

Cena 12,00 zł
(VAT 5%)

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

WIADOMOŚCI STATYSTYCZNE

THE POLISH STATISTICIAN

GŁÓWNY URZĄD
STATYSTYCZNY
STATISTICS
POLAND

POLSKIE TOWARZYSTWO
STATYSTYCZNE
POLISH STATISTICAL
ASSOCIATION

MIESIĘCZNIK
MONTHLY JOURNAL
LISTOPAD 2019
NOVEMBER

Numer **11** (702)
Issue



Cena 12,00 zł
(VAT 5%)

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

WIADOMOŚCI STATYSTYCZNE

THE POLISH STATISTICIAN

GŁÓWNY URZĄD
STATYSTYCZNY
STATISTICS
POLAND

POLSKIE TOWARZYSTWO
STATYSTYCZNE
POLISH STATISTICAL
ASSOCIATION

MIESIĘCZNIK
MONTHLY JOURNAL
ROK LXIV
VOLUME 64
LISTOPAD 2019
NOVEMBER

Numer **11**
Issue **(702)**

RADA NAUKOWA / SCIENTIFIC COUNCIL

dr Dominik Rozkrut (przewodniczący/chairman) – Uniwersytet Szczeciński, prof. Anthony Arundel – University of Tasmania in Hobart, dr hab. Bożena Balcerzak-Paradowska, prof. IPiSS – Instytut Pracy i Spraw Socjalnych, prof. Eric Bartelsman – Vrije Universiteit Amsterdam, prof. dr hab. Czesław Domański – Uniwersytet Łódzki, dr hab. Elżbieta Gołata, prof. UEP – Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu, prof. Semen Matkovskiy, PhD – Ivan Franko National University of Lviv, prof. dr hab. Włodzimierz Okrasa – Uniwersytet Kardynała Stefana Wyszyńskiego w Warszawie, prof. dr hab. Józef Oleński – Uczelnia Łazarskiego, prof. dr hab. Tomasz Panek – Szkoła Główna Handlowa w Warszawie, prof. Juan Manuel Rodríguez Poo – University of Cantabria, assoc. prof. ing. Iveta Stankovičová, PhD – Comenius University in Bratislava, prof. dr hab. Marek Walesiak – Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu, prof. dr hab. Józef Zegar – Instytut Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej – Państwowy Instytut Badawczy

sekretarz/secretary: Paulina Kucharska-Singh

KOLEGIUM REDAKCYJNE / EDITORIAL BOARD

prof. Tudorel Andrei – Bucharest Academy of Economic Studies, mgr Renata Bielak – Główny Urząd Statystyczny, dr Marek Cierpień-Wolan – Uniwersytet Rzeszowski, dr hab. Grażyna Dehnel, prof. UEP – Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu, dr Jacek Kowalewski – Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu, dr Jan Kubacki – Urząd Statystyczny w Łodzi, mgr Władysław Wiesław Łagodziński – Polskie Towarzystwo Statystyczne, dr Grażyna Marciniak, dr hab. Andrzej Młodak – Państwowa Wyższa Szkoła Zawodowa im. Prezydenta Stanisława Wojciechowskiego w Kaliszu, dr Stanisław Paradysz, dr hab. Mateusz Pipień – Uniwersytet Ekonomiczny w Krakowie, ing. Marek Rojčček, PhD – University of Economics Prague, assoc. prof. Anna Shostya, PhD – Pace University in New York, dr hab. Małgorzata Tarczyńska-Łuniewska, prof. US – Uniwersytet Szczeciński, dr Wioletta Wrzaszcz – Instytut Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej – Państwowy Instytut Badawczy, dr inż. Agnieszka Zgierska – Główny Urząd Statystyczny

ZESPÓŁ REDAKCYJNY / EDITORIAL STAFF

redaktor naczelny / editor-in-chief: Marek Cierpień-Wolan

zastępca redaktora naczelnego / deputy editor-in-chief: Andrzej Młodak

redaktorzy tematyczni / thematic editors: Jan Kubacki, Małgorzata Tarczyńska-Łuniewska, Agnieszka Zgierska

redaktor merytoryczny / substantive editor: Wioletta Wrzaszcz

redaktorzy językowi / language editors: Ewa Antoniak, Xawery Stańczyk, Małgorzata Zygmunt (język polski), Waleria Wrennall (język angielski)

sekretarz/secretary: Małgorzata Zygmunt

ADRES REDAKCJI / EDITORIAL OFFICE ADDRESS

GUS, al. Niepodległości 208, 00-925 Warszawa, tel./phone +48 22 608 32 25

e-mail: redakcja.ws@stat.gov.pl

Wersja elektroniczna, stanowiąca wersję pierwotną czasopisma, jest dostępna na ws.stat.gov.pl

An electronic edition of the journal is an original one. It is available at ws.stat.gov.pl

© Copyright by Główny Urząd Statystyczny / Statistics Poland



Zakład Wydawnictw
Statystycznych

Zakład Wydawnictw Statystycznych / Statistical Publishing Establishment

al. Niepodległości 208, 00-925 Warszawa, tel./phone +48 22 608 31 45

Informacje w sprawie nabywania czasopism / Information on purchasing of the journal

tel./phone +48 22 608 32 10, +48 22 608 38 10

Zbigniew Karpiński (redaktor techniczny / technical editor)

Ewa Krawczyńska (skład i łamanie / typesetting)

Wydział Korekty pod kierunkiem Bożeny Gorczycy / Proof-Reading Section supervised

by Bożena Gorczyca

Andrzej Kajkowski (wykresy/figures)

Indeks 381306

Prenumerata jest prowadzona przez / Subscription is realised by RUCH S.A.

Zamówienia na prenumeratę można składać na stronie / Orders at www.prenumerata.ruch.com.pl

Spis treści Contents

OD REDAKCJI	4
FROM THE EDITORIAL TEAM	
STATYSTYKA W PRAKTYCE	
STATISTICS IN PRACTICE	
Beata Bieszk-Stolorz, Krzysztof Dmytrów	
Prawdopodobieństwo wyjścia z bezrobocia rejestrowanego na przykładzie Szczecina	7
The probability of exit from registered unemployment, based on the example of Szczecin	
Dorota Szaban	
Poziom życia w powiatach województwa lubuskiego	25
The standard of living in the powiats of Lubuskie voivodship	
STUDIA INTERDYSCYPLINARNE. WYZWANIA BADAWCZE	
INTERDISCIPLINARY STUDIES. RESEARCH CHALLENGES	
Miroslaw Szreder	
Istotność statystyczna w czasach big data	42
Statistical significance in the era of big data	
Lesław Markowski	
Wycena aktywów kapitałowych w klasycznym i dolnostronnym podejściu do ryzyka	58
Capital asset pricing in the classical and downside approaches to risk	
INFORMACJE. RECENZJE. DYSKUSJE	
INFORMATION. REVIEWS. DISCUSSIONS	
Jan Kordos	
Innowacyjność w historii polskiej statystyki	76
Innovativeness in the history of the Polish statistics	
Justyna Gustyn	
Wydawnictwa GUS. Październik 2019	83
Publications of Statistics Poland. October 2019	
DLA AUTORÓW	
FOR THE AUTHORS	
ZAKRES TEMATYCZNY DZIAŁÓW	
THEMATIC SCOPE OF SECTIONS	
96	

Od redakcji

W listopadowym wydaniu „Wiadomości Statystycznych. The Polish Statistician” zamieszczamy dwa artykuły dotyczące praktycznych zastosowań wybranych narzędzi statystycznych oraz dwie prace z zakresu studiów interdyscyplinarnych i wyzwań badawczych.

Wydanie otwiera artykuł Beaty Bieszk-Stolorz i Krzysztofa Dmytrowa *Prawdopodobieństwo wyjścia z bezrobocia rejestrowanego na przykładzie Szczecina*. Autorzy posługują się metodą analizy trwania; w tym celu budują drzewa przeżycia na podstawie estymatorów Kaplana-Meiera, przyjmując za kryterium podziału wyniki testu log-rank. Przedmiotem badania są dwie najczęstsze przyczyny wyrejestrowywania osoby bezrobotnej z urzędu pracy: podjęcie pracy oraz wykreślenie z przyczyn leżących po stronie osoby bezrobotnej. Autorzy wykazują, że w pierwszym przypadku prawdopodobieństwo wyłączenia z ewidencji bezrobotnych w badanym okresie zależało od wieku i wykształcenia, natomiast w drugim przypadku było warunkowane również przez płeć.

Dorota Szaban w artykule *Poziom życia w powiatach województwa lubuskiego* dokonuje pomiaru poziomu życia przy użyciu wybranych wskaźników. Autorka grupuje powiaty, stosując syntetyczną miarę taksonomiczną Hellwiga, i wykazuje, że główne czynniki cechujące te grupy mają na ogół charakter ekonomiczny. Nie dotyczy to jednak miast na prawach powiatu, w przypadku których większego znaczenia w tym kontekście nabierają czynniki infrastrukturalne, środowiskowe i społeczne.

Wyzwania badawcze związane z testowaniem hipotez statystycznych i przedstawianiem jego wyników są przedmiotem artykułu Mirosława Szredera *Istotność statystyczna w czasach big data*. Autor wskazuje szanse i zagrożenia, jakie big data stwarza dla weryfikacji hipotez i wnioskowania statystycznego, zarówno w ujęciu klasycznym, jak i w podejściu bayesowskim. Przestrzega też przed zbytnimi uproszczeniami we wnioskowaniu statystycznym i w prezentowaniu jego wyników, spowodowanymi m.in. jakością danych wejściowych oraz niepełną oceną adekwatności stosowanych modeli statystycznych.

Artykuł Lesława Markowskiego *Wycena aktywów kapitałowych w klasycznym i dolnostronnym podejściu do ryzyka* porusza zagadnienie z pogranicza statystyki i finansów. W pracy poddano weryfikacji model wyceny aktywów kapitałowych (Capital Asset Pricing Model, CAPM) na polskim rynku kapitałowym. Z powodu uzyskiwanych w różnego rodzaju studiach – jak dotąd – niejednoznacznych wyników zależności bezwarunkowych CAPM w tej pracy przyjęto podejście badawcze polegające na zastosowaniu regresji warunkowych względem kondycji rynku. Autor wykazuje, że istotność wyceny ryzyka (premia za ryzyko) w głównej mierze zależy od znaku nadwyżki rynkowej i wskazuje na przewagę relacji warunkowych nad bezwarunkowymi.

W dziale Informacje. Recenzje. Dyskusje publikujemy opracowanie Jana Kordosa *Innowacyjność w historii polskiej statystyki*. Autor podejmuje problematykę innowacji w polskich badaniach statystycznych w perspektywie historycznej, dzieląc się własnymi doświadczeniami i obserwacjami. Jak zawsze omawiamy też nowości wydawnicze GUS z ostatniego miesiąca.

Zapraszamy do lektury.

From the editorial team

The November issue of *Wiadomości Statystyczne. The Polish Statistician* features two papers about practical applications of selected statistical tools and two articles from the section of interdisciplinary studies and research challenges.

The paper by Beata Bieszk-Stolorz and Krzysztof Dmytrów entitled *The probability of exit from registered unemployment, based on the example of Szczecin*, opens the issue. The authors employ the survival analysis method in their study, for the purpose of which they build survival trees on the basis of the Kaplan-Meier estimators and adopt the statistic of the log-rank test as the splitting criterion. The study focuses on the two most frequent reasons for deregistration: starting a job and getting removed from the unemployment register due to the unemployed person's failure to meet the conditions. The authors demonstrate that in the former case, the probability of deregistration depends on the age and education of the unemployed person, while in the latter – also on sex, in addition to the two former determinants.

Dorota Szaban in her article entitled *The standard of living in the powiats of Lubuskie voivodship* measures the standard of living using selected indicators. The author groups the powiats on the basis of Hellwig's synthetic taxonomic measure, and demonstrates that most often, it is economic factors what distinguishes the groups of powiats to the largest extent. This rule, however, does not apply to cities and towns with the powiat status, where in this context, infrastructural, environmental and social factors play a more important role.

Research challenges connected to verifying statistical hypotheses and presenting the results of such verification are examined in *Statistical significance in the era of big data* by Mirosław Szreder. The author presents the opportunities provided and challenges posed by the use of big data to the processes of hypothesis verification and statistical inference, both in the traditional and Bayesian approaches. The article also warns against adopting excessive simplifications while performing statistical inference and presenting the results, which is often caused by poor quality of the data on which the research has been based, or the incomplete assessment of an adequacy of the applied statistical models.

Capital asset pricing in the classical and downside approaches to risk by Lesław Markowski deals with an issue pertaining to both statistics and finance. The paper focuses on the verification of the functioning of the Capital Asset Pricing Model (CAPM) on the Polish capital market, in the classical as well as downside approaches to risk. Due to the fact that previous studies have so far yielded ambiguous results of the unconditional CAPM relations, the author adopted a research method which involves the application of conditional regressions determined by the market situation. The paper demonstrates that the significance of risk assessment (risk premium) depends, to the largest extent, on the sign of the market excess return, and provides evidence for the supremacy of conditional relations over the unconditional ones.

Jan Kordos explores the history of implementing innovation to statistical studies in Poland in his paper entitled *Innovativeness in the history of the Polish statistics* in the Information. Reviews. Discussions section by sharing his own experiences and observations in this field. Customarily, the November issue presents Statistics Poland's new publications from the last month.

We wish you a pleasant reading.

Prawdopodobieństwo wyjścia z bezrobocia rejestrowanego na przykładzie Szczecina

Beata Bieszk-Stolorz^a , Krzysztof Dmytrów^a 

Streszczenie. Celem artykułu jest ustalenie wpływu płci, wieku i wykształcenia na prawdopodobieństwo wyjścia z bezrobocia rejestrowanego w Szczecinie. Na potrzeby badania zastosowano metodę analizy trwania. W tym celu wykorzystano drzewa przeżycia zbudowane w oparciu o estymatory Kaplana-Meiera, a za kryterium podziału przyjęto statystyki testu log-rank. Analizowano dwie najczęstsze przyczyny wyrejestrowywania z urzędu pracy – podjęcie pracy oraz wykreślenie z przyczyn leżących po stronie osoby bezrobotnej. Wyodrębniono podgrupy osób podejmujących pracę oraz rezygnujących z pośrednictwa urzędu pracy w najkrótszym i najdłuższym czasie. Analizę oparto na danych indywidualnych z Powiatowego Urzędu Pracy w Szczecinie. Dotyczyły one osób zarejestrowanych w 2013 r. i obserwowanych do końca 2014 r. Obliczenia przeprowadzono w programie R, korzystając z pakietu *partykit*, funkcji *ctree*. Z badania wynika, że prawdopodobieństwo wyłączenia z ewidencji bezrobotnych z powodu podjęcia pracy zależało tylko od wieku i wykształcenia, natomiast z powodów leżących po stronie osoby bezrobotnej było warunkowane przez płeć, wiek oraz wykształcenie.

Słowa kluczowe: drzewa przeżycia, estymator Kaplana-Meiera, test log-rank, bezrobocie rejestrowane

The probability of exit from registered unemployment, based on the example of Szczecin

Abstract. The aim of the paper is to determine the influence of sex, age and education on the probability of exit from the registered unemployment in Szczecin. For the purposes of the study, the authors employed the survival analysis method, where they used survival trees built on the basis of the Kaplan-Meier estimators and adopted the statistic of the log-rank test as the splitting criterion. The research analysed the two most frequent reasons for deregistration, namely starting a job and the unemployed person's failure to meet the conditions for being registered as unemployed. In addition, the study extracted subgroups of persons whom it took shortest and longest to start a job or deregister from a labour office. The analysis was based on the microdata from the Powiat Labour Office in Szczecin concerning persons who registered as unemployed in 2013 and were monitored until the end of 2014. The calculations were made in the R computer programme, using the *partykit* package and the *ctree* function. The research demonstrated that the probability of deregistration from the unemployment register because of finding a job depends solely on the age and education of the unemployed person, while the probability of getting removed from the unemployment register – on the two former determinants plus sex.

Keywords: survival trees, Kaplan-Meier estimator, log-rank test, registered unemployment

JEL: C38, C41, J64

^a Uniwersytet Szczeciński, Wydział Ekonomii, Finansów i Zarządzania.

Z danych statystycznych gromadzonych przez powiatowe urzędy pracy wynika, że istnieje kilkadziesiąt powodów wyłączenia z ewidencji bezrobotnych. Należą do nich np.: przejście na rentę lub emeryturę, wyjazd za granicę na okres dłuższy niż 30 dni, zmiana miejsca zamieszkania, przyznanie zasiłku przedemerytalnego, śmierć. Najczęstszą przyczyną jest podjęcie pracy. W latach 2008–2018 odsetek osób w Polsce, które z tego powodu wyrejestrowały się z urzędu pracy, wzrósł z 38% do ponad 50% (tabl. 1). Wzrost ten wiąże się m.in. z poprawą sytuacji gospodarczej w kraju po kryzysie finansowym. Drugą w kolejności przyczyną jest wykreślenie z rejestru bezrobotnych z powodu braku gotowości do pracy. Dzieje się tak w przypadku odmowy podjęcia proponowanego zatrudnienia lub niestawiennictwa w urzędzie pracy w wyznaczonym terminie. W latach 2008–2018 było to od prawie 19% do 32% wszystkich wyrejestrowań w Polsce. Od 2011 r. widać wyraźny spadek tego odsetka, co wiąże się również z polepszającą się koniunkturą na rynku pracy.

TABL. 1. WYREJESTROWANI BEZROBOTNI W POLSCE

L a t a	Ogółem w tys.	Wyłączeni z ewidencji		
		z powodu podjęcia pracy	ze względu na brak gotowości do podjęcia pracy	pozostali
		w %		
2008	2749,4	38,26	31,81	29,93
2009	2664,8	37,99	31,44	30,57
2010	2979,8	39,71	29,33	30,96
2011	2563,5	44,11	32,29	23,60
2012	2500,8	43,84	29,63	26,53
2013	2688,2	46,98	27,01	26,01
2014	2786,2	46,15	26,49	27,36
2015	2630,6	48,81	22,27	28,92
2016	2398,0	50,40	19,57	30,03
2017	2168,3	49,06	18,58	32,36
2018	1774,8	50,69	19,15	30,16

Ź r ó d ł o: opracowanie własne na podstawie: GUS (2011, 2014, 2016, 2018) i Banku Danych Lokalnych GUS.

Część osób bezrobotnych nie informuje urzędu o znalezieniu pracy, sądząc, że obowiązek ten należy do pracodawcy. Formalnie osoby podejmujące pracę powinny to zrobić w ciągu 7 dni. Dopóki bezrobotny nie zostanie wyłączony z ewidencji, urząd płaci za niego składki. W celu zmniejszenia skali tego zjawiska odzyskanie statusu bezrobotnego, a co za tym idzie – prawa do ubezpieczenia zdrowotnego i zasiłku, jest utrudnione dla osób wykreślonych z rejestru z własnej winy.

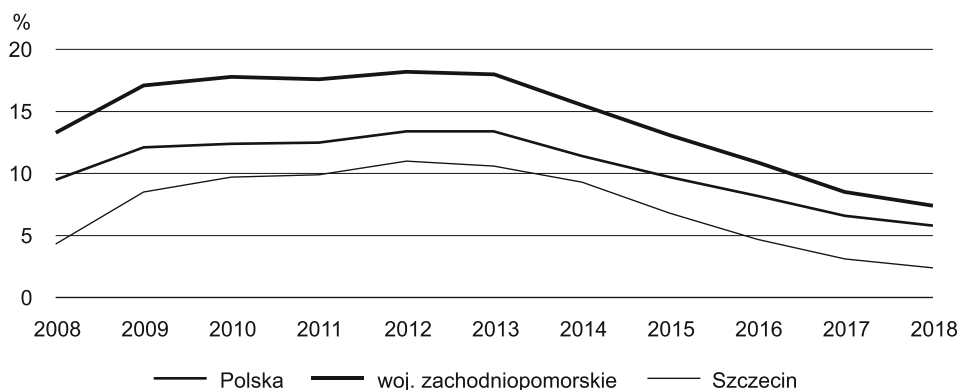
Celem badania było ustalenie wpływu płci, wieku i wykształcenia na prawdopodobieństwo wyjścia z bezrobocia rejestrowanego w Szczecinie. Analizowano dwie najczęstsze przyczyny wyrejestrowania z urzędu pracy: podjęcie pracy oraz wykreślenie z rejestru z przyczyn leżących po stronie osoby bezrobotnej. Ze względu na występowanie obserwacji cenzurowanych w badaniu wykorzystano metody analizy trwania.

BEZROBOCIE W POLSCE I SZCZECINIE

Wybrane metody badawcze wymagały przeprowadzenia badania dla obszaru jednorodnego z dużą ilością danych indywidualnych. Obszar jednorodny charakteryzuje się tym, że osoby znajdujące się na rynku pracy podlegają działaniu takich samych czynników. Szczecin, liczący ponad 400 tys. mieszkańców, spełnia te warunki, a Powiatowy Urząd Pracy (PUP) w Szczecinie udostępnił dla celów badawczych pełne dane o osobach bezrobotnych.

Sytuacja na rynku pracy w Polsce w ostatnich latach poprawiła się, o czym świadczy malejąca stopa bezrobocia (wykr. 1). Największą stopę bezrobocia – 13,4% – odnotowano w latach 2012 i 2013. W 2018 r. spadła do 5,8%. W woj. zachodniopomorskim była w tych latach wyższa. W 2012 r. osiągnęła maksimum – 18,2%, a w 2018 r. minimum – 7,4%. Sytuacja w Szczecinie była lepsza niż w Polsce ogółem. Stopa bezrobocia spadła tam z 11% w 2012 r. do 2,4% w 2018 r., co ma związek z sytuacją na rynku światowym, a szczególnie europejskim. Lata 2008–2012 były czasem globalnego kryzysu finansowego, a co za tym idzie globalnej dekoniunktury także na rynku pracy. Odzwierciedla to wysoka stopa bezrobocia. W okresie wychodzenia z kryzysu sytuacja na rynku pracy się poprawiła.

WYKR. 1. STOPA BEZROBOCIA REJESTROWANEGO W POLSCE, W WOJEWÓDZTWIE ZACHODNIOPOMORSKIM I W SZCZECINIE



Jak wskazują badania, procesy zachodzące na polskim rynku pracy upodabniają go do rynków słowackiego i węgierskiego (Hadaś-Dyduch, Pietrzak i Balcerzak, 2016). Wpływ na bezrobocie ma polityka społeczna danego kraju, realizowana m.in. przez urzędy pracy. Działania aktywizujące skierowane do grup osób zagrożonych bezrobociem wpływają pozytywnie na rynek pracy, ale są one krótkotrwałe, zróżnicowane terytorialnie i nie zawsze przekładają się na spadek stopy bezrobocia (Bieszk-Stolorz i Dmytrów, 2018, 2019). Natomiast rozbudowany system zasiłków dla osób bezrobotnych może wydłużać czas poszukiwania pracy (Bieszk-Stolorz i Markowicz, 2015).

DANE WYKORZYSTANE W BADANIU

W badaniu wykorzystano anonimowe dane indywidualne 22078 osób bezrobotnych zarejestrowanych w 2013 r. w PUP w Szczecinie i obserwowanych do końca 2014 r. Jest to początek spadku stopy bezrobocia sygnalizujący wychodzenie z globalnego kryzysu¹. Zdarzeniem kończącym obserwację każdej jednostki był moment wyrejestrowania z urzędu. Analizowano czas T od momentu zarejestrowania do momentu wyrejestrowania z określonego powodu. Rozpatrywano dwa rodzaje zdarzeń kończących obserwację: podjęcie pracy i wykreślenie z przyczyn leżących po stronie osoby bezrobotnej. Wyrejestrowania z innych powodów oraz obserwacje, które nie zakończyły się zdarzeniem przed końcem 2014 r. (1856 obserwacji), uznano za obserwacje cenzurowane. W badanym okresie pracę podjęło prawie 44% zarejestrowanych bezrobotnych. Nie mniej liczną grupę (prawie 41%) stanowiły osoby, które nie zgłosiły się do urzędu w wyznaczonym terminie lub nie przyjęły propozycji pracy (wykreślone z rejestru bezrobotnych). Liczebność wszystkich grup przedstawia tabl. 2. Wstępna analiza danych wskazuje, że wraz ze wzrostem poziomu wykształcenia rósł odsetek osób podejmujących pracę, natomiast malał odsetek osób wykreślonych z rejestru bezrobotnych. Mężczyźni częściej niż kobiety byli wykreśleni z rejestru, natomiast kobiety częściej podejmowały pracę. W grupie najmłodszych osób (18–24 lata) ponad 54% bezrobotnych zrezygnowało z pośrednictwa urzędu pracy, a nieco ponad 36% wyłączono z ewidencji ze względu na podjęcie pracy. Generalnie, od grupy wieku 25–34 lata im osoby były starsze, tym wyższy był odsetek osób wyrejestrowanych z urzędu z innych przyczyn. Należy zwrócić uwagę, że od 1 stycznia 2013 r. zaczęto stopniowo podwyższać wiek emerytalny kobiet i mężczyzn do 67 lat, w związku z czym wśród osób zarejestrowanych znalazły się kobiety, które ukończyły 60 lat, oraz mężczyźni, którzy ukończyli 65 lat.

¹ Planowana jest kontynuacja badań z wykorzystaniem drzew przeżycia dotyczących późniejszego okresu przy stabilizującej się sytuacji na rynku pracy.

TABL. 2. BEZROBOTNI W SZCZECINIE (stan na XII 2014 r.)

Wyszczególnienie	Ogółem		W tym			
			podejmujący pracę		wykreśleni z rejestru bezrobotnych	
		w %		w %		w %
O g ó ł e m	22078	100,00	9678	43,84	8965	40,61
Płeć						
Kobiety (K)	9770	44,25	4836	49,50	3264	33,41
Mężczyźni (M)	12308	55,75	4842	39,34	5701	46,32
Wiek w latach						
18–24 (W_1)	4148	18,79	1506	36,31	2257	54,41
25–34 (W_2)	7356	33,32	3614	49,13	2966	40,32
35–44 (W_3)	4259	19,29	1869	43,88	1734	40,71
45–54 (W_4)	3497	15,84	1642	46,95	1214	34,72
55–59 (W_5)	2185	9,90	837	38,31	629	28,79
60–65 (W_6)	633	2,87	210	33,18	165	26,07
Wykształcenie						
Co najwyżej gimnazjalne (S_1)	5123	23,20	1410	27,52	2932	57,23
Zasadnicze zawodowe (S_2)	5016	22,72	1968	39,23	2220	44,26
Średnie ogólnokształcące (S_3) ...	2859	12,95	1226	42,88	1223	42,78
Średnie zawodowe (S_4)	4086	18,51	1943	47,55	1415	34,63
Wyższe (S_5)	4994	22,62	3131	62,70	1175	23,53

Ź r ó d ł o: opracowanie własne.

Przez podjęcie pracy (nazywane dalej pracą) rozumie się podjęcie pracy lub innego zatrudnienia, pracy subsydiowanej przez urząd (m.in. w ramach: robót publicznych, prac interwencyjnych, utworzonego przez pracodawcę dodatkowego miejsca pracy z tytułu udzielonej pożyczki, dofinansowania wynagrodzenia za zatrudnienie bezrobotnego, który ukończył 50. rok życia) lub działalności gospodarczej (podjęcie pozarolniczej działalności gospodarczej, przyznanie jednorazowo środków na podjęcie działalności gospodarczej, rozpoczęcie działalności gospodarczej ze środków PFRON).

Z wykreśleniem z rejestru bezrobotnych mamy do czynienia, gdy osoba bezrobotna nie wykazała chęci współpracy z urzędem i została z własnej winy lub na własną prośbę wyłączona z ewidencji. Może to być spowodowane m.in.:

- odmową, bez uzasadnionej przyczyny, przyjęcia propozycji odpowiedniego zatrudnienia lub innej pracy zarobkowej, wykonywania prac interwencyjnych lub robót publicznych albo udziału w szkoleniu, stażu, przygotowaniu zawodowym w miejscu pracy;
- niestawieniem się w urzędzie pracy w wyznaczonym terminie i niepowiadomieniem w terminie do 5 dni o uzasadnionej przyczynie tego niestawienia;
- nieprzedstawieniem zaświadczenia o niezdolności do pracy wskutek choroby;

- odmową, bez uzasadnionej przyczyny, udziału w działaniach w ramach Programu Aktywizacja i Integracja (PAI) lub przerwaniem z własnej winy udziału w działaniach w ramach PAI;
- brakiem gotowości do podjęcia pracy przez co najmniej 10 dni;
- przerwaniem z własnej winy szkolenia, stażu, realizacji indywidualnego planu działań;
- wnioskiem bezrobotnego o wykreślenie z ewidencji.

Pozostałe powody wyrejestrowania są mniej liczne i jak wykazały wcześniejsze badania, każdy z nich z osobna miał marginalny wpływ na prawdopodobieństwo wyłączenia z ewidencji. Bezrobotnych podzielono na podgrupy ze względu na płeć, wiek i wykształcenie, będące ważnymi determinantami wyjścia z bezrobocia (Bieszk-Stolorz, 2017).

METODA BADANIA

Analizę trwania coraz częściej stosuje się do badania zjawisk społeczno-ekonomicznych. Za pomocą tej metody, powszechnie stosowanej w demografii i naukach medycznych do badania czasu trwania życia ludzkiego, można analizować czas trwania zjawisk ekonomicznych. Coraz częściej stosuje się ją do analizy rynku pracy. Można w ten sposób badać aktywność ekonomiczną ludności (Landmesser, 2013) lub czas trwania bezrobocia (Bieszk-Stolorz, 2013). Analizie podlega czas trwania jednostki w danym stanie (czas działania firmy, czas bezrobocia, czas spłaty kredytu), który jest zmienną losową T . Podstawą tego typu analizy jest funkcja trwania, nazywana również funkcją przeżycia, zdefiniowana następująco:

$$S(t) = P(t < T) = 1 - F(t) \quad (1)$$

gdzie:

T – czas trwania zjawiska,

$F(t)$ – dystrybuanta rozkładu zmiennej losowej T .

Drugą funkcją stosowaną w analizie trwania jest funkcja hazardu. Opisuje ona intensywność zajścia zdarzenia w momencie t pod warunkiem przetrwania do czasu t i jest zdefiniowana następująco (Kleinbaum i Klein, 2005):

$$h(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{P(t \leq T < t + \Delta t | T \geq t)}{\Delta t} \quad (2)$$

Do najczęściej stosowanych estymatorów funkcji trwania należy estymator Kaplana-Meiera (Kaplan i Meier, 1958):

$$\hat{S}(t) = \prod_{j:t_j \leq t} \left(1 - \frac{d_j}{n_j}\right) \quad (3)$$

gdzie:

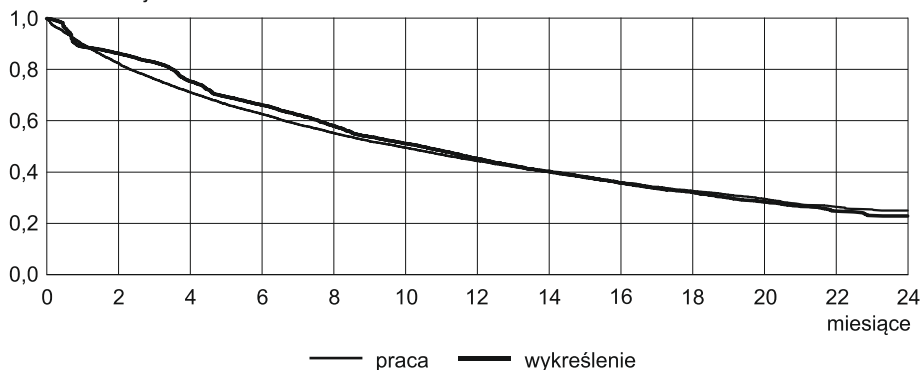
d_j – liczba zdarzeń w momencie t_j ,

n_j – liczba jednostek zagrożonych do momentu t_j .

Funkcja trwania informuje o tym, jakie jest prawdopodobieństwo niezajścia zdarzenia co najmniej do czasu t . Czasami uzasadnione jest analizowanie dystrybuanty $F(t)$, która wyraża prawdopodobieństwo, że zdarzenie zajdzie najpóźniej do czasu t . Jeżeli zdarzeniem jest wykreślenie z rejestru bezrobotnych, to estymator funkcji trwania informuje o tym, jakie jest prawdopodobieństwo pozostania w rejestrze z powodu niewykreślenia, a estymator dystrybuanty pozwala określić, jakie jest prawdopodobieństwo wykreślenia z rejestru bezrobotnych. W niniejszym przypadku d_j to liczba wyrejestrowań z urzędu pracy z danej przyczyny w momencie t_j (podjęcie pracy lub wykreślenie z powodu braku gotowości do podjęcia pracy). W przypadku wyrejestrowania ze względu na podjęcie pracy pożądane jest, aby krzywe przeżycia były położone nisko, natomiast w przypadku wykreślenia z rejestru bezrobotnych – odwrotnie. Na wyk. 2 przedstawiono przebieg estymatorów Kaplana-Meiera dla osób wyrejestrowanych z powodu podjęcia pracy i wykreślonych z przyczyn leżących po stronie osób bezrobotnych. W tym przypadku obie krzywe są do siebie zbliżone, co świadczy o tym, że prawdopodobieństwo pozostania w rejestrze dla obu rodzajów wyrejestrowań jest podobne. Na podstawie funkcji przeżycia wyznacza się kwantyle czasu trwania. Są one określone w punktach, w których krzywa przeżycia przyjmuje wartości odpowiednio 0,75, 0,50 i 0,25 (Aalen, Borgan i Gjessing, 2008).

WYKR. 2. ESTYMATORY KAPLANA-MEIERA NIEWYREJESTROWANIA ZE WZGLĘDU NA NIEPODJĘCIE PRACY I NIEWYKREŚLENIA Z REJESTRU BEZROBOTNYCH

prawdopodobieństwo
pozostania w rejestrze



Źródło: opracowanie własne.

Analizowane zbiorowości można dzielić na grupy ze względu na badane cechy, oszacować funkcje trwania dla każdej z tych grup i zbadać istotność różnic między nimi. Ponieważ nie są znane rozkłady czasu trwania, stosuje się testy nieparametryczne oparte na porządku rangowym czasów trwania. Nie ma niestety powszechnie akceptowanych metod wyboru testu w danej sytuacji. Większość z nich daje rzetelne wyniki tylko przy dużych próbach, natomiast efektywność testów przy małych próbach jest mniej poznana.

Do porównania dwóch krzywych trwania często stosuje się test log-rank (Kleinbaum i Klein, 2005). Służy on do weryfikacji hipotezy $H_0: S_1(t) = S_2(t)$ o równości krzywych trwania wyznaczonych dla obu grup. Hipoteza alternatywna $H_1: S_1(t) \neq S_2(t)$ mówi o tym, że krzywe przeżycia nie są takie same. Statystyka testowa jest porównywana przy danym poziomie istotności z rozkładem chi-kwadrat o jednym stopniu swobody. Test ten ma największą moc, gdy różnica między funkcjami hazardu dla pojedynczych podgrup jest stała w czasie (Landmesser, 2013). Wstępna analiza z wykorzystaniem funkcji $\ln(-\ln S(t))$ oraz pewne ograniczenia wynikające z założeń dla innych testów potwierdziły zasadność wykorzystania w badaniu testu log-rank.

