ, Katarzyna Klonowska z NFZ, Wanda Fidelus-Ninkiewicz — dyrektor Biura Naczelnej Izby Lekarskiej, Monika Bala z Biura Prasowego Naczelnej Izby Lekarskiej, ks. dr Wojciech Sadłoń — dyrektor Instytutu Statystyki Kościoła Katolickiego, Marek Dmowski z Centrum Systemów Informacyjnych Ochrony Zdrowia, Anna Goławska z Ministerstwa Zdrowia, Maria Penpeska — kierownik Ośrodka Statystyki Zdrowia i Ochrony Zdrowia w Urzędzie Statystycznym w Krakowie.

Małgorzata Żyra omówiła organizację badań, uzyskiwanie danych i ich źródła. Poza GUS badania w omawianej dziedzinie prowadzą głównie Ministerstwo Zdrowia, Ministerstwo Spraw Wewnętrznych i Administracji oraz Ministerstwo Sprawiedliwości. Ponadto badania prowadzą: Narodowy Instytut Zdrowia Publicznego — Państwowy Zakład Higieny, Instytut Medycyny Pracy, Instytut Psychiatrii i Neurologii, Instytut Badania Jakości w Ochronie Zdrowia, Centrum Systemów Informacyjnych Ochrony Zdrowia i NFZ.

Prezentując plany i perspektywy w zakresie omawianej dziedziny statystyki Pani Dyrektor wymieniła: przygotowanie i przekazanie do OECD, Eurostatu i WHO Wspólnego Kwestionariusza (zgodnie z rozporządzeniem implementacyjnym); prowadzenie ciągłej pracy nad poprawą jakości danych oraz poszerzenie zakresu danych uzyskiwanych ze źródeł administracyjnych.

Członek Rady Lucyna Dargiewicz, przewodnicząca Ogólnopolskiego Związku Pielęgniarek i Położnych, przedstawiła wyniki badania prowadzonego przez Związek w 2015 r. dotyczącego zasobów kadrowych w ochronie zdrowia, szczególnie usług pielęgniarskich. Uzyskane z badania dane wskazują na konieczność przede wszystkim poprawy warunków pracy pielęgniarek i położnych. Obciążenie pracą tej grupy zawodowej wpływa bowiem na znaczne pogorszenie jakości wykonywanych zadań, co odbija się na dobru pacjentów oraz zagraża ich

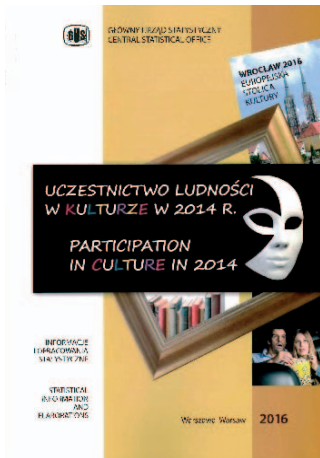
zdrowiu i życiu. Istotna jest również promocja tych zawodów, gdyż obecnie jest coraz mniej młodych osób chętnych do ich podejmowania. Wiąże się to z potrzebą dostosowania zarobków do wykształcenia i specyfiki pracy pielęgniarek i położnych.

W wielowątkowej dyskusji zwrócono uwagę na wiele problemów występujących w omawianej dziedzinie badań statystycznych dotyczących m.in.: obciążenia służby medycznej sporządzaniem dokumentacji, wykorzystywanej, bądź nie, do celów statystycznych i często nienajlepszej jej jakości, wynikającej z wielu czynników, potrzeby szerszego wykorzystywania źródeł administracyjnych oraz konieczności poprawy ich wiarygodności. Rada Statystyki pozytywnie oceniła zakres badań ochrony zdrowia prowadzonych w ramach statystyki publicznej, jak również propozycję GUS dotyczącą przygotowania rachunku satelitarnego zdrowia, który pozwoli na opracowywanie dodatkowych analiz. Rada przyjęła wniosek dotyczący ponownego rozpatrzenia tematu w 2016 r. z uwzględnieniem rekomendacji w tej dziedzinie statystyki.

W dalszym toku obrad grudniowych Rada Statystyki przyjęła plan pracy na rok 2016. Tematami posiedzeń Rady będą m.in.: funkcjonowanie systemu Strateg, statystyka handlu zagranicznego, kierunki integracji europejskiej statystyki społecznej, wpływ polityki spójności na rozwój społeczno-gospodarczy kraju, monitorowanie sytuacji osób starszych w Polsce, wnioski wynikające dla statystyki publicznej z badań tzw. diagnozy społecznej, statystyka gospodarki morskiej i żeglugi śródlądowej.

mgr Antoni Żurawicz — GUS

Wydawnictwa GUS — marzec 2016 r.



