

Cena zł 12,00
(VAT 5%)

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

WIADOMOŚCI STATYSTYCZNE

GŁÓWNY
URZĄD
STATYSTYCZNY

POLSKIE
TOWARZYSTWO
STATYSTYCZNE

MIESIĘCZNIK
ROK LXII
WARSZAWA
LISTOPAD 2017

Nr **11** (678)



WIADOMOŚCI STATYSTYCZNE

GŁÓWNY
URZĄD
STATYSTYCZNY

POLSKIE
TOWARZYSTWO
STATYSTYCZNE

MIESIĘCZNIK
ROK LXII
WARSZAWA
LISTOPAD 2017

Nr **11** (678)

KOLEGIUM REDAKCYJNE

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

Sekretarz: Alina Świdarska

RADA NAUKOWA

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

Sekretarz: Justyna Gustyn

REDAKCJA

al. Niepodległości 208, 00-925 Warszawa, gmach GUS, pok. 347, tel. 22 608 32 25

<http://stat.gov.pl/czasopisma/wiadomosci-statystyczne>

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

Wersja internetowa jest wersją pierwotną czasopisma



ZAKŁAD WYDAWNICTW STATYSTYCZNYCH

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 Gorzycy, mgr Andrzej Kajkowski (wykresy).

Indeks 381306

Prenumerata realizowana przez RUCH S.A.

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

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

Koszt połączenia według taryfy operatora.

SPIS TREŚCI

STUDIA METODOLOGICZNE

<i>Marcin Salamaga</i> — Ocena podobieństwa struktury towarowej handlu zagranicznego w krajach Unii Europejskiej	5
--	---

STATYSTYKA W PRAKTYCE

<i>Jerzy Rembeza</i> — Sezonowość PKB i jego komponentów w krajach Unii Europejskiej	17
<i>Artur Mikulec</i> — Analiza wskaźnikowa trwania przedsiębiorstw w województwie łódzkim	29
<i>Łukasz Brzezicki</i> — Efektywność działalności dydaktycznej szkolnictwa wyższego	56
<i>Andrzej Mantaj, Artur Ostromęcki, Dariusz Zajac</i> — Czynniki kształtujące migracje ludności w gminach wiejskich Polski Wschodniej	74

INFORMACJE. PRZEGLĄDY. RECENZJE

XVIII Konferencja <i>Metody ilościowe w badaniach ekonomicznych</i> (oprac. <i>Monika Zielińska-Sitkiewicz</i>)	86
XLVI Ogólnopolski Konkurs Statystyczny (oprac. <i>Bożena Łazowska</i>)	93
Wydawnictwa GUS — październik 2017 r. (oprac. <i>Justyna Gustyn</i>)	97
Witold Zdaniewicz (1928—2017)	99
Do Autorów	102

CONTENTS

METHODOLOGICAL STUDIES

<i>Marcin Salamaga</i> — Similarity assessment of the commodity structure of foreign trade in the European Union countries	5
--	----------

STATISTICS IN PRACTICE

<i>Jerzy Rembeza</i> — Seasonality of GDP and its components in the European Union countries	17
<i>Artur Mikulec</i> — Ratio analysis of the enterprises duration in Łódzkie voivodship	29
<i>Łukasz Brzezicki</i> — Effectiveness of higher education didactic activity	56
<i>Andrzej Mantaj, Artur Ostromęcki, Dariusz Zajac</i> — Factors influencing population migration in rural gminas of Eastern Poland	74

INFORMATION. REVIEWS. COMMENTS

18 th Conference <i>Quantitative Methods in Economics</i> (by <i>Monika Zielińska-Sitkiewicz</i>)	86
46 th Polish Nationwide Statistical Competition (by <i>Bożena Łazowska</i>)	93
Publications of CSO — October 2017 (by <i>Justyna Gustyn</i>)	97
Witold Zdaniewicz (1928—2017)	99
For the Authors	102

STUDIA METODOLOGICZNE

Marcin SALAMAGA

Ocena podobieństwa struktury towarowej handlu zagranicznego w krajach Unii Europejskiej¹

Streszczenie. *Ważnym elementem badania handlu zagranicznego jest analiza jego struktury w układzie towarowym i geograficznym. W artykule zaproponowano metodę badania podobieństwa struktury handlu zagranicznego i zastosowano ją na przykładzie wybranych krajów Unii Europejskiej (UE). Opracowanie ma na celu ocenę stopnia podobieństwa struktur handlu zagranicznego oraz wskazanie, na ile odzwierciedla on różnice w rozwoju gospodarczym.*

Badanie przeprowadzono za pomocą autorskiego wskaźnika podobieństwa struktury towarowej oraz hierarchicznej analizy skupień dla okresu 2006—2015. Umożliwiło to wyodrębnienie krajów najbardziej podobnych pod względem struktury handlu zagranicznego. Dane do obliczeń uzyskano z Eurostatu.

Otrzymane wyniki dowiodły, że kraje o podobnym potencjale gospodarczym charakteryzują się zbliżoną strukturą handlu zagranicznego.

Słowa kluczowe: wskaźnik podobieństwa struktur, handel zagraniczny, analiza skupień, metoda Warda.

JEL: F14, C19, C38

Znaczenie handlu zagranicznego w rozwoju gospodarki jest bezdyskusyjne. Wymiana pomiędzy krajami wywiera realny wpływ na tempo ich rozwoju. Przynosi korzyści zarówno krajom rozwiniętym (eksporterom usług i towarów wysoko przetworzonych), jak i tym, które rozkwit gospodarczy mają dopiero

¹ Publikację sfinansowano ze środków przyznanych Wydziałowi Zarządzania Uniwersytetu Ekonomicznego w Krakowie w ramach dotacji na utrzymanie potencjału badawczego.

przed sobą (eksporterom surowców i półproduktów) (Sołdaczuk i Misala, 2001; Rymarczyk, 2012; Salamaga, 2013). Za stan gospodarki kraju odpowiada nie tylko całkowity wolumen eksportu i importu towarów, lecz także struktura handlu, ponieważ to ona determinuje stopień rozwoju sekcji i działów gospodarczych, a zarazem jest jego wypadkową. W artykule przedstawiono wyniki badania, jakiemu poddano stare i nowe kraje członkowskie UE², których gospodarki wykazują różny potencjał i strukturę (Krugman i Obstfeld, 2007). Przedmiotem badania uczyniono strukturę towarową eksportu (w tym dostaw wewnątrzspółnotowych) i importu (w tym zakupów wewnątrzspółnotowych) w omawianych krajach. Przeanalizowano, czy podobieństwo w strukturze towarowej handlu zagranicznego poszczególnych par krajów dotyczące ich relacji handlowych z całym światem (uwzględniając obroty wewnątrzspółnotowe) może odzwierciedlać poziom rozwoju gospodarczego.

W literaturze przedmiotu można znaleźć różne wskaźniki podobieństwa lub niepodobieństwa struktur (Chomętowski i Sokołowski, 1978; Podolec, 2000). Zazwyczaj umożliwiają one jednak równoczesne porównanie tylko dwóch struktur (dwóch wektorów). W przypadku jednoczesnego porównywania wielu struktur występujących w dwóch macierzach część tych wskaźników może być przydatna co najwyżej w analizach cząstkowych (odnoszących się do niektórych struktur). Konieczne staje się więc poszukiwanie kompleksowego wskaźnika podobieństwa struktur w ujęciu wielowymiarowym. Z takim podejściem mamy do czynienia np. w handlu zagranicznym, w przypadku którego analizuje się jednocześnie strumienie towarowe przepływów handlowych i geograficzne kierunki handlu. Kompleksowy wskaźnik podobieństwa struktury towarowej umożliwiłby udzielenie odpowiedzi na pytania, które kraje mają podobną strukturę wymiany handlowej i jak zmieniała się dynamika struktury handlu danego kraju. W artykule zaproponowano autorski wskaźnik podobieństwa macierzy jako narzędzie wsparcia w odpowiedzi na powyższe pytania. Jego zaletą jest również to, że może być wykorzystywany w badaniu podobieństwa nie tylko macierzy struktur, lecz także dwóch dowolnych niezerowych macierzy o jednakowych wymiarach.

METODA BADANIA PODOBIEŃSTWA MACIERZY STRUKTURY HANDLU ZAGRANICZNEGO

Realizacja celu badawczego wymaga ustalenia stopnia podobieństwa/niepodobieństwa struktury handlu zagranicznego (eksportu i importu) w zakresie grup towarowych i geograficznych kierunków wymiany handlowej. Dla każdego

² Pod nazwą *stare kraje członkowskie (członkowie) UE* lub *kraje starej Unii* rozumie się te, które tworzyły UE przed 2004 r., natomiast *nowe kraje członkowskie (członkowie) UE* to kraje należące do niej od 2004 r.

z badanych krajów UE utworzono macierze struktury towarowej eksportu i importu $[x_{ij}]_{n \times m}$, gdzie: x_{ij} — udział eksportu (importu) i -tego towaru w całkowitym eksporcie (importcie) do j -tego kraju, n — liczba grup towarowych, m — liczba krajów i terytoriów (partnerów w wymianie handlowej).

Do badania podobieństwa struktur handlu zagranicznego dla każdej pary krajów zaproponowano autorski wskaźnik:

$$I_{AB} = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m |a_{ij}| - 2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m |a_{ij} - b_{ij}| + \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m |b_{ij}|}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m |a_{ij}| + \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m |b_{ij}|}$$

gdzie \mathbf{A} , \mathbf{B} — macierze struktur, przy czym $\mathbf{A}=[a_{ij}]_{n \times m}$, $\mathbf{B}=[b_{ij}]_{n \times m}$, $\mathbf{A} \neq [0] \wedge \mathbf{B} \neq [0]$.

Wskaźnik ten umożliwia jednoczesną ocenę podobieństwa wielu par struktur. Przyjmuje on wartości z przedziału $[-1; 1]$. Porównywane macierze są tym bardziej podobne, im jego wartość jest bliższa 1, a tym mniej podobne, im wartość wskaźnika jest bliższa -1 . Zaletą przedmiotowego miernika jest również to, że może on służyć do badania podobieństwa macierzy, które zawierają nie struktury, lecz wartości wolumenu strumieni handlu zagranicznego. Wyniki badania z użyciem tego wskaźnika pozwalają odpowiedzieć na pytanie, gospodarki których krajów mają najbardziej, a których najmniej podobną strukturę eksportu (importu).

Prezentowany wskaźnik posłużył do analizy podobieństwa struktur handlu zagranicznego zarówno w ujęciu statycznym, jak i dynamicznym. Poza tym przeprowadzono delimitację krajów UE ze względu na podobieństwo struktury eksportu i importu z wykorzystaniem grupowania obiektów metodą Warda.

WYNIKI BADAŃ

Przedmiotem badania jest struktura towarowa eksportu i importu krajów UE. Pominięto te kraje, w przypadku których występują znaczne braki w danych dotyczących handlu zagranicznego. Ostatecznie w badaniu uwzględniono 18 krajów: Austrię, Bułgarię, Czechy, Estonię, Francję, Hiszpanię, Holandię, Litwę, Łotwę, Niemcy, Polskę, Rumunię, Słowację, Słowenię, Szwecję, Węgry,

Wielką Brytanię i Włochy³. W obliczeniach posłużono się danymi obejmującymi lata 2006—2015 pochodzącymi z bazy Comext⁴. Strukturę towarową handlu analizowano na podstawie międzynarodowej standardowej klasyfikacji handlu (Standard International Trade Classification — SITC); jest to jedna z klasyfikacji powszechnie stosowanych w statystyce i analizach handlu zagranicznego, która umożliwia międzynarodową porównywalność strumieni towarów (Misala i Pluciński, 2000; Cieślak, 2000). Uwzględnienie grup towarowych według klasyfikacji SITC pozwala również zobrazować sytuację dotyczącą: materiałów produkcyjnych, przetwarzania wstępnego, przeznaczenia produktów, praktyk rynkowych, a także znaczenia towarów w handlu światowym i zmian technologicznych. Klasyfikacja SITC opiera się na 10 zasadniczych grupach towarowych, które dzielą się na dalsze podgrupy⁵. Podstawowe sekcje klasyfikacji SITC po agregacji obejmują:

- towary rolno-spożywcze;
- surowce (bez tych wykorzystywanych do produkcji żywności);
- paliwa mineralne i artykuły pochodne;
- produkty przetwórstwa przemysłowego;
- maszyny, urządzenia i sprzęt transportowy.

Strukturę handlu zagranicznego analizowano według 248 państw i terytoriów — partnerów handlowych w międzynarodowej wymianie towarów i usług. Wartości wskaźnika podobieństwa obliczono dla każdej pary porównywanych krajów UE, co pozwoliło stwierdzić, które z nich są do siebie najbardziej podobne pod względem struktury handlu. W tabl. 1 przedstawiono wartości wskaźnika podobieństwa struktury towarowej eksportu w 2015 r. dla par członków UE uwzględnionych w badaniu.

Z tabl. 1 wynika, że struktura towarowa eksportu krajów UE była na ogół niepodobna — prawie wszystkie wartości wskaźnika są ujemne. Wyraźnie widać jednak, że największe niepodobieństwo przedmiotowej struktury występuje pomiędzy starymi i nowymi członkami UE (średnia wartość wskaźnika obliczona dla obu grup krajów wynosi $-0,5$). Szczególnie silna asymetria w strukturze eksportu występuje pomiędzy Hiszpanią i Estonią ($-0,73$). Przeciętnie najwyższe wartości wskaźnika odnotowano wśród starych członków UE — średnio $-0,171$. Dla porównania, w grupie nowych krajów UE średnia wartość wskaźnika to $-0,377$.

³ W dalszej części artykułu określenie *kraje członkowskie (członkowie) UE* odnosi się do wymienionych krajów.

⁴ <http://epp.eurostat.ec.europa.eu/newxtweb>.

⁵ W badaniu posłużono się klasyfikacją SITC z dwucyfrowym poziomem dezagregacji towarów. Według Bergstranda (1983) przy schodzeniu na zbyt niskie poziomy dezagregacji danych otrzymane przekroje stają się mało wiarygodne i mało reprezentatywne. Poza tym przy niższych poziomach dezagregacji sporo problemów nastęrczają częste braki danych.

TABL. 1. MACIERZ WSKAŹNIKA PODOBIENSTWA STRUKTURY TOWAROWEJ EKSPORTU W KRAJACH UE W 2015 R.

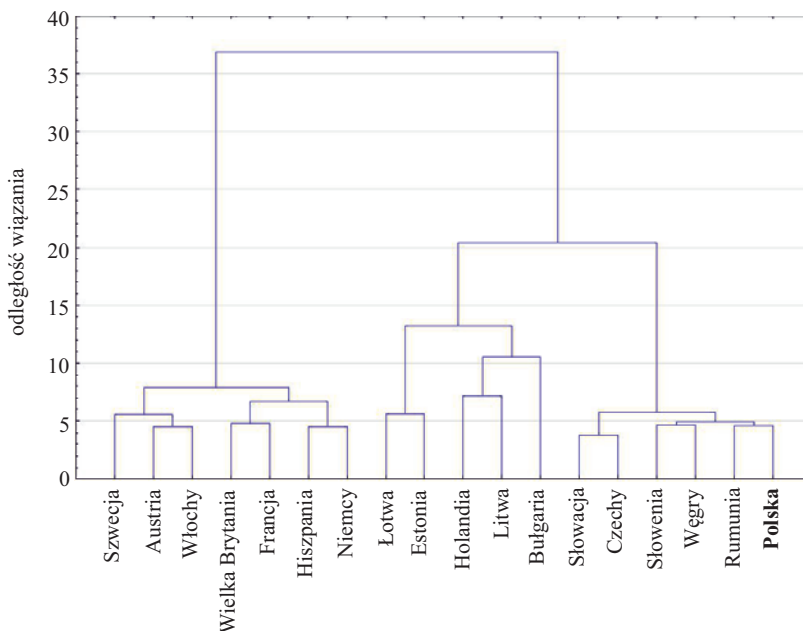
Kraje	AT	DE	ES	FR	GB	IT	NL	SE	BG	CZ	EE	HU	LT	LV	PL	RO	SI	SK
Starzy członkowie UE																		
AT	—	-0,28	-0,31	-0,15	-0,34	-0,21	-0,09	-0,31	-0,47	-0,23	-0,70	-0,27	-0,42	-0,67	-0,21	-0,35	-0,37	-0,35
DE	-0,24	—	-0,18	-0,08	-0,13	-0,06	0,12	-0,26	-0,52	-0,51	-0,66	-0,37	-0,48	-0,63	-0,37	-0,45	-0,47	-0,45
ES	-0,31	-0,18	—	-0,13	-0,19	-0,07	-0,17	-0,33	-0,53	-0,50	-0,73	-0,47	-0,54	-0,72	-0,46	-0,45	-0,55	-0,59
FR	-0,15	-0,08	-0,13	—	-0,14	-0,05	0,01	-0,23	-0,51	-0,41	-0,68	-0,42	-0,50	-0,70	-0,38	-0,44	-0,46	-0,53
GB	-0,34	-0,13	-0,19	-0,14	—	-0,10	-0,12	-0,24	-0,58	-0,51	-0,70	-0,37	-0,54	-0,70	-0,44	-0,51	-0,56	-0,60
IT	-0,21	-0,06	-0,07	-0,05	-0,10	—	-0,07	-0,26	-0,47	-0,33	-0,69	-0,36	-0,53	-0,67	-0,35	-0,38	-0,48	-0,49
NL	-0,09	-0,12	-0,17	0,01	-0,12	-0,07	—	-0,23	-0,52	-0,33	-0,69	-0,37	-0,47	-0,68	-0,24	-0,41	-0,49	-0,47
SE	-0,31	-0,26	-0,33	-0,23	-0,24	-0,26	-0,23	—	-0,63	-0,54	-0,57	-0,54	-0,40	-0,63	-0,49	-0,57	-0,61	-0,61
Nowi członkowie UE																		
BG	-0,47	-0,52	-0,53	-0,51	-0,58	-0,47	-0,52	-0,63	—	-0,30	-0,58	-0,16	-0,68	-0,53	-0,39	-0,14	-0,29	-0,37
CZ	-0,23	-0,51	-0,50	-0,41	-0,51	-0,33	-0,33	-0,54	-0,30	—	-0,52	0,07	-0,55	-0,49	-0,01	-0,14	-0,15	-0,07
EE	-0,70	-0,66	-0,73	-0,68	-0,70	-0,69	-0,69	-0,57	-0,58	-0,52	—	-0,54	-0,48	-0,20	-0,53	-0,56	-0,62	-0,59
HU	-0,27	-0,37	-0,47	-0,42	-0,37	-0,36	-0,37	-0,54	-0,16	0,07	-0,54	—	-0,58	-0,49	-0,14	-0,11	-0,17	-0,16
LT	-0,42	-0,48	-0,54	-0,50	-0,54	-0,53	-0,47	-0,40	-0,68	-0,55	-0,48	-0,58	—	-0,43	-0,54	-0,61	-0,67	-0,57
LV	-0,67	-0,63	-0,72	-0,70	-0,70	-0,67	-0,68	-0,63	-0,53	-0,49	-0,20	-0,49	-0,43	—	-0,51	-0,51	-0,62	-0,55
PL	-0,21	-0,37	-0,46	-0,38	-0,44	-0,35	-0,24	-0,49	-0,39	-0,01	-0,53	-0,14	-0,54	-0,51	—	-0,28	-0,26	-0,15
RO	-0,35	-0,45	-0,45	-0,44	-0,51	-0,38	-0,41	-0,57	-0,14	-0,14	-0,56	-0,11	-0,61	-0,51	-0,28	—	-0,25	-0,25
SI	-0,37	-0,47	-0,55	-0,46	-0,56	-0,48	-0,49	-0,61	-0,29	-0,15	-0,62	-0,17	-0,67	-0,62	-0,26	-0,25	—	-0,16
SK	-0,35	-0,45	-0,59	-0,53	-0,60	-0,49	-0,47	-0,61	-0,37	-0,07	-0,59	-0,16	-0,57	-0,55	-0,15	-0,25	-0,16	—

U w a g a. AT — Austria, DE — Niemcy, ES — Hiszpania, FR — Francja, GB — Wielka Brytania, IT — Włochy, NL — Holandia, SE — Szwecja, BG — Bułgaria, CZ — Czechy, EE — Estonia, HU — Węgry, LT — Litwa, LV — Łotwa, PL — Polska, RO — Rumunia, SI — Słowenia, SK — Słowacja.

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

Dane z tabl. 1 pozwalają określić podobieństwo struktury eksportu tylko w układzie bilateralnym. Aby wskazać grupy krajów UE najbardziej podobnych pod względem struktury handlu, zastosowano dodatkowo hierarchiczną metodę analizy skupień. Cechami wykorzystanymi w grupowaniu były wartości wskaźnika podobieństwa obliczone dla każdego kraju w porównaniu z wartościami wskaźnika dla innych członków UE. Pozwoliło to odpowiedzieć na pytanie, czy i na ile podobieństwo struktury handlu znajduje odzwierciedlenie w zbliżonym poziomie rozwoju gospodarczego krajów. Wyniki grupowania krajów UE pod względem stopnia podobieństwa/niepodobieństwa struktury towarowej eksportu przedstawiono na wyk. 1 (zastosowano odległość euklidesową).

WYKR. 1. WYNIKI GRUPOWANIA KRAJÓW UE POD WZGLĘDEM PODOBIEŃSTWA STRUKTURY TOWAROWEJ EKSPORTU W 2015 R.



Źródło: jak przy tabl. 1.

Stosując kryterium pierwszego wyraźnego przyrostu odległości aglomeracyjnej, można odciąć dendrogram na wyk. 1 na wysokości 15 wiązania, co powoduje wyodrębnienie trzech grup krajów najbardziej podobnych pod względem struktury towarowej eksportu. W skład pierwszej grupy wchodzi starzy członkowie UE, o najwyższym poziomie rozwoju gospodarczego (średnia wartość PKB⁶ *per capita* to ok. 33415 euro). Drugą grupę tworzą kraje nadbałtyckie oraz

⁶ PKB jako miernik potencjału gospodarczego kraju ma wiele wad (Woźniak, 2008), mimo to wciąż jest najczęściej stosowaną agregatową miarą rozwoju.

TABL. 2. MACIERZ WSKAŹNIKA PODOBIENSTWA STRUKTURY TOWAROWEJ IMPORTU W KRAJACH UE W 2015 R.

Kraje	AT	DE	ES	FR	GB	IT	NL	SE	BG	CZ	EE	HU	LT	LV	PL	RO	SI	SK
Starzy członkowie UE																		
AT	—	0,00	-0,07	0,09	-0,12	0,02	0,14	0,13	-0,37	-0,11	-0,55	-0,13	-0,18	-0,53	-0,11	-0,14	-0,23	-0,21
DE	0,00	—	0,06	-0,06	-0,01	-0,02	0,12	-0,02	-0,42	-0,43	-0,51	-0,24	-0,24	-0,50	-0,41	-0,33	-0,33	-0,35
ES	-0,07	0,06	—	0,11	0,05	0,13	0,07	-0,09	-0,43	-0,39	-0,58	-0,34	-0,30	-0,58	-0,36	-0,33	-0,41	-0,45
FR	0,09	-0,06	0,11	—	0,09	0,18	0,25	0,00	-0,41	-0,29	-0,53	-0,29	-0,26	-0,56	-0,28	-0,32	-0,32	-0,43
GB	-0,12	-0,01	0,05	0,09	—	0,13	0,11	0,00	-0,47	-0,39	-0,55	-0,23	-0,30	-0,56	-0,35	-0,39	-0,42	-0,46
IT	0,02	-0,02	0,13	0,18	0,13	—	0,16	-0,04	-0,37	-0,21	-0,54	-0,22	-0,29	-0,53	-0,24	-0,17	-0,34	-0,34
NL	0,14	0,12	0,07	0,25	0,11	0,16	—	-0,01	-0,41	-0,21	-0,54	-0,23	-0,23	-0,54	-0,13	-0,30	-0,35	-0,32
SE	0,13	-0,02	-0,09	0,00	0,00	-0,04	-0,01	—	-0,53	-0,42	-0,42	-0,40	-0,16	-0,49	-0,38	-0,36	-0,47	-0,47
Nowi członkowie UE																		
BG	-0,37	-0,42	-0,43	-0,41	-0,47	-0,37	-0,41	-0,53	—	-0,06	-0,33	0,09	-0,43	-0,29	-0,07	0,11	-0,04	-0,12
CZ	-0,11	-0,43	-0,39	-0,29	-0,39	-0,21	-0,21	-0,42	-0,06	—	-0,27	0,32	-0,30	-0,25	0,11	0,11	0,10	0,18
EE	-0,55	-0,51	-0,58	-0,53	-0,55	-0,54	-0,54	-0,42	-0,33	-0,27	—	-0,32	-0,29	0,01	-0,29	-0,35	-0,43	-0,35
HU	-0,13	-0,24	-0,34	-0,29	-0,23	-0,22	-0,23	-0,40	0,09	0,32	-0,32	—	-0,37	-0,27	0,10	0,10	0,05	0,08
LT	-0,18	-0,24	-0,30	-0,26	-0,30	-0,29	-0,23	-0,16	-0,43	-0,30	-0,29	-0,37	—	-0,24	-0,41	-0,40	-0,48	-0,34
LV	-0,53	-0,50	-0,58	-0,56	-0,56	-0,53	-0,54	-0,49	-0,29	-0,25	0,01	-0,27	-0,24	—	-0,27	-0,30	-0,43	-0,32
PL	-0,11	-0,41	-0,36	-0,28	-0,35	-0,24	-0,13	-0,38	-0,07	0,11	-0,29	0,10	-0,41	-0,27	—	-0,03	-0,01	-0,08
RO	-0,14	-0,33	-0,33	-0,32	-0,39	-0,17	-0,30	-0,36	0,11	0,11	-0,35	0,10	-0,40	-0,30	-0,03	—	-0,03	-0,01
SI	-0,23	-0,33	-0,41	-0,32	-0,42	-0,34	-0,35	-0,47	-0,04	0,10	-0,43	0,05	-0,48	-0,43	-0,01	-0,03	—	0,07
SK	-0,21	-0,35	-0,45	-0,43	-0,46	-0,34	-0,32	-0,47	-0,12	0,18	-0,35	0,08	-0,34	-0,32	-0,08	-0,01	0,07	—

U w a g a. AT — Austria, DE — Niemcy, ES — Hiszpania, FR — Francja, GB — Wielka Brytania, IT — Włochy, NL — Holandia, SE — Szwecja, BG — Bułgaria, CZ — Czechy, EE — Estonia, HU — Węgry, LT — Litwa, LV — Łotwa, PL — Polska, RO — Rumunia, SI — Slovenia, SK — Słowacja.

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

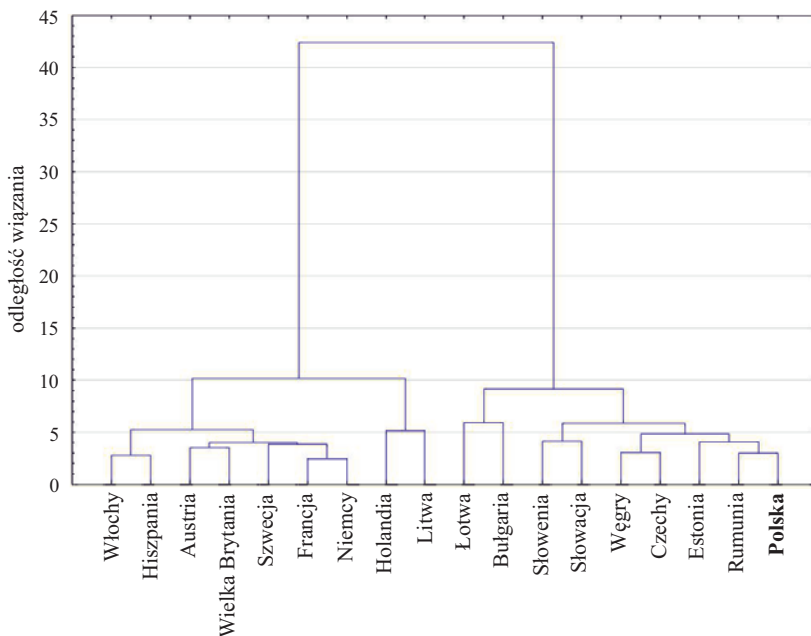
Bułgaria i — co może zaskakiwać — Holandia (średnia wartość PKB *per capita* wynosi ok. 26506 euro, a pomijając Holandię — ok. 9478 euro). Trzecie skupienie obejmuje kraje Grupy Wyszehradzkiej oraz Słowenię i Rumunię (średnia wartość PKB *per capita* to ok. 11471 euro).

Tablica 2 zawiera wartości wskaźnika podobieństwa struktury towarowej importu w 2015 r. dla porównywanych par krajów.

Na podstawie danych przedstawionych w tabl. 2 można stwierdzić, że kraje UE cechowały się na ogół nikłym podobieństwem struktury towarowej importu (przeważają ujemne wartości wskaźnika). Największa asymetria w strukturze importu, tak jak w przypadku eksportu, występuje między krajami należącymi do starej Unii i jej nowymi członkami (średnia wartość wskaźnika dla obu grup wynosi 0,254). Najmniej podobne struktury towarowe importu mają Łotwa i Hiszpania (−0,58) oraz Łotwa i Francja (−0,56), a najbardziej podobne — Czechy i Węgry (wartość wskaźnika wynosi 0,32). Wśród nowych krajów UE przeciętna wartość wskaźnika podobieństwa wynosi 0,051, a wśród pozostałych — 0,15.

W celu dokonania delimitacji analizowanych krajów UE pod względem stopnia podobieństwa/niepodobieństwa struktury towarowej importu posłużono się metodą Warda, z wykorzystaniem odległości euklidesowej (wykr. 2).

WYKR. 2. WYNIKI GRUPOWANIA KRAJÓW UE POD WZGLĘDEM PODOBIEŃSTWA STRUKTURY TOWAROWEJ IMPORTU W 2015 R.



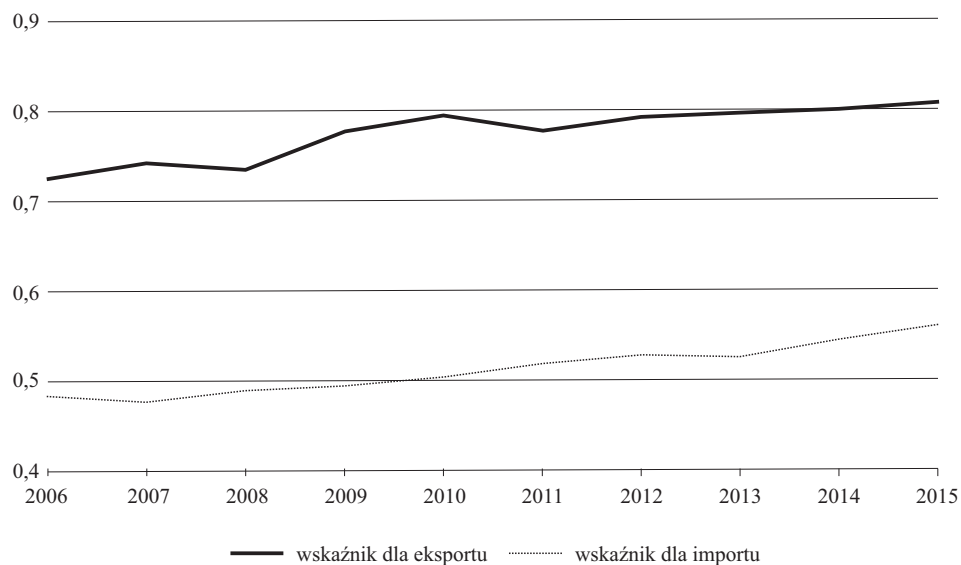
Źródło: jak przy tabl. 1.

Wykorzystując kryterium pierwszego wyraźnego przyrostu odległości aglomeracyjnej, dendrogram na wyk. 2 można odciąć np. na wysokości 15 wiązania, co

pozwała wyodrębnić dwie grupy krajów. Pierwszą stanowią kraje starej UE oraz Litwa, a druga — nowi członkowie (z wyłączeniem Litwy). Podział ten potwierdza większe podobieństwo struktury importu wśród krajów starej Unii i osobno wśród nowych krajów członkowskich UE.

Przedstawione wyniki mają charakter statyczny i odnoszą się do 2015 r. Aby odpowiedzieć na pytanie, jakie zmiany zachodziły w podobieństwie struktury towarowej eksportu i importu krajów UE w ostatnich kilkunastu latach, wyznaczono macierze podobieństwa struktur eksportu i importu krajów UE w każdym roku w okresie 2006—2015, a następnie zastosowano autorski wskaźnik do oceny podobieństwa tych macierzy w układzie rok do roku. Wartości wskaźnika obliczono osobno dla starych i nowych krajów UE (wykr. 3 i 4), ponieważ każda z tych grup cechowała się pewną spójnością w zakresie struktury handlu zagranicznego. Obliczając wskaźnik podobieństwa struktur w ujęciu dynamicznym, wszystkie kraje rozpatrywano łącznie.

**WYKR. 3. WSKAŹNIK PODOBIENSTWA STRUKTURY TOWAROWEJ
HANDLU ZAGRANICZNEGO W STARYCH KRAJACH UE
OBLICZANY ŁAŃCUCHOWO**



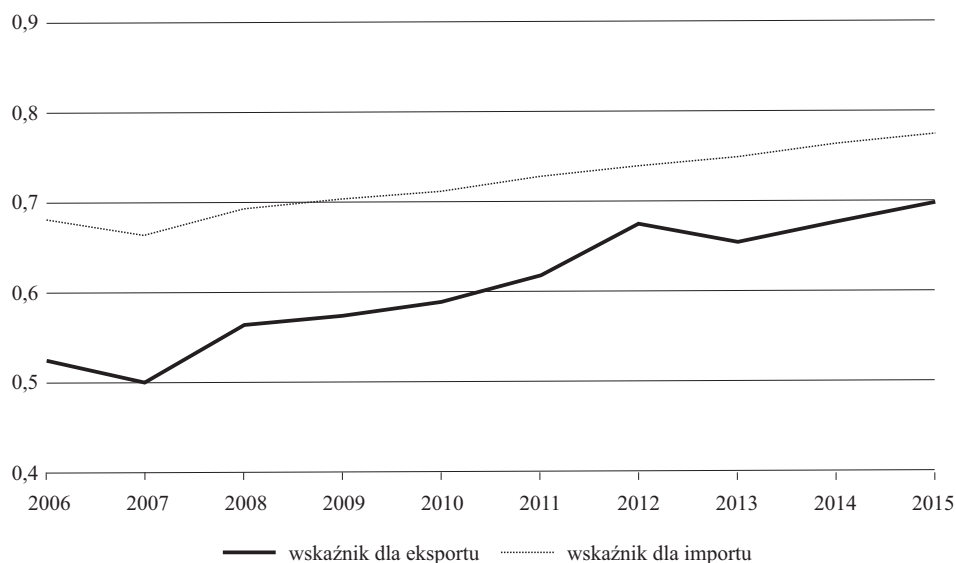
Źródło: jak przy tabl. 1.

Z wyk. 3 wynika, że struktura eksportu w krajach starej UE w każdym kolejnym roku była bardzo podobna do analogicznej struktury w roku poprzednim, przy czym w miarę upływu czasu następował nieznaczny wzrost podobieństwa struktur przedmiotowych. Stopień podobieństwa struktury importu w starej UE okazał się niższy niż w przypadku eksportu, ale również wykazywał nieznaczną

tendencję wzrostową. Obserwowane prawidłowości potwierdzają, że przemiany strukturalne są z reguły długotrwałymi procesami i w krótkim okresie zmiany raczej nie będą znaczące.

Większe podobieństwo starych krajów UE pod względem struktury towarowej eksportu niż importu może wynikać z faktu, że struktura importu jest determinowana popytem wewnętrznym, a w jego przypadku występuje zróżnicowanie pomiędzy analizowanymi krajami. Ponadto może o tym decydować różny poziom uzależnienia poszczególnych krajów od importu surowców energetycznych.

**WYKR. 4. WSKAŹNIK PODOBIEŃSTWA STRUKTURY TOWAROWEJ
HANDLU ZAGRANICZNEGO W NOWYCH KRAJACH UE
OBLICZANY ŁAŃCUCHOWO**



Źródło: jak przy tabl. 1.

Z wyk. 4 wynika, że struktura importu nowych krajów UE w każdym kolejnym roku była w dość wysokim stopniu podobna do analogicznej struktury w roku poprzednim. Widoczny jest również wzrost tego podobieństwa w miarę upływu czasu. Jeśli chodzi o eksport, to stopień podobieństwa jego struktury w porównaniach rok do roku okazał się niższy niż w przypadku importu, ale również wykazywał nieznaczną tendencję wzrostową. Wysokie podobieństwo struktury importu może być w tym przypadku spowodowane podobną strukturą popytu wewnętrznego w nowych krajach UE, co prawdopodobnie wynika ze spuścizny gospodarczej i społecznej bloku wschodnioeuropejskiego. Mniejsze podobieństwo struktury eksportu może wynikać ze zróżnicowanej konkurencyjności gospodarczej tych krajów.

Podsumowanie

Otrzymane wyniki dowiodły występowania związku między poziomem rozwoju gospodarczego a strukturą handlu zagranicznego (zarówno w obrębie Unii, jak i z państwami trzecimi) krajów UE. Podobieństwo badanych krajów pod względem struktury handlu jest niewielkie, co stanowi pochodną odmienności gospodarek poszczególnych krajów, ich różnego wyposażenia w czynniki produkcji, odmiennej struktury popytu itd. Mimo to można wskazać grupy krajów, w których struktura handlu jest nieco bardziej podobna (przykładem mogą być bogatsze kraje UE, których struktura handlu zagranicznego jednocześnie wykazuje większe niepodobieństwo w zestawieniu z analogiczną strukturą nowych krajów UE). Znajduje to odzwierciedlenie zarówno w wartościach wskaźnika podobieństwa struktury obliczonego dla wszystkich par krajów UE, jak i w wynikach grupowania krajów metodą Warda. Oznacza to, że struktura handlu jest w pewnym sensie wypadkową potencjału gospodarczego kraju, ale też stanowi ważną determinantę tego potencjału. Wyniki potwierdzają poza tym teorię Lindera, zgodnie z którą struktura i intensywność handlu zagranicznego są determinowane stopniem podobieństwa krajów (Linder, 1961). Czynnikiem kreującym handel — według tej koncepcji — jest więc podobieństwo preferencji popytowych.

Jak wynika z badania podobieństwa struktury handlu w ujęciu dynamicznym, kraje starej Unii są do siebie bardziej podobne pod względem eksportu niż importu, a nowe kraje UE — odwrotnie. Może to być spowodowane różną konkurencyjnością gospodarek poszczególnych krajów, a także różnym stopniem ich uzależnienia od importu surowców energetycznych. Na podstawie badania można stwierdzić, że zaproponowany wskaźnik podobieństwa struktur w połączeniu z analizą skupień wydaje się miarą przydatną w ocenie podobieństwa struktury handlu zagranicznego. Nie wyczerpuje to wszystkich aspektów związanych ze strukturą handlu zagranicznego krajów UE. Jako kierunek dalszych badań można wskazać m.in. analizę wpływu dezagregacji strumieni towarowych handlu zagranicznego na podobieństwo towarowej i przestrzennej struktury wymiany handlowej.