Bardzo przydatnym narzędziem służącym do dzielenia badanej zbiorowości na jednorodną grupę ze względu na kształtowanie się krzywych przeżycia są drzewa przeżycia (De Rose i Pallara, 1997; Mikulec i Misztal, 2018; von Wangenheim, 2013), będące podgrupą metod zwanych drzewami wnioskowania warunkowego. Drzewa te opierają się na podziale binarnym. Zyskują one w ostatnim czasie dużą popularność w porównaniu z innymi metodami (np. analizą dyskryminacyjną), ponieważ wymagają mniej założeń i mogą poradzić sobie z różnymi strukturami danych (Al-Nachawati, Ismail i Almohisen, 2010; Bou-Hamad i in., 2009; LeBlanc i Crowley, 1993; Zhou i McArdle, 2015). Budowa każdego drzewa wiąże się z dwoma aspektami (Cappelli i Zhang, 2007):

- podziałem danych, czyli rozrostem drzewa;
- przycinaniem drzewa, aby zmniejszyć jego rozmiar i tym samym zwiększyć czytelność wyników.

Podział danych polega na wyodrębnieniu jednorodnych grup pod względem badanych współzmiennych. Kryterium podziału jest chęć otrzymania maksymalnie homogenicznych grup, czyli jak najmniejszej heterogeniczności – „zanieczyszczenia” (*impurity*). W przypadku drzew przeżycia heterogeniczność wyodrębnionych grup bada się za pomocą testu log-rank. Podział następuje do momentu, aż zostanie osiągnięte kryterium zatrzymania. Podział danych powoduje często niekontrolowany rozrost drzewa prowadzący do jego „przeuczenia”. Stąd bierze się konieczność jego przycinania. Podział przestaje następować, jeżeli empiryczny poziom istotności statystyki testu log-rank przekracza założoną wartość. Nie zawsze jest to podejście efektywne dla dużej liczby obserwacji. Innym kryterium jest ustalenie minimalnej liczebności grupy, przy której może nastąpić

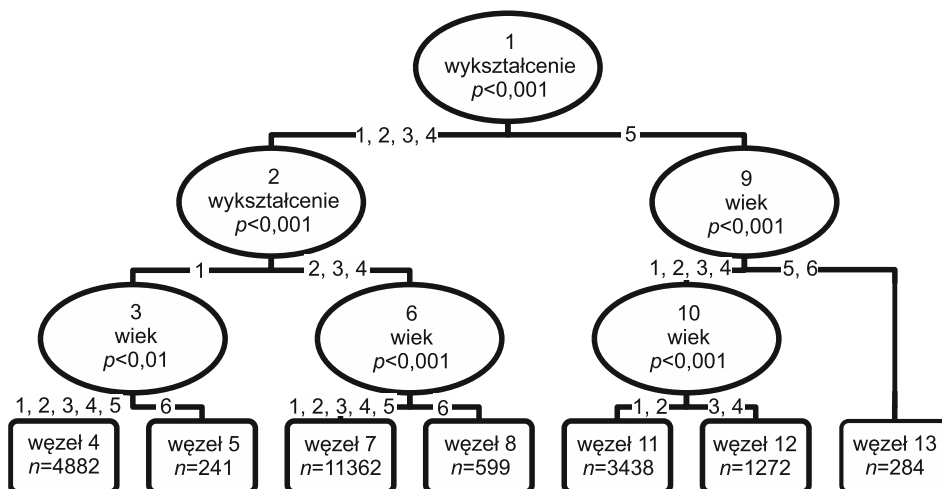
podział, oraz minimalnej liczebności grupy w węźle końcowym. Można też ustalić maksymalną głębokość drzewa (Mudunuru, 2016).

Zaprezentowane w artykule drzewa przeżycia zbudowano, korzystając z funkcji *ctree* w pakiecie *partykit* w programie R. Były to drzewa wnioskowania warunkowego. Każdego obserwowanego bezrobotnego opisano za pomocą następującego trypletu: $\{y_i, \delta_i, \mathbf{x}_i\}$, gdzie y_i oznacza czas zarejestrowania, δ_i – czy obserwacja jest cenzurowana, czy nie (1 – obserwacja niecenzurowana, 0 – cenzurowana), a wektor \mathbf{x}_i zawiera trzy współzmiennie: płeć, wiek oraz wykształcenie. Czas zarejestrowania był zmienną ilościową ciągłą, cenzurowanie – zmienną ilościową skokową o dwóch wartościach (0 oraz 1), a pozostałe zmienne – zmiennymi jakościowymi. W funkcji *ctree_control* zmieniono kilka domyślnych parametrów. Ze względu na dużą liczebność zbiorowości za pomocą parametru *mincriterion* poziom istotności ustalono na 0,01. Natomiast maksymalną głębokość drzewa ustalono za pomocą parametru *maxdepth* na trzy poziomy (kryterium zatrzymania).

ANALIZA CZASU WYREJESTROWANIA ZE WZGLĘDU NA PODJĘCIE PRACY

Analizę przeprowadzono w dwóch etapach. Najpierw wyodrębniono jednorodne grupy bezrobotnych według prawdopodobieństwa wyrejestrowania ze względu na podjęcie pracy.

SCHEMAT 1. DRZEWO PRZEŻYCIA DLA WYREJESTROWANIA
ZE WZGLĘDU NA PODJĘCIE PRACY



Na schemacie 1 widać, że na żadnym poziomie płeć nie stanowiła istotnego kryterium podziału ze względu na szybkość wychodzenia z bezrobocia i podjęcia pracy. W pierwszej kolejności bezrobotni zostali podzieleni według poziomu wykształcenia – na osoby z wykształceniem wyższym i pozostałe. Następnie dokonano podziału na trzy grupy: osoby z wykształceniem co najwyżej gimnazjalnym, średnim lub zasadniczym zawodowym oraz wyższym. W dalszej kolejności osoby były dzielone ze względu na grupę wieku. Ostatecznie otrzymano siedem węzłów końcowych (zestawienie 1).

ZESTAWIENIE 1.
JEDNORODNE GRUPY BEZROBOTNYCH WYREJESTROWANYCH
ZE WZGLĘDU NA PODJĘCIE PRACY

Wyszczególnienie	Numer węzła końcowego						
	4	5	7	8	11	12	13
Wykształcenie	S_1	S_1	S_2-S_4	S_2-S_4	S_5	S_5	S_5
Wiek	W_1-W_5	W_6	W_1-W_5	W_6	W_1, W_2	W_3, W_4	W_5, W_6

Źródło: jak przy wykr. 1.

Najwolniej ze względu na podjęcie pracy były wyrejestrowywane osoby w wieku co najmniej 60 lat z wykształceniem co najwyżej gimnazjalnym (węzeł 5). Dla tej grupy mediana była dłuższa niż okres obserwacji, czyli 24 miesiące (tabl. 3). Najszybciej wyrejestrowywano osoby młode (do 34. roku życia) z wykształceniem wyższym (węzeł 11). Mediana czasu wychodzenia z bezrobocia dla tych osób była najniższa i wynosiła ok. 5 miesięcy.

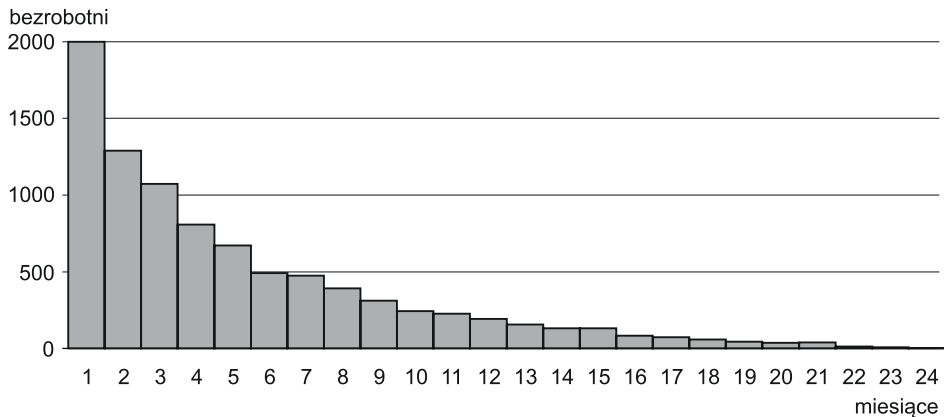
TABL. 3. KWARTYLE CZASU DO PODJĘCIA PRACY

Numer węzła końcowego	Kwartył pierwszy	Mediana	Kwartył trzeci
	w miesiącach		
4	6,12	18,44	–
5	14,53	–	–
7	3,22	9,62	22,53
8	10,76	22,06	–
11	1,97	4,96	11,05
12	2,45	6,67	15,87
13	4,51	16,64	–

Źródło: jak przy wykr. 1.

Rozkład czasu wyrejestrowania ze względu na podjęcie pracy przedstawiono na wykr. 3. Rozkład czasu wychodzenia z bezrobocia rejestrowanego i podjęcia pracy był skrajnie prawostronnie asymetryczny. Najwięcej osób (1999 r. – 20,65%) podejmowało zatrudnienie w ciągu pierwszego miesiąca od zarejestrowania.

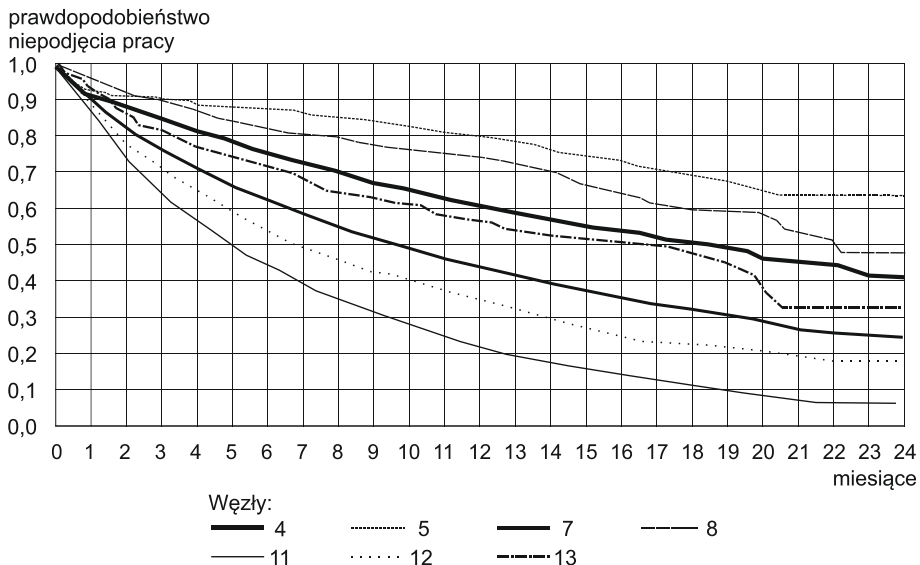
WYKR. 3. ROZKŁAD CZASU POZOSTAWANIA W EWIDENCJI BEZROBOTNYCH DO MOMENTU WYREJESTROWANIA ZE WZGLĘDU NA PODJĘCIE PRACY



Źródło: opracowanie własne.

Na wyk. 4 przedstawiono estymatory Kaplana-Meiera dla grup wyznaczonych przez węzły końcowe.

WYKR. 4. ESTYMATORY KAPLANA-MEIERA NIENYREJESTROWANIA ZE WZGLĘDU NA NIEPODJĘCIE PRACY



Źródło: opracowanie własne.

Istotność różnic między krzywymi przeżycia niepodjęcia zatrudnienia zbadano za pomocą testu log-rank (tabl. 4). Nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy o równości krzywych przeżycia dla następujących par węzłów końcowych: 5 i 8 oraz 4 i 13. Pierwsza para to osoby mające co najmniej 60 lat z wykształceniem co najwyżej gimnazjalnym oraz z wykształceniem zasadniczym zawodowym, średnim ogólnokształcącym lub średnim zawodowym. Są to grupy osób o najmniejszym prawdopodobieństwie podjęcia pracy. Wynika z tego, że w przypadku osób najstarszych o szybkim znalezieniu pracy decydowało posiadanie wykształcenia wyższego. Druga para to osoby w wieku do 59 lat z wykształceniem nie wyższym oraz osoby w wieku co najmniej 55 lat z wykształceniem średnim zawodowym lub wyższym.

TABL. 4. TEST LOG-RANK DLA PODJĘCIA PRACY

Numer węzła końcowego	5	7	8	11	12	13
4	-4,0809 (0,0000)	13,4463 (0,0000)	4,5747 (0,0000)	24,8693 (0,0000)	13,9294 (0,0000)	1,1290 ^a (0,2589)
5	x	7,8012 (0,0000)	1,4971 ^a (0,1344)	11,9572 (0,0000)	9,5367 (0,0000)	4,2782 (0,0000)
7	x	x	-10,7772 (0,0000)	16,7728 (0,0000)	5,3692 (0,0000)	-3,2969 (0,0010)
8	x	x	x	17,2561 (0,0000)	12,6752 (0,0000)	4,0028 (0,0000)
11	x	x	x	x	-5,5753 (0,0000)	-8,2552 (0,0000)
12	x	x	x	x	x	-5,3790 (0,0000)

a Brak istotności na przyjętym poziomie 0,01.

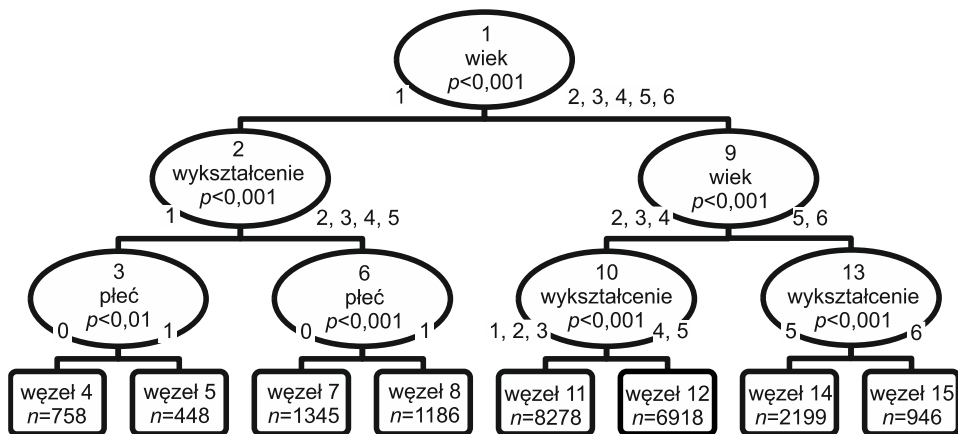
U w a g a. W nawiasie podano wartości *p*.

Ź r ó d ł o: jak przy wykr. 1.

ANALIZA CZASU DO WYKREŚLENIA Z REJESTRU BEZROBOTNYCH

Drugi etap badania polegał na wyodrębnieniu jednorodnych grup bezrobotnych ze względu na prawdopodobieństwo wykreślenia z rejestru osób bezrobotnych. Jak widać na schemacie 2, osoby wykreślane z rejestru w pierwszej kolejności były dzielone według wieku – na osoby do 24 lat i starsze. Osoby najmłodsze były w dalszej kolejności dzielone według poziomu wykształcenia, a następnie według płci. Osób najstarszych nie dzielono ani według płci, ani według poziomu wykształcenia.

SCHEMAT 2. DRZEWO PRZEŻYCIA DLA WYKREŚLENIA Z REJESTRU BEZROBOTNYCH



Źródło: opracowanie własne.

W każdej grupie więcej osób było wykreślanych z rejestru bezrobotnych w ciągu pierwszego miesiąca (wartości krzywej przeżycia mały najszybciej). Drugą najliczniejszą grupę stanowiły osoby wykreślane w ciągu czwartego miesiąca. Ostatecznie otrzymano osiem węzłów końcowych (zestawienie 2). Najwolniej były wykreślane osoby w wieku 60 lat i więcej (węzeł 15). Dla tej grupy mediana była dłuższa niż okres obserwacji, czyli 24 miesiące (tabl. 5). Największe prawdopodobieństwo wykreślenia z rejestru osób bezrobotnych występowało w przypadku najmłodszych mężczyzn z wykształceniem co najmniej gimnazjalnym (węzeł 4). Mediana czasu do ich wykreślenia była niższa i wynosiła ok. 3,5 miesiąca.

**ZESTAWIENIE 2.
JEDNORODNE GRUPY BEZROBOTNYCH WYKREŚLONYCH
Z REJESTRU BEZROBOTNYCH**

Wyszczególnienie	Numer węzła końcowego							
	4	5	7	8	11	12	14	15
Wykształcenie	S ₁	S ₁	S ₂ -S ₅	S ₂ -S ₅	S ₁ -S ₃	S ₄ , S ₅	S ₁ -S ₅	S ₁ -S ₅
Wiek	W ₁	W ₁	W ₁	W ₁	W ₂ -W ₄	W ₂ -W ₄	W ₅	W ₆
Płeć	M	K	M	K	K, M	K, M	K, M	K, M

Źródło: opracowanie własne.

**TABL. 5. KWARTYLE CZASU POZOSTAWANIA W EWIDENCJI
BEZROBOTNYCH DO MOMENTU WYKREŚLENIA
Z REJESTRU BEZROBOTNYCH**

Numer węzła końcowego	Kwartył pierwszy	Mediana	Kwartył trzeci
	w miesiącach		
4	0,76	3,55	6,86
5	2,00	5,56	12,29

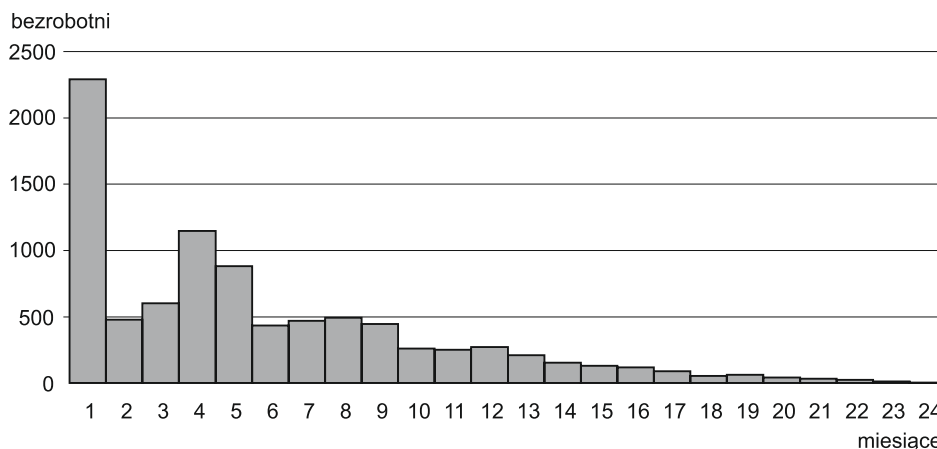
TABL. 5. KWARTYLE CZASU POZOSTAWANIA W EWIDENCJI BEZROBOTNYCH DO MOMENTU WYKREŚLENIA Z REJESTRU BEZROBOTNYCH (dok.)

Numer węzła końcowego	Kwartył pierwszy	Mediana	Kwartył trzeci
	w miesiącach		
7	2,47	4,69	9,87
8	3,39	7,53	16,68
11	3,72	8,52	18,15
12	6,28	15,02	–
14	8,04	17,13	–
15	11,79	–	–

Ź r ó d ł o: opracowanie własne.

Rozkład czasu pozostawania w ewidencji bezrobotnych do momentu wykreślenia z rejestru bezrobotnych przedstawiono na wyk. 5.

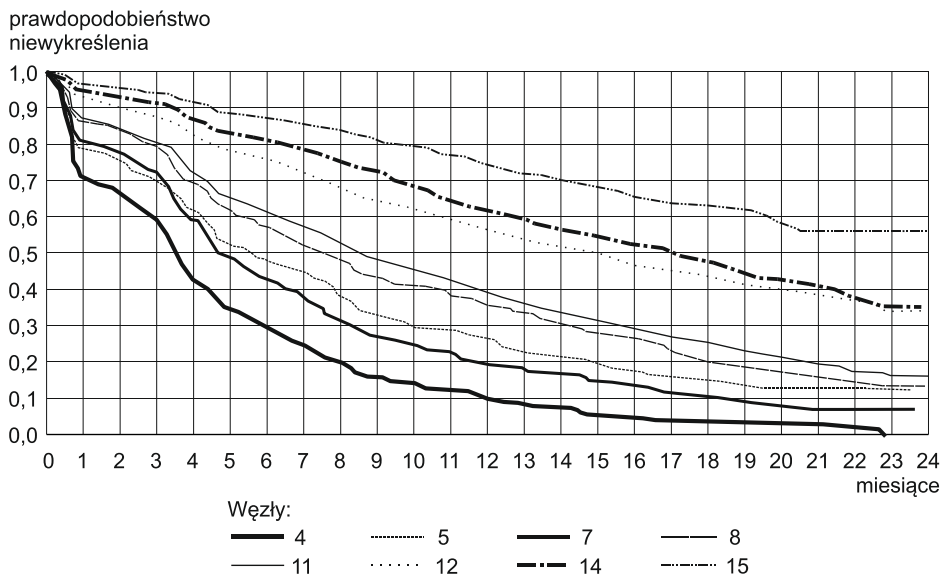
WYKR. 5. ROZKŁAD CZASU DO WYKREŚLENIA Z REJESTRU BEZROBOTNYCH



Ź r ó d ł o: opracowanie własne.

Warto zauważyć, że rozkład czasu do wykreślenia różni się znacznie od rozkładu wyrejestrowania ze względu na podjęcie pracy. Jest to rozkład dwumodalny – największa liczba wykreśleń z rejestru bezrobotnych (2290 osób – 25,5%) następuje w ciągu pierwszego miesiąca od zarejestrowania, następnie w czwartym miesiącu (1148 osób – 12,8%). Widać to na krzywych przeżycia na wyk. 6 przedstawiającym estymatory Kaplana-Meiera dla grup wyznaczonych przez węzły końcowe – ich przebieg małał najbardziej w pierwszym miesiącu, drugi największy spadek występował w czwartym miesiącu.

WYKR. 6. ESTYMATORY KAPLANA-MEIERA DLA NIWYKREŚLENIA Z REJESTRU BEZROBOTNYCH



Źródło: opracowanie własne.

Wyniki testu log-rank dla krzywych przeżycia dla wykreślenia z rejestru bezrobotnych przedstawia tabl. 6.

TABL. 6. TEST LOG-RANK DLA WYKREŚLENIA Z REJESTRU BEZROBOTNYCH

Numer węzła końcowego	5	7	8	11	12	14	15
4	-5,7340 (0,0000)	-6,6633 (0,0000)	-11,4510 (0,0000)	-18,3279 (0,0000)	-27,5179 (0,0000)	-26,3308 (0,0000)	-24,3055 (0,0000)
5	x	0,7085 ^a (0,4787)	-3,9738 (0,0001)	-6,7149 (0,0000)	-14,2782 (0,0000)	-15,9294 (0,0000)	-17,0176 (0,0000)
7	x	x	-5,7012 (0,0000)	-11,2926 (0,0000)	-21,0416 (0,0000)	-21,1883 (0,0000)	-20,3912 (0,0000)
8	x	x	x	-2,3739 ^a (0,0176)	-11,0911 (0,0000)	-13,3089 (0,0000)	-14,7212 (0,0000)
11	x	x	x	x	-16,6979 (0,0000)	-16,5267 (0,0000)	-17,0624 (0,0000)
12	x	x	x	x	x	-5,1496 (0,0000)	-9,1224 (0,0000)
14	x	x	x	x	x	x	-5,5185 (0,0000)

a Brak istotności na przyjętym poziomie 0,01.

U w a g a. Jak przy tabl. 4.

Źródło: opracowanie własne.

Nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy o równości krzywych przeżycia dla następujących par węzłów końcowych 5 i 7 oraz 8 i 11. Pierwsza para to kobiety w wieku do 24 lat z wykształceniem co najwyżej gimnazjalnym oraz mężczyźni w wieku do 24 lat z wykształceniem powyżej gimnazjalnego. Druga para to kobiety w wieku do 24 lat z wykształceniem powyżej gimnazjalnego oraz osoby (kobiety i mężczyźni) w wieku od 25 lat do 54 lat z wykształceniem co najwyżej średnim.

PODSUMOWANIE

Na podstawie przeprowadzonego badania określono wpływ płci, poziomu wykształcenia oraz wieku na prawdopodobieństwo podjęcia pracy oraz wykreślenia z rejestru osób bezrobotnych z powodu braku gotowości do podjęcia pracy. Potwierdziło ono wyniki otrzymane za pomocą innych metod analizy przeżycia w odniesieniu do osób bezrobotnych zarejestrowanych w PUP w Szczecinie w latach 2007–2011.

Wykazano, że płeć osoby bezrobotnej nie była determinantą prawdopodobieństwa wyrejestrowania ze względu na podjęcie pracy. W badanym okresie mężczyźni i kobiety tak samo często korzystali z ofert urzędu pracy. Silnymi determinantami tego prawdopodobieństwa były z kolei wiek i poziom wykształcenia. Osoby młode z wykształceniem wyższym charakteryzowały się najwyższym prawdopodobieństwem podjęcia pracy. Połowa z nich podejmowała pracę w czasie krótszym niż 5 miesięcy. W najgorszej sytuacji byli bezrobotni w wieku 60 lat i więcej, najsłabiej wykształceni. Jednym z celów analizy rynku pracy jest wyodrębnienie grup szczególnie zagrożonych bezrobociem i określenie dla nich programów aktywizujących. Wiele z tych programów jest skierowanych do ludzi młodych. Z drugiej strony osoby młode i słabo wykształcone były najszybciej wykreślane z rejestru osób bezrobotnych z przyczyn będących po ich stronie. Wskazuje to na brak zainteresowania tych osób ofertami urzędów pracy, takimi jak: szkolenia, staże czy zapewnienie doposażenia stanowisk pracy.

Należy podkreślić, że płeć stanowiła ważną determinantę wykreślenia z rejestru bezrobotnych. Mężczyźni charakteryzowali się znacznie większym prawdopodobieństwem wykreślenia z rejestru osób bezrobotnych niż kobiety. Może to być spowodowane większą skłonnością mężczyzn do poszukiwania pracy bez pośrednictwa urzędu lub podejmowania pracy nierejestrowanej. Bez względu na płeć i wykształcenie najmniej skłonne do rezygnacji z pośrednictwa urzędu były osoby najstarsze. W powiązaniu z wnioskami dotyczącymi podejmowania pracy może to świadczyć o oczekiwaniu tych osób na świadczenia przedemerytalne, rentę lub emeryturę.

W badaniu wykorzystano metody analizy trwania. Obserwacji podlegała kohorta osób zarejestrowanych w 2013 r. i obserwowanych do końca 2014 r. Są to dane obejmujące początek spadku stopy bezrobocia w Polsce i Szczecinie,

który świadczy o wychodzeniu z globalnego kryzysu finansowego. Zastosowane metody badawcze należą do metod nieparametrycznych (nie są wymagane żadne założenia dotyczące czasu trwania w bezrobociu obserwowanych osób), w związku z czym możliwe będzie porównanie otrzymanych wyników z wynikami dla planowanych badań dotyczących późniejszych okresów (z pełną stabilizacją gospodarczą i dobrą sytuacją na rynku pracy).

BIBLIOGRAFIA

- Aalen, O., Borgan, O., Gjessing, H. (2008). *Survival and Event History Analysis. A Process Point of View*. New York: Springer-Verlag.
- Al-Nachawati, H., Ismail, M., Almohisen, A. (2010). Tree-structured analysis of survival data and its application using SAS software. *Journal of King Saud University (Science)*, 22, 251–255. DOI: 10.1016/j.jksus.2010.05.006.
- Bieszk-Stolorz, B. (2013). *Analiza historii zdarzeń w badaniu bezrobocia*. Szczecin: Volumina.pl Daniel Krzanowski.
- Bieszk-Stolorz, B. (2017). Cumulative Incidence Function in Studies on the Duration of the Unemployment Exit Process. *Folia Oeconomica Stetinensia*, 17(1), 138–150. DOI: 10.1515/fole-2017-0011.
- Bieszk-Stolorz, B., Dmytrów, K. (2018). Efektywność form aktywizacji zawodowej w przekroju wojewódzkim. *Wiadomości Statystyczne*, 63(12), 57–74.
- Bieszk-Stolorz, B., Dmytrów, K. (2019). Spatial diversity of effectiveness of forms of professional activation in Poland in years 2008–2014 by poviats. *Oeconomia Copernicana*, 10(1), 113–130. DOI: 10.24136/oc.2019.006.
- Bieszk-Stolorz, B., Markowicz, I. (2015). Influence of Unemployment Benefit on Duration of Registered Unemployment Spells. *Equilibrium. Quarterly Journal of Economics and Economic Policy*, 10(3), 167–183. DOI: 10.12775/EQUIL.2015.031.
- Bou-Hamad, I., Larocque, D., Ben-Ameur, H., Mâsse, L. C., Vitaro, F., Tremblay, R. E. (2009). Discrete-time survival trees. *Canadian Journal of Statistics / La revue canadienne de statistique*, 37(1), 17–32. DOI: 10.1002/cjs.10007.
- Cappelli, C., Zhang, H. (2007). Survival Trees. W: W. Härdle, Y. Mori, P. Vieu (red.), *Statistical Methods for Biostatistics and Related Fields* (s. 167–179). Berlin: Springer-Verlag. DOI: 10.1007/978-3-540-32691-5.
- De Rose, A., Pallara, A. (1997). Survival Trees: An Alternative Non-Parametric Multivariate Technique for Life History Analysis. *European Journal of Population / Revue Européenne de Démographie*, 13(3), 223–241. DOI: 10.1023/A:1005844818027.
- GUS. (2011). *Rocznik Statystyczny Pracy 2010*. Warszawa: Główny Urząd Statystyczny.
- GUS. (2014). *Rocznik Statystyczny Pracy 2012*. Warszawa: Główny Urząd Statystyczny.
- GUS. (2016). *Rocznik Statystyczny Pracy 2015*. Warszawa: Główny Urząd Statystyczny.
- GUS. (2018). *Rocznik Statystyczny Pracy 2017*. Warszawa: Główny Urząd Statystyczny.
- Hadaś-Dyduch, M., Pietrzak, M. B., Balcerzak, A. P. (2016). *Wavelet Analysis of Unemployment Rate in Visegrad Countries* (Institute of Economic Research Working Papers No. 37).
- Kaplan, E. L., Meier, P. (1958). Non-parametric estimation from incomplete observations. *Journal of American Statistical Association*, 53(282), 457–481. DOI: 10.2307/2281868.
- Kleinbaum, D., Klein, M. (2005). *Survival Analysis. A Self-Learning Text*. New York: Springer-Verlag. DOI: 10.1007/0-387-29150-4.

- Landmesser, J. (2013). *Wykorzystanie metod analizy czasu trwania do badania aktywności ekonomicznej ludności w Polsce*. Warszawa: Wydawnictwo SGGW.
- LeBlanc, M., Crowley, J. (1993). Survival trees by goodness of split. *Journal of the American Statistical Association*, 88(422), 457–467. DOI: 10.2307/2290325.
- Mikulec, A., Misztal, M. (2018). Zastosowanie metody rekurencyjnego podziału w analizie trwania przedsiębiorstw województwa łódzkiego. *Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu*, (507), 179–190. DOI: 10.15611/pn.2018.507.18.
- Mudunuru, V. R. (2016). *Modeling and Survival Analysis of Breast Cancer: A Statistical, Artificial Neural Network, and Decision Tree Approach*. Graduate Theses and Dissertations. Pobrane z: <http://scholarcommons.usf.edu/etd/6120>.
- von Wangenheim, B. F. (2013). *Survival trees – a new method in innovation theory: A successful introduction of a method commonly used in survival analysis into the field of innovation diffusion theory*. Hamburg: Anchor Academic Publishing.
- Zhou, Y., McArdle, J. J. (2015). Rationale and Applications of Survival Tree and Survival Ensemble Methods. *Psychometrika*, 80(3), 811–833. DOI: 10.1007/s11336-014-9413-1.

Poziom życia w powiatach województwa lubuskiego

Dorota Szaban^a 

Streszczenie. Celem artykułu jest dokonanie pomiaru poziomu życia w powiatach województwa lubuskiego i pogrupowanie powiatów ze względu na to kryterium. Analizy przeprowadzono dla danych z 2017 r. pozyskanych z Urzędu Statystycznego w Zielonej Górze oraz Banku Danych Lokalnych Głównego Urzędu Statystycznego. W badaniu wykorzystano wybrane wskaźniki charakteryzujące poziom życia w 10 obszarach, które dotyczą warunków funkcjonowania społeczności lubuskich powiatów. Poziom życia zmierzono z wykorzystaniem syntetycznej miary taksonomicznej zaproponowanej przez Hellwiga. Wskazano, że główne czynniki cechujące grupy powiatów wyróżnione na podstawie zastosowanej miary mają charakter ekonomiczny. Wyjątek stanowią miasta na prawach powiatu, w przypadku których większe jest znaczenie czynników infrastrukturalnych, środowiskowych i społecznych.

Słowa kluczowe: jakość życia, poziom życia, powiaty, województwo lubuskie, metoda Hellwiga

The standard of living in the powiats of Lubuskie voivodship

Abstract. The aim of the paper is to measure the standard of living in the powiats of Lubuskie voivodship and to group them according to this criterion. The analyses were carried out for the data from 2017 obtained from the Statistical Office in Zielona Góra and the Local Data Bank of Statistics Poland. The author used selected indicators describing the standard of living in 10 areas that determine the living conditions of communities in the Lubuskie powiats. The standard of living was measured using Hellwig's synthetic taxonomic measure. The study demonstrated that what distinguished the groups of powiats (extracted by the measure) to the largest extent, were economic factors. However, cities with powiat status, where infrastructural, environmental and social factors were more important, proved an exception to this rule.

Keywords: quality of life, living standards, powiats, Lubuskie voivodship, Hellwig's method

JEL: O30, I31

^a Uniwersytet Zielonogórski, Wydział Pedagogiki, Psychologii i Socjologii.

Interdyscyplinarny charakter badań jakości życia sprawia, że w literaturze przedmiotu można spotkać wiele sposobów rozumienia tego terminu, w zależności od kontekstu przyjętego w danej dyscyplinie lub przez danego badacza. Zdaniem Ostasiewicza „jakość życia jest to jakość wszystkiego co określa ludzkie życie, jak też ilość wszystkiego co jest potrzebne do życia” (Ostasiewicz, 2002, s. 12). W praktyce badawczej zakres znaczeniowy pojęcia *jakość życia* jest bardzo szeroki i obejmuje elementy kształtujące dobrostan psychiczny jednostki, dostępność i możliwość wykorzystania dóbr materialnych definiujących dobrobyt, stany osobistego zadowolenia, a nawet satysfakcję płynącą z zaspokajania potrzeb, konsumpcji, korzystania ze środowiska naturalnego oraz pozycji społecznej (Trzebiatowski, 2011; Wnuk i Marcinkowski, 2012). W rezultacie wielości perspektyw teoretycznych i możliwości zastosowania rozwiązań empirycznych, w poszczególnych opisach i ocenach jakości życia dominują wątki charakterystyczne dla danej dyscypliny i jej paradygmatów (podkreślanie czynników: gospodarczych w naukach ekonomicznych, związanych z uzyskiwaniem satysfakcji z realizowanych zadań w psychologii, związanych z zabezpieczeniem społecznym w naukach o rodzinie, związanych ze skutkami decyzji politycznych w naukach politycznych, wynikających z relacji społecznych i efektów zmian społecznych w socjologii itp.).

