

Cena zł 12,00
(VAT 5%)

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

WIADOMOŚCI STATYSTYCZNE

GŁÓWNY
URZĄD
STATYSTYCZNY

POLSKIE
TOWARZYSTWO
STATYSTYCZNE

MIESIĘCZNIK
ROK LXIII
WARSZAWA
CZERWIEC 2018

Nr **6** (685)

100^{lat}  GUS



WIADOMOŚCI STATYSTYCZNE

GŁÓWNY
URZĄD
STATYSTYCZNY

POLSKIE
TOWARZYSTWO
STATYSTYCZNE

MIESIĘCZNIK
ROK LXIII
WARSZAWA
CZERWIEC 2018

Nr **6** (685)

KOLEGIUM REDAKCYJNE

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

Sekretarz: Alina Świdarska

RADA NAUKOWA

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

Sekretarz: Justyna Gustyn

REDAKCJA

al. Niepodległości 208, 00-925 Warszawa, gmach GUS, pok. 347, tel. 22 608 32 25
<http://stat.gov.pl/czasopisma/wiadomosci-statystyczne>

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

Wersja internetowa jest wersją pierwotną czasopisma



Zakład Wydawnictw
Statystycznych

ZAKŁAD WYDAWNICTW STATYSTYCZNYCH

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

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

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

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

Indeks 381306

Prenumerata realizowana przez RUCH S.A.

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

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

Koszt połączenia według taryfy operatora.

SPIS TREŚCI

STUDIA METODOLOGICZNE

<i>Joanna Sulik</i> — Dylematy aplikacyjne wskaźnika rzeczywistego rozwoju dla Polski	5
---	----------

STATYSTYKA W PRAKTYCE

<i>Beata Bieszk-Stolorz</i> — Ocena wpływu płci na formę wyjścia z bezrobocia	23
<i>Dorota Miłek</i> — Zróżnicowanie rozwoju społeczno-gospodarczego powiatów województwa świętokrzyskiego	39
<i>Marlena Piekut</i> — Zróżnicowanie wydatków na ubezpieczenia w gospodarstwach domowych	57

EDUKACJA STATYSTYCZNA

<i>Grażyna Trzpiot</i> — Działania edukacyjne i inicjatywy Federacji Europejskich Krajowych Towarzystw Statystycznych	73
---	-----------

Z DZIEJÓW STATYSTYKI

<i>Czesław Domański</i> — Działalność instytucji statystycznych w Łodzi w latach międzywojennych	80
--	-----------

INFORMACJE. PRZEGLĄDY. RECENZJE

Zwycięzcy IX Wielkopolskiego Konkursu „Statystyka mnie dotyka” (oprac. <i>Jacek Kowalewski, Arleta Olbrot-Brzezińska</i>)	89
Wydawnictwa GUS — maj 2018 r. (oprac. <i>Justyna Gustyn</i>)	91
Do Autorów	94

CONTENTS

METHODOLOGICAL STUDIES

<i>Joanna Sulik</i> — Application dilemmas of the Genuine Progress Indicator for Poland	5
---	----------

STATISTICS IN PRACTICE

<i>Beata Bieszk-Stolorz</i> — Assessment of the gender impact on the form of exit from unemployment	23
<i>Dorota Miłek</i> — Diversification of the level of socio-economic development of powiats in Świętokrzyskie voivodship	39
<i>Marlena Piekut</i> — Differentiation in expenditure on insurance in households	57

STATISTICAL EDUCATION

<i>Grażyna Trzpiot</i> — Activities and initiatives of the Federation of European National Statistical Societies	73
--	-----------

FROM THE HISTORY OF STATISTICS

<i>Czesław Domański</i> — Activity of statistical institutions in Łódź in the interwar period	80
---	-----------

INFORMATION. REVIEWS. COMMENTS

Winners of the 9 th Wielkopolska Competition "Statistics touches me" (by <i>Jacek Kowalewski, Arleta Olbrot-Brzezińska</i>)	89
Publications of Statistics Poland — May 2018 (by <i>Justyna Gustyn</i>)	91
To the Authors	94