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

LITERATURA

- Bergstrand, J. H. (1983). *Measurements and Determinants of Intra-Industry International Trade*. W: P. K. M. Tharakan (red.), *Intra-Industry Trade: Empirical and Methodological Aspects*, North Holland Publishing Company.
- Cieślak, A. (2000). *Nowa teoria handlu zagranicznego w świetle badań empirycznych*. Warszawa: Wydawnictwo Naukowe PWN.
- Chomątowski, S., Sokołowski, A. (1978). Taksonomia struktur. *Przegląd Statystyczny*, 25(2), 217—226.

- Krugman, P. R., Obstfeld, M. (2007). *Ekonomia międzynarodowa. Teoria i polityka*, t. 1. Warszawa: Wydawnictwo Naukowe PWN.
- Linder, S. B. (1961). *An Essay on Trade and Transformation*. Stockholm: John Wiley & Sons Ltd.
- Misala, J., Pluciński, E. M. (2000). *Handel wewnątrzgałęziowy między Polską a Unią Europejską. Teoria i praktyka*. Warszawa: SGH.
- Podolec, B. (2000). *Analiza kształtowania się dochodów i wydatków ludności w okresie transformacji gospodarczej w Polsce*. Warszawa-Kraków: PWN.
- Rymarczyk, J. (2012). *Handel zagraniczny. Organizacja i technika*. Warszawa: PWE.
- Salamaga, M. (2013). Modelowanie wpływu bezpośrednich inwestycji zagranicznych na handel zagraniczny w świetle wybranych teorii ekonomii na przykładzie krajów Europy Środkowo-Wschodniej. *Zeszyty Naukowe, Seria Specjalna: Monografie*, 223.
- Soldaczuk, J., Misala, J. (2001). *Historia handlu międzynarodowego*. Warszawa: PWE.
- Woźniak, M. G. (2008). *Wzrost gospodarczy. Podstawy teoretyczne*. Kraków: Wydawnictwo UEK.

Summary. *An important element of the foreign trade research is an analysis of its commodity and geographical structure. A method of examining the similarity of foreign trade structure was proposed in this article and applied on the example of certain EU countries. The aim of this article is to assess the degree of similarity of foreign trade structures and to indicate the extent to which it reflects differences in economic development.*

The study was conducted with the use of an original indicator of commodity structure similarity and a hierarchical cluster analysis for the period 2006—2015. It enabled to identify the most similar countries in terms of foreign trade structure. Data for the computations were obtained from the Eurostat.

The obtained results proved that countries with similar economic potential have a similar foreign trade structure.

Keywords: index of structure similarity, foreign trade, cluster analysis, Ward's method.

STATYSTYKA W PRAKTYCE

Jerzy REMBEZA

Sezonowość PKB i jego komponentów w krajach Unii Europejskiej¹

Streszczenie. *Celem opracowania jest porównanie sezonowości PKB oraz jego komponentów w krajach Unii Europejskiej (UE). Podjęto próbę określenia wielkości wahań sezonowych, ich udziału w zmienności krótkookresowej oraz zróżnicowania w zależności od kraju i kategorii ekonomicznej. W analizie, przeprowadzonej na podstawie danych Eurostatu za lata 2002—2015, oparto się na modelu sezonowości deterministycznej.*

Uzyskane wyniki wskazują na duże, choć zróżnicowane w zależności od kraju i kategorii ekonomicznej wahania sezonowe. Największym wahaniom podlegały nakłady brutto na środki trwałe, a najmniejszym — import. Stwierdzono wyraźny ujemny związek pomiędzy sezonowością PKB a jego wielkością przypadającą na osobę.

Słowa kluczowe: sezonowość deterministyczna, PKB, UE.

JEL: E01, E20

Gospodarka podlega zmianom o złożonym przebiegu. Zazwyczaj wyróżnia się wśród nich trend, wahania o charakterze cyklicznym oraz wahania sezonowe. O ile zmiany mające charakter trendów i wahań cyklicznych znajdują się w centrum zainteresowania teorii ekonomii i stanowią przedmiot badań empirycznych, o tyle podejście do wahań sezonowych jest niejednoznaczne. Często interpretuje się je jako składową zakłóceń wielkości zmiennych ekonomicznych, kształtowaną

¹Projekt sfinansowany ze środków Narodowego Centrum Nauki na podstawie decyzji DEC-2013/09/B/HS4/00488.

przez inny zestaw zmiennych niż trendy oraz wahania cykliczne. Konsekwencją przyjęcia takiego stanowiska jest uznanie, że w analizach ekonomicznych należy posługiwać się zmiennymi oczyszczonymi z wahań sezonowych (Sims, 1974).

Drugie podejście opiera się na założeniu, że wahania sezonowe są nie mniej istotną składową zmian w gospodarce niż wahania cykliczne, a usuwania składników sezonowych z szeregu czasowego nie można uznać za uniwersalną procedurę badawczą (Hylleberg, 1986). Za takim podejściem przemawia występowanie korelacji pomiędzy komponentem cyklicznym i sezonowym (Hindrayanto, Jacobs i Osborn, 2014). Wahania sezonowe mogą wykazywać wiele podobieństw z wahaniami cyklicznymi, co daje podstawy do budowy zunifikowanego modelu wyjaśniającego oba rodzaje fluktuacji (Barsky i Miron, 1989). Wyniki badań nie dają jednak jednoznacznej odpowiedzi na pytanie, czy zmienne wpływające na wahania cykliczne mają wpływ także na wahania o charakterze krótkookresowym (Hsieh, 2003; Scott, 1995).

Przyczyny wahań sezonowych w gospodarce są różnorodne. Generalnie można je wyjaśnić sezonowymi zmianami w preferencjach oraz uwarunkowaniach podaży (Barsky i Miron, 1989). Wśród szczegółowych przyczyn wymienia się najczęściej powtarzające się w cyklu rocznym zmiany warunków pogodowych, święta religijne, praktyki biznesowe i oczekiwania odnośnie do krótkookresowych zmian w gospodarce (Hylleberg, 1986). Wpływ tych czynników jest widoczny na wszystkich podstawowych rynkach w gospodarce, w tym na rynku dóbr i usług, rynku finansowym oraz rynku pracy (Choudhry, 2001; Hylleberg, Jorgensen i Sorensen, 1993; Koopman, Ooms i Hindrayanto, 2009; Osborn, 1990). W modelach makroekonomicznych uwzględniających sezonowość występowanie wahań sezonowych tłumaczy się usztywnieniem gospodarki, w tym rynku pracy (Olivei i Tenreyro, 2007; Popp, 2011). Mający charakter sezonowy rozkład częstości zawierania kontraktów płacowych powoduje, że w trakcie roku zmienia się reakcja gospodarki na szoki monetarne. Sezonowe zmiany na rynku pracy, istotne dla krótkookresowych zmian w gospodarce, w dużym stopniu wiążą się z wykorzystaniem kontraktów krótkookresowych. Zakres ich stosowania jest zróżnicowany w zależności od branży oraz kraju, chociaż w krajach rozwiniętych i rozwijających się motywy są zbliżone (Aleksynska i Berg, 2016). W branżach i firmach o wysokich wymaganiach wobec pracowników co do wiedzy, umiejętności i gotowości do innowacji maleje skłonność do zatrudniania na krótki okres (Kleiknecht, 2015).

Analizy empiryczne wskazują, że większość zmiennych makroekonomicznych podlega istotnym wahanom o charakterze sezonowym, a ich udział stanowi znaczącą składową wahań krótkookresowych w gospodarce (Barsky i Miron, 1989; Beaulieu, MacKie-Mason i Miron, 1992; Hindrayanto i in., 2014). Z badań wynika zarazem, że w dłuższym okresie często następują zmiany w amplitudzie i rozkładzie wahań sezonowych (Beaulieu i in., 1992; Canova i Hansen, 1995). Niezależnie od kontrowersji dotyczących teoretycznej interpretacji sezonowości jest ona istotną cechą całej gospodarki.

Celem artykułu jest porównanie sezonowości PKB oraz jego komponentów w krajach UE. Starano się określić wielkość wahań sezonowych oraz ich zróżnicowanie w zależności od kraju i kategorii ekonomicznej. Przedmiotem zainteresowania był również udział wahań sezonowych w zmienności krótkookresowej oraz ich związek z poziomem rozwoju gospodarczego.

METODA I DANE

Wstępną charakterystykę istotności wahań sezonowych badanych zmiennych uzyskano poprzez wyodrębnienie składników sezonowych z wykorzystaniem procedury Census X-13. Istotność tak określonych wahań sprawdzono testem Kruskala-Wallisa. Bardziej szczegółową analizę przeprowadzono, korzystając z modelu sezonowości deterministycznej (Barsky i Miron, 1989; Beaulieu i in., 1992). Podstawą metodyczną było wyodrębnienie z szeregów czasowych następujących składowych:

- trendu;
- odchyłeń krótkookresowych, których składową są wahania sezonowe.

Po wyodrębnieniu składnika mającego charakter odchyłeń od trendu przeprowadzono analizę wahań sezonowych, opierając się na następującym modelu:

$$y_t = \sum_{s=1}^4 a_s d_{st} + \varepsilon_t$$

gdzie:

y_t — oczyszczona z trendu badana zmienna ekonomiczna,

d_{st} — sezonowa zmienna zero-jedynkowa,

a_s — sezonowy współczynnik regresji,

ε_t — składnik resztowy.

Odchylenia od trendu wyodrębniono za pomocą filtru Hodricka-Prescotta, przyjmując parametr λ w wysokości 1600. Zastosowana procedura jest więc odwrotna w stosunku do standardowych analiz szeregów czasowych, w których pierwszy krok polega na wyodrębnieniu i usunięciu składników sezonowych. Pozwala określić udział wahań sezonowych w zmienności krótkookresowej.

Przedstawiony model obrazuje kształtowanie się sezonowości wyjaśnionej przez zbiór zero-jedynkowych zmiennych sezonowych, a więc sezonowości deterministycznej. Należy zwrócić uwagę, że przedmiotem analizy były względne odchylenia poszczególnych wielkości od trendu i udział w tych odchyleniach składnika sezonowego. Odchylenie standardowe regresji z równania regresji można więc interpretować jako miarę wielkości wahań sezonowych, odchylenie standardowe składnika resztowego — jako miarę zmienności krótkookresowej innej niż sezonowa, natomiast współczynnik determinacji — jako miarę udziału zmienności sezonowej w całkowitej zmienności krótkookresowej.

W opracowaniu wykorzystano kwartalne dane Eurostatu dla 28 krajów UE za lata 2002—2015. Badany okres, choć niezbyt długi, uznano za wystarczający, gdyż zaleca się, aby przy wyodrębnianiu składników sezonowych w przypadku danych kwartalnych posługiwać się co najmniej 5-letnimi szeregami czasowymi (Bloern, Dippelsmar i Maehle, 2001). Poza danymi o PKB uwzględniono także dane dotyczące:

- spożycia w sektorze gospodarstw domowych;
- spożycia w sektorze instytucji rządowych i samorządowych (spożycia publicznego);
- nakładów brutto na środki trwałe;
- eksportu towarów i usług;
- importu towarów i usług.

W analizie oparto się na danych wyrażonych w walucie krajowej w cenach stałych z 2005 r. przekształconych do postaci logarytmów. Do określenia związku sezonowości PKB z poziomem rozwoju gospodarczego jako miarę rozwoju przyjęto średni poziom PKB *per capita* w latach 2002—2015 wyrażony w euro według parytetu siły nabywczej.

WYNIKI

Badania empiryczne wskazują, że wiele zmiennych ekonomicznych charakteryzuje się wyraźną sezonowością; testy statystyczne potwierdziły to w odniesieniu do badanego zbioru danych. Wyniki testu Kruskala-Wallisa były bardzo zbliżone dla poszczególnych państw oraz kategorii ekonomicznych i z tego powodu nie zamieszczono ich w artykule. W niemal wszystkich przypadkach wskazywały one na występowanie sezonowości wysoce istotnej statystycznie. Wyjątek stanowiły jedynie PKB Irlandii oraz eksport i import w Polsce, w przypadku których nie potwierdzono występowania wahań sezonowych.

Wyraźnie większe zróżnicowanie wyników uzyskano za pomocą modelu sezonowości deterministycznej. W tabl. 1 przedstawiono wielkości sezonowych współczynników regresji oraz współczynnika determinacji dla modelu opisującego wahania PKB. Szczegółowe zestawienie wyników dla Polski zawarto w tabl. 2, a syntetyczne — dla poszczególnych kategorii makroekonomicznych w krajach UE — w tabl. 3 i 4.

Wyniki analizy PKB wskazują na duże zróżnicowanie krajów UE pod względem wielkości i udziału wahań sezonowych w zmienności krótkookresowej. W Belgii, Bułgarii, na Malcie, w Polsce, Rumunii i na Węgrzech na wahania sezonowe przypadało ponad 80% zmienności krótkookresowej. W pięciu krajach UE udział ten wynosił poniżej 50%, przy czym w Irlandii — niespełna 2%. Z wynikami tymi korespondowała wielkość wahań sezonowych mierzona odchyleniem standardowym regresji. Największe odchylenia od średniej (ok. 57%) miały miejsce w Rumunii, a następnie w Bułgarii (39,2%) i Polsce (20,9%). Najmniejsze stwierdzono w Irlandii (2,3%) oraz w Niemczech (4,3%), Wielkiej Brytanii (5,2%) i Francji (5,4%).

TABL. 1. DETERMINISTYCZNA SEZONOWOŚĆ ZMIAN PKB
W KRAJACH UE W LATACH 2002—2015

K r a j e	R^2	Współczynniki regresji			
		d_1	d_2	d_3	d_4
Austria	0,743	-0,035	-0,003	0,007	0,032
Belgia	0,885	-0,023	0,012	-0,032	0,043
Bułgaria	0,939	-0,158	-0,031	0,092	0,097
Chorwacja	0,839	-0,070	0,007	0,073	-0,009
Cypr	0,629	-0,035	0,009	0,022	0,004
Czechy	0,773	-0,059	0,007	0,016	0,036
Dania	0,631	-0,026	0,006	-0,010	0,029
Estonia	0,337	-0,059	0,027	0,002	0,029
Finlandia	0,685	-0,045	0,012	-0,010	0,043
Francja	0,667	-0,002	0,002	-0,020	0,020
Grecja	0,653	-0,061	0,004	0,045	0,013
Hiszpania	0,716	-0,027	0,015	-0,019	0,032
Holandia	0,654	-0,004	0,008	-0,028	0,025
Irlandia	0,019	-0,004	-0,001	0,010	-0,006
Litwa	0,640	-0,086	-0,007	0,070	0,022
Luksemburg	0,327	-0,010	0,010	-0,023	0,023
Łotwa	0,637	-0,111	0,010	0,020	0,080
Malta	0,960	-0,089	-0,031	0,099	0,021
Niemcy	0,293	-0,012	-0,006	0,019	-0,000
Polska	0,946	-0,052	-0,024	-0,018	0,094
Portugalia	0,537	-0,026	0,006	0,014	0,006
Rumunia	0,967	-0,207	-0,078	0,145	0,139
Słowacja	0,775	-0,072	0,003	0,050	0,020
Słowenia	0,523	-0,044	0,023	0,013	0,009
Szwecja	0,830	-0,009	0,031	-0,068	0,045
Węgry	0,902	-0,087	-0,001	0,028	0,060
Wielka Brytania	0,481	-0,002	-0,020	0,004	0,019
Włochy	0,660	-0,032	0,012	-0,004	0,025

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

Wspólną cechą wszystkich krajów UE był sezonowy spadek PKB w I kwartale roku. Najsilniejsze spadki charakteryzowały gospodarkę Rumunii i Bułgarii, a najmniejsze — Francji, Wielkiej Brytanii i Irlandii. W 10 krajach spadki występowały także w II i III kwartale. Nieco większe zróżnicowanie dotyczyło okresów wzrostu PKB. Najczęściej przypadały one na IV kwartał; największe wzrosty stwierdzono w Rumunii, Bułgarii i Polsce.

Wyniki dotyczące sezonowości PKB charakteryzują syntetycznie całą gospodarkę. Wynikają z nałożenia wahań jego składowych, z których każda może podlegać innym wahaniom sezonowym, zarówno jeżeli chodzi o ich wielkość, jak i rozkład. Odmienne mogą być również przyczyny kształtujące krótkookresowe wahania inwestycji, konsumpcji czy eksportu. Z tego względu w artykule przedstawiono wyniki dotyczące sezonowości najważniejszych komponentów PKB; zwrócono uwagę przede wszystkim na wielkość wahań sezonowych oraz ich udział w zmienności krótkookresowej.

**TABL. 2. DETERMINISTYCZNA SEZONOWOŚĆ ZMIAN PKB I JEGO KOMPONENTÓW
W POLSCE W LATACH 2002—2015**

Kategorie	R^2	Współczynniki regresji			
		d_1	d_2	d_3	d_4
PKB	0,947	-0,052	-0,024	-0,018	0,094
Spożycie w sektorze gospodarstw domowych	0,627	0,029	-0,003	0,002	-0,028
Spożycie w sektorze instytucji rządowych i samorządowych	0,499	-0,028	-0,002	-0,037	0,067
Nakłady brutto na środki trwałe	0,960	-0,375	-0,082	-0,017	0,475
Eksport towarów i usług	0,001	-0,001	-0,001	0,001	0,002
Import towarów i usług	0,001	-0,002	-0,001	0,001	0,002

Źródło: jak przy tabl. 1.

W większości krajów najbardziej znaczący udział w globalnym popycie mają wydatki gospodarstw domowych (konsumpcja). Sezonowość wahań konsumpcji może być powodowana wieloma czynnikami o różnorodnym charakterze. Analogicznie jak w przypadku wahań cyklu koniunkturalnego, ich przyczyną mogą być krótkookresowe wahania dochodów; znajduje to potwierdzenie w wynikach niektórych badań (Stephens i Unayama, 2010). Najczęściej wskazuje się, że sezonowe wahania konsumpcji uwarunkowane są przede wszystkim czynnikami społecznymi, np. rozkładem świąt czy wzorcami konsumpcji (Hsieh, 2003; Scott, 1995).

**TABL. 3. SEZONOWOŚĆ PKB I SPOŻYCIA W KRAJACH UE W LATACH 2002—2015
(wyniki analizy sezonowości deterministycznej)**

Kraje	PKB			Spożycie w sektorze					
				gospodarstw domowych			instytucji rządowych i samorządowych		
	R^2	$OSRg$	$OSRst$	R^2	$OSRg$	$OSRst$	R^2	$OSRg$	$OSRst$
Austria	0,74	0,09	0,01	0,93	0,12	0,01	0,88	0,13	0,01
Belgia	0,89	0,11	0,01	0,97	0,13	0,01	0,96	0,12	0,01
Bułgaria	0,94	0,39	0,03	0,77	0,22	0,03	0,86	0,42	0,05
Chorwacja	0,84	0,19	0,02	0,77	0,18	0,03	0,49	0,07	0,02
Cypr	0,63	0,08	0,02	0,59	0,13	0,03	0,90	0,57	0,05
Czechy	0,77	0,13	0,02	0,89	0,11	0,01	0,92	0,24	0,02
Dania	0,63	0,08	0,02	0,76	0,10	0,01	0,72	0,06	0,01
Estonia	0,34	0,13	0,05	0,11	0,07	0,06	0,94	0,34	0,02
Finlandia	0,69	0,12	0,02	0,79	0,10	0,01	0,96	0,14	0,01
Francja	0,67	0,05	0,01	0,88	0,06	0,01	0,83	0,06	0,01
Grecja	0,65	0,14	0,03	0,20	0,07	0,04	0,61	0,14	0,03
Hiszpania	0,72	0,09	0,02	0,56	0,08	0,02	0,77	0,12	0,02
Holandia	0,65	0,07	0,01	0,06	0,01	0,01	0,86	0,16	0,02
Irlandia	0,02	0,02	0,05	0,61	0,12	0,03	0,27	0,06	0,03
Litwa	0,64	0,21	0,04	0,34	0,16	0,06	0,84	0,21	0,03
Luksemburg	0,33	0,07	0,03	0,66	0,04	0,01	0,49	0,05	0,01
Łotwa	0,64	0,26	0,05	0,32	0,17	0,07	0,80	0,36	0,05
Malta	0,96	0,26	0,01	0,69	0,09	0,02	0,22	0,07	0,04

TABL. 3. SEZONOWOŚĆ PKB I SPOŻYCIA W KRAJACH UE W LATACH 2002—2015 (dok.)

K r a j e	PKB			Spożycie w sektorze					
				gospodarstw domowych			instytucji rządowych i samorządowych		
	R^2	$OSRg$	$OSRst$	R^2	$OSRg$	$OSRst$	R^2	$OSRg$	$OSRst$
Niemcy	0,29	0,04	0,02	0,94	0,08	0,01	0,73	0,06	0,01
Polska	0,95	0,21	0,01	0,63	0,07	0,02	0,50	0,15	0,04
Portugalia	0,54	0,06	0,01	0,40	0,06	0,02	0,83	0,18	0,02
Rumunia	0,97	0,56	0,03	0,78	0,33	0,05	0,75	0,54	0,09
Słowacja	0,78	0,17	0,03	0,54	0,08	0,02	0,89	0,46	0,05
Słowenia	0,52	0,10	0,03	0,85	0,15	0,02	0,67	0,07	0,01
Szwecja	0,83	0,16	0,02	0,85	0,09	0,01	0,99	0,35	0,01
Wielka Brytania	0,90	0,05	0,01	0,76	0,08	0,01	0,45	0,03	0,01
Węgry	0,48	0,20	0,02	0,55	0,10	0,02	0,52	0,14	0,04
Włochy	0,66	0,08	0,02	0,32	0,03	0,01	0,82	0,06	0,01

U w a g a. $OSRg$ — odchylenie standardowe regresji, $OSRst$ — odchylenie standardowe reszt.

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

Dane przedstawione w tabl. 3 wskazują na duże zróżnicowanie sezonowości wydatków gospodarstw domowych na spożycie. Średnio największe wahania stwierdzono w Rumunii (32,7%), Bułgarii (22,4%) i Chorwacji (17,5%). Z kolei najmniejszymi wahaniami charakteryzowały się Holandia (0,9%), Włochy (3,1%) i Luksemburg (4,4%). Podobnie jak w przypadku PKB, w spożyciu gospodarstw domowych stwierdzono występowanie dużych różnic pomiędzy krajami UE w udziale wahań sezonowych w waniach krótkookresowych. Najwyższy udział (powyżej 90%) odnotowano w Austrii, Belgii i Niemczech, natomiast najniższy (poniżej 20%) — w Holandii, Estonii i Grecji. Polska na tle innych krajów UE charakteryzowała się dość niską sezonowością spożycia gospodarstw domowych (7,5%). Nietypowy był natomiast rozkład wahań, ponieważ największe sezonowe wzrosty spożycia przypadały na I kwartał, podczas gdy w większości krajów UE — na IV kwartał. Może to wynikać z występującego w Polsce zazwyczaj w I kwartale sezonowego wzrostu wynagrodzeń (np. wypłaty premii rocznych i tzw. trzynastki).

Uwarunkowania spożycia w sektorze instytucji rządowych i samorządowych są odmienne od uwarunkowań spożycia gospodarstw domowych. Zazwyczaj spożycie publiczne charakteryzuje się mniejszymi wahaniami o charakterze cyklicznym, stabilizując wahania popytu globalnego. Przeprowadzona analiza wskazuje jednak, że spożycie publiczne podlega nie mniejszym waniom sezonowym niż spożycie gospodarstw domowych, a w 19 krajach UE średnie wahania sezonowe spożycia publicznego były nawet wyższe niż w sektorze gospodarstw domowych. Największymi wahaniami charakteryzowały się Cypr (56,6%), Rumunia (54,2%) i Słowacja (45,7%), natomiast najmniejszymi — Wielka Brytania (2,9%), Luksemburg (5,2%) oraz Włochy (5,6%). Podobnie jak w przypadku spożycia gospodarstw domowych, sezonowe wahania spożycia publicznego stanowiły znaczącą, a w wielu krajach największą część wahań

krótkookresowych. Udział ten przekraczał 90% w Belgii, Estonii, Finlandii i Szwecji, natomiast najmniejszy był na Malcie (22,2%) i w Irlandii (27,2%). Polska znalazła się w grupie krajów o średniej wielkości wahań sezonowych spożycia publicznego i średnim ich udziale w waniach krótkookresowych. Kumulacja spożycia publicznego w Polsce przypadała na IV kwartał.

Wśród zmiennych wykazujących bardzo silne procykliczne wahania znajdują się inwestycje. Z jednej strony wykazują one dużą wrażliwość na wahania koniunktury gospodarczej, z drugiej — wyjaśniają dużą część wahań cyklicznych. Z uwagi na długookresowy charakter inwestycji trudno zakładać, aby na ich wielkość istotny wpływ wywierały sezonowe wahania wielkości produkcji lub konsumpcji. Istotne znaczenie powinny mieć natomiast czynniki pozaekonomiczne podlegające zmianom sezonowym, np. warunki pogodowe (szczególnie ważne dla inwestycji budowlanych); z czynników o charakterze ekonomicznym należy wziąć pod uwagę uwarunkowania finansowe i podatkowe. W niniejszym opracowaniu przedmiotem analizy były nakłady brutto na środki trwałe, stanowiące podstawową składową inwestycji. Przedstawione w tabl. 4 dane wskazują, że sezonowość tych nakładów jest bardzo duża, analogicznie jak w przypadku wahań cyklicznych. Najmniejsze średnie wahania sezonowe nakładów brutto na środki trwałe charakteryzowały Maltę (5,5%), Portugalię (8,6%) i Włochy (14,0%), a największe — Polskę (114,3%), Rumunię (111,6%) oraz Węgry (90,7%). Różnice pomiędzy krajami były znacznie większe aniżeli w przypadku spożycia. Jedynie częściowo można je tłumaczyć wpływem uwarunkowań pogodowych. Najniższą sezonowością charakteryzowały się co prawda kraje południowej Europy, o łagodnej zimie, ale kraje północnoeuropejskie — Szwecja i Finlandia — wykazywały znacznie mniejsze wahania sezonowe niż kraje Europy Środkowo-Wschodniej. W Polsce bardzo silny sezonowy spadek nakładów o charakterze inwestycyjnym przypada na I kwartał, natomiast sezonowy wzrost — na IV kwartał.

**TABL. 4. SEZONOWOŚĆ NAKŁADÓW BRUTTO NA ŚRODKI TRWAŁE
ORAZ EKSPORTU I IMPORTU W KRAJACH UE W LATACH 2002—2015
(wyniki analizy sezonowości deterministycznej)**

K r a j e	Nakłady brutto na środki trwałe			Eksport towarów i usług			Import towarów i usług		
	R^2	$OSRg$	$OSRst$	R^2	$OSRg$	$OSRst$	R^2	$OSRg$	$OSRst$
Austria	0,87	0,27	0,03	0,14	0,07	0,05	0,25	0,08	0,04
Belgia	0,81	0,25	0,03	0,20	0,07	0,04	0,13	0,05	0,03
Bułgaria	0,81	0,79	0,11	0,82	0,56	0,07	0,38	0,22	0,08
Chorwacja	0,58	0,25	0,06	0,97	1,08	0,05	0,45	0,19	0,06
Cypr	0,11	0,15	0,11	0,89	0,51	0,05	0,31	0,13	0,05
Czechy	0,67	0,24	0,05	0,12	0,08	0,06	0,28	0,13	0,06
Dania	0,32	0,14	0,06	0,20	0,07	0,04	0,05	0,04	0,05
Estonia	0,34	0,40	0,15	0,30	0,22	0,09	0,13	0,16	0,12
Finlandia	0,80	0,28	0,04	0,25	0,14	0,07	0,14	0,07	0,05
Francja	0,60	0,11	0,02	0,25	0,07	0,04	0,29	0,08	0,03
Grecja	0,14	0,17	0,12	0,92	0,71	0,06	0,08	0,08	0,08

**TABL. 4. SEZONOWOŚĆ NAKŁADÓW BRUTTO NA ŚRODKI TRWAŁE
ORAZ EKSPORTU I IMPORTU W KRAJACH UE W LATACH 2002—2015 (dok.)**

K r a j e	Nakłady brutto na środki trwałe			Eksport towarów i usług			Import towarów i usług		
	R^2	$OSRg$	$OSRst$	R^2	$OSRg$	$OSRst$	R^2	$OSRg$	$OSRst$
Hiszpania	0,47	0,16	0,05	0,53	0,15	0,04	0,14	0,08	0,06
Holandia	0,49	0,17	0,05	0,42	0,05	0,03	0,25	0,06	0,03
Irlandia	0,07	0,12	0,11	0,09	0,06	0,05	0,21	0,10	0,05
Litwa	0,57	0,56	0,14	0,34	0,18	0,07	0,22	0,17	0,09
Luksemburg	0,30	0,18	0,08	0,12	0,06	0,05	0,15	0,07	0,05
Łotwa	0,62	0,70	0,15	0,27	0,15	0,07	0,20	0,21	0,12
Malta	0,02	0,06	0,13	0,60	0,24	0,05	0,10	0,06	0,05
Niemcy	0,73	0,24	0,04	0,06	0,05	0,05	0,20	0,07	0,04
Polska	0,96	1,14	0,06	0,00	0,00	0,03	0,00	0,01	0,05
Portugalia	0,16	0,09	0,06	0,41	0,13	0,04	0,13	0,06	0,05
Rumunia	0,80	1,12	0,16	0,23	0,13	0,06	0,49	0,30	0,09
Słowacja	0,64	0,39	0,08	0,19	0,12	0,07	0,32	0,17	0,07
Słowenia	0,32	0,18	0,07	0,13	0,08	0,06	0,30	0,11	0,06
Szwecja	0,80	0,32	0,04	0,25	0,10	0,05	0,30	0,11	0,05
Wielka Brytania	0,45	0,16	0,05	0,08	0,05	0,04	0,18	0,07	0,04
Węgry	0,94	0,91	0,06	0,13	0,08	0,05	0,19	0,10	0,06
Włochy	0,64	0,14	0,03	0,26	0,11	0,05	0,10	0,06	0,05

U w a g a. Jak przy tabl. 3.

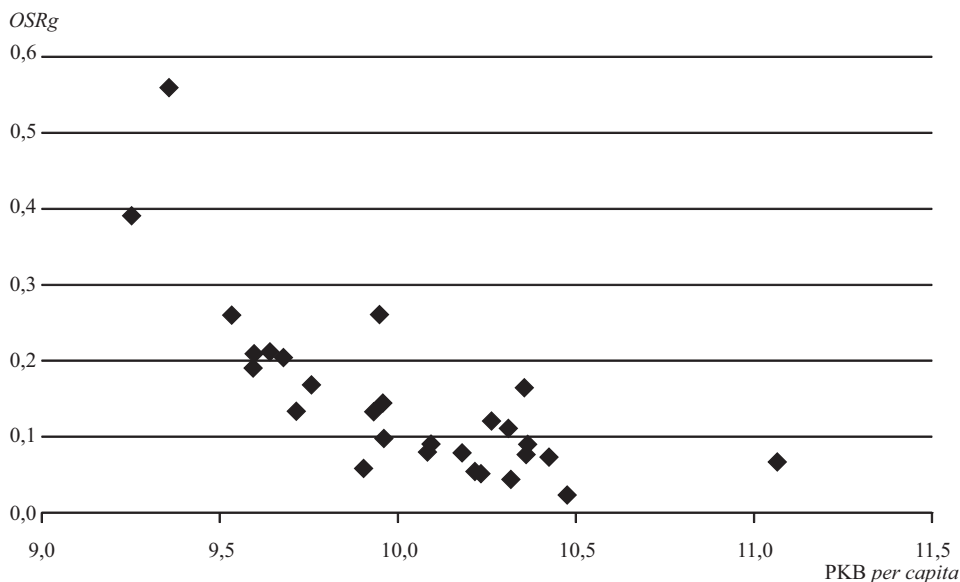
Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

Rosnąca międzynarodowa integracja gospodarcza powoduje, że handel międzynarodowy ma coraz większe znaczenie w gospodarkach krajowych. Krótkookresowe zmiany w uwarunkowaniach wewnętrznych i zewnętrznych powinny więc generować sezonowe zmiany eksportu i importu. Wyniki analizy przedstawione w tabl. 4 potwierdzają tę hipotezę. Generalnie kraje UE były bardziej zróżnicowane pod względem sezonowości eksportu. Największe wahania sezonowe miały miejsce w Chorwacji (107,6%), Grecji (70,8%) oraz Bułgarii (56,4%), a najmniejsze — w Polsce (0,5%), Niemczech (4,6%) i Holandii (4,9%). W przypadku importu największą sezonowością charakteryzowała się Rumunia (29,9%), a najmniejszą — Polska (0,6%). W handlu zagranicznym w porównaniu z pozostałymi komponentami PKB udział wahań o charakterze sezonowym w wahanach krótkookresowych był w większości krajów wyraźnie mniejszy. W przypadku importu w żadnym kraju udział ten nie przekraczał 50%, natomiast w przypadku eksportu udział powyżej 50% stwierdzono jedynie w pięciu krajach.

Przedstawione wyniki wskazują na duże zróżnicowanie sezonowości PKB i jego komponentów w krajach UE. Część czynników wpływających na wahania sezonowe ma charakter zewnętrzny w stosunku do gospodarki. Zazwyczaj zalicza się do nich uwarunkowania klimatyczne i społeczne. Wpływem czynników klimatycznych można wyjaśnić np. większą sezonowość PKB w Szwecji i Finlandii niż w Danii, Niemczech i Holandii. Podobnie kraje o łagodnej ziemi wykazywały stosunkowo niską sezonowość nakładów brutto na środki trwałe. Z punktu widzenia teorii ekonomii ważniejszy jednak jest ewentualny związek

sezonowości z czynnikami o charakterze ściśle ekonomicznym. Traktując wahania sezonowe jako swego rodzaju zakłócenie, można postawić hipotezę, że bardziej narażone na takie wahania powinny być mniej efektywne gospodarki. Przyjmując z kolei wielkość PKB *per capita* jako prostą miarę efektywności gospodarki, można założyć, że istnieje ujemny związek pomiędzy sezonowością PKB a jego wielkością przypadającą na osobę. Wyniki analizy przedstawione na wykresie potwierdzają tę zależność.

WAHANIA SEZONOWE PKB A PKB *PER CAPITA* W KRAJACH UE W LATACH 2002—2015



Wahania sezonowe w krajach o najniższym PKB *per capita* przekraczały 40%, natomiast w krajach o najwyższym PKB *per capita* wynosiły poniżej 10%. Przyczyny ujemnego związku pomiędzy tymi wielkościami mogą być wielorakie, np. wynikać z różnic w strukturze branżowej gospodarki i efektywności zarządzania firmami. Zazwyczaj w mniej rozwiniętych gospodarkach większy jest udział rolnictwa, które charakteryzuje się wysoką wrażliwością na uwarunkowania sezonowe, mniejszy natomiast — dużych firm sektora high-tech, mniej wrażliwych na wahania sezonowe i wykazujących mniejszą skłonność do korzystania z krótkookresowych form zatrudnienia.

Podsumowanie

Przedstawione w artykule wyniki analizy wskazują, że w krajach UE mamy do czynienia z dużymi, istotnymi wahaniami sezonowymi PKB i jego komponentów. W wielu krajach wahania sezonowe są największą składową wahań krótkookresowych w gospodarce. Należy zwrócić uwagę, że w latach 2002—

—2015 wiele krajów UE doświadczyło wyjątkowo silnej recesji. Wpłynęło to na wzrost wahań o charakterze cyklicznym, zmniejszając udział wahań sezonowych w zmienności krótkookresowej. W przeważającej liczbie krajów największymi wahaniami sezonowymi charakteryzowały się nakłady brutto na środki trwałe, analogicznie jak się to stwierdza w przypadku wahań cyklicznych. Relatywnie niska była natomiast sezonowość w handlu zagranicznym, zwłaszcza w imporcie.

Uzyskane wyniki wskazują na wyraźny ujemny związek pomiędzy sezonowością PKB a wielkością PKB *per capita*. Część krajów, np. Bułgaria i Rumunia, charakteryzowała się znaczną sezonowością większości komponentów PKB. W niektórych krajach, np. w Niemczech, Holandii, Irlandii i Wielkiej Brytanii, większość komponentów PKB wykazywała małe wahania sezonowe, z kolei w innych jedynie niektóre komponenty podlegały dużej sezonowości. Polska na tle pozostałych krajów UE odznaczała się dość wysoką sezonowością PKB, przede wszystkim z uwagi na duże wahania nakładów brutto na środki trwałe. Bardzo niska była natomiast sezonowość w handlu zagranicznym, zarówno w eksporcie, jak i w imporcie.

dr hab. Jerzy Rembeza — *Politechnika Koszalińska*

LITERATURA

- Aleksynska, M., Berg, J. (2016). *Firm's demand for temporary labour demand in developing countries: necessity or strategy?* Geneva: International Labour Office.
- Barsky, R. B., Miron, J. A. (1989). The seasonal cycle and business cycle. *Journal of Political Economy*, 97, 1481—1509.
- Beaulieu, J. J., MacKie-Mason, J. K., Miron, J. A. (1992). Why do countries and industries with large seasonal cycles also have large business cycles? *Quarterly Journal of Economics*, 107(2), 621—656.
- Bloern, A. M., Dippelsmar, R. J., Maehle, N. Ø. (2001). *Quarterly national accounts manual — concepts, data source, and compilation*. Washington D.C.: International Monetary Fund.
- Canova, F., Hansen, B. E. (1995). Are seasonal patterns constant over time? A test for seasonal stability. *Journal of Business & Economic Statistics*, 13(3), 237—252.
- Choudhry, T. (2001). Month of the year effect and January effect in pre-WWI stock returns: evidence from a non-linear GARCH model. *International Journal of Finance & Economics*, 6(1), 1—11.
- Hindrayanto, I., Jacobs, J., Osborn, D. (2014). On trend-cycle-seasonal interaction. *DNB Working Paper*, (417).
- Hsieh, C. (2003). Do consumer react to anticipated income shocks? Evidence from the Alaska Permanent Fund. *American Economic Review*, 93(1), 397—405.
- Hylleberg, S. (1986). *Seasonality in regression*. New York: Academic Press.
- Hylleberg, S., Jorgensen, C., Sorensen, N. K. (1993). Seasonality in macroeconomic time series. *Empirical Economics*, 18(2), 321—335.
- Kleiknecht, A. (2015). How 'structural reforms' of labour markets harm innovation. *Social Europe*, (6), 1—7.