Celem artykułu jest dokonanie pomiaru poziomu życia w powiatach województwa lubuskiego i pogrupowanie ich według tego kryterium. Poziom życia, powiązany ściśle z pojęciem jakości życia, jest niezmiernie istotnym czynnikiem ważącym na ocenie danego regionu i możliwości realizowania potrzeb społecznych na jego obszarze.

POZIOM ŻYCIA W KONCEPCJACH TEORETYCZNYCH

Od początku XX w. w naukach społecznych do oceny sytuacji danego społeczeństwa wykorzystywano podejście ekonomiczne. Wydarzenia takie jak wielki kryzys gospodarczy, dwie wojny światowe, a później odbudowa mechanizmów społeczno-gospodarczych i tworzenie nowego ładu światowego, którego jednym z kluczowych wyznaczników był poziom rozwoju gospodarczego, przyczyniły się do postrzegania dobrobytu w kategoriach stricte ekonomicznych. W czasie tych przemian skonstruowany został wskaźnik PKB, do dziś wykorzystywany przez wiele międzynarodowych agencji jako najistotniejsza miara charakteryzująca poziom życia i stanowiąca podstawę oceny rozwoju społeczeństw (Stiglitz, Sen i Fitoussi, 2009).

Cechy, na które zwracano uwagę w badaniach dobrobytu w celu określenia jakości życia społeczeństw, traktowane były jako wskaźniki decydujące o klimacie gospodarczym, a w szczególności klimacie inwestycyjnym. Tymczasem przyrost produktu krajowego brutto wprawdzie stanowi potencjalny warunek

możliwości poprawy jakości życia, ale może również prowadzić do obniżania jakości życia ludności poprzez degradację środowiska naturalnego oraz przekraczanie ilościowych granic konsumpcji, czego skutkami mogą być m.in. pogorszenie stanu zdrowia, nieracjonalne gospodarowanie czasem i pojawienie się patologii czy dysfunkcji relacji międzyludzkich. Dostrzeżenie tego problemu zapoczątkowało przesuwanie ciężaru definicji jakości życia w stronę subiektywnych odczuć przypisywanych przez jednostki swoim działaniom na rzecz zaspokajania różnorodnych potrzeb (Ostasiewicz, 2004; Rapley, 2003; Rokicka i Woźniak, 2016).

Badania jakości życia, uwzględniające zarówno elementy związane z zaspokajaniem potrzeb materialnych, jak i wymagań wyższego rzędu, zostały zapoczątkowane przez Allardta (1992) i Campbella (1981). Od tamtego czasu przedstawiciele różnych dyscyplin naukowych podejmują wysiłki analizowania zagadnienia jakości życia w złożonych kontekstach obiektywnych, subiektywnych i łączących obydwą podejścia.

Poziom i jakość życia

Jak już wspomniano, skutkiem dużej liczby koncepcji teoretycznych i metod badawczych jest chaos znaczeniowy panujący wokół terminów poziomu i jakości życia (Borys, 2002, 2015; Rokicka i Woźniak, 2016).

Wskazanie trzech płaszczyzn odniesienia w rozważaniach dotyczących jakości życia (*having* w zestawieniu z *loving* i *being*) zaproponowane przez Allarda (1992) stanowi podstawę rozróżnienia dwóch (traktowanych jako komplementarne) podejść do jakości życia. Podejście obiektywne opiera się na założeniu, że jakość życia (a w zasadzie poziom życia czy dobrobyt) to obiektywne warunki życia ludzi, mierzone za pomocą obiektywnych zmiennych. Natomiast podejście subiektywne utożsamia jakość życia z zadowoleniem i satysfakcją, jakie ludzie czerpią z różnych sfer swojego życia (jakość życia), mierzonych według subiektywnych opinii czy ocen wyrażanych w badaniach ankietowych. Obydwa podejścia mogą odnosić się jednak do tych samych obszarów analiz. W pracach Luszniwicza i Słaby, uznawanych za jedne z najważniejszych polskich pozycji w badaniach jakości życia, poziom i jakość życia stanowią dwa wyraźnie wyodrębnione obszary dociekań. Luszniwicz definiuje poziom życia jako „stopień zaspokojenia materialnych i kulturalnych potrzeb gospodarstw domowych realizowany (w sensie jego zabezpieczenia) przez strumienie towarów i usług odpłatnych oraz przez fundusze konsumpcji zbiorowej” (Luszniwicz, 1982, s. 11). Zdaniem Słaby natomiast „poziom życia to stopień zaspokojenia potrzeb materialnych i kulturalnych przy istniejącej infrastrukturze umożliwiającej to zaspokojenie”, a „jakość życia zawiera te wszystkie elementy, które związane są z faktem istnienia człowieka, bycia kimś, posiadania rodziny, kolegów, przy-

jaciół” (Słaby, 1990, s. 25). Podobne rozróżnienie stosowane jest w badaniach poziomu i jakości życia prowadzonych przez Radę Monitoringu Społecznego (Czapiński i Panek, 2009).

Przyjęte na potrzeby niniejszego opracowania ramy koncepcyjne definiują poziom życia poprzez odwołanie się do obiektywnych mierników pozwalających opisać rozwiązania, które umożliwiają członkom społeczności powiatów woj. lubuskiego zaspokajanie potrzeb, oraz zidentyfikować dostępność tych rozwiązań. Mierniki te wywiedzione zostały z ogólnodostępnej informacji zawartej m.in. w zasobach statystyki publicznej; można je zobiektywizować zarówno za pomocą wskaźników materialnych, jak i niematerialnych. Ocena poziomu życia jest tym samym traktowana jako punkt wyjścia do dalszych, pełniejszych analiz jakości życia, uwzględniających subiektywne oceny obszarów wyróżnionych w badaniu.

Poziom życia na szczeblu lokalnym

Zaspokajanie potrzeb społeczeństwa i zapewnianie dobrobytu są uznawane za nadrzędny cel rozwoju społecznego na szczeblach lokalnym, regionalnym, krajowym i międzynarodowym. W tym kontekście tworzenie i wykorzystanie narzędzi umożliwiających pomiar poziomu życia stanowi ważne zadanie statystyki publicznej. Na szczególną uwagę w tym zakresie zasługują badania spójności społecznej oraz badania dochodów i warunków życia ludności realizowane cyklicznie przez GUS (EU-SILC od 2003 r., aktualny pomiar – 2019). W związku z tym zasoby statystyki publicznej są istotnym źródłem wskaźników. Poza zasobami statystyki publicznej nie ma kompleksowych baz danych łatwo dostępnych, aktualnych i porównywalnych w przekroju terytorialnym, które umożliwiają wielowymiarowe analizy poziomu (czy też jakości) życia.

W niniejszym opracowaniu poziom życia został poddany analizie w odniesieniu do wielowymiarowych uwarunkowań, w jakich funkcjonuje społeczność lokalna powiatów woj. lubuskiego. Wielowymiarowość tę można diagnozować w obszarach, które są kluczowe dla sprawnego i efektywnego funkcjonowania społeczności oraz zapewniania dostępności rozwiązań o charakterze infrastrukturalnym, warunkujących dobrobyt tych społeczności. Wiąże się to głównie z kondycją materialną, zabezpieczeniem egzystencjalnym, aktywnością zawodową, posiadanymi kompetencjami, zapewnieniem poczucia bezpieczeństwa czy opieki zdrowotnej oraz zabezpieczeniem naturalnego środowiska życia jednostek (Czapiński i Panek, 2009; Panek, 2014, 2016). Zestaw wskaźników opisujących poziom życia bywa dobierany tak, aby uwzględnić najważniejsze i możliwe do uchwycenia w skali porównawczej aspekty. Badanie poziomu życia na podstawie kryteriów obiektywnych ma istotne znaczenie w kontekście projek-

towania polityki regionalnej i podejmowania działań na rzecz wyrównywania warunków i podnoszenia jakości życia w ujęciu lokalnym.

W niniejszym opracowaniu poziom życia rozpatrywany jest na poziomie lokalnym – powiatowym. Każda jednostka terytorialna oferuje swoim mieszkańcom określone korzyści, wynikające m.in. z infrastruktury funkcjonalnej danego obszaru, układu przestrzennego, stanu środowiska naturalnego czy funkcjonowania lokalnego rynku pracy. Te aspekty przekładają się na poziom życia mieszkańców powiatu (Panek, 2014). Jednocześnie w myśl zapisów ustawy o samorządzie gminnym nadrzędnym zadaniem władz samorządowych jest zaspokajanie potrzeb mieszkańców poprzez kreowanie określonych warunków jakości życia¹. Analizy różnych aspektów jakości życia w układach lokalnych stanowią źródło informacji dla władz samorządowych, pozwalające identyfikować deficyty w możliwościach zaspokajania potrzeb mieszkańców, co z kolei może być uwzględniane w polityce rozwoju określonej jednostki terytorialnej – najlepiej w zestawieniu z informacjami na temat subiektywnych ocen dotyczących jakości życia. Tego typu analizy pozwalają dobrze zrozumieć potrzeby mieszkańców, a także stanowią jeden z mierników skuteczności zarządzania w ujęciu lokalnym (Kusterka-Jefmańska, 2013). W woj. lubuskim obecnie nie prowadzi się cyklicznych badań dotyczących jakości życia na próbach umożliwiających analizy w przekroju powiatowym. Wcześniej takie możliwości stwarzały Lubuski Sondaż Społeczny (realizowany po raz ostatni w 2014 r.) czy Diagnoza Społeczna (ostatnia edycja – 2015 r.).

METODA BADAŃ

Dobór cech diagnostycznych

W celu porównania jednostek terytorialnych za pomocą zestawów wielu zmiennych w analizach wykorzystano grupowanie wskaźników, aby reprezentowały obszary istotne z punktu widzenia podejmowanej tematyki. Podstawę analiz stanowiły dane pochodzące z zasobów Urzędu Statystycznego (US) w Zielonej Górze oraz Banku Danych Lokalnych Głównego Urzędu Statystycznego (BDL GUS). Zakres badania obejmował rok 2017 ze względu na aktualny i pełny dostęp do danych statystycznych. Poziom rozwoju społeczno-gospodarczego tych powiatów określono za pomocą miary rozwoju Hellwiga (Hellwig, 1968; Miłek i Paluch, 2016). Na podstawie przeprowadzonych analiz sporządzono ranking powiatów oraz wskazano grupy powiatów o zbliżonym poziomie rozwoju.

Do pomiaru poziomu życia w powiatach woj. lubuskiego wykorzystano zbiór zmiennych diagnostycznych, które wielowymiarowo charakteryzują badane zja-

¹ Ustawa z dnia 8 marca 1990 r. o samorządzie gminnym.

wisko. Dobór ten spełnia trzy podstawowe, postulowane kryteria: merytoryczne, formalne i statystyczne (Strahl, 2006). Pomimo wielości analiz empirycznych poświęconych zagadnieniom z zakresu pomiaru poziomu życia nie istnieje uniwersalny zestaw wskaźników w tym obszarze. Autorskie koncepcje operacjonalizacji zagadnienia poziomu życia (a często także jakości życia) tworzone są w oparciu o wyselekcjonowane mierniki w zależności od charakteru i skali prowadzonych przedsięwzięć badawczych. Taka dowolność jest uzasadniana m.in. niejednoznacznością i wielowymiarowością tej kategorii pojęciowej. Z drugiej strony dowolność w zakresie doboru definicji i wskaźników badania jakości życia stwarza ryzyko nieuwzględnienia wielu istotnych parametrów pozwalających na jej rzetelne oszacowanie. Rapley (2003) wskazuje jednak, że kluczowa jest kwestia właściwej argumentacji i uzasadnienia wyboru wskaźników w danym kontekście.

Spośród obszarów, z których dobierano wskaźniki do badania poziomu życia w projektach badawczych, takich jak Diagnoza Społeczna, analizy GUS i projekt International Living, najczęściej wskazywano obszary związane ze: stanem posiadania (dobrostan materialny), zdrowiem, klimatem i środowiskiem, bezpieczeństwem, rynkiem pracy (zatrudnieniem), infrastrukturą społeczną, komunalną i techniczną, kulturą i rekreacją, a także kwestie związane z edukacją i dostępem do usług społecznych (Cierpień-Wolan i Wojnar, 2001; Czapiński i Panek, 2009; GUS, 2015, 2017). Pod uwagę wzięto również pogłębiający się problem starzenia się ludności i zmian potencjału demograficznego społeczeństw. Następnie scharakteryzowano poziom życia w powiatach woj. lubuskiego na podstawie zmiennych obrazujących 10 dziedzin: sytuację demograficzną i potencjał społeczny, sytuację życiową i materialne warunki życia wraz z infrastrukturą techniczną, rynek pracy, edukację, jakość środowiska, opiekę zdrowotną, aktywność kulturalną i rekreację, zdolność zaspokajania potrzeb na poziomie instytucjonalnym, poczucie bezpieczeństwa oraz elementy społeczeństwa obywatelskiego. Taki zestaw jest bliski pomiarowi jakości życia przez GUS (2015, 2017).

Wybrane dziedziny życia oddają złożoność uwarunkowań funkcjonowania społeczności woj. lubuskiego, przekładających się na poziom życia.

Na pierwszym etapie badania, w wyniku merytoryczno-formalnej analizy dostępnych zmiennych, zaproponowano 28 zmiennych diagnostycznych (tabl. 1). Przy doborze cech diagnostycznych kierowano się takimi kryteriami, jak: istotność (adekwatność) z punktu widzenia analizowanego zjawiska, jednoznaczność definicyjna, wyczerpanie zakresu zjawiska, logiczność wzajemnych powiązań, mierzalność oraz dostępność i kompletność informacji statystycznych (Młodak, 2006). Wymienione zmienne mogą być uznane za wskaźniki poziomu życia, jaki charakteryzuje w wybranych obszarach powiaty woj. lubuskiego. Wskazują one na potencjał i możliwości zaspokajania potrzeb materialnych i niematerialnych przez mieszkańców tych powiatów.

**TABL. 1. ZMIENNE CHARAKTERYZUJĄCE POZIOM ŻYCIA
W POWIATACH WOJ. LUBUSKIEGO**

Zmienne	Średnia arytmetyczna	Współczynnik zmienności w %
Sytuacja demograficzna i potencjał społeczny		
X ₁ – współczynnik obciążenia demograficznego osobami starszymi	22,97	10
X ₂ – saldo migracji zagranicznych na 1000 ludności	-0,14	163
X ₃ – przyrost naturalny na 1000 ludności	-1,07	274
Sytuacja życiowa / materialne warunki życia / infrastruktura techniczna		
X ₄ – budynki mieszkalne podłączone do infrastruktury technicznej w % ogółu budynków mieszkalnych	53,41	27
X ₅ – korzystający z kanalizacji w %	71,11	16
X ₆ – korzystający z gazu w %	45,72	44
X ₇ – samochody osobowe na 1000 ludności	630,39	9
Rynek pracy		
X ₈ – stopa bezrobocia rejestrowanego w %	7,60	45
X ₉ – przeciętne wynagrodzenie brutto w sektorze przedsiębiorstw w zł	3866,32	5
X ₁₀ – podmioty wpisane do rejestru REGON na 10 tys. ludności	1052,54	19
Aktywność kulturalna i rekreacja		
X ₁₁ – przeciętna liczba uczestników imprez w domach i ośrodkach kultury, klubach i świetlicach na mieszkańca	981,76	43
X ₁₂ – czytelnicy bibliotek publicznych na 1000 ludności	139,05	22
Jakość środowiska		
X ₁₃ – odpady zebrane selektywnie w ciągu roku na mieszkańca w t	0,08	43
X ₁₄ – udział terenów zieleni w powierzchni ogółem w %	0,51	231
X ₁₅ – ludność korzystająca z oczyszczalni ścieków w %	74,12	15
Edukacja		
X ₁₆ – współczynnik skolaryzacji brutto (poziom podstawowy) w % ...	92,98	5
X ₁₇ – dzieci w placówkach wychowania przedszkolnego na 1000 dzieci w wieku 3–5 lat	799,39	11
X ₁₈ – wyniki egzaminów gimnazjalnych (część matematyczno-przyrodnicza) w %	50,54	5
Zdolność zaspokajania potrzeb na poziomie instytucjonalnym		
X ₁₉ – dochody powiatu na mieszkańca w zł	1706,54	96
X ₂₀ – wydatki na oświatę i wychowanie na mieszkańca w zł	513,40	104
Poczucie bezpieczeństwa		
X ₂₁ – przestępstwa stwierdzone przez policję w zakończonych postępowaniach przygotowawczych na 1000 ludności	21,48	27
X ₂₂ – wypadki drogowe na 100 tys. ludności	70,23	29
X ₂₃ – ofiary śmiertelne wypadków drogowych na 100 tys. ludności ...	9,14	61

**TABL. 1. ZMIENNE CHARAKTERYZUJĄCE POZIOM ŻYCIA
W POWIATACH WOJ. LUBUSKIEGO (dok.)**

Zmienne	Średnia arytmetyczna	Współczynnik zmienności w %
Opieka zdrowotna		
X_{24} – liczba lekarzy na 10 tys. ludności	40,12	44
X_{25} – zgony niemowląt na 1000 urodzeń żywych	4,04	68
X_{26} – wydatki na ochronę zdrowia w % wydatków powiatów ogółem	37,71	61
Społeczeństwo obywatelskie		
X_{27} – liczba fundacji, stowarzyszeń i organizacji społecznych na 10 tys. ludności	38,82	16
X_{28} – udział kobiet w organach uchwałodawczych w %	29,28	23

Ź r ó d ł o: opracowanie własne na podstawie danych z US w Zielonej Górze i BDL GUS.

Właściwie dobrany zestaw cech diagnostycznych powinien w możliwie dokładny sposób opisywać poziom życia w powiatach woj. lubuskiego, przy jednoczesnym wyeliminowaniu takich cech, które wnoszą takie same lub bardzo podobne informacje o badanym zjawisku. Wybrane cechy powinny możliwie najlepiej oddawać te elementy, które nie weszły do zestawu cech diagnostycznych. Od doboru zmiennych diagnostycznych zależy efekt analiz.

Selekcji zmiennych ostatecznie uwzględnionych w analizie dokonano poprzez kryteria formalne. W pierwszej kolejności wyeliminowano zmienne o quasi-stalym charakterze dla wszystkich powiatów, posługując się wielkością współczynnika zmienności. Na podstawie ustaleń innych analiz taksonomicznych przyjęto, że graniczna wartość współczynnika zmienności wynosi 10% (Malina i Zeliaś, 1996).

Zbyt silne powiązanie zmiennych w analizowanych obszarach powoduje, że stają się one nośnikami bardzo zbliżonych informacji. Dlatego przyjęto, że w przypadku identyfikacji zbyt wysokiej wartości współczynnika korelacji pomiędzy zmiennymi w analizowanych obszarach wybrany zostaje jeden, uznany za merytorycznie bardziej zasadny. Za wysoką wartość współczynnika korelacji r -Pearsona uznaje się w tym przypadku $r > 0,60$ (Panek, 2016).

Ostatecznie do dalszych analiz wykorzystano zmienne:

- współczynnik obciążenia osobami starszymi (X_1);
- saldo migracji zagranicznych (X_2);
- przyrost naturalny ludności (X_3);
- budynki mieszkalne podłączone do infrastruktury technicznej (X_4);
- korzystający z gazu (X_6);
- stopa bezrobocia rejestrowanego (X_8);

- przeciętna liczba uczestników imprez w domach i ośrodkach kultury, klubach i świetlicach na mieszkańca (X_{11});
- czytelnicy bibliotek publicznych (X_{12});
- odpady zebrane selektywnie w ciągu roku na mieszkańca (X_{13});
- udział terenów zieleni w powierzchni ogółem (X_{14});
- dzieci w placówkach wychowania przedszkolnego (X_{17});
- dochody powiatu na mieszkańca (X_{19});
- przestępstwa stwierdzone przez policję w zakończonych postępowaniach przygotowawczych (X_{21});
- wypadki drogowe (X_{22});
- liczba lekarzy (X_{24});
- zgony niemowląt (X_{25});
- wydatki na ochronę zdrowia (X_{26});
- udział kobiet w organach uchwałodawczych (X_{28}).

Zastosowana metoda badawcza

Zastosowana procedura prowadząca do wyznaczenia syntetycznego wskaźnika określającego poziom życia w powiatach woj. lubuskiego przebiegała kilkustopniowo (zob. Cierpiat-Wolan i Wojnar, 2001; Hellwig, 1968; Miłek i Paluch, 2016; Stec, 2011). W pierwszym kroku zbiór zmiennych diagnostycznych podzielono na stymulanty i destymulanty, przy czym te drugie przekształcono w stymulanty. Przyjęto, że stymulanty to zmienne, których większe wartości świadczą o wyższym poziomie życia, natomiast destymulanty to zmienne, których spadek wartości dowodzi wyższego poziomu życia (Zeliaś, 2000). W tym kontekście wyróżnia się ponadto nominanty, czyli cechy mające wartość optymalną, poniżej której wykazują cechy stymulujące, a powyżej – destymulujące (lub na odwrót). Jednak w rozpatrywanym przypadku nominant nie było. Destymulanty przekształcono w stymulanty z wykorzystaniem przekształceń ilorazowych. W celu przekształcenia wyjściowego zbioru danych do wartości porównywalnych zastosowano normalizację cech poprzez pozycyjną standaryzację wartości zmiennej, opierając się na wartościach mediany oraz medianowych odchyleniach bezwzględnych.

W ocenie poziomu życia bardzo często znajdują zastosowanie zmienne syntetyczne (Cierpiat-Wolan, 2001; Grabiński, 1984; Stec, 2011). Wyznaczona zmienna pozwala na uporządkowanie i porównanie analizowanych obiektów, w tym przypadku powiatów woj. lubuskiego. Można ją także wykorzystać do wyznaczenia grup powiatów charakteryzujących się podobnym poziomem życia. W niniejszym opracowaniu do budowy taksonomicznego miernika poziomu życia wykorzystano metodę wzorcową. Do realizacji celu badawczego posłużono się metodą Hellwiga (miara rozwoju) i skonstruowano syntetyczny wskaźnik poziomu życia w powiatach woj. lubuskiego.

Do przeprowadzenia dalszych analiz wyznaczono wzorzec rozwoju zdefiniowany jako abstrakcyjny obiekt charakteryzujący się najwyższymi wartościami dla stymulant (po przekształceniu wszystkie zmienne mają taki charakter).

Obliczono – z wykorzystaniem odległości euklidesowej – różnice pomiędzy wartościami poszczególnych zmiennych diagnostycznych w powiatach a przyjętym wzorcem stanowiącym punkt odniesienia. Konstrukcja syntetycznej taksonomicznej miary określającej poziom życia mieszkańców powiatów woj. lubuskiego została oparta na propozycji Hellwiga.

Otrzymana w wyniku obliczeń syntetyczna miara charakteryzująca poziom życia w powiatach woj. lubuskiego przyjmuje wartości z przedziału od 0 do 1. Im wartość miary jest bliższa 1, tym dany obiekt (w tym wypadku powiat) jest mniej oddalony od wzorca i charakteryzuje się wyższym poziomem życia. Obliczony wskaźnik wykorzystano do uszeregowania powiatów, wyodrębniając na podstawie wartości miary taksonomicznej cztery grupy powiatów zbliżonych do siebie pod względem poziomu życia. Wyróżniono grupy powiatów o bardzo wysokim, wysokim, niskim i bardzo niskim poziomie, klasyfikując je według następujących przedziałów (Zeliaś, 2000):

I – powiaty o bardzo wysokim poziomie życia:

$$d_i \geq \bar{d}_i + S(d_i) \quad (1)$$

gdzie:

d_i – miernik poziomu życia przy wykorzystaniu metody Hellwiga,

\bar{d}_i – wartość średnia miernika,

$S(d_i)$ – odchylenie standardowe miernika,

II – powiaty o wysokim poziomie życia:

$$\bar{d}_i + S(d_i) > d_i \geq \bar{d}_i \quad (2)$$

III – powiaty o niskim poziomie życia:

$$\bar{d}_i > d_i \geq \bar{d}_i - S(d_i) \quad (3)$$

IV – powiaty o bardzo niskim poziomie życia:

$$d_i < \bar{d}_i - S(d_i) \quad (4)$$

Powiaty o bardzo wysokim poziomie życia to takie, które uzyskały wartość miary w przedziale 0,316–0,539. Powiaty o wysokim poziomie życia to takie, dla których wartość miary poziomu życia zawiera się w przedziale 0,213–0,315.

Z kolei dla powiatów o niskim poziomie życia wartości miary znajdują się w przedziale 0,111–0,212, a dla powiatów o najniższym poziomie życia – od 0,105 do 0,110.

WYNIKI ANALIZ Z WYKORZYSTANIEM SYNTETYCZNEGO MIERNIKA ROZWOJU

Województwo lubuskie jest jednym z dwóch najmniejszych województw w Polsce, zarówno pod względem wielkości populacji, jak i powierzchni. Sytuacja demograficzna woj. lubuskiego nie wyróżnia go spośród innych regionów kraju. Pod względem gospodarczym można wskazać na wahania i zróżnicowanie powiatowe poziomu bezrobocia, determinowane m.in. istnieniem bezrobocia strukturalnego na znacznej części obszaru województwa, co ma istotny wpływ na poziom innowacyjności gospodarki. W Lubuskim rozwijana jest systematycznie infrastruktura techniczna w zakresie sieci drogowej i ochrony środowiska, a także tworzona jest sieć obszarów aktywności gospodarczej, która dzięki wysokiemu standardowi infrastruktury i atrakcyjnym rozwiązaniom finansowym na poziomie lokalnym zwiększa szanse rozwoju firm o rosnącym potencjale ekonomicznym i innowacyjnym. Warunki przyrodnicze i dziedzictwo kulturowe Lubuskiego pozwalają również na zaspokajanie na wysokim poziomie potrzeb mieszkańców w zakresie kultury i jakości środowiska.

W konsekwencji decyzji administracyjnych z 1999 r. woj. lubuskie podzielono na 12 powiatów ziemskich i dwa grodzkie, stanowiące jednocześnie stolice regionu. Specyfika sieci osadniczej, sytuacji społecznej i gospodarczej województwa wynika także z położenia blisko granicy polsko-niemieckiej. Dokonywane analizy społeczne wskazują na wyższy niż w innych regionach kraju poziom otwartości społecznej i kulturowej mieszkańców (Leszkowicz-Baczyńska i Szaban, 2012; Szaban, 2015). Południowe tereny województwa pozostawały przez wiele dekad zależne od Dolnego Śląska, a część wschodnia – od Wielkopolski, z kolei tereny północne były związane z Pomorzem Zachodnim i Brandenburgią. Przekładało się to na wewnętrzne zróżnicowanie regionu i wzmacnianie cech charakterystycznych powiatów i ich mieszkańców. Nie bez znaczenia dla zróżnicowania powiatów są też funkcje dominujące w regionie oraz ciążenie do określonych, większych ośrodków miejskich i regionalnych. W efekcie zjawiskiem naturalnym jest zróżnicowanie poziomu życia w powiatach.

Na podstawie uzyskanych wartości zmiennej syntetycznej dotyczącej poziomu życia pierwszą pozycję, a tym samym najwyższą wartość miary, uzyskało miasto na prawach powiatu Gorzów Wielkopolski, natomiast najniższą wartością miary poziomu życia charakteryzował się powiat krośnieński (tabl. 2 i wykres).

**TABL. 2. KLASYFIKACJA POWIATÓW WOJ. LUBUSKIEGO
POD WZGLĘDEM POZIOMU ŻYCIA W 2017 R.**

Powiaty	Miara	Pozycja
Gorzów Wielkopolski ^a	0,539	1
Zielona Góra ^a	0,294	2
Słubicki	0,254	3
Żarski	0,240	4
Zielonogórski	0,221	5
Świebodziński	0,214	6
Nowosolski	0,193	7
Wschowski	0,178	8
Sulęciński	0,168	9
Międzyrzeczki	0,163	10
Gorzowski	0,161	11
Żagański	0,152	12
Strzelecko-drezdenecki	0,117	13
Krośnieński	0,105	14

a Miasto na prawach powiatu.

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

ZRÓŻNICOWANIE POZIOMU ŻYCIA W POWIATACH WOJ. LUBUSKIEGO W 2017 R.



a Miasto na prawach powiatu.

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

Na podstawie obliczonego wskaźnika, wykorzystując średnią arytmetyczną i odchylenie standardowe wartości miernika syntetycznego, wyznaczono grupy powiatów o zbliżonym poziomie życia (Zeliaś, 2000). Powstały w ten sposób cztery zbiory: powiaty o bardzo wysokim, wysokim, niskim i bardzo niskim poziomie życia (zestawienie).

ZESTAWIENIE POWIATÓW O OKREŚLONYM POZIOMIE ŻYCIA

Powiaty	Poziom życia
Gorzów Wielkopolski ^a	bardzo wysoki
Zielona Góra ^a	wysoki
Stubiński	
Żarski	
Zielonogórski	
Świebodziński	
Nowosolski	niski
Wschowski	
Sulęciński	
Międzyrzeczki	
Gorzowski	
Żagański	
Strzelecko-drezdenecki	bardzo niski
Krośnieński	

^a Miasto na prawach powiatu.

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

Uzyskane wyniki grupowania powiatów pokazują, że stolice województwa, a przy tym dwa największe miasta, posiadają najsilniejszy potencjał społeczny, gospodarczy, środowiskowy, infrastrukturalny i kulturalny, jak również dają mieszkańcom najwyższe poczucie bezpieczeństwa. Jest to przede wszystkim konsekwencja ich funkcji w regionie jako centralnych ośrodków dla północnej i południowej części województwa, zarówno administracyjnych, jak i edukacyjnych, kulturalnych, zdrowotnych itp. Gorzów Wielkopolski, charakteryzujący się najwyższą wartością miary poziomu życia, odróżniają od Zielonej Góry szczególnie: niższe saldo migracji, lepsza infrastruktura techniczna budynków mieszkalnych, wyższy udział terenów zieleni, niższy wskaźnik wypadków drogowych, niższe nakłady na ochronę zdrowia oraz wyższy udział kobiet w organach ustawodawczych. Można więc uznać, że o pozycji Gorzowa Wielkopolskiego decydują znacznie silniej czynniki infrastrukturalne (związane z poczuciem bezpieczeństwa), środowiskowe i społeczne niż gospodarcze i demograficzne.

Powiaty żarski, świebodziński i zielonogórski, sklasyfikowane jako cechujące się wysokim poziomem życia, są od lat siedzibą największych firm w regionie. Funkcjonujące na ich terenie parki przemysłowe oraz strefy ekonomiczne przyczyniają się do widocznego – przede wszystkim we wskaźnikach gospodarczych

– wzrostu poziomu życia. To z kolei prowadzi do korzystnych zmian warunków życia mieszkańców, przede wszystkim w sferze materialnej, lecz także w odniesieniu do potrzeb wyższego rzędu. Nie bez znaczenia jest również bliskość geograficzna Zielonej Góry. Powiat słubicki wyróżnia zaś rozwinięta współpraca transgraniczna, co ma związek z bezpośrednim sąsiedztwem granicy polsko-niemieckiej. Codzienne, intensywne kontakty graniczne przekładają się na silnie rozbudowany sektor usługowy i handel detaliczny, pozwalające mieszkańcom utrzymywać relatywnie wysoki poziom życia.

Z drugiej strony powiaty o niskim poziomie życia – gorzowski, strzelecko-drezdenecki, żagański i międzyrzecki – charakteryzuje przede wszystkim dominacja terenów wiejskich i umiarkowanie niski potencjał gospodarczy, co znajduje odzwierciedlenie w materialnych warunkach życia. W tych powiatach został położony duży nacisk na wzmacnianie działań w zakresie polityki społecznej i zabezpieczeń socjalnych w związku z kondycją materialną mieszkańców oraz ich strukturą społeczno-zawodową. Powiat sulęciński charakteryzuje rozbudowana działalność turystyczna, wykorzystująca walory przyrodnicze – turystyka jest jednym z głównych sektorów działalności gospodarczej mieszkańców. Na tym terenie nie funkcjonują jednak żadne znaczące zakłady przemysłowe ani centra kulturalne, pozwalające mieszkańcom realizować potrzeby wyższego rzędu. Najbardziej specyficznym powiatem województwa jest powiat wschowski, położony na pograniczu trzech regionów: Wielkopolski, Dolnego Śląska i ziemi lubuskiej. Powiat ten nie wyróżnia się gospodarczo, kulturalnie ani infrastrukturalnie. Nieco inaczej można scharakteryzować sytuację powiatu nowosolskiego, przez wiele lat cechującego się wysokim poziomem bezrobocia i niskim poziomem życia. Od prawie dekady w powiecie nowosolskim rozwija się strefa ekonomiczna oraz park przemysłowy skupiający wiele krajowych i międzynarodowych przedsiębiorstw, a wskaźniki ekonomiczne i społeczne się poprawiają. Jednak rozwojowa Nowa Sól jest odosobniona na tle pozostałych gmin powiatu, w rezultacie czego powiat lokuje się w grupie tych o niskim poziomie życia. Można stąd wysnuć wniosek, że czynniki takie jak brak znaczących przedsiębiorstw oddziałujących na rynek pracy w całym powiecie, struktura demograficzna oraz konsekwencje upadłości dużych przedsiębiorstw w okresie ostatnich dwóch dekad najsilniej odbijają się na poziomie życia mieszkańców. Pomimo wysiłków podejmowanych przez władze samorządowe w celu pobudzenia rozwoju społeczno-gospodarczego nie udało się w tych powiatach podnieść poziomu życia.

Powiat krośnieński, zajmujący ostatnie miejsce pod względem poziomu życia mieszkańców, leży w bezpośrednim sąsiedztwie granicy polsko-niemieckiej, ale nie czerpie korzyści ze swojego położenia. Przeważają tu tereny wiejskie, o niezbyt gęstej sieci osadniczej, a przemysł nie jest rozwinięty. Dominująca aktywność zawodowa mieszkańców ogranicza się do sektora usług. Dawne duże przedsiębiorstwa przemysłowe upadły, co poskutkowało pogorszeniem sytuacji materialnej mieszkańców i wzrostem społecznej bezradności. W powiecie nie

funkcjonuje znacząca strefa ekonomiczna czy park technologiczny, a turystyka jest słabo rozwinięta.

Podział na grupy o określonym poziomie życia w woj. lubuskim nie odzwierciedla funkcjonujących podziałów na dwa subregiony – południową i północną część województwa. Nie można odnieść się w tym kontekście do wpływów historycznych i kulturowych na poziom życia ludności. Czynnikiem podziałów jest specyfika powiatów, stanowiąca ich główny atut albo decydująca o ich gospodarczym lub społecznym charakterze. Oznacza to, że poziom życia może się zmieniać w zależności od warunków życia mieszkańców, które są określane poziomem rozwoju gospodarczego. Należy również zwrócić szczególną uwagę na działania władz poszczególnych powiatów, sprzyjające poprawie poziomu rozwoju gospodarczego.