STUDIA METODOLOGICZNE

Joanna SULIK

Dylematy aplikacyjne wskaźnika rzeczywistego rozwoju dla Polski

Streszczenie. *Celem artykułu jest przedstawienie wskaźnika rzeczywistego rozwoju GPI (Genuine Progress Indicator) jako narzędzia pomiaru dobrobytu, uwzględniającego zasady zrównoważonego rozwoju. GPI należy do grupy syntetycznych wskaźników trwałego i zrównoważonego rozwoju wyrażonych w jednostkach monetarnych. Zastosowanie miary pieniężnej pozwala na odniesienie go do rachunków narodowych i PKB. W artykule omówiono koncepcję wskaźnika i jego strukturę, zgodnie z metodologią opracowaną w latach 2013—2016 (GPI 2.0). Pokazano, w jaki sposób oblicza się jego komponenty w badaniach amerykańskich. Opis ten uzupełniono uwagami dotyczącymi możliwości obliczania i wykorzystywania GPI 2.0 w warunkach polskich.*

Słowa kluczowe: zrównoważony rozwój, syntetyczne wskaźniki zrównoważonego rozwoju, wskaźniki dobrobytu, GPI, wskaźnik trwałego dobrobytu ekonomicznego.

JEL: Q01, E01, D60

Sposób definiowania postępu przez społeczeństwo określa, jak postrzega ono siebie w odniesieniu do przeszłości, teraźniejszości i przyszłości oraz dostarcza wytycznych co do pożądanego stanu przyszłego (Itay, 2009). Już w starożytności wierzono, że przebywanie przez ludzkość drogi z przeszłości poprzez teraźniejszość w przyszłość ma kierunek, jednak dopiero w XVIII w. za jej cel uznano sam postępek. Miało to istotne znaczenie dla rozwoju nowoczesnego społeczeństwa. Filozof i ekonomista Adam Smith przedstawił swoje poglądy na temat sposobu i kierunku rozwoju społeczeństwa w dziele pt. *Badania nad naturą i przy-*

czynami bogactwa narodów, wydanym w 1776 r. Według niego w rozwoju gospodarczym występują cztery etapy: polowanie, wypasanie, rolnictwo i społeczeństwo handlowe. W pracach Smitha pojawiło się pojęcie dobrobytu w kontekście warunków życia ludności korzystającej z produktów wytworzonych dzięki pracy (Smith, 1954, s. 4). W 1795 r. Nicolas de Condorcet w *Szkicu obrazu postępu ducha ludzkiego poprzez dzieje* opisał teorię dotyczącą powiązania postępu społeczeństwa i polepszania warunków życia z rozwojem technologii, nauki i przemysłu.

Dobrobyt kraju utożsamiano ze wzrostem zasobów i przychodów, czyli zwiększaniem się produktu narodowego, oraz wzrostem gospodarczym. Do rozwoju teorii dobrobytu w dużym stopniu przyczynił się Arthur Pigou (1932), który wyznaczył maksimum dobrobytu w gospodarce, wykorzystując teorię mikroekonomiczną dotyczącą efektywności w sensie Pareto (przedstawił za pomocą modelu sytuację w gospodarce, w której nie można polepszyć jednego podmiotu, nie pogarszając sytuacji innego).

W latach 80. XX w. zaczęto dostrzegać, że wzrost gospodarczy może istotnie osłabić inne aspekty rozwoju. Rozwinął się nurt ekonomii ekologicznej, w którym sformułowano tzw. hipotezę progową, zakładającą, że kiedy systemy makroekonomiczne wykraczają poza pewne granice, dodatkowy koszt wzrostu przewyższa dodatkowe korzyści. Rozwój gospodarczy i inne aspekty rozwoju społeczeństwa niekoniecznie są komplementarne. W rzeczywistości wysokie tempo wzrostu gospodarczego często osiąga się kosztem innych aspektów życia i w wielu wypadkach dążenie do wzrostu gospodarczego generuje bezpośrednie koszty społeczne i środowiskowe (Itay, 2009). W ramach ekonomii ekologicznej skoncentrowano się zatem na próbie opisu i pomiaru dobrobytu zamiast wzrostu gospodarczego.