- Koopman, S. J., Ooms, M., Hindrayanto, I. (2009). Periodic unobserved cycles in seasonal time series with an application to US unemployment. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 71, 683—713.
- Olivei, G., Tenreyro, S. (2007). The timing of monetary policy shocks. *American Economic Review*, 97(3), 636—663.
- Osborn, D. R. (1990). A survey of seasonality in UK macroeconomic variables. *International Journal of Forecasting*, 6, 327—336.
- Popp, A. (2011). Seasonality in a menu cost model. W: *AEA 2011 Annual Meeting Papers*. Denver: American Economic Association.
- Scott, A. (1995). Why is consumption so seasonal? *Economics Working Paper*, 102.
- Sims, C. A. (1974). Seasonality in regression. *Journal of the American Statistical Association*, 69, 618—626.
- Stephens, M., Unayama, T. (2010). The consumption response to seasonal income: evidence from Japanese public pension benefit. *NBER Working Paper Series*, (16342).

Summary. *The following research aims at comparing GDP seasonality and its components in the European Union countries. An attempt was made to determine the size of seasonal fluctuations, their share in short-term variability and the differences depending on the country and economic category. The analysis, based on the Eurostat data for the years 2002—2015, relies on a model of deterministic seasonality.*

The obtained results show large but varied seasonal fluctuations depending on the country and economic category. Gross fixed capital formation was subject to the largest seasonal fluctuations, whereas imports was exposed to the minor ones. A visible negative correlation between GDP seasonality and GDP per capita was found.

Keywords: deterministic seasonality, GDP, EU.

Artur MIKULEC

Analiza wskaźnikowa trwania przedsiębiorstw w województwie łódzkim¹

Streszczenie. *Artykuł ma na celu przedstawienie wyników analizy wskaźnikowej trwania przedsiębiorstw w województwie łódzkim w latach 2001—2015, przeprowadzonej na podstawie danych z rejestru REGON. W szczególności scharakteryzowano przedsiębiorstwa ogółem, aktywne, powstałe i zlikwidowane. W opracowaniu zamieszczono wyniki analizy średniego czasu trwania przedsiębiorstw oraz wskaźników natężenia — tworzenia, likwidowania, rotacji i zmian populacji netto przedsiębiorstw.*

Uzyskane wyniki wskazały na występowanie twórczej destrukcji przedsiębiorstw w 11 powiatach województwa łódzkiego; zjawiska tego nie obserwowano w miastach na prawach powiatu: Łodzi, Piotrkowie Trybunalskim i Skierniewicach. W latach 2002—2010 i 2012 w miastach tych występował natomiast (choć nie jednocześnie) efekt aglomeracji przedsiębiorstw.

Słowa kluczowe: analiza wskaźnikowa, średni czas trwania przedsiębiorstw, twórcza destrukcja przedsiębiorstw, efekt aglomeracji przedsiębiorstw, Łódź, Piotrków Trybunalski, Skierniewice, województwo łódzkie.

JEL: C41, D40, L11, M13

W teorii ekonomii przedsiębiorstwa są jednym z trzech typów podmiotów gospodarczych, a zarazem jedynym prowadzącym aktywność gospodarczą². To one tworzą rynek, wytwarzają dobra (dochód narodowy), wdrażają nowe techno-

¹ Artykuł jest rozszerzoną, a zarazem ostateczną wersją referatu wygłoszonego na XXXIV Międzynarodowej Konferencji Naukowej Wielowymiarowa Analiza Statystyczna (Łódź, 16—18 listopada 2015 r.) oraz posteru zaprezentowanego na X Międzynarodowej Konferencji Naukowej im. Profesora Aleksandra Zeliasia na temat „Modelowanie i prognozowanie zjawisk społeczno-gospodarczych” (Zakopane, 10—13 maja 2016 r.).

² Pozostałe to gospodarstwa domowe, które głównie konsumują, oraz państwo, zajmujące się wtórną redystrybucją dochodu.

logie oraz inwestują, a ich działania są źródłem rozwoju gospodarczego (Gruszecki, 2002; Milewski i Kwiatkowski, 2006), dlatego też zasługują na szczególne zainteresowanie.

Rozwój przedsiębiorstw spowodował, że zagadnienia ich dotyczące przekroczyły granice tradycyjnej ekonomii; powstało wiele teorii firm³, starających się wyjaśnić ich funkcjonowanie w różnych ujęciach. Powstała nawet interdyscyplinarna nauka o przedsiębiorstwie, mająca podstawy ekonomiczne, lecz zasilana dorobkiem innych nauk społecznych. Złożony charakter przedsiębiorstw sprawia, że można je opisywać i analizować w wielu aspektach, wykorzystując przy tym różne modele przedsiębiorstw oraz metody statystyczne.

Istotnymi zagadnieniami funkcjonowania przedsiębiorstwa są: tworzenie, likwidacja oraz czas trwania. Metody analizy przeżycia (Balicki, 2006; Stanisław, 2007) stosowane w badaniach przedsiębiorstw (Markowicz, 2012) można podzielić na analizę trwania oraz wskaźnikową. W analizie trwania obserwuje się czas, jaki upłynął między powstaniem i likwidacją przedsiębiorstwa, a analizę wskaźnikową należy traktować jako badanie wstępne dotyczące stanu, struktury, dynamiki i natężenia przedsiębiorstwa, w którym czas jest włączony pośrednio lub bezpośrednio.

Głównym celem artykułu jest przedstawienie wyników analizy wskaźnikowej trwania przedsiębiorstw⁴ w województwie łódzkim w latach 2001—2015, ze szczególnym uwzględnieniem miast na prawach powiatu⁵: Łodzi, Piotrkowa Trybunalskiego oraz Skierniewic. Ponadto autor podjął próbę zbadania, czy w województwie łódzkim trwanie przedsiębiorstw jest podobne i czy ma taką samą intensywność. Jaki jest średni czas trwania przedsiębiorstw ogółem oraz

³ W celu uniknięcia niezręczności stylistycznych wynikających z powtórzeń słów określenia *przedsiębiorstwo*, *jednostka* i *firma* w znaczeniu ogólnym są używane zamiennie.

⁴ Przedsiębiorstwa wybrano zgodnie z założeniami badania SP-3 *Sprawozdanie o działalności gospodarczej przedsiębiorstw* (rocznego badania przedsiębiorstw o liczbie pracujących do 9 osób, prowadzonego przez GUS i Urząd Statystyczny w Łodzi) ze świadomym pominięciem kryterium wielkości przedsiębiorstwa (liczby osób pracujących). Zamierzeniem autora było bowiem, aby analiza dotyczyła ogółu przedsiębiorstw prowadzących działalność produkcyjną, handlową lub usługową na zasadach wolnorynkowych w celach zarobkowych i na własny rachunek. Analizowaną zbiorowość stanowiły zatem jednostki zorganizowane w formie: spółek handlowych (osobowych i kapitałowych), spółek cywilnych, przedsiębiorstw państwowych, spółdzielni, oddziałów przedsiębiorców zagranicznych, osób fizycznych prowadzących działalność gospodarczą oraz państwowych jednostek organizacyjnych, prowadzące działalność w sekcjach: A (z wyłączeniem osób fizycznych prowadzących indywidualne gospodarstwa rolne), B, C, D, E, F, G, H, I, J (z wyłączeniem instytucji kultury mających osobowość prawną), K (z wyłączeniem banków, spółdzielczych kas oszczędnościowo-kredytowych, instytucji ubezpieczeniowych, biur i domów maklerskich, towarzystw i funduszy inwestycyjnych oraz towarzystw i funduszy emerytalnych), L, M, N, P (z wyłączeniem szkolnictwa wyższego), Q (z wyłączeniem samodzielnych publicznych zakładów opieki zdrowotnej), R (z wyłączeniem instytucji kultury mających osobowość prawną) lub S (Program badań statystycznych statystyki publicznej na rok 2015 — Rozporządzenie Rady Ministrów z dnia 27 sierpnia 2014 r. — Dz. U. 2014 poz. 1330, z późn. zm., s. 377—379).

⁵ Rozszerzone wyniki analizy wskaźnikowej dla wszystkich powiatów województwa łódzkiego za lata 2001—2015 zostały udostępnione pod adresem <https://doi.org/10.13140/RG.2.2.30751.36001> (Mikulec, 2017b).

według klas wielkości? Czy można stwierdzić, że w województwie łódzkim występuje proces twórczej destrukcji przedsiębiorstw i efekt aglomeracji w działalności gospodarczej przedsiębiorstw?

PRZEGLĄD LITERATURY

W literaturze światowej⁶ od dawna wskazuje się, że tworzenie nowych przedsiębiorstw i likwidowanie tych nieproduktywnych jest kluczem do rozwoju gospodarki (Schumpeter, 1960; Jovanovic, 1982; Scarpetta, Bassanini, Pilat i Schreyer, 2000), przy czym wiadomo, że wzrost liczby przedsiębiorstw nie może być nieograniczony, a część z nich zaprzestanie prowadzenia działalności po pewnym czasie. Badania krajów OECD (Bertelsman, Scarpetta i Schivardi, 2003) wykazały, że wskaźniki obrotu przedsiębiorstw są znaczące — każdego roku łącznie ok. 20% przedsiębiorstw jest tworzonych i likwidowanych. Wiąże się z tym zmiany na rynku pracy, które dotyczą 5—10% całkowitego zatrudnienia, gdyż zwłaszcza wchodzące na rynek jednostki są mniejsze od firm średniej wielkości.

Wskaźniki tworzenia i likwidowania przedsiębiorstw są ze sobą silnie skorelowane. Sugeruje to, że wejścia i wyjścia przedsiębiorstw są częścią procesu, w którym duża liczba nowych jednostek wypiera dużą liczbę tych przestarzałych, ale nie ma to istotnego wpływu na całkowitą liczbę firm na rynku w danym momencie. Jak wskazują Foster, Haltiwanger i Krizan (2001), zmiany zachodzące w populacji przedsiębiorstw mogą przyczyniać się do wzrostu wydajności pracy, który jest wynikiem powstawania nowych oraz likwidowania istniejących przedsiębiorstw na skutek zwiększania się ich konkurencyjności, innowacyjności i efektywności. Warto przytoczyć niektóre wnioski z analiz López-Garcii i Puente (2006), którzy stwierdzili, że:

- wskaźniki likwidacji przedsiębiorstw w Hiszpanii były niższe niż w podobnych krajach (według lat i sekcji — z wyjątkiem działalności finansowej i ubezpieczeniowej);
- przedsiębiorstwa wchodzące na rynki bardziej dynamiczne i/lub mniej skoncentrowane mają mniejsze szanse przeżycia; sama koncentracja wpływa na przetrwanie — jak się wydaje — wyłącznie w przemyśle, natomiast w dziedzinie usług nie odgrywa w tym względzie żadnej roli.

W polskiej literaturze przedmiotu również można odnaleźć opracowania poświęcone analizie trwania przedsiębiorstw wykorzystujące analizę wskaźnikową, w których określa się ją nie tylko jako badanie wstępne, lecz także jako uzupełnienie właściwej analizy czasu trwania (podejścia modelowego). Badanie zespołu Jackson, Klich i Poznańska (2000) dotyczyło powstania, rozwoju, przetrwania

⁶ W rozdziale przytoczono jedynie wybrane pozycje literatury, zawierające wyniki analizy wskaźnikowej trwania przedsiębiorstw; nie uwzględniono literatury dotyczącej modeli nieparametrycznych, semiparametrycznych i parametrycznych, również wykorzystywanych w badaniu czasu trwania przedsiębiorstw.

i likwidacji przedsiębiorstw powstałych w Polsce w latach 1990—1997. Autorzy przedstawili obszernie wnioski, wskazując m.in. że:

- nie ma istotnych korelacji pomiędzy podstawowymi cechami regionalnymi i infrastrukturalnymi a powstawaniem i rozwojem firm krajowych oraz zagranicznych;
- przetrwanie firm krajowych było pozytywnie skorelowane z liczbą ludności i gęstością zaludnienia, co sugeruje znaczący wpływ wielkości rynku na sukces firmy;
- najważniejszymi czynnikami przetrwania i rozwoju przedsiębiorstw były jednak cechy samych kohort przedsiębiorstw, a nie czynniki zewnętrzne.

W raporcie Polskiej Agencji Rozwoju Przedsiębiorczości z 2004 r. (Tokaj-Krzewska i Żołnierski, 2004) po raz pierwszy⁷ można odnaleźć informacje na temat przeżywalności przedsiębiorstw powstałych w latach 1995—2001. Badanie to potwierdziło, że firmom najtrudniej było przetrwać pierwszy rok — w tym okresie działalność kończyło średnio 40% jednostek⁸.

Kolejna praca (Dominiak, 2005) zawiera wyniki analiz nie tylko dla Polski, lecz także dla innych krajów europejskich, Japonii i Stanów Zjednoczonych, oraz definicje pojęć z zakresu demografii przedsiębiorstw (*business demography*).

Interesujące, unikalne wyniki badań można odnaleźć u Dehnel (2010), która podaje szacunki wybranych wskaźników demografii przedsiębiorstw na podstawie danych jednostkowych z rocznego badania SP-3. Dzięki zastosowaniu nieklasycznych metod estymacji dla małych domen autorka wyznaczyła wartości: stóp wejścia, wyjścia i wejścia netto oraz wskaźników obrotu i przetrwania przedsiębiorstw w latach 2001—2004 w przekroju regionalno-branżowym.

Tematyką czasu trwania przedsiębiorstw od wielu lat zajmuje się Markowicz, a w kontekście analizy wskaźnikowej warto przytoczyć chociażby dwie prace autorki (2012, 2016), w których prezentowane są dane o demografii przedsiębiorstw⁹ funkcjonujących w Szczecinie w latach 2001—2008 i 1990—2014.

Wzrost zainteresowania przedsiębiorczością w ostatnich kilkunastu latach spowodował także rozwój statystyki gospodarczej. OECD i Eurostat od 2006 r. prowadzą program wskaźników przedsiębiorczości¹⁰ — *Entrepreneurship Indicators Programme* (EIP). Zarówno krajowe urzędy statystyczne, jak i Eurostat, oprócz danych o działalności gospodarczej przedsiębiorstw, pochodzących ze sprawozdawczości statystycznej, zaczęły gromadzić informacje z zakresu demografii przedsiębiorstw, pochodzące z rejestrów podmiotów gospodarczych.

⁷ Raporty PARP są publikowane od 1997 r. (<http://www.parp.gov.pl>).

⁸ Wskaźnik przetrwania pierwszego roku dla odpowiednich kohort przedsiębiorstw wynosił: 1995 r. — 60,0%; 1996 r. — 63,3%; 1997 r. — 67,9%; 1998 r. — 61,7%; 1999 r. — 60,2%; 2000 r. — 59,0%; 2001 r. — 64,5% (Tokaj-Krzewska i Żołnierski, 2004, s. 31).

⁹ Wskaźnik przetrwania pierwszego roku dla przedsiębiorstw powstałych w latach 1990—2012 wahał się od 84,5% (1996 r.) do 97,8% (2002 r.), a w skrajnych latach wyniósł 92,2% (1990 r.) i 90,3% (2012 r.) (Markowicz, 2016, s. 335).

¹⁰ W wyniku współpracy Eurostatu i OECD powstał podręcznik *Eurostat — OECD Manual on Business Demography Statistics. 2007 edition*, zawierający definicje miar i wskaźników oraz tworzący wspólne ramy prawne i metodyczne dla systematycznego gromadzenia zharmonizowanych danych z zakresu statystyki przedsiębiorstw.

W poszczególnych krajach rejestry te różnią się, poczynając od definicji i pojęć, a na rodzajach populacji przedsiębiorstw i zmiennych kończąc. Stąd też od wielu lat prowadzone są prace służące ujednoczeniu tych informacji. Obecnie można uzyskać ogólne dane z zakresu demografii przedsiębiorstw, lecz zakres porównywalnych szczegółowych informacji dla Polski jest mocno ograniczony, a dane regionalne są z reguły niedostępne. Pozostaje więc szerokie pole do prowadzenia różnego rodzaju krajowych analiz i badań naukowych dotyczących czasu trwania przedsiębiorstw.

STAN, STRUKTURA I DYNAMIKA PRZEDSIĘBIORSTW OGÓŁEM

Liczba przedsiębiorstw ogółem w województwie łódzkim wzrosła z 202,7 tys. w 2001 r. do 226,5 tys. w 2005 r., a następnie spadła do 195,6 tys. w 2009 r. Od 2010 r. systematycznie się zwiększała i na koniec 2015 r. wyniosła 214,9 tys. (tabl. 1). Zmiany te były w znacznym stopniu efektem sytuacji w Łodzi, gdzie działalność gospodarczą w latach 2001—2015 prowadziło od 38,2% do 39,6% przedsiębiorstw istniejących w województwie, a ich liczba pomiędzy skrajnymi latami analizowanego okresu wzrosła z 78,9 tys. do 84,4 tys. W pozostałych dwóch miastach na prawach powiatu liczba przedsiębiorstw kształtowała się następująco:

- w Piotrkowie Trybunalskim spadła z 7,4 tys. do 6,8 tys.;
- w Skierniewicach wzrosła z 4,3 tys. do 4,6 tys.

Warto zwrócić uwagę na podany w tabl. 1 odsetek przedsiębiorstw aktywnych, tj. faktycznie prowadzących działalność gospodarczą, który w województwie łódzkim od 2009 r. systematycznie maleje (w 2015 r. wyniósł 89,1%, podczas gdy w 2008 r. — 97,5%).

Przedsiębiorstwa o liczbie pracujących do 9 osób (mikro) stanowiły w analizowanym okresie 95,0—96,2% przedsiębiorstw ogółem. Udział przedsiębiorstw o liczbie pracujących 10—49 (małe bez mikro) mieścił się w przedziale 3,2—4,2%, natomiast o liczbie pracujących 50 i więcej osób (średnie i duże) — w przedziale 0,6—0,8%.

Liczba przedsiębiorstw ogółem w 18 z 24 powiatów województwa łódzkiego wzrastała średnio z roku na rok. Najwyższe średnioroczne tempo zmian odnotowano w powiatach wierszowskim (2,4%), skierniewickim (1,3%) oraz łódzkim wschodnim¹¹ (1,3%). Zarówno w Łodzi, jak i w Skierniewicach przeciętny wzrost liczby przedsiębiorstw ogółem w latach 2001—2015 wyniósł po 0,5% rocznie, podczas gdy w skali całego województwa kształtował się na poziomie 0,4% rocznie. Spadek liczby przedsiębiorstw odnotowano w 6 powiatach województwa łódzkiego, najbardziej znaczący w powiecie tomaszowskim (średnio -0,5% w skali roku) oraz w Piotrkowie Trybunalskim (średnio -0,6% w skali roku).

¹¹ Z dniem 1 stycznia 2002 r. z części powiatu łódzkiego wschodniego został utworzony powiat brzeziński. Z tego powodu średnie tempo zmian liczby przedsiębiorstw ogółem w powiecie łódzkim wschodnim podano za lata 2002—2015.

TABL. 1. STAN I STRUKTURA PRZEDSIĘBIORSTW W WOJEWÓDZTWIE ŁÓDZKIM (stan w dniu 31 XII)

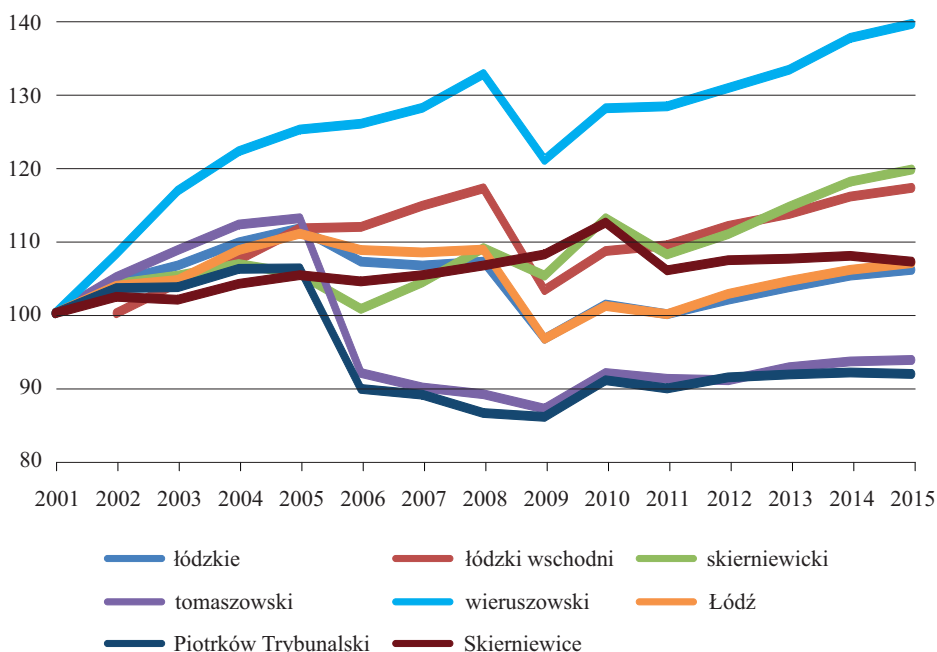
Przedsiębiorstwa	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
O G Ó Ł E M w tys.	202,7	211,7	216,2	222,7	226,5	217,1	216,1	217,1	195,6	205,2	202,5	206,6	210,0	213,3	214,9
w tym w:															
Łódź	78,9	81,9	82,6	85,8	87,6	85,8	85,5	85,9	76,2	79,7	78,9	81,0	82,5	83,7	84,4
Piotrkowie Trybunalskim	7,4	7,7	7,7	7,9	7,9	6,6	6,6	6,4	6,4	6,7	6,7	6,8	6,8	6,8	6,8
Skierniewicach	4,3	4,4	4,3	4,4	4,5	4,4	4,5	4,5	4,6	4,8	4,5	4,6	4,6	4,6	4,6
w tym aktywne: w tys.	196,4	205,6	210,2	217,0	220,5	211,5	210,3	211,7	183,8	191,0	184,7	183,3	183,5	195,6	191,5
w %	96,9	97,1	97,2	97,4	97,4	97,4	97,3	97,5	94,0	93,1	91,2	88,7	87,4	91,7	89,1
Do 9 osób pracujących	194,8	203,4	207,6	213,7	217,2	207,7	206,5	207,3	185,9	195,5	192,9	198,2	201,8	205,0	206,6
10—49	6,5	6,8	7,1	7,5	7,8	7,8	8,0	8,2	8,2	8,3	8,2	7,1	6,9	7,0	7,0
50 osób pracujących i więcej	1,5	1,5	1,5	1,5	1,5	1,5	1,6	1,6	1,5	1,5	1,5	1,3	1,3	1,3	1,3

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z rejestru REGON.

U w a g a. Dane za lata: 2001, 2006, 2010 i 2011 według klas wielkości nie sumują się na „ogółem” ze względu na zaokrąglenia.

Sumaryczny efekt zmian liczby przedsiębiorstw ogółem w wymienionych powiatach w całym badanym okresie został przedstawiony w postaci indeksów dynamiki na wykr. 1.

WYKR. 1. DYNAMIKA PRZEDSIĘBIORSTW W WOJEWÓDZTWIE ŁÓDZKIM I WYBRANYCH POWIATACH (2001=100)^a



^a Dla powiatu łódzkiego wschodniego 2002=100.

Źródło: jak przy tabl. 1.

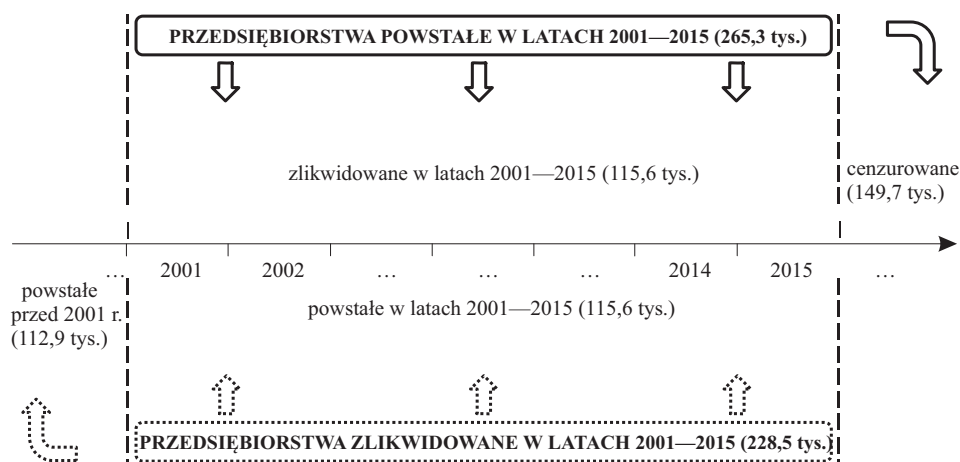
Wzrost liczby przedsiębiorstw ogółem nastąpił w powiatach: wieruszowskim (39,8% — 880 jednostek), skierniewickim (19,8% — 210), wieluńskim (18,3% — 892), łódzkim wschodnim (17,3% — 1061), w Skierniewicach (7,1% — 300), Łodzi (6,9% — 5445) oraz całym województwie łódzkim (6,0% — 12123). Spadek odnotowano w powiecie tomaszowskim (-6,4% — -562 jednostki) i Piotrkowie Trybunalskim (-8,3% — -617).

MIERNIKI I WSKAŹNIKI DLA PRZEDSIĘBIORSTW POWSTAŁYCH I ZLIKWIDOWANYCH

Wśród przedsiębiorstw powstałych w latach 2001—2015 można wyróżnić te, które zlikwidowały się w tym okresie, oraz te, które trwają nadal pomimo zakończenia obserwacji — cenzurowane (Balicki, 2006, s. 71—78; Domański i Pruska, 2000, s. 203). Przedsiębiorstwa zlikwidowane obejmują jednostki po-

wstałe w latach 2001—2015 oraz powstałe przed 2001 r. (schemat). Część wspólna przedsiębiorstw powstałych i zlikwidowanych¹² — jednostki „powstałe-zlikwidowane w latach 2001—2015” — jest wykorzystywana m.in. przy budowie kohortowych tablic czasu trwania przedsiębiorstw (analiza trwania przedsiębiorstw) i wyznaczaniu wskaźnika przetrwania przedsiębiorstw (analiza wskaźnikowa). Wyróżnienie podgrupy przedsiębiorstw powstałych i zlikwidowanych w latach 2001—2015 było kluczowe dla poprawnej charakterystyki, analizy i interpretacji uzyskanych wyników¹³.

SCHEMAT PODGRUP PRZEDSIĘBIORSTW POWSTAŁYCH I ZLIKWIDOWANYCH W WOJEWÓDZTWIE ŁÓDZKIM



Źródło: jak przy wykr. 1.

¹² W analizie wykorzystano dane jednostkowe o przedsiębiorstwach powstałych i zlikwidowanych zakupione w US w Łodzi, które zawierały: REGON, lokalizację, formę prawną, szczegółową formę prawną, PKD, datę powstania przedsiębiorstwa i/lub datę zakończenia działalności gospodarczej oraz wielkość przedsiębiorstwa mierzona liczbą osób pracujących podaną przedziałowo (do 9, 10—49, 50 i więcej). Rejestr REGON jest jedynym dostępnym źródłem danych o przedsiębiorstwach powstałych i zlikwidowanych (bez względu na formę prawną), na podstawie którego można dodatkowo obliczyć czas trwania jednostek zlikwidowanych. Inne rejestry działalności gospodarczej: Krajowy Rejestr Sądowy, Centralna Ewidencja i Informacja o Działalności Gospodarczej (wcześniej Ewidencja Działalności Gospodarczej) oraz Rejestr Przedstawicielstw Przedsiębiorców Zagranicznych gromadzą dane w zależności od formy prowadzenia działalności. Mając na uwadze pewne niedoskonałości rejestru REGON oraz biorąc pod uwagę sposób wyboru przedsiębiorstw opisany wcześniej, należy stwierdzić, że uzyskane dane stanowią dużą próbę badawczą (Markowicz, 2012, s. 103). O dostępności i przydatności danych REGON do analizy trwania przedsiębiorstw oraz na temat porównania REGON i CEIDG (EDG) można przeczytać w pracach Celińskiej-Janowicz (2016), s. 27—43 oraz Ptak-Chmielewskiej (2012), s. 1—15.

¹³ Nieporozumień przy interpretacji wyników analizy dla podgrupy jednostek „powstałych-zlikwidowanych w latach 2001—2015” unika się dzięki jednoznacznemu określeniu, czy w danym przypadku są one traktowane jako część jednostek powstałych, czy zlikwidowanych w omawianych latach.

Przedsiębiorstwa powstałe w latach 2001—2015

W latach 2001—2015 w województwie łódzkim powstało łącznie ok. 265,3 tys. nowych przedsiębiorstw (tabl. 2). W latach 2001—2004 liczba powstałych przedsiębiorstw w skali roku nieznacznie zmalała (z 14,9 tys. do 13,3 tys.). W latach 2005—2010 można zaobserwować systematyczny coroczny wzrost ich liczby (z 16,1 tys. do 22,7 tys.). Natomiast od 2011 r., po spadku do 19,3 tys., liczba powstałych jednostek kształtowała się na względnie stałym poziomie (18,9—19,9 tys.). Dominowały mikroprzedsiębiorstwa, które w analizowanym okresie stanowiły 98,3—99,2% powstałych przedsiębiorstw. Warto zauważyć, że w grupie przedsiębiorstw małych bez mikro najwięcej nowych jednostek powstało w 2006 r. (235 jednostek), a w kolejnych latach powstawało ich coraz mniej. Największą liczbę średnich i dużych przedsiębiorstw rozpoczynających działalność gospodarczą¹⁴ odnotowano w 2002 r. (33 jednostki); w kolejnych latach z roku na rok również powstawało ich coraz mniej.

Najwięcej nowych przedsiębiorstw (101,5 tys.) powstało w analizowanym okresie na terenie Łodzi. Drugi był powiat zgierski (łącznie 18,0 tys.), a trzeci — powiat pabianicki (łącznie 13,8 tys.). W Piotrkowie Trybunalskim i Skierniewicach działalność gospodarczą rozpoczęło odpowiednio 8,7 tys. oraz 5,3 tys. jednostek. Najmniej przedsiębiorstw w latach 2001—2015 powstało w powiatach: skierniewickim (1973), brzezińskim (2915) i łęczyckim (3379).

Przedsiębiorstwa zlikwidowane w latach 2001—2015

W latach 2001—2015 w województwie łódzkim zlikwidowało się łącznie ok. 228,5 tys. przedsiębiorstw (tabl. 3), najmniej w 2002 r. (5,8 tys.), a najwięcej w 2009 r. (39,3 tys.)¹⁵.

Najwięcej zlikwidowanych przedsiębiorstw w latach 2001—2015 odnotowano — tak jak w przypadku ich powstania — w Łodzi oraz powiatach zgierskim i pabianickim (odpowiednio 85,6 tys., 16,1 tys. i 12,8 tys.). W Piotrkowie Trybunalskim i Skierniewicach zlikwidowało się odpowiednio 8,6 tys. i 4,8 tys. jednostek. Najmniej przedsiębiorstw w analizowanym okresie zakończyło działalność w powiatach: skierniewickim (1520), wieruszowskim (2495) oraz brzezińskim (2699).

¹⁴ Daty powstania i rozpoczęcia działalności przedsiębiorstwa nie muszą się pokrywać, niemniej jednak ze względów stylistycznych określenia *powstanie* i *rozpoczęcie działalności* w znaczeniu ogólnym są używane zamiennie.

¹⁵ Wynikało to ze zmiany klasyfikacji PKD i ustawowego obowiązku aktualizacji PKD do końca 2009 r. przez wszystkie podmioty gospodarki narodowej, w tym przedsiębiorstwa, które zostały zobligowane do zgłoszenia się do urzędów statystycznych i dokonania aktualizacji PKD lub aktualizacji swojego stanu aktywności gospodarczej (np. zgłoszenia likwidacji). Należy jednak zauważyć, że aktualizacja PKD spowodowała jedynie ujawnienie likwidacji, jeśli wcześniej nie została ona zgłoszona w rejestrze REGON. Stąd też dane i wyniki analiz dla 2009 r. można traktować jako odstające, ale prawdziwe. Więcej informacji na temat poprawy jakości rejestru REGON po 2009 r. można znaleźć w pracy Celińskiej-Janowicz (2016), s. 27—43.

TABL. 2. PRZEDSIĘBIORSTWA POWSTAŁE W WOJEWÓDZTWIE ŁÓDZKIM WEDŁUG ROKU POWSTANIA

Przedsiębiorstwa	Ogółem	2001 ^a	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
O G Ó Ł E M	265295	14896	13553	13646	13261	16054	17122	17488	18751	21227	22734	19270	19049	19940	19396	18908
w tym w:																
Łodzi	101484	5652	5250	5277	5253	6543	6488	6572	6719	7797	8512	7328	7494	7794	7660	7145
Piotrkowie Trybunalskim	8741	537	479	476	441	514	530	583	649	729	821	610	612	639	582	539
Skiernewicach	5298	333	307	286	284	320	336	341	359	418	479	378	360	375	379	343
Do 9 osób pracujących	262185	14636	13324	13427	13054	15843	16866	17245	18542	21024	22558	19065	18890	19757	19204	18750
10—49	2801	216	196	191	183	190	235	217	190	186	163	184	144	172	179	155
50 osób pracujących i więcej	293	28	33	28	24	21	21	26	19	17	13	21	15	11	13	3

^a Dane według klas wielkości nie sumują się na „ogółem” ze względu na 0,006% przedsiębiorstw o niestabilnej liczbie osób pracujących.

Źródło: jak przy tabl. 1.

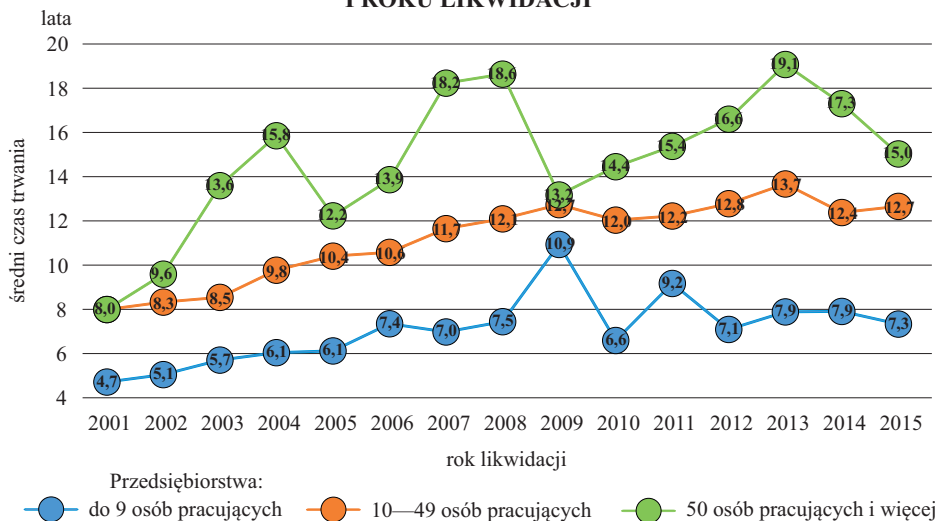
TABL. 3. PRZEDSIĘBIORSTWA ZLIKwidowane w województwie łódzkim według roku likwidacji^a oraz ich średni czas trwania

Przedsiębiorstwa	Ogółem	2001 ^b	2002 ^b	2003 ^b	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
O G Ó Ł E M	228519	7774	5820	6708	7507	9753	22052	15829	14987	39297	14045	21673	15094	16561	19644	11775
w tym w:																
Łodzi	85613	3186	2377	2865	2986	3585	7091	5805	5229	16267	5048	7949	5274	6189	7350	4412
Piotrkowie Trybunalskim	8565	377	240	319	309	438	1530	606	727	748	517	694	491	577	625	367
Skiermiewicach	4828	434	208	231	222	248	327	277	279	321	318	601	306	361	463	232
Do 9 osób pracujących ...	225003	7101	5565	6501	7367	9601	21830	15618	14709	38876	13886	21453	14936	16408	19484	11668
10—49	2497	145	146	119	113	131	199	183	234	387	139	193	137	132	141	98
50 osób pracujących i więcej	375	25	24	32	27	21	23	28	44	34	20	27	21	21	19	9
Średni czas trwania przedsiębiorstw w latach	7,9	4,8	5,2	5,8	6,1	6,2	7,4	7,1	7,6	11,0	6,7	9,2	7,2	8,0	8,0	7,4

^a Bez względu na rok powstania. ^b Dane według klas wielkości nie sumują się na „ogółem” ze względu na 0,3% przedsiębiorstw o niestalonej liczbie osób pracujących.

Źródło: jak przy tabl. 1.

WYKR. 2. ŚREDNI CZAS TRWANIA PRZEDSIĘBIORSTW ZLIKWIDOWANYCH W WOJEWÓDZTWIE ŁÓDZKIM WEDŁUG KLAS WIELKOŚCI I ROKU LIKWIDACJI^a



^a Na podstawie danych dotyczących 228,5 tys. przedsiębiorstw zlikwidowanych w województwie łódzkim w latach 2001—2015 (bez względu na rok ich powstania).

U w a g a. Średni czas trwania przedsiębiorstw w województwie łódzkim (ogółem) zamieszczono w tabl. 3.

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

Na podstawie analizy danych jednostkowych o przedsiębiorstwach zlikwidowanych w województwie łódzkim w latach 2001—2015 (bez względu na rok ich powstania) wyznaczono średni czas trwania przedsiębiorstw według klas wielkości (wykr. 2). Z przeprowadzonych obliczeń wynika, że:

- im większe przedsiębiorstwo, tym średnio dłużej utrzymywało się na rynku;
- w przedsiębiorstwach wszystkich klas wielkości średni czas trwania przedsiębiorstwa stopniowo wydłużał się w latach 2001—2008, osiągając wartości: mikro — 7,5 roku, małe bez mikro — 12,1 roku, średnie i duże — 18,6 roku (jedynie w tej ostatniej grupie wystąpiły większe wahania średniego czasu trwania);
- rok 2009, w którym nastąpiła aktualizacja PKD, był szczególny — średni czas trwania przedsiębiorstw wszystkich klas wielkości zbliżył się do siebie, osiągając wartości: mikro — 10,9 roku, małe bez mikro — 12,7 roku, średnie i duże — 13,2 roku;
- od 2010 r. średni czas trwania przedsiębiorstw mikro zmniejszył się i ustabilizował — 7,3 roku w 2015 r., małych bez mikro ustabilizował się i wyniósł 12,7 roku w 2015 r., średnich i dużych ponownie wzrósł do 19,1 roku w 2013 r., a następnie spadł do 15,0 roku w 2015 r.

Podobne obserwacje dotyczące czasu trwania przedsiębiorstw wynikają również z wartości miar pozycyjnych — kwartyli, obliczonych dla przedsiębiorstw zlikwidowanych (tabl. 4).