PODSUMOWANIE

Zagadnienia dotyczące pomiaru poziomu życia stanowią ważny element charakterystyki i planowania rozwoju regionalnego. Interdyscyplinarny charakter kategorii jakości życia przekłada się na wykorzystanie w analizach zróżnicowanych wskaźników związanych z materialnym poziomem życia, aktywnością zawodową, kondycją gospodarki, edukacją, ochroną zdrowia, infrastrukturą transportową, kulturą, turystyką i rekreacją oraz jakością środowiska i opieką zdrowotną. Poziom życia traktowany jest jako kompleksowe, bardzo złożone zjawisko, podobnie jak złożone jest jego badanie.

W celu pogrupowania powiatów woj. lubuskiego wykorzystano zaproponowaną przez Hellwiga miarę rozwoju – zmienną syntetyczną, złożoną ze zmiennych diagnostycznych zgodnie z określoną metodą badań. Na podstawie zestawu wskaźników określających poziom życia, zaczerpniętych z zasobów statystyki publicznej, stworzono miary charakteryzujące sytuację w powiatach woj. lubuskiego.

Zastosowana metoda porządkowania liniowego pozwoliła na ocenę pozycji lubuskich powiatów pod względem poziomu życia w 2017 r. Ocena ta stanowiła podstawę grupowania powiatów na cztery kategorie: o bardzo wysokim poziomie życia, o wysokim poziomie życia, o niskim poziomie życia oraz o bardzo niskim poziomie życia.

Najlepiej oceniono poziom życia w Gorzowie Wielkopolskim, najgorzej zaś w powiecie krośnieńskim. Najliczniej reprezentowana była grupa powiatów o niskim poziomie życia, w której znalazło się siedem powiatów.

Przeprowadzone analizy można potraktować jako aplikacyjne – mogą one stanowić punkt wyjścia dla samorządów wojewódzkiego i powiatowych do podejmowania działań na rzecz poprawy warunków życia społeczności. Zmienna syntetyczna bądź zmienne stworzone na podstawie dokonanej klasyfikacji mogą

zostać wykorzystane jako predyktor w analizach dotyczących uwarunkowań rozwojowych jednostek samorządu terytorialnego w woj. lubuskim. Mogą być także zestawiane z innymi zmiennymi określającymi subiektywne oceny szeroko rozumianej jakości życia mieszkańców.

BIBLIOGRAFIA

- Allardt, E. (1992). Having, Loving, Being: An Alternative to the Swedish Model of Welfare Research. W: M. Nussbaum, A. Sen (red.), *The Quality of Life* (s. 88–94). Oxford: Clarendon Press. DOI:10.1093/0198287976.003.0008.
- Borys, T. (2002). Jakość, jakość życia oraz pojęcia i relacje pochodne. W: W. Ostasiewicz (red.), *Metodologia pomiaru jakości życia* (s. 58–63). Wrocław: Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej im. Oskara Langego.
- Borys, T. (2015). Typologia jakości życia i pomiar statystyczny. *Wiadomości Statystyczne*, (7), 1–18.
- Campbell, A. (1981). *The sense of Well-Being in America: Recent Patterns and Trends*. New York: McGraw-Hill.
- Cierpiął-Wolan, M., Wojnar, E. (2001). Analiza poziomu rozwoju społeczno-gospodarczego województw. *Wiadomości Statystyczne*, (10), 76–83.
- Czapiński, J., Panek, T. (red.). (2009). *Diagnoza społeczna 2009*. Warszawa: Wyższa Szkoła Finansów i Zarządzania. Pobrane z: www.diagnoza.com.
- Grabiński, T. (1984). *Wielowymiarowa analiza porównawcza w badaniach dynamiki zjawisk ekonomicznych*. Kraków: Akademia Ekonomiczna.
- GUS. (2015). *Jakość życia w Polsce. Edycja 2015*. Warszawa: Główny Urząd Statystyczny.
- GUS. (2017). *Jakość życia w Polsce. Edycja 2017*. Warszawa: Główny Urząd Statystyczny.
- Hellwig, Z. (1968). Zastosowanie metody taksonomicznej do typologicznego podziału krajów ze względu na poziom ich rozwoju oraz zasady i strukturę wykwalifikowanych kadr. *Przegląd Statystyczny*, (4), 307–327.
- Kusterka-Jefmańska, M. (2013). Subiektywna jakość życia w ocenie mieszkańców saksońsko-polskiego obszaru przygranicznego. *Handel Wewnętrzny*, (6), 43–54.
- Leszkowicz-Baczyńska, Ż., Szaban, D. (red.). (2012). *Lubuszanie w pierwszej dekadzie XXI wieku. Portret socjologiczny*. Zielona Góra: Lubuskie Towarzystwo Naukowe.
- Luszniewicz, A. (1982). *Statystyka społeczna*. Warszawa: Państwowe Wydawnictwo Ekonomiczne.
- Malina, A., Zeliaś, A. (1996). *Taksonomiczna analiza przestrzennego zróżnicowania jakości życia ludności w Polsce w 1994 r.* W: E. Nowak, M. Urbaniak (red.), *Ekonometryczne modelowanie danych finansowo-księgowych*. Lublin: Wydawnictwo UMCS.
- Milek, D., Paluch, P. (2016). *Rozwój społeczno-gospodarczy polskich regionów. Nierówności społeczne a wzrost gospodarczy*. Rzeszów: Wydawnictwo Uniwersytetu Rzeszowskiego.
- Młodak, A. (2006). *Analiza taksonomiczna w statystyce regionalnej*. Warszawa: Difin.
- Ostasiewicz, W. (red.). (2002). *Metodologia pomiaru jakości życia*. Wrocław: Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu.
- Ostasiewicz, W. (2004). *Ocena i analiza jakości życia*. Wrocław: Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu.
- Panek, T. (2014). Poziom i jakość życia. W: T. Panek (red.), *Statystyka społeczna* (s. 124–173). Warszawa: Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne.

- Panek, T. (2016). *Jakość życia. Od koncepcji do pomiaru*. Warszawa: Oficyna Wydawnicza SGH.
- Rapley, M. (2003). *Quality of Life Research. A Critical Introduction*. London: Sage Publication.
- Rokicka, E., Woźniak, W. (2016). *W kierunku zrównoważonego rozwoju. Koncepcje, interpretacje, konteksty*. Łódź: Katedra Socjologii Ogólnej, Wydział Ekonomiczno-Socjologiczny, Uniwersytet Łódzki.
- Słaby, T. (1990). Poziom i jakość życia. *Wiadomości Statystyczne*, (6), 8–10.
- Słaby, T. (2011). Nowe propozycje w badaniach jakości życia. *Studia i Prace Kolegium Zarządzania i Finansów*, (108), 125–127.
- Stec, M. (2011). *Uwarunkowania rozwojowe województw w Polsce – analiza statystyczno-ekonometryczna. Nierówności społeczne a wzrost gospodarczy*. Rzeszów: Wydawnictwo Uniwersytetu Rzeszowskiego.
- Stiglitz, J. E., Sen, A., Fitoussi, J. P. (2009). *Report by the Commission on the Measurement of Economic Performance and Social Progress*. Paris: Commission on the Measurement of Economic Performance and Social Progress.
- Strahl, D. (2006). *Metody oceny rozwoju regionalnego*. Wrocław: Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej.
- Szaban, D. (red.). (2015). *Diagnoza jakości i poziomu życia mieszkańców województwa lubuskiego*. Zielona Góra: Urząd Marszałkowski Województwa Lubuskiego.
- Trzebiatowski, J. (2011). Jakość życia w perspektywie nauk społecznych i medycznych – systematyzacja ujęć definicyjnych. *Hygeia Public Health*, 46(1), 25–31.
- Wnuk, M., Marcinkowski, J. T. (2012). Jakość życia jako pojęcie pluralistyczne o charakterze interdyscyplinarnym. *Problemy Higieny i Epidemiologii*, 93(1), 21–26.
- Zeliaś, A. (red.). (2000). *Taksonomiczna analiza przestrzennego zróżnicowania poziomu życia w Polsce w ujęciu dynamicznym*. Kraków: Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej.

Istotność statystyczna w czasach big data

Mirosław Szreder^a 

Streszczenie. Rozwój nowych technologii wpływa zarówno na realizację badań statystycznych, jak i na postrzeganie ich wyników w świetle innych źródeł informacji. W tym kontekście powraca w środowisku naukowym temat roli testowania hipotez statystycznych oraz interpretowania i przedstawiania jego wyników, w tym stosowania kategorii istotności statystycznej oraz wskaźnika p -value. Inspiracją do powstania tego opracowania stała się fala dyskusji wokół tego zagadnienia toczących się na forum czasopism „Nature” i „The American Statistician” na początku 2019 r.

Celem artykułu jest ukazanie szans i zagrożeń, jakie big data stwarza dla weryfikacji hipotez i wnioskowania statystycznego, zarówno w ujęciu klasycznym, jak i w podejściu bayesowskim. Autor uzasadnia konieczność zaniechania zbyt daleko posuniętych uproszczeń w realizacji procesu wnioskowania statystycznego oraz prezentowaniu wyników weryfikacji hipotez. Chodzi zarówno o postulat uwzględnienia jakości danych próbkowych, zwłaszcza typu big data, jak i o podawanie pełnej informacji o modelu statystycznym, na podstawie którego przeprowadza się wnioskowanie.

Słowa kluczowe: wnioskowanie statystyczne, testowanie hipotez, istotność statystyczna, wskaźnik p -value, big data, podejście bayesowskie

Statistical significance in the era of big data

Abstract. The development of new technologies has affected both the procedures of traditional statistical surveys and the perception of their results in the light of other available sources of information. In this connection, the role of the verification of statistical hypotheses and of the interpretation and presentation of its results, including the use of statistical significance and p -value, has recently returned as a frequent topic for discussion among the scientific community. The author was inspired to write this paper by a wave of discussion regarding this matter held at the beginning of 2019 in the *Nature* and *The American Statistician* journals.

The aim of the paper is to present the opportunities provided and challenges posed by the use of big data to the hypothesis verification process and to statistical inference, both in the traditional and Bayesian approaches. The author explains the necessity of discontinuing adopting excessive simplifications while performing statistical inference and presenting the results of the verification of hypotheses. This involves both the postulate to pay greater attention to the quality of sampling data, especially in the case of data originating from big data sets, as well as the postulate to provide full information about the statistical model on the basis of which the inference is being performed.

Keywords: statistical inference, hypothesis testing, statistical significance, p -value, big data, Bayesian approach

JEL: C12, C13, C18, D80

^a Uniwersytet Gdański, Wydział Zarządzania.

Rosnące znaczenie badań ilościowych w różnych dziedzinach nauki, wspieranych dynamicznym rozwojem technologii komputerowych i technik big data, stanowi zachętę do coraz powszechniejszego stosowania wnioskowania statystycznego. Zjawisko to z jednej strony potwierdza użyteczność i żywotność statystyki, a z drugiej rodzi niebezpieczeństwo formułowania fałszywych wniosków w sytuacji niepoprawnego wykorzystania jej technik i metod. Inne niebezpieczeństwo tkwi w niepełnej prezentacji lub zbyt uproszczonej interpretacji wyników analiz statystycznych. Te zagrożenia kumulują się w szczególności we wnioskowaniu statystycznym, w tym w procesie weryfikacji hipotez w warunkach dostępu badacza do różnych źródeł danych, w tym big data.

Celem niniejszego artykułu jest ukazanie szans i zagrożeń, jakie big data stwarza dla weryfikacji hipotez i wnioskowania statystycznego.

WNISKOWANIE DEDUKCYJNE I INDUKCYJNE – RYS HISTORYCZNY

Statystyka rodziła się najpierw jako nauka, która z ludzkiej obserwacji rzeczywistości, powtarzalnych faktów oraz odwzorowań ich częstości w liczbach próbowała wydobyć wiedzę użyteczną dla człowieka. Pierwszymi i ważnymi osiągnięciami statystyków były metody służące do wyodrębniania i charakteryzowania prawidłowości występujących w masowych zjawiskach z różnych dziedzin życia. Współcześnie nazywamy je opisowymi albo metodami statystyki opisowej (ang. *descriptive statistics*). Niemal równoległe, z udziałem filozofów i matematyków, postępował rozwój drugiej ważnej dziedziny statystyki, mianowicie wnioskowania statystycznego (ang. *statistical inference, inferential reasoning*). Przełomowym osiągnięciem na tym polu było sformułowanie przez Thomasa Bayesa (1702–1761) twierdzenia pozwalającego określić, jakie przesłanki stojące za empirycznie zaobserwowanymi faktami są najbardziej prawdopodobne. Twierdzenie Bayesa, znane także jako twierdzenie o prawdopodobieństwie przyczyny, stało się podstawą rozwoju indukcyjnego wnioskowania w statystyce¹.

We wnioskowaniu indukcyjnym szacuje się, na podstawie dokonanych obserwacji (próby statystycznej), jaka hipoteza odnosząca się do populacji, z której pochodzi próba, jest najbardziej uzasadniona. W przeciwieństwie do wnioskowania dedukcyjnego – w którym pierwotna jest pewna hipoteza, a zatem określa się, jakie obserwacje w próbie powinny się pojawić w sytuacji, gdyby ta hipoteza była prawdziwa – we wnioskowaniu indukcyjnym punktem wyjścia są obserwacje. Stąd wyniki wnioskowania indukcyjnego nie ograniczają się do jednej ściśle określonej hipotezy. Mogą służyć do formułowania nowych, nieznanych hipotez, czyli wydobywania z danych statystycznych nowej wiedzy.

¹ Szerzej na temat znaczenia przełomowego dla rozwoju rachunku prawdopodobieństwa i statystyki matematycznej twierdzenia Bayesa zob. Szreder (2013).

O tym, że ostatecznie większą popularność w teorii, a zwłaszcza w praktyce statystycznej, zdobyło nie indukcyjne podejście oparte na twierdzeniu Bayesa, lecz wnioskowanie dedukcyjne, zdecydowały dwa główne czynniki (por. m.in. Goodman, 1999). Po pierwsze, w podejściu bayesowskim wymaga się, aby jeszcze przed wylosowaniem próby określić prawdopodobieństwa lub rozkłady *a priori*, odnoszące się do parametrów populacji lub hipotez dotyczących charakterystyk populacji. W praktyce jest to dość kłopotliwe, zarówno ze względu na częsty brak wiedzy wstępnej badacza, jak i trudności z jej wyrażeniem w kategoriach probabilistycznych. Po drugie, prawdopodobieństwa *a priori* rzadko stanowią wynik usystematyzowanych losowych obserwacji jakiegoś doświadczenia, dlatego najczęściej są formułowane nie w kategoriach (obiektywnej) częstości względnej, lecz jako prawdopodobieństwa subiektywne (personalistyczne)². Te z kolei budzą opór u tych badaczy, którzy nie godzą się na dopuszczenie elementów subiektywnych w procesie poznania naukowego. Między innymi z tego powodu już w latach 20. i 30. XX w. poszukiwano innego podejścia do wnioskowania, które opierałoby się na częstościowej interpretacji prawdopodobieństwa. Innymi słowy, chodziło o takie (dedukcyjne) ujęcie procesu wnioskowania, aby przy założeniu prawdziwości sformułowanej na wstępie hipotezy wskazać, z jaką częstością względną w próbie losowej, w warunkach wielokrotnie powtarzanego hipotetycznie losowania, powinny pojawiać się określone wyniki.

Takie częstościowe ujęcie zostało zawarte zarówno w propozycji *p*-value Ronald A. Fishera z lat 20. XX w., jak i w odrębnej propozycji z wczesnych lat 30. Jerzego Neymana i Egon Pearsona. Wskaźnik *p*-value miał być, według koncepcji Fishera, miernikiem siły przesłanek w próbie, służącym do sfalsyfikowania testowanej hipotezy (hipotezy zerowej). Natomiast Neyman i Pearson oparli swoją koncepcję na dwóch konkurencyjnych hipotezach – zerowej i alternatywnej – i przedstawieniu sposobu podjęcia decyzji (testowania) o odrzuceniu hipotezy zerowej na rzecz alternatywnej lub uznaniu przesłanek (obserwacji) zawartych w próbie za niewystarczające do odrzucenia hipotezy zerowej. Są to dwie różne koncepcje weryfikacji hipotez statystycznych, choć wielu użytkowników metod statystycznych uważa je za elementy jednego wspólnego podejścia do wnioskowania. Szczególną popularność w ostatnich kilkunastu latach zyskała w statystyce i ekonometrii koncepcja *p*-value Fishera, znacznie wygodniejsza dla użytkowników oprogramowania komputerowego od koncepcji testowania Neymana i Pearsona. Programy statystyczne bowiem, wraz z wyliczeniem wartości odpowiedniej statystyki z próby, podają jednocześnie prawdopodobieństwo uzyskania tej właśnie lub mniejszej/większej jej wartości, przy założeniu, że hipoteza zerowa jest prawdzi-

² Przez prawdopodobieństwo subiektywne rozumie się stopień przekonania (ang. *degree of belief*) badacza o prawdziwości danego sądu. Twórcami tej interpretacji prawdopodobieństwa byli Ramsey (1926), de Finetti (1937) oraz Savage (1954). O tej i innych interpretacjach prawdopodobieństwa pisze szerzej Szreder (2004).

wa. Prawdopodobieństwo to nazywane jest prawdopodobieństwem krytycznym lub wartością p , a częściej z języka angielskiego p -value³. Jest ono kluczowe w dalszym rozstrzygnięciu o losach hipotezy zerowej.

W badaniach statystycznych z różnych dziedzin przyjęło się uważać, że wartość p mniejsza od 0,05 świadczy o statystycznej istotności różnicy pomiędzy tym, co zaobserwowano w próbie, a tym, co powinno było wystąpić w próbie, gdyby hipoteza zerowa była prawdziwa. Wynik taki staje się więc podstawą do odrzucenia hipotezy zerowej. Innymi słowy, przyjmuje się, że próg 0,05 jest dla p -value rozstrzygający. I mimo że nie wziął się on znikąd, bo zaproponował go sam Fisher⁴, to obecnie coraz większa liczba badaczy proponuje odejście od tego progu, a redakcja „The American Statistician” tytułuje cykl ponad 40 artykułów poświęconych współczesnemu testowaniu hipotez *Moving to a World Beyond “ $p < 0.05$ ”* (Wkraczając do świata poza „ $p < 0,05$ ”).

WSKAŹNIK P -VALUE I ISTOTNOŚĆ STATYSTYCZNA – WSPÓŁCZESNA KRYTYKA

Nie jest z pewnością przypadkiem, że czasopismo „The American Statistician” poświęciło w całości swój marcowy numer z 2019 r. krytycznemu omówieniu praktyki wnioskowania statystycznego wykorzystującego koncepcje p -value i statystycznej istotności, a równocześnie jedno z najbardziej prestiżowych czasopism naukowych na świecie „Nature” zamieściło obszerny komentarz pt. *Porzućcie przestarzałą istotność statystyczną*. Podjęty w tych czasopismach problem wykracza bowiem znacznie poza narastającą krytykę dychotomizacji wielkości p -value w badaniach statystycznych i ekonometrycznych. O wadze poruszanego problemu niech świadczy to, że odnosi się on do samego pojęcia istotności statystycznej – jej oceniania, interpretowania i komunikowania.

Za warcie uwagi trzeba uznać przede wszystkim wyrażane przez wielu badaczy wątpliwości co do zasadności posługiwania się jednym dychotomicznym kryterium ($p < 0,05$ lub $p > 0,05$) w rozstrzygnięciu o tym, czy coś uznaje się za statystycznie istotne, czy nie. Poleganie na tym prostym rozstrzygnięciu – jak podkreśla m.in. Goodman (1999) – pozbawiło nas niemal zupełnie możliwości rozróżnienia pomiędzy statystycznymi wynikami a konkluzjami naukowymi.

³ Co do definicji p -value panuje zgoda wśród statystyków i badaczy innych dziedzin. Amerykańskie Towarzystwo Statystyczne określa p -value jako „prawdopodobieństwo tego, że w warunkach szczegółowo określonego modelu wnioskowania wartość statystyki z próby (miary syntetycznej wyników próby) będzie równa lub przyjmie bardziej ekstremalne wartości od zaobserwowanej” (Wasserstein i Lazar, 2016, s. 129). Tłumaczenie tego i pozostałych cytatów w artykule – Mirosław Szreder.

⁴ „The value for which $p = 0.05$ is 1.96 or nearly 2; it is convenient to take this point as a limit in judging whether a deviation is to be considered significant or not” („Wartość, dla której $p = 0,05$, wynosi 1,96 lub prawie 2, stąd wygodne może być przyjęcie tego punktu jako granicznego w ocenie, czy zaobserwowane odchylenie w próbie zostanie uznane za istotne, czy nie”) (Fisher, 1925, s. 45).

Tymczasem wyzwaniem dla statystyków jest wciąż to, w jaki sposób wnioski z pojedynczego badania statystycznego wpisać w dłuższy łańcuch kumulowania wiedzy. W przypadku komunikowania wyników z badań warto zaś zdać sobie sprawę z tego, że termin *istotny* jest dla wszystkich tych, którzy nie mają dobrze przygotowania statystycznego, synonimem słów *ważny* lub *znaczący*⁵. Nie zawsze jednak wynik statystycznie istotny oznacza, że jest on ważny. Jeżeli badanie statystyczne wskazuje np., że zastosowanie nowego leku obniża ciśnienie krwi średnio o 0,10 jednostek, z błędem standardowym wynoszącym 0,03 jednostki, to oczywiście wynik taki będzie statystycznie istotny. W praktyce natomiast jego znaczenie będzie niewielkie, biorąc pod uwagę to, że typowy poziom ciśnienia krwi u człowieka wynosi ok. 100 jednostek. I odwrotnie: wynik badania, w którym inny lek obniża ciśnienie krwi o 10 jednostek z błędem standardowym 10 jednostek, będzie statystycznie nieistotny, ale wskazujący na znaczny praktyczny potencjał tego leku w dalszych badaniach⁶.

Nie ma ostrej i jednoznacznej linii podziału pomiędzy wyrażeniami *statystycznie istotny* i *statystycznie nieistotny*. Istotność w statystyce zmienia się w sposób ciągły, tak jak ciągłą zmienną losową jest p -value. Jedynie dla wygody i uproszczenia jest ona często traktowana dychotomicznie – zero-jedynkowo, co budzi coraz powszechniejszy sprzeciw⁷. Przy dużej liczbie danych w próbie – o co nietrudno w epoce big data – statystyczną istotność da się osiągnąć dosyć łatwo. Tak jak łatwo zwieść mogą badacza korelacje pozorne (ang. *spurious correlations*) i regresje pozorne (ang. *spurious regressions*). Dlatego warto rozważyć, czy współcześnie p -value nie powinno być traktowane tylko jako jeden ze sposobów dowodzenia nieprawdziwości hipotezy zerowej – sposób niewystarczający. Tym bardziej że to prawdopodobieństwo odnosi się nie tylko do hipotezy zerowej, jak przyjęło się uważać. Odnosi się także do całego modelu wnioskowania i jego założeń, a więc także do tych wszystkich okoliczności i zakłóceń (błędów nielosowych), które miały wpływ na przyjęcie w próbie takiej, a nie innej wartości statystyki testowej.

Określona wartość p jest zwykle wynikiem działania kombinacji czynników losowych (ang. *random variation*), a także czynników wyrażających konsekwencje odstępstw od przyjętych założeń modelu wnioskowania. Mała p -value może oznaczać nieprawdziwość hipotezy zerowej, ale także to, że źle określono niektóre matematyczne założenia modelu albo że obserwacje nie były w pełni generowane przez proces losowy lub też że dały o sobie znać błędy nielosowe⁸.

⁵ Piszą o tym m.in. Hurlbert, Levine i Utts (2019, s. 354), stwierdzając, że w języku angielskim synonimami terminu *significant* są dla osób spoza środowiska statystyków terminy *important* oraz *influential*.

⁶ Przykład zaczerpnięty z: Gelman i Stern (2006, s. 2).

⁷ Popularny staje się wyrażany w literaturze anglojęzycznej postulat „ p -values should not be thresholded” („wartości p nie powinny mieć żadnego progu”).

⁸ Na znaczenie błędów nielosowych wskazują m.in. Stefanowicz i Cierpień-Wolan (2015) oraz Szreder (2015).

Natomiast duża (większa od 0,05) p -value nie dowodzi w żadnym stopniu prawdziwości hipotezy zerowej. Informuje jedynie o stopniu zgodności wyników próby z wartością parametru populacji przyjętą w hipotezie zerowej. W odpowiednim przedziale ufności mieści się bowiem wiele innych wartości tego parametru, z którymi obserwacje próbkowe mogą być zgodne⁹.

Świadomość tego, że formułowanie wniosków z badań statystycznych jest ograniczone do pewnego modelu, każe w ich interpretacji uwzględnić cały kontekst relacji model – rzeczywistość, w szczególności założenia poczynione przez badacza. Wnioskowanie statystyczne – jak słusznie przypominają Amrhein, Trafimow i Greenland (2019, s. 262) – jest swego rodzaju eksperymentem myślowym, charakteryzującym przewidywanie reakcji modelu na dokonane obserwacje rzeczywistości. Wyniki wnioskowania odnoszone bezpośrednio do złożonej rzeczywistości zamiast do modelu będącego jej matematycznym uproszczeniem mogą być mylące. Tak jak myląca może być ostrość rozróżnienia między statystyczną istotnością i nieistotnością.

Gelman i Stern (2006) podają przekonujące przykłady na to, że „różnica między istotnością a nieistotnością sama w sobie nie jest statystycznie istotna”¹⁰. Załóżmy, że dla przetestowania istotności efektu działania pewnego czynnika wykonano dwa badania reprezentacyjne. Z pierwszego otrzymano średnią wielkość efektu równą 25 i odchylenie standardowe równe 10, a z drugiego – średnią wielkość efektu równą 10 i odchylenie standardowe równe 10. Efekt działania czynnika w pierwszym badaniu jest statystycznie istotny, gdyż efekt zerowy (brak efektu) jest oddalony od wartości 25 aż o dwa i pół odchylenia standardowego¹¹. W drugim badaniu efekt jest statystycznie nieistotny, bo oddalony jest zaledwie o jedno odchylenie standardowe od zera. Można więc domniemywać, że między wynikami tych dwóch badań istnieje duża różnica. W rzeczywistości różnica ta – obliczona jako wartość oczekiwana różnicy między średnimi próbkowymi – jest statystycznie nieistotna, bo wynosi 15, z odchyleniem standardowym (pierwiastek z sumy kwadratów odchyleń standardowych z obu badań, wynoszącej 200) równym w przybliżeniu 14. Różnica o wartości 0 wykracza bardzo niewiele poza jedno tylko odchylenie standardowe mierzone wokół różnicy uzyskanej w obu badaniach.

Gdyby przeprowadzono trzecie badanie, o znacznie większej liczebności próby, i gdyby dało ono średni efekt równy 2,5, z odchyleniem standardowym 1,0, to ocena efektu zostałaby w nim uznana (analogicznie do pierwszego badania) za statystycznie istotną. Co ciekawe, badania pierwsze i trzecie wskazują na istotne

⁹ Szersze wyjaśnienie i przykład można znaleźć m.in. w pracy Szredera (2010).

¹⁰ Wyrażenie ujęte tu w cudzysłów jest tytułem pracy Gelmana i Sterna (2006): *The difference between "significant" and "not significant" is not itself statistically significant*.

¹¹ W rozkładzie normalnym częstość względna obserwacji spoza przedziału: średnia plus/minus dwa i pół odchylenia standardowego wynosi 0,012 (wyraźnie mniej niż 0,05).

oddziaływanie analizowanego czynnika, mimo że istnieją między nimi duże statystycznie istotne różnice. Wartość oczekiwana różnicy średnich wynosi 22,5, z odchyleniem standardowym 10,05¹². Trzecie badanie potwierdza zatem wynik badania pierwszego, ale tylko w sensie statystycznej istotności oddziaływania analizowanego czynnika. Nie potwierdza natomiast wielkości efektu oddziaływania tego czynnika.

Gelman i Stern (2006) nie są przeciwnikami posługiwania się w testowaniu poziomem istotności, ale stwierdzają, że w takich zagadnieniach, jak zilustrowane powyższym przykładem badacz powinien brać pod uwagę raczej istotność statystyczną różnicy w wynikach z poszczególnych badań, a nie różnicę między poziomami istotności.

Podsumowując, zdaniem autora istota dzisiejszej krytyki posługiwania się wartością p , a w dalszej kolejności kategorią istotności statystycznej w testowaniu hipotez, sprowadza się do następującej kwestii: praktyka ograniczania oceny zmiennej losowej ciągłej p -value jedynie do rozstrzygnięcia, czy wartość p uzyskana w próbie przekracza określone progi (0,05 albo nawet – jak proponują Benjamin i in., 2018 – 0,005), jest niewystarczająca. Trzeba bowiem być świadomym tego, że obliczona p -value odnosi się jedynie do wyniku pojedynczej próby oraz że test statystyczny nie jest narzędziem, które może przekształcić niepewność towarzyszącą wnioskowaniu w pewność decyzji dotyczącej prawdziwości lub nieprawdziwości hipotezy. Posługiwanie się tego typu progami powoduje po pierwsze, że część wartościowych i być może dobrze rokujących badań, w których uzyskana wielkość efektu okazała się za mała, aby p -value była mniejsza od wartości progowej, zostaje porzucona. Ich wyniki opatruje się zbyt często nieprawdziwymi konkluzjami „nie występuje różnica” lub „nie występuje współzależność” tylko dlatego, że p -value okazała się wyższa niż określony próg¹³. Po drugie, w obiegu naukowym sztuczną nadreprezentację uzyskują te prace, w których otrzymano $p < 0,05$, i do ich wyników – jako że innych (statystycznie nieistotnych) redakcje czasopism zwykle nie publikują – badacze przykładają zbyt dużą wagę¹⁴. Po trzecie zaś, niemal wszyscy uczestnicy dyskusji na temat istotności statystycznej są zgodni co do tego, że we wnioskowaniu statystycznym nie da się wyeliminować niepewności. Jako jeden ze sposobów jej wyrażenia proponuje się rozstrzygnięcie nie wyłącznie na podstawie p -value, ale z uwzględnieniem pełniejszych informacji w procesie weryfikacji hipotez,

¹² Różnica o wartości 0 (brak różnicy) jest zatem oddalona od średniej o ponad dwa odchylenia standardowe.

¹³ Podkreślają to wyraźnie autorzy komentarza w „Science” (Amrhein, Greenland i McShane, 2019, s. 305).

¹⁴ Amrhein, Trafimow i Greenland (2019, s. 264) stwierdzają dobitnie: „Nadużywa się statystyki jako maszyny do automatycznego podejmowania naukowych decyzji [automated scientific decision machine], zarówno w odniesieniu do weryfikowanych hipotez, jak i w procesie selekcji artykułów kierowanych do publikacji”.

w tym o przedziałach ufności¹⁵ dla parametru, którego dotyczy wnioskowanie, lub wartości czynnika Bayesa (ang. *Bayes factor*).

Nieistotność statystyczna może w praktyce oznaczać potrzebę dalszych badań lub konieczność sięgnięcia do innych źródeł informacji mogących pomóc w ocenie zależności ujętej w hipotezie zerowej lub wartości określonego parametru populacji. Wskaźnikowi *p-value* nadano w ostatnich kilkunastu latach zbyt duże znaczenie, sugerujące błędnie, że jest on w stanie wyrazić wszystkie najważniejsze elementy niepewności związane z testowaniem hipotez statystycznych. Obecne dyskusje na ten temat nie zawierają zwykle postulatu rezygnacji z *p-value*, lecz kładą nacisk na potrzebę głębszej analizy źródeł niepewności przed podjęciem decyzji o odrzuceniu lub nieodrzuconiu hipotezy zerowej. Zresztą – jak zauważa Goodman (2019) – trudno byłoby obecnie wycofać się z używania *p-value*, ponieważ wszyscy, w tym naukowcy i redakcje czasopism naukowych, przyzwyczaili się do tego wskaźnika. Umownie przypisuje się mu pewną wartość poznawczą. Zdaniem Goodmana (2019) jest to już zjawisko socjologiczne, nie tylko naukowe. Tak jak wierzymy w wartość pieniądza, oznaczającą w przekonaniu konsumentów prawo do nabycia określonych dóbr lub usług, tak samo przyjmujemy, że za określonymi wartościami *p* kryje się prawo do naukowego uznania określonych hipotez, a często także prawo do opublikowania uzyskanych wyników.

Najlepszym podsumowaniem debaty o istotności statystycznej i *p-value* wydaje się wciąż aktualne, syntetycznie ujęte w sześciu punktach, stanowisko Amerykańskiego Towarzystwa Statystycznego z 2016 r., stanowiące załącznik do niniejszego opracowania.

BIG DATA A PROBLEMY TESTOWANIA HIPOTEZ

Dla wnioskowania statystycznego big data stanowi z jednej strony wyzwanie, gdyż umożliwiając dostęp do znacznie większej liczby obserwacji próbkowych niż w przeszłości, wymaga odrębnego, spójnego podejścia teoretycznego do estymacji i weryfikacji hipotez, jakie do tej pory jeszcze nie powstało. Z drugiej strony zasoby big data rozumiane jako alternatywne źródła informacji lub niestatystyczne źródła danych¹⁶ dają szansę na poprawę jakości wnioskowania w warunkach rosnącej skali i wagi błędów nielosowych, w tym nasilającej się tendencji do odmawiania przez respondentów udziału w badaniach. W kontek-

¹⁵ W komentarzu „Nature” postuluje się, aby przedziały ufności (ang. *confidence intervals*) nazywać raczej przedziałami zgodności z danymi z próby (ang. *compatibility intervals*) oraz analizować i informować odbiorcę wyników, jakie są implikacje tego, że w przedziałach tych mieści się wiele wartości i co oznaczają końce tych przedziałów (Amrhein, Greenland i McShane, 2019, s. 307).

¹⁶ Por. np. Beręsewicz i Szymkowiak (2015).

ście scharakteryzowanej w poprzedniej części artykułu dyskusji na temat istotności statystycznej i p -value big data stawia niektóre problemy z zakresu testowania hipotez w ostrzejszym świetle, w przypadku innych zaś może stanowić swoiste remedium.

Pierwszym problemem, który uwidacznia się zwłaszcza w sytuacji bardzo dużej liczby obserwacji w próbie, jest złudne na ogół przekonanie badacza o definitywnej redukcji niepewności wnioskowania dzięki bogatszej wiedzy empirycznej. Malejące rozproszenie statystyk próbkowych sugeruje, że całkowity błąd badania znacznie się zmniejsza. W rzeczywistości jednak tylko błąd losowy (ang. *sampling error*), będący funkcją liczebności próby, maleje proporcjonalnie do wzrostu liczby obserwacji. Błędy nielosowe (ang. *nonsampling errors*) prawie nigdy nie reagują tak na zwiększenie liczebności próby. A właśnie ta kategoria błędów, w której mieszczą się: błąd operatu losowania (błąd pokrycia), błąd braków odpowiedzi, różne błędy pomiaru i błąd przetwarzania danych, ma w praktyce badań społecznych i ekonomicznych coraz większe znaczenie. Nieświadomość konsekwencji tych błędów może zrodzić u badacza przekonanie nie tylko o dużej wiarygodności wnioskowania, lecz także o jego dużej precyzji. Wraz ze wzrostem liczebności próby zmniejsza się bowiem rozpiętość przedziałów ufności i rośnie moc testów statystycznych, czyli ich zdolność do rozróżnienia między hipotezą prawdziwą i fałszywą. Wystarczy jednak, że pewien bliżej nierozpoznany odsetek respondentów wylosowanych do próby odmówi udziału w badaniu i może się okazać, że prawdziwa wartość parametru nie mieści się w wąskich granicach przedziału ufności opartego na bardzo dużej próbie.