W literaturze angielskojęzycznej funkcjonują dwa określenia dobrobytu: *well-being*, oznaczające dobrostan w odniesieniu do osobistego życia jednostki oraz *economic welfare*, używane w odniesieniu do wkładu gospodarki narodowej w ogólny dobrostan społeczeństwa. Badacze posługują się pojęciami dobrobytu ekonomicznego i dobrobytu społecznego. Dobrobyt ekonomiczny oznacza użyteczność dochodu jako podstawy dobrobytu społecznego, czyli stanu zaspokojenia potrzeb ludności, głównie bytowych, związanych ze zdrowiem, wykształceniem, czasem wolnym, miejscem zamieszkania oraz miejscem pracy. Tworzenie dobrobytu jest możliwe dzięki odpowiedniemu wykorzystywaniu zasobów kapitału (finansowego, ludzkiego, naturalnego, materialnego i społecznego¹). Szerzej

¹ Kapitał finansowy — zasoby pieniężne, które mogą być wykorzystane jako lokaty produkcyjne lub finansowe w zamian za określony dochód (Dach, 2001), kapitał ludzki — wiedza, umiejętności, zdolności i inne przymioty jednostki ludzkiej, które umożliwiają wytwarzanie dobrobytu osobistego, społecznego i ekonomicznego; kapitał naturalny — aktywa w postaci zasobów naturalnych, które dostarczają dóbr i usług środowiskowych dla działalności gospodarczej; kapitał społeczny — relacje społeczne wraz ze wspólnymi normami, wartościami i przekonaniami, które ułatwiają współpracę w ramach określonej grupy lub pomiędzy grupami (OECD, 2001, s. 18).

dobrobyt ekonomiczny jest definiowany jako stan zaspokojenia materialnych i duchowych potrzeb jednostki i społeczeństwa, a jednocześnie jako czynnik wyzwalający poczucie samorealizacji, umożliwiający osiągnięcie szczęścia i kształtujący postawy etyczne jednostek wobec otaczającej je rzeczywistości (Markiewicz, 2014, s. 10). Według Ewy Aksman (2010, s. 140) o dobrobycie społecznym decydują: PKB lub PKB *per capita*, poziom całkowitej konsumpcji, tempo wzrostu gospodarczego, wydajność, postęp technologiczny, poziom edukacji społeczeństwa, stan ubezpieczenia społecznego, wskaźniki zdrowotne populacji, stopień sprawności administracji i bezpieczeństwa publicznego, stan środowiska naturalnego oraz stopień rozwoju społeczeństwa informacyjnego. Przy definiowaniu dobrobytu bierze się więc pod uwagę zarówno agregatowe kategorie makroekonomiczne, jak i subiektywne opinie jednostek składające się na zachowania społeczne i wybory polityczne.

Ustalenie wszystkich wymiarów dobrobytu i obiektywne ich zmierzenie jest niezmiernie trudne. W ekonomii można wskazać dwa nurty rozważań na ten temat. Pierwszy bazuje na systemie rachunków narodowych i jego ustandaryzowanej strukturze. Najważniejszym (i zarazem standardowym), powszechnie stosowanym miernikiem, wyprowadzonym z przyjętej przez wszystkie kraje gospodarki rynkowej konwencji przedstawiania rachunków narodowych, jest PKB. Często niepoprawnie interpretuje się go jako miernik dobrobytu. W ostatnim czasie intensywnie poszukuje się innych mierników, które uwzględniałyby jakość wytwarzanych dóbr (może się ona różnić między krajami), wartość dóbr nieoferowanych na rynku oraz koszty efektów zewnętrznych powstałych w procesie produkcji (Stiglitz, Sen i Fitoussi, 2009).

Drugi nurt związany jest z ekonomią ekologiczną oraz ideą trwałego i zrównoważonego rozwoju (*sustainable development*)². W koncepcji tej zmierza się do przedefiniowania głównych celów rozwoju społeczno-gospodarczego, a tym samym do wypracowania nowych mierników, adekwatnych w sytuacji, gdy w powszechnym odczuciu wzrost gospodarki oraz wzrost liczby i rodzaju konsumowanych dóbr nie oznacza podnoszenia poziomu i jakości życia, a tym samym również wzrostu dobrobytu (Śleszyński, 2000).

Podejście do rozwoju i koncepcji postępu w ekonomii ekologicznej jest odmienne niż w tradycyjnej, neoklasycznej ekonomii. Ich porównanie zawiera zestawienie 1.