TABL. 4. MIARY POZYCYJNE CZASU TRWANIA PRZEDSIĘBIORSTW ZLIKwidOWANYCH W WOJEWÓDZTWIE ŁÓDZKIM WEDŁUG KLAS WIELKOŚCI I ROKU LIKWIDACJI^a

Przedsiębiorstwa a — kwartyl 1 b — mediana c — kwartyl 3	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
O g ó l e m	1,7	1,7	2,0	2,0	1,9	3,3	2,1	2,1	7,0	1,8	2,5	2,1	2,3	2,7	2,3
a															
b	3,7	4,0	4,8	5,2	5,1	7,1	6,5	6,5	11,2	3,9	7,3	4,4	5,1	5,1	4,6
c	7,3	7,9	8,7	9,3	9,3	10,6	10,3	11,9	14,8	11,0	15,2	11,4	12,8	12,2	10,5
Do 9 osób pracujących	1,6	1,7	2,0	2,0	1,9	3,2	2,1	2,1	6,9	1,8	2,5	2,1	2,3	2,7	2,3
a															
b	3,6	3,9	4,8	5,1	5,1	7,0	6,4	6,3	11,1	3,9	7,2	4,3	5,1	5,1	4,6
c	7,1	7,7	8,5	9,2	9,2	10,6	10,2	11,8	14,8	10,9	15,2	11,3	12,7	12,1	10,4
10—49	3,2	4,1	5,0	4,2	5,3	6,3	6,1	7,3	8,9	5,6	5,2	6,9	6,3	4,5	4,1
a															
b	6,4	8,7	8,1	8,5	10,0	11,0	11,8	12,4	13,1	11,7	13,6	12,7	14,1	12,0	12,5
c	9,8	11,2	11,4	12,4	12,9	14,6	15,4	16,4	17,3	17,0	18,4	19,0	20,3	20,3	20,4
50 osób pracujących i więcej	4,7	7,3	8,1	8,9	9,3	10,1	11,2	11,5	10,7	3,6	8,0	11,3	13,9	13,7	7,7
a															
b	8,9	9,9	12,2	12,3	12,2	12,1	15,8	15,8	14,1	11,8	16,0	17,6	17,9	20,8	11,9
c	10,4	11,4	13,1	28,4	13,8	15,3	31,2	32,1	16,7	20,1	19,9	20,6	21,7	22,6	21,5

a Na podstawie 228,5 tys. przedsiębiorstw zlikwidowanych w województwie łódzkim w latach 2001—2015 (bez względu na rok ich powstania).

Źródło: jak przy tabl. 1.

Kwartył 1 czasu trwania przedsiębiorstw zlikwidowanych w województwie łódzkim w latach 2001—2015 (z wyjątkiem 2009 r.) wyniósł 1,7—3,3 roku. Mediana czasu trwania (z wyjątkiem 2009 r.) kształtowała się w przedziale 3,7—7,3 roku, a kwartył 3 wyniósł 7,3—15,2 roku. Porównanie odpowiednich miar pozycyjnych według klas wielkości w latach 2001—2015 potwierdza spostrzeżenie, że im większe było przedsiębiorstwo, tym dłużej funkcjonowało na rynku. W analizowanym okresie wraz z wielkością przedsiębiorstw wzrastały wartości: kwartyli 1 z wyjątkiem 2010 r., mediany z wyjątkiem 2015 r. kwartyli 3 z wyjątkiem 2009 r.

Przedsiębiorstwa powstałe-zlikwidowane w latach 2001—2015

Wyniki dotyczące średniego czasu trwania 115,6 tys. przedsiębiorstw, które rozpoczęły działalność w województwie łódzkim w latach 2001—2015 i zlikwidowały się w tym okresie (zob. schemat) przedstawiono w tabl. 5. Naturalne jest, że średni czas trwania tej podgrupy przedsiębiorstw maleje w kolejnych latach, gdyż dotyczy jednostek coraz później wchodzących na rynek. Warto przy tym zwrócić uwagę, że średni czas trwania jednostek (według roku powstania przedsiębiorstwa):

- w Piotrkowie Trybunalskim oraz 12 innych powiatach w większości przypadków był krótszy niż średni czas trwania przedsiębiorstw w województwie łódzkim;
- w Łodzi, Skierniewicach oraz 9 innych powiatach w większości przypadków był dłuższy niż średni czas trwania przedsiębiorstw w województwie łódzkim.

W tabl. 6 przedstawiono bardziej szczegółowe wyniki analizy czasu trwania przedsiębiorstw, które powstały i zostały zlikwidowane w latach 2001—2015, a mianowicie ich stan i strukturę według rocznych przedziałów czasu trwania jednostek. Z zestawienia tego można odczytać, że w województwie łódzkim 54,1% przedsiębiorstw funkcjonowało na rynku nie dłużej niż 3 lata, 76,1% — nie dłużej niż 5 lat, 92,5% — nie dłużej niż 8 lat, a 98,4% — nie dłużej niż 11 lat.

Porównując wyniki uzyskane w miastach na prawach powiatu, należy zauważyć, że odsetek przedsiębiorstw zlikwidowanych w ciągu roku od rozpoczęcia działalności w Łodzi (16,7%), Piotrkowie Trybunalskim (16,8%) oraz Skierniewicach (16,5%) był większy niż w skali całego województwa (15,4%). Mniejszy odsetek likwidowanych przedsiębiorstw w Łodzi niż w województwie łódzkim odnotowano w okresie od pierwszego do szóstego roku prowadzenia działalności gospodarczej, natomiast większy dotyczył jednostek o czasie trwania 6 lat i więcej. W Piotrkowie Trybunalskim odsetek likwidowanych przedsiębiorstw większy niż w województwie łódzkim odnotowano dla jednostek o czasie trwania 1—5 lat oraz 12—13 lat; dla przedsiębiorstw w pozostałych rocznych przedziałach czasu trwania był mniejszy. W Skierniewicach odsetek likwidowanych jednostek mniejszy niż w województwie łódzkim z reguły występował wśród przedsiębiorstw o czasie trwania 1—4 lata, a także 5—8 lat.

TABL. 5. CHARAKTERYSTYKA PRZEDSIĘBIORSTW POWSTAŁYCH-ZLIKWIDOWANYCH W WOJEWÓDZTWIE ŁÓDZKIM WEDŁUG ROKU POWSTANIA

Wyszczególnienie	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	
Ogółem	10282	8952	8977	8505	10219	10385	9827	9854	10274	9947	7219	5490	3729	1507	429	
Liczba przedsiębiorstw																
w tym w:																
Łodzi	3696	3271	3354	3151	3984	3618	3504	3289	3502	3340	2528	1946	1352	586	172	
Piotrkowie Trybunalskim	413	344	321	294	320	312	315	354	333	370	220	171	127	43	11	
Skiermiewicach	215	204	178	172	174	205	183	189	191	201	140	89	76	32	6	
Średni czas trwania w latach																
Ogółem	6,1	5,3	4,6	3,9	3,4	3,4	3,2	3,0	2,7	2,5	2,2	1,8	1,3	0,8	0,2	
w tym w:																
Łodzi	6,0	5,3	4,7	4,1	3,6	3,4	3,2	3,0	2,7	2,5	2,2	1,8	1,3	0,8	0,2	
Piotrkowie Trybunalskim	5,5	4,7	3,8	3,3	3,1	3,1	3,1	2,9	2,6	2,3	2,1	1,8	1,3	0,8	0,3	
Skiermiewicach	5,9	4,8	4,6	4,3	3,8	3,5	3,4	3,4	2,8	2,6	2,1	1,9	1,2	0,9	0,3	
Odchylenie standardowe czasu trwania w latach																
Ogółem	3,5	3,2	3,0	2,8	2,6	2,4	2,1	1,8	1,6	1,4	1,2	0,9	0,7	0,4	0,2	
w tym w:																
Łodzi	3,6	3,3	3,1	2,9	2,6	2,4	2,2	1,9	1,6	1,4	1,2	0,9	0,7	0,4	0,2	
Piotrkowie Trybunalskim	3,3	3,0	2,7	2,7	2,5	2,3	2,2	1,8	1,5	1,4	1,2	0,9	0,7	0,4	0,2	
Skiermiewicach	4,1	3,4	3,4	3,0	2,8	2,5	2,0	2,0	1,6	1,6	1,2	1,0	0,8	0,4	0,1	

U w a g a. Prezentacja danych według roku powstania przedsiębiorstw była niezbędna do poprawnego obliczenia średniego czasu trwania przedsiębiorstw należących do analizowanych zbiorowości. Nie należy zatem bezpośrednio ich porównywać z wartościami prezentowanymi w tabl. 3.

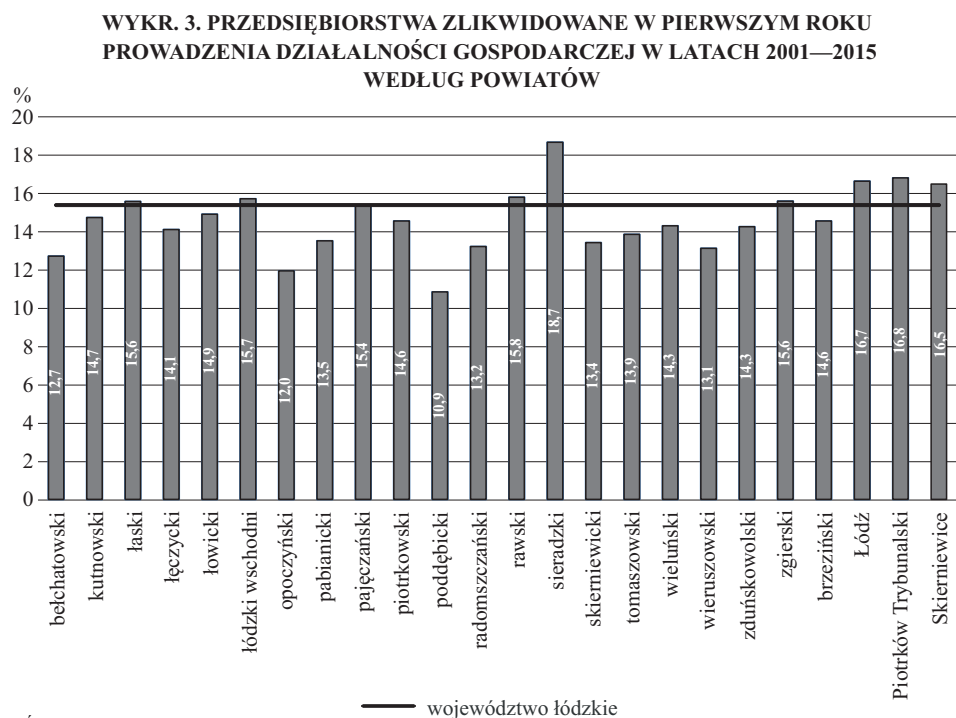
Źródło: jak przy tabl. 1.

TABL. 6. STAN I STRUKTURA PRZEDSIĘBIORSTW POWSTAŁYCH-ZLIKWOWANYCH W WOJEWÓDZTWIE ŁÓDZKIM W LATACH 2001—2015 WEDŁUG CZASU TRWANIA

Czas trwania ^a przedsiębiorstw	Przedsiębiorstwa powstałe-zlikwidowane											
	w liczbach bezwzględnych				w odsetkach				narastająco w %			
	ogółem	Łodzi	Piotrkowie Trybunalskim	Skiermiewicach	ogółem	Łodzi	Piotrkowie Trybunalskim	Skiermiewicach	ogółem	Łodzi	Piotrkowie Trybunalskim	Skiermiewicach
O G Ó Ł E M	115596	41293	3948	2255	100,00	100,00	100,00	100,00	x	x	x	x
0— 1 roku	17805	6876	664	372	15,40	16,82	16,50	16,50	15,40	16,65	16,82	16,50
1— 2 lat	23423	7899	826	434	20,26	19,13	20,92	19,25	35,67	35,78	37,74	35,74
2— 3	21290	7202	756	382	18,42	17,44	19,15	16,94	54,08	53,22	56,89	52,68
3— 4	14216	4985	488	274	12,30	12,07	12,36	12,15	66,38	65,29	69,25	64,83
4— 5	11178	3860	438	237	9,67	9,35	11,09	10,51	76,05	74,64	80,34	75,34
5— 6	8174	2884	254	158	7,07	6,98	6,43	7,01	83,12	81,63	86,78	82,35
6— 7	5990	2265	166	104	5,18	5,49	4,20	4,61	88,30	87,11	90,98	86,96
7— 8	4798	1960	118	78	4,15	4,75	2,99	3,46	92,45	91,86	93,97	90,42
8— 9	3564	1401	85	74	3,08	3,39	2,15	3,28	95,54	95,25	96,12	93,70
9—10	1962	742	50	45	1,70	1,80	1,27	2,00	97,24	97,05	97,39	95,70
10—11	1396	520	42	38	1,21	1,26	1,06	1,69	98,44	98,31	98,45	97,38
11—12	897	350	30	30	0,78	0,85	0,76	1,33	99,22	99,15	99,21	98,71
12—13	542	214	22	15	0,47	0,52	0,56	0,67	99,69	99,67	99,77	99,38
13—14	294	108	7	13	0,25	0,26	0,18	0,58	99,94	99,93	99,95	99,96
14—15 lat	67	27	2	1	0,06	0,07	0,05	0,04	100,00	100,00	100,00	100,00

^a Przedziały czasu trwania są domknięte lewostronnie.

Źródło: jak przy tabl. 1.



Źródło: jak przy tabl. 1.

Na wyk. 3 przedstawiono odsetek przedsiębiorstw zlikwidowanych w ciągu roku od daty powstania (według powiatów) w latach 2001—2015. Wynika z niego, że w 5 powiatach: łaskim, łódzkim wschodnim, rawskim, sieradzkim i zgierskim oraz w miastach na prawach powiatu odsetek jednostek zlikwidowanych w pierwszym roku prowadzenia działalności gospodarczej był większy niż w województwie łódzkim. W pozostałych 16 powiatach udział przedsiębiorstw funkcjonujących na rynku krócej niż rok był mniejszy niż w województwie łódzkim, a najkorzystniejsza pod tym względem sytuacja występowała w powiecie poddębickim (w pierwszym roku działalności zlikwidowało się tylko 10,9% jednostek).

Uzupełnieniem danych o stanie i strukturze przedsiębiorstw powstałych i zlikwidowanych w województwie łódzkim w latach 2001—2015 jest wskaźnik przetrwania przedsiębiorstw, ukazujący, jaki odsetek przedsiębiorstw powstałych w danym okresie (tutaj: roku) nadal funkcjonował w kolejnych okresach (tutaj: latach) prowadzenia działalności gospodarczej (tabl. 7). Pierwszy wiersz zawiera wartości wskaźnika przetrwania przedsiębiorstw dla pierwszego roku działalności, informującego o tym, jaki odsetek przedsiębiorstw powstałych w kolejnych latach funkcjonował rok i więcej.

TABL. 7. WSKAŹNIK PRZETRWAŃIA PRZEDSIĘBIORSTW W WOJEWÓDZTWIE ŁÓDZKIM W %

Czas trwania	Rok powstania														
	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
	Ogółem^d														
Do 1 roku	94,5	94,2	93,5	92,1	89,2	90,5	91,4	93,2	93,0	93,5	93,1	93,9	93,9	95,6	97,7
Do 2 lat	88,9	88,2	85,8	79,3	76,1	79,5	81,4	82,9	82,0	82,7	83,7	84,0	85,3	92,2	—
Do 3	84,9	82,8	76,6	70,1	67,0	68,6	70,3	70,9	71,1	72,8	73,0	74,2	81,3	—	—
Do 4	80,8	75,5	68,3	64,7	61,2	62,3	63,5	63,3	64,0	64,6	64,8	71,2	—	—	—
Do 5	74,0	67,7	63,3	59,2	55,5	56,5	57,3	57,8	57,3	57,7	62,5	—	—	—	—
Do 6	66,7	63,0	57,5	52,9	50,9	51,3	52,6	52,5	52,5	56,2	—	—	—	—	—
Do 7	62,1	56,8	50,1	49,1	46,7	47,3	48,4	48,5	51,6	—	—	—	—	—	—
Do 8	55,6	48,8	46,6	45,0	43,2	43,7	44,8	47,4	—	—	—	—	—	—	—
Do 9	46,4	45,7	42,9	42,1	39,9	40,3	43,8	—	—	—	—	—	—	—	—
Do 10	43,3	42,2	39,9	39,2	37,0	39,3	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Do 11	39,5	39,3	37,4	36,7	36,3	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Do 12	36,5	36,8	35,0	35,9	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Do 13	33,8	34,6	34,2	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Do 14	31,6	33,9	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Do 15 lat	31,0	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
	Łódź^b														
Do 1 roku	93,8	94,2	92,9	92,6	90,2	91,7	91,3	93,0	92,2	93,5	93,2	94,1	93,6	95,5	97,6
	Piotrków Trybunalski^c														
Do 1 roku	94,3	94,8	91,5	90,9	86,3	89,4	90,5	92,5	93,2	91,7	92,6	94,6	92,5	95,7	98,0
	Skierzwice^d														
Do 1 roku	91,7	90,8	91,8	93,7	91,3	90,6	94,2	93,4	94,5	92,7	91,8	93,3	91,5	96,0	98,3

a—d) Na podstawie danych dotyczących przedsiębiorstw: a — 265,3 tys. powstałych oraz 115,6 tys. zlikwidowanych, b — 102,1 tys. powstałych oraz 41,3 tys. zlikwidowanych, c — 8,8 tys. powstałych oraz 3,9 tys. zlikwidowanych, d — 5,3 tys. powstałych oraz 2,3 tys. zlikwidowanych.

Źródło: jak przy tabl. 1.

Warto zauważyć, że w przypadku jednostek powstałych w województwie łódzkim w latach 2001—2005 wskaźnik przetrwania okresu prowadzenia działalności do roku systematycznie malał — z 94,5% do 89,2%, natomiast w przypadku jednostek powstałych w latach 2006—2015 systematycznie wzrastał — z 90,5% do 97,7%. Podobna sytuacja występowała wśród przedsiębiorstw trwających na rynku do 2 lat — w przypadku jednostek powstałych w latach 2001—2005 wskaźnik przetrwania regularnie malał (z 88,9% do 76,1%), a w przypadku jednostek z lat 2006—2014 regularnie wzrastał (z 79,5% do 97,2%). Wskaźniki przetrwania okresu od 3 lat i dalej do 11 lat działalności również podlegały tym zmianom — malały dla przedsiębiorstw z roczników 2001—2005 i wzrastały dla jednostek powstałych w latach 2006—2015. Wartości wskaźników przetrwania przez przedsiębiorstwa mające 12—15 lat (dotyczące jednostek powstałych w latach 2001—2004) mieściły się w przedziale 31,0—36,8%. Zmiany wskaźnika przetrwania nie są przypadkowe, ponieważ od 2006 r. przedsiębiorstwa mogą w pełni korzystać z preferencyjnych stawek składek ubezpieczeniowych (tzw. mały ZUS) w okresie 24 miesięcy od rozpoczęcia działalności gospodarczej.

Porównanie wartości wskaźnika przetrwania pierwszego roku działalności dla jednostek powstałych w województwie łódzkim oraz w miastach na prawach powiatu pozwala stwierdzić, że w Łodzi i Piotrkowie Trybunalskim częściej obserwowano niższe wartości wskaźnika przetrwania, a w Skierniewicach — wyższe (większy odsetek przedsiębiorstw funkcjonował rok i dłużej).

WSKAŹNIKI NATĘŻENIA PRZEDSIĘBIORSTW W WOJEWÓDZTWIE ŁÓDZKIM

W analizie wskaźnikowej trwania przedsiębiorstw oprócz mierników stanu oraz wskaźników struktury i dynamiki wykorzystuje się również wskaźniki natężenia:

- tworzenia (powstawania, wejścia) — odsetek przedsiębiorstw powstałych w danym okresie w stosunku do liczby jednostek aktywnych z końca poprzedniego okresu;
- likwidowania (wyjścia) — odsetek przedsiębiorstw zlikwidowanych w danym okresie w porównaniu z liczbą jednostek aktywnych z końca poprzedniego okresu;
- rotacji (obrotu) — suma wskaźników powstawania i likwidowania przedsiębiorstw;
- zmian populacji netto — różnica wskaźników tworzenia i likwidowania przedsiębiorstw;
- gęstości — liczba przedsiębiorstw aktywnych w przeliczeniu na 1000 ludności według stanu w dniu 30 VI (Dominiak, 2005, s. 183—235).

Wartości wszystkich tych wskaźników dla przedsiębiorstw województwa łódzkiego, w tym dla przedsiębiorstw Łodzi, Piotrkowa Trybunalskiego i Skierniewic za lata 2002—2015 zamieszczono w tabl. 8 i 9.

TABL. 8. WSKAŹNIKI NATĘŻENIA PRZEDSIĘBIORSTW AKTYWNYCH W WOJEWÓDZTWIE ŁÓDZKIM W %

Wskaźniki	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
Ogółem														
Tworzenia	6,9	6,6	6,3	7,4	7,8	8,3	8,9	10,0	12,4	10,1	10,3	10,9	10,6	9,7
Likwidowania	3,0	3,3	3,6	4,5	10,0	7,5	7,1	18,6	7,6	11,3	8,2	9,0	10,7	6,0
Zmian populacji netto	3,9	3,3	2,7	2,9	-2,2	0,8	1,8	-8,6	4,8	-1,2	2,1	1,9	-0,1	3,7
Rotacji	9,9	9,9	9,9	11,9	17,8	15,8	16,0	28,6	20,0	21,4	18,5	19,9	21,3	15,7
Łódź														
Tworzenia	6,9	6,7	6,6	7,9	7,7	7,9	8,1	9,4	12,0	9,9	10,4	10,8	10,5	9,3
Likwidowania	3,1	3,6	3,7	4,3	8,4	7,0	6,3	19,6	7,1	10,7	7,3	8,5	10,1	5,7
Zmian populacji netto	3,8	3,1	2,9	3,6	-0,7	0,9	1,8	-10,2	4,9	-0,8	3,1	2,3	0,4	3,6
Rotacji	10,0	10,3	10,3	12,2	16,1	14,9	14,4	29,0	19,1	20,6	17,7	19,3	20,6	15,0
Piotrków Trybunalski														
Tworzenia	6,7	6,4	5,9	6,7	6,9	9,0	10,1	11,6	13,6	9,6	10,0	10,6	9,8	8,5
Likwidowania	3,3	4,3	4,1	5,7	19,9	9,4	11,3	11,9	8,6	11,0	8,0	9,6	10,5	5,8
Zmian populacji netto	3,4	2,1	1,8	1,0	-13,0	-0,4	-1,2	-0,3	5,0	-1,4	2,0	1,0	-0,7	2,7
Rotacji	10,0	10,7	10,0	12,4	26,8	18,4	21,4	23,5	22,2	20,6	18,0	20,2	20,3	14,3
Skierzwice														
Tworzenia	7,8	7,0	7,0	7,7	8,0	8,1	8,5	9,7	11,5	8,7	9,1	9,7	10,0	8,3
Likwidowania	5,3	5,7	5,5	6,0	7,7	6,6	6,6	7,4	7,6	13,8	7,7	9,3	12,2	5,6
Zmian populacji netto	2,5	1,3	1,5	1,7	0,3	1,5	1,9	2,3	3,9	-5,1	1,4	0,4	-2,2	2,7
Rotacji	13,1	12,7	12,5	13,7	15,7	14,7	15,1	17,1	19,1	22,5	16,8	19,0	22,2	13,9

Źródło: jak przy tabl. 1.

Za korzystne należy uznać lata, w których wskaźnik tworzenia przedsiębiorstw (w województwie łódzkim — 6,3—12,4%) przewyższał wskaźnik likwidacji jednostek (3,0—18,6%), w wyniku czego wskaźnik zmian populacji netto był dodatni (w danym roku liczba przedsiębiorstw wzrosła). W latach 2002—2015 w województwie łódzkim częściej występował rzeczywisty wzrost liczby jednostek (0,8—4,8%), natomiast rzeczywisty spadek liczby przedsiębiorstw odnotowano w: 2006 r. (–2,2%), 2009 r. (–8,6%), 2011 r. (–1,2%) i 2014 r. (–0,1%).

Wskaźnik rotacji przedsiębiorstw uznawany jest za wyznacznik dynamiki gospodarczej. Pokazuje on, jaka część przedsiębiorstw podlegała zmianom — tworzeniu nowych oraz likwidacji „słabych” jednostek. Teoretycznie możliwa jest niska stopa powstawania połączona z wysoką stopą likwidowania przedsiębiorstw (lub odwrotnie), lecz występują one krótkookresowo. Dodatnia korelacja pomiędzy tworzeniem i likwidacją jednostek powoduje, że bardziej prawdopodobne jest występowanie sytuacji wysokich stóp wejścia i wyjścia przedsiębiorstw (Dominiak, 2005, s. 235—240). W latach 2002—2004 wskaźnik obrotu przedsiębiorstw w województwie łódzkim był stały i wynosił 9,9%; w kolejnych latach jego wartość była wyższa i mieściła się w przedziale od 11,9% (2005 r.) do 28,6% (2009 r.).

Zmiany liczby aktywnych przedsiębiorstw Łodzi (która skupia ponad 38% przedsiębiorstw województwa łódzkiego) w latach 2002—2015 miały podobny charakter do tych na poziomie województwa. Wskaźnik tworzenia wahał się od 6,6% (2004 r.) do 12,0% (2010 r.), a likwidacji — od 3,1% (2002 r.) do 19,6% (2009 r.); tym samym najniższy wskaźnik zmian populacji netto wynosił –10,2% w 2009 r., a najwyższy — 4,9% w 2010 r. Zmiany na rynku przedsiębiorstw objęły od 10,0% do 29,0% jednostek (odpowiednio w 2002 i 2009 r.). Najbardziej znaczące zmiany występowały w latach 2009—2011.

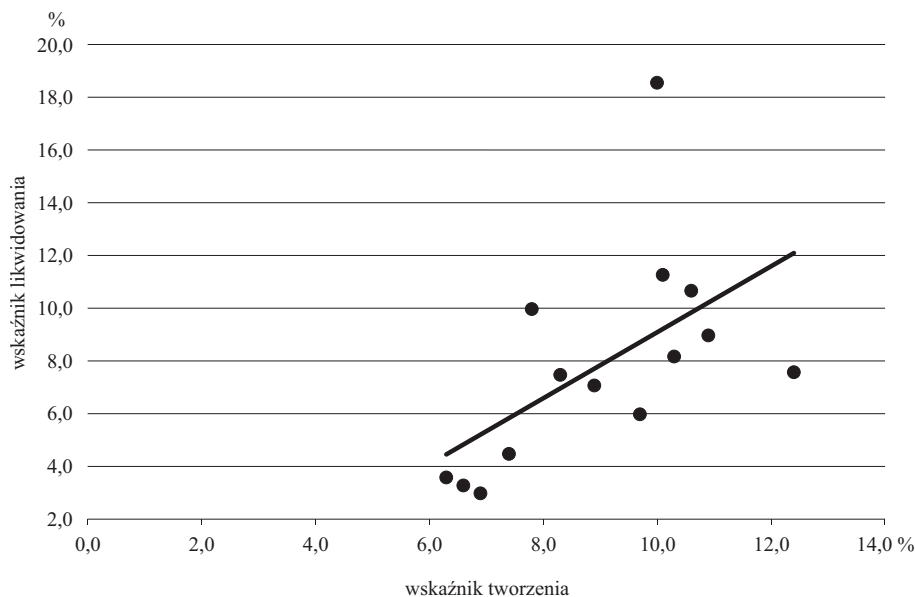
W pozostałych dwóch miastach na prawach powiatu procesy powstawania i likwidowania przedsiębiorstw przebiegały nieco inaczej niż w województwie. Nasiliły się one:

- w Piotrkowie Trybunalskim w latach 2006—2011 (w 2006 r. odnotowano najwyższy wskaźnik likwidacji przedsiębiorstw — 19,9%, najniższy wskaźnik zmian populacji netto — –13,0% oraz najwyższy wskaźnik rotacji przedsiębiorstw — 26,8%, a w 2010 r. — najwyższy wskaźnik tworzenia przedsiębiorstw, który wynosił 13,6%);
- w Skierniewicach w latach 2010—2014 (w 2010 r. odnotowano najwyższy wskaźnik tworzenia przedsiębiorstw — 11,5%, a w 2011 r.: najwyższy wskaźnik likwidowania jednostek — 13,8%, najwyższy wskaźnik rotacji przedsiębiorstw — 22,5% oraz najniższy wskaźnik zmian populacji netto — –5,1%).

W 2015 r. w województwie łódzkim oraz w należących do niego miastach na prawach powiatu odnotowano poprawę wskaźników trwania przedsiębiorstw. W wyniku niewielkiego spadku wskaźnika tworzenia oraz znacznego spadku wskaźnika likwidacji przedsiębiorstw odnotowano faktyczny wzrost liczebności przedsiębiorstw (wzrost wskaźnika zmian populacji netto); ponadto zmiany objęły mniej jednostek niż w latach poprzednich (spadek wskaźnika rotacji).

W literaturze przedmiotu wskazuje się, że występowanie dodatniej korelacji pomiędzy wskaźnikami powstawania i likwidowania przedsiębiorstw (López-García i Puente, 2006, s. 15–20; Markowicz, 2012, s. 88 i 89) potwierdza koncepcję twórczej destrukcji przedsiębiorstw¹⁶ (Schumpeter, 1960; Jovanovic, 1982). Według Schumpetera jednostki, które nie dostosowują się do zmian polegających na rezygnacji z dotychczasowych metod produkcji i wdrażaniu innowacyjnych zmian w owych metodach, samych produktach, strukturach czy zaopatrzeniu, są wypierane z rynku przez nowe przedsiębiorstwa. Jovanovic twierdzi ponadto, że firmy wchodzące na rynek mają takie same oczekiwania — dotyczące maksymalizacji zysku — lecz ponoszą różne koszty. Jeśli okażą się efektywne, będą kontynuować produkcję oraz rozwijać się; w przeciwnym razie początkowo zmniejszą skalę prowadzonych działań, a ostatecznie wyjdą z rynku.

WYKR. 4. ZALEŻNOŚĆ POMIĘDZY WSKAŹNIKAMI TWORZENIA I LIKWIDOWANIA PRZEDSIĘBIORSTW W WOJEWÓDZTWIE ŁÓDZKIM W LATACH 2002—2015



Źródło: jak przy tabl. 1.

¹⁶ Klasyczna teoria przedsiębiorstwa jest wyjaśnieniem dla ujemnej korelacji pomiędzy wskaźnikami tworzenia i likwidowania przedsiębiorstw, która oznacza, że: przedsiębiorstwa są częściej tworzone niż likwidowane, gdy występują korzystne warunki gospodarcze, a częściej likwidowane niż tworzone, gdy nie jest możliwe ich dalsze funkcjonowanie (brak korzyści ekonomicznych). Obszerny przegląd różnego rodzaju teorii przedsiębiorstwa (tradycyjnej i alternatywnych) można odnaleźć w monografii Gruszeckiego (2002).

Zależność pomiędzy wskaźnikami powstania i likwidowania przedsiębiorstw w województwie łódzkim w latach 2002—2015 przedstawiono na wykry. 4. Zarówno w skali województwa, jak i jego powiatów pomiędzy tymi wskaźnikami występowała dodatnia korelacja, niemniej jednak tylko w 11 powiatach ich współczynnik korelacji był istotny statystycznie na poziomie $\alpha=0,05$: zduńskowolskim (0,704), pączęzańskim i wieruszowskim (0,658), kutnowskim (0,643), piotrkowskim (0,636), wieluńskim (0,626), łódzkim wschodnim (0,623), brzezińskim (0,615), łaskim (0,596), zgierskim (0,574) oraz sieradzkim (0,558). Korelacja pomiędzy wskaźnikami wejścia i wyjścia przedsiębiorstw całego województwa łódzkiego wyniosła 0,562 i również była istotna statystycznie ($\alpha = 0,05$). W przypadku Łodzi, Piotrkowa Trybunalskiego oraz Skierniewic współczynnik korelacji pomiędzy wskaźnikiem tworzenia i likwidowania przedsiębiorstw okazał się nieistotny statystycznie.

**TABL. 9. LICZBA PRZEDSIĘBIORSTW AKTYWNYCH
W WOJEWÓDZTWIE ŁÓDZKIM NA 1000 LUDNOŚCI^a (stan w dniu 30 VI)**

Przedsiębiorstwa	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
O g ó ł e m	75	79	81	84	85	82	82
w tym w:							
Łodzi	96	100	102	107	110	109	109
Piotrkowie Trybunalskim	89	92	93	96	96	82	81
Skierniewicach	82	84	83	85	87	86	87

(dok.)

Przedsiębiorstwa	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
O g ó ł e m	83	72	75	73	72	73	78	77
w tym w:								
Łodzi	111	96	101	99	100	102	108	107
Piotrkowie Trybunalskim	80	77	82	80	79	78	84	81
Skierniewicach	88	85	90	82	79	78	85	82

^a Według faktycznego miejsca zamieszkania.

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

Najwyższe wartości wskaźnika gęstości przedsiębiorstw w latach 2001—2015 występowały w Łodzi (96—111), a najniższe — w powiecie skierniewickim (40—45); dla porównania, w województwie łódzkim na 1000 ludności przypadało 72—85 przedsiębiorstw. Wskaźnik natężenia przedsiębiorstw w województwie łódzkim oraz w większości jego powiatów, w tym Łodzi, z reguły wzrastał w analizowanym okresie (tabl. 9), przy czym w większości przypadków następowało to w wyniku spadku liczby mieszkańców, a nie wzrostu liczby przedsiębiorstw. Jedynie w powiatach bełchatowskim i piotrkowskim oraz Skierniewicach okresowy wzrost wskaźnika był efektem rzeczywistego wzrostu liczby przedsiębiorstw (przy wzroście liczby ludności). Należy zauważyć, że od 2006 r.

wskaźnik gęstości przedsiębiorstw w Skierniewicach przewyższa analogiczny wskaźnik dla Piotrkowa Trybunalskiego. Na uwagę (oprócz Łodzi) zasługują powiaty łódzki wschodni i pabianicki, w których wartości wskaźnika gęstości przedsiębiorstw w latach 2001—2015 kilkakrotnie przekroczyły wartość 100, a średnio wyniosły odpowiednio 104, 97 oraz 92.

Gdy wskaźnik powstawania przedsiębiorstw jest wyższy na obszarach, gdzie już istnieje koncentracja firm, można mówić o efekcie aglomeracji w działalności gospodarczej przedsiębiorstw. Zakłada się, że nowe przedsiębiorstwa prawdopodobnie będą powstawały na obszarach sąsiadujących z miejscami, gdzie wcześniej powstały nowe przedsiębiorstwa (Jackson, Klich i Poznańska, 2000, s. 71). Mając to na uwadze, zestawiono wskaźniki tworzenia i gęstości przedsiębiorstw aktywnych według powiatów w latach 2002—2015 oraz porównano je z wartościami średnimi w danym roku w województwie. Wyodrębniono w ten sposób powiaty, w których wystąpił efekt aglomeracji (oba wskaźniki powyżej wartości średniej). Wyższe od średniej wartości wskaźnika tworzenia w powiatach z nimi sąsiadujących pozwoliły wskazać obszary, na które efekt aglomeracji mógł się rozszerzać. Na podstawie dokonanych porównań do obszarów z efektem aglomeracji (a) i obszarów jego oddziaływania (b) można zaliczyć¹⁷:

- w latach 2002—2005:
 - a) m.in. Łódź, Skierniewice, powiat zduńskowolski, a także powiaty zgierski i łódzki wschodni (lata 2003—2005) oraz brzeziński (2005 r.),
 - b) powiaty: łaski, łęczycki, łowicki, piotrkowski, poddębicki oraz sieradzki;
- w 2006 r.:
 - a) powiaty: brzeziński, łaski, łódzki wschodni, wieluński, zduńskowolski, zgierski oraz Skierniewice,
 - b) powiaty: piotrkowski, poddębicki, sieradzki i wierszowski;
- w latach 2007—2010:
 - a) m.in. powiat zduńskowolski oraz Piotrków Trybunalski, a w poszczególnych latach również inne powiaty leżące wokół Łodzi: brzeziński, łódzki wschodni, zgierski oraz łaski,
 - b) głównie powiaty: piotrkowski, poddębicki, sieradzki, skierniewicki oraz tomaszowski;
- w 2011 r.:
 - a) powiaty: pabianicki, łódzki wschodni, zgierski oraz zduńskowolski,
 - b) powiaty: łęczycki, łowicki, piotrkowski, sieradzki oraz tomaszowski;
- w latach 2012—2013:
 - a) centrum województwa — powiaty: brzeziński, pabianicki, zgierski oraz Łódź (2012 r.),
 - b) powiaty: łęczycki, łowicki, piotrkowski, poddębicki, tomaszowski oraz bełchatowski (2012 r.);

¹⁷ Wyniki analizy efektu aglomeracji dla powiatów województwa łódzkiego za lata 2001—2015 (kartogramy, dane) zostały udostępnione pod adresem <https://doi.org/10.13140/RG.2.2.12234.16322> (Mikulec, 2017a).

- w latach 2014—2015:
 - a) powiaty: zduńskowolski, zgierski oraz wieruszowski (2015 r.),
 - b) powiaty: sieradzki, łowicki (2014 r.) oraz poddębicki (2015 r.).

Podsumowanie

Wyniki przeprowadzonej analizy pozwoliły szczegółowo zapoznać się z problematyką czasu trwania przedsiębiorstw w województwie łódzkim oraz w jego powiatach w latach 2001—2015. W artykule skupiono uwagę na miastach na prawach powiatu: Łodzi, Piotrkowie Trybunalskim i Skierniewicach, natomiast tablice dla wszystkich powiatów województwa łódzkiego, wykresy oraz kartogramy zostały udostępnione w Internecie.