Podobne konsekwencje warto dostrzegać w przypadku testowania hipotez i operowania kategorią istotności statystycznej. W dużych próbach rozkład statystyki testowej, będącej syntetycznym miernikiem obserwacji zarejestrowanych w próbie, charakteryzuje się bardzo małą dyspersją, co w rezultacie prowadzi do częstego odrzucenia hipotezy zerowej¹⁷. Tylko dla wąskiego przedziału liczbowego możliwych wartości statystyki testowej indeks p -value przyjmuje wartości większe od minimalnych. Dowolnie małe odchylenie wartości statystyki w próbie od wartości oczekiwanej, jaką by otrzymano, gdyby hipoteza zerowa okazała się prawdziwa, może być – przy dużej liczebności próby – powodem uznania tego odchylenia za statystycznie istotne, a w konsekwencji do odrzucenia sprawdzanej hipotezy.

Dla badaczy różnych obszarów wiedzy stosujących metody wnioskowania statystycznego, w oczywisty sposób zainteresowanych odrzuceniem hipotezy zero-

¹⁷ O potrzebie innego podejścia do testowania hipotez lub modyfikacji testów istotności w przypadku dużych liczebnie prób pisał już Kmenta (1990), proponując proste, aczkolwiek niedoskonałe rozwiązanie – zmianę poziomu istotności wraz z rosnącą wielkością próby, tak aby trudniej było odrzucić hipotezę zerową dla dużych prób.

wej, duża wielkość próby staje się bardzo pożądana. Pozyskanie znacznej liczby pomiarów w próbie jest współcześnie nieporównanie łatwiejsze niż w przeszłości. Niebezpieczeństwo tkwi w tym, że coraz częściej na dalszy plan schodzi w tych działaniach respektowanie założeń modelu wnioskowania statystycznego i rygorów próby losowej. Jeżeli zgodzilibyśmy się z tym, że „jesteśmy gotowi do poświęcenia odrobiny dokładności w zamian za poznanie ogólnego trendu” – jak deklarują Meyer-Schönberger i Cukier (2014, s. 44), autorzy głośnej książki *BIG DATA. Rewolucja, która zmieni nasze myślenie, pracę i życie* – byłoby to celowe i świadome zwiększanie ryzyka błędnych rozstrzygnięć przy użyciu metod wnioskowania statystycznego. Oznaczałoby dodanie do niepewności istniejącej w modelu wnioskowania jeszcze jednego elementu, który w zasadniczy sposób zakłócałby relacje opisane w założeniach modelu. Dlatego zwiększanie liczby obserwacji w próbie nie może zwalniać badacza z powinności dokładnego analizowania jakości danych.

Większa liczba informacji rzadko może zrekompensować ich niższą jakość. Dobry przykład stanowią odmowy respondentów. W wielu przypadkach powody odmów są współzależne z celami badania i z interesującymi badacza zmiennymi. A to – bez względu na wielkość próby – zawsze rodzi błędy systematyczne we wnioskowaniu. W testowaniu hipotez może to oznaczać przekonanie o bardzo niewielkim przedziale nierozstrzygnięcia (nieodrzczenia hipotezy zerowej), tyle że obszar ten będzie błędnie usytuowany na osi liczbowej. Wszystkie z wymienionych wcześniej błędów nielosowych, w tym m.in. błędy pokrycia i błędy pomiaru, mogą powodować obciążenia estymatorów, nieulegających zmniejszeniu pod wpływem nowych obserwacji. Zdaniem autora są to także te okoliczności, które sprowokowały świat nauki do dyskusji o istotności statystycznej i uproszczonej interpretacji dychotomicznej p -value. Nie można bowiem z jednej strony polegać na bardzo ostrej, jednoznacznej granicy liczbowej ($p < 0,05$), a z drugiej nie kontrolować w pełni stopnia spełnienia w konkretnym badaniu i dla konkretnej próby wszystkich założeń modelu statystycznego, za pomocą którego uzyskuje się wyniki pozwalające sformułować ostateczny wniosek z testowania hipotez. Stawką w dążeniach do uwzględnienia we wnioskowaniu wszystkich aspektów niepewności (nie tylko losowych) jest wiarygodność statystycznych badań niewyczerpujących i ich rola w dalszym rozwoju poznania naukowego.

Istnieje też druga, korzystniejsza strona zaangażowania technik big data w badaniach statystycznych. Rozumiane szeroko jako zasoby nowej wiedzy i sposoby jej zdobywania, wykorzystujące najnowsze sposoby gromadzenia i przetwarzania dużych zbiorów danych, mogą w znacznym stopniu przyczynić się do poprawy jakości badań próbkowych – estymacji i weryfikacji hipotez. W szczególności dotyczy to tych badań niewyczerpujących, w których znaczne są odsetki jednostek

populacji niepokrytych operatem, odmów udziału w badaniu lub błędnie udzielonych odpowiedzi (np. z winy projektanta badania bądź ankieterów)¹⁸.

Pozapróbkowe źródła danych, aczkolwiek często trudne w analizie i przetwarzaniu ze względu na ich nieuporządkowanie lub nieustrukturyzowanie, tworzą już obecnie ważne dla statystyków metadane (ang. *metadata*) i paradane (ang. *paradata*). Metadane są informacjami, które opisują i wzbogacają dane statystyczne uzyskane w badaniu próbkowym, zapewniając ich właściwą interpretację. Zalicza się do nich informacje o wykorzystanych: instrumentach pomiarowych (np. kwestionariuszach), instrukcjach dla ankieterów, sposobach pomiaru sondażowego, programach do przetwarzania danych itp. Paradane zaś to dodatkowe informacje o gromadzeniu danych w próbie, takie jak obserwacje ankietera (np. dotyczące stopnia zainteresowania respondenta tematem badania), szczegółowe fakty (np. która kolejna próba kontaktu z respondentem okazała się skuteczna) oraz inne (np. czas, jakiego potrzebował respondent na udzielenie odpowiedzi na poszczególne pytania, a w ankiecie elektronicznej – czas między kliknięciami). Najbardziej jednak powszechnym obecnie sposobem walidacji i wzbogacania informacji próbkowych są znane od dawna techniki ważenia i kalibracji. Podstawę ich wykorzystania stanowią najczęściej inne, wcześniej zrealizowane badania statystyczne albo różnego rodzaju rejestry, w tym urzędowe.

Jakie jest miejsce wszystkich tych nowych rozwiązań epoki big data w testowaniu hipotez? Wydaje się, że mogą one stanowić fundament odpowiedzi na dylematy dyskutowane przez autorów wspomnianych dyskusji na forum „The American Statistician” oraz „Nature”. Jeżeli uznajemy p -value za niewystarczający wskaźnik wagi przesłanek w próbie przeciw testowanej hipotezie, to głównie z dwóch powodów. Po pierwsze dlatego, że dość często istnieją wątpliwości co do jakości danych próbkowych i ich możliwego obciążenia błędami nielosowymi. Po drugie, trudno jest uznać jedną próbę losową za wystarczający materiał empiryczny do dedukcyjnego wnioskowania o nieprawdziwości hipotezy w warunkach, kiedy coraz częściej dostępne są inne (być może lepszej jakości niż próba) źródła danych o badanej populacji. Wykorzystanie danych spoza próby jawi się jako najbardziej obiecujące rozwiązanie wskazanych wątpliwości. Rodzaj takich danych, a także sposób ich wykorzystania są wówczas pierwszymi ważnymi wyzwaniem, przed jakimi staje statystyk.

W wielu sytuacjach pomocne w łączeniu wiedzy *a priori* i informacji z próby może się okazać twierdzenie Bayesa. Być może właśnie podejście bayesowskie lub paradygmat bayesowski, który opisuje proces aktualizacji wiedzy pod wpływem nowych informacji, stanie się przyszłością wnioskowania statystycznego?

¹⁸ Poza badaniami niewyczerpującymi także w spisach (badaniach pełnych), które nie są wolne od błędów nielosowych, coraz szerzej korzysta się z dodatkowych źródeł informacji. W tym kontekście Gołata (2018) ogłasza i dobrze uzasadnia w swojej monografii koniec ery tradycyjnych spisów ludności.

Są tego pierwsze wyraźne oznaki w środowisku naukowym¹⁹. W naukach społecznych i ekonomicznych zaliczyć do nich należy zarówno rosnące przekonanie o konieczności posługiwania się personalistyczną (nieczęstościową) interpretacją prawdopodobieństwa we wnioskowaniu statystycznym, jak i zrozumienie dla dążenia do wykorzystania wielu źródeł informacji w podejmowaniu decyzji, także tych odnoszących się do odrzucenia lub nieodrzucenia testowanych hipotez.

PODSUMOWANIE

W dobie szybko rosnącej mocy obliczeniowej komputerów i łatwego w obsłudze oprogramowania statystycznego uwagę badaczy coraz częściej zajmuje przede wszystkim wynik analiz numerycznych. W przypadku badań niewyczerpujących jest nim – w szczególności w naukach społecznych i przyrodniczych – rezultat testowania określonych hipotez statystycznych. W rozstrzygnięciu o tym, czy zaobserwowany efekt w próbie jest statystycznie istotny, rzadko informuje się czytelnika o ważnych uwarunkowaniach. Należy do nich zaliczyć informacje o: założeniach zastosowanego modelu statystycznego, jakości danych w próbie, liczbie i formie innych testowanych hipotez, a także o wykorzystanych narzędziach imputacji lub kalibracji brakujących danych. Bez tych informacji pojęcie istotności statystycznej jest mało wartościowe, bo trudno ocenić jego wiarygodność w odniesieniu do procesu wnioskowania.

Ocenę tej wiarygodności dodatkowo komplikuje nazbyt powszechny zwyczaj prezentowania rozstrzygnięć o odrzuceniu hipotezy zerowej wyłącznie na podstawie przekroczenia lub nieprzekroczenia przez wskaźnik p -value pewnego progu, zwykle określonego jako 0,05 (rzadziej jako 0,01). Takie dychotomiczne ujęcie ciągłej zmiennej losowej, jaką jest p -value, bez podania konkretnej wartości p w danej próbie, znacznie zubaża interpretację i możliwość oceny wyników testowania.

Nadmierne skupienie się badacza na wynikach komputerowych analiz statystycznych często skutkuje małą wnikliwością w sprawdzaniu założeń odnoszących się zarówno do stosowanego modelu wnioskowania, jak i do danych użytych w próbie. I nie chodzi tu jedynie o sprawdzenie losowości próby, ale przede wszystkim o jakość danych z punktu widzenia ich obciążenia błędami nielosowymi. W tym kontekście big data, ze względu na swoje nieuporządkowanie i nieustrukturyzowanie, wymaga szczególnej czujności badacza. Równocześnie jednak zasoby big data dają szansę na wzbogacenie informacji próbkowych, zwłaszcza w sytuacji niskiego wskaźnika odpowiedzi respondentów lub słabej jakości narzędzi pomiarowych.

¹⁹ Na przykład w odniesieniu do badań medycznych Ruberg i współpracownicy (2019, s. 320) stwierdzają: „The Bayesian way of thinking and formal analytical approach seems ideally suited for the drug development process” („Bayesowski sposób myślenia i formalne podejście analityczne wydają się idealnie dopasowane do prowadzenia badań nad rozwojem leków”).

Łączenie informacji z różnych źródeł prawdopodobnie doprowadzi do wzrostu znaczenia indukcyjnego podejścia do wnioskowania statystycznego opartego na twierdzeniu Bayesa.

**Załącznik – wyciąg z oświadczenia
Amerykańskiego Towarzystwa Statystycznego
na temat statystycznej istotności oraz p -value²⁰**

1. Wartości prawdopodobieństwa krytycznego (p -value) mogą wskazywać na to, jak nieprzystające do określonego modelu statystycznego są zaobserwowane dane.

P -value stanowi pewne podejście do syntetycznego wyrażenia niezgodności między określonym zbiorem danych a zaproponowanym modelem dla tych danych. Najczęstszym kontekstem, w jakim pojawia się p -value, jest model zbudowany przy określonych założeniach, łącznie z tzw. hipotezą zerową. Często hipoteza ta postuluje brak efektu, takiego jak różnica między dwiema zbiorowościami (albo średniami dla tych zbiorowości), lub brak zależności pomiędzy analizowanym czynnikiem a uzyskanym wynikiem (np. zastosowaniem nowego leku a rezultatem wyrażonym pewnym miernikiem). Im mniejsze p -value, tym większa statystyczna niezgodność zaobserwowanych w próbie danych z hipotezą zerową, przy założeniu spełnienia założeń przyjętego na wstępie modelu.

2. P -value nie jest miarą prawdopodobieństwa tego, że analizowana hipoteza jest prawdziwa, ani tego, że dane zostały uzyskane wyłącznie w drodze losowania (zostały wygenerowane w procesie losowym).

Badacze często chcieliby przekształcić p -value w stwierdzenie dotyczące prawdziwości hipotezy zerowej albo w prawdopodobieństwo tego, że proces losowy wygenerował uzyskane dane. Trzeba podkreślić, że p -value nie jest ani jednym, ani drugim. Stanowi komunikat o danych w odniesieniu do pewnego określonego hipotetycznego wyjaśnienia, ale nie jest stwierdzeniem o tym wyjaśnieniu.

3. Konkluzje badawcze oraz decyzje ekonomiczne lub związane z określoną polityką działania nie powinny być oparte wyłącznie na tym, czy p -value przekroczyła określony próg.

Praktyka redukcji analizy danych lub naukowego wnioskowania do mechanicznej reguły „czerwonej linii” (takiej jak „ $p < 0,05$ ”) w celu uzasadnienia naukowych stwierdzeń lub wniosków może prowadzić do błędnych przekonań i złych

²⁰ Wyciąg ten obejmuje pkt 3, zatytułowany *Zasady (Principles)*, który stanowi znaczną część oświadczenia. Za: Wasserstein i Lazar (2016, s. 131 i 132).

decyzji. Wniosek badawczy nie staje się natychmiast „prawdziwy” dlatego, że znalazł się po jednej stronie prognozy, lub „fałszywy”, gdy ulokował się po drugiej stronie. Badacze powinni wziąć pod uwagę więcej czynników tworzących kontekst analizowanego problemu, takich jak: projekt całego badania, jakość dokonanych pomiarów, zewnętrzne źródła danych na temat badanego zagadnienia, a także spełnienie założeń, które tkwią u podstaw analizy danych. W praktyce decyzyjnej często wymagane jest binarne rozstrzygnięcie „tak – nie”, ale nie oznacza to, że sama wartość p może przesądzić o tym, czy decyzja jest poprawna, czy nie. Szeroko stosowana kategoria „istotności statystycznej” (zwykle interpretowana jako „ $p < 0,05$ ”) jako licencji na uznanie wniosków naukowych (lub na sugerowanie prawdy) prowadzi do poważnego wypaczenia procesu badawczego.

4. Poprawne wnioskowanie wymaga od badacza ujawnienia pełnej informacji oraz przejrzystości.

Prezentowanie p -value i powiązanych z tym wskaźnikami analiz nie może się odbywać wybiórczo. Prowadzenie złożonych, wielokrotnych analiz i przedstawianie jedynie tych z określonymi wartościami p (najczęściej przekraczającymi próg istotności) powoduje zasadniczo, że podane wielkości p -value są nieinterpretowalne. Przedstawianie jedynie obiecujących wyników, niczym wybieranie wisierek z tortu, znane też jako wybiórcze sięganie do danych, pogoń za istotnością, selektywne wnioskowanie lub nadużywanie założeń w celu osiągnięcia pożądanego p -value (*p-hacking*), prowadzi do sztucznej przewagi statystycznie istotnych rezultatów w publikowanych pracach naukowych. Do takich działań absolutnie nie powinno się dopuszczać. Nawet gdy formalnie nie prowadzi się wielokrotnego testowania, warto pamiętać, że jeżeli badacz – na podstawie uzyskanych wyników statystycznych – wybiera, co zaprezentować, to właściwa interpretacja wyników zostaje poważnie zagrożona, o ile czytelnikowi nie ujawnia się, że dokonano tego typu wyborów oraz nie informuje się o ich podstawach. Badacze powinni ujawniać liczbę rozważanych hipotez w realizowanym badaniu, wszelkie decyzje dotyczące uzyskiwania danych, wszystkie przeprowadzone analizy statystyczne, a także obliczone wskaźniki p -value. Nie można formułować wartościowych naukowo wniosków opartych na p -value i powiązanych statystykach bez informacji przynajmniej o tym, ile i jakie analizy zostały przeprowadzone oraz w jaki sposób dokonano wyboru niektórych z nich (wraz z p -value) do ostatecznego zaprezentowania.

5. P-value ani statystyczna istotność nie mierzą wielkości efektu ani ważności uzyskanego wyniku.

Statystyczna istotność nie jest równoważna z istotnością naukową, ludzką ani ekonomiczną. Mniejsze wartości p niekoniecznie oznaczają wystąpienie więk-

szych lub ważniejszych efektów [różnicy między tym, co zaobserwowano w próbie, a tym, czego należało oczekiwać, gdyby hipoteza zerowa była prawdziwa – przyp. autora]. Podobnie większe wartości p nie implikują nieistnienia ważnych efektów lub braku efektu w ogóle. Każdy efekt, niezależnie od tego, jak byłby niewielki, może generować małe p -value, jeżeli tylko liczebność próby lub precyzja pomiarów są wystarczająco duże. Analogicznie duży rozmiar efektów może generować duże p -value, gdy mała jest próba lub precyzja pomiarów. Podobnie zresztą identyczne oszacowania wielkości efektów będą miały różne wartości p , jeżeli różna będzie precyzja ich oszacowań.

6. Sam w sobie wskaźnik p -value nie stanowi dobrej miary przesłanek dotyczących modelu lub hipotezy.

Badacze powinni uznać, że wskaźnik p -value pozbawiony kontekstu lub innych przesłanek dostarcza jedynie ograniczonych informacji. Na przykład p -value bliskie 0,05 rozpatrywane w oderwaniu od kontekstu stanowi słaby dowód nieprawdziwości hipotezy zerowej. Podobnie zresztą jak stosunkowo duże p -value nie dowodzi prawdziwości hipotezy zerowej; wiele innych hipotez może być równie lub nawet bardziej zgodnych z danymi zaobserwowanymi w próbie. Z tych powodów analiza danych nie powinna kończyć się obliczeniem p -value w sytuacji, kiedy inne podejścia byłyby właściwe i możliwe do zastosowania.

BIBLIOGRAFIA

- Amrhein, V., Greenland, S., McShane, B. (2019). Retire statistical significance. *Nature*, (567), 305–307.
- Amrhein, V., Trafimow, D., Greenland, S. (2019). Inferential statistics as descriptive statistics: There is no replication crisis if we don't expect replication. *The American Statistician*, (73: sup 1), 262–270. DOI: 10.1080/00031305.2018.1543137.
- Benjamin, D. J., Berger, J. O., Johannesson, M., Nosek, B. A., Wagenmakers, E. J., Berk, R., Bollen, K. A., Brembs, B., Brown, L., Camerer, C., Cesarini, D. (2018). Redefine Statistical Significance. *Nature Human Behaviour*, (1), 6–10.
- Beręsewicz, M., Szymkowiak, M. (2015). Big data w statystyce publicznej – nadzieje, osiągnięcia, wyzwania i zagrożenia. *Ekonometria*, (2), 9–22.
- de Finetti, B. (1964). Foresight: Its Logical Laws, its Subjective Sources. W: H. E. Kyburg, Jr., H. E. Smokler (red.), *Studies in Subjective Probability* (s. 93–158). New York: Wiley.
- Fisher, R. A. (1925). *Statistical Methods for Research Workers*. Edinburgh: Oliver & Boyd.
- Gelman, A., Stern, H. (2006). The difference between "significant" and "not significant" is not itself statistically significant. *The American Statistician*, (4), 328–331.
- Gołata, E. (2018). *Koniec ery tradycyjnych spisów ludności*. Poznań: Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Poznaniu.
- Goodman, S. N. (1999). Toward evidence-based medical statistics. 1: The P value fallacy. *Annals of Internal Medicine*, (12), 1005–1013.

- Goodman, S. N. (2019). Why is Getting Rid of P -Values So Hard? Musings on Science and Statistics. *The American Statistician*, (73: sup 1), 352–357.
- Hurlbert, S. H., Levine, R. A., Utts, J. (2019). Coup de Grâce for a Tough Old Bull: "Statistically Significant" Expires. *The American Statistician*, (73: sup 1), 26–30.
- Kmenta, J. (1990). *Elements of econometrics*. New York: Macmillan Publishing Company.
- Mayer-Schönberger, V., Cukier, K. (2014). *Big data. Rewolucja, która zmieni nasze myślenie, pracę i życie*. Warszawa: MT Biznes.
- Ramsey, F. P. (1964). Truth and Probability. W: H. E. Kyburg, Jr., H. E. Smokler (red.), *Studies in Subjective Probability* (s. 63–92). New York: Wiley.
- Ruberg, S. J., Harrell, F. E. Jr., Gamalo-Siebers, M., LaVange, L., Lee, J. J., Price, K., Peck, C. (2019). Inference and Decision Making for 21st-Century Drug Development and Approval. *The American Statistician*, (73), 319–327.
- Savage, L. J. (1954). *The Foundations of Statistics*. New York: Wiley.
- Stefanowicz, B., Cierpiął-Wolan, M. (2015). Błędy przetwarzania danych. *Wiadomości Statystyczne*, (9), 23–29.
- Szreder, M. (2004). Od klasycznej do częstościowej i personalistycznej interpretacji prawdopodobieństwa. *Wiadomości Statystyczne*, (8), 1–10.
- Szreder, M. (2010). O weryfikacji i falsyfikacji hipotez. *Przegląd Statystyczny*, (2–3), 82–88.
- Szreder, M. (2013). Twierdzenie Bayesa po 250 latach. *Wiadomości Statystyczne*, (12), 23–26.
- Szreder, M. (2015). Zmiany w strukturze całkowitego błędu badania próbkowego. *Wiadomości Statystyczne*, (1), 4–12.
- Wasserstein, R. L., Lazar, N. A. (2016). The ASA's Statement on p -Values: Context, Process and Purpose. *The American Statistician*, (70:2), 129–133.
- Wasserstein, R. L., Schirm, A. L., Lazar, N. A. (2019). Moving to a World Beyond " $p < 0.05$ ". *The American Statistician*, (73: sup 1), 1–19.

Wycena aktywów kapitałowych w klasycznym i dolnostronnym podejściu do ryzyka

Lesław Markowski^a 

Streszczenie. Celem artykułu jest weryfikacja modelu wyceny aktywów kapitałowych (Capital Asset Pricing Model, CAPM) na polskim rynku kapitałowym w klasycznym i dolnostronnym podejściu do ryzyka. Przedmiot badania stanowią szeregi czasowe stóp zwrotu 14 subindeksów sektorowych notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie w latach 2011–2018. Istotnym wkładem do badań nad ryzykiem inwestycji kapitałowych było użycie miar ryzyka zarówno w ujęciu klasycznym, jak i dolnostronnym. Przedstawione podejście badawcze w postaci regresji warunkowych względem kondycji rynku było odpowiedzią na niejednoznaczne wyniki zależności bezwarunkowych CAPM w dotychczasowych badaniach na rynkach kapitałowych.

Wyniki analiz wskazują, że istotność wyceny ryzyka (premii za ryzyko) w głównej mierze zależy od znaku nadwyżki rynkowej, i świadczą o przewadze relacji warunkowych nad bezwarunkowymi. Analiza relacji bezwarunkowych wskazuje ponadto, że dolnostronne czynniki ryzyka, w przeciwieństwie do większości miar klasycznych, statystycznie istotnie wpływają na kształtowanie się stóp zwrotu badanych subindeksów. Na polskim rynku kapitałowym jedynie ko-kurtოza spośród ko-momentów podlega istotnej wycenie w okresach wzrostu.

Słowa kluczowe: relacje warunkowe, Capital Asset Pricing Model, ko-momenty, ryzyko dolnostronne, wycena subindeksów sektorowych

Capital asset pricing in the classical and downside approaches to risk

Abstract. The purpose of the paper is to verify the functioning of the Capital Asset Pricing Model (CAPM) on the Polish capital market both in the classical and downside approaches to risk. The subject of the study are time series of returns of 14 sectoral sub-indices listed on the Warsaw Stock Exchange in 2011–2018. The use of risk measures in the conventional and downside approaches constitutes an important contribution to the studies on the risk of capital investments. The presented research method, which involves conditional regressions determined by the market situation, was adopted as a response to ambiguous results of unconditional CAPM relations in the previous research on capital markets.

The results of the performed analyses indicate that the significance of risk assessment (risk premium) depends on the sign of the market excess return to the largest extent. They also evidence the supremacy of conditional relations over the unconditional ones. The analysis of unconditional relations has moreover demonstrated that downside risk factors, unlike the majority of classical measures, influence the process of shaping the returns of sub-indices significantly. In the Polish capital market, it is only co-kurtosis, among other co-moments, which is subject to significant pricing during periods of market growth.

Keywords: conditional relations, Capital Asset Pricing Model, co-moments, downside risk, sub-sector indices pricing

JEL: C21, G12, G32

^a Uniwersytet Warmińsko-Mazurski w Olsztynie, Wydział Nauk Ekonomicznych.

Papiery wartościowe, oprócz systemów budżetowego i bankowego, stały się jednym z głównych kanałów przemieszczania kapitałów oraz kredytowania przedsięwzięć w sferze gospodarczej i pozagospodarczej. Emisja obligacji i akcji umożliwia spółkom pozyskiwanie kapitałów niezbędnych do prowadzenia działalności. W związku z rosnącą powszechnością dostępu do informacji dotyczących rynków finansowych i coraz większym zainteresowaniem nimi dużego znaczenia nabiera pojęcie efektywności rynku kapitałowego. Ogólność tego pojęcia powoduje, że weryfikacja empiryczna efektywności rynku kapitałowego staje się problematyczna. Wymaga wyróżnienia różnych form efektywności – silnej, pół-silnej i słabej – w zależności od rodzaju informacji zawartych w cenach. Ponadto w celu testowania hipotezy o określonej efektywności rynku kapitałowego konieczne jest wyspecyfikowanie modelu opisującego proces ustalania cen aktywów kapitałowych na rynku. Racjonalne zachowania inwestorów pozwalają osiągnąć równowagę rynku kapitałowego, przedstawianego w teorii finansów w postaci modelu wyceny dóbr kapitałowych – Capital Asset Pricing Model (CAPM). Zgodnie z nim dostosowywanie się cen, a tym samym stóp zwrotu do poziomu zrównoważenia rynku wynika z liniowej relacji oczekiwanej rentowności walorów względem poziomu ryzyka systematycznego, wyrażonego współczynnikiem beta (Lintner, 1965; Mossin, 1966; Sharpe, 1964).

Model CAPM jest szeroko stosowany do wyznaczania m.in. kosztu kapitału, zatem weryfikacja tego modelu na danym rynku kapitałowym jest zadaniem pożądanym. Wiele badań dotyczących rynków kapitałowych wskazuje CAPM jako właściwie określający kształtowanie się cen instrumentów finansowych (Chan, Hamao i Lakonishok, 1991; Hawawini, 1991). Inne natomiast wykazują niezgodność rzeczywistej wyceny aktywów kapitałowych z jego postulatami (Cheung i Wong, 1992; Östermark, 1991) lub próbują rozszerzać klasyczną wersję o kolejne czynniki ryzyka, takie jak: wielkość firmy, wskaźnik cena do zysku czy wartość księgową przypadająca na akcję (Banz, 1981; Dimson i Musavian, 1999; Fama i French, 1992). CAPM opiera się na szeregu założeń odnośnie do rynku, inwestorów i notowanych instrumentów. Należą do nich oczekiwania co do przyszłej rentowności, której rozkłady są normalne. W praktyce założenie to jest rzadko spełniane z powodu występowania nieoczekiwanych zdarzeń związanych z gospodarką danego kraju, wydarzeniami politycznymi czy kryzysami finansowymi. Wówczas analiza związana z dodatkowymi, oprócz średniej i wariancji, parametrami rozkładów stóp zwrotu wydaje się uzasadniona z punktu widzenia osób dokonujących wyceny aktywów oraz budowy portfeli inwestycyjnych.

Celem artykułu jest weryfikacja modelu CAPM na polskim rynku kapitałowym w klasycznym i jednostronnym podejściu do ryzyka.

PRZEGLĄD LITERATURY

Testowanie modelu wyceny kapitału przyniosło jego krytykę m.in. w aspekcie ryzyka wyrażonego wariancją stóp zwrotu. Inwestorzy, zwykle niejednakowo niechętni ryzyku, traktują odchylenia powyżej progu (np. wartości oczekiwanej) jako zysk, a poniżej – jako potencjalną stratę. Awersja do ryzyka rodzi nową koncepcję ryzyka dolnostronnego (dolnego, *downside risk*) jako możliwości osiągnięcia wartości stóp zwrotu poniżej założonej stopy zwrotu. Wiele badań przeprowadzonych na rozwiniętych rynkach kapitałowych wykazuje przewagę dolnostronnych miar ryzyka nad miarami klasycznymi, opartymi na CAPM (Post i van Vliet, 2006). Ang, Chen i Xing (2006), bazując na danych na temat pojedynczych spółek notowanych na Nowojorskiej Giełdzie Papierów Wartościowych (New York Stock Exchange, NYSE) i giełdzie papierów wartościowych NASDAQ (National Association of Securities Dealers Automated Quotations), udowadniają, że inwestorzy są wynagradzani premią rynkową za ryzyko dolnostronne. Oznacza to, że walory cechujące się wyższymi wartościami dolnostronnego współczynnika beta osiągają przeciętnie wyższe stopy zwrotu. Ponadto modele dolnostronne lepiej wyjaśniają kształtowanie się stóp zwrotu niż klasyczny model CAPM (Chen, Chen i Chen, 2009; Tsai, Chen i Yang, 2014). Estrada (2002) zaproponował nowe miary ryzyka dolnostronnego dla rynków rozwijających się i wykazał, że miary te znacznie lepiej opisują stopy zwrotu, zwłaszcza w sytuacji występowania asymetrii ich rozkładów empirycznych.

Inny problem związany z weryfikacją CAPM wynika z kwadratowej funkcji użyteczności, co implikuje podejmowanie decyzji jedynie na podstawie średniej i wariancji stopy zwrotu. Kwadratowa funkcja użyteczności inwestora oznacza rosnącą awersję do ryzyka, podczas gdy słuszniejsze jest założenie, że awersja do ryzyka zmniejsza się wraz ze wzrostem zamożności.

Koncepcja ta nabiera szczególnego znaczenia w przypadku częstego występowania braku zgodności rozkładów empirycznych stóp zwrotu z rozkładem normalnym. Występowanie rozkładów stóp zwrotu odbiegających od rozkładu normalnego skłania do zastosowania w wycenie aktywów także innych charakterystyk oprócz wartości oczekiwanej i wariancji. Miarami tymi są wyższe momenty rozkładów stóp zwrotu, związane ze skośnością i koncentracją tych rozkładów. Do pomiaru ryzyka danego waloru w odniesieniu do ryzyka całego rynku służą natomiast tzw. ko-momenta, czyli momenty krzyżowe wyższych rzędów (*higher-order cross moments*), zwłaszcza ko-skośność i ko-kurtoza. Inwestorzy zwykle preferują dodatnią asymetrię portfela rynkowego i oczekują premii za dodatnią ko-skośność w postaci dodatkowej stopy zwrotu. Miary te określają wkład danego waloru w asymetrię i kurtozę portfela rynkowego, czego wyrazem są koncepcje trzy- i czteroskładnikowego modelu CAPM (Kraus i Litzenberger, 1976).

Ponadto preferencje odnośnie do skośności mają wpływ na dywersyfikację portfela. Wraz ze wzrostem siły tych preferencji maleje stopień dywersyfikacji inwestycji portfelowych (Dudzińska-Baryła, Kopańska-Bródka i Michalska, 2017), dlatego miary te stają się ważnymi wielkościami przy wycenie aktywów. Potwierdzenie istotnego wpływu ko-momentów na kształtowanie się stóp zwrotu można znaleźć m.in. w pracach: Duc i Nguyen, 2018; Harvey i Siddique, 2000; Hwang i Satchell, 1999; Neslihanoglu, Sogiakas, McColl i Lee, 2017. Pozostałe badania (np. Mora-Valencia, Perote i Ariasa, 2017) nie potwierdzają istotności ko-skośności, uzależniając jednocześnie jej znaczenie dla wyceny od wyboru metody estymacji.

Inną oczywistą możliwością zastosowania ko-momentów jest efektywna alokacja portfeli inwestycyjnych (Jondeau i Rockinger, 2006). Należy jednak zaznaczyć, że ko-skośność opisuje tylko pewien aspekt ryzyka dolnostronnego, niezależny od dolnostronnego współczynnika beta. W tym przypadku zastosowanie ma dolnostronna ko-skośność. Prace Allesa i Murraya (2013) pokazują, że miara ta ma istotne znaczenie w wycenie aktywów w przeciwieństwie do bety dolnostronnej. Wyniki takie zostały potwierdzone również na koreańskim rynku kapitałowym (Thuy i Kim, 2018).

Testowanie CAPM dotyczy także sposobu weryfikacji zależności między stopami zwrotu a ryzykiem systematycznym. Większość testów przeprowadzono według tzw. procedury bezwarunkowej, zaproponowanej przez Famę i MacBetha (1973). Innym podejściem ukazującym relację między ryzykiem systematycznym a oczekiwaną stopą zwrotu jest uzależnienie wyników od korzystnej lub niekorzystnej koniunktury rynkowej. Jednym z pierwszych badań wykorzystujących takie podejście była praca Pettengilla, Sundarama i Mathura (1995). Autorzy zbadali zależności opisane modelem CAPM, szacując jego parametry oddzielnie w okresach z dodatnią i ujemną nadwyżką rynkową (różnica między zrealizowaną stopą zwrotu rynku a stopą wolną od ryzyka). Wykazali negatywną zależność stóp zwrotu względem współczynnika beta w okresach o ujemnych nadwyżkach rynkowych i pozytywną zależność w okresach dodatnich nadwyżek rynkowych. Potwierdzenie warunkowych relacji względem koniunktury rynku znalazło odzwierciedlenie w wielu badaniach (np. Bilgin i Basti, 2014; Fletcher, 2000; Jagannathan i Wang, 1996). Wyniki otrzymane na podstawie regresji warunkowych rzucają nowe światło na dotychczasowe, często krytyczne uwagi co do słuszności stosowania modelu CAPM na poszczególnych rynkach kapitałowych.

W badaniu omawianym w niniejszym artykule postawiono trzy hipotezy badawcze. Po pierwsze, na polskim rynku kapitałowym wyceniane jest ryzyko dolnostronne związane z osiąganiem stóp zwrotu tylko poniżej założonego poziomu w porównaniu z klasyczną wersją CAPM. Po drugie, inwestorzy wynagradzani są za ponoszenie ryzyka związanego z ko-momentami odnoszącymi się do skośności i koncentracji rozkładów stóp zwrotu. Po trzecie, słuszność postulatów

klasycznej i rozszerzonej teorii CAPM ma związek ze stanem koniunktury giełdowej wyrażonej dodatnimi i ujemnymi nadwyżkami rynkowymi. Zakres aktywów poddanych badaniu stanowią subindeksy sektorowe, za pomocą których reprezentowana jest znaczna część spółek notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych (GWP) w Warszawie.