Z marcowej oferty wydawniczej GUS warto zwrócić uwagę na publikacje cykliczne „**Uczestnictwo ludności w kulturze w 2014 r.**” oraz „**Działalność organizacji non profit w 2013 r.: zarządzanie, współpraca i świadczenie usług społecznych**”.

Pierwsza z nich, wydawana co cztery lata, jest publikacją obrazującą aktywność kulturalną Polek i Polaków. Opracowana została na podstawie modułowego badania gospodarstw domowych.

Główną część wydawnictwa poprzedzono uwagami metodycznymi, w których opisano cele, metody oraz narzędzia badawcze, a także sposoby uogólniania wyników. W komentarzu analitycznym

Czytelnicy znajdą syntetyczny opis aktywności kulturalnej rodaków — jej form, częstotliwości uczestnictwa w życiu kulturalnym, korzystania z oferty instytucji kultury, rozwijania zainteresowań artystycznych i hobbystycznych, a także korzystania ze współczesnych środków komunikacji. Oprócz typowych kwestii ilościowych związanych z uczestnictwem w kulturze, uwzględniono również problemy jakościowe, np. ocenę oferty kulturalnej, skojarzenia ze słowem „kultura” czy cechy osoby kulturalnej. W części tabelarycznej, dostępnej wyłącznie w formacie MS Excel, zawarto informacje dotyczące m.in.: czytelnictwa książek i prasy, słuchania radia i muzyki, oglądania telewizji i filmów, korzystania z Internetu, uczęszczania do instytucji rozrywkowych, a także wydatków gospodarstw domowych na kulturę i ich wyposażenia w przedmioty użytku kulturalnego. Dokonano również oceny możliwości zaspokojenia potrzeb kulturalnych.

Opracowanie dostępne jest w wersji tradycyjnej, a także elektronicznej — na płycie CD oraz na stronie internetowej Urzędu.

Druga publikacja to wydawnictwo z wynikami badań potencjału społeczno-ekonomicznego sektora non profit oraz jego roli w świadczeniu usług społecznych i w tworzeniu kapitału społecznego w Polsce. Opracowanie stanowi odpowiedź na rosnące zainteresowanie problematyką społeczeństwa obywatelskiego, dostarcza danych niezbędnych do oceny realizacji polityki publicznej, a także służy monitorowaniu sytuacji organizacji pozarządowych. Jest to pierwsza publikacja GUS kompleksowo opisująca wyniki badania stowarzyszeń, fundacji,

społecznych podmiotów wyznaniowych, a także organizację samorządu gospodarczego, zawodowego i pracodawców.

Opracowanie o charakterze analityczno-tabelarycznym składa się z trzech części obejmujących zarządzanie, współpracę i usługi społeczne. Część pierwsza jest poświęcona wybranym aspektom zarządzania w sektorze non profit w odniesieniu do zasobów ludzkich i informacji. Rozdział, uwzględniający specyfikę i zróżnicowanie podmiotów w świetle formalnoprawnym, dopełnia zestaw syntetycznych wskaźników profesjonalizacji zarządzania.

Kolejna część dotyczy współpracy organizacji non profit z instytucjami administracji publicznej, przedsiębiorstwami oraz w ramach sektora non profit. Przedstawiono w niej m.in.: podstawy prawne, cele, formy i bariery tej współpracy oraz, dzięki wskaźnikom odnoszącym się do kapitału ludzkiego, potencjał kooperacyjny poszczególnych zbiorowości tworzących sektor non profit.

W trzeciej części scharakteryzowano rolę sektora non profit w świadczeniu usług społecznych w zakresie: edukacji, pomocy społecznej, integracji społeczno-zawodowej, ochrony zdrowia, kultury oraz sportu. W komentarzu uwzględniono dwie perspektywy — międzysektorową (w celu pokazania udziału i specyfiki tego sektora w zestawieniu z sektorem publicznym i komercyjnym) oraz wewnątrzsektorową (koncentrującą się na potencjale jednostek non profit świadczących zinstytucjonalizowane i niezinstytucjonalizowane usługi społeczne).

Wydawnictwo dostępne jest również w wersji elektronicznej — na płycie CD oraz na stronie internetowej GUS. Do publikacji dołączono tablice wynikowe w formacie MS Excel, które umożliwiają przeprowadzanie własnych analiz.