Podsumowując wyniki analizy wskaźnikowej trwania przedsiębiorstw w województwie łódzkim i należących do niego miastach na prawach powiatu, należy wskazać na następujące podobieństwa i różnice:

- Łódź, jako największe miasto województwa, skupiała dużą liczbę przedsiębiorstw ogółem, rozpoczynających działalność i likwidujących się w badanym okresie, wobec czego wskaźniki tworzenia, likwidacji, zmian populacji netto i rotacji przedsiębiorstw były dość podobne do wartości wskaźników charakteryzujących województwo. Wśród pozostałych miast na prawach powiatu sytuacja w Piotrkowie Trybunalskim była bardziej niż w Skierniewicach zbliżona do Łodzi i województwa. We wszystkich trzech miastach nasilenie procesów powstawania i likwidowania przedsiębiorstw przypadało na inny okres;
- Piotrków Trybunalski i Skierniewice można określić jako podobne pod względem liczby przedsiębiorstw ogółem, powstałych oraz zlikwidowanych w poszczególnych latach;
- w Piotrkowie Trybunalskim występował spadek liczby przedsiębiorstw ogółem, średnio 0,6% w skali roku (w Łodzi i Skierniewicach występował wzrost, średnio po 0,5% rocznie). Średni czas trwania przedsiębiorstw był z reguły krótszy niż w województwie łódzkim (w Łodzi i Skierniewicach — dłuższy niż w województwie łódzkim). Struktura przedsiębiorstw zlikwidowanych według czasu trwania była inna niż w Łodzi i Skierniewicach;
- w Skierniewicach w poszczególnych kohortach przedsiębiorstw (według roku powstania) odsetek przedsiębiorstw funkcjonujących rok i dłużej był z reguły wyższy niż w województwie łódzkim, a w Łodzi i Piotrkowie Trybunalskim częściej obserwowano niższe wartości wskaźnika przetrwania okresu do 1 roku niż w województwie łódzkim;
- w badanym okresie w miastach na prawach powiatu odsetek jednostek zlikwidowanych w pierwszym roku prowadzenia działalności gospodarczej był wyższy niż w województwie. W 2015 r. nastąpiła w nich poprawa wartości wskaźników: tworzenia, likwidowania, rotacji i zmian populacji netto, a także gęstości przedsiębiorstw, nie wystąpił jednak proces twórczej destrukcji przedsiębiorstw, który miał miejsce w 11 powiatach województwa łódzkiego;

- Łódź, Piotrków Trybunalski i Skierniewice są ważnymi ośrodkami, skupiającymi łącznie 43,5—45,0% przedsiębiorstw aktywnie prowadzących działalność gospodarczą w województwie. W poszczególnych latach analizowanego okresu (z wyjątkiem lat 2011 i 2013—2015) miasta te były (choć nie jednocześnie) miejscami występowania efektu aglomeracji przedsiębiorstw.

dr Artur Mikulec — Uniwersytet Łódzki

LITERATURA

- Balicki, A. (2006). *Analiza przeżycia i tablice wymieralności*. Warszawa: PWE.
- Bertelsman, E., Scarpetta, S., Schivardi, F. (2003). *Comparative analysis of firm demographics and survival: Micro-level evidence for the OECD countries*. Paris: OECD Publishing. DOI: 10.1787/010021066480.
- Celińska-Janowicz, D. (2016). Rejestry podmiotów jako źródła danych w analizach lokalizacji działalności gospodarczej w mikroskali. *Wiadomości Statystyczne*, (1), 27—43.
- Dehnel, G. (2010). *Rozwój mikroprzedsiębiorczości w Polsce w świetle estymacji dla małych domen*. Poznań: Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Poznaniu.
- Domański, Cz., Pruska, K. (2000). *Nieklasyczne metody statystyczne*. Warszawa: PWE.
- Dominiak, P. (2005). *Sektor MSP we współczesnej gospodarce*. Warszawa: Wydawnictwo Naukowe PWN.
- Gruszecki, T. (2002). *Współczesne teorie przedsiębiorstwa*. Warszawa: Wydawnictwo Naukowe PWN.
- Foster, L., Haltiwanger, J., Krizan, C. J. (2001). Aggregate productivity growth. Lessons from Microeconomic evidence. W: Ch. R. Hulten, E. R. Dean, M. J. Harper (red.), *New Developments in Productivity Analysis* (s. 303—372). Chicago, London: University of Chicago Press.
- Jackson, J. E., Klich, J., Poznańska, K. (2000). Nowe przedsiębiorstwa w transformacji gospodarki polskiej. *Gospodarka Narodowa*, (5—6), 42—77.
- Jovanovic, B. (1982). Selection and evolution of industry. *Econometrica*, 50, 649—670.
- López-García, P., Puente, S. (2006). *Business demography in Spain: Determinants of firm survival*. Pobrane z: <http://www.bde.es/f/webbde/SES/Secciones/Publicaciones/PublicacionesSeriasdas/DocumentosTrabajo/06/Fic/dt0608e.pdf>.
- Markowicz, I. (2012). *Statystyczna analiza żywotności firm*. Szczecin: Wydawnictwo Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego.
- Markowicz, I. (2016). Analiza wskaźnikowa w badaniu żywotności firm. *Studia i Prace WNEiZ US, Metody ilościowe w ekonomii*, 45(2), 329—340. DOI:10.18276/sip.2016.45/2—26.
- Mikulec, A. (2017a). *Efekt aglomeracji w działalności gospodarczej przedsiębiorstw w województwie łódzkim w latach 2002—2015.pdf*. DOI: 10.13140/RG.2.2.12234.16322.
- Mikulec, A. (2017b). *Wyniki analizy wskaźnikowej trwania przedsiębiorstw w województwie łódzkim w latach 2001—2015.pdf*. DOI: 10.13140/RG.2.2.30751.36001.
- Milewski, R., Kwiatkowski E. (red.). (2006). *Podstawy ekonomii*. Warszawa: Wydawnictwo Naukowe PWN.
- OECD, Eurostat. (2007). *Eurostat-OECD Manual on Business Demography Statistics. 2007 edition*. Luxembourg: Office for Official Publications of the European Communities.
- Ptak-Chmielewska, A. (2012). Dostępność i przydatność danych do analizy przeżycia przedsiębiorstw. *Wiadomości Statystyczne*, (6), 1—15.

- Schumpeter, J. A. (1960). *Teoria rozwoju gospodarczego*. Warszawa: Wydawnictwo Naukowe PWN.
- Scarpetta, S., Bassanini, A., Pilat, D., Schreyer, P. (2000). *Economic growth in the OECD area: Recent trends at the aggregate and sectoral level*. Paris: OECD Publishing. DOI: 10.1787/843888182178.
- Stanisz, A. (2007). *Przystępny kurs statystyki z zastosowaniem STATISTICA PL na przykładach z medycyny. Tom 3. Analizy wielowymiarowe*. Kraków: StatSoft.
- Tokaj-Krzewska, A., Żołnierski, A. (red.). (2004). *Raport o stanie sektora małych i średnich przedsiębiorstw w Polsce w latach 2002—2003*. Pobrane z: https://www.parp.gov.pl/images/PARP_publications/pdf/raport02034ty37k89kijnbf.pdf.

Summary. *This article aims to present the results of enterprise duration ratio analysis in Łódzkie voivodship in 2001—2015 conducted on the basis of data from the National Official Business Register REGON. Particularly, it characterizes enterprises in total, active, created and liquidated. It contains the results of average duration time as well as intensity indicators of enterprises — birth and death rate as well as fluctuations and net rate of business population.*

The obtained results indicated the occurrence of creative destruction of enterprises in 11 powiats of Łódzkie voivodship (excluding Łódź, Piotrków Trybunalski and Skierniewice). In these cities, although not simultaneously, an agglomeration effect of enterprises occurred in the years 2002—2010 and 2012.

Keywords: ratio analysis, average duration time of enterprises, creative destruction of enterprises, agglomeration effect of enterprises, Łódź, Piotrków Trybunalski, Skierniewice, Łódzkie voivodship.

Łukasz BRZEZICKI

Efektywność działalności dydaktycznej szkolnictwa wyższego

Streszczenie. *Celem artykułu jest ocena efektywności działalności dydaktycznej polskiego szkolnictwa wyższego w roku akademickim 2014/15 w kontekście zmian demograficznych i umiędzynarodowienia szkolnictwa wyższego. Dokonano tego za pomocą modeli SBM-Min i SBM-Max nieparametrycznej metody DEA, na podstawie danych GUS. W zależności od wybranego modelu za nakłady uczelni przyjęto wartość przychodów z działalności dydaktycznej lub liczbę nauzczyteli akademickich, a za efekty — liczbę studentów lub absolwentów.*

Wyniki wskazują, że większość badanych jednostek częściej była efektywna w modelu SBM-Max niż SBM-Min. Publiczne szkoły wyższe są w dość znacznym stopniu efektywne i spójne względem siebie.

Słowa kluczowe: DEA, szkolnictwo wyższe, efektywność.

JEL: I21, I22, I23, C14

Szkolnictwo wyższe odgrywa kluczową rolę w kreowaniu gospodarki opartej na wiedzy. Wciąż zmniejszająca się liczba ludności Polski w wieku 19—24 lata oraz dalsza niekorzystna prognoza demograficzna do 2035 r. (Julkowski, 2014), a także mniejsza liczba chętnych do studiowania na polskich uczelniach powodują jednak, że spada ogólna liczba potencjalnych kandydatów na studia. Świadczą o tym współczynniki skolaryzacji brutto i netto, które są miarą powszechności kształcenia¹. W latach 2010—2015 zanotowano spadek współczynnika skolaryzacji brutto z 53,8% do 48,1%, a skolaryzacji netto — z 40,8% do 37,8%. Częściowym rozwiązaniem tego problemu jest większe umiędzynarodowienie szkolnictwa wyższego.

¹ Współczynnik skolaryzacji brutto to udział wszystkich osób uczących się w szkołach wyższych (niezależnie od wieku) w całej populacji osób w wieku 19—24 lata. Współczynnik skolaryzacji netto jest wyrażony jako udział osób uczących się w szkołach wyższych w wieku 19—24 lata do całej populacji osób w wieku 19—24 lata. Współczynniki te nie uwzględniają studentów cudzoziemców.

W programie rozwoju szkolnictwa wyższego i nauki na lata 2015—2030 wskazano na konieczność *umiędzynarodowienia studiów w Polsce poprzez szersze otwarcie się na studentów i wykładowców zagranicznych* (MNiSW, 2015a, s. 7). Jest to związane z funkcjonowaniem polskiego szkolnictwa wyższego w ramach procesu bolońskiego². Ponadto w programie zwrócono uwagę, że należy *wypracować mechanizm, który najlepszym uczelniom pozwoli na awans w rankingach międzynarodowych. Pośrednio będzie to wpływać na decyzje cudzoziemców o studiowaniu i pracy naukowej w Polsce. Awans ułatwi też włączenie polskiego środowiska akademickiego w atrakcyjne sieci współpracy międzynarodowej* (MNiSW, 2015a, s. 19).

Szkolnictwo wyższe w Polsce od kilku lat poddawane jest reformom wdrażającym postanowienia konferencji bolońskich, m.in. promującym mobilność studentką oraz wprowadzenie mechanizmów Krajowych Ram Kwalifikacji dla Szkolnictwa Wyższego, służących realizowaniu postulatów umiędzynarodowienia szkolnictwa wyższego. Ostatnie znaczące reformy zostały wprowadzone w 2011 i 2014 r., a planowana jest kolejna, określana roboczo jako ustawa 2.0³. Ministerstwo Nauki i Szkolnictwa Wyższego (MNiSW) coraz wyraźniej dostrzega konieczność umiędzynarodowienia polskiego szkolnictwa wyższego. Podczas konferencji „Umiędzynarodowienie — szansa i wyzwanie dla polskich uczelni”⁴ zostały sformułowane wymowne opinie: (...) *umiędzynarodowienie polskich uczelni jest jednym z warunków podniesienia jakości nauczania i dalszego ich rozwoju* (NKN, 2016) oraz *Jednym z kluczowych elementów planowanych przez MNiSW reform jest umiędzynarodowienie (...) umiędzynarodowienie jest naszą piątą achillesową* (MNiSW, 2016). Warto tu przedstawić wyniki porównania krajów pod względem przyjazdu cudzoziemców w celu podjęcia studiów, które wskazują, że Polska ma jeden z gorszych współczynników mobilności przychodzącej⁵ w Europie — 1,5%, podczas gdy w sąsiednich krajach wynosi on: w Czechach — 9,4%, w Niemczech — 7,1%, na Słowacji — 4,9%, a w krajach będących liderami europejskimi: Wielkiej Brytanii, Szwajcarii i Austrii odpowiednio: 17,5%, 16,9% i 15,5% (UNESCO, 2014).

Należy jednak zauważyć tendencję wzrostową udziału cudzoziemców w ogólnej liczbie studentów w polskim systemie szkolnictwa wyższego w latach

² Proces ten ma doprowadzić do zbliżenia systemów szkolnictwa wyższego krajów europejskich. Podczas ostatnich konferencji zorganizowanych w ramach tego procesu w latach 2009, 2012 i 2015 przyjęto do realizacji następujące zadania priorytetowe: podnoszenie jakości i przydatności kształcenia, zwiększanie zatrudnialności absolwentów poprzez m.in. zintensyfikowanie współpracy uczelni z rynkiem pracy, umiędzynarodowienie studiów wyższych, zwiększenie mobilności, wprowadzenie mechanizmów polityki uczenia się przez całe życie, poprawa włączającego charakteru systemów szkolnictwa wyższego w kontekście wyzwań demograficznych i migracji, a także sprawne wdrażanie dotychczas uzgodnionych reform systemowych szkolnictwa wyższego (MNiSW, 2015b).

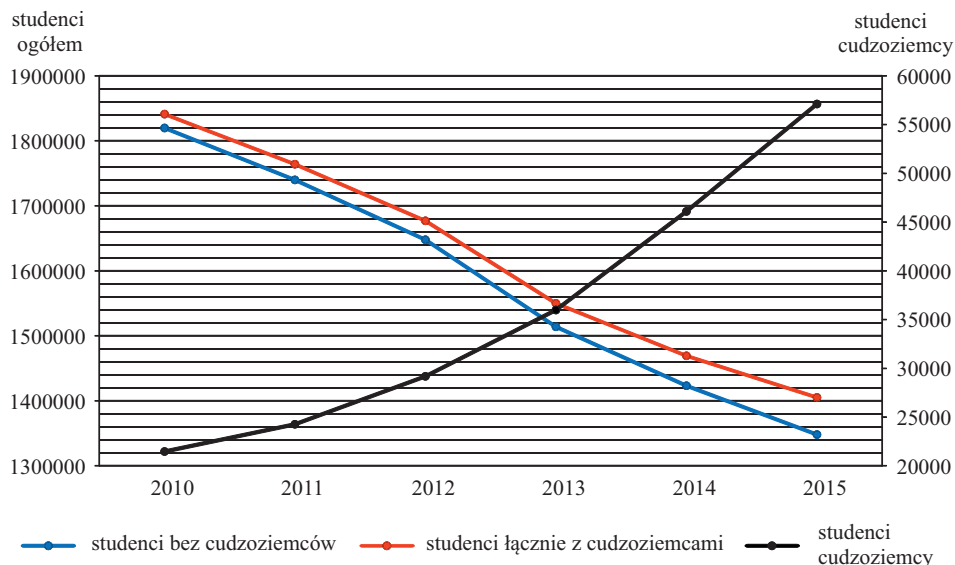
³ Minister Nauki i Szkolnictwa Wyższego przedstawił projekt nowej ustawy 19 września br. podczas Narodowego Kongresu Nauki w Krakowie.

⁴ Odbyła się ona 20 i 21 października 2016 r.; organizatorami byli MNiSW i Uniwersytet Rzeszowski.

⁵ Współczynnik mobilności przychodzącej to udział studentów z zagranicy studiujących w danym kraju w całkowitej liczbie studentów w tym kraju.

2010—2015 (wykr. 1). Malejąca liczba polskich studentów była częściowo niwelowana wzrostem liczby cudzoziemców.

WYKR. 1. OGÓLNA LICZBA STUDENTÓW W POLSKICH SZKOŁACH WYŻSZYCH ORAZ STUDENTÓW CUDZOZIEMCÓW



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Najliczniejszą grupę cudzoziemców studiujących w Polsce w latach 2010—2015 stanowili Europejczycy, a następnie Azjaci (tabl. 1). Szczegółowa analiza krajów pochodzenia studentów cudzoziemców wskazuje, że w 2015 r. największą część studiujących stanowili (GUS, 2016): Ukraińcy (30589 osób), Białorusini (4615), Norwegowie (1581), Hiszpanie (1407), Szwedzi (1291), Turcy (1205), Czesi (1119), Rosjanie (1042), Niemcy (1040), Litwini (917), następnie mieszkańcy Indii (896), Arabii Saudyjskiej (854), Chin (846), Kazachstanu (773) i Stanów Zjednoczonych (717). Powyższe dane jednoznacznie wskazują, że do Polski przyjeżdżają głównie studenci z sąsiednich krajów. W przypadku obywateli Ukrainy, Białorusi i Litwy znaczącą część stanowiły osoby polskiego pochodzenia (odpowiednio: 3616, 2147 i 732).

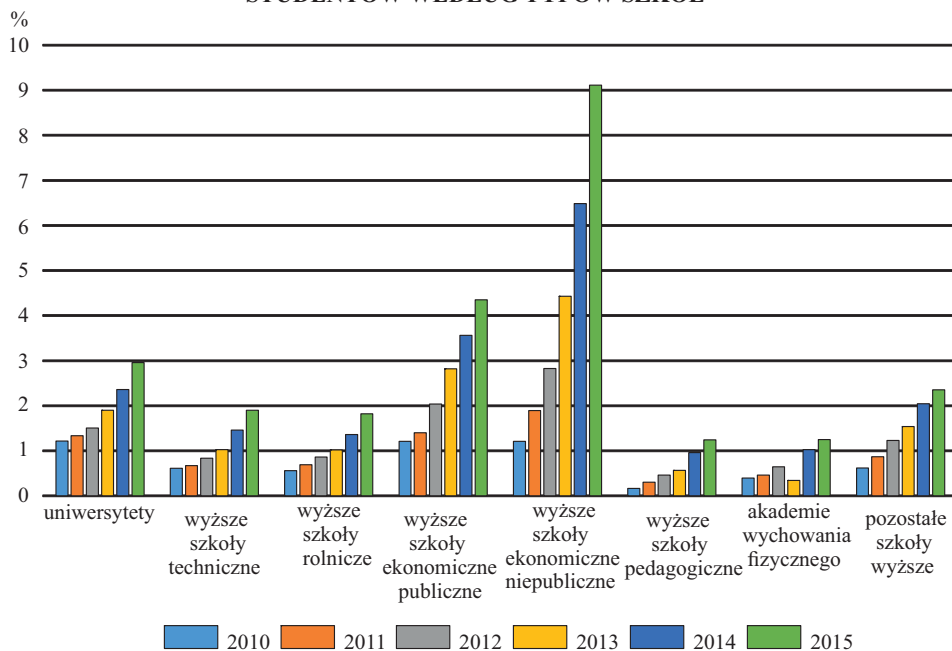
TABL. 1. STUDENCI CUDZOZIEMCY WEDŁUG KONTYNETÓW

Kontynenty	2010	2011	2012	2013	2014	2015
Europa	15618	18305	22985	29207	38475	47591
Azja	3481	3654	4048	4712	5602	6896
Ameryka Północna i Środkowa	1525	1510	1416	1346	1172	1230
Ameryka Południowa	94	102	103	99	109	173
Afryka	725	638	593	592	719	1197
Australia i Oceania	25	35	22	22	22	52

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Udział cudzoziemców w ogólnej liczbie studentów w poszczególnych typach szkół wyższych podlegających MNiSW w latach 2010—2015 był zróżnicowany, jednak ze stałą tendencją wzrastającą we wszystkich ośrodkach edukacyjnych (wykr. 2).

WYKR. 2. UDZIAŁ STUDENTÓW CUDZOZIEMCÓW W OGÓLNEJ LICZBIE STUDENTÓW WEDŁUG TYPÓW SZKÓŁ



Źródło: jak przy wykr. 1.

Najwyższy udział studiujących obcokrajowców odnotowano w niepublicznych (9,1%) i publicznych (4,3%) wyższych szkołach ekonomicznych, a następnie w państwowych uniwersytetach (2,9%) i wyższych szkołach technicznych (1,9%).

W artykule postawiono dwa cele. Pierwszym jest ocena efektywności działalności dydaktycznej w roku akademickim 2014/15 za pomocą nieparametrycznej metody DEA w kontekście zmian demograficznych i umiędzynarodowienia szkolnictwa wyższego, drugim — przedstawienie nowego modelu SBM-Max metody DEA oraz zrewidowanie wyników uzyskanych za pomocą modelu SBM-Min. Należy jednak zaznaczyć, że opisane badanie dotyczy efektywności działalności dydaktycznej jedynie w zakresie przyjazdów cudzoziemców do Polski (ruch jednostronny) i uczestniczenia przez nich w polskim systemie szkolnictwa wyższego.

*PROBLEMATYKA BADANIA EFEKTYWNOŚCI PODMIOTU
GOSPODARCZEGO*

Efektywność to główna kategoria ekonomiczna wykorzystywana do oceny funkcjonowania podmiotów gospodarczych lub obszarów ich działalności, jednak jej różna interpretacja w zależności od kontekstu uniemożliwia jednoznaczne zdefiniowanie tego pojęcia (Kozuń-Cieślak, 2013). W szerokim znaczeniu jest ona określana jako *brak marnotrawstwa i strat, czyli takie użytkowanie zasobów, które przyczynia się do osiągnięcia maksymalnego poziomu satysfakcji możliwego przy określonych nakładach i technologii* (Samuelson i Nordhaus, 2004, s. 618). Najprościej można ją zdefiniować jako stosunek uzyskanych efektów do nakładów poniesionych na ten cel. W literaturze przedmiotu dodanie przymiotnika lub określenia „w sensie” nadaje rozważaniom nad efektywnością węższy charakter (Domagała, 2007).

Do obliczania efektywności służą trzy podstawowe grupy metod: klasyczne (nazywane wskaźnikowymi), parametryczne i nieparametryczne. Klasyczne podejście polega na ustaleniu miar efektywności za pomocą wskaźników finansowych. Metody parametryczne polegają na badaniu efektywności za pomocą stochastycznych lub niestochastycznych modeli ekonometrycznych zawierających zdefiniowane parametry (Guzik, 2009). Do oceny wykorzystują one funkcję produkcji, która określa zależność między nakładami a efektami. Metody nieparametryczne wykorzystują programowanie matematyczne do ustalenia kształtu krzywej efektywności, ale nie przyjmują żadnych założeń co do zależności funkcyjnej między nakładami oraz efektami. Ponadto nie uwzględniają wpływu składnika losowego na efektywność badanych obiektów ani potencjalnych błędów pomiaru (Ćwiąkała-Małyś i Nowak, 2009).

Do grupy metod nieparametrycznych można zaliczyć Data Envelopment Analysis (DEA)⁶, którą wykorzystano do zbadania efektywności szkolnictwa wyższego. Badanie efektywności technicznej za pomocą tej metody sprowadza się do rozwiązania funkcji celu przy danych warunkach ograniczających za pomocą programowania liniowego, które umożliwia wyznaczenie krzywej efektywności (granicy najlepszej praktyki produkcyjnej), względem której następuje określenie położenia danego podmiotu i szacuje się poziom efektywności jednostki. Obliczone za pomocą metody DEA wskaźniki efektywności mieszczą się w przedziale (0;1], gdzie 1 oznacza jednostkę w 100% efektywną, znajdującą się na krzywej efektywności; w pozostałych przypadkach mamy do czynienia z nieefektywnością podmiotu gospodarczego. Z uwagi na to, że poziom efektywności technicznej w metodzie DEA ustala się na podstawie innych jednostek, jest ona również nazywana efektywnością względną.

Charnes, Cooper i Rhodes (1978) dokonali estymacji miar efektywności technicznej za pomocą programowania matematycznego i stworzyli pierwszy model CCR⁷ metody DEA. Autorzy przyjęli jako podstawę koncepcję produktywności

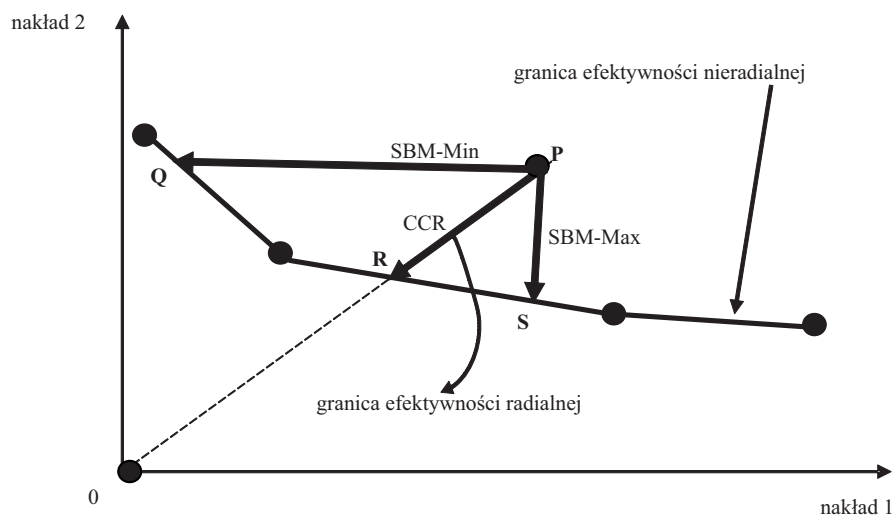
⁶ W literaturze polskiej jest ona sporadycznie nazywana analizą obwiedni danych, analizą otoczki danych lub graniczną analizą danych.

⁷ Nazwa pochodzi od nazwisk autorów; inna używana dla tego modelu to CRS (Constant Returns to Scale), ponieważ model ten zakłada stałe efekty skali.

Farrella (1957)⁸, przy czym zastosowali ją do sytuacji wielowymiarowej. Następnie Banker, Charnes i Cooper (1984) przedstawili zmodyfikowaną postać modelu CCR, w literaturze znaną jako model BCC⁹, w którym założono zmienne efekty skali. Efektywność Farrella jest radialna, co oznacza, że w zależności od przyjętej orientacji efektywności przyjmuje się proporcjonalne zmniejszenie nakładów (orientacja na nakłady) lub proporcjonalne zwiększenie wyników (orientacja na wyniki). W praktyce gospodarczej różne nakłady lub wyniki nie zawsze jednak w takim samym stopniu wpływają na efektywność podmiotu gospodarczego (Johnes i Tone, 2016).

Ze względu na niedoskonałości efektywności radialnej Färe i Lovell (1978) przedstawili efektywność nieradialną (nazywaną również efektywnością Russella), w której przyjmuje się, że poszczególne nakłady i wyniki mają zróżnicowany wpływ na jej poziom. Nie zakłada się jakichkolwiek relacji proporcjonalności między nakładami i wynikami, jak było to w przypadku efektywności Farrella. Porównanie efektywności radialnej i nieradialnej (Guzik, 2009, s. 201) przedstawiono na schemacie.

PORÓWNANIE EFEKTYWNOŚCI RADIALNEJ, NIERADIALNEJ ORAZ MODELI CCR, SBM-Min I SBM-Max



Źródło: Tone (2016).

⁸ Farrell dokonał dekompozycji efektywności ekonomicznej (całkowitej) na efektywność techniczną oraz cenową, obecnie nazywaną alokacyjną (Kozuń-Cieślak, 2011). Efektywność techniczna związana jest z technologicznymi możliwościami produkcyjnymi osiąganymi przez dany podmiot gospodarczy, a efektywność alokacyjna dotyczy optymalnej alokacji zasobów przy uwzględnieniu poziomu cen czynników wytwórczych w procesie produkcji (Kisielewska, 2008). Ponadto Farrell opracował koncepcję granicy efektywności — technologicznej granicy możliwości produkcyjnych (najlepszych praktyk) osiągalnych dla danego podmiotu w relacji do innych podobnych jednostek gospodarczych (Kozuń-Cieślak, 2011).

⁹ Od nazwisk autorów; jest on również określany jako VRS (Variable Returns to Scale).

W przypadku efektywności radialnej zorientowanej na nakłady następuje proporcjonalna redukcja obydwu nakładów z położenia P do R. Odmienna sytuacja występuje w zakresie efektywności nieradialnej, w której istnieje możliwość osiągnięcia efektywności przy różnej kombinacji nakładów, tj. przesunięcia z położenia P do Q lub S.

Tone (2001) zaproponował nowy model DEA, określanej w literaturze jako SBM (Slack Based Measure), opierający się na efektywności nieradialnej oraz niedopasowanych wartościach (luzach), które powstają podczas optymalizacji funkcji celu, gdy występują nadwyżki nakładów i niedobory wyników technologii empirycznej określonego podmiotu w stosunku do technologii optymalnej (Kozuń-Cieślak, 2011). Dla każdego badanego obiektu wektor nakładów i wyników ma postać:

$$\mathbf{x}_k = \mathbf{X}\lambda + s^-$$

$$\mathbf{y}_k = \mathbf{Y}\lambda + s^+$$

gdzie:

\mathbf{X} i \mathbf{Y} — odpowiednio macierz nakładów ($m \times n$) i macierz wyników ($h \times n$),

s — wartość luzów związanych z krzywą efektywności,

k — k -ta jednostka decyzyjna,

λ — wagi.

Niedokładne położenie obiektu na granicy efektywności (w nieznaczej odległości) niweluje się za pomocą luzów, dzięki czemu obiekt jest dokładnie umiejscowiony (Johnes i Tone, 2016). W związku z tym optymalizacja efektywności, w uproszczeniu, polega na wyborze odpowiednich wartości luzów i wag. Model SBM ze zmiennymi efektami skali zorientowany na wyniki jest definiowany następująco (Tone, 2011):

$$\begin{aligned} \frac{1}{\delta_o^*} &= \max_{\lambda, s^-, s^+} 1 + \frac{1}{s} \sum_{r=1}^s \frac{s_r^+}{y_{ro}} \\ \mathbf{x}_{io} &= \sum_{j=1}^n x_{ij} \lambda_j + s_i^- \quad (i=1, \dots, m) \\ \mathbf{y}_{ro} &= \sum_{j=1}^n y_{rj} \lambda_j - s_r^+ \quad (r=1, \dots, s) \\ \lambda_j &\geq 0 (\forall j) \quad s_i^- \geq 0 (\forall i) \quad s_r^+ \geq 0 (\forall r) \\ &\sum_{j=1}^n \lambda_j = 1 \end{aligned} \tag{1}$$

gdzie:

\mathbf{x}, \mathbf{y} — wektory nakładów i efektów DMU¹⁰ dla $j = 1, \dots, n$,

s_r^- — niedobory nakładów dla $i = 1, \dots, m$,

s_r^+ — nadwyżki efektów dla $r = 1, \dots, s$,

n — liczba jednostek DMU,

m — liczba nakładów,

s — liczba efektów,

λ_j — współczynnik intensywności dla jednostki DMU,

$\frac{1}{\delta_o^*}$ — wskaźnik efektywności obliczony za pomocą modelu SBM-Min.

Badania (Tone, 2015) wskazują jednak, że model SBM zazwyczaj wyznacza gorszy wskaźnik efektywności dla nieefektywnych jednostek gospodarczych, gdyż projekcja punktu efektywności jest znacznie oddalona od najbliższej krzywej efektywności (schemat). W związku z tym Tone (2015, 2016) zaproponował rozszerzenie i zmodyfikowanie swojego modelu (Tone, 2001), tak aby wyszukiwał on najbliższy punkt efektywności znajdujący się na krzywej efektywności, dzięki czemu jednostki nieefektywne mogą uzyskać wyższy poziom efektywności bądź w najbardziej skrajnym przypadku otrzymać status podmiotu efektywnego. Model ten nazwał SBM-Max, natomiast model pierwotny — dla odróżnienia — SBM-Min.

Przy obliczaniu efektywności za pomocą modelu SBM-Max najpierw wykorzystuje się model SBM-Min (1) do określenia obiektów efektywnych na podstawie danych empirycznych (Johnes i Tone, 2016). Załóżmy, że istnieje D takich jednostek. Dla każdej innej jednostki nieefektywnej rozwiązywane są dwie formuły obliczane $D + 1$ razy. Pierwsza z nich (2) definiuje jednostki referencyjne R_k^* dla zestawu obiektów efektywnych. Następnie obejmuje jedynie jednostkę efektywną znajdującą się najbliżej jednostki nieefektywnej, która jest obiektem zainteresowania, po czym określana jest para dwóch najbliższych znajdujących się jednostek efektywnych, następnie trzech i tak dalej, aż zbiór wszystkich tych jednostek zostanie wyczerpany. Formuła (2) określa luzy i wagi w celu oszacowania maksymalnego poziomu efektywności (Johnes i Tone, 2016):

$$\begin{aligned} \frac{1}{\rho_k^*} &= \max_{\lambda, s^-, s^+} 1 + \frac{1}{h} \sum_{r=1}^h \frac{s_r^+}{y_{rk}} \\ x_{ik} &= \sum_{j \in R_k^*} x_{ij} \lambda_j + s_i^- \quad (i=1, \dots, m) \\ y_{rk} &= \sum_{j \in R_k^*} y_{rj} \lambda_j - s_r^+ \quad (r=1, \dots, h) \end{aligned} \quad (2)$$

¹⁰ Decision Making Unit — jednostka decyzyjna.

$$\lambda \geq 0, \quad s^- \geq 0, \quad s^+ \geq 0$$

$$\sum_{j=1}^n \lambda_j = 1$$

Drugi program optymalizuje poziom luzów s^{-*} i s^{+*} uzyskanych w pierwszym programie (formuła 2), oszacowanych podczas projekcji rozwiązań znajdujących się na granicy efektywności, za pomocą formuły (Johnes i Tone, 2016):

$$\begin{aligned} \frac{1}{\rho_o^*} &= \max_{\lambda, s^-, s^+} 1 + \frac{1}{h} \sum_{r=1}^h \frac{s_r^+}{y_{rk} + s_i^{+*}} \\ x_{ik} - s^{-*} &= \sum_{j \in R^e} x_{ij}^e \lambda_j + s_i^- \quad (i=1, \dots, m) \\ y_{rk} + s^{+*} &= \sum_{j \in R^e} y_{rj}^e \lambda_j - s_r^+ \quad (r=1, \dots, h) \end{aligned} \quad (3)$$

$$\lambda \geq 0, \quad s^- \geq 0, \quad s^+ \geq 0$$

$$\sum_{j=1}^n \lambda_j = 1$$

gdzie:

x^e, y^e — odpowiednio zaobserwowana wartość w jednostce efektywnej,

R^e — zbiór wszystkich jednostek efektywnych,

$\frac{1}{\rho_o^*}$ — wskaźnik efektywności.

Wyznaczenie optymalnego poziomu luzów s^{-**} i s^{+**} z drugiego programu, obliczającego wynik efektywności związanej z każdym rozwiązaniem D+1, odbywa się na podstawie (Johnes i Tone, 2016):

$$\frac{1}{\rho_{ko}^*} = 1 + \frac{1}{h} \sum_{r=1}^h \frac{s_r^{+*} + s_r^{+**}}{y_{rk}} \quad (4)$$

Po oszacowaniu efektywności wszystkich D+1 warunek ρ zostaje spełniony, co oznacza, że największa wartość ze wszystkich obliczonych w ten sposób rozwiązań jest uważana za wynik efektywności danego obiektu w modelu SBM-Max.

W celu prawidłowego przeprowadzenia badania za pomocą metody DEA (niezależnie od przyjętego modelu) postuluje się spełnienie następujących warunków wstępnych (Guzik, 2009):

- względna jednolitość badanych obiektów oraz miar uwzględnionych w badaniu (muszą one występować we wszystkich obiektach w tych samych jednostkach);

- istotność przyjętych zmiennych (należy uwzględnić jedynie te nakłady, które mają bezpośredni wpływ na efekty, czyli między którymi występuje zależność);
- suma nakładów i wyników przyjęta do badania trzykrotnie większa od liczby analizowanych jednostek.

PRZEGLĄD BADAŃ I ICH METODYKI

Z przeglądu badań dotyczących efektywności działalności dydaktycznej polskich szkół wyższych¹¹ wynika, że są one (wedle wiedzy autora) prowadzone przynajmniej od 2005 r. na kilku poziomach szkolnictwa wyższego. Pierwszą próbę zastosowania metody DEA do badania polskiego szkolnictwa wyższego podjął Szuwarzyński (2005), analizujący w 2004 r. 8 wydziałów Politechniki Gdańskiej.

Większość prowadzonych w naszym kraju badań dotyczy uczelni akademickich (uniwersytety, politechniki, akademie); nieliczne analizy obejmują wyższe szkoły zawodowe (np. Brzezicki, 2016; Pasewicz, Wilczyński i Switłyk, 2012; Rządziński i Sworowska, 2016; Świtłyk i Pasewicz, 2009). Sporadycznie oprócz szacowania efektywności szkolnictwa wyższego autorzy zajmowali się również badaniem determinant wpływających na jej poziom (np. Wolszczak-Derlacz i Parteka, 2011; Wolszczak-Derlacz, 2013; Brzezicki i Wolszczak-Derlacz, 2015).

Wolszczak-Derlacz i Parteka (2011) przeanalizowały 259 europejskich podmiotów szkolnictwa wyższego (w tym 31 polskich uczelni akademickich) z 7 krajów. Autorki wykorzystały po stronie nakładów takie dane, jak liczba nauczycieli akademickich i studentów oraz wartość przychodów, a za wyniki przyjęły liczbę absolwentów i liczbę publikacji. Wolszczak-Derlacz (2015) oszacowała efektywność dydaktyczną szkolnictwa wyższego w 11 krajach na podstawie 505 uczelni (w tym 353 uczelni z 10 państw europejskich i 152 uczelni amerykańskich), wykorzystując po stronie nakładów dane dotyczące liczby nauczycieli akademickich i studentów; za wynik posłużyła liczba absolwentów.

Najczęściej analizowane są wybrane uczelnie w Polsce lub ich grupy. Szuwarzyński (2006) przeprowadził analizę efektywności 7 grup szkół wyższych: uniwersytetów, wyższych szkół technicznych, rolniczych, ekonomicznych, pedagogicznych, akademii wychowania fizycznego oraz niepublicznych wyższych szkół ekonomicznych na podstawie danych (liczby studentów, absolwentów i samodzielnych pracowników oraz kosztów działalności dydaktycznej) pochodzących z corocznego opracowania GUS *Szkoły wyższe i ich finanse*. Uzyskane przez autora wyniki świadczyły, że efektywne były jedynie publiczne i prywatne uczelnie ekonomiczne, przy czym niepubliczne w trzech modelach, a publiczne — tylko w jednym. Świtłyk (2013) dokonał oszacowania efektywności ponad 50 uczelni akademickich, przyjmując za nakłady koszty zużycia materiałów

¹¹ Z uwagi na to, że artykuł dotyczy efektywności działalności polskiego szkolnictwa wyższego, przegląd zawężono do polskich badań. Obszerny przegląd badań zagranicznych można znaleźć w: Cwiąkała-Małys (2010), Wolszak-Derlacz (2013) oraz De Witte i López-Torres (2015).

i energii, wartość usług obcych, koszty płac brutto, wartość amortyzacji i wartość innych kosztów według rodzaju, a za wyniki — wartość funduszy pozyskanych na finansowanie dydaktyki.

Najdokładniejsze badania dotyczą analizy efektywności wydziałów uczelni. Baran, Pietrzak i Pietrzak (2015) dokonali pomiaru efektywności 13 wydziałów Szkoły Głównej Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie, ujmując po stronie nakładów działalności jednostki liczbę nauczycieli akademickich, a po stronie wyniku — liczbę studentów, liczbę punktów za publikacje oraz łączną wartość grantów i prac zleconych. Pietrzak (2015, 2016) przeanalizował efektywność 46 wydziałów nauk przyrodniczych i rolniczych wybranych szkół wyższych (w pierwszym badaniu) oraz 48 wydziałów nauk inżynierskich i technicznych różnych uczelni (w drugim). Po stronie nakładów wykorzystał liczbę nauczycieli akademickich oraz poziom dotacji statutowej (w pierwszym badaniu) oraz liczbę samodzielnych pracowników naukowych, adiunktów i doktorantów (w drugim). Po stronie wyników w obu badaniach przyjął taki sam zestaw nakładów, jaki zaproponowali Baran, Pietrzak i Pietrzak (2015).