METODA BADANIA

Systematyczne miary ryzyka

Zgodnie z klasycznym modelem CAPM podstawowe źródło ryzyka stanowi koniunktura rynku jako całości, której wyrazem jest portfel rynkowy obejmujący wszystkie dostępne aktywa. W praktyce aproksymantą takiego portfela są indeksy giełdowe. Główną systematyczną miarą ryzyka jest współczynnik beta, określający wrażliwość zmian danych aktywów na zmiany koniunktury rynku. Wartości tego współczynnika otrzymujemy zgodnie z formułą¹:

$$\beta_i = \frac{E[(R_{it} - E(R_i))(R_{Mt} - E(R_M))]}{E[(R_{Mt} - E(R_M))]^2} \quad (1)$$

gdzie:

R_{it} – stopa zwrotu i -tej spółki,

R_{Mt} – stopa zwrotu portfela rynkowego.

Inaczej niż w przypadku CAPM w kategoriach stopa zwrotu i wariancja kwantyfikacji relacji ryzyko – dochód w kontekście semi-miar opierają się na dolnych momentach cząstkowych. Istotnym pojęciem dla tego typu miar jest progowa stopa zwrotu (ang. *threshold*), oznaczająca stopy zwrotu poniżej wymaganej jako ponoszone ryzyko² (Rutkowska-Ziarko i Pyke, 2018). Wyróżniono wiele

¹ Wartości współczynnika beta otrzymano jako współczynniki regresji z modelu rynkowego szacowanego klasyczną metodą najmniejszych kwadratów o postaci:

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{Mt} + \xi_{it} \quad (t = 1, \dots, T)$$

gdzie:

α_i – wyraz wolny równania, β_i – współczynnik beta i -tego waloru, ξ_{it} – składnik losowy i -tego równania, T – długość szeregu czasowego.

² W dolnostronnej wersji CAPM, czyli D-CAPM, klasyczne współczynniki beta zastąpione są dolnostronnymi współczynnikami beta, wykorzystującymi dolne momenty cząstkowe:

$$LPM_i^k = \frac{1}{T-1} \sum_{t=1}^T lpm_{it}^k$$

gdzie $lpm_{it} = \begin{cases} 0 & \text{dla } R_{it} \geq l \\ R_{it} - l & \text{dla } R_{it} < l \end{cases}$, gdzie: R_{it} – stopa zwrotu dla i -tej spółki w okresie t ,
 T – długość szeregu czasowego, l – progowa stopa zwrotu.

form dolnostronnego współczynnika beta i dolnostronnej ko-skośności, różnicując je pod względem formuły obliczeniowej i punktu odniesienia. Hogan i Warren (1974) oraz Bawa i Lindenberg (1977) definiują dolnostronny współczynnik beta następująco:

$$\beta_i^{HW} = \frac{E[(R_{it} - R_f) \min(R_{Mt} - R_f; 0)]}{E[\min(R_{Mt} - R_f; 0)]^2} \quad (2)$$

gdzie R_f – stopa wolna od ryzyka.

W przypadku brzegowym jako progową stopę zwrotu można przyjąć 0. Wówczas relacja (2) redukuje się do postaci (Li i Galagedera, 2008):

$$\beta_i^{HW}(R_f = 0) = \frac{E[R_{it} \min(R_{Mt}; 0)]}{E[\min(R_{Mt}; 0)]^2} \quad (3)$$

W podejściu zaproponowanym przez Harlowa i Rao (1989) uczestnicy rynku traktują ryzyko dolnostronne jako odchylenia od średniej portfela rynkowego w odróżnieniu od stopy wolnej od ryzyka. Dolnostronny współczynnik beta jest sformułowany następująco:

$$\beta_i^{HR} = \frac{E[(R_{it} - E(R_i)) \min(R_{Mt} - E(R_M); 0)]}{E[\min(R_{Mt} - E(R_M); 0)]^2} \quad (4)$$

W omawianym badaniu do przeanalizowania zależności między stopami zwrotu a ryzykiem w podejściu dolnostronnym zastosowano współczynnik beta wyznaczony zgodnie z relacją (4). Relacje pomiędzy różnymi dolnymi współczynnikami beta obszernie przedstawił Markowski (2018).

Klasyczna analiza portfelowa ogranicza preferencje inwestorów do dwóch parametrów funkcji rozkładu prawdopodobieństwa – oczekiwanej stopy zwrotu i wariancji. Preferencje inwestora niechętnego ryzyku co do skośności i kurtozy mogą być opisane niekwadratową funkcją użyteczności³. Inwestor cechujący się malejącą bezwzględna niechęcią do ryzyka przy budowaniu portfeli zwraca

³ Rozwinięcie w szereg Taylora wartości oczekiwanej jego funkcji użyteczności wokół wartości oczekiwanej bogactwa w , będącej odzwierciedleniem stopy zwrotu na koniec okresu inwestycyjnego, i uwzględnienie trzeciego i czwartego momentu centralnego oraz pominięcie reszty szeregu daje postać:

$$E[U(w)] = U(\mu_w) + U'(\mu_w)E(w - \mu_w) + U''(\mu_w)\frac{E(w - \mu_w)^2}{2!} + U'''(\mu_w)\frac{E(w - \mu_w)^3}{3!} + U''''(\mu_w)\frac{E(w - \mu_w)^4}{4!} = U(\mu_w) + \frac{1}{2}U''(\mu_w)\sigma_w^2 + \frac{1}{6}U'''(\mu_w)\gamma_w\sigma_w^3 + \frac{1}{24}U''''(\mu_w)\theta_w\sigma_w^4$$

gdzie: μ_w – wartość oczekiwana, σ_w – odchylenie standardowe, γ_w – współczynnik asymetrii, θ_w – współczynnik kurtozy rozkładu bogactwa.

uwagę na krańcowy wkład danej akcji w asymetrię portfela. Będzie zatem preferował akcje zwiększające prawostronną asymetrię rozkładów stóp zwrotu portfeli, a nie akcje wydłużające ogony lewostronne rozkładów.

Uwzględniając krańcowy wkład waloru do wielkości momentu centralnego dobrze zdywersyfikowanego portfela, którym w kontekście wyceny na rynku kapitałowym jest portfel rynkowy, można zapisać:

$$\begin{aligned} \frac{\partial E[(R_{Mt} - E(R_M))]^n}{\partial x_i} &= \frac{\partial E[\sum_i x_i (R_{it} - E(R_i))]^n}{\partial x_i} = \\ &= nE \left[\sum_i x_i (R_{it} - E(R_i))^{n-1} (R_{it} - E(R_i)) \right] = \\ &= nE[(R_{Mt} - E(R_M))^{n-1} (R_{it} - E(R_i))] \end{aligned} \quad (5)$$

Dzieląc powyższe wyrażenie przez $nE[(R_{Mt} - E(R_M))]^n$, otrzymuje się miary zwane ko-momentami rozkładu. Przyjmując za $n = 3; 4$, uzyskuje się odpowiednio ko-skośność i ko-kurtozę, czyli (Galagedera, Henry i Silvapulle, 2003):

$$\gamma_i = \frac{E[(R_{it} - E(R_i))(R_{Mt} - E(R_M))^2]}{E[(R_{Mt} - E(R_M))]^3} \quad (6)$$

oraz

$$\theta_i = \frac{E[(R_{it} - E(R_i))(R_{Mt} - E(R_M))^3]}{E[(R_{Mt} - E(R_M))]^4} \quad (7)$$

Inwestorzy preferują dodatnią ko-skośność, ponieważ oznacza ona większe prawdopodobieństwo otrzymania wysokich dodatnich stóp zwrotu z danego waloru. Dodatnia ko-skośność walorów powoduje większą skośność rozkładu portfela rynkowego w kierunku wyznaczonym asymetrią tego portfela. Premia za ryzyko opisane ko-skośnością zależy zatem od asymetrii portfela rynkowego. W sytuacji gdy portfel jest lewostronnie asymetryczny, inwestorzy wymagają dodatniej premii za ryzyko związane z ko-skośnością, natomiast gdy jest prawostronnie asymetryczny, inwestorzy skłonni są zapłacić za wkład akcji o dodatniej ko-skośności do portfela. Wówczas należy się spodziewać braku premii za ryzyko (wielkości premii przyjmują wartości ujemne). Współczynnik spłaszczenia, czyli kurtozę rozkładu stóp zwrotu, rozumie się jako poziom koncentracji poszczególnych realizacji wokół wartości oczekiwanej. Ponadto ryzyko wystąpienia ekstremalnych zmian stóp zwrotu może wystąpić w przypadku rozkładów wysmukłych, czyli o wysokich wartościach kurtozy, przez co należy ją traktować jako miarę odnoszącą się do ryzyka inwestycji w dany walor. Można zatem oczekiwać dodatniej premii za ryzyko związane ze współczynnikiem kurtozy.

Wyższe momenty rozkładu stóp zwrotu, podobnie jak dolnostronne współczynniki beta, jako asymetryczne miary ryzyka można przedstawić w ujęciu dolnostronnym (Galagedera, 2009):

$$\gamma_i^d = \frac{E[(R_{it} - E(R_i))\min(R_{Mt} - E(R_M); 0)^2]}{E[\min(R_{Mt} - E(R_M); 0)]^3} \quad (8)$$

oraz

$$\theta_i^d = \frac{E[(R_{it} - E(R_i))\min(R_{Mt} - E(R_M); 0)^3]}{E[\min(R_{Mt} - E(R_M); 0)]^4} \quad (9)$$

Testowanie wyceny powyższych miar, czyli ich istotnego wpływu na kształtowanie się stóp zwrotu, ma na celu ich porównanie z miarami w podejściu klasycznym, w którym ryzyko jest rozpatrywane jako okresy zarówno z ujemnymi, jak i dodatnimi nadwyżkami rynkowych stóp zwrotu. Ważne jest również sprawdzenie, które miary w podejściu dolnostronnym są przydatniejsze z punktu widzenia inwestora. Weryfikację istotności premii za ryzyko wywołane czynnikami w ujęciu klasycznym przeprowadzono z wykorzystaniem bezwarunkowych i warunkowych regresji przekrojowych. Analiza miar dolnostronnych obejmuje jedynie relacje bezwarunkowe ze względu na znak nadwyżki rynkowej w danym okresie.

Relacje bezwarunkowe względem koniunktury rynku

Badanie zależności między miarami ryzyka systematycznego a stopami zwrotu poszczególnych indeksów przeprowadzono zgodnie z dwuetapową procedurą analizy regresji. W pierwszym etapie, stanowiącym podokres całkowitej próby badawczej, wyznaczono oceny zaproponowanych miar ryzyka zgodnie z relacjami przedstawionymi w części poświęconej metodzie badania.

W drugim etapie zastosowano analizę regresji na szeregach przekrojowych; zmiennymi zależnymi były zrealizowane nadwyżki stóp zwrotu ponad stopę wolną od ryzyka, a zmiennymi niezależnymi – oszacowane w pierwszym etapie procedury systematyczne miary ryzyka. Bezwarunkowe relacje estymowano w okresie weryfikacji CAPM, stanowiącym pozostałą, rozłączną w stosunku do poprzedniej część okresu badawczego (Galagedera i Brooks, 2012):

$$R_{it} - R_{ft} = \lambda_{0t} + \lambda_{1t}\widehat{MR}_i + \eta_{it} \quad (i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T) \quad (10)$$

gdzie:

\widehat{MR}_i – ocena miary ryzyka definiowanej jako $\hat{\beta}_i, \hat{\beta}_i^{HR}, \hat{\gamma}_i, \hat{\gamma}_i^d, \hat{\theta}_i$ oraz $\hat{\theta}_i^d$,

R_{ft} – stopa zwrotu wolna od ryzyka,

$\lambda_{0t}, \lambda_{1t}$ – parametry modelu,

- η_{it} – składnik losowy modelu,
 T – długość okresu testowania modelu.

Przyjęte hipotezy badawcze mają odzwierciedlenie co do znaku parametru λ_{1t} oznaczającego premię za ryzyko rynkowe wyrażone współczynnikiem beta oraz określającego znaczenie ko-skośności i współczynnika ko-kurtozy w wycenie papierów wartościowych (Tang i Shum, 2003). Zestawy hipotez statystycznych dotyczących tego parametru dla poszczególnych miar zaprezentowano w tabl. 1.

TABL. 1. HIPOTEZY DLA PARAMETRÓW BEZWARUNKOWYCH RELACJI CAPM

Miara ryzyka	Hipoteza zerowa	Hipoteza alternatywna
β_i i β_i^{HR}	$H_0: E(\lambda_1) = 0$	$H_1: E(\lambda_1) > 0$
γ_i i γ_i^d	$H_0: E(\lambda_1) = 0$ $H_0: E(\lambda_1) = 0$	$H_1: E(\lambda_1) > 0$, jeżeli $As_M < 0$ $H_1: E(\lambda_1) < 0$, jeżeli $As_M > 0$
θ_i i θ_i^d	$H_0: E(\lambda_1) = 0$	$H_1: E(\lambda_1) > 0$
Stała	$H_0: E(\lambda_0) = 0$	$H_1: E(\lambda_0) \neq 0$

U w a g a. β_i – klasyczny współczynnik beta, β_i^{HR} – dolnostronny współczynnik beta zgodnie z formułą Harlow-Rao, γ_i – współczynnik ko-skośności, γ_i^d – dolnostronny współczynnik ko-skośności, θ_i – współczynnik ko-kurtozy, θ_i^d – dolnostronny współczynnik ko-kurtozy, As_M – klasyczny współczynnik asymetrii portfela rynkowego (indeksu giełdowego).

Ź r ó d ł o: opracowanie własne.

Sprawdzianem powyższych hipotez jest test *t*-Studenta dla jednej średniej z jednostronnym lub dwustronnym obszarem krytycznym⁴. Analogiczny sposób testowania powyższych hipotez stosowano w badaniach dotyczących rynków kapitałowych.

Relacje warunkowe względem koniunktury rynku

Warunkowe relacje CAPM polegają na oddzielnym szacowaniu i weryfikacji poszczególnych wersji tego modelu w sytuacji dodatnich i ujemnych nadwyżek rynkowych. Przy takim podejściu należy oczekiwać odwrotnego związku między zrealizowanymi nadwyżkami stóp zwrotu walorów a miarami ryzyka systematycznego. Warunkowe ze względu na znak nadwyżki rynkowej podstawowe równanie modelu CAPM w wersji testowanej ma postać:

$$R_{it} - R_{ft} = \delta \lambda_{0t}^U + (1 - \delta) \lambda_{0t}^D + \delta \lambda_{1t}^U \widehat{MR}_i + (1 - \delta) \lambda_{1t}^D \widehat{MR}_i + \eta_{it} \quad (11)$$

⁴ Ujemne oczekiwane wartości współczynników oznaczających premię za ryzyko wynikają z warunkowych relacji modelu CAPM w okresach ujemnych rentowności całego rynku.

gdzie:

- \widehat{MR}_i – ocena miary ryzyka definiowanej jako $\hat{\beta}_i$, $\hat{\gamma}_i$ oraz $\hat{\theta}_i$,
 δ – zmienna dychotomiczna używana do określenia dodatniej i ujemnej nadwyżki stopy zwrotu z rynku, tzn. $\delta = 1$, jeśli $(R_{Mt} - R_{ft}) > 0$ oraz $\delta = 0$ jeśli $(R_{Mt} - R_{ft}) < 0$, λ_{0t}^U , λ_{0t}^D , λ_{1t}^U , λ_{1t}^D – parametry modelu,
 η_{it} – składnik losowy modelu.

Użycie warunkowych relacji CAPM uzasadnia postawienie hipotez odnośnie do parametrów równania (11), które prezentuje tabl. 2.

TABL. 2. HIPOTEZY DLA PARAMETRÓW WARUNKOWYCH RELACJI CAPM

Miara ryzyka	Hipoteza zerowa	Hipoteza alternatywna
β_i	$H_0: E(\lambda_1^U) = 0$ $H_0: E(\lambda_1^D) = 0$	$H_1: E(\lambda_1^U) > 0$ $H_1: E(\lambda_1^D) < 0$
γ_i	$H_0: E(\lambda_1^U) = 0$ $H_0: E(\lambda_1^D) = 0$ $H_0: E(\lambda_1^U) = 0$ $H_0: E(\lambda_1^D) = 0$	$H_1: E(\lambda_1^U) > 0$, jeżeli $As_M < 0$ $H_1: E(\lambda_1^D) < 0$, jeżeli $As_M < 0$ $H_1: E(\lambda_1^U) < 0$, jeżeli $As_M > 0$ $H_1: E(\lambda_1^D) > 0$, jeżeli $As_M > 0$
θ_i	$H_0: E(\lambda_1^U) = 0$ $H_0: E(\lambda_1^D) = 0$	$H_1: E(\lambda_1^U) > 0$ $H_1: E(\lambda_1^D) < 0$
Stała	$H_0: E(\lambda_0) = 0$	$H_1: E(\lambda_0) \neq 0$

Źródło: jak przy tabl. 1.

Odrzucenie hipotez zerowych w obu przypadkach, tzn. dla oszacowań w okresach dodatnich i ujemnych nadwyżek rynkowych, wskazuje na występowanie systematycznych warunkowych relacji między współczynnikiem beta oraz ko-momentami a zrealizowanymi stopami zwrotu z inwestycji.

DANE WYKORZYSTANE W BADANIU

Badanie relacji określonych modelem CAPM przeprowadzono z użyciem subindeksów sektorowych wyróżnionych na GPW w Warszawie. Próbę badawczą stanowiły szeregi czasowe miesięcznych zwykłych stóp zwrotu notowanych subindeksów w latach 2011–2018, co daje 96 obserwacji⁵. Pełnymi szeregami czasowymi w badanym okresie cechowało się 10 subindeksów, natomiast cztery pozostałe: WIG-górnictwo, WIG-leki, WIG-motoryzacja i WIG-odzież były wyszczególnione od stycznia 2017 r.

Wartości notowań wskaźników koniunktury w danym sektorze są szeregami w postaci różnych trendów niestacjonarnych. Wyraźnymi okresami wzrostu kursów w całym okresie próby lub znacznej jego części odznaczały się indeksy:

⁵ Wartości zamknięcia badanych subindeksów pochodzą z bazy notowań GPW w Warszawie, dostępnej na stronie internetowej www.gpw.pl.

WIG-chemia, WIG-informatyka, WIG-media i WIG-paliwa. Okresami niekorzystnej koniunktury w całym okresie cechowały się indeksy związane z energetyką, motoryzacją i telekomunikacją. Pozostałe subindeksy wykazywały zmienność tendencji rozwojowych. Jako aproksymanty portfela rynkowego użyto indeksu WIG. Przybliżeniem stopy wolnej od ryzyka była średnia miesięczna ważona stopa zwrotu z bonów skarbowych.

Zgodnie z przyjętą metodą całkowity okres próby podzielono na dwa czteroletnie podokresy. Pierwszy (lata 2011–2014) stanowił okres szacowania systematycznych miar ryzyka w podejściu klasycznym i jednostronnym. Dane dotyczące okresu drugiego (lata 2015–2018) wykorzystano do testowania relacji modelu CAPM. Okres weryfikacji modelu charakteryzował się symetrycznością co do liczby obserwacji z dodatnią ($R_{Mt} - R_{ft}$) > 0 i ujemną ($R_{Mt} - R_{ft}$) < 0 nadwyżką rynkową – po 24 obserwacje każdego rodzaju. W przypadku czterech subindeksów o krótszych szeregach czasowych okres szacowania miar ryzyka i okres weryfikacji relacji ryzyko – dochód był tożsamy i liczył po 24 obserwacje.

WYNIKI

Badanie warunkowych i bezwarunkowych relacji CAPM rozpoczęto od oszacowania systematycznych miar ryzyka w rozróżnieniu na miary klasyczne i jednostronne. Na podstawie szeregów czasowych miesięcznych stóp zwrotu obejmujących pierwszy okres próby wyznaczono oceny współczynnika beta, ko-skośności i ko-kurtozy (tabl. 3).

TABL. 3. OCENY CZYNNIKÓW RYZYKA DLA SUBINDEKSÓW SEKTOROWYCH

Subindeksy sektorowe	β_i	γ_i	θ_i	β_i^{HR}	γ_i^d	θ_i^d
WIG-banki	1,073	-3,006	1,036	0,977	0,929	0,913
WIG-budownictwo	1,289	3,968	1,398	1,274	1,441	1,610
WIG-chemia	0,921	4,713	1,152	1,069	1,192	1,244
WIG-energetyka	0,830	3,290	0,819	0,882	0,912	0,923
WIG-górnictwo	1,634	4,238	1,474	1,533	1,279	1,115
WIG-informatyka	0,810	2,898	0,788	0,853	0,858	0,896
WIG-leki	0,613	-2,467	0,640	0,860	0,924	0,959
WIG-media	0,776	-1,028	0,748	0,716	0,703	0,724
WIG-motoryzacja	0,446	2,131	0,643	0,365	0,415	0,452
WIG-nieruchomości	1,099	1,137	1,275	1,109	1,207	1,294
WIG-odzież	1,170	-4,710	0,902	1,586	1,555	1,553
WIG-paliwa	1,070	5,247	1,062	1,193	1,217	1,190
WIG-spożywczy	0,631	6,705	0,715	0,835	0,887	0,874
WIG-telekomunikacja	0,545	-6,753	0,445	0,368	0,248	0,218

Źródło: jak przy tabl. 1.

Wartości ocen współczynnika beta (wszystkie oceny były statystycznie istotne), zarówno klasycznych, jak i jednostronnych, w przypadku sześciu subindeksów wynosiły <1; najwyższe odnotowano dla sektorów: budownictwo, górnictwo i odzież. Jednakże większość subindeksów odznaczała się mniejszą wrażliwo-

ścią na zmiany ogólnej koniunktury giełdowej i przyjmowała wartości współczynnika beta >1 . Najbardziej na zmiany WIG reagowały subindeksy sektorów: leki, motoryzacja, spożywczy i telekomunikacja. Wartości współczynnika ko-kośności wskazują, że najwyższy co do wartości bezwzględnej wkład w asymetrię portfela rynkowego mają: WIG-telekomunikacja, WIG-spożywczy i WIG-paliwa. Dolnostronne odpowiedniki ko-skośności przyjmują wartości znacznie niższe od współczynników klasycznych i przyjmują tylko wartości dodatnie. Sub-indeksy o niskich wartościach ko-skośności postrzegają się jako stabilniejsze, a zatem odporniejsze na ogólne zmiany rynku oraz zmiany tylko poniżej założonej stopy zwrotu. Wartości ko-kurtozy, w przeciwieństwie do ko-skośności, są w obu podejściach (klasycznym i dolnostronnym) znacznie bardziej zbliżone. Ich najwyższe wartości odnotowano dla sektorów: górnictwo, budownictwo, nieruchomości i odzież, a najniższe dla sektorów: leki, motoryzacja i telekomunikacja.

Badanie występowania istotnej premii rynkowej przeprowadzono najpierw w ujęciu klasycznym. Bezwarunkowe regresje przekrojowe oszacowano w każdym okresie weryfikacji dla zrealizowanych stóp zwrotu subindeksów sektorowych względem systematycznych miar ryzyka (tabl. 4). Wyniki nie potwierdzają hipotezy dotyczącej wyceny wyższych momentów rozkładu stóp zwrotu na polskim rynku kapitałowym. Wskazują, że oceny premii za ryzyko związane ze współczynnikiem beta i ko-momentami są dodatnie, lecz tylko w przypadku współczynnika beta ocena jest statystycznie istotna na poziomie 10%. Wynika to zapewne z nakładania się premii w okresach o dodatnich i ujemnych nadwyżkach rynkowych. W przypadku ryzyka ko-skośności dodatni znak premii za akceptację tego ryzyka jest przeciwny do oczekiwanego – wartość klasycznego współczynnika asymetrii rynku w okresie testowania CAPM wyniosła 0,19. Przećiętne wartości stopnia dopasowania modeli do danych (współczynnik \bar{R}^2) nie są satysfakcjonujące, ponieważ wahają się od 10,1% do 12,8%. Nie odbiegają jednak znacznie od wartości uzyskanych w części badań dotyczących rynków kapitałowych (np. Galagedera, Henry i Silvapulle, 2003).

TABL. 4. OSZACOWANIA BEZWARUNKOWYCH MODELI CAPM

Parametry	Średnia ocena	Statystyka t	Wartość p	\bar{R}^2
$R_{it} - R_{ft} = \lambda_{0t} + \lambda_{1t}\hat{\beta}_i + \eta_{it}$				
λ_{0t}	-0,0070	-0,926	0,359	} 0,101
λ_{1t}	0,0111	1,370	0,089***	
$R_{it} - R_{ft} = \lambda_{0t} + \lambda_{1t}\hat{\gamma}_i + \eta_{it}$				
λ_{0t}	0,0017	0,356	0,723	} 0,111
λ_{1t}	0,0008	1,355	0,909	
$R_{it} - R_{ft} = \lambda_{0t} + \lambda_{1t}\hat{\theta}_i + \eta_{it}$				
λ_{0t}	-0,0053	-0,765	0,448	} 0,128
λ_{1t}	0,0090	1,266	0,106	

U w a g a. *** – istotność 10%.

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

Analogiczne estymacje przeprowadzono z wykorzystaniem miar dolnostronnych. Wyniki relacji bezwarunkowych (tabl. 5) wskazują na przewagę tych miar nad miarami klasycznymi w wycenie nadwyżek stóp zwrotu indeksów sektorynych. Premie za ryzyko wywołane dolnostronnym współczynnikiem beta i dolnymi ko-momentami są dodatnie i statystycznie istotne na poziomie 5%. Wartości bezwzględne tych premii przewyższają wartości ich klasycznych odpowiedników. Wyniki te potwierdzają hipotezę, że na polskim rynku kapitałowym ryzyko dolnostronne podlega wycenie zgodnie z postulatami CAPM. Innymi słowy, inwestorzy są wynagradzani za ponoszenie ryzyka osiągnięcia stóp zwrotu poniżej założonego progu.

Otrzymane rezultaty, zwłaszcza odnoszące się do bet dolnostronnych, są zgodne z wynikami prezentowanymi w pracy Ang i in. (2006) i wynikami modeli wieloczynnikowych otrzymanych przez Lee, Robinsona i Reeda (2008) oraz Tsai i in. (2014). Potwierdzenie istotnego znaczenia dolnej ko-skośności przynoszą badania dotyczące rynków rozwiniętych oraz rozwijających się (m.in. Galagedera, 2009). Przeciętne wartości stopnia dopasowania modeli CAPM w podejściu dolnostronnym są relatywnie nieduże (od 9,4% do 13,0%) i kształtują się na podobnym poziomie jak w przypadku klasycznego modelu CAPM.

TABL. 5. OSZACOWANIA BEZWARUNKOWYCH DOLNOSTRONNYCH MODELI CAPM

Parametry	Średnia ocena	Statystyka t	Wartość p	\bar{R}^2
$R_{it} - R_{ft} = \lambda_{0t} + \lambda_{1t}\hat{\beta}_i^{HR} + \eta_{it}$				
λ_{0t}	-0,0131	-1,739	0,088***	0,130
λ_{1t}	0,0173	2,164	0,017**	
$R_{it} - R_{ft} = \lambda_{0t} + \lambda_{1t}\hat{\gamma}_i^d + \eta_{it}$				
λ_{0t}	-0,0101	-1,546	0,128	0,111
λ_{1t}	0,0137	2,091	0,021**	
$R_{it} - R_{ft} = \lambda_{0t} + \lambda_{1t}\hat{\theta}_i^d + \eta_{it}$				
λ_{0t}	-0,0076	-1,265	0,212	0,094
λ_{1t}	0,0109	1,959	0,028**	

U w a g a. ** – istotność 5%, *** – istotność 10%.

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

Zgodnie z przyjętym podejściem oszacowano średnie oceny premii za ryzyko dla miar klasycznych, oddzielnie w okresach z dodatnią (rynek wzrostu) i ujemną (rynek spadków) nadwyżką rynkową. Wyniki ocen parametrów relacji warunkowych zaprezentowano w tabl. 6. Średnia ocena premii za ryzyko rynkowe (beta) jest dodatnia i statystycznie istotna na poziomie 1% w okresach wzrostu oraz ujemna i statystycznie istotna na poziomie 5% w okresach spadków. Powyższe wyniki oznaczają występowanie silnego oddziaływania stanu rynku na wielkość, a znak premii – przede wszystkim na ryzyko systematyczne. Należy

jednak podkreślić brak symetrii wielkości tych premii. Korzystna koniunktura giełdowa determinuje jej wartości dodatnie w większym stopniu niż brak dobrej koniunktury – wartości ujemne. Może to oznaczać, że CAPM poprawniej odzwierciedla stopy zwrotu w okresach prosperity niż w okresach recesji, co należy wiązać ze statystycznie lepszymi wycenami stóp zwrotu w relacjach bezwarunkowych opartych na miarach jednostronnych w porównaniu z wycenami opartymi na miarach klasycznych.

TABL. 6. OSZACOWANIA WARUNKOWYCH POSTACI MODELU CAPM

Koniunktura rynku i parametry	Średnia ocena	Statystyka t	Wartość p	\bar{R}^2
$R_{it} - R_{ft} = \delta \lambda_{0t}^U + (1 - \delta) \lambda_{0t}^D + \delta \lambda_{1t}^U \hat{\beta}_i + (1 - \delta) \lambda_{1t}^D \hat{\beta}_i + \eta_{it}$				
Rynek wzrostu $\delta = 1$	λ_{0t}^U -0,0042	-0,416	0,681	} 0,105
	λ_{1t}^U 0,0368	3,988	0,000*	
Rynek spadków $\delta = 0$	λ_{0t}^D -0,0049	-0,465	0,646	} 0,096
	λ_{1t}^D -0,0196	-1,906	0,034**	
$R_{it} - R_{ft} = \delta \lambda_{0t}^U + (1 - \delta) \lambda_{0t}^D + \delta \lambda_{1t}^U \hat{\gamma}_i + (1 - \delta) \lambda_{1t}^D \hat{\gamma}_i + \eta_{it}$				
Rynek wzrostu $\delta = 1$	λ_{0t}^U 0,0278	6,544	0,000*	} 0,106
	λ_{1t}^U 0,0039	1,328	0,901	
Rynek spadków $\delta = 0$	λ_{0t}^D -0,0244	-6,318	0,000*	} 0,117
	λ_{1t}^D 0,0005	0,539	0,297	
$R_{it} - R_{ft} = \delta \lambda_{0t}^U + (1 - \delta) \lambda_{0t}^D + \delta \lambda_{1t}^U \hat{\theta}_i + (1 - \delta) \lambda_{1t}^D \hat{\theta}_i + \eta_{it}$				
Rynek wzrostu $\delta = 1$	λ_{0t}^U 0,0059	0,747	0,462	} 0,067
	λ_{1t}^U 0,0252	3,242	0,002*	
Rynek spadków $\delta = 0$	λ_{0t}^D -0,0165	-1,485	0,151	} 0,100
	λ_{1t}^D -0,0071	-0,640	0,264	

U w a g a. * – istotność 1%, ** – istotność 5%.

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

Oszacowania warunkowych relacji z wykorzystaniem ko-skośności wskazują, że ryzyko związane z asymetrią jest statystycznie nieistotne zarówno w okresach dodatnich, jak i ujemnych nadwyżek rynkowych. Ponadto, biorąc pod uwagę współczynniki asymetrii rynku w tych okresach⁶, znak premii za ryzyko ko-skośności w okresach wzrostu jest przeciwny do spodziewanego. Oceny warunkowych premii za ryzyko ko-kurtozy są poprawne co do znaku, tzn. dodatnie (ujemne) w okresach pozytywnych (negatywnych) nadwyżek rynkowych. Jednakże statystyczna istotność premii tylko w okresach wzrostu rynku ponad stopę

⁶ Klasyczne współczynniki asymetrii w okresach dodatniej i ujemnej nadwyżki rynkowej wynosiły odpowiednio 0,39 i -0,54.

wolną od ryzyka nie daje jednoznacznego potwierdzenia istotności kurtozy w wycenie indeksów sektorowych. Dopasowanie relacji warunkowych w okresach spadków średnio było wyższe od dopasowania w okresach wzrostu i wahało się odpowiednio w zakresie 0,096–0,117 i 0,067–0,105.

PODSUMOWANIE

W pracy przedstawiono wyniki badania dotyczącego wyceny indeksów sektorowych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie z zastosowaniem modelu CAPM. Badanie charakteryzowało się dwuaspektowością podejścia metodologicznego. Po pierwsze, rozróżniono wyniki otrzymane na podstawie bezwarunkowych i warunkowych relacji ryzyko – dochód, natomiast w drugim porównano oszacowania modeli bezwarunkowych z użyciem klasycznych i dolnostronnych miar ryzyka. Zaprezentowane podejście, oddzielające okresy obserwacji ze względu na rosnącą lub malejącą koniunkturę giełdową, nie jest zatem klasycznym badaniem zależności wynikających z postulatów CAPM.

Oszacowanie bezwarunkowych relacji dotyczących zrealizowanych stóp zwrotu pokazuje, że średnia wartość premii za ryzyko systematyczne wyrażone współczynnikiem beta jest statystycznie istotna, ale na wysokim 10-procentowym poziomie błędu I rodzaju. Znacznie istotniejsze zależności zaobserwowano w badaniu relacji warunkowych. Potwierdzają one trzecią hipotezę badawczą, że słuszność postulatów klasycznej i rozszerzonej teorii CAPM ma związek ze stanem koniunktury giełdowej wyrażonej dodatnimi i ujemnymi nadwyżkami rynkowymi. Kierunek współzależności między zrealizowanymi stopami zwrotu a współczynnikami beta jest uwarunkowany znakiem nadwyżki indeksu giełdowego ponad stopę wolną od ryzyka. Przeciętna wartość premii za ryzyko jest istotnie większa od 0 w okresach dodatniej nadwyżki rynkowej i istotnie mniejsza od 0 w okresach ujemnej nadwyżki rynkowej. Wyniki takie uzyskano przy 1- i 5-procentowym poziomie istotności.

Biorąc pod uwagę podejście klasyczne, nie potwierdzono hipotezy drugiej o istotnej wycenie ko-momentów. Nie wykazano bowiem znaczącego wpływu ko-skośności na wielkość zrealizowanych nadwyżek stóp zwrotu subindeksów sektorowych. Średnie wartości premii za ryzyko i towarzyszących im statystyk w okresach wzrostu oraz w okresie całej próby są relatywnie wysokie, lecz mają przeciwne znaki do tych określonych w hipotezach zerowych. Analiza regresji warunkowych wykazała natomiast istotne znaczenie ko-kurtozy. Wpływ tej miary na nadwyżki indeksów sektorowych jest zgodny z przewidywaniami i najsilniejszy w okresach wzrostu. Nie potwierdzono jednak wyceny ko-kurtozy w okresach spadków koniunktury, co nie pozwala na jednoznaczną ocenę roli tej miary w kształtowaniu się stóp zwrotu subindeksów sektorowych.