W marcu br. wydano także: „**Biuletyn Statystyczny Nr 2/2016**”, „**Budownictwo mieszkaniowe. I—IV kwartał 2015 r.**”, „**Ceny robót budowlano-montażowych i obiektów budowlanych. Styczeń 2016 roku**”, „**Informacja o sytuacji społeczno-gospodarczej kraju w lutym 2016 r.**”, „**Informator GUS 2016 (folder)**”, „**Produkcja ważniejszych wyrobów przemysłowych w lutym 2016 r.**”, „**Rocznik Statystyczny Pracy 2015**”, „**Rocznik Statystyczny Rolnictwa 2015**” oraz „**Wiadomości Statystyczne Nr 3 — marzec 2016**”.

Oprac. Justyna Gustyn

Informacja o sytuacji społeczno-gospodarczej kraju w lutym 2016 r.

W lutym br. w większości podstawowych obszarów gospodarki utrzymały się tendencje obserwowane w poprzednich miesiącach. Produkcja sprzedana przemysłu wzrosła w skali roku w większym stopniu niż w styczniu br., co częściowo było spowodowane działaniem czynników o charakterze sezonowym. Pogłębił się spadek produkcji budowlano-montażowej. Umocniło się tempo wzrostu sprzedaży detalicznej. Sprzedaż usług w transporcie była wyższa niż przed rokiem (po spadku przed miesiącem).

Ceny towarów i usług konsumpcyjnych obniżyły się w skali roku w nieco mniejszym stopniu niż w styczniu br., m.in. w wyniku wzrostu cen żywności oraz napojów bezalkoholowych (wykr. 1). Pogłębił się natomiast spadek cen producentów w przemyśle i budownictwie.

Wyniki finansowe przedsiębiorstw niefinansowych w 2015 r. były lepsze niż przed rokiem; zwiększyła się aktywność inwestycyjna badanych podmiotów.

Przeciętne zatrudnienie w sektorze przedsiębiorstw wzrosło w skali roku nieco szybciej niż w styczniu br. Stopa bezrobocia rejestrowanego, podobnie jak przed miesiącem, wyniosła 10,3% i była niższa niż przed rokiem (wykr. 2). Według wyników badania popytu na pracę w 2015 r. utworzono w skali roku nieco mniej nowych miejsc pracy; jednocześnie mniej miejsc pracy zlikwidowano.

Wzrost w skali roku przeciętnych miesięcznych wynagrodzeń nominalnych brutto w sektorze przedsiębiorstw oraz ich siły nabywczej w lutym br. był zbliżony do obserwowanego w styczniu. W podobnym stopniu jak przed miesiącem wzrosły również nominalne i realne emerytury i renty brutto w obu systemach.

Produkcja sprzedana przemysłu w lutym br. była wyższa niż przed rokiem o 6,7% (po wyeliminowaniu czynników o charakterze sezonowym wzrost wyniósł 3,0%) (wykr. 3). Zwiększyła się produkcja w większości sekcji (z wyjątkiem wytwarzania i zaopatrywania w energię elektryczną, gaz, parę wodną, gorącą wodę), najbardziej w przetwórstwie przemysłowym. W większości głównych grupowań przemysłowych produkcja była wyższa niż przed rokiem; największy wzrost obserwowano w produkcji dóbr konsumpcyjnych trwałych. Produkcja budowlano-montażowa w lutym br. była niższa niż przed rokiem o 10,5% (po wyeliminowaniu czynników o charakterze sezonowym — o 9,9%) (wykr. 4). Najgłębszy spadek miał miejsce w budowie obiektów inżynierii lądowej i wodnej. Sprzedaż detaliczna była o 6,2% wyższa niż w lutym ub. roku.

Ogólny klimat koniunktury w przetwórstwie przemysłowym w marcu br. oceniany jest nieco korzystniej niż przed miesiącem. Optymistyczne, wobec negatywnych w lutym br., są diagnozy produkcji. Nieco mniej pesymistyczne są oceny bieżącej sytuacji finansowej, przy poprawie wskazań w zakresie portfela zamówień. Przewidywania w tych obszarach są pozytywne i lepsze niż przed miesiącem. Podmioty budowlane postrzegają koniunkturę mniej pesymistycznie niż w lutym br. Pozytywne (po niekorzystnych przed miesiącem) są m.in. przewidywania dotyczące produkcji budowlano-montażowej na rynku krajowym oraz krajowego portfela zamówień. W handlu detalicznym ogólny klimat koniunktury oceniany jest pozytywnie (wobec negatywnych wskazań przed miesiącem), na co wpływa poprawa prognoz w większości badanych obszarów (największa — w zakresie sprzedaży).