Z przeprowadzonej kwerendy wynika, że autorzy badań efektywności szkolnictwa wyższego wykorzystują głównie dwa podstawowe modele radialne metody DEA: CCR (o stałych efektach skali) i BCC (o zmiennych efektach skali); różnice wynikają jedynie z przyjętych przez autorów założeń orientacji modelu (orientacja na nakłady — minimalizacja nakładów lub orientacja na wyniki — maksymalizacja wyników). Tylko w przypadku czterech badań wykorzystano inny model DEA. Rusielik (2010) zastosował model SBM zorientowany na nakłady do analizy efektywności 17 uniwersytetów, zaś Szuwarzyński i Julkowski (2014) — model SBM zorientowany na wyniki dla 18 uczelni o profilu technicznym. Szuwarzyński (2014) do analizy 17 uniwersytetów wykorzystał model ARG (Assurance Region Global) o zmiennych efektach skali, zorientowany na wyniki, a Chodakowska (2015) — model sieciowy (network), który posłużył do analizy efektywności 12 uczelni pod względem wzajemnego oddziaływania działalności dydaktycznej i naukowej szkół wyższych.

Autorzy badań różnie odnoszą się do działalności edukacyjnej i badawczej szkół wyższych. Jedni je łączą (Pietrzak 2015, 2016; Świtłyk, 2012), drudzy rozdzielają te obszary, dokonując rozgraniczenia na dwóch płaszczyznach. Pierwszy sposób polega na stosowaniu odmiennych zmiennych do różnych modeli w tym samym badaniu; niejednokrotnie są one nazywane modelami dydaktycznymi lub naukowymi (Wolszczak-Derlacz, 2013). Drugim sposobem jest ujmowanie danych ogólnych, nieprzypisanych bezwzględnie jedynie działalności dydaktycznej lub naukowej szczególnie po stronie nakładów (Pasewicz, Wilczyński i Świtłyk, 2012; Rządziński i Sworowska, 2016). Podejście polegające na oddzielaniu działalności dydaktycznej od badawczej jest zasadne, gdy analiza ma na celu określenie efektywności danego obszaru funkcjonowania uczelni; w przeciwnym wypadku nie jest konieczna. Należy również zaznaczyć, że w literaturze coraz częściej pojawiają się badania (np. Brzezicki i Wolszczak-Derlacz, 2015; Brzezicki, 2016; Nazarko i Šaparauskas, 2014), w których auto-

rzy starają się wykorzystać dane charakteryzujące jakościowy aspekt działalności dydaktycznej szkół wyższych (preferencje pracodawców), związany z wprowadzoną w 2011 r. reformą mającą m.in. zmniejszyć rozbieżność między kształceniem na poziomie wyższym a oczekiwaniami pracodawców.

Uwzględniając przesłanki wstępne odnoszące się do jednolitości obiektów, do badania za pomocą metody DEA wybrano jedynie kilka grup szkół wyższych, które podlegają wyłącznie MNiSW i funkcjonują w ramach ustawy o szkolnictwie wyższym:

- publiczne: uniwersytety (D1), wyższe szkoły techniczne (D2), wyższe szkoły rolnicze (D3), wyższe szkoły ekonomiczne (D4), wyższe szkoły pedagogiczne (D6), akademie wychowania fizycznego (D7) i pozostałe szkoły wyższe, w tym państwowe wyższe szkoły zawodowe (pwsz) (D8);
- niepubliczne wyższe szkoły ekonomiczne (D5)¹².

Z uwagi na bardzo małą grupę analizowanych jednostek oraz wykorzystanie metody DEA, zakładającej, że suma nakładów i wyników jest trzykrotnie większa od liczby analizowanych jednostek, do badania przyjęto jedynie po jednym nakładzie i jednym wyniku (zestawienie) w każdym modelu empirycznym (I, II, III i IV). Do badania efektywności działalności dydaktycznej wykorzystano dane związane z tym obszarem funkcjonowania szkół wyższych, tj. liczbę nauczycieli akademickich, studentów i absolwentów oraz przychody dydaktyczne. Wszystkie dane do badania empirycznego uzyskano z GUS (2016).

Przy wyborze nakładów kierowano się zmiennymi wykorzystywanymi w literaturze przez innych autorów oraz dostępnością danych dla wszystkich badanych obiektów. Jako wynik przyjęto ogólną liczbę studentów (łącznie z cudzoziemcami), która odpowiada ilościowej charakterystyce działalności dydaktycznej w kontekście umiędzynarodowienia polskiego szkolnictwa wyższego. Uzupełniając ujęto również ogólną liczbę absolwentów (łącznie z cudzoziemcami), która jest naturalnie utożsamiana z finalnym procesem kształcenia. W zależności od wybranego modelu empirycznego po stronie nakładów uwzględniono albo ogólną liczbę nauczycieli akademickich (pełnozatrudnionych i niepełnozatrudnionych) — x_1 , albo całkowitą wartość przychodów dydaktycznych — x_2 , zaś po stronie wyników przyjęto albo ogólną liczbę studentów (stacjonarnych i niestacjonarnych) łącznie z cudzoziemcami — y_1 , albo ogólną liczbę absolwentów (stacjonarnych i niestacjonarnych) łącznie z cudzoziemcami — y_2 .

ZESTAWIENIE NAKŁADÓW I WYNIKÓW W MODELACH EMPIRYCZNYCH

Zmienne	I	II	III	IV
x_1	+	—	+	—
x_2	—	+	—	+
y_1	+	+	—	—
y_2	—	—	+	+

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

¹² W badaniu Szuwarzyńskiego (2006) wykorzystano podobną grupę jednostek (D1—D7).

Badanie efektywności działalności dydaktycznej polskich szkół wyższych w roku akademickim 2014/15 przeprowadzono za pomocą nieradialnych modeli SBM-Min i SBM-Max, zakładających zmienne efekty skali, zorientowanych na wyniki (maksymalizowanie efektów przy danym poziomie nakładów).

WYNIKI BADAŃ

Obliczeń empirycznych metodą DEA dokonano osobno dla czterech prób, w których badano 6—8 grup szkół wyższych, różniących się między sobą strukturą i liczbą badanych obiektów. Próby nazwano (ze względu na wymienione cechy): 8, 7a, 7b i 6. Próbę bazową tworzyły grupy szkół wyższych D1—D7, a pozostałe próby zostały utworzone poprzez jej modyfikację (dodanie lub usunięcie obiektu ze zbiorowości). Obliczone wyniki przedstawiono w tabl. 2.

TABL. 2. WSKAŹNIK EFEKTYWNOŚCI TECHNICZNEJ SBM-MIN I SBM-MAX DLA GRUP SZKÓŁ WYŻSZYCH W ROKU AKADEMICKIM 2014/2015 WEDŁUG PRÓB

Wyszczególnienie	Model I								Model II							
	8		7a		7b		6		8		7a		7b		6	
	Min	Max	Min	Max	Min	Max	Min	Max	Min	Max	Min	Max	Min	Max	Min	Max
D1	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
D2	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	0,93	1,00	0,93	1,00	0,98	1,00	0,98	1,00
D3	0,54	0,62	0,54	0,62	0,80	1,00	0,75	1,00	0,53	0,62	0,53	0,62	0,84	1,00	0,84	1,00
D4	0,73	1,00	0,73	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	0,56	0,59	0,56	0,59	1,00	1,00	1,00	1,00
D5	1,00	1,00	1,00	1,00	—	—	—	—	1,00	1,00	1,00	1,00	—	—	—	—
D6	0,52	1,00	0,52	1,00	0,68	1,00	0,68	1,00	0,76	1,00	0,76	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
D7	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
D8	0,50	0,55	—	—	0,71	0,94	—	—	0,53	0,55	—	—	0,95	1,00	—	—
M	0,50	0,55	0,52	0,62	0,68	0,94	0,68	1,00	0,53	0,55	0,53	0,59	0,84	1,00	0,84	1,00
Śr.	0,79	0,90	0,83	0,95	0,88	0,99	0,91	1,00	0,79	0,85	0,83	0,89	0,97	1,00	0,97	1,00

(dok.)

Wyszczególnienie	Model III								Model IV							
	8		7a		7b		6		8		7a		7b		6	
	Min	Max	Min	Max	Min	Max	Min	Max	Min	Max	Min	Max	Min	Max	Min	Max
D1	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
D2	0,97	1,00	0,97	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	0,90	1,00	0,90	1,00	0,96	1,00	0,96	1,00
D3	0,48	0,53	0,48	0,53	0,72	0,97	0,72	0,97	0,46	0,53	0,46	0,53	0,79	0,97	0,79	0,97
D4	0,68	1,00	0,68	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	0,52	0,55	0,52	0,55	1,00	1,00	1,00	1,00
D5	1,00	1,00	1,00	1,00	—	—	—	—	1,00	1,00	1,00	1,00	—	—	—	—
D6	0,53	1,00	0,53	1,00	0,75	1,00	0,75	1,00	0,81	1,00	0,81	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
D7	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
D8	0,47	0,50	—	—	0,72	0,92	—	—	0,49	0,50	—	—	0,93	1,00	—	—
M	0,47	0,50	0,48	0,53	0,72	0,92	0,72	0,97	0,46	0,50	0,46	0,53	0,79	0,97	0,79	0,97
Śr.	0,77	0,88	0,81	0,93	0,89	0,98	0,91	1,00	0,77	0,82	0,81	0,87	0,96	1,00	0,96	1,00

U w a g a. Min — wskaźnik efektywności obliczony za pomocą modelu SBM-Min, Max — wskaźnik efektywności obliczony za pomocą modelu SBM-Max, M — minimalna wartość wskaźnika efektywności, Śr. — średnia wartość wskaźnika efektywności obliczona za pomocą wybranego modelu w danej próbie.

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

Po dokonaniu obliczeń zauważono pewne zależności między poszczególnymi próbami, modelami empirycznymi oraz modelami DEA. W przypadku par prób 8 i 7a oraz 7b i 6 wyniki są takie same (w ramach tego samego modelu empirycznego) niezależnie od przyjętego modelu DEA dla poszczególnych jednostek, odpowiednio D1—D7 dla pierwszej pary oraz D1—D4, D6—D7 dla drugiej pary (wyjątek: próba 7b i 6, jednostka D3, model I). Wskazywać to może, że dołączenie do próby 6 pozostałych szkół wyższych, w tym pwsz (D8), nie wpływa na zmianę wskaźników efektywności dla jednostek D1—D4 i D6—D7. We wszystkich próbach i modelach empirycznych wskaźniki efektywności obliczone za pomocą modelu SBM-Max są wyższe od wskaźników efektywności modelu SBM-Min. Kolejną zależnością jest to, że średnie wskaźniki efektywności wskazują zbliżone wyniki dla wybranych modeli empirycznych, dzięki czemu można je pogrupować w dwie pary podobne do siebie — I i II oraz III i IV. Wyniki różnią się nieznacznie między sobą (średnia różnica dla tych par wynosi 0,02), z minimalnie wyższymi wskaźnikami efektywności dla modeli I i II (wyjątek: próba 7b, model I i III) niż dla modeli III i IV. Dowodzi to po pierwsze, że wartość informacyjna przyjętego nakładu w postaci liczby nauczycieli akademickich lub przychodów dydaktycznych jest zbliżona i można je zastępować w badaniach, a po drugie, że poziom nakładów jest bardziej dostosowany do liczby studentów niż absolwentów, tj. ilości osób studiujących w danym czasie.

Niezależnie od przyjętego modelu DEA, próby i modelu empirycznego w pełni efektywnymi jednostkami (tam, gdzie uwzględniono je w próbie) są uniwersytety (D1), niepubliczne wyższe szkoły ekonomiczne (D5) i akademie wychowania fizycznego (D7). Natomiast publiczne wyższe szkoły techniczne (D2), ekonomiczne (D4) i pedagogiczne (D6) są w pełni efektywne głównie w przypadku zastosowania do obliczeń modelu SBM-Max, rzadziej SBM-Min. Sporadycznie pełną efektywność wykazują uczelnie rolnicze (D3) (w próbie 7b i 6 w modelu I i II) oraz pozostałe szkoły wyższe, w tym pwsz (D8) (w próbie 7b w modelu II i IV), ale tylko w przypadku zastosowania do obliczeń modelu SBM-Max. Zdecydowana większość publicznych uczelni akademickich, tj. uniwersytety, wyższe szkoły ekonomiczne, techniczne, pedagogiczne i akademie wychowania fizycznego, jest efektywna niezależnie od wybranego modelu empirycznego w próbie 6, przy zastosowaniu do obliczeń modelu SBM-Max. Świadczy to o tym, że grupa publicznego akademickiego szkolnictwa wyższego jest w dość znacznym stopniu spójna pod względem efektywności. Natomiast włączenie do badania (próba 7a) grupy niepublicznych wyższych szkół ekonomicznych powoduje obniżenie wskaźników efektywności uczelni rolniczych, a niekiedy ekonomicznych.

Podsumowanie

W artykule przedstawiono wyniki pomiaru efektywności działalności dydaktycznej 6—8 grup szkół wyższych w Polsce (nadzorowanych przez MNiSW) w roku akademickim 2014/15. W badaniu uwzględniono ilościową charakterystykę działalności dydaktycznej szkół wyższych związaną ze wzrostem umię-

dzynarodowienia polskiej edukacji akademickiej. Po stronie efektów przyjęto albo liczbę studentów, albo absolwentów, a po stronie nakładów — liczbę nauczycieli akademickich lub przychodów dydaktycznych. Do obliczeń empirycznych wykorzystano dwa nieradialne modele metody DEA, w tym SBM-Min i SBM-Max, w obu przypadkach zorientowanych na maksymalizację efektów działalności dydaktycznej.

Wyniki badania wskazują, że grupa publicznych szkół wyższych w większości przypadków jest wewnętrznie dość spójna i charakteryzuje się pełną efektywnością w modelu SBM-Max, rzadziej w SBM-Min. Dołączenie do badania niepublicznych wyższych szkół ekonomicznych powoduje obniżenie poziomu efektywności grupy publicznych uczelni rolniczych oraz ekonomicznych. Niezależnie od przyjętych założeń badawczych (we wszystkich przypadkach) w pełni efektywnymi jednostkami są uniwersytety, niepubliczne wyższe szkoły ekonomiczne i akademie wychowania fizycznego. Większość badanych grup szkół wyższych była w roku akademickim 2014/15 jednostkami efektywnymi. Należy zauważyć, że dalsze zwiększanie liczby studentów z zagranicy będzie powodowało konieczność zatrudniania nowych nauczycieli akademickich posługujących się językiem angielskim w celu prowadzenia zajęć w tym języku.

Przyszłe kierunki badań, zgodnie ze światowymi trendami analizy edukacji, powinny uwzględniać nie tylko aspekt ilościowy, lecz także (a może przede wszystkim) jakościowy procesu kształcenia. W przyszłości w badaniach szkolnictwa wyższego należałoby wziąć pod uwagę modele sieciowe DEA, które odpowiadają na zapotrzebowanie informacyjne dotyczące efektywności badanego obiektu jako całości, a także pozwalają wyznaczyć efektywność częściową dla poszczególnych obszarów funkcjonowania jednostek edukacyjnych (np. kształcenie, nauka) bądź różnych procesów w ramach działalności dydaktycznej szkolnictwa wyższego (np. studia I i II stopnia; stacjonarne i niestacjonarne). Samo badanie kształcenia na poziomie wyższym nie powinno jednak ograniczać się tylko do oszacowania efektywności kształcenia, lecz powinno dotyczyć określenia czynników wpływających na jej poziom.

dr Łukasz Brzezicki — *Urząd Statystyczny w Gdańsku*

LITERATURA

- Banker, R. D., Charnes, A., Cooper, W. W. (1984). Some models for estimating technical and scale inefficiencies in Data Envelopment Analysis. *Management Science*, 30, 1078—1092.
- Baran, J., Pietrzak, M., Pietrzak, P. (2015). Efektywność funkcjonowania publicznych szkół wyższych. *Optimum. Studia Ekonomiczne*, 4(76), 169—185. DOI: <http://dx.doi.org/10.15290/ose.2015.04.76.11>.
- Brzezicki, Ł. (2016). Efektywność procesu kształcenia w wyższych szkołach zawodowych w 2012 roku. *Folia Oeconomica*, 4(323), 53—66. DOI: <http://dx.doi.org/10.18778/0208-6018.323.04>.
- Brzezicki, Ł., Wolszczak-Derlacz, J. (2015). Ocena efektywności działalności dydaktycznej publicznych szkół wyższych w Polsce wraz z analizą czynników ją determinujących. *Acta*

- Universitatis Nicolai Copernici. Ekonomia*, 46(1), 123—139. DOI: http://dx.doi.org/10.12775/AUNC_ECON.2015.006.
- Charnes, A., Cooper, W. W., Rhodes, E. (1978). Measuring the Efficiency of Decision-making Units. *European Journal of Operational Research*, 2, 429—444. DOI: [http://dx.doi.org/10.1016/0377-2217\(78\)90138-8](http://dx.doi.org/10.1016/0377-2217(78)90138-8).
- Chodakowska, E. (2015). An Example of Network DEA — Assessment of Operating Efficiency of Universities. *Metody ilościowe w badaniach ekonomicznych*, 16(1), 75—84.
- Ćwiąkała-Małys, A. (2010). *Pomiar efektywności procesu kształcenia w publicznym szkolnictwie akademickim*. Wydawnictwo Uniwersytetu Wrocławskiego.
- Ćwiąkała-Małys, A., Nowak, W. (2009). *Wybrane metody pomiaru efektywności podmiotu gospodarczego*. Wydawnictwo Uniwersytetu Wrocławskiego.
- De Witte, K., López-Torres, L. (2015). Efficiency in education: a review of literature and a way forward. *Journal of the Operational Research Society*. DOI: <http://dx.doi.org/10.1057/jors.2015.92>.
- Domagała, A. (2007). Metoda Data Envelopment Analysis jako narzędzie badania względnej efektywności technicznej. *Badania Operacyjne i Decyzje*, 3/4, 21—34.
- Farrell, M. J. (1957). The measurement of productive efficiency. *Journal of the Royal Statistical Society*, 120(3), 253—281.
- Färe, R., Lovell, C. A. K. (1978). Measuring the Technical Efficiency of Production. *Journal of Economic Theory*, 19(1), 150—162.
- GUS. (2011). *Szkoły wyższe i ich finanse w 2010 r.* Warszawa.
- GUS. (2012). *Szkoły wyższe i ich finanse w 2011 r.* Warszawa.
- GUS. (2013). *Szkoły wyższe i ich finanse w 2012 r.* Warszawa.
- GUS. (2014). *Szkoły wyższe i ich finanse w 2013 r.* Warszawa.
- GUS. (2015). *Szkoły wyższe i ich finanse w 2014 r.* Warszawa.
- GUS. (2016). *Szkoły wyższe i ich finanse w 2015 r.* Warszawa.
- Guzik, B. (2009). *Podstawowe modele DEA w badaniu efektywności gospodarczej i społecznej*. Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Poznaniu.
- Johnes, G., Tone, K. (2016). The efficiency of Higher Education Institutions in England revisited: comparing alternative measures. *Tertiary Education and Management*. DOI: <http://dx.doi.org/10.1080/13583883.2016.1203457>.
- Julkowski, B. (2014). Problematyka oceny efektywności szkolnictwa wyższego. *Gospodarka. Rynek. Edukacja*, 15(3), 31—36.
- Kisielewska, M. (2008). Pojęcie efektywności w metodach analizy granicznej. *Studia i Prace WNEiZ US*, 1, 189—198.
- Kozuń-Cieślak, G. (2011). Wykorzystanie metody DEA do oceny efektywności w usługach sektora publicznego. *Wiadomości Statystyczne*, 56(3), 14—42.
- Kozuń-Cieślak, G. (2013). Efektywność — rozważania nad istotą i typologią. *Kwartalnik Kolegium Ekonomiczno-Społecznego. Studia i Prace*, 4, 13—42.
- MNiSW (2015a). *Program rozwoju szkolnictwa wyższego i nauki na lata 2015—2030*. Pobrano z: http://www.nauka.gov.pl/g2/oryginal/2015_09/ccode12e22cdc548b16002ab2c199ba7.pdf.
- MNiSW (2015b). *Proces boloński*. Pobrane z: <http://www.nauka.gov.pl/proces-bolonski/proces-bolonski.html>.
- MNiSW (2016). *Naukowcy debatują o umiędzynarodowieniu — pierwsza konferencja Narodowego Kongresu Nauki*. Pobrane z: <http://www.nauka.gov.pl/aktualnosci-ministerstwo/naukowcy-debatuja-o-umiedzynarodowieniu-pierwsza-konferencja-narodowego-kongresu-nauki.html>.
- NKN (2016). *Jarosław Gowin: uczelnie powinny zabiegać o zagranicznych studentów i wykładowców*. Pobrane z: <https://nkn.gov.pl/jaroslaw-gowin-uczelnie-zabiegac-o-zagranicznych-studentow-wykladowcow>.

- Nazarko, J., Šaparauskas, J. (2014). Application of DEA method in efficiency evaluation of public higher education institutions. *Technological and Economic Development of Economy*, 20(1), 25—44. DOI: <http://dx.doi.org/10.3846/20294913.2014.837116>.
- Pasewicz, W., Wilczyński, A., Świtłyk, M. (2012). Efektywność państwowych wyższych szkół zawodowych w latach 2004—2010. W: J. Sokołowski, M. Rękas, G. Węgrzyn (red.), *Ekonomia. Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu*, 245, 367—376.
- Pietrzak, P. (2015). Wykorzystanie metody DEA do oceny i poprawy efektywności funkcjonowania wydziałów nauk przyrodniczych i rolniczych. *Roczniki Naukowe Stowarzyszenia Ekonomistów Rolnictwa i Agrobiznesu*, 17(5), 205—212.
- Pietrzak, P. (2016). Zastosowanie metody DEA do badania efektywności wydziałów nauk inżynierskich i technicznych. *Studia i Prace WNEiZ US*, 44(2), 267—280.
- Rusielik, R. (2010). Zastosowanie metody DEA do porównania procesów dydaktycznych w szkołach wyższych. W: J. Sokołowski, M. Sosnowski, A. Żabiński (red.), *Ekonomia. Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu*, 113, 779—795.
- Rządziński L., Sworowska A. (2016). Parametric and Non Parametric Methods for Efficiency Assessment of State Higher Vocational Schools in 2009—2011. *Entrepreneurial Business and Economics Review*, 4(1), 95—112. DOI: <http://dx.doi.org/10.15678/EBER.2016.040107>.
- Samuelson, P. A., Nordhaus, W. D. (2004). *Ekonomia*, t. 1. Warszawa: PWN.
- Szuwarzyński, A. (2005). Pomiar efektywności procesu kształcenia w uczelni wyższej W: K. Leja, A. Szuwarzyński (red.), *Zarządzanie wiedzą w organizacjach niekomercyjnych* (s. 9—27). Gdańsk: Wydział Zarządzania i Ekonomii Politechniki Gdańskiej.
- Szuwarzyński, A. (2006). Rola pomiaru efektywności szkoły wyższej w kształtowaniu jej pozycji konkurencyjnej. W: J. Dietl, Z. Sapijaszka (red.), *Konkurencja na rynku usług edukacji wyższej* (s. 213—224). Łódź: Fundacja Edukacyjna Przedsiębiorczości.
- Szuwarzyński, A. (2014). Model DEA do oceny efektywności funkcjonowania publicznych uniwersytetów w Polsce. W: J. Sokołowski, A. Żabiński (red.), *Polityka ekonomiczna, Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu*, (348), 361—370.
- Szuwarzyński, A., Julkowski, B. (2014). Wykorzystanie wskaźników złożonych i metod nieparametrycznych do oceny i poprawy efektywności funkcjonowania wyższych uczelni technicznych. *Edukacja*, (3), 54—74.
- Świtłyk, M. (2012). Efektywność techniczna publicznych uczelni w latach 2001—2010. *Ekonometria*, (4), 320—342.
- Świtłyk, M. (2013). Efektywność dydaktyki w uczelniach publicznych w Polsce. *Ekonomia*, (1), 9—28.
- Świtłyk, M., Pasewicz, W. (2009). Efektywność techniczna kształcenia w państwowych wyższych szkołach zawodowych w latach 2004—2006. *Folia Pomeranae Universitatis Technologiae Steninsis. Oeconomica*, 273(56), 187—196.
- Tone, K. (2001). A slacks based measure of efficiency in data envelopment analysis. *European Journal of Operational Research*, 130(3), 498—509.
- Tone, K. (2011). Slacks-Based Measure of Efficiency. W: W. W. Cooper, L. M. Seiford, J. Zhu (red.), *Handbook on Data Envelopment Analysis* (s. 195—209). New York: Springer.
- Tone, K. (2015). *Slacks based measure variations revisited*. INFORMS Conference, Philadelphia, 3 November. Pobrano z: https://grips.repo.nii.ac.jp/?action=repository_uri&item_id=1176&file_id=20&file_no=1.
- Tone, K. (2016). Data Envelopment Analysis as a Kaizen Tool: SBM Variations Revisited. *Bulletin of Mathematical Sciences and Applications*, (16), 49—61. DOI: <http://dx.doi.org/10.18052/www.scipress.com/BMSA.16.49>.
- UNESCO (2014). *Global flow of tertiary-level students*. UNESCO Institute for Statistics. Pobrano z: <http://www.uis.unesco.org/Education/Pages/international-student-flow-viz.aspx>.

- Wolszczak-Derlacz, J. (2013). *Efektywność naukowa, dydaktyczna i wdrożeniowa publicznych szkół wyższych w Polsce — analiza nieparametryczna*. Gdańsk: Wydawnictwo Politechniki Gdańskiej.
- Wolszczak-Derlacz, J. (2015). Analiza efektywności działalności uczelni europejskich i amerykańskich — podejście nieparametryczne. *Ekonomia*, (40), 109—130. DOI: <http://dx.doi.org/10.17451/eko/40/2015/76>.
- Wolszczak-Derlacz, J., Parteka, A. (2011). Efficiency of European public higher education institutions: a two-stage multicountry approach. *Scientometrics*, (89), 887—917. DOI: <http://dx.doi.org/10.1007/s11192-011-0484-9>.

Summary. *The aim of this article is to assess the effectiveness of Polish higher education didactic activity in the academic year 2014/15 in the context of demographic changes and internationalisation of higher education. The research was conducted using the SBM-Min and SBM-Max models of non-parametric DEA method, based on the CSO data. Depending on the chosen model the value of revenues from educational activities or the number of teachers was assumed as the expenditure of a higher school, and the number of students or graduates as the effects.*

The results indicate that the majority of the examined units were more effective in the model SBM-Max than SBM-Min. A group of public higher education institutions is effective and consistent with each other to a considerable extent.

Keywords: DEA, higher education, effectiveness.

Andrzej MANTAJ
Artur OSTROMĘCKI
Dariusz ZAJĄC

Czynniki kształtujące migracje ludności w gminach wiejskich Polski Wschodniej

Streszczenie. *Celem artykułu jest określenie uwarunkowań migracji ludności w gminach wiejskich Polski Wschodniej przy wykorzystaniu analizy statystycznej. Materiał empiryczny badania stanowiły dane GUS za 2014 r. oraz IUNG-PIB w Puławach. Badaniem objęto pięć województw: lubelskie, podkarpackie, podlaskie, świętokrzyskie i warmińsko-mazurskie.*

Uzyskane wyniki pozwoliły stwierdzić, że napływowi ludności i poprawie sytuacji demograficznej w gminach wiejskich Polski Wschodniej sprzyjał przede wszystkim rozwój pozarolniczej działalności gospodarczej, co miało wpływ na powiększenie rynku pracy, a tym samym zbytu, jak również na lepszą sytuację finansową tych jednostek samorządu terytorialnego.

Słowa kluczowe: migracje ludności, gminy wiejskie, Polska Wschodnia.

JEL: O12, O15, O18, R11, R12, R23, R51

Przepływy ludności w formie migracji stałych mają istotne znaczenie dla rozwoju społeczno-gospodarczego zarówno w skali regionalnej, jak i lokalnej. Napływ ludności może stanowić impuls rozwoju związany z efektami aglomeracji przejawiającymi się m.in. wielkością rynku zbytu, zróżnicowaniem rynku pracy, a także rozwojem działalności gospodarczej, w tym rozszerzaniem oferty usługowej. Z migracjami stałymi wiąże się też bardzo często przepływy kapitałowe dotyczące np. zakupu czy budowy domów bądź mieszkań. Zmniejszenie liczby ludności może natomiast negatywnie wpływać na gospodarkę, prowadząc m.in. do utraty kapitału ludzkiego oraz do kurczenia się rynku zbytu, a w konsekwencji także do ograniczania możliwości rozwoju działalności gospodarczej. Odpływ ludności może być jednak częściowo kompensowany transferami dochodów emigrantów do ich rodzin, które pozostały w poprzednim miejscu za-

mieszkania. W długim okresie korzystne może być zjawisko powrotów emigrantów, którzy np. wykorzystując zdobyte doświadczenie i kapitał, mogą rozpocząć działalność gospodarczą, w tym także w nieznanym dotąd niszach rynkowych, jak również mogą inwestować na rynku nieruchomości (Celińska-Janowicz, Miszczuk, Płoszaj i Smętkowski, 2010).

Pomiędzy zaludnieniem i rozwojem społeczno-gospodarczym na obszarach wiejskich zachodzi silna zależność, a zmiany zaludnienia wsi są zarówno przyczyną, jak i skutkiem zróżnicowania procesów rozwojowych. Jest to zależność o specyficznym charakterze, albowiem jest w nią wbudowany mechanizm pogłębiania się zróżnicowania. Mała gęstość zaludnienia sprzyja jej dalszemu zmniejszaniu się, a duża — zwiększaniu. Na obszarach wiejskich (demograficznie starych) widoczna jest tendencja do powiększania udziału ludności starej, a na obszarach o dużym odsetku ludności młodej — do powiększania jej udziału. Ta cecha mechanizmów zróżnicowania przestrzennego zaludnienia może decydować o jego trwałości, ponieważ z relatywnie niewielkimi zmianami obszary wiejskie wyludniają się w latach 70. i 80. XX w. oraz te, które obecnie zmniejszają zaludnienie — to te same rejony kraju (Rosner, 2011, 2012).

Zmiany rozkładu przestrzennego liczby ludności wiejskiej są zjawiskiem trwałym i silnie związanym z terytorialnym zróżnicowaniem społecznym i gospodarczym. Ich główny mechanizm związany jest z procesami migracyjnymi, które dokonują się zwykle w układzie wieś—miasto, a w mniejszym stopniu wieś—wieś. Zaludnienie wsi zmniejsza się na terenach zapóźnionych pod względem rozwoju społeczno-gospodarczego o dominującej funkcji rolniczej. Są to rejony pogranicza wschodniego Polski oraz łańcuchy gmin peryferyjnych w układzie regionalnym, często zlokalizowane wzdłuż granic byłych 49 województw.

W układzie przestrzennym gmin, gdzie zmniejsza się zaludnienie, ważną rolę odgrywa położenie względem miast, zwłaszcza dużych i średnich. Gminy te występują na obszarach wiejskich oddalonych od miast i słabo skomunikowanych. Na drugim biegunie znajdują się obszary wiejskie, gdzie z kolei zwiększa się zaludnienie, czyli przede wszystkim w pobliżu miast, zwłaszcza dużych i średnich. Gęsto zaludnione wiejskie obszary położone na przedmieściach stanowią bogaty miejscowy rynek pracy, co wiąże się z wieloma funkcjami gospodarczymi wynikającymi z obsługi miasta. Rozwój stref podmiejskich nie dokonuje się jednak równomiernie we wszystkich kierunkach. Wyznacznikiem kierunku tego rozwoju jest z jednej strony sieć komunikacyjna, wzdłuż której powstają nowe osiedla i ośrodki gospodarcze, a z drugiej — tereny słabiej skomunikowane i nieatrakcyjne dla dojeżdżających do pracy w mieście, które stają się atrakcyjne dla lokalizacji funkcji rekreacyjnej (np. związanej z posiadaniem drugiego domu wykorzystywanego do spędzania czasu wolnego poza miastem) (Heffner i Czarnecki, 2011; Rosner, 2011, 2012).

Obecna faza różnicowania się procesów zaludnienia, a także rozwoju społeczno-gospodarczego na obszarach wiejskich powoduje, że w tych samych regionach z jednej strony powstają strefy wzrostu zaludnienia, zwłaszcza wokół miast, które stanowią centra regionalne, a z drugiej pojawiają się tereny o ce-

chach peryferyjnych — oddalone od tych miast. Oznacza to, że w rozważaniach dotyczących przestrzennej nierównomierności rozwoju obszarów wiejskich, prowadzonych wyłącznie z punktu widzenia agregacji regionalnej, można utracić z pola widzenia znaczną część problemu. Obecnie nie wystarcza zatem ani rozróżnienie na Polskę wschodnią i zachodnią, ani podział regionalny, ponieważ najważniejsze zmiany zachodzą wewnątrz regionów. Należy dodać, że procesy związane ze zmniejszaniem się zaludnienia na peryferiach układu i jego wzrostu w pobliżu centrum dotyczą nie tylko układów regionalnych, ale również lokalnych (Rosner, 2011, 2012).

Polska Wschodnia¹ to region słabiej rozwinięty gospodarczo, charakteryzujący się niskim poziomem kapitału ludzkiego, ograniczoną dostępnością terytorialną, słabym rozwojem infrastruktury oraz niskimi dochodami ludności i jednostek samorządu terytorialnego. Są to obszary wiejskie, których gospodarka jest w dużym stopniu zależna od rolnictwa. Procesy zachodzące na wsi i w rolnictwie mają w tym regionie większy wpływ na jego ogólną sytuację ekonomiczną niż w innych regionach kraju. Strategia rozwoju Polski Wschodniej nie powinna dotyczyć jedynie unowocześniania jej dotychczasowego potencjału, ale dążyć do dywersyfikacji specjalizacji regionalnej, w tym zwłaszcza w kierunku konsekwentnego budowania nowego potencjału endogenicznego w odniesieniu do gospodarki innowacyjnej i technologicznej. Zasadniczym celem strategicznym obszarów wiejskich tego regionu powinno być budowanie kapitału społecznego oraz różnicowanie wiejskiej struktury gospodarczej poprzez ułatwianie i wspieranie rozwoju działalności pozarolniczej (Grosse, 2007; Wilkin, 2007).

Problemy dysproporcji rozwoju Polski Wschodniej po 1990 r. nabrały nowego wymiaru po akcesji naszego kraju do Unii Europejskiej (UE). W sytuacji uzyskania możliwości ubiegania się o fundusze strukturalne problem ten uzyskał status polityczny i ekonomiczny. Dotychczasowe badania w zakresie dywersyfikacji ekonomicznej w większości koncentrowały się na poszukiwaniu szans i barier rozwoju ze względu na potrzeby np. Krajowej Strategii Rozwoju Regionalnego czy Strategii Rozwoju Społeczno-Gospodarczego Polski Wschodniej. Badania czynników warunkujących te procesy w środowiskach lokalnych są istotne dla elastycznego weryfikowania planów operacyjnych rozwoju. Mogą posłużyć także do weryfikacji przyjętych w strategiach celów i skupić się na tych czynnikach, które w sposób istotny uruchamiają procesy rozwojowe lub je hamują.

Przyjmując w uproszczeniu, że współczesny model polityki regionalnej to model wzrostu endogenicznego z elementami modelu egzogenicznego, należy uznać, że mechanizm poprawiający konkurencyjność środowisk zmarginalizowanych tkwi w specyficznych przemianach zasobów fizycznych i społecznych. W związku z tym w badaniach empirycznych należałoby szukać takich czynników, które pobudzają potencjał regionu i uruchamiają samoczynnie trwałe procesy rozwojowe (Błaszczuk i Rawicz, 2010).

¹ W artykule Polska Wschodnia oznacza region, który został objęty programem tak nazwanym, czyli obszar pięciu województw: lubelskiego, podlaskiego, podkarpackiego, świętokrzyskiego i warmińsko-mazurskiego (MRR, 2007, 2008, 2011).

Specyfika czynników warunkujących rozwój Polski Wschodniej w dużej mierze wynika z zakorzenionych postaw jej mieszkańców. Fakt długotrwałego zapóźnienia w rozwoju tego regionu wykreował postawy zachowawcze, tradycyjne, a co nader istotne we współczesnym świecie — niską tolerancję dla odmiennych postaw i zachowań (Gorzelać, 2007). Komplikuje to analizę czynników materialnych i instytucjonalnych, pokazując jednocześnie konsekwencje wprowadzania priorytetów rozwojowych przychodzących z zewnątrz i powszechnie uznawanych za właściwe, ale nie do końca akceptowanych przez badane społeczności.

CEL, MATERIAŁ I METODA

Celem artykułu jest próba określenia uwarunkowań migracji ludności w gminach wiejskich Polski Wschodniej na podstawie statystycznej analizy współzmienności badanych zjawisk.

Materiały źródłowe badań stanowiły dane za 2014 r., zaczerpnięte z Banku Danych Lokalnych GUS oraz Instytutu Uprawy, Nawożenia i Gleboznawstwa (IUNG-PIB) w Puławach, dotyczące wszystkich gmin wiejskich Polski Wschodniej. Ze zbioru liczącego 495 jednostek, badaniem objęto 195 gmin, które wyznaczono na podstawie tablic liczb losowych. Jako determinanty przemieszczania się ludności przyjęto występujące w tych jednostkach: uwarunkowania demograficzne, przyrodniczo-rolnicze, stan infrastruktury technicznej, zasoby mieszkaniowe, wskaźniki ekonomiczno-finansowe jednostek samorządu terytorialnego, pozarolniczą działalność gospodarczą oraz źródła utrzymania rodzin rolniczych. W analizie statystycznej tych zjawisk posłużono się analizą krokowej regresji liniowej z uwzględnieniem współliniowości zmiennych.

Z uwagi na cel badań, za zmienną zależną przyjęto saldo migracji na pobyt stały w przeliczeniu na 1000 mieszkańców. Zauważyć należy, że dla zmniejszenia okresowych wahań tego wskaźnika, a także niektórych innych wykorzystanych w pracy mierników natężenia, zamiast wartości można wykorzystać ich ruchome średnie arytmetyczne. Ponadto należy mieć na uwadze, że dostępne dane GUS opisujące stopę migracji są zaniżone wskutek niedopełniania przez obywateli obowiązku wymeldowywania się w przypadku opuszczania swego miejsca zamieszkania (Jończy, 2010, 2014). Przyjmując, że powszechność tego zjawiska jest na badanym obszarze w miarę wyrównana, nie powinno to jednak w sposób zasadniczy wpłynąć na analizę siły współzmienności migracji ze zmiennymi niezależnymi, za które zdecydowano się wstępnie przyjąć²:

- gęstość zaludnienia — liczba osób/km²;
- wskaźnik obciążenia demograficznego — ludność w wieku nieprodukcyjnym/ /100 osób w wieku produkcyjnym;

² W kontekście stopy bezrobocia warto mieć na uwadze także fakt, że bezrobocie rejestrowane dotyczy głównie osób w gospodarstwach domowych nieużytkujących gospodarstwa rolnego.