Pomimo wątpliwości definicyjnych i metodologicznych PKB jest wykorzystywany w systemach statystycznych jako miernik wzrostu gospodarczego. Ciągłe natomiast brakuje narzędzia pomiaru dobrobytu zgodnego z koncepcją trwałego i zrównoważonego rozwoju, które byłoby powszechnie stosowane. W ostatnich latach opracowano wiele różnych mierników dobrobytu oraz trwałego i zrównoważonego rozwoju, jednak żaden nie zyskał dostatecznej aprobaty. ONZ do

² Należy go rozumieć jako rozwój, który umożliwia długoterminowe trwanie postępu w zakresie gospodarki bez uszczuplania walorów środowiska przyrodniczego oraz walorów społecznych danego środowiska.

pomiaru trwałego i zrównoważonego rozwoju opracowała ok. 230 wskaźników monitorujących Agendę 2030, ale mimo silnego umocowania politycznego bardzo duża ich część nie została zaakceptowana przez państwa członkowskie, głównie z powodu problemów metodologicznych.

ZESTAWIENIE 1. EKONOMIA NEOKLASYCZNA A EKOLOGICZNA

Elementy systemu	Neoklasyczna	Ekologiczna
Definicja dobrobytu	wzrost konsumpcji dóbr i usług zasada „więcej znaczy lepiej” (Frank, 1994)	wzrost jakości życia zaspokajanie potrzeb człowieka trwale i pożądane gospodarowanie
Podstawowe założenia systemu	nielimitowane zasoby i nieograniczona substytucyjność pomiędzy kapitałami (ludzkim, naturalnym, materialnym i społecznym)	surowce i źródła energii są wyczerpywane (odnawialne i nieodnawialne); niektóre surowce i źródła energii mogą być substytuowane przez inne, np. odnawialne substytucyjność pomiędzy kapitałami (ludzkim, naturalnym, materialnym i społecznym) jest ograniczona
Cele	efektywna alokacja zasobów sprawiedliwa dystrybucja zasobów	rozwój gospodarki do poziomu zapewniającego jej trwałość sprawiedliwa dystrybucja zasobów wewnątrz i pomiędzy pokoleniami efektywna alokacja zasobów, aby mogły się odtwarzać
Miernik	PKB	GPI ^a

a Wskaźnik rzeczywistego postępu (Genuine Progress Indicator).

Źródło: Posner (2010).

Naukowcy i politycy podkreślają potrzebę skonstruowania i wdrożenia wskaźnika, który mógłby odgrywać podobną rolę jak PKB. Zagregowaną ocenę dobrobytu (opis złożonej, wielowymiarowej sytuacji gospodarczej kraju, regionu czy miasta) opartego na koncepcji trwałego i zrównoważonego rozwoju próbuje się uzyskać za pomocą wskaźników syntetycznych (jednej liczby) (Śleszyński, 2013). Ze względu na to, że wskaźniki syntetyczne składają się z wielu wskaźników cząstkowych, mogłyby służyć również do monitorowania celów trwałego i zrównoważonego rozwoju wypracowanych w ramach Agendy 2030 (tzw. SGs).

Wskaźniki syntetyczne można podzielić na trzy grupy:

- wskaźniki przedstawiane w wartościach pieniężnych;
- w jednostkach fizycznych;
- w jednostkach zestandaryzowanych (wyniki rankingów lub punkty), stosowane najczęściej.

Wskaźniki z pierwszej grupy zazwyczaj odnoszą się do kategorii dobrobytu ekonomicznego, a z grup drugiej i trzeciej w większości mają mierzyć wpływ człowieka na środowisko (Śleszyński, 2012). Do pierwszej grupy należą wskaźnik trwałego dobrobytu ekonomicznego ISEW (Index of Sustainable Economic

Welfare) oraz GPI. Celem artykułu jest przedstawienie koncepcji i struktury GPI, czyli wskaźnika rzeczywistego rozwoju, w wersji 2.0, zgodnie z metodologią opracowaną w latach 2013—2016. Opis wskaźnika jest uzupełniony o komentarz dotyczący możliwości obliczania i wykorzystywania GPI w warunkach polskich.