W 2015 r. badane przedsiębiorstwa niefinansowe uzyskały wyższe niż przed rokiem wyniki finansowe. Większość relacji finansowych kształtowała się podobnie jak w 2014 r. (wykr. 5). Wzrósł udział przedsiębiorstw wykazujących zysk netto w ogólnej liczbie przedsiębiorstw oraz udział ich przychodów w przychodach z całokształtu działalności ogółu badanych podmiotów. Przychody ze sprzedaży na eksport były wyższe niż przed rokiem, jednak podstawowe relacje ekonomiczno-finansowe eksporterów pogorszyły się i były nieco słabsze niż dla ogółu przedsiębiorstw.

Nakłady inwestycyjne badanych przedsiębiorstw w 2015 r. były (w cenach stałych) wyższe niż przed rokiem o 11,9% (wobec wzrostu o 16,9% w 2014 r.) (wykr. 6). W większym stopniu wzrosły nakłady na zakupy niż na budynki i budowlę. Nieco wyższa niż dla ogółu przedsiębiorstw była dynamika nakładów podmiotów z kapitałem zagranicznym. W 2015 r. rozpoczęto więcej niż przed rokiem nowych inwestycji, a ich wartość kosztorysowa była zbliżona do notowanej w roku poprzednim.

Na rynku rolnym w lutym br. przeciętne ceny większości podstawowych produktów roślinnych, z wyjątkiem cen pszenicy, były wyższe niż przed rokiem (wykr. 7). Poniżej poziomu sprzed roku kształtowały się natomiast ceny produktów pochodzenia zwierzęcego. Relacje cen poprawiły się, ale nadal były niekorzystne dla producentów trzody chlewnej.

W styczniu br. w obrotach towarowych handlu zagranicznego (liczonych w złotych) obserwowano nieznaczny wzrost eksportu, przy niewielkim spadku importu. Wymiana zamknęła się dodatnim saldem, wyższym niż w styczniu ub. roku. Zwiększyła się wymiana z krajami rozwiniętymi (w tym z krajami UE), natomiast obniżyły się obroty z pozostałymi grupami krajów.

Dochody budżetu państwa w okresie dwóch miesięcy br. wyniosły 56,2 mld zł, a wydatki — 59,3 mld zł (odpowiednio 17,9% oraz 16,1% kwot założonych w ustawie budżetowej na 2016 r.). Budżet zamknął się deficytem w wysokości 3,1 mld zł, co stanowiło 5,7% planu.

Departament Analiz i Opracowań Zbiorczych, GUS

SPIS TREŚCI

STUDIA METODOLOGICZNE

- Piotr Sulewski, Antoni Drapella* — Wpływ nierównomierności wypełnienia tablicy dwudzielczej na wartość krytyczną statystyki testowej **1**

BADANIA I ANALIZY

- Elżbieta Broniewicz, Wiesława Domańska* — Rachunki sektora towarów i usług związanych z ochroną środowiska **17**
- Monika Hadaś-Dyduch* — Konstrukcja i stopa zwrotu portfeli inwestycyjnych **31**

STATYSTYKA REGIONALNA

- Aleksandra Łuczak* — Ocena pozycji rozwojowej powiatów z wykorzystaniem zmodyfikowanej metody SWOT **50**

STATYSTYKA MIĘDZYNARODOWA

- Tomasz Grabia* — Problemy polityki fiskalnej w krajach Grupy Wyszehradzkiej **66**

Z PRAC RADY STATYSTYKI

- Antoni Żurawicz* — Działalność Rady Statystyki w II półroczu 2015 r. **84**

INFORMACJE. PRZEGLĄDY. RECENZJE

- Wydawnictwa GUS — marzec 2016 r. (oprac. *Justyna Gustyn*) **91**
- Informacja o sytuacji społeczno-gospodarczej kraju w lutym 2016 r. (oprac. *Departament Analiz i Opracowań Zbiorczych, GUS*) **93**

CONTENTS

METHODOLOGICAL STUDIES

<i>Piotr Sulewski, Antoni Drapella</i> — The impact of uneven filling two-way contingency tables on the critical value of the test statistics	1
-----------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------	---

SURVEYS AND ANALYSES

<i>Elżbieta Broniewicz, Wiesława Domańska</i> — Environmental goods and services sector accounts	17
<i>Monika Hadaś-Dyduch</i> — The structure and rate of return on portfolios investment	31

REGIONAL STATISTICS

<i>Aleksandra Łuczak</i> — Assessment of development positions of powiats using the modified quantified SWOT method	50
---------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------	----

INTERNATIONAL STATISTICS

<i>Tomasz Grabia</i> — Selected elements of fiscal policy in the Visegrad Group Countries	66
-------------------------------------------------------------------------------------------------	----