- stopę bezrobocia — udział osób bezrobotnych w liczbie osób w wieku produkcyjnym w %;
- współczynnik feminizacji — liczba kobiet/100 mężczyzn;
- odsetek ludności korzystającej z sieci wodociągowej, kanalizacyjnej oraz gazowej;
- liczbę mieszkań przypadających na 1000 osób;
- przeciętną powierzchnię użytkową mieszkania w m²/osobę;
- lesistość — udział lasów w powierzchni ogólnej w %;
- udział obszarów prawnie chronionych w powierzchni ogólnej w %;
- wskaźnik waloryzacji rolniczej przestrzeni produkcyjnej w punktach (dane z IUNG-PIB w Puławach);
- udział użytków rolnych w powierzchni ogólnej w %;
- udział gruntów ornych w powierzchni ogólnej użytków rolnych w %;
- obsadę pogłównia zwierząt gospodarskich w indywidualnych gospodarstwach rolnych — SD/100 ha UR (dane z PSR 2010);
- średnią powierzchnię użytków rolnych w indywidualnych gospodarstwach rolnych w ha (dane z PSR 2010);
- dochody ogółem budżetów gmin na mieszkańca w zł/osobę;
- dochody własne budżetów gmin na mieszkańca w zł/osobę;
- udział środków z UE na finansowanie programów i projektów unijnych w dochodach ogółem budżetów gmin w %;
- udział wydatków inwestycyjnych w ogólnych wydatkach budżetów gmin w %;
- liczbę podmiotów gospodarczych przypadających na 1000 mieszkańców w wieku produkcyjnym;
- liczbę nowo zarejestrowanych podmiotów gospodarczych przypadających na 10 tys. osób w wieku produkcyjnym;
- udział wyrejestrowanych podmiotów gospodarczych w ogólnej liczbie podmiotów wpisanych do rejestru REGON w %;
- odsetek gospodarstw domowych rodzin rolniczych z dochodami z rolnictwa, z pozarolniczej działalności gospodarczej oraz z niezarobkowych źródeł utrzymania, jak emerytury, renty itp. (dane z PSR 2010).

W celu wyboru spośród 26 determinant tych, których współzmiennosc ze stopą migracji jest statystycznie istotna, posłużono się regresją krokową wsteczną. W procedurze tej postępowanie rozpoczyna się od analizy modelu zawierającego wszystkie zmienne. Następnie dokonuje się kolejnych eliminacji z równania tej spośród zmiennych niezależnych, która w danym kroku wykazała najmniej istotny wpływ na zmienną zależną, kontynuując te działania do chwili znalezienia najlepszego modelu (Rabiej, 2012). Oczywiście w trakcie tego postępowania stale sprawdzane jest znaczenie dla jakości modelu zmiennych wyeliminowanych do tej pory. Metodę tę wskazuje się jako dającą lepsze wyniki od regresji krokowej w przód (Stanisz, 2007).

Parametry równania regresji wyznaczano według wzoru (Józwiak i Podgórski, 1998):

$$\hat{\beta} = (\mathbf{X}^T \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}^T \mathbf{y}$$

gdzie:

- $\hat{\beta}$ — wektor estymatorów parametrów strukturalnych modelu (parametrów modelu, współczynników regresji),
 \mathbf{X} — macierz wartości zmiennych niezależnych,
 \mathbf{y} — wektor wielkości zmiennej zależnej,
 $(\mathbf{X}^T \mathbf{X})^{-1}$ — macierz odwrócona wartości zmiennych niezależnych.

Parametr modelu znajdujący się przy zmiennej niezależnej wskazuje, jakie jest średnie oddziaływanie jej jednostkowego wzrostu na zmiany wielkości zmiennej zależnej przy eliminacji wpływu innych zmiennych niezależnych uwzględnionych w równaniu regresji.

Statystyczną istotność parametrów strukturalnych, przy założeniu hipotezy o ich zerowej wartości w populacji, weryfikowano statystyką testu *t*-Studenta jako:

$$t_j = \frac{\hat{\beta}_j - \beta_j}{s_{\beta_j}}$$

gdzie:

β_j — *j*-ta składowa wektora parametrów $\beta = (\beta_1, \beta_2, \dots, m)$,

s_{β_j} — estymator standardowego błędu jej oceny, $j=1, 2, \dots, m$, gdzie *m* to liczba parametrów modelu.

W związku z tym, że parametry strukturalne modelu nie pozwalają bezpośrednio ustalić mocy współzmienności między zmiennymi, do jej określenia posłużono się cząstkowymi i semicząstkowymi współczynnikami korelacji. Kwadrat pierwszego z nich można interpretować jako iloraz wariancji (zmiennej zależnej) wyjaśnionej przez daną zmienną niezależną i wariancji niewyjaśnionej przez pozostałe znajdujące się w równaniu modelu zmienne niezależne. Z kolei kwadrat semicząstkowego współczynnika korelacji jest odsetkiem całkowitej wariancji zmiennej zależnej jaką wyjaśnia dana zmienna niezależna (Stanisz, 2007). Wynika stąd, że podstawa odniesienia wariancji wyjaśnionej w przypadku semicząstkowych współczynników korelacji jest stała, a w przypadku współczynników cząstkowych — zmienia się w zależności od jego rzędu oraz badanej zmiennej niezależnej.

Do pożądaných cech estymatorów parametrów modelu regresji należy spełnienie przez nie warunków użytecznych do konstruowania testów statystycznych. W rozważanym przypadku za jeden z najważniejszych z nich należy uznać

normalność rozkładu reszt z modelu. Warunek ten weryfikowano statystyką testu Shapiro-Wilka, przy przyjęciu w hipotezie zerowej założenia o pochodzeniu próby z populacji o rozkładzie normalnym (Gruszczyński i Podgórska, 1996). Uzyskanie jednak statystycznie istotnych parametrów modelu może być zakłócone przez współliniowość zmiennych niezależnych. Jeśli zjawisko to występuje, wówczas oceny średnich błędów szacunku parametrów są relatywnie duże, powodując zaniżanie statystyki t -Studenta, a przez to utrudniając dowiedzenie istotności parametrów równania. Z tego względu dla każdej ze zmiennych objaśniających wyznaczano tzw. czynnik inflacji wariancji (CIW) według wzoru: $1/(1-R_j^2)$, gdzie R_j jest współczynnikiem korelacji wielorakiej każdej kolejnej spośród zmiennych niezależnych z pozostałymi. Przyjmuje się, że wartością graniczną, której CIW nie powinien przekroczyć, jest 10 (Gruszczyński i Podgórska, 1996). Występujący w tym wzorze kwadrat współczynnika korelacji wielorakiej R^2 , czyli współczynnik determinacji, można wyznaczyć ze wzoru:

$$R^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (\hat{Y}_i - \bar{Y})^2}{\sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2}$$

gdzie:

\hat{Y}_i — wartości zmiennej zależnej wyznaczone z równania regresji,

Y — wartości empiryczne zmiennej zależnej.

We wszystkich przypadkach obliczanych w badaniu testów statystycznych hipotezę zerową odrzucano przy istotności $\alpha = 0,05$.

WYNIKI BADAŃ I DYSKUSJA

Przed przystąpieniem do analizy wyznaczonego równania modelu sprawdzono podstawowy warunek użyteczności estymatorów parametrów modelu regresji do konstruowania testów statystycznych, czyli hipotezę o normalności rozkładu reszt modelu. Prawdopodobieństwo testowe statystyki testu Shapiro-Wilka równe 0,51 nie pozwoliło na odrzucenie tej hipotezy, a więc uzyskane parametry strukturalne spełniły ten warunek.

Spośród wstępnie przyjętych 26 zmiennych niezależnych, które mogły znaleźć się w równaniu regresji, skutkiem zastosowania metody krokowej regresji liniowej w jej wariancie „wstecz”, ostatecznie w modelu zostało uwzględnionych 7 z nich (tabl. 1).

TABL. 1. PARAMETRY STRUKTURALNE RÓWNIANIA REGRESJI

Zmienne niezależne	Parametry równania modelu	Statystyka testu <i>t</i> -Studenta	Prawdopodobieństwo testowe statystyki <i>t</i> -Studenta
Stała	-7,982	-4,728	0,00000450000
Nowo zarejestrowane podmioty gospodarcze	0,056	6,688	0,00000000025
Dochody własne budżetów gmin/osobę	0,003	4,933	0,00000180000
Gęstość zaludnienia	0,036	4,509	0,00001100000
Odsetek ludności korzystającej z wodociągu	0,027	2,323	0,02100000000
Średnia powierzchnia użytków rolnych	-0,302	-4,740	0,00000420000
Stopa bezrobocia	-0,213	-2,864	0,00470000000
Odsetek wyrejestrowanych podmiotów gospodarczych	-0,280	-2,631	0,00921000000

Źródło: opracowanie własne.

Okazało się, że z siedmiu zmiennych objaśniających sześć jest powiązanych z poziomem migracji w sposób statystycznie silnie istotny, a jedna w stopniu istotnym. Wraz ze wzrostem liczby ludności w gminach wiejskich Polski Wschodniej dodatnio skorelowane były cztery, a ujemnie — trzy zmienne niezależne. Liczba osób przemieszczających się przypadających na 1000 mieszkańców wzrastała średnio o ok. 0,06 w przypadku zwiększenia się o jeden liczby nowo zarejestrowanych podmiotów gospodarczych, o trzy przy zwiększeniu się o 1000 zł dochodów własnych budżetów gmin przypadających na mieszkańca, o 0,036 w przypadku wzrostu gęstości zaludnienia o jedną osobę na km² oraz o 0,27, kiedy zwiększał się o 1 p.proc. odsetek ludności korzystającej z wodociągu. Z kolei liczba tych osób przypadających na 1000 mieszkańców malała o ok. 0,3 przy wzroście o 1 ha średniej powierzchni użytków rolnych w indywidualnych gospodarstwach rolnych, o 0,21 w przypadku zwiększania się o 1 p.proc. stopy bezrobocia oraz średnio o 0,28, gdy wzrastał o 1 p.proc. odsetek wyrejestrowanych podmiotów gospodarczych. Trudno oczywiście porównywać wartości tych parametrów strukturalnych modeli, ponieważ zmienne niezależne różniły się nie tylko mianami, ale i ich wielkościami bezwzględny.

W celu ułatwienia interpretacji uzyskanych wyników, z uwagi na moc powiązania między zmiennymi, w tabl. 2 podano odpowiednie cząstkowe i semicząstkowe współczynniki korelacji, a także czynniki inflacji wariancji.

TABL. 2. WSPÓŁCZYNNIKI KORELACJI CZĄSTKOWEJ I SEMICZĄSTKOWEJ ORAZ CZYNNIKI INFLACJI WARIANCJI

Zmienne niezależne	Współczynniki korelacji cząstkowej	Współczynniki korelacji semicząstkowej	Czynniki inflacji wariancji
Nowo zarejestrowane podmioty gospodarcze	0,44	0,32	1,19
Dochody własne budżetów gmin/osobę	0,34	0,24	1,14
Gęstość zaludnienia	0,31	0,22	1,77
Odsetek ludności korzystającej z wodociągu	0,17	0,11	1,09
Średnia powierzchnia użytków rolnych	-0,33	-0,23	1,13
Stopa bezrobocia	-0,21	-0,14	1,13
Odsetek wyrejestrowanych podmiotów gospodarczych	-0,19	-0,13	1,73

Źródło: jak przy tabl. 1.

Na podstawie danych zawartych w tabl. 2 można stwierdzić, że CIW dla wszystkich zmiennych objaśniających przyjął wielkości zbliżone do 1, a więc dalekie od krytycznej wartości 10. Świadczy to o tym, że zjawisko tzw. przybliżonej współliniowości wśród zmiennych niezależnych nie występowało i nie utrudniało statystycznej weryfikacji parametrów modelu, a tym samym współczynników korelacji.

Przed przystąpieniem do bardziej szczegółowej oceny badanych powiązań należy stwierdzić, że model regresji z zawartymi w nim zmiennymi niezależnymi wyjaśnił ponad 56% ogólnej zmienności zjawiska migracji, na co wskazuje w miarę wysoki współczynnik korelacji wielorakiej o wartości 0,75.

Dalej przedstawiona zostanie analiza siły i kierunków współbieżności salda migracji na pobyt stały na 1000 mieszkańców z kolejnymi zmiennymi niezależnymi odrębnie. W związku z tym, że współczynniki korelacji semicząstkowej i cząstkowej wskazują na identyczne uporządkowanie siły powiązań między badanymi cechami, w analizie wykorzystano tylko te ostatnie.

Migracja najmocniej i w sposób dodatni powiązana była z liczbą nowo zarejestrowanych podmiotów gospodarczych (współczynnik korelacji cząstkowej równy 0,44). Tak więc w gminach wiejskich Polski Wschodniej występujący rozwój pozarolniczej działalności gospodarczej powodował napływ na ich teren nowych mieszkańców.

Drugą co do siły i dodatnio powiązaną z saldem migracji na pobyt stały na 1000 ludności była zmienna opisująca dochody własne budżetów gmin przypadające na mieszkańca (współczynnik korelacji cząstkowej równy 0,34). Źródła dochodów własnych związane są bardzo silnie z aktywnością gospodarczą prowadzoną w gminie. Dochody te tworzone są głównie przez wpływy z podatków i opłat lokalnych oraz z majątku gminy, a także w znacznej mierze przez transfery z budżetu państwa środków pochodzących z podatków dochodowych od osób fizycznych i osób prawnych przynależnych do danego terenu. Należy więc uznać, że tworzenie właściwego dla rozwoju gospodarczego otoczenia prawnomaterialnego gwarantuje z jednej strony dodatnie saldo migracji, a z drugiej wzrost potencjału ekonomicznego gminy.

Dwie kolejne zmienne niezależne, skorelowane dodatnio i nieco słabiej aniżeli poprzednie z przyrostem liczby ludności, to gęstość zaludnienia i odsetek ludności korzystającej z wodociągu (współczynniki korelacji cząstkowej równe odpowiednio 0,31 i 0,17). Obie te zmienne przyjmują większe wartości na terenach mających bardziej atrakcyjny rynek pracy i lepsze warunki zamieszkania, a w niektórych gminach także dostępność wody bieżącej mogła być mniejsza.

Trzy zmienne niezależne powiązane są w sposób ujemny z saldem migracji na pobyt stały na 1000 ludności. Najmocniej ze spadkiem liczby mieszkańców skorelowany okazał się wzrost średniej powierzchni użytków rolnych w indywidualnych gospodarstwach rolnych (współczynnik korelacji cząstkowej równy -0,33). Wynika stąd, że w gminach wiejskich Polski Wschodniej (gdzie znajdują

się duże gospodarstwa rolne) większego znaczenia dla ich gospodarki nabiera rolnictwo. Jeśli więc istnieje tam nadwyżka siły roboczej, to mieszkańcy muszą szukać zatrudnienia poza własną gminą, ponieważ jej rolniczy charakter im go nie zapewni. W tym przypadku ujemne saldo migracji ma bezpośredni wpływ na poprawę relacji czynników wytwórczych i efektywności w rolnictwie.

Kolejną zmienną niezależną ujemnie związaną z migracją jest stopa bezrobocia (współczynnik korelacji cząstkowej równy $-0,21$). Wyższy odsetek bezrobotnych wskazuje na potrzebę poszukiwania pracy poza miejscem zamieszkania i w przypadku jej otrzymania związane jest ze zmianą miejsca pobytu. Także wyższy odsetek wyrejestrowanych podmiotów gospodarczych, będący ostatnią ze zmiennych niezależnych w modelu, świadczy o trudniejszej egzystencji na danym terenie i jest jedną z przyczyn i jednocześnie skutków ujemnej migracji, świadcząc o zmniejszającym się potencjale ekonomicznym gminy.

Podsumowanie

Oszacowany model regresji stopnia i rodzaju współzmienności migracji pozwolił ustalić wśród 26 determinant 7 statystycznie istotnych powiązań. Niektóre ze zmiennych niezależnych mogły z jednej strony warunkować procesy migracyjne, a z drugiej być ich skutkiem. Co prawda współczynnik korelacji wielorakiej równy 0,75 wskazywał na w miarę wyraźną współbieżność analizowanych zmiennych, to jednak współczynniki korelacji cząstkowej nie były już tak wysokie. Świadczyć to może i o tym, że istnieją jeszcze inne czynniki warunkujące migracje ludności. Stwierdzone w opracowaniu zależności pozwalają jednak na ogólną identyfikację przyczyn migracji. Tak więc za uwarunkowania towarzyszące i sprzyjające wzrostowi liczby ludności w gminach wiejskich Polski Wschodniej należy uznać większą liczbę nowo zarejestrowanych podmiotów gospodarczych, wyższe dochody własne budżetów gmin przypadające na mieszkańca, większą gęstość zaludnienia oraz wyższy odsetek ludności korzystającej z sieci wodociągowej. Z kolei zjawisko depopulacji w gminach wiejskich Polski Wschodniej pojawia się w przypadku występowania takich uwarunkowań, jak: większa średnia powierzchnia użytków rolnych w indywidualnych gospodarstwach rolnych, wyższa stopa bezrobocia oraz wyższy odsetek wyrejestrowanych podmiotów gospodarczych. Należy zatem stwierdzić, że napływowi ludności i poprawie sytuacji demograficznej w gminach wiejskich Polski Wschodniej towarzyszy i sprzyja przede wszystkim rozwój pozarolniczej działalności gospodarczej, a tym samym większy i bardziej zasobny rynek pracy i zbytu oraz lepsza sytuacja finansowa i większa zamożność tych jednostek samorządu terytorialnego.

LITERATURA

- Błaszczuk, D., Rawicz, B. (2010). Koncepcje konwergencji i dywergencji i ich inspiracje dla polityki regionalnej UE. W: *Strategiczna problematyka rozwoju Polski Wschodniej*. WSzEiI, Lublin.
- Celińska-Janowicz, D., Miszczuk, A., Płoszaj, A., Smętkowski, M. (2010). Aktualne problemy demograficzne regionu Polski wschodniej. *Raporty i analizy EUROREG 5/2010*. Warszawa.
- Gorzela, G. (2007). Strategiczne kierunki rozwoju Polski Wschodniej. W: *Ekspertyzy do Strategii Rozwoju Społeczno-Gospodarczego Polski Wschodniej do roku 2020*. Ministerstwo Rozwoju Regionalnego, Warszawa.
- Grosse, T. G. (2007). Wybrane koncepcje teoretyczne i doświadczenia praktyczne dotyczące rozwoju regionów peryferyjnych. W: *Ekspertyzy do Strategii Rozwoju Społeczno-Gospodarczego Polski Wschodniej do roku 2020*. Ministerstwo Rozwoju Regionalnego, Warszawa.
- Gruszczyński, M., Podgórska, M. (red.) (1996). *Ekonometria*. SGH, Warszawa.
- Heffner, K., Czarnecki, A. (red.) (2011). *Drugie domy w rozwoju obszarów wiejskich*, IRWiR PAN, Warszawa.
- Jończy, R. (2010). *Migracje zagraniczne z obszarów wiejskich województwa opolskiego po akcesji Polski do Unii Europejskiej. Wybrane aspekty ekonomiczne i demograficzne*. Wydawnictwo: Instytut Śląski, Opole-Wrocław.
- Jończy, R. (2014). Problem nierejestrowanej emigracji definitywnej (emigracji zawieszony) w badaniu procesów społeczno-gospodarczych na obszarach wiejskich. *Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu* 360.
- Józwiak, J., Podgórski, J. (1998). *Statystyka od podstaw*. PWE, Warszawa.
- MRR (2007). *Ekspertyzy do Strategii Rozwoju Społeczno-Gospodarczego Polski Wschodniej do roku 2020*. Ministerstwo Rozwoju Regionalnego, Warszawa.
- MRR (2008). *Strategia Rozwoju Społeczno-Gospodarczego Polski Wschodniej do roku 2020*. Ministerstwo Rozwoju Regionalnego, Warszawa.
- MRR (2011). *Program Operacyjny Rozwój Polski Wschodniej. Narodowe Strategiczne Ramy Odniesienia 2007–2013*. Ministerstwo Rozwoju Regionalnego, Warszawa.
- Rabiej, M. (2012). *Statystyka z programem Statistica*. Wydawnictwo: Helion, Gliwice.
- Rosner, A. (2011). Zróżnicowanie zaludnienia obszarów wiejskich w Polsce. Obszary zmniejszające zaludnienie i koncentrujące ludność. W: W. Kamińska (red.), K. Heffner, *Dychotomiczny rozwój obszarów wiejskich? Czynniki progresji, czynniki peryferyzacji*. STUDIA KPZK PAN, Tom CXXXVIII, Warszawa.
- Rosner, A. (2012). *Zmiany rozkładu przestrzennego zaludnienia obszarów wiejskich. Wiejskie obszary zmniejszające zaludnienie i koncentrujące ludność wiejską*. IRWiR PAN, Warszawa.
- Stanisz, A. (2007). *Przystępny kurs statystyki z zastosowaniem STATISTICA PL na przykładach z medycyny*. Wydawnictwo: StatSoft Polska, Kraków.
- Wilkin, J. (2007). Obszary wiejskie w warunkach dynamizacji zmian strukturalnych. W: *Ekspertyzy do Strategii Rozwoju Społeczno-Gospodarczego Polski Wschodniej do roku 2020*. Ministerstwo Rozwoju Regionalnego, Warszawa.

Summary. *The aim of the article is to define the conditions of population migration in rural gminas of Eastern Poland with the use of statistical analysis. The empirical material of the study was based on the CSO data for 2014 and*

JUNG-PIB in Puławy. The research covered five voivodships: Lubelskie, Podkarpackie, Podlaskie, Świętokrzyskie and Warmińsko-Mazurskie. The obtained results allowed to confirm that both the inflow of population and the improved demographic situation in rural gminas of Eastern Poland was fostered by the development of non-agricultural economic activity, which had an impact on the increase of the labour and sales market, as well as on the better financial situation of local government units.

Keywords: population migrations, rural gminas, Eastern Poland.

INFORMACJE. PRZEGLĄDY. RECENZJE

XVIII Konferencja *Metody ilościowe w badaniach ekonomicznych*

19 i 20 czerwca 2017 r. w Centrum Edukacji Przyrodniczo-Leśnej w Rogowie (woj. łódzkie) odbyła się XVIII Konferencja *Metody ilościowe w badaniach ekonomicznych* zorganizowana przez Katedrę Ekonometrii i Statystyki SGGW. Partnerem konferencji została firma StatSoft Polska Sp. z o.o. Konferencję otworzył przewodniczący Komitetu Organizacyjnego prof. dr hab. Wojciech Zieliński.

W konferencji wzięło udział ponad 60 osób z różnych ośrodków akademickich, m.in. z Krakowa, Łodzi, Katowic, Poznania, Szczecina, Opola, Olsztyna, Lublina, Rzeszowa i Warszawy. Wygłoszono 30 referatów. Obrady poświęcone były najważniejszym aspektom zastosowań metod ilościowych w naukach ekonomicznych. Omawiano m.in. testy statystyczne, estymację, wielowymiarową analizę porównawczą, klasyfikację i modelowanie danych. Zajmowano się również zastosowaniem metod ilościowych w badaniach nierównomierności płacowych w krajach Unii Europejskiej (UE), rozwoju i efektywności produkcji rolniczej, w ocenie ryzyka inwestycji giełdowych, określaniu rozwoju regionów i jakości życia, analizowaniu sprawności działania przedsiębiorstw oraz w badaniach społecznych.

W trakcie pierwszej sesji plenarnej, którą prowadził prof. dr hab. Bolesław Borkowski (SGGW) — przewodniczący Komitetu Naukowego konferencji, wygłoszono trzy referaty.

Jako pierwszy głos zabrał prof. dr hab. Czesław Domański (Uniwersytet Łódzki). W referacie pt. *Weryfikacja hipotez z niepełną informacją* zwrócił uwagę, że w przypadku trudno dostępnych danych występuje konieczność weryfikacji hipotez opartych na próbach z brakującą informacją. Pociąga to za sobą analizę metody pomiaru ilości informacji zawartej w obserwacjach służących konkretnemu testowi. Wiąże się z tym zagadnienia wyboru najlepszej procedury testowej w przypadku posiadania pełnej bądź niepełnej informacji. Profesor zasygnalizował najważniejsze problemy dotyczące wnioskowania statystycznego przy niepełnej informacji.

Drugi referat pt. *Propozycja obiektywizacji rozmytych pomiarów zasobności materialnej gospodarstw domowych przy pomocy skal typu Rascha* wygłosił prof. dr hab. Józef Dziechciarz (Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu). Autor omówił problematykę niejednoznaczności wyników pomiarów dokonanych za pomocą skal rozmytych. Zaproponował skorzystanie z pomysłu Georga Rascha — systemu modeli probabilistycznych służących do analizy i oceny skal pomiarowych, dla zwiększenia stopnia jednolitości interpretacji ocen dokonanych z wykorzystaniem niejednakowo długich, niesymetrycznych i nakładających się liczb rozmytych użytych w pomiarze zjawisk społeczno-gospodarczych.

Prof. dr hab. Karol Kukuła (Uniwersytet Rolniczy w Krakowie), omawiając *Dylematy związane z budową rankingu obiektów ze względu na poziom zjawiska złożonego*, zwrócił uwagę na procedury i rozwiązania wspomagające wybór metody porządkowania liniowego.

Drugiej sesji plenarnej, w której wygłoszono dwa referaty, przewodniczył prof. dr hab. Józef Dziechciarz.

Prof. dr hab. Tadeusz Trzaskalik i dr hab. Maciej Nowak (Uniwersytet Ekonomiczny w Katowicach) w pracy *Konstrukcja portfela projektów z wykorzystaniem wielokryterialnego programowania dynamicznego* sformułowali tytułowy problem jako zadanie stochastycznego, wielokryterialnego programowania dynamicznego. Zaproponowali również procedurę interaktywną, która może być wykorzystana do jego rozwiązania.

W referacie pt. *Jakie czynniki powodują występowanie implikowanych płcią nierówności płacowych w krajach Unii Europejskiej?* prof. dr hab. Dorota Witkowska (Uniwersytet Łódzki) i Aleksandra Matuszewska-Janica (SGGW) zidentyfikowały czynniki wpływające na dysproporcje płacowe. Szacunki Eurostatu wskazują, że w 2015 r. w UE kobiety zarabiały przeciętnie o 16,8% mniej od mężczyzn. Na podstawie analizy danych SES (Structure of Earning Survey, tzw. metadata) dla lat 2006 i 2014 autorki starały się odpowiedzieć na pytanie, co sprawia, że różnice w wynagrodzeniach są tak znaczne i czy ulegają one zmianom.

W pierwszym dniu konferencji odbyły się jeszcze cztery sesje równoległe.

Pierwszej sesji tematycznej (1A) przewodniczył prof. dr hab. Czesław Domański. Wielowymiarową ocenę jakości życia w gospodarstwach domowych rolników oraz identyfikację jej wewnętrznych demograficznych i społeczno-ekonomicznych determinant przedstawili dr Romana Głowicka-Wołoszyn, mgr Andrzej Wołoszyn oraz prof. dr hab. Feliks Wysocki (Uniwersytet Przyrodniczy w Poznaniu) w referacie *Zastosowanie regresji logitowej kategorii uporządkowanych do identyfikacji wewnętrznych uwarunkowań jakości życia gospodarstw domowych rolników*. W badaniu Autorzy zastosowali metodę bezwzorcową, z wykorzystaniem procedury normalizacji cech o charakterze porządkowym, zaproponowaną przez Kukułę (2012) oraz metodę wzorcową TOPSIS i miary

odległości GDM. Identyfikacji uwarunkowań wewnętrznych jakości życia dokonali, wykorzystując regresję logitową kategorii uporządkowanych. W referacie *Metaanaliza — metodyka i zastosowanie w praktyce* mgr Elżbieta Zalewska (Uniwersytet Łódzki) przedstawiła z kolei zastosowania tytułowej metaanalizy w medycynie, zarządzaniu i ekonomii. Autorka wyszczególniła zarówno korzyści wynikające z jej zastosowania, jak i towarzyszące temu trudności. Omówiła też planowanie badania wraz z jego parametrami statystycznymi dla wybranych wielkości efektu, uwzględniając model z efektem stałym oraz zmiennym. Mgr Andrzej Wołoszyn i dr Romana Głowicka-Wołoszyn w referacie pt. *Nierówności dochodowe gospodarstw domowych w Polsce w ujęciu regionalnym* porównali poziom nierówności dochodowych gospodarstw domowych według województw w latach 2005 i 2015. Do oceny zastosowali m.in. współczynniki Giniego, a także Theila L oraz T, które pozwoliły na zdiagnozowanie różnic między województwami oraz zmian w dolnym i górnym przebiegu rozkładu dochodów.

Sejsji 1B przewodniczył prof. dr hab. Karol Kukuła. W referacie *Czy należy poprawić (usprawnić) metodę unitaryzacji zerowanej* dr Jacek Bednarz (Katolicki Uniwersytet Lubelski Jana Pawła II) omówił kilka propozycji rozwiązań możliwych usprawnień metody unitaryzacji zerowanej. Celem tych usprawnień jest uzyskiwanie dokładniejszych rankingów, a także generowanie wykorzystujących je szeregów czasowych. Dr Piotr Sulewski (Akademia Pomorska w Słupsku) przedstawił pierwszą część referatu pt. *Rozkład normalny ze składnikiem uplastyczniającym*. Autor opisał najważniejsze cechy składnika uplastyczniającego rozkład normalny i podjął tematykę estymacji parametrów metodą największej wiarygodności. Do porównania elastyczności rozkładów zaproponował miarę korzystającą z wartości skośności i kurtozy. Dr hab. Sebastian Jarzębowski i mgr Natalia Bezat (SGGW) podjęli próbę weryfikacji algorytmów dotyczących kosztów w jednym z kanałów dystrybucji i stworzenia na ich podstawie narzędzia analitycznego umożliwiającego określenie efektywnego kanału dystrybucji dla dostawców jednego z przedsiębiorstw branży DIY (zrób to sam). Referat nosił tytuł *Koszty jako determinanta wyboru kanału dystrybucji w przedsiębiorstwie typu Do-It-Yourself*. Jako metodę analizy danych zastosowali *reengineering* algorytmów uwzględniających zmienne związane z generowaniem kosztów na etapie dystrybucji towarów od dostawcy do detalisty. Próbę analitycznego zdefiniowania równowagi w rolnictwie, z wykorzystaniem aparatu wnioskowania mikroekonomicznego, podjęli prof. dr hab. Włodzimierz Rembisz i mgr Adam Waszkowski (Instytut Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej Państwowy Instytut Badawczy) w referacie *Różniczkowy model równowagi na rynku produktów rolnych*. Autorzy określili równowagę na rynku produktów rolnych za pomocą sześciu wzajemnie zależnych równań różniczkowych, a zbudowany model uwzględniał zarówno stronę popytową, jak i podażową rynku.

Sesji 2A przewodniczyła prof. dr hab. Dorota Witkowska (Uniwersytet Łódzki). W referacie *Normalność rozkładu stóp zwrotu na przykładzie akcji wchodzących w skład indeksów WIG20, mWIG40 i sWIG80* dr hab. Krzysztof Borowski (SGH) przedstawił badanie normalności rozkładu stóp zwrotu spółek wchodzących w skład WIG20, mWIG40 i sWIG80 od 17.10.2000 r. (data wdrożenia systemu WARSET na Giełdzie Papierów Wartościowych) do 30.04.2017 r. Do oceny Autor użył testów: Jarque-Bera, Kołmogorowa-Smirnowa, Lillieforsa, Cramera-von Misesa, Watsona i Andersona-Darlinga. Dr Marcin Halicki i dr hab. inż. Tadeusz Kwater (Uniwersytet Rzeszowski) przedstawili klasyczny model Gordona w pracy *Badania symulacyjne określania cen akcji z wykorzystaniem zmodyfikowanego modelu Gordona*. Pokazali kierunki modyfikacji tego modelu w celu dopasowania do wymagań zarówno rynków kapitałowych, jak i inwestorów oraz teoretyków. Podjęli także próbę zastosowania badań symulacyjnych do interpretacji graficznej dla wybranych przypadków inwestycyjnych.

Na Sesji 2B, której przewodniczyła prof. dr hab. Maria Parlińska (SGGW), mgr Paulina Broniatowska (SGH) w referacie *Starzenie się ludności a poziom inflacji w krajach rozwiniętych* przeprowadziła dyskusję na temat związków między tempem wzrostu cen a strukturą wiekową społeczeństw. Rozważany był problem, czy wzrost współczynnika obciążenia demograficznego jest skorelowany z niższą stopą inflacji. Jako metodę badawczą autorka wykorzystowała model z danymi panelowymi, szacując go w okresie 1971—2015 dla 31 krajów należących do OECD. Wyniki analizy wskazały na powiązanie między tempem wzrostu cen a strukturą demograficzną społeczeństw. W referacie *Ocena skuteczności systemów opieki zdrowotnej w krajach europejskich z wykorzystaniem modelu sieciowego DEA* dr Justyna Kujawska (Politechnika Gdańska) omówiła zagadnienia związane z efektywnością działania systemów opieki zdrowotnej 28 członków UE oraz Norwegii i Szwajcarii, dwóch krajów Europejskiego Stowarzyszenia Wolnego Handlu (EFTA), w 2014 r. Autorka wykorzystowała model sieciowy metody DEA (Network Data Envelopment Analysis) do oceny efektywności systemu zdrowia publicznego i systemu opieki medycznej. Wyniki badania wskazały, że kraje, które reformowały systemy zdrowia publicznego, częściej wykazywały wyższą skuteczność opieki medycznej. Dr hab. Beata Bieszk-Stolorz i dr hab. Iwona Markowicz (Uniwersytet Szczeciński) wygłosiły referat *Ocena prawdopodobieństwa rezygnacji z pośrednictwa urzędu pracy w poszukiwaniu zatrudnienia*. Przedmiotem badania była grupa osób zarejestrowanych w 2013 r. w Powiatowym Urzędzie Pracy w Szczecinie, które wykreślono z rejestru z nieokreślonej przyczyny. Ze względu na występowanie obserwacji cenzurowanych autorki wykorzystwały w badaniu estymator Kaplana-Meiera, który umożliwił ocenę prawdopodobieństwa ubywania jednostek z kohorty w kolejnych miesiącach do końca 2014 r. w zależności od ich cech. W referacie *Badanie długookresowej zależności cen na rynku cebuli* dr Rafał Zbyrowski (Uniwersytet Warszawski) i mgr inż. Wioleta Sobczak (SGGW) omówili wzajemne oddziaływanie cen ce-

buli na najważniejszych giełdach towarowych w Polsce. Autorzy przeprowadzili badanie przyczynowości w sensie Grangera.

W drugim dniu konferencji odbyły się cztery sesje tematyczne.

Sesji 3A przewodniczył prof. dr hab. Tadeusz Trzaskalik (Uniwersytet Ekonomiczny w Katowicach). Mgr Dominik Sieradzki (SGGW) i prof. dr hab. Wojciech Zieliński w referacie *Przykład zastosowania optymalnej alokacji w estymacji frakcji* rozważali estymację frakcji obiektów z cechą wyróżnioną w skończonej populacji. Podali w nim przykład użycia określonej alokacji próby w estymacji frakcji w populacji podzielonej na dwie warstwy. Estymator ten porównali z estymatorem klasycznym ze względu na wariancję. Referat *O inwestowaniu w akcje przy niedoborze płynności rynku* dr. Marka Kocińskiego (SGGW) to rozważania na temat wyboru optymalnej ilości kupowanych akcji na rynku z niedoborem płynności. Autor zwrócił uwagę, że płynność rynku akcji ma być brana pod uwagę przy podejmowaniu decyzji inwestycyjnych, bowiem niedobór płynności implikuje koszty transakcji, które mogą zależeć od jej wolumenu. Dr Piotr Sulewski w referacie *Analiza porównawcza dwóch metod wyznaczania doświadczalnej funkcji gęstości* przeprowadził analizę klasycznej metody wyznaczania histogramu, w której szerokość klasy jest stała. Zaproponował też nową metodę, różniącą się od podejścia klasycznego tym, że szerokość klasy zależy od stałej liczby poszczególnych klas. Korzystając z generatora liczb losowych o rozkładzie normalnym, logarytmiczno-normalnym i wykładniczym, autor otrzymał realizację zmiennej losowej o danym rozkładzie dla różnych wielkości prób i na ich podstawie, wykorzystując omawiane metody, sporządził histogramy.

Sesji 3B przewodniczyła dr hab. Beata Bieszk-Stolorz. W referacie *Identyfikacja efektów oddziaływania synergii wybranych dopłat na wzrost wydajności czynnika pracy w polskich gospodarstwach rolnych* mgr Aleksandra Pawłowska (Instytut Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej PIB) omówiła politykę rolną powiązaną ze wsparciem inwestycji podejmowanych przez gospodarstwo rolne. Wiąże się to ściśle ze wzrostem wartości dodanej brutto, która w przeliczeniu na roczną jednostkę pracy informuje o wydajności. Autorka podjęła próbę identyfikacji i pomiaru efektów oddziaływania subsydiów synergii pomiędzy dopłatami do inwestycji a pozostałymi subsydiami na przyrost wydajności czynnika pracy w polskich gospodarstwach rolnych z wykorzystaniem metody kontrfaktycznej Propensity Score Matching. Dr Marek Angowski, dr Katarzyna Domańska (Uniwersytet Przyrodniczy w Lublinie) oraz dr Tomasz Kijek (Uniwersytet Marii Curie-Skłodowskiej) przedstawili przydatność *conjoint analysis* w badaniach marketingowych wraz z praktycznym zastosowaniem na rynku produktów spożywczych w referacie *Zastosowanie analizy conjoint w segmentacji na rynku produktów spożywczych*. Podkreślili, że ta metoda może stanowić podstawę segmentacji nabywców, ponieważ odzwierciedla reakcje konsumentów

na warianty lub atrybuty produktów. Grupowanie klientów odbywa się w niej zatem na podstawie analizy użyteczności, ważności zmiennych oraz preferencji respondentów wobec produktów. Mgr Agnieszka Tekień (SGGW) w referacie *Conjoint analysis jako statystyczna metoda do badania zachowań konsumentów. Charakterystyka, rodzaje i zastosowania* omówiła najważniejsze rodzaje analizy conjoint, ich cechy oraz możliwości wykorzystania. Autorka podkreśliła, że taka analiza pozwala na badanie łącznego wpływu wielu cech produktu na konsumencką skłonność do decyzji o zakupie. Istotną zaletą tej metody jest możliwość badania preferencji respondentów z pominięciem deklaratywnego kwestionariusza ankiety.