PODSTAWY TEORETYCZNE GPI I PRÓBY SZACOWANIA

Pierwszym miernikiem mającym bezpośredni związek z kategorią dobrobytu ekonomicznego, a jednocześnie uwzględniającym paradygmat zachowania i trwałego gospodarowania zasobami naturalnymi był ISEW, opracowany przez amerykańskich ekonomistów Hermana Daly’ego i Johna Cobba Jr. (1989). Do wartości konsumpcji indywidualnej dodali oni wartości: usługi nieopłacanej pracy w gospodarstwie domowym, usługi związane z użytkowaniem dóbr konsumpcyjnych trwałego użytkowania, usługi związane z użytkowaniem dróg i autostrad, konsumpcję związaną z edukacją i służbą zdrowia, wzrost kapitału netto i bilans inwestycji zagranicznych w kraju. Odjęli natomiast: wydatki związane z zachowaniem dotychczasowego stanu dobrobytu (np. ze zdrowiem i edukacją, dojazdami, urbanizacją, wypadkami drogowymi i zanieczyszczeniami środowiska), a także wydatki na konsumpcyjne dobra trwałego użytkowania, koszty związane z ubytkiem zasobów naturalnych, ubytkiem terenów bagiennych i obszarów rolnych, a także straty wynikające z długookresowych zmian w środowisku (efekt cieplarniany i zanikanie warstwy ozonowej).

ISEW spotkał się z szerokim zainteresowaniem i został obliczony dla kilkadziesiąt krajów, których gospodarki funkcjonują w różnych systemach ekonomicznych i które są położone w różnych regionach geograficznych. Okazało się jednak, że mimo — wydawałoby się — jasnego opisu i uzasadnienia wyboru kategorii powiększających lub pomniejszających wartość wskaźnika, przeprowadzenie obliczeń jest skomplikowane i wymaga stosowania wielu uproszczeń. Trudności wynikały głównie z braku odpowiednich danych. W 2003 r. podjęto próbę uzupełnienia ISEW o dodatkowe kategorie związane z dobrobytem, dzięki czemu powstał nowy wskaźnik — GPI (Lawn, 2003; Talberth J. i Weisdorf M., 2017). W zestawieniu 2 wymieniono składniki ISEW i GPI.

ZESTAWIENIE 2. PORÓWNANIE ISEW I GPI

Wskaźniki	Składniki
	Dodawane
ISEW	konsumpcja indywidualna (ważona) wartość pracy w gospodarstwach domowych usługi: związane z użytkowaniem dóbr konsumpcyjnych trwałego użytkowania związane z użytkowaniem ulic i autostrad publiczne wydatki na służbę zdrowia i oświatę

ZESTAWIENIE 2. PORÓWNANIE ISEW I GPI (dok.)

Wskaźniki	Składniki
	Dodawane (dok.)
GPI	konsumpcja indywidualna (ważona) wartość: pracy w gospodarstwach domowych i opieki nad dziećmi wyższego wykształcenia pracy wolontariuszy usług związanych z użytkowaniem dóbr trwałego użytko- wania usług związanych z użytkowaniem dróg i autostrad
ISEW	Odejmowane
	wydatki na dobra konsumpcyjne trwałego użytkowania prywatne wydatki ochronne na edukację i zdrowie wydatki na kampanie reklamowe straty: komunikacyjne urbanizacyjne z powodu wypadków samochodowych z powodu zanieczyszczenia wód z powodu zanieczyszczenia powietrza z powodu hałasu utrata: mokradeł terenów rolniczych wyczerpywanie się zasobów naturalnych długookresowe szkody środowiskowe
GPI	koszty: wynikające z przestępczości spowodowane utratą czasu wolnego niepełnego zatrudnienia zakupu konsumpcyjnych dóbr trwałego użytkowania dojazdu do pracy indywidualnych wydatków na usuwanie zanieczyszczeń wynikające z wypadków drogowych spowodowane zanieczyszczeniem wód spowodowane zanieczyszczeniem atmosfery wynikające z występowania hałasu spowodowane utratą terenów bagiennych spowodowane utratą terenów rolniczych spowodowane utratą lasów pierwotnych spowodowane zużywaniem zasobów nieodnawialnych spowodowane emisją dwutlenku węgla spowodowane kurczeniem się warstwy ozonowej spowodowane nierównością w rozkładzie dochodów
	Dodawane lub odejmowane
ISEW, GPI	zmiana: kapitału netto pozycji międzynarodowej

Źródło: opracowanie własne na podstawie Prochowicz i Śleszyński (2006).