ACTIVITY OF THE STATISTICAL COUNCIL

<i>Antoni Żurawicz</i> — The activity of the Statistical Council in the second half of 2015	84
---------------------------------------------------------------------------------------------------	----

INFORMATION. REVIEWS. COMMENTS

Publications of the CSO of Poland in March 2016 (by <i>Justyna Gustyn</i>)	91
Information on the socio-economic situation of Poland in February 2016 (by <i>Analyses and Comprehensive Studies Department, CSO</i>)	93

99

СОДЕРЖАНИЕ

МЕТОДОЛОГИЧЕСКИЕ ИЗУЧЕНИЯ

<i>Пiotр Сулевски, Антони Дранелла</i> — Влияние неравномерностей заполнения двухразделительной таблицы на критическое значение тестовых статистик	1
----------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------	----------

ОБСЛЕДОВАНИЯ И АНАЛИЗЫ

<i>Эльжбета Броневич, Веслава Доманьска</i> — Счета сектора товаров и услуг связанных с охраной окружающей среды	17
<i>Моника Хадась-Дыдух</i> — Конструкция и ставка возврата инвестиционных портфелей	31

РЕГИОНАЛЬНАЯ СТАТИСТИКА

<i>Александра Лучак</i> — Оценка развительного положения повятов с использованием модифицированного метода SWOT	50
-----------------------------------------------------------------------------------------------------------------------	-----------

МЕЖДУНАРОДНАЯ СТАТИСТИКА

<i>Томаш Грабя</i> — Проблемы фискальной политики в странах Вышеградской группы	66
---------------------------------------------------------------------------------------	-----------

ИЗ ДЕЯТЕЛЬНОСТИ СОВЕТА СТАТИСТИКИ

<i>Антони Журавич</i> — Деятельность Совета статистики во второй половине 2015 г.	84
----------------------------------------------------------------------------------------	-----------

ИНФОРМАЦИИ. ОБЗОРЫ. РЕЦЕНЗИИ

Публикации ЦСУ — март 2016 г. (разраб. <i>Юстына Густын</i>)	91
Информация о социально-экономическом положении страны — февраль 2016 г. (разраб. <i>Отдел анализа и сводных разработок, ЦСУ</i>)	93

Do Autorów

Szanowni Państwo!

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

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

- Artykuły kierowane do opublikowania w „Wiadomościach Statystycznych” powinny zawierać precyzyjny opis badanych zjawisk i stosowanych metod oraz autorskie wnioski i sugestie dotyczące rozwoju badań i analiz statystycznych. Autorzy winni wyraźnie określić cel artykułu oraz jasno przedstawić uzyskane wyniki przeprowadzonej analizy. W przypadku prezentacji badań prowadzonych przez Autorów należy opisać zastosowaną w nich metodę. Przy prezentacji nowatorskich metod analizy pożądane jest podanie przykładu pokazującego ich zastosowanie w praktyce statystycznej.
- Artykuły zamieszczane w „Wiadomościach Statystycznych” powinny wyrażać opinie własne Autorów. Autorzy ponoszą odpowiedzialność za treści prezentowane w artykułach. W razie zgłaszania przez czytelników zastrzeżeń odnoszących się do tych treści, Autorzy są zobligowani do udzielenia odpowiedzi na łamach miesięcznika.
- Po wstępnej ocenie przez Redakcję „Wiadomości Statystycznych” tematyki artykułu pod względem zgodności z profilem czasopisma, artykuły mające charakter naukowy przekazywane są do oceny osobom specjalizującym się w poszczególnych dziedzinach, które kierują się kryterium oryginalności i jakości opracowania, w tym treści i formy, a także potencjalnego zainteresowania czytelników.
- Autorzy artykułów, które otrzymały pozytywne recenzje, wprowadzają zasugerowane przez recenzentów poprawki i dostarczają Redakcji zaktualizowaną wersję opracowania. Autorzy poświadczają w przysłanym piśmie uwzględnienie wszystkich poprawek. Jeśli pojawi się różnica zdań co do zasadności proponowanych zmian, należy wyjaśnić, które poprawki zostały uwzględnione, a w przypadku ich nieuwzględnienia przedstawić motywy swojego stanowiska.

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

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

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

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

Informacje dotyczące przysyłania artykułów do „Wiadomości Statystycznych”

- Artykuły należy dostarczać pocztą elektroniczną na adres:

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

Redakcja „Wiadomości Statystyczne”

Główny Urząd Statystyczny

al. Niepodległości 208, 00-925 Warszawa

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

Wymogi czasopisma dotyczące przygotowania artykułu

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

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