Analizę badanych zależności przeprowadzono również z użyciem miar dolnostronnych, uwzględniających tylko rentowność poniżej założonej stopy zwrotu,

którą w badaniu była średnia stopa zwrotu. Wyniki relacji bezwarunkowych, zarówno dla jednostronnego współczynnika beta, jak i dla dolnych ko-momentów, wskazują na istotną rolę tych czynników w kształtowaniu się stóp zwrotu wskaźników sektorowych, czyli potwierdzają hipotezę pierwszą dotyczącą wyceny ryzyka jednostronnego na polskim rynku kapitałowym. Pozwala to na pojmowanie ryzyka jako rzeczywiście poniesionej straty, a nie ryzyka ogólnych odchyłeń od przyjętego progno.

Przeprowadzone relacje warunkowe potwierdzają słuszność wyceny aktywów zgodnie z postulatami CAPM, co często było odrzucane w klasycznych, bezwarunkowych względem koniunktury giełdowej testach tej teorii. Wynika z tego, że miary ryzyka systematycznego, takie jak współczynnik beta i jego jednostronna postać, są właściwymi czynnikami ryzyka w wycenie portfela i zarządzaniu nim.

BIBLIOGRAFIA

- Alles, L., Murray, L. (2013). Rewards for downside risk in Asian markets. *Journal of Banking & Finance*, 37(7), 2501–2509. DOI: 10.1016/j.jbankfin.2013.02.006.
- Ang, A., Chen, J., Xing, Y. (2006). Downside risk. *The Review of Financial Studies*, 19(4), 1191–1239. DOI: 10.1093/rfs/hhj035.
- Banz, R. W. (1981). The relationship between return and market value of common stocks. *Journal of Financial Economics*, 9(1), 3–18. DOI: 10.1016/0304-405X(81)90018-0.
- Bawa, V. S., Lindenberg, E. B. (1977). Capital market equilibrium in a mean-lower partial moment framework. *Journal of Financial Economics*, 5(2), 189–200. DOI: 10.1016/0304-405X(77)90017-4.
- Bilgin, R., Basti, E. (2014). Further Evidence on the Validity of CAPM: the Istanbul Stock Exchange Application. *Inżynieria Ekonomiczna—Engineering Economics*, 25(1), 5–12. DOI: 10.5755/j01.ee.25.1.1847.
- Chan, L. K. C., Hamao, Y., Lakonishok, J. (1991). Fundamentals and Stock Returns in Japan. *Journal of Finance*, 46(5), 1739–1764. DOI: 10.1111/j.1540-6261.1991.tb04642.x.
- Chen, D., Chen, C., Chen, J. (2009). Downside risk measures and equity returns in the NYSE. *Applied Economics*, 41(8), 1055–1070. DOI: 10.1080/00036840601019075.
- Cheung, Y., Wong, K. (1992). An Assessment of Risk and Returns: Some Empirical Findings from the Hong Kong Stock Exchange. *Applied Financial Economics*, 2(2), 105–114. DOI: 10.1080/758536014.
- Dimson, E., Marsh, P., Musavian, M. (1999). Three Centuries of Asset Pricing. *Journal of Banking & Finance*, 23(12), 1745–1769. DOI: 10.1016/S0378-4266(99)00037-0.
- Duc, T. H. L., Nguyen, S. P. (2018). Higher co-moments and asset pricing on emerging stock markets by quantile regression approach. *Business and Economic Horizons*, 14(1), 132–142. DOI: 10.15208/beh.2018.11.
- Dudzińska-Baryła, R., Kopańska-Bródka, D., Michalska, E. (2017). Struktura portfeli efektywnych w modelach średnia-wariancja-skośność. *Finanse, Rynki Finansowe, Ubezpieczenia*, 86, 185–196. DOI: 10.18276/rifu.2017.86-15.
- Estrada, J. (2002). Systematic risk in emerging markets: the D-CAPM. *Emerging Markets Review*, 3(4), 365–379. DOI: 10.1016/S1566-0141(02)00042-0.

- Fama, E. F., French, K. R. (1992). The Cross-Section of Expected Returns. *Journal of Finance*, 47(2), 427–465. DOI: 10.1111/j.1540-6261.1992.tb04398.x.
- Fama, E. F., MacBeth, J. D. (1973). Risk, Return and Equilibrium: Empirical Tests. *Journal of Political Economy*, 81(3), 607–636. DOI: 10.1086/260061.
- Fletcher, J. (2000). On the Conditional Relationship between Beta and Return in International Stock Returns. *International Review of Financial Analysis*, 9(3), 235–245. DOI: 10.1016/S1057-5219(00)00030-2.
- Galagedera, D. U. A. (2009). Economic significance of downside risk in developed and emerging markets. *Applied Economics Letters*, 16(6), 1627–1632. DOI: 10.1080/13504850701604060.
- Galagedera, D. U. A., Brooks, R. (2012). Conditional Relation Between Systematic Risk and Returns in the Conventional and Downside Frameworks: Evidence from the Indonesian Market. *Journal of Emerging Market Finance*, 11(3), 271–300. DOI: 10.1177/0972652712466498.
- Galagedera, D. U. A., Henry, D., Silvapulle, P. (2003). Empirical Evidence on the Conditional Relation between Higher-Order Systematic Co-Moments and Security Returns. *Quarterly Journal of Business and Economics*, 42(1/2), 121–137. DOI: 10.2307/40473367.
- Harlow, W. V., Rao, R. K. S. (1989). Asset Pricing in a Generalized Mean-Lower Partial Moment Framework: Theory and Evidence. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 24(3), 285–311. DOI: 10.2307/2330813.
- Harvey, C. R., Siddique, A. (2000). Conditional Skewness in Asset Pricing Tests. *The Journal of Finance*, 55(3), 1263–1295. DOI: 10.1111/0022-1082.00247.
- Hawawini, G. A. (1991). Stock Market Anomalies and the Pricing of Equity on the Tokyo Stock Exchange. W: W. T. Ziemba, W. Bailey, Y. Hamano (red.), *Japanese Financial Market Research*. (s. 231–250). Amsterdam: Elsevier.
- Hogan, W. W., Warren, J. M. (1974). Toward the development of an Equilibrium Capital-Market Model Based on Semivariance. *Journal of Financial Quantitative Analysis*, 9(1), 1–11. DOI: 10.2307/2329964.
- Hwang, S., Satchell, S. E. (1999). Modelling Emerging Market Risk Premia Using Higher Moments. *International Journal of Finance and Economics*, 4(4), 271–296. DOI: 10.1002/(SICI)1099-1158(199910)4:4<271::AID-IJFE110>3.0.CO;2-M.
- Jagannathan, R., Wang, Z. (1996). The Conditional CAPM and the Cross-Section of Expected Returns. *Journal of Finance*, 51(1), 3–53. DOI: 10.1111/j.1540-6261.1996.tb05201.x.
- Jondeau, E., Rockinger, M. (2006). Optimal Portfolio allocation under Higher Moments. *European Financial Management*, 12(1), 29–55. DOI: 10.1111/j.1354-7798.2006.00309.x.
- Kraus, A., Litzenberger, R. H. (1976). Skewness Preference and the Valuation of Risk Assets. *Journal of Finance*, 31(4), 1085–1100. DOI: 10.1111/j.1540-6261.1976.tb01961.x.
- Lee, C. L., Robinson, J., Reed, R. (2008). Downside Beta and the Cross-sectional Determinants of Listed Property Trust Returns. *Journal of Real Estate Portfolio Management*, 14(1), 49–62. DOI: 10.5555/rep.m.14.1.qr5vt4845071r45k.
- Li, S., Galagedera, D. U. A. (2008). Co-movement of conditional volatility matter in asset pricing: Further evidence in the downside and conventional pricing frameworks. *The ICAFI Journal of Applied Finance*, 14(9), 24–44.
- Lintner, J. (1965). The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolio and Capital Budgets. *The Review of Economics and Statistics*, 47(1), 13–37. DOI: 10.2307/1924119.
- Markowski, L. (2018). The Relationships Between Beta Coefficients in the Classical and Downside Framework: Evidence from Warsaw Stock Exchange. W: K. Jajuga, H. Locarek-Junge, L. T. Or-

- owski (red.), *Contemporary Trends and Challenges in Finance. Springer Proceedings in Business and Economics* (s. 45–53). Cham: Springer.
- Mora-Valencia, A., Perote, J., Arias, J. E. T. (2017). The Return Performance of Cubic Market Model: An Application to Emerging Markets. *Emerging Markets Finance & Trade*, 53(10), 2233–2241. DOI: 10.1080/1540496X.2016.1251902.
- Mossin, J. (1966). Equilibrium in a Capital Asset Market. *Econometrica*, 34(4), 768–783. DOI: 10.2307/1910098.
- Neslihanoglu, S., Sogjakas, V., McColl, J. H., Lee, D. (2017). Nonlinearities in the CAPM: Evidence from Developed and Emerging Markets. *Journal of Forecasting*, 36(8), 867–897. DOI: 10.1002/for.2389.
- Östermark, R. (1991). Empirical Evidence on the Capital Asset Pricing Model in Two Scandinavian Stock Exchanges. *Omega*, 19(4), 223–234. DOI: 10.1016/0305-0483(91)90041-Q.
- Pettengill, G. N., Sundaram, S., Mathur, I. (1995). The Conditional Relation between Beta and Returns. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 30(1), 101–116. DOI: 10.2307/2331255.
- Post, T., van Vliet, P. V. (2006). Downside risk and asset pricing. *Journal of Banking and Finance*, 30(3), 823–849. DOI: 10.1016/j.jbankfin.2005.06.005.
- Rutkowska-Ziarko, A., Pyke, C. (2018). Validating downside accounting beta: evidence from the Polish construction industry. W: K. Jajuga, H. Locarek-Junge, L. T. Orłowski (red.), *Contemporary Trends and Challenges in Finance. Springer Proceedings in Business and Economics* (s. 81–87). Cham: Springer.
- Sharpe, W. F. (1964). Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium Under Conditions of Risk. *The Journal of Finance*, 19(3), 425–442.
- Tang, G. Y. N., Shum, W. C. (2003). The Conditional Relationship between Beta and Returns: Recent Evidence from International Stock Markets. *International Business Review*, 12(1), 109–126. DOI: 10.1016/S0969-5931(02)00090-2.
- Thuy, T. T. T., Kim, J. (2018). Sustainability Managed against Downside Risk and the Cost of Equity: Evidence in Korea. *Sustainability*, 10(11), 1–18. DOI: 10.3390/su10113969.
- Tsai, H., Chen, M., Yang, C. (2014). A time-varying perspective on the CAPM and downside betas. *International Review of Economics and Finance*, 29, 440–454. DOI: 10.1016/j.iref.2013.07.006.

Innowacyjność w historii polskiej statystyki¹

Odrodzone w 1918 r. państwo polskie potrzebowało aktualnych informacji do zarządzania i podejmowania decyzji². W lipcu 1918 r. został powołany Główny Urząd Statystyczny (GUS). Przed tą nową jednostką postawiono wiele wyzwań organizacyjnych, metodologicznych, a także personalnych.

Niezwykle trudno jest ocenić wpływ aspektu osobowego na innowacyjność polskiej statystyki. Ograniczę się do podania nazwisk trzech statystyków, którzy przyczynili się – moim zdaniem – do rozwoju innowacyjnego GUS. Za twórcę innowacji teoretycznej w statystyce niewątpliwie powinien być uznany Jerzy Neyman. Jego prace (Neyman, 1933, 1934) odgrywają szczególnie istotną rolę w badaniach reprezentacyjnych z zastosowaniem podejścia częstościowego.

Znaczący wpływ na rozwój statystyki w początkowym okresie działalności GUS wywarł prof. Jan Piekalkiewicz³. Odegrał on istotną rolę w przygotowaniu i opracowaniu pierwszego spisu ludności w 1921 r. Jego publikacje, które należy wymienić w kontekście innowacji w statystyce, są poświęcone m.in. sesjom Międzynarodowego Instytutu Statystycznego i pracom na rzecz międzynarodowego ujednoczenia zagadnień statystycznych (Piekalkiewicz, 1928, 1929, 1930, 1931, 1932, 1934).

Wiele niezwykle ważnych zmian zmierzających do przekształcenia statystyki w nowoczesny i otwarty na potrzeby społeczne system informacyjny zawdzięcza ona również prof. Wincentemu Kawalcowi, prezesowi GUS w latach 1965–1972 (Walczak, 2018).

Po II wojnie światowej o innowacjach dyskutowano na spotkaniach naukowych, seminariach i konferencjach w GUS, m.in. na spotkaniach Komisji Matematycznej GUS (Kordos, 2012b) oraz Zakładu Badań Statystyczno-Ekonomicznych GUS i PAN z udziałem pracowników naukowych różnych uczelni. Zajmowaliśmy się głównie jakością danych statystycznych (w szerokim znaczeniu tego słowa), na temat której powstała dość bogata literatura. Chodziło szczególnie o zdarzenia, zjawiska i przedsięwzięcia, które wpłynęły lub mogły wpłynąć w istotny sposób na doskonalenie organizacji, procesu zbierania i pozyskiwania danych, ich opracowania, a także prezentacji oraz analiz umożliwiających zrozumienie i wykorzystanie danych statystycznych przez użytkowników.

¹ Opracowanie powstało na podstawie referatu wygłoszonego na II Kongresie Statystyki Polskiej, który odbył się 10–12 lipca 2018 r. i zainaugurował obchody 100-lecia powołania Głównego Urzędu Statystycznego. Druga część ukaze się w nr. 1/2020.

² Wcześniej, w 1912 r., powstało Polskie Towarzystwo Statystyczne (Kruszka, 2012), które skupiało statystyków z trzech zaborów. W 1915 r. opracowano pierwszy *Rocznik Statystyczny*, ale podobnie jak inne publikacje z tego okresu był on oparty na statystykach państw zaborczych.

³ Sylwetkę Piekalkiewicza przybliżyono w artykule Kordos (2018).

Interesowało nas, statystyków związanych z GUS, w jakim stopniu w badaniach statystycznych wykorzystywano lub wykorzystuje się podejście częstościowe (klasyczne) oraz podejście bayesowskie. Dlatego poruszyła nas wiadomość o zaplanowanej na 1958 r. wizycie w Polsce prof. Jerzego Neymana ze Stanów Zjednoczonych, współtwórcy podejścia częstościowego. Neyman zapowiedział – już drugie – konsultacje dla Komisji Matematycznej (Fisz, 1950; Ząsępa, 1958). W istotny sposób wpłynęły one na zastosowanie metod statystycznych w GUS, a także niektórych jednostkach naukowo-badawczych w kraju. Poznaliśmy dokładnie prace Neymana (1933, 1934, 1935, 1938), w których stosował on w praktyce podejście częstościowe. Były to badania reprezentacyjne prowadzone w różnych krajach. Na seminariach dyskutowaliśmy także o dostępnych pracach szwedzkiego statystyka Daleniusa (1957) oraz amerykańskiego statystyka Deminga (1950). Mieliśmy wówczas ograniczony dostęp do literatury zagranicznej, ale w wyniku konsultacji z Neymanem powstało wiele nowatorskich opracowań naukowych i popularyzatorskich.

Polscy statystycy czynnie uczestniczyli w międzynarodowych konferencjach, seminariach i spotkaniach naukowych, a szczególnie w sesjach Międzynarodowego Instytutu Statystycznego, Eurostatu, Wydziału Statystycznego ONZ (UN Statistics Division), Organizacji Narodów Zjednoczonych do spraw Wyżywienia i Rolnictwa (Food and Agriculture Organization of the United Nation, FAO), Banku Światowego, UNESCO. Organizowaliśmy także międzynarodowe konferencje w kraju, głównie pod egidą GUS i z pomocą Polskiego Towarzystwa Statystycznego (PTS), później wspierane również przez Eurostat.

W 2004 r. zacząłem interesować się głębiej problematyką innowacji. Rozpocząłem wtedy pracę w Wyższej Szkole Menedżerskiej (WSM) w Warszawie – prowadziłem wykłady ze statystyki oraz uczestniczyłem w seminariach naukowych i konferencjach tej uczelni. Niemniej jednak od początku mojej pracy naukowej w dziedzinie statystyki⁴ chodziło mi głównie o nowe aspekty (zarówno

⁴ Opracowanie to traktuję m.in. jako ogólne podsumowanie mojej ponad 60-letniej działalności w statystyce, ze szczególnym uwzględnieniem innowacyjności: w GUS oraz na różnych uczelniach, w tym w Szkole Głównej Handlowej (SGH, dawniej Szkoła Główna Planowania i Statystyki, SGPiS), Wyższej Szkole Ekologii i Zarządzania (WSEiZ), a później w WSM w Warszawie. W 1964 r. w ramach sześciomiesięcznego stypendium naukowego ONZ realizowanego przez British Council odbyłem staż naukowy na Wydziale Ekonomii Stosowanej (Department of Applied Economics) Uniwersytetu w Cambridge; moim opiekunem naukowym był prof. Richard Stone, laureat Nagrody Nobla w dziedzinie ekonomii z 1984 r. Pracowałem jako ekspert lub konsultant z ramienia FAO w Etiopii, Nepalu i Chińskiej Republice Ludowej oraz z ramienia Banku Światowego na Litwie i Łotwie. Byłem także konsultantem Wydziału Statystycznego ONZ. Uczestniczyłem w tworzeniu międzynarodowych opracowań tej organizacji jako ekspert (Kordos, 2005), recenzent i autor. Brałem udział w wielu międzynarodowych konferencjach naukowych, na których wygłaszałem referaty, w tym w 11 sesjach naukowych Międzynarodowego Instytutu Statystycznego. Publikowałem głównie w „Wiadomościach Statystycznych”, „Przeglądzie Statystycznym”, „Statistics in Transition” oraz „Statistics in Transition new series”, a ostatnio w czasopiśmie „Zarządzanie. Teoria i Praktyka”. Napisałem łącznie ponad 300 artykułów i opracowań naukowych oraz cztery książki poświęcone statystyce; jestem także współautorem kilku opracowań książkowych.

organizacyjne, jak i metodologiczne), które mogłyby istotnie przyczynić się do doskonalenia statystyki. Niewątpliwie było to związane z tematyką innowacyjności. Dostrzegalem tu pewne podobieństwa z Total Quality Management (TQM), czyli globalnym zarządzaniem jakością, oraz z moimi wcześniejszymi pracami naukowymi, związanymi z przygotowaniem i realizacją badań reprezentacyjnych w kraju i za granicą – ich projektowaniem, opracowaniem, analizą, a także rozpowszechnianiem wyników. Zainteresowały mnie prace na temat innowacji pracowników naukowych WSM (Białoń, 2010, 2014; Białoń i Kamińska, 2014; Kamińska, 2017) oraz poświęcone temu zagadnieniu publikacje w czasopiśmie naukowym WSM „Zarządzanie. Teoria i Praktyka”, a także dokonania zagranicznych autorów, np. praca Birkinshawa, Hamela i Mola (2008), która zawiera przegląd zarządzania innowacjami oraz bogatą literaturę z tego zakresu. W późniejszym okresie szczególną uwagę zwróciłem na *Podręcznik Oslo* (OECD i Eurostat, 2005), a ostatnio na jego czwarte wydanie (OECD i Eurostat, 2018).

Do tej pory brak jest standardowej metodyki badań innowacji w sektorze publicznym nierynkowym, do którego trzeba zaliczyć GUS. *Podręcznik Oslo* podkreśla znaczenie innowacji również w tym obszarze funkcjonowania społeczeństwa, a jego czwarte wydanie ułatwia prace w tym kierunku. Objęcie tej sfery badaniami statystycznymi innowacji będzie prawdopodobnie kolejnym krokiem w rozwoju statystyki innowacji (Niedbalska, 2003, 2008). Innowacyjność w działalności GUS można rozpatrywać w aspektach organizacyjnym, teoretycznym, produktowym, marketingowym i personalnym. Organizację, przygotowania, przeprowadzanie, opracowania, udostępnianie, analizy, prezentacje i publikacje wyników badań przede wszystkim należy zaś potraktować jako statystyczny proces innowacyjny, obejmujący poszczególne etapy badań statystycznych. Przykładem procesu innowacyjnego może być rozwój roczników statystycznych i innych publikacji GUS od lat 20. XX w. do czasów współczesnych. W procesie ich doskonalenia sięgnięto po różne formy innowacyjności: organizacyjną, teoretyczną, marketingową, a przede wszystkim produktową.

Oceny innowacyjności w statystyce w czasie możliwe są głównie na podstawie publikacji oraz innych dokumentów, które można ogólnie podzielić na opracowania w postaci artykułów lub książek, często prezentujące zagadnienia związane z analizą określonego badania, przedstawiające jego organizację i metodykę albo określoną teorię statystyczną, istotną w procesie statystycznej innowacji, jak również w sposób innowacyjny wykorzystującą statystykę.

Wiele publikacji zawierających aspekty innowacyjne, głównie produktowe, zostało wydanych w serii *Biblioteka Wiadomości Statystycznych* (GUS, 1969, 1970a, 1970b, 1971a, 1971b, 1972, 1973, 1976, 1978, 1979, 1987a, 1989, 1992, 1995), a także w innych seriach (np. GUS 1986, 1987b, 1998, 2002, 2005, 2006, 2008, 2011a, 2011b, 2012). Każde z tych wydawnictw przedstawia produkt innowacyjny, dotyczący określonego badania lub problematyki badawczej. Z publikacji teoretycznych, które zawierają aspekty innowacyjne ważne w procesie badania statystycznego, można wymienić np. książki poświęcone statystyce ogólnej, statystyce matematycznej, metodzie reprezentacyjnej, jakości da-

nych czy estymacji dla małych obszarów (Bracha, 1996; Domański i Pruska, 2001; Kordos, 1987, 1988a; Panek, 2014; Pawłowski, 1972; Sadowski, 1976; Steczkowski, 1988; Szreder, 2004; Szulc, 1967; Zasępa, 1962, 1972; Zubrzycki, 1966). Z ogółu własnych prac przytaczam pozycje opublikowane w języku angielskim, które były zwykle prezentowane na konferencjach międzynarodowych i zawierały nowe aspekty w polskiej statystyce (Kordos, 1973, 1985, 1988b, 1998, 2001, 2005, 2007, 2011, 2012a, 2016, 2017).

BIBLIOGRAFIA

- Białoń, L. (2010). *Zarządzanie działalnością innowacyjną*. Warszawa: Placet.
- Białoń, L. (2014). Dylematy pomiaru innowacyjności. W: E. Frątczak, A. Kamińska, J. Kordos (red.), *Statystyka: zastosowania biznesowe i społeczne* (s. 135–146). Warszawa: Wydawnictwo Wyższej Szkoły Menedżerskiej.
- Białoń, L., Kamińska, A. (red.). (2014). *Uwarunkowania przekształceń małych i średnich przedsiębiorstw w firmy innowacyjne: zarys problematyki*. Warszawa: Wydawnictwo Wyższej Szkoły Menedżerskiej. Pobrane z: <http://wsm.warszawa.pl/wydawnictwo/wazniejsze-publicacje>.
- Birkinshaw, J., Hamel, G., Mol, M. J. (2008). Management Innovation. *Academy of Management Review*, 33(4), 825–845. Pobrane z: <http://faculty.london.edu/jbirkinshaw/assets/documents/5034421969.pdf>.
- Bracha, Cz. (1996). *Teoretyczne podstawy metody reprezentacyjnej*. Warszawa: Wydawnictwo Naukowe PWN.
- Dalenius, T. (1957). *Sampling in Sweden. Contributions to the Methods and Theories of Sample Survey Practice*. Stockholm: Almqvist & Wiksell.
- Deming, W. E. (1950). *Some Theory of Sampling*. New York: Wiley.
- Domański, Cz., Pruska, K. (2001). *Metody statystyki małych obszarów*. Łódź: Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego.
- Fisz, M. (1950). Konsultacje prof. Neymana i wnioski z nich wypływające. *Studia i Prace Statystyczne*, (3–4), 14–27.
- GUS. (1969). *Zastosowanie metod matematycznych w statystyce*. Warszawa: Główny Urząd Statystyczny.
- GUS. (1970a). *Wybrane problemy prognoz statystycznych*. Warszawa: Główny Urząd Statystyczny.
- GUS. (1970b). *Statystyczna ocena wyników badań budżetów rodzinnych*. Warszawa: Główny Urząd Statystyczny.
- GUS. (1971a). *Badania statystyczne metodą reprezentacyjną w krajach socjalistycznych*. Warszawa: Główny Urząd Statystyczny.
- GUS. (1971b). *Wybrane problemy metodologiczne badań reprezentacyjnych*. Warszawa: Główny Urząd Statystyczny.
- GUS. (1972). *Eksperymentalne badania budżetów rodzinnych metodą rotacyjną*. Warszawa: Główny Urząd Statystyczny.
- GUS. (1973). *Stan i perspektywy rozwoju statystyki w Polsce*. Warszawa: Główny Urząd Statystyczny.
- GUS. (1976). *Statystyka i ekonometria w Polsce Ludowej*. Warszawa: Główny Urząd Statystyczny.

- GUS. (1978). *Metodologia badań reprezentacyjnych w GUS: prace Komisji Matematycznej*. Warszawa: Główny Urząd Statystyczny.
- GUS. (1979). *Statystyka i ekonometria w Polsce Ludowej* (wydanie drugie – zmienione). Warszawa: Główny Urząd Statystyczny.
- GUS. (1986). *Metodyka i organizacja badań budżetów gospodarstw domowych*. Warszawa: Główny Urząd Statystyczny.
- GUS. (1987a). *Problemy integracji statystycznych badań gospodarstw domowych*. Warszawa: Główny Urząd Statystyczny.
- GUS. (1987b). *Zastosowanie metody reprezentacyjnej w badaniach statystycznych GUS (1981–1986)*. Warszawa: Główny Urząd Statystyczny.
- GUS. (1989). *Problemy badań statystycznych metodą reprezentacyjną*. Warszawa: Główny Urząd Statystyczny.
- GUS. (1992). *Poverty Measurement for Economies in Transition in Eastern European Countries*. Warsaw: Statistics Poland, Polish Statistical Association.
- GUS. (1995). *Rozwój metodologii badań statystycznych w Polsce*. Warszawa: Główny Urząd Statystyczny.
- GUS. (1998). *Metodologia i organizacja mikrospisów*. Warszawa: Główny Urząd Statystyczny.
- GUS. (2002). *Warunki życia ludności w 2001 r.* Warszawa: Główny Urząd Statystyczny.
- GUS. (2005). *Budżet czasu ludności*. Warszawa: Główny Urząd Statystyczny.
- GUS. (2006). *Stan zdrowia ludności Polski w 2004 r.* Warszawa: Główny Urząd Statystyczny.
- GUS. (2008). *Dochody i warunki życia ludności Polski – raport z badania EU-SILC 2006*. Warszawa: Główny Urząd Statystyczny.
- GUS. (2011a). *Metodologia badania budżetów gospodarstw domowych*. Warszawa: Główny Urząd Statystyczny.
- GUS. (2011b). *Stan zdrowia ludności Polski w 2009 r.* Warszawa: Główny Urząd Statystyczny.
- GUS. (2012). *Narodowy Spis Powszechny Ludności i Mieszkań 2011: raport z wyników*. Warszawa: Główny Urząd Statystyczny.
- Kamińska, A. (2017). *Uwarunkowania regionalne innowacyjności przedsiębiorstw w Polsce*. Warszawa: Wydawnictwo CeDeWu.
- Kordos, J. (1973). On Analysis of Sampling and Non-Sampling Errors in Official Statistics in Poland. *Proceeding of the 40th Session of the International Statistical Institute*, (45), 609–616.
- Kordos, J. (1985). Towards an Integrated System of Household Surveys in Poland. *Bulletin of the International Statistical Institute*, (51), 1–18.
- Kordos, J. (1987). *Dokładność danych w badaniach społecznych*. Warszawa: Główny Urząd Statystyczny.
- Kordos, J. (1988a). *Jakość danych statystycznych*. Warszawa: PWE.
- Kordos, J. (1988b). Time Use Surveys in Poland. *Statistical Journal of the United Nations ECE*, 5(2), 159–168.
- Kordos, J. (1998). Social Statistics in Poland and its Harmonisation with the European Union Standards. *Statistics in Transition*, 3(4), 617–639.
- Kordos, J. (2001). Some Data Quality Issues in Statistical Publications in Poland. *Statistics in Transition*, 5(3), 475–489.
- Kordos, J. (2005). Household surveys in transition countries. W: UN Statistics Division, *Household Sample Surveys in Developing and Transition Countries* (s. 571–619). Pobrane z: http://unstats.un.org/unsd/hhsurveys/pdf/Chapter_25.pdf.

- Kordos, J. (2007). Some Aspects of Post-Enumeration Surveys in Poland. *Statistics in Transition new series*, 8(3), 563–576.
- Kordos, J. (2011). Professor Jerzy Neyman – some reflections. *Lithuanian Journal of Statistic*, 50(1), 114–122.
- Kordos, J. (2012a). Application of Rotation Methods in Sample Surveys in Poland. *Statistics in Transition new series*, 13(2), 47–64.
- Kordos, J. (2012b). Działalność Komisji Matematycznej GUS w latach 1950–1993. *Wiadomości Statystyczne*, (9), 10–25.
- Kordos, J. (2016). Development of Small Area Estimation in Official Statistics. *Statistics in Transition new series*, 17(1), 105–132.
- Kordos, J. (2017). The Challenges of the Population Census Round of 2020. Outline of the Methods of Quality Assessment of Population Census Data. *Statistics in Transition new series*, 18(1), 115–138.
- Kordos, J. (2018). Prof. Jan Piekalkiewicz – statystyk, ekonomista, polityk. *Wiadomości Statystyczne*, (7), 7–13.
- Kruszka, K. (2012). Polskie Towarzystwo Statystyczne (1912–2012). *Przegląd Statystyczny*, (1), 5–16.
- Neyman, J. (1933). *Zarys teorii i praktyki badania struktury ludności metodą reprezentacyjną*. Warszawa: Instytut Spraw Społecznych.
- Neyman, J. (1934). On the Two Different Aspects of the Representative Method: the Method of Stratified Sampling and the Method of Purposive Selection. *Journal of the Royal Statistical Society*, 97(4), 558–625.
- Neyman, J. (1935). On the Problem of Confidence Intervals. *The Annals of Mathematical Statistics*, 6(3), 111–116.
- Neyman, J. (1938). Contribution to the Theory of Sampling Human Population. *Journal of American Statistical Association*, 33(201), 101–116.
- Niedbalska, G. (2003). Problemy metodologiczne statystyki, nauki, techniki i innowacji (część I). *Nauka i Szkolnictwo Wyższe*, 2(22), 180–195.
- Niedbalska, G. (2008). Statystyka nauki i techniki – nowe idee, projekty, wyzwania. *Nauka i Szkolnictwo Wyższe*, 1(31), 166–181.
- OECD, Eurostat. (2005). *Oslo Manual: guidelines for Collecting and Interpreting Innovation Data*. Paris – Luxembourg: OECD Publishing – Eurostat. Pobrane z: https://www.oecd-ilibrary.org/science-and-technology/oslo-manual_9789264013100-en.
- OECD, Eurostat. (2018). *Oslo Manual 2018: guidelines for Collecting, Reporting and Using Data on Innovation*. Paris – Luxembourg: OECD Publishing – Eurostat. Pobrane z: <https://doi.org/10.1787/9789264304604-en>.
- Panek, T. (red.) (2014). *Statystyka społeczna*. Warszawa: PWE.
- Pawłowski, Z. (1972). *Wstęp do statystycznej metody reprezentacyjnej*. Warszawa: PWN.
- Piekalkiewicz, J. (1928). XVII Sesja Międzynarodowego Instytutu Statystycznego w Kairze. *Kwartalnik Statystyczny*, 880–900.
- Piekalkiewicz, J. (1929). XVIII Sesja Międzynarodowego Instytutu Statystycznego w Warszawie. *Kwartalnik Statystyczny*, 1704–1713.
- Piekalkiewicz, J. (1930). Prace przygotowawcze do międzynarodowego ujednoczenia statystyki wydatków i dochodów państw, krajów i gmin. *Kwartalnik Statystyczny*, 1149–1204.
- Piekalkiewicz, J. (1931). XIX Sesja Międzynarodowego Instytutu Statystycznego w Tokio. *Kwartalnik Statystyczny*, 352–358.

- Piekalkiewicz, J. (1932). Międzynarodowe ujednoczenie statystyki transportowej na drogach wodnych, śródlądowych i morskich. *Kwartalnik Statystyczny*, 41–57.
- Piekalkiewicz, J. (1934). *Sprawozdanie z badań składu ludności robotniczej w Polsce metodą reprezentacyjną*. Warszawa: Instytut Spraw Społecznych.
- Sadowski, W. (1976). *Teoria podejmowania decyzji*. Warszawa: PWE.
- Steczkowski, J. (1988). *Zastosowanie metody reprezentacyjnej w badaniach społeczno-ekonomicznych*. Warszawa: PWN.
- Szreder, M. (2004). *Metody i techniki sondażowych badań opinii*. Warszawa: PWE.
- Szulc, S. (1967). *Metody statystyczne*. Warszawa: PWE.
- Walczak, T. (2018). Kawalec Wincenty (1914–1991). W: M. Krzyśko, W. Adamczewski, J. Berger, E. Gołata, K. Kruszka, B. Łazowska, *Statystycy polscy. Biogramy* (s. 169–175). Warszawa: GUS, PTS.
- Zasępa, R. (1958). Problematyka badań reprezentacyjnych GUS w świetle konsultacji z prof. J. Neymanem, *Wiadomości Statystyczne*, (6), 7–12.
- Zasępa, R. (1962). *Badania statystyczne metodą reprezentacyjną*. Warszawa: PWN.
- Zasępa, R. (1972). *Metoda reprezentacyjna*. Warszawa: PWE.
- Zubrzycki, S. (1966). *Wykłady z rachunku prawdopodobieństwa i statystyki matematycznej*. Warszawa: PWN.

Jan Kordos (dawniej Szkoła Główna Handlowa w Warszawie)

Wydawnictwa GUS. Październik 2019



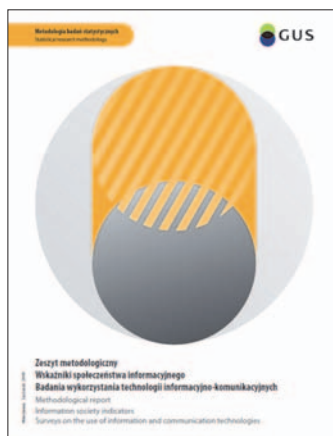
W październikowej ofercie wydawniczej warto zwrócić uwagę na publikację cykliczną **Zarządzanie w organizacjach non-profit w 2017 r.**, a także zeszyty metodologiczne **Wskaźniki społeczeństwa informacyjnego. Badania wykorzystania technologii informacyjno-komunikacyjnych** oraz **Miesięczny meldunek o działalności gospodarczej przedsiębiorstw.**

Zarządzanie organizacjami non-profit w 2017 r. to kolejne wydawnictwo zawierające wyniki badań potencjału społeczno-ekonomicznego tego sektora. Powstało jako odpowiedź na rosnące zainteresowanie problematyką społeczeństwa obywatelskiego.

Dostarcza danych niezbędnych do oceny realizacji polityk publicznych wspierających gospodarkę społeczną oraz kapitał społeczny. Opracowanie dopełnia, a jednocześnie rozszerza wcześniejsze analizy dotyczące sektora non profit, w tym z zakresu zarządzania organizacjami z tego sektora.