Wzrost zainteresowania wskaźnikami syntetycznymi wiąże się z podejmowaniem w krajach rozwiniętych na całym świecie inicjatyw mających na celu opracowanie innego niż PKB narzędzia pomiaru postępu. Najważniejszy impuls do ich rozwoju dały konferencja „Beyond GDP”, która odbyła się w Parlamencie Europejskim w listopadzie 2007 r., a następnie opublikowanie raportu Stiglitz-

-Sen-Fitoussi we wrześniu 2009 r. Organizacje międzynarodowe także nakreśliły programy monitorowania postępu społecznego, takie jak inicjatywa podjęta na Forum OECD ds. Statystyki, Wiedzy i Polityki oraz opracowanie wskaźnika lepszego życia Better Life Index.

Teoretyczne podstawy GPI zostały opisane przez twórców ISEW Daly'ego i Cobba (1989), a później przez twórcę GPI Phila Lawna (2003). Jednakże ostateczne oszacowanie składników, wskaźników i mierników stosowanych w badaniach GPI mało rygorystycznie opierało się na podstawach teoretycznych; często dostosowywano je do możliwości pozyskania danych. Część naukowców uznała to za poważne niedociągnięcie, skutkujące bardzo dużymi rozbieżnościami metodologicznymi (Bagstad i in., 2014) i arbitralnością oszacowań wskaźnika (np. Neumayer, 2000). W celu zaaprobowania GPI jako powszechnego narzędzia komplementarnego wobec PKB zarówno przez środowisko naukowe, jak i decydentów, konieczne stało się wypracowanie jednolitej podstawy do prowadzenia badań i uniwersalnych zasad szacowania GPI.

Stworzenie takich zasad powierzono grupie dyskusyjnej online powołanej przez Center for Sustainable Economy (Centrum na rzecz Trwałej Gospodarki) w końcu 2013 r. Zaangażowano w ten sposób badaczy i praktyków zajmujących się wskaźnikiem GPI oraz partnerów z agencji państwowych na całym świecie (w przedsięwzięciu uczestniczyło ponad 50 osób). Dyskutowano kwestie teoretyczne i metodyczne. Omówiono wiele szczegółowych problemów dotyczących definicji GPI, jego struktury, uwzględniania efektów zewnętrznych, kapitału ludzkiego, adaptacji lokalnych, korekty nierówności, metod szacowania każdego komponentu oraz źródeł danych. W ten sposób opracowano poprawioną wersję wskaźnika — GPI 2.0.

Rozpoczęto od zredagowania oficjalnej definicji GPI, uwzględniającej budowę tego wskaźnika i dobór miar, oraz wskazującej, do czego ma służyć. Wcześniej bowiem, z powodu braku takiej definicji, określano go jako:

- wskaźnik trwałego dobrobytu ekonomicznego, najbardziej zbliżony do maksymalnego trwałego dochodu zdefiniowanego przez Johna Hicksa;
- empiryczny dobrobyt społeczny, oparty na koncepcji dochodu psychicznego netto według koncepcji Irvinga Fishera;
- zbiór wskaźników dostarczających użytecznych informacji na temat aktualnego dobrobytu i trwałości, które nie znalazły odzwierciedlenia w krajowych rachunkach dochodów i produktów (Hanley, Moffatt, Fainchney i Wilson, 1999). Uznano, że precyzyjna definicja jest konieczna do standaryzacji wskaźnika. Najpierw określono jego ramy. Przyjęto, że:
 - GPI dotyczy finalnej konsumpcji towarów i usług zarówno rynkowych, jak i nierynkowych dla danej społeczności określonej geograficznie;
 - odnosi się do bieżącego dobrobytu gospodarczego zależnego od tej konsumpcji;
 - konieczne jest restrykcyjne podejście do korzyści i kosztów włączonych do rachunków GPI, aby brać pod uwagę tylko te, które mają przyczynowy związek z działalnością gospodarczą;

- wycena pieniężna musi być dokonywana za pomocą metod wzajemnej weryfikacji i spójnych reguł oraz wykorzystywać najbardziej wiarygodne dostępne dane.