Sesji 4A przewodniczył dr hab. inż. Tadeusz Kwater (Uniwersytet Rzeszowski). W referacie *Metody analizy trwania w identyfikacji determinant ryzyka wykreślenia z rejestru bezrobotnych* dr hab. Iwona Markowicz i dr hab. Beata Bieszk-Stolorz dokonały oceny ryzyka wykreślenia osoby z rejestru i zidentyfikowały determinanty. Autorki poddały analizie okres pozostawania w rejestrze bezrobotnych, wykorzystując model regresji (hazardu) Coxa oraz funkcję hazardu jako jeden z elementów tablic trwania. Badanie pozwoliło na określenie grup osób bezrobotnych bardziej podatnych na rezygnację z pośrednictwa urzędu bez podania przyczyny. Dr hab. Joanna Landmesser i mgr Dominika Urbańczyk (SGGW) porównały rozkłady wynagrodzeń kobiet i mężczyzn w Polsce w referacie pt. *Porównanie rozkładu wynagrodzeń kobiet i mężczyzn w Polsce semiparametryczną metodą ważenia DFL*. Autorki rozszerzyły procedurę dekompozycji luki płacowej Oaxaca-Blindera na cały rozkład wynagrodzeń, wykorzystując semiparametryczną metodę ważenia. Ustalono wagi dla poszczególnych obserwacji poprzez oszacowanie modelu logitowego dla prawdopodobieństwa przynależności do grup kobiet i mężczyzn. Metodą estymacji jądrowej oszacowano funkcje gęstości, w tym dla rozkładu kontrfaktycznego, co umożliwiło dokonanie dekompozycji na część objaśnioną i niewyjaśnioną. Strukturę rynku gazu ziemnego w Polsce, jego rozwój w ciągu kilkudziesięciu lat oraz obecne zapotrzebowanie i wydobywanie omówiła mgr Katarzyna Korcz w referacie *Dywersyfikacja gazu ziemnego w Polsce*. Autorka przedstawiła też rynek gazu ziemnego w Europie oraz porównała znaczenie gazu ziemnego i pozostałych surowców energetycznych dla gospodarki.

Ostatniej sesji (4B) przewodniczył prof. dr hab. Zbigniew Binderman (SGGW). Dr Andrzej Karpio (SGGW) w referacie *O pewnej anomalii w wycenie instrumentów dłużnych* rozważał problematykę wyceny instrumentów dłużnych bez założeń upraszczających, które są powszechnie stosowane w praktyce. Autor stwierdził, że założenia upraszczające prowadzą do wielu nieporozumień i nie są w stanie opisać wszystkich własności papierów dłużnych. Rozważania teoretyczne zostały zilustrowane przykładami z polskiego rynku obligacji. Problematykę identyfikacji zakłóceń wyników predykcji w podejściu wielomodelowym podjęli dr hab. Ry-

szard Szupiluk i dr Paweł Rubach (SGH) w referacie *Identyfikacja komponentów destrukcyjnych w modelach predykcyjnych w podejściu wielomodelowym*. Ogólne ramy rozważań stanowiła autorska koncepcja agregacji modeli predykcyjnych, wykorzystująca dekompozycje ślepej separacji sygnałów (ang. *Blind Signal Separation*). Autorzy zaproponowali nowe metody jednoznacznego odróżnienia komponentów konstruktywnych i destrukcyjnych, bazujące na skonstruowanych przez nich miarach zmienności sygnałów. W celu potwierdzenia skuteczności metody przedstawili praktyczny eksperyment poprawy wyników prognozy zużycia energii elektrycznej. W referacie *Oddziaływanie polityki monetarnej na wybrane wskaźniki cen w rolnictwie — analiza z wykorzystaniem modeli VAR* prof. dr hab. Włodzimierz Rembisz i mgr Adam Waszkowski podjęli próbę odpowiedzi na pytania dotyczące wpływu nieantycypowanych zmian w polityce monetarnej na niektóre wskaźniki cen, ze szczególnym uwzględnieniem rolnictwa. Autorzy zastosowali w badaniach modele wektorowej autoregresji oraz ich postać strukturalną z wykorzystaniem funkcji reakcji na impuls.

Podsumowania obrad dokonał prof. dr hab. Wojciech Zieliński. Dziękując wszystkim uczestnikom, poinformował, że XIX konferencja z tego cyklu zostanie zorganizowana w czerwcu 2018 r. na Wydziale Zastosowań Informatyki i Matematyki SGGW w Warszawie.

Oprac. dr Monika Zielińska-Sitkiewicz — SGGW

XLVI Ogólnopolski Konkurs Statystyczny

W roku szkolnym 2016/2017 Centralna Biblioteka Statystyczna (CBS) im. Stefana Szulca zorganizowała XLVI Ogólnopolski Konkurs Statystyczny dla młodzieży szkół ponadgimnazjalnych. Celem Konkursu jest rozwijanie umiejętności i wiedzy o statystyce (zdobywanych na lekcjach matematyki, geografii, zarządzania informacją i podstaw przedsiębiorczości) na podstawie *Małego Rocznika Statystycznego Polski*.

Tym razem w Konkursie wzięło udział 153 uczniów z 29 szkół ponadgimnazjalnych: liceów ogólnokształcących, liceów profilowanych i techników ekonomicznych z całej Polski.

Zadanie konkursowe polegało na opracowaniu pod kierunkiem nauczyciela, w ciągu dwóch miesięcy (od marca do kwietnia), jednego z trzech tematów:

1. Scharakteryzuj zróżnicowanie produkcji rolnej według województw w Polsce na podstawie rozdziału 13 *Małego Rocznika Statystycznego Polski* (edycja 2016 lub 2015);
2. Oceń opłacalność produkcji rolnej w Polsce na podstawie rozdziału 13 *Małego Rocznika Statystycznego Polski* (edycja 2016 lub 2015);
3. Scharakteryzuj gospodarkę leśną w Polsce na podstawie rozdziału 13 *Małego Rocznika Statystycznego Polski* (edycja 2016 lub 2015).

Najwięcej uczniów wybrało trzeci temat — najbardziej rozległy i dający największe możliwości wykazania się kreatywnością, logicznym myśleniem, umiejętnością analizy i syntezy, a jednocześnie związany z ważną dyskusją społeczną o roli i znaczeniu lasów w naszym kraju.

Jury Konkursu, pod kierunkiem dyrektor CBS dr Bożeny Łazowskiej, przyznało nagrody indywidualne dla uczniów za najlepsze nadesłane prace:

- I miejsce — laptop dla Aleksandry Chwistek z Brzegu,
- II miejsce — tablety dla Natalii Charowskiej z Zielonej Góry, Dominiki Dąbrowskiej z Wysokiego Mazowieckiego i Jagody Waldon ze Stargardu,
- III miejsce — e-booki dla Marii Madej z Łodzi i Moniki Piwko z Tomaszowa Lubelskiego.

Praca Aleksandry Chwistek z Zespołu Szkół Ekonomicznych w Brzegu — zwyciężczyni Konkursu — to znakomite opracowanie trzeciego tematu, wykorzystujące maksymalnie wiedzę zaczerpniętą z *Małego Rocznika...* i innych publikacji oraz baz danych Głównego Urzędu Statystycznego. Autorka przedstawi-

ła w niej zarówno analizę danych dotyczących rolnictwa, jak i wywiad z leśniczym Nadleśnictwa Brzeg oraz szczegółowe wyniki przeprowadzonej przez siebie ankiety — *Co wiem o lesie i gospodarce leśnej?*

Prace laureatów II i III miejsca wyróżniało przede wszystkim bardzo dobre wykorzystanie danych statystycznych zawartych w *Małym Roczniku Statystycznym Polski 2016* i innych źródłach GUS, samodzielność i oryginalność wypowiedzi, ciekawa forma prezentacji, staranność w opracowaniu tablic i załączników (zdjęcia, prezentacje multimedialne).

Uczestnicy ostatniego Konkursu, którzy zajęli IV i V miejsca *ex aequo*, otrzymali albumy i leksykony o historii Polski, historii sztuki oraz krajoznawcze i przyrodnicze. Prace te wyróżniało dobre wykorzystanie i analiza źródeł statystycznych, staranna forma przedstawienia tematu oraz samodzielne opinie i refleksje.

Oto lista laureatów (zamieszczona też na stronie internetowej CBS <http://cbs.stat.gov.pl> w zakładce Konkurs):

- **I miejsce** — Aleksandra Chwistek — uczennica Zespołu Szkół Ekonomicznych w Brzegu (praca napisana pod kierunkiem Ireny Czerkawskiej);
- **II miejsce** — *ex aequo*: Natalia Charowska z Zespołu Szkół Ekonomicznych w Zielonej Górze (praca napisana pod kierunkiem Aleksandry Kozikowskiej), Dominika Dąbrowska z Zespołu Szkół Zawodowych im. Stanisława Staszica w Wysokiem Mazowieckiem (praca napisana pod kierunkiem Agnieszki Grabowskiej) oraz Jagoda Waldon z Zespołu Szkół nr 2 im. Mikołaja Kopernika w Stargardzie (praca napisana pod kierunkiem Jolanty Stępczyńskiej);
- **III miejsce** — *ex aequo*: Maria Madej z Publicznego Liceum Ogólnokształcącego Politechniki Łódzkiej (praca napisana pod kierunkiem Jacka Poławskiego) oraz Monika Piwko z Zespołu Szkół nr 2 im. Władysława Sikorskiego w Tomaszowie Lubelskim (praca napisana pod kierunkiem Jolanty Kidy);
- **IV miejsce** — *ex aequo*: Andrzej Brodzik z Zespołu Szkół Ponadgimnazjalnych im. Władysława Stanisława Reymonta w Chorzelach (praca napisana pod kierunkiem Rafała Burczyńskiego), Katarzyna Dykas z Zespołu Szkół w Radomyślu Wielkim (praca napisana pod kierunkiem Aliny Kuźdzał), Monika Gołda z Zespołu Szkół Technicznych w Strzyżowie (praca napisana pod kierunkiem Elżbiety Niewolskiej), Adriana Góral z Technikum nr 5 ZSEiT im. Stanisława Staszica w Słupsku (praca napisana pod kierunkiem Anny Jachurskiej), Anna Grębowska z Zespołu Szkół Zawodowych im. Stefana Bobrowskiego w Rawiczu (praca napisana pod kierunkiem Rafała Jędrzejaka), Kornelia Jagiełło z Zespołu Szkół Ekonomicznych i Technicznych im. Stanisława Staszica w Słupsku (praca napisana pod kierunkiem Anny Jachurskiej), Aleksandra Jania z II Liceum Ogólnokształcącego im. Stanisława Wyspiańskiego w Legnicy (praca napisana pod kierunkiem Beaty Kuci), Damian Jankowski z Technikum Ekonomicznego nr 1 w Bydgoszczy (praca napisana pod kierunkiem Małgorzaty Sokali), Małgorzata Józwiak z Zespołu Szkół Elektryczno-Ekonomicznych w Radomsku (praca napisana pod kierunkiem Barbary Dziubek), Marta Kłós z Technikum Ekonomicznego nr 1 w Bydgoszczy (praca napisana pod

kierunkiem Małgorzaty Sokali), Dominika Kopiec z Zespołu Szkół nr 2 im. Władysława Sikorskiego w Tomaszowie Lubelskim (praca napisana pod kierunkiem Jolanty Kidy), Katarzyna Małkus z I Liceum Ogólnokształcącego im. Stanisława Staszica w Chrzanowie (praca napisana pod kierunkiem Jolanty Staniszewskiej), Roksana Musolf z Technikum Ekonomicznego nr 1 w Bydgoszczy (praca napisana pod kierunkiem Małgorzaty Sokali), Kacper Piasecki z Zespołu Szkół Ponadgimnazjalnych im. Władysława Stanisława Reymonta w Chorzelażach (praca napisana pod kierunkiem Rafała Burczyńskiego), Wiktoria Sobieszczyk z Liceum Ogólnokształcącego im. Bolesława Krzywoustego w Nakle nad Notecią (praca napisana pod kierunkiem Hanny Pietrucin), Aleksandra Szymczyk z Zespołu Szkół Elektryczno-Elektronicznych w Radomsku (praca napisana pod kierunkiem Barbary Dziubek), Joanna Śliz z XII Liceum Ogólnokształcącego im. Stanisława Wyspiańskiego w Łodzi (praca napisana pod kierunkiem Jacka Poławskiego), Justyna Talarczyk z I Liceum Ogólnokształcącego im. Bolesława Krzywoustego w Nakle nad Notecią (praca napisana pod kierunkiem Hanny Pietrucin) oraz Adam Wierzbowski z Zespołu Szkół Zawodowych im. Stanisława Staszica w Wysokiem Mazowieckiem (praca napisana pod kierunkiem Krystyny Krawczyńskiej-Piwowarczyk);

- **V miejsce** — *ex aequo*: Natalia Czekalska z Technikum nr 5 w Zespole Szkół Ekonomicznych i Technicznych im. Stanisława Staszica w Słupsku (praca napisana pod kierunkiem Anny Jachurskiej), Julia Duliba z I Liceum Ogólnokształcącego im. Bolesława Krzywoustego w Nakle nad Notecią (praca napisana pod kierunkiem Hanny Pietrucin), Szymon Konowrocki z Zespołu Szkół Ponadgimnazjalnych nr 1 im. Kresowiaków w Bartoszycach (praca napisana pod kierunkiem Sylwii Jarzębowicz-Sudujko), Julia Koryto z I Liceum Ogólnokształcącego im. Jarosława Dąbrowskiego w Rawiczu (praca napisana pod kierunkiem Andrzeja Liska), Karol Kruwelski z Zespołu Szkół Handlowo-Ekonomicznych im. Mikołaja Kopernika w Białymstoku (praca napisana pod kierunkiem Ewy Drewnowskiej), Sandra Kuna z Zespołu Szkół Ekonomicznych i Technicznych im. Stanisława Staszica w Słupsku (praca napisana pod kierunkiem Anny Jachurskiej), Patrycja Lewandowska z Zespołu Szkół nr 9 im. Romualda Traugutta w Koszalinie (praca napisana pod kierunkiem Jowity Maleckiej), Michał Markowski z Zespołu Szkół Elektrycznych im. Tadeusza Kościuszki w Opolu (praca napisana pod kierunkiem Doroty Kulik-Nowak), Karolina Matwiejków z II Liceum Ogólnokształcącego im. Stanisława Wyspiańskiego w Legnicy (praca napisana pod kierunkiem Beaty Kuci), Karolina Miernik z Zespołu Szkół Zawodowych nr 1 w Starachowicach (praca napisana pod kierunkiem Anny Sławek), Dominik Moczygamba z Zespołu Szkół Elektrycznych im. Tadeusza Kościuszki w Opolu (praca napisana pod kierunkiem Doroty Kulik-Nowak), Klaudia Piekarec z Zespołu Szkół Ekonomicznych i Technicznych im. Stanisława Staszica w Słupsku (praca napisana pod kierunkiem Anny Jachurskiej), Marcin Piotrowski z Zespołu Szkół Ponadgimnazjalnych im. Władysława Stanisława Reymonta w Chorzelażach (praca napisana pod kierunkiem Rafała Burczyńskiego), Aleksander Pirecki z IV Liceum Ogólnokształcącego

im. Henryka Sienkiewicza w Częstochowie (praca napisana pod kierunkiem Bożeny Dobosik), Martyna Sokalska z Zespołu Szkół Ponadgimnazjalnych im. Kresowiaków w Bartoszycach (praca napisana pod kierunkiem Sylwii Jarzębówicz-Sudujko), Adam Szepietowski z Zespołu Szkół Zawodowych im. Stanisława Staszica w Wysokiem Mazowieckiem (praca napisana pod kierunkiem Krystyny Krawczyńskiej-Piwowarczyk), Katarzyna Wołosińska z Technikum Ekonomicznego nr 1 w Bydgoszczy (praca napisana pod kierunkiem Małgorzaty Sokali), Weronika Wyszynska z Zespołu Szkół Zawodowych im. Stanisława Staszica w Wysokiem Mazowieckiem (praca napisana od kierunkiem Krystyny Krawczyńskiej-Piwowarczyk) oraz Anna Żurawik z Zespołu Szkół Ekonomicznych im. Stefana Żeromskiego w Legnicy (praca napisana pod kierunkiem Beaty Kuci).

Laureaci Konkursu otrzymali również pamiątkowe dyplomy, a do nauczycieli, będących opiekunami uczniów biorących udział w Konkursie, wysłano listy gratulacyjne z podziękowaniami.

Warto podkreślić, że niektóre licea i technika współorganizują z Biblioteką Konkurs od kilkudziesięciu lat. Należą do nich: IV Liceum Ogólnokształcące im. Henryka Sienkiewicza w Częstochowie, XII Liceum Ogólnokształcące im. Stanisława Wyspiańskiego w Łodzi, Zespół Szkół nr 2 im. gen. Władysława Sikorskiego w Tomaszowie Lubelskim, Zespół Szkół Ekonomicznych w Zielonej Górze, Zespół Szkół Ekonomicznych im. Stefana Żeromskiego w Legnicy i Zespół Szkół Ekonomiczno-Usługowych w Rybniku.

Ogólnopolski Konkurs Statystyczny jest najstarszym i największym tego typu wydarzeniem edukacyjnym organizowanym przez statystykę publiczną. Niektóre urzędy statystyczne w województwach organizują także różnorodne konkursy z wiedzy statystycznej o charakterze lokalnym.

Konkurs dobrze służy edukacji statystycznej młodzieży i jest świetną promocją nie tylko *Małego Rocznika Statystycznego Polski*, ale także GUS i urzędów statystycznych w województwach. Jego uczestnicy mają szansę poznania statystyki publicznej — jej publikacji, zadań oraz roli w państwie i społeczeństwie.

Dla CBS organizacja Ogólnopolskiego Konkursu Statystycznego jest zawsze ogromnym wyzwaniem.

Doceniamy pracę nauczycieli, współorganizatorów Konkursu w szkołach, którzy nadzorują jego przebieg, i wysyłamy im zarówno listy z podziękowaniami, jak i — o ile to możliwe — dodatkowe pomoce dydaktyczne.

Zachęcamy do korzystania z naszej strony internetowej, z biblioteki cyfrowej i z bogatego portalu informacyjno-edukacyjnego GUS. Informujemy o możliwości odwiedzenia naszej biblioteki i poznania zasad korzystania z jej zbiorów na miejscu i online.

W poprzednim roku szkolnym zachęcaliśmy młodzież również do uczestnictwa w I Olimpiadzie Statystycznej, która odbywała się równolegle z Ogólnopolskim Konkursem Statystycznym.

Wydawnictwa GUS — październik 2017 r.



Z październikowej oferty wydawniczej warto zwrócić uwagę na publikację cyfrową „**Życie kobiet i mężczyzn w Europie — portret statystyczny**”, przygotowaną przez Eurostat we współpracy z krajowymi urzędami statystycznymi państw UE i EFTA, w tym GUS. Dzięki niej można się przekonać, pod jakimi względami odmienne, a pod jakimi podobne jest życie Europejki i Europejczyków zarówno w domu, jak i w pracy czy szkole. Publikacja, wzbogacona interaktywnymi wykresami, infografikami oraz zdjęciami, przedstawia niektóre aspekty życia codziennego kobiet i mężczyzn w poszczególnych krajach europejskich.

Pierwszy rozdział, zatytułowany „Dorastanie, życie, starzenie się...”, poświęcony jest demografii i zdrowiu. Stanowi źródło informacji m.in. o przeciętnym trwaniu życia, samotnych matkach i ojcach czy też samoocenie stanu zdrowia. Pokazuje również, że zarówno kobiety, jak i mężczyźni w Europie są równie zadowoleni ze swojego życia.

Kolejna część — „Nauka, praca, zarobki...” — dotyczy poziomu wykształcenia, godzenia życia zawodowego i rodzinnego, pracy w pełnym i niepełnym wymiarze czasu, zróżnicowania wynagrodzeń według płci, proporcji kobiet i mężczyzn na stanowiskach kierowniczych itp. Pokazuje także skalę nierówności między płciami w tych obszarach.

Trzeci rozdział pt. „Jedzenie, zakupy, życie towarzyskie...” obejmuje dane z zakresu życia codziennego, tj. informacje o nawykach żywieniowych, paleniu papierosów i piciu alkoholu, indeksie masy ciała, formach spędzania wolnego czasu, w tym aktywności w Internecie czy chodzeniu do kina, korzystaniu z mediów społecznościowych i zakupów on-line, a także o opiece nad dziećmi, pracach domowych i przygotowywaniu posiłków.

Publikacja jest dostępna w większości języków urzędowych państw UE, na stronie Eurostatu, a także na stronach narodowych urzędów statystycznych.

Uzupełnia ją quiz, umożliwiający Czytelnikom sprawdzenie wiedzy m.in. na temat sposobu życia, pracy i spędzania czasu wolnego przez kobiety i mężczyzn w Europie.

W październiku br. ukazały się także: „Aktywność ekonomiczna ludności Polski II kwartał 2017 roku”, „Biuletyn Statystyczny Nr 9/2017”, „Ceny robót budowlano-montażowych i obiektów budowlanych — sierpień 2017 r.”, „Gospodarka materialowa w 2016 r.”, „Gospodarka mieszkaniowa w 2016 r.”, „Gospodarka paliwowo-energetyczna w latach 2015 i 2016”, „Informacja o sytuacji społeczno-gospodarczej kraju I—III kwartał 2017 r.”, „Infrastruktura komunalna w 2016 r.”, „Ludność. Stan i struktura w przekroju terytorialnym. Stan w dniu 30.06.2017 r.”, „Obrót nieruchomościami w 2016 r.”, „Obwód kaliningradzki i województwo warmińsko-mazurskie w liczbach 2017”, „Oświata i wychowanie w roku szkolnym 2016/2017”, „Pomoc społeczna i opieka nad dzieckiem i rodziną w 2016 r.”, „Produkcja ważniejszych wyrobów przemysłowych we wrześniu 2017 r.”, „Rocznik Demograficzny 2017”, „Rocznik Statystyczny Handlu Zagranicznego 2017”, „Ruch graniczny oraz wydatki cudzoziemców w Polsce i Polaków za granicą w 2016 r.”, „Szkoly wyższe i ich finanse w 2016 r.”, „Wyniki finansowe podmiotów gospodarczych I—VI 2017”, „Wypadki przy pracy w 2016 r.” oraz „Wiadomości Statystyczne nr 10/2017 (677)”.

Oprac. Justyna Gustyn

KS. PROF. DR HAB. WITOLD ZDANIEWICZ

(1928—2017)



Ksiądz prof. Witold Zdaniewicz, zmarły 14 października 2017 r., ponad 60 lat życia poświęcił nauce oraz nauczaniu i wychowaniu młodzieży akademickiej. Zasłużony socjolog, specjalizował się w zakresie empirycznej socjologii religii, w ścisłym powiązaniu z badaniami statystycznymi. Analizował nowe tendencje i kierunki życia społecznego i religijnego różnych wspólnot w Kościele i całej populacji krajowej. Pracował na uczelniach i w wielu instytucjach naukowo-badawczych, niektórymi z nich kierując; prowadził wykłady, publikował artykuły naukowe, podręczniki i monografie oraz brał aktywny udział w życiu środowiska naukowego, w szczególności statystyków, m.in. uczestniczył w konferencjach naukowych w kraju i za granicą.

Święcenia kapłańskie przyjął 29 czerwca 1952 r. z rąk bp. Wacława Majewskiego po ukończeniu pallotyńskiego Wyższego Seminarium Duchownego w Ołtarzewie. Studia magisterskie odbył na Katolickim Uniwersytecie Lubelskim. W 1958 r. obronił pracę doktorską, w 1975 r. habilitował się, a w 1989 r. uzyskał tytuł profesora nauk humanistycznych.

Był wieloletnim wykładowcą w Wyższym Seminarium Duchownym w Ołtarzewie, na Uniwersytecie Kardynała Stefana Wyszyńskiego (UKSW), gdzie przyczynił się do utworzenia Instytutu Socjologii i Katedry Socjologii Religii, oraz w Wyższej Szkole Nauk Społecznych im. Ks. Józefa Majki w Mińsku Mazowieckim, w której sprawował godność rektora.

Współtworzył założony w 1972 r. przez Stowarzyszenie Apostolstwa Katolickiego (Księża Pallotyni) Instytut Statystyki Kościoła Katolickiego (ISKK), a w latach 1993—2014 pełnił funkcję jego dyrektora. Rozwijał badania statystyczne nad religijnością i duszpasterstwem, we współpracy z Konferencją Episkopatu Polski oraz GUS i UKSW. Pod Jego pełnym poświęcenia i twórczego zaangażowania kierownictwem Instytut znacząco poszerzył zakres i udoskonalił metodologie badań statystyczno-socjologicznych oraz analiz procesów i zjawisk społeczno-religijnych, w tym praktyk i zachowań religijnych różnych grup populacji, jak też duchowieństwa, m.in. na podstawie badań spisowych. Był autorem i współautorem niezliczonej ilości raportów z badań ISKK. Do współpracy przy publikacjach włączał kolejne generacje współpracowników i uczniów. Wypromował 12 doktoratów nauk humanistycznych.

Ksiądz Profesor aktywnie uczestniczył w życiu naukowym, dzieląc się szczerze swoimi ideami i ogromną wiedzą, zarówno jako badacz jak i nauczyciel akademicki, na spotkaniach eksperckich oraz konferencjach krajowych (z których wiele sam organizował) i międzynarodowych. Wygłoszony w 2015 r. na konferencji „Jakość życia i przestrzeń społeczna” (UKSW) oryginalny, syntetyczny referat pt. *Religijne aspekty jakości życia społeczności lokalnej* nadal dostarcza aktualnych wskazań dotyczących kierunków badań w tym zakresie.

Należał do wielu towarzystw, redakcji i instytucji naukowych, krajowych i zagranicznych, z których warto wspomnieć: Towarzystwo Naukowe Katolickiego Uniwersytetu Lubelskiego Jana Pawła II (od 1956 r.), Conference Internationale de Sociologie Religieuse (od 1960 r.), Komisję Episkopatu „Iustitia et Pax”, Redakcję „Międzynarodowego Przeglądu Teologicznego <Concilium>” (1965—1971) i Polskie Towarzystwo Socjologiczne (od 1975 r.). W latach 1990—2004 był członkiem Naukowej Rady Statystycznej działającej przy Prezesie GUS.

Jego dorobek naukowy obejmuje blisko 60 prac (w tym 17 książek), m.in.: *Le probleme des vocations religieuses en Pologne* („Sociologie Compass”, nr 3—4/1968), *Kościół Katolicki w Polsce 1945—1972. Duchowieństwo i wierni, miejsca kultu, życie religijne* (1978), *Kościół Katolicki w Polsce 1945—1978. Duchowieństwo i wierni, miejsca kultu, zgromadzenia zakonne* (1979; również wydania angielskie i francuskie), *Akcja Katolicka w: Historia katolicyzmu społecznego w Polsce 1932—1939* (1981), *Stan dominicanes a liczba duchowieństwa w diecezjach polskich w: Religijność ludowa — ciągłość i zmiana* (1983), *Wzrost czy kryzys powołań? w: Z badań nad religijnością polską. Studia i materiały* (1986), *Kościół Katolicki w Polsce 1918—1990* (współredaktor) w: *Rocznik statystyczny* (1991), *Religijność Polaków* (współredaktor) (1991), *Nowe diecezje Kościoła Katolickiego w Polsce* (współredaktor) (1994), *Kto wygrał?*

Kto przegrał? Postawy społeczno-religijne diecezjan wrocławskich (1997), Postawy społeczno-religijne mieszkańców archidiecezji katowickiej (1999), Kościół i religijność Polaków 1945—1999 (2000), Religijność Polaków 1991—1998 (2001) i Postawy społeczno-religijne mieszkańców archidiecezji łódzkiej (2002).

Jego zasługi jako nauczyciela akademickiego zostały docenione przyznaniem Mu Medalu Komisji Edukacji Narodowej, zaś Jego znaczący wkład do statystyki publicznej — Odznaką Honorową „Za zasługi dla Statystyki RP”.

Dla tych, którzy mieli szczęście z Nim współpracować, jak i dla całego środowiska statystyków pozostanie wzorcem człowieka o wielu niezwykłych przymiotach, przede wszystkim nadzwyczaj życzliwym i serdecznym. Społeczność statystyków zawsze będzie widzieć w Nim badacza wyjątkowo oddanego pracy naukowej oraz wielki autorytet naukowy i moralny.

Czesław Domański, Włodzimierz Okrasa

Do Autorów

Szanowni Państwo!

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

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

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

- Autorzy artykułów, które otrzymały pozytywne recenzje, wprowadzają zasugerowane przez recenzentów poprawki i dostarczają Redakcji zaktualizowaną wersję opracowania. Autorzy poświadczają w przysłanym piśmie uwzględnienie wszystkich poprawek. Jeśli pojawi się różnica zdań co do zasadności proponowanych zmian, należy wyjaśnić, które poprawki zostały uwzględnione, a w przypadku ich nieuwzględnienia przedstawić motywy swojego stanowiska.
- Kontroli poprawności stosowanych przez Autorów metod statystycznych dokonują redaktorzy statystyczni.
- Decyzję o publikacji artykułu podejmuje Kolegium Redakcyjne „Wiadomości Statystycznych”. Podstawą tej decyzji jest wynik dyskusji dotyczącej zgłoszonego artykułu, w której uwzględniane są opinie przedstawione w recenzjach wraz z rekomendacją ich opublikowania.
- Redakcja „Wiadomości Statystycznych” przestrzega zasady nietolerowania przejawów nierzetelności naukowej autorów artykułów polegającej na:
 - nieujawnianiu współautorów, mimo że wnieśli oni istotny wkład w powstanie artykułu, określanemu w języku angielskim terminem *ghostwriting*;
 - podawaniu jako współautorów osób o znikomym udziale lub niebiorących udziału w opracowaniu artykułu, określanemu w języku angielskim terminem *guest authorship*.

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

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

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

Redakcja „Wiadomości Statystycznych” oświadcza, że nie wypłaca Autorom honorariów za opracowanie artykułów zamieszczanych na łamach naszego czasopisma oraz nie pobiera opłat za ich publikację.

Redakcja „Wiadomości Statystycznych” informuje, że istnieje możliwość publikacji na łamach miesięcznika artykułów w języku angielskim.

Uprzejmie informujemy, że od 2007 r. „Wiadomości Statystyczne” znajdują się na liście polskich punktowanych czasopism naukowych Ministerstwa Nauki i Szkolnictwa Wyższego.

W komunikacie MNiSW z dnia 18 grudnia 2015 r. w sprawie wykazu czasopism naukowych wraz z liczbą punktów przyznawanych za publikację w tych czasopismach, miesięcznikowi „Wiadomości Statystyczne” przyznano **12 punktów**.

Miesięcznik posiada konto w Polskiej Bibliografii Naukowej. „Wiadomości Statystyczne” są indeksowane w następujących bazach: Index Copernicus, CEJSH (*Central European Journal of Sciences and Humanities*) oraz w BazEkon.

Redakcja „Wiadomości Statystycznych” oświadcza:

- wersja elektroniczna czasopisma jest jego wersją pierwotną;
- dostęp do pełnej zawartości czasopisma jest otwarty;
- datą publikacji numeru „Wiadomości Statystycznych” w otwartym dostępie w Internecie jest dzienna data jego zamieszczenia na stronie internetowej czasopisma;
- wersja artykułów zamieszczonych w otwartym dostępie jest ich wersją ostateczną;
- **materiały zamieszczone w „Wiadomościach Statystycznych” są chronione prawem autorskim. Przedruk tekstu może nastąpić wyłącznie za zgodą Redakcji. Treści cytowane z „Wiadomości Statystycznych” powinny być opatrzone dokładną informacją o źródle ich pochodzenia.**

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

- Artykuły należy dostarczać pocztą elektroniczną pod adresem:

a.swiderska@stat.gov.pl

Redakcja „Wiadomości Statystycznych”

Główny Urząd Statystyczny

al. Niepodległości 208, 00-925 Warszawa

- Konieczne jest dołączenie do artykułu skróconej informacji (streszczenia) o jego treści (ok. 10 wierszy) w językach polskim i angielskim. **Streszczenie powinno być utrzymane w formie bezosobowej i zawierać: zwięźle sprecyzowany cel badania, przybliżony jego zakres i przyjętą metodologię badania oraz ważniejsze wnioski.**
- Prosimy o podanie słów kluczowych, w językach polskim i angielskim, przybliżających zagadnienia w artykule.
- Prosimy również o podanie kodów klasyfikacji JEL (*Journal of Economic Literature*).
- **Redakcja rozpoczyna postępowanie kwalifikujące artykuł do opublikowania po spełnieniu przez Autora warunku przesłania oświadczenia.**
- Pytania dotyczące przesłanego artykułu, co do jego aktualnego statusu itp., należy kierować do redakcji pod adresem: **a.swiderska@stat.gov.pl** lub telefonicznie: 22 608-32-25.

Wymogi czasopisma dotyczące przygotowania artykułu

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

1. Edytor tekstu — Microsoft Word, format *.doc lub *.docx.
2. Czcionka:
 - autor — Arial, wersalik, wyrównanie do lewej, 12 pkt.,
 - tytuł opracowania — Arial, wyśrodkowany, 16 pkt.,
 - tytuły rozdziałów i podrozdziałów — Times New Roman, wyśrodkowany, kursywa, 14 pkt.,
 - tekst główny — Times New Roman, normalny, wyjustowany, 12 pkt.,
 - przypisy — Times New Roman, 10 pkt.

3. Marginesy przy formacie strony A4 — 2,5 cm z każdej strony.
4. Odstęp między wierszami półtorzej linii oraz interlinia przed tytułami rozdziałów.
5. Pierwszy wiersz akapitu wcięty o 0,4 cm, enter na końcu akapitu.
6. Wyszczególnianie rozmaitych kategorii należy zacząć od kropek, a numerowanie od cyfr arabskich.
7. Strony powinny być ponumerowane automatycznie.
8. Wykresy i mapy powinny być zamieszczone w artykule oraz konieczne przesłane w oddzielnym oryginalnym pliku, np. Excelu lub Corelu. Należy także przekazać dane, na podstawie których opracowano wykresy. Wskazówki dotyczące opracowywania map znajdują się w publikacji *Mapy statystyczne. Opracowanie i prezentacja danych*, dostępnej na stronie internetowej GUS w zakładce *Publikacje stat.gov.pl/statystyka-regionalna/publikacje-regionalne/podreczniki-atlasy/podreczniki/mapy-statystyczne-opracowanie-i-prezentacja-danych,1,1.html*.
9. Tablice należy zamieszczać w tekście, zgodnie z treścią artykułu. W tablicach nie należy stosować rastrów, cieniowania, pogrubiania czy też podwójnych linii itp.
10. Pod wykresami i tablicami należy podać informacje dotyczące źródła opracowania.
11. Oznaczenia literowe należy wyróżniać następująco: macierze — wersalik, proste, pogrubione (np. **P**, **N_{ij}**); wektory — małe litery, kursywa, pogrubione (np. **w**, **x_i**); pozostałe zmienne — małe lub duże litery, kursywa, bez pogrubienia (np. *w*, *x_i*, *Z*).
12. Stosowane są skróty: tablica — tabl., wykres — wykr.
13. Przypisy do tekstu należy umieszczać na dole strony.
14. Wykaz literatury załącznikowej i przytoczenia konkretnych prac w treści artykułu należy przygotować według stylu APA (American Psychological Association).

Zasady przywoływania pracy w tekście:

- a. Jeden autor: bez względu na to, ile razy przywoływana jest praca, zawsze należy podać nazwisko autora i datę publikacji pracy, a w przypadku więcej niż jednej pracy danego autora opublikowanej w tym samym roku należy dodać kolejne litery alfabetu przy dacie (np. 2001a).
Przykład zapisu:
Jak stwierdza Iksiński (2001)...
Badania wskazują, iż... (Iksiński, 2001).
- b. Dwóch autorów: bez względu na to, ile razy przywoływana jest praca, zawsze należy podać nazwiska obu autorów i datę publikacji pracy, a w przypadku więcej niż jednej pracy tych autorów opublikowanej w tym samym roku należy dodać kolejne litery alfabetu przy dacie. Nazwiska autorów zawsze należy łączyć spójnikiem „i”, nawet w przypadku przywoływania publikacji obcojęzycznej.
Przykład zapisu:
Jak sugerują Iksiński i Nowak (1999)...
Badania wskazują, iż... (Iksiński i Nowak, 1999).
- c. Od trzech do pięciu autorów: przywołanie po raz pierwszy — należy wymienić nazwiska wszystkich autorów, rozdzielając je przecinkami i stawiając spójnik „i” pomiędzy dwoma ostatnimi nazwiskami. Przy kolejnych wskazaniach tej samej pracy można zastosować określenie „i współpracownicy” (w przypadku umieszczenia przywołania nazwisk w strukturze zdania) lub „i in.” (w przypadku, gdy nazwiska autorów nie stanowią części struktury zdania).

Przykład zapisu:

Przywołanie po raz pierwszy:

Jak sugerują Nowak, Iksiński i Jankiewicz (2003)...

Badania (Nowak, Iksiński i Jankiewicz, 2003) wskazują, iż...

Kolejne przywołania:

Badania Nowaka i współpracowników (2003)...

Badania te wskazują, iż... (Nowak i in., 2003).

- d. Sześciu i więcej autorów: wymienić należy tylko nazwisko pierwszego autora, zarówno gdy praca przywoływana jest po raz pierwszy, jak i w późniejszych przywołaniach, natomiast pozostałych autorów należy zastąpić skrótem „i in.” (gdy nazwiska nie stanowią części struktury zdania). W literaturze cytowanej należy umieścić nazwiska wszystkich autorów pracy.

Przykład zapisu:

Nowakowski i współpracownicy twierdzą, iż... (1997).

Pierwsze badania na ten temat (Nowakowski i in., 1997) sugerują...

- e. Przywoływanie jednocześnie kilku prac: należy wymienić je alfabetycznie, według nazwiska pierwszego autora. Przywołania kolejnych prac muszą być oddzielone średnikiem i umieszczone w nawiasie. Lata wydania prac tego samego autora/autorów muszą być oddzielone przecinkiem.

Przykład zapisu:

(Iksiński, 2001; Nowak i Iksiński, 1999)

(Iksiński, 1997, 1999, 2004a, 2004b; Nowak i Iksiński, 1999).

- f. Przywoływanie pracy za innym autorem: stosujemy w tekście, natomiast w literaturze cytowanej umieszczamy jedynie pracę czytaną.

Przykład zapisu:

Jak wykazał Nowakowski (1990; za: Zieniecka, 2007)...

Badania sugerują, iż ... (Nowakowski, 1990; za: Zieniecka, 2007).

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

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

Zasady zapisu literatury załącznikowej:

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

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

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

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

Charakterystyka zakresu tematycznego poszczególnych działów „Wiadomości Statystycznych”

STUDIA METODOLOGICZNE

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

STATYSTYKA W PRAKTYCE

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

EDUKACJA STATYSTYCZNA

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

STATYSTYKA W SPOŁECZEŃSTWIE INFORMACYJNYM

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

Z DZIEJÓW STATYSTYKI

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

INFORMACJE. PRZEGLĄDY. RECENZJE

Dział ten obejmuje informacje o najważniejszych wydarzeniach w życiu statystyki polskiej i międzynarodowej, działalności Rady Statystyki oraz z życia Polskiego Towarzystwa Statystycznego, a także sprawozdania z prestiżowych konferencji naukowych, recenzje książek naukowych i popularnonaukowych z zakresu statystyki i ekonometrii, jak również rekomendacje nowych, istotnych i ciekawych pozycji wydawniczych dotyczących tego obszaru wiedzy. Jest to jedyna część czasopisma zawierająca teksty niemające charakteru artykułów naukowych.