Publikacja składa się z sześciu rozdziałów. Cztery pierwsze charakteryzują różne aspekty zarządzania, m.in. planowanie i finansowe aspekty działalności, funkcjonowanie zarządów, zarządzanie personelem, komunikację z otoczeniem zewnętrznym i informowanie o działalności. W piątym przedstawiono syntetyczny wskaźnik profesjonalizacji zarządzania organizacjami non profit, który pozwala na ukazanie potencjału zarządczego organizacji z uwzględnieniem różnorodnych przekrojów. Szósty rozdział poświęcono zagadnieniom niepodejmowanym dotychczas przez statystykę publiczną, a dotyczącym przejawów przedsiębiorczości społecznej wśród organizacji non profit.

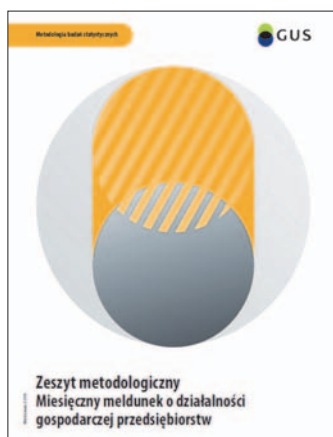
Opracowanie ukazało się w wersji polsko-angielskiej i jest dostępne na stronie internetowej GUS. Wszystkie tablice zamieszczono w formacie MS Excel.



Zeszyt metodologiczny **Wskaźniki społeczeństwa informacyjnego. Badania wykorzystania technologii informacyjno-komunikacyjnych** jest pierwszym opracowaniem poświęconym metodologii badań z tego obszaru. Zawiera informacje o zakresie podmiotowym i przedmiotowym badania, wykorzystywanych narzędziach badawczych, organizacji badania i formach udostępniania wyników.

Zeszyt składa się z trzech rozdziałów. W pierwszym scharakteryzowano badanie wykorzystania technologii informacyjno-komunikacyjnych w gospodarstwach domowych i przez osoby indywidualne, w drugim – w przedsiębiorstwach (m.in. z sektora finansowego), a w ostatnim – w jednostkach administracji publicznej (rządowej i samorządowej).

Opracowanie jest dostępne na stronie Urzędu w polskiej wersji językowej.



Zeszyt metodologiczny **Miesięczny meldunek o działalności gospodarczej przedsiębiorstw** zawiera informacje o badaniu, które jest istotnym elementem krótkookresowych badań działalności przedsiębiorstw. Jest adresowany do osób zainteresowanych problematyką statystyki krótkookresowej oraz wykorzystujących wyniki miesięcznego meldunku o działalności gospodarczej. Dane zbierane w ramach badania są wykorzystywane do opracowywania podstawowych mierników działalności przedsiębiorstw, a także stanowią podstawę do obliczania wskaźników krótkookresowych, odpowiadających wymogom statystyk europejskich.

W zeszycie omówiono m.in. zakres podmiotowy i przedmiotowy badania, stosowane metody badawcze, narzędzia zbierania danych, organizację i zasady realizacji badania oraz formy udostępniania i publikowania wyników. Zawarto w nim także podstawowe informacje z zakresu europejskiej statystyki krótkookresowej.

Opracowanie jest dostępne na stronie Urzędu w polskiej wersji językowej.

W październiku br. ukazały się ponadto:

- *Aktywność ekonomiczna ludności Polski. II kwartał 2019 r.*;
- „Biuletyn statystyczny” nr 9/2019;
- *Ceny robót budowlano-montażowych i obiektów budowlanych (sierpień 2019 r.)*;

- *Koniunktura w przetwórstwie przemysłowym, budownictwie, handlu i usługach 2000–2019 (październik 2019);*
- *Ludność. Stan i struktura w przekroju terytorialnym (stan w dniu 30.06.2019);*
- *Produkcja budowlano-montażowa w 2018 r.;*
- *Produkcja ważniejszych wyrobów przemysłowych we wrześniu 2019 r.;*
- *Rocznik Demograficzny 2019;*
- *Rocznik Handlu Zagranicznego 2019;*
- *Ruch graniczny oraz wydatki cudzoziemców w Polsce i Polaków za granicą w 2018 r.;*
- *Rynek wewnętrzny w 2018 r.;*
- *Sytuacja społeczno-gospodarcza kraju I–III kwartał 2019 r.;*
- *Szkoły wyższe i ich finanse w 2018 r.;*
- *„Wiadomości Statystyczne” nr 10/2019;*
- *Wyniki finansowe podmiotów gospodarczych I–VI 2019;*
- *Zatrudnienie i wynagrodzenia w gospodarce narodowej w pierwszym półroczu 2019 r.*

Wersje elektroniczne wszystkich publikacji GUS są dostępne na stronie <https://stat.gov.pl/publikacje/publikacje-a-z/>.

Justyna Gustyn (Główny Urząd Statystyczny)

Dla autorów For the authors

(for information go to: ws.stat.gov.pl/ForAuthors)

W „Wiadomościach Statystycznych. The Polish Statistician” („WS”) zamieszczone są artykuły o charakterze naukowym poświęcone teorii i praktyce statystycznej, które prezentują wyniki oryginalnych badań teoretycznych lub analitycznych wykorzystujących metody statystyki matematycznej, opisowej bądź ekonometrii. Ukazują się również artykuły przeglądowe, recenzje publikacji naukowych oraz inne opracowania informacyjne. W czasopiśmie publikowane są prace w języku polskim i angielskim.

Od 2007 r. „WS” znajdują się na liście polskich punktowanych czasopism naukowych Ministerstwa Nauki i Szkolnictwa Wyższego. Zgodnie z komunikatem MNiSW z dnia 31 lipca 2019 r. w sprawie wykazu czasopism naukowych i recenzowanych materiałów z konferencji międzynarodowych wraz z przypisaną liczbą punktów „WS” otrzymały 20 punktów.

„Wiadomości Statystyczne. The Polish Statistician” są udostępniane w następujących bazach indeksacyjnych i repozytoriach: POL-index, CEJSH, BazEkon oraz AGRO.

Za publikację artykułów na łamach „WS” autorzy nie otrzymują honorariów ani nie wnoszą opłat.

ZGŁASZANIE ARTYKUŁÓW

Prace należy przysyłać drogą elektroniczną na adres: redakcja.ws@stat.gov.pl.

Artykuł powinien być utrzymany w formie bezosobowej i zawierać streszczenie, słowa kluczowe oraz kod/kody JEL. Tytuł, streszczenie i słowa kluczowe powinny być podane w języku polskim i angielskim. Jeżeli w pracy występują tablice, wykresy lub mapy, powinny być umieszczone w treści artykułu. W osobnym pliku należy podać dane do wykresów. **Prosimy o niestosowanie stylów i ograniczenie formatowania do wymogów redakcyjnych.** Więcej informacji – w podrozdziale *Wymogi redakcyjne* i następujących podrozdziałach.

Razem z artykułem należy przesłać skan oświadczenia (do pobrania ze strony internetowej czasopisma) o oryginalności pracy i niezłożeniu jej w innym wydawnictwie, zawierającego zgodę na przeniesienie autorskich praw majątkowych, numer ORCID oraz dane kontaktowe autora i afiliację zgłaszanego artykułu wraz ze wskazaniem proponowanego działu czasopisma. Oryginał oświadczenia należy wysłać na adres: Redakcja „Wiadomości Statystycznych. The Polish Statistician”, Główny Urząd Statystyczny, al. Niepodległości 208, 00-925 Warszawa.

Załączenie skanu oświadczenia jest warunkiem poddania pracy ocenie wstępnej i skierowania do recenzji.

PRZEBIEG PRAC REDAKCYJNYCH

Redakcja rozpoczyna postępowanie kwalifikujące artykuł do opublikowania po przedłożeniu przez autora oświadczenia o przeniesieniu praw majątkowych do artykułu.

Zgłoszony artykuł jest oceniany i opracowywany zgodnie ze schematem:

1. **Ocena wstępna**, dokonywana przez redakcję. Polega na weryfikacji naukowego charakteru artykułu oraz jego struktury i zawartości pod kątem wymogów redakcyjnych, a także zgodności tematyki z profilem czasopisma. Autor uzupełnia i poprawia artykuł stosownie do uwag redakcji, a w przypadku nieuwzględnienia danej uwagi uzasadnia swoje stanowisko. **Razem z poprawionym artykułem autor przesyła w osobnym pliku zanonimizowaną wersję artykułu, która jest kierowana do recenzji.** Anonimizacja polega na utajeniu nazwiska autora (także we właściwościach pliku), usunięciu podziękowań i informacji o źródłach finansowania, a także innych informacji wskazujących na afiliację lub umożliwiających zidentyfikowanie autora.
2. **Ocena recenzentów**, dokonywana przez specjalistów w danej dziedzinie. Artykuł oceniają dwaj recenzenci spoza jednostki naukowej, do której afiliowana jest zgłoszona praca; w przypadku artykułu w języku angielskim co najmniej jeden recenzent jest afiliowany przy jednostce zagranicznej. W razie sprzecznych opinii dwóch recenzentów powoływany jest trzeci recenzent. Recenzenci kierują się kryteriami oryginalności i jakości opracowania zarówno w odniesieniu do treści, jak i formy.

Autorzy artykułów, które otrzymały pozytywne oceny, wprowadzają poprawki zalecane przez recenzentów i dostarczają redakcji zmodyfikowaną wersję pracy. Jeśli pojawi się różnica zdań dotycząca zasadności proponowanych zmian, autorzy są zobligowani do uzasadnienia swojego stanowiska.

3. **Ocena dopuszczająca do publikacji**, dokonywana przez Kolegium Redakcyjne (KR) na podstawie recenzji, z uwzględnieniem opinii redaktorów tematycznego i merytorycznego. Polega m.in. na weryfikacji dokonania przez autora zmian w artykule stosownie do uwag recenzentów. Kolegium Redakcyjne ocenia artykuł pod względem poprawności i spójności merytorycznej oraz zaleca autorowi wprowadzenie poprawek, jeśli są one konieczne, aby praca spełniała wymogi czasopisma. W przypadku podjęcia decyzji o niepublikowaniu artykułu autorowi przysługuje prawo do odwołania. W tym celu powinien on skontaktować się z redakcją „WS” i przedstawić uzasadnienie. Ostateczna decyzja w tej sprawie należy do redaktora naczelnego.

W „WS” publikowane są wyłącznie te artykuły, które otrzymają pozytywną ocenę na każdym z wymienionych etapów i zostaną poprawione przez autora zgodnie z otrzymanymi uwagami. W przypadku nieuwzględnienia danej uwagi autor jest zobligowany do uzasadnienia swojego stanowiska.

4. **Opracowanie redakcyjne, autoryzacja i korekta.** Artykuł zakwalifikowany do druku jest poddawany opracowaniu merytorycznemu i językowemu. Re-

Redakcja zastrzega sobie prawo do zmiany tytułu i śródtytułów, modyfikowania tablic, wykresów i innych elementów graficznych oraz przeredagowania treści bez naruszenia zasadniczej myśli autora.

Po opracowaniu redakcyjnym artykuł jest przesyłany do autoryzacji. Tekst zatwierdzony przez autora, po składzie i łamaniu, jest poddawany korekcie i rewizji (II korekcie). Autor dokonuje korekty autorskiej tekstu na etapie rewizji. Wykresy i inne materiały graficzne są opracowywane na podstawie danych przekazanych przez autora i poddawane korekcie i rewizji. Autor dokonuje ich akceptacji na etapie rewizji.

W przypadku odkrycia błędów w opublikowanym artykule zamieszcza się na łamach „WS” sprostowanie, a artykuł w wersji elektronicznej jest poprawiany i umieszczany na stronie internetowej „WS” ze stosownym wyjaśnieniem.

ZASADY ETYKI PUBLIKACYJNEJ COPE

Redakcja „WS” dokłada wszelkich starań, aby utrzymać najwyższe standardy etyczne, zgodnie z wytycznymi Komitetu ds. Etyki Publikacyjnej (COPE), dostępnymi na stronie internetowej www.publicationethics.org, oraz wykorzystuje wszystkie możliwe środki mające na celu zapobieżenie nadużyciom i nierzetelności autorskiej. Przyjęte zasady postępowania obowiązują autorów, redakcję, recenzentów i wydawcę.

Odpowiedzialność autorów

1. Artykuły naukowe kierowane do opublikowania w „WS” powinny zawierać precyzyjny opis badanych zjawisk i stosowanych metod oraz autorskie wnioski i sugestie dotyczące rozwoju badań i analiz statystycznych. Autorzy powinni wyraźnie określić cel artykułu oraz jasno przedstawić wyniki przeprowadzonej analizy. Prezentacja efektów badań statystycznych zaprojektowanych i przeprowadzonych przez autorów wymaga opisanie zastosowanej w nich metodologii. W przypadku nowatorskich metod analizy pożądane jest podanie przykładu ilustrującego ich zastosowanie w praktyce statystycznej. 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 za pośrednictwem redakcji.
2. Na autorach spoczywa obowiązek zapewnienia pełnej oryginalności przedłożonych prac. Redakcja nie toleruje przejawów nierzetelności naukowej autorów, takich jak:
 - duplikowanie publikacji – ponowne publikowanie własnego utworu lub jego części;
 - plagiat – przywłaszczenie cudzego utworu lub jego fragmentu bez podania informacji o źródle;
 - fabrykowanie danych – oparcie pracy naukowej na nieprawdziwych wynikach badań;

- autorstwo widmo (*ghost authorship*) – nieujawnianie współautorów, mimo że wnieśli oni istotny wkład w powstanie artykułu;
 - autorstwo gościnne (*guest authorship*) – podawanie jako współautorów osób o znikomym udziale lub niebiorących udziału w opracowaniu artykułu;
 - autorstwo grzecznościowe (*gift authorship*) – podawanie jako współautorów osób, których wkład jest oparty jedynie na słabym powiązaniu z badaniem.
- Autorzy deklarują w stosownym oświadczeniu, że zgłaszany artykuł nie narusza praw autorskich osób trzecich, nie był dotychczas publikowany i nie został złożony w innym wydawnictwie oraz że jest ich oryginalnym dziełem, i określają swój wkład w opracowanie artykułu. Jeżeli doszło do zaprezentowania podobnych materiałów podczas konferencji lub sympozjum naukowego, to podczas składania tekstu do publikacji w „WS” autorzy są zobowiązani poinformować o tym redakcję.
3. Autorzy są zobowiązani do podania w treści artykułu wszelkich źródeł finansowania badań będących podstawą publikacji.
 4. Główną odpowiedzialność za rzetelność przekazanych informacji, łącznie z informacją na temat wkładu poszczególnych współautorów w powstanie artykułu, ponosi zgłaszający artykuł.
 5. Autorzy zgłaszający artykuły do publikacji w „WS” biorą udział w procesie recenzji double-blind peer review, dokonywanej przez co najmniej dwóch niezależnych ekspertów z danej dziedziny. Po otrzymaniu pozytywnych recenzji autorzy wprowadzają zalecane przez recenzentów poprawki i dostarczają redakcji zaktualizowaną wersję opracowania wraz z poświadczeniem na piśmie uwzględnienia poprawek. Jeśli pojawi się różnica zdań co do zasadności proponowanych zmian, należy wyjaśnić, które poprawki zostały uwzględnione, a w przypadku ich nieuwzględnienia – uzasadnić swoje stanowisko.
 6. Jeżeli autorzy odkryją w swoim maszynopisie lub tekście już opublikowanym błędy, nieścisłości bądź niewłaściwe dane, powinni o tym niezwłocznie poinformować redakcję w celu dokonania korekty, wycofania tekstu lub zamieszczenia odpowiedniego sprostowania. W przypadku korekty artykułu już opublikowanego jego nowa wersja jest zamieszczana na stronie internetowej „WS” wraz ze stosownym wyjaśnieniem.

Odpowiedzialność redakcji

1. Redakcja „WS” odpowiada za zorganizowanie i sprawny przebieg procesu wydawniczego, na który składają się: wstępna ocena zgłoszonego maszynopisu, ocena recenzentów (w przypadku artykułów naukowych), ocena KR, redakcja językowa, redakcja techniczna, skład i łamanie oraz korekta.
2. Redakcja ustala zasady obowiązujące w procesie wydawniczym, informuje jego uczestników o konieczności ich przestrzegania i egzekwuje je na każdym z jego etapów oraz dba o stałą aktualizację informacji na temat przyjętych zasad na stronie internetowej i na łamach czasopisma.
3. Redakcja nie może pozostawać w jakimkolwiek konflikcie interesów w odniesieniu do przyjmowanych artykułów. Przez konflikt interesów należy rozumieć

- sytuację, w której wszelkie interesy lub związki (służbowe, finansowe lub inne) mogą mieć wpływ na obiektywną ocenę zgłoszonego maszynopisu lub decyzję o jego publikacji.
4. W celu przeciwdziałania nierzetelności naukowej redakcja wymaga od autorów złożenia oświadczenia, w którym deklarują oni, że zgłaszany artykuł nie narusza praw autorskich osób trzecich, nie był dotychczas publikowany i że jest ich oryginalnym dziełem, oraz określają swój wkład w opracowanie artykułu.
 5. Podczas oceny wstępnej zgłoszony maszynopis jest weryfikowany przez redaktorów pod względem zgodności z celem i zakresem tematycznym czasopisma oraz spełniania wymogów redakcyjnych „WS”, a także ewentualnych przejawów nierzetelności naukowej i możliwości wystąpienia konfliktu interesów.
 6. Po ocenie wstępnej opracowania mające charakter naukowy przekazywane są do recenzji specjalistom z poszczególnych dziedzin. Redakcja jest odpowiedzialna za ustalenie spójnych kryteriów oceny artykułu oraz wymaga od recenzentów podpisania oświadczenia o przestrzeganiu zasad etyki recenzowania COPE (<https://publicationethics.org/resources/guidelines-new/cope-ethical-guidelines-peer-reviewers>) i niewystępowaniu konfliktu interesów. Informacje dotyczące maszynopisu mogą być przekazywane przez redakcję wyłącznie autorom, recenzentom, wydawcy lub innym doradcom redakcyjnym.
 7. W przypadku podejrzenia nadużyć redakcja postępuje zgodnie z procedurami COPE.
 8. Redakcja zapewnia, że zmiany dokonane w tekście na etapie prac redakcyjnych nie naruszają zasadniczej myśli autorów.
 9. Kolegium Redakcyjne, podejmując decyzję o publikacji artykułu, kieruje się wyłącznie wynikiem dyskusji dotyczącej zgłoszonego artykułu, w której uwzględniane są oceny recenzentów oraz opinie redaktorów tematycznych i merytorycznych. Rezultat ten zależy od merytorycznej oceny wartości artykułu, jego oryginalności i jasności przekazu, a także od ścisłego związku z celem i zakresem tematycznym miesięcznika.
 10. W przypadku podjęcia decyzji o niepublikowaniu przesłanego materiału redakcja nie może go w żaden sposób wykorzystać bez pisemnej zgody autora.

Odpowiedzialność recenzentów

1. Recenzenci przyjmują artykuł do recenzji tylko wtedy, gdy uznają, że:
 - posiadają odpowiednią wiedzę w określonej dziedzinie, aby rzetelnie ocenić pracę;
 - nie istnieje konflikt interesów w odniesieniu do autorów, przedstawionych w artykule badań i instytucji je finansujących, co potwierdzają w oświadczeniu;
 - mogą wywiązać się z terminu ustalonego przez redakcję, aby nie opóźnić publikacji.

2. Recenzenci są zobligowani do zachowania obiektywności i poufności oraz powstrzymania się od osobistej krytyki. Zawsze powinni uzasadnić swoją ocenę, przedstawiając stosowną argumentację.
3. W uzasadnionych przypadkach recenzenci powinni wskazać ważne dla wyników badań opublikowane prace, które w ich ocenie powinny zostać przywołane w ocenianym artykule.
4. W razie stwierdzenia wysokiego poziomu zbieżności treści recenzowanej pracy z innymi opublikowanymi materiałami lub podejrzenia innych przejawów nierzetelności naukowej recenzenci są zobowiązani poinformować o tym redakcję.
5. Po ukończeniu recenzji przechowywanie przesłanych przez redakcję materiałów (w jakiegokolwiek formie) oraz posługiwanie się nimi przez recenzentów jest niedozwolone.

Odpowiedzialność wydawcy

1. Materiały opublikowane w „WS” są chronione prawem autorskim.
2. Wydawca udostępnia pełną treść wszystkich artykułów w Internecie na zasadach otwartego dostępu, tj. bezpłatnie i bez technicznych ograniczeń. Użytkownicy mogą czytać, pobierać, kopiować, drukować i wykorzystywać do innych celów artykuły zamieszczone online, zgodnie z właściwymi przepisami o dozwolonym użytku, pod warunkiem wskazania źródła pochodzenia artykułu. Inne sposoby wykorzystania treści artykułów „WS” wymagają zgody wydawcy.
3. Wydawca deklaruje gotowość do opublikowania poprawek, wyjaśnień oraz przepras.

WYMOGI REDAKCYJNE

Zgodnie z wymogami czasopisma omawiany w artykule problem badawczy powinien być jednoznacznie zdefiniowany oraz istotny dla oceny zjawisk społecznych lub gospodarczych. Artykuł powinien zawierać wyraźnie określony cel badań, precyzyjny opis badanych zjawisk i stosowanych metod, uzyskane wyniki przeprowadzonej analizy oraz autorskie wnioski.

Zachęcamy do przygotowania pracy z wykorzystaniem szablonu artykułu „WS” do pobrania ze strony: <https://ws.stat.gov.pl/ForAuthors>.

Struktura i zawartość artykułu

Wymagane elementy artykułu:

1. Tytuł, autor.
2. Streszczenie (objętość do 1200 znaków ze spacjami, forma bezosobowa).
W przypadku artykułu opisującego badanie empiryczne powinno zawierać: cel badania, przedmiot, okres i metodę badania, źródła danych, najważniejsze wnioski z badania. W przypadku artykułów o innym charakterze należy podać co najmniej cel artykułu, przedmiot i najważniejsze wnioski.

Streszczenie to podstawowe źródło informacji o artykule, warunkujące też decyzję czytelnika o zapoznaniu się z całą pracą. Dlatego powinno być przygotowane ze szczególną starannością i dbałością o umieszczenie w nim wszystkich wymaganych elementów.

3. Słowa kluczowe – najistotniejsze użyte w pracy pojęcia lub wyrażenia (nie mniej niż trzy). Słowa kluczowe powinny być zawarte w streszczeniu i/lub tytule.
4. Tłumaczenie tytułu, streszczenia i słów kluczowych (na język angielski w przypadku artykułu napisanego w języku polskim, a na język polski w przypadku artykułu napisanego w języku angielskim).
5. Kod/kody z klasyfikacji Journal of Economic Literature (JEL).
6. W przypadku artykułu opisującego badanie empiryczne wymagane są następujące części:
 - wprowadzenie, zawierające: cel badania, uzasadnienie podjętego problemu badawczego i odniesienie do literatury przedmiotu, chyba że przegląd literatury stanowi odrębną część artykułu;
 - metoda badania, zawierająca: przedmiot i okres badania, źródła danych i zastosowane metody badawcze;
 - wyniki badania;
 - podsumowanie: powinno być zwięzłe i odzwierciedlać istotę problemu badawczego przedstawionego w artykule bez podawania danych liczbowych; wnioski powinny odnosić się do treści artykułu, a w szczególności do celu badań.
7. Bibliografia, zawierająca pełny wykaz prac i materiałów przywołanych w artykule, przygotowana zgodnie z wymogami czasopisma.

Przygotowanie artykułu

1. Tekst należy zapisać alfabetem łacińskim. Nazwy własne, tytuły itp. oryginalnie zapisane innym alfabetem powinny być poddane transliteracji.
2. Nie należy stosować stylów; formatowanie należy ograniczyć do wymogów redakcyjnych.
3. Objętość artykułu łącznie ze streszczeniem, słowami kluczowymi, bibliografią, tablicami, wykresami i innymi materiałami graficznymi nie powinna być mniejsza niż 10 stron ani przekraczać 20 stron maszynopisu.
4. Edytor tekstu: Microsoft Word, format *.doc lub *.docx.
5. Czcionka – Arial, krój prosty:
 - tytuł – 14 pkt, wyśrodkowanie;
 - autor – 12 pkt, wyrównanie do lewej;
 - śródtytuł I stopnia – 14 pkt, wersaliki, wyśrodkowanie;
 - śródtytuł II stopnia – 12 pkt, bold, wyśrodkowanie;
 - tekst główny – 12 pkt, wyjustowanie;
 - streszczenie, słowa kluczowe i kod JEL – 10 pkt, wyjustowanie;
 - przypisy – 10 pkt, wyjustowanie;
 - bibliografia – 10 pkt, wyjustowanie.
6. Marginesy – 2,5 cm z każdej strony.
7. Interlinia – 1,5 wiersza; tablice i przypisy – 1 wiersz; przed tytułami rozdziałów i podrozdziałów oraz po nich – pusty wiersz.

8. Wcięcie akapitowe – 0,4 cm; bibliografia – bez wcięcia, wysunięcie 0,4 cm.
9. Przy wyliczeniach należy posłużyć się listą punktowaną z punktoremami w postaci kropek (wysunięcie 0,4 cm, wcięcie 0 cm); wiersze (oprócz ostatniego) zakończone średnikiem.
10. Strony ponumerowane automatycznie.
11. Tablice i elementy graficzne (wykresy, mapy, schematy) muszą być przywołane w tekście.
12. Wykresy, mapy i schematy powinny być zamieszczone w tekście głównym. Dane, na podstawie których opracowano wykresy, powinny być przekazane osobno w pliku programu Excel (lub innym edytowalnym w pakiecie Microsoft Office), ewentualnie wykresy powinny dawać możliwość odczytania z nich danych.
13. Tablice muszą być edytowalne. Nie należy stosować rastrów, cieniowania, pogrubiania czy też podwójnych linii itp.
14. Wskazówki dotyczące opracowywania map znajdują się w publikacji *Mapy statystyczne. Opracowanie i prezentacja danych*, dostępnej na stronie internetowej GUS: <https://stat.gov.pl/statystyka-regionalna/publikacje-regionalne/podreczniki-atlasy/podreczniki/mapy-statystyczne-opracowanie-i-prezentacja-danych,1,1.html>.
15. Pod tablicami, wykresami, schematami i innymi elementami graficznymi należy podać źródło opracowania.
16. Oznaczenia literowe należy zapisywać następująco: liczby i inne wielkości niezłożone – małe lub duże litery, kursywa, bez pogrubienia (np. a , A , $y(x)$, a_i); wektory – małe litery, kursywa, pogrubione (np. \mathbf{a} , \mathbf{w} , $\mathbf{y}(x)$, \mathbf{w}_i); macierze – duże litery, proste, pogrubione (np. \mathbf{A} , \mathbf{M} , $\mathbf{Y}(x)$, \mathbf{M}_i).
17. Objaśnienia znaków umownych w tablicach: (–) – zjawisko nie wystąpiło; zero (0) – zjawisko istniało w wielkości mniejszej od 0,5, (0,0) – zjawisko istniało w wielkości mniejszej od 0,05; znak x – wypełnienie pozycji jest niemożliwe lub niecelowe; „w tym” – oznacza, że nie podaje się wszystkich składników sumy.
18. Stosowane są skróty: tablica – tabl., wykres – wykr.
19. Przypisy rzeczowe, słownikowe lub informacyjne należy umieszczać na dole strony. Przypisy bibliograficzne, zgodnie ze standardem APA (American Psychological Association), należy podawać w tekście głównym.
20. Bibliografię należy przygotować zgodnie ze standardem APA.

Zasady przywoływania publikacji w treści artykułu

1. 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, że... (Iksiński, 2001).
2. 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 łą-

- czyć spójnikiem „i”, nawet w przypadku przywoływania publikacji obcojęzycznej. Przykład zapisu: Jak sugerują Iksiński i Nowak (1999)... Badania wskazują, że... (Iksiński i Nowak, 1999).
3. 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 należy zastosować określenie „i współpracownicy” (w przypadku umieszczenia przywołania nazwisk w strukturze zdania) lub „i in.” (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, że... Kolejne przywołania: Badania Nowaka i współpracowników (2003)... Badania te wskazują, że (Nowak i in., 2003)...
 4. Sześciu i więcej autorów: należy wymienić tylko nazwisko pierwszego autora, zarówno gdy praca przywoływana jest po raz pierwszy, jak i w późniejszych przywołaniach, natomiast pozostałych autorów należy zastąpić określeniem „i współpracownicy” (w przypadku umieszczenia przywołania nazwisk w strukturze zdania) lub „i in.” (gdy nazwiska nie stanowią części struktury zdania). W literaturze załącznikowej należy umieścić nazwiska wszystkich autorów pracy. Przykład zapisu: Nowakowski i współpracownicy (1997) twierdzą, że... Pierwsze badania na ten temat (Nowakowski i in., 1997) sugerują...
 5. Przywoływanie jednocześnie kilku prac: należy wymienić je alfabetycznie według nazwiska pierwszego autora. Przywołania kolejnych prac muszą być oddzielone średnikiem. Lata wydania prac tego samego autora/autorów muszą być oddzielone przecinkiem. Przykład zapisu: Iksiński (2001); Nowak i Iksiński (1999, 2005); (Iksiński, 1997, 1999, 2004a, 2004b; Nowak i Iksiński, 1999).
 6. Przywoływanie pracy za innym autorem: stosuje się w tekście, natomiast w bibliografii należy umieścić jedynie pracę czytaną. Przykład zapisu: Jak wykazał Nowakowski (1990; za: Zieniecka, 2007)... Badania sugerują, że... (Nowakowski, 1990; za: Zieniecka, 2007).
 7. Bibliografia powinna być zamieszczona 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 uporządkować prace alfabetycznie według tytułu i wstawić litery a, b, c itd. po roku publikacji.

Przykłady opisu bibliograficznego

1. 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., Nazwisko 2, X. Y., Nazwisko 3, Z. (rok). Tytuł artykułu. *Tytuł czasopisma, rocznik(zeszyt)*, strona początku–strona końca.

2. 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., Nazwisko 2, X. Y., Nazwisko 3, Z. (rok). Tytuł artykułu. *Tytuł czasopisma, rocznik*, strona początku–strona końca. Jeśli artykuł ma numer DOI (Digital Object Identifier), należy podać go na końcu opisu bibliograficznego: Nazwisko, X., Nazwisko 2, X. Y. (rok). Tytuł artykułu. *Tytuł czasopisma, rocznik*, strona początku–strona końca. DOI: xxxxx.
3. Książka: Nazwisko, X., Nazwisko 2, X. Y. (rok). *Tytuł książki*. Miejsce wydania: Wydawnictwo.
4. Książka napisana pod redakcją: Nazwisko, X. (red.). (rok). *Tytuł książki*. Miejsce wydania: Wydawnictwo.
5. Rozdział w pracy zbiorowej: Nazwisko, X. (rok). Tytuł rozdziału. W: Y. Nazwisko, B. Nazwisko 2 (red.), *Tytuł książki* (s. strona początku–strona końca). Miejsce wydania: Wydawnictwo.
6. Jeśli dany tekst znajduje się na stronie internetowej i nie jest artykułem w czasopiśmie, książką ani rozdziałem w książce, należy podać autora, datę publikacji (jeśli jest znana), tytuł, a następnie zamieścić informacje o stronie, z której został pobrany, oraz – jeśli są to materiały informacyjne – datę dostępu. Tekst: Nazwisko, X. (rok). *Tytuł tekstu*. Pobrane z: adres strony internetowej (dostęp: 21.03.2019).

Artykuł przygotowany w sposób niezgodny z powyższymi wskazówkami będzie odesłany z prośbą o dostosowanie jego formy do wymagań redakcji.

Zakres tematyczny działów **Thematic scope of sections** (for information go to: ws.stat.gov.pl/AimScope)

STUDIA METODOLOGICZNE

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

STATYSTYKA W PRAKTYCE

Dział ten zawiera artykuły poświęcone nowatorskim zastosowaniom w praktyce znanych narzędzi i modeli statystycznych oraz analizie i ocenie statystycznej zjawisk społeczno-ekonomicznych i innych; zamieszczane tu prace opierają się w szczególności na danych pochodzących z zasobów statystyki publicznej. Zastosowania w praktyce obejmują również wykorzystanie narzędzi informatycznych do uzyskiwania i przetwarzania informacji statystycznych, naliczania danych wynikowych, ich prezentacji i rozpowszechniania. Może to też dotyczyć opracowań stosujących nowoczesne techniki programistyczne pozwalające na efektywną komunikację z systemami informacyjnymi oraz ułatwiające wykorzystanie danych wynikowych. Publikowane są także artykuły sygnalizujące problemy związane z projektowaniem badań statystycznych, uzyskiwaniem, integracją i przetwarzaniem danych oraz generowaniem wynikowych informacji statystycznych i kontrolą ich ujawniania wraz z propozycjami efektywnych rozwiązań w tym zakresie.

STUDIA INTERDYSCYPLINARNE. WYZWANIA BADAWCZE

To blok tematyczny zawierający artykuły wskazujące i podejmujące wyzwania badawcze, które są szczególnie istotne ze względu na rosnące potrzeby współczesnych użytkowników danych statystycznych i wymagają zaangażowania znacznych nakładów pracy, środków oraz rozwiązań z różnych dziedzin nauki i techniki. W dziale tym publikowane są również opracowania dotyczące: wykorzystania technologii informacyjnych i komunikacyjnych (ICT), gospodarki opartej na wiedzy, problematyki innowacyjności, przepływu informacji we współczesnym społeczeństwie oraz przetwarzania i analizy zagadnień związanych z data science i big data, a zatem problematyki bardzo często powiązanej z działaniami interdyscyplinarnymi.

EDUKACJA STATYSTYCZNA

W tym dziale zamieszczane są artykuły dotyczące metod i efektów nauczania statystyki oraz popularyzacji myślenia statystycznego. Odnosi się to zwłaszcza do problemów związanych z kształceniem w zakresie umiejętności stosowania statystyki na wszystkich poziomach edukacji, a także do wykorzystywania nowoczesnych koncepcji i metod dydaktycznych oraz pomocy naukowych w nauczaniu statystyki. Uwaga skoncentrowana jest na rozumieniu prawdopodobieństwa i statystyki, badaniach z zakresu nauczania statystyki, postaw i zachowań społecznych w odniesieniu do tej dziedziny wiedzy, jak również na rozumieniu informacji statystycznych. Ponadto ukazywane są problemy związane z prezentacją danych statystycznych oraz ich interpretacją w powszechnym obiegu informacyjnym, np. w środkach społecznego przekazu.

Z DZIEJÓW STATYSTYKI

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

INFORMACJE. RECENZJE. Dyskusje

Jedyny dział zawierający teksty nierecenzowane i niemające charakteru artykułów naukowych. Obejmuje informacje o najważniejszych wydarzeniach dotyczących statystyki polskiej i międzynarodowej, a także sprawozdania z konferencji naukowych, recenzje książek i opracowań z zakresu statystyki i jej zastosowań, rekomendacje nowych, istotnych i ciekawych pozycji wydawniczych z tego obszaru wiedzy, jak również odpowiedzi autorów na recenzje oraz polemiki, dyskusje i sprostowania dotyczące artykułów zamieszczonych na łamach czasopisma.