Tak zakreśliwszy zakres pojęciowy, GPI 2.0 zdefiniowano jako wyrażoną w jednostkach pieniężnych miarę dobrobytu danej populacji w danym roku, uwzględniającą uzyskiwane korzyści tej populacji i ponoszone przez nią koszty związane z podejmowaniem inwestycji, w zakresie produkcji i handlu oraz konsumpcji dóbr i usług.

Definicja ta czytelnie wskazuje cele, do jakich można wykorzystywać GPI. Może on służyć jako wskaźnik wyników ekonomicznych w przeliczeniu na mieszkańca, porównywalny dla miast, regionów i krajów. Dzięki temu, że opiera się na konsumpcji towarów i usług rynkowych oraz nierynkowych, powinien zapewniać porównywalność gospodarek o różnej wielkości, zróżnicowanym położeniu, funkcjonujących w odmiennych systemach polityczno-ekonomicznych. Pozwala na stworzenie profilu dobrobytu dla danej gospodarki, np. poprzez opisanie względnego udziału nieodpłatnej pracy domowej, wydatków zachowawczych oraz konsumpcji towarów i usług nierynkowych. Umożliwia także śledzenie, w jaki sposób udział każdego składnika zmienia się w czasie.

GPI ma coraz większe znaczenie w analizach politycznych, które mogą być wykorzystane zarówno w backcastingu, jak i prognozowaniu wzrostu dobrobytu przy użyciu (lub bez) określonych interwencji politycznych, takich jak porozumienia handlowe czy działania dotyczące klimatu lub planów zagospodarowania przestrzennego (Bagstad i Shammin, 2012, s. 335—337). Być może dzięki GPI można będzie przewidywać sytuację, w której szkodliwe skutki wzrostu gospodarczego przewyższają rzeczywiste korzyści płynące z postępu.

Ze względu na to, że GPI został opracowany w celu monitorowania dobrobytu, zaproponowano, aby odnosił się do koncepcji funkcji użyteczności i funkcji dobrobytu społecznego Benthama. Standardowy zapis opiera się na użyteczności z konsumpcji:

$$W_t = \frac{1}{N} \sum_i^N U_i(C_i) \quad (1)$$

gdzie W_t — dobrobyt na 1 mieszkańca w danej określonej geograficznie populacji w danym roku t . Jest on sumą indywidualnych dla N jednostek użyteczności U_i , będących pochodnymi konsumpcji C_i dóbr i usług w populacji. Dla zwiększenia czytelności pominięto subskrypt t po prawej stronie równania.

Do rachunków GPI włączono więc ujemną użyteczność, wynikającą z niesprzyjających uwarunkowań społecznych, ekonomicznych i środowiskowych (np. bezdomność). Dodatkowo do formalnego zapisu funkcji użyteczności dobrobytu dodano użyteczność dla innych społeczności i przyszłych pokoleń. Uwzględniono także komponent odzwierciedlający ujemną użyteczność związaną z niepożądanymi warunkami i trendami w działalności gospodarczej, powo-

dującymi straty w dobrobycie. Podobnie ujęto straty innych społeczności i odpowiednio zdyskontowane straty przyszłych pokoleń.

Ważnym elementem szacowania GPI jest rozdzielenie użyteczności będącej pochodną konsumpcji dóbr i usług rynkowych od użyteczności związanej z dobrami i usługami nierynkowymi wytworzonymi przez usługi z zasobów kapitału. Ta druga została włączona jako oddzielny komponent, oznaczony symbolem $U_i(\hat{s}(k))$, który dotyczy kapitału zarówno finansowego, ludzkiego, naturalnego oraz materialnego, jak i społecznego.

Ostatecznie zaproponowano następującą formułę:

$$GPI\ 2.0 = \frac{1}{N} \sum_{i=0}^N [U_i((HBE_i - DEFR_i - HI_i) \cdot INQ + PP_i)] + \quad (2)$$

$$+ U_i(\hat{s}(KH_i + KS_i + KB_i + KN_i)) - dU_i(DKN_i + POL_i + SC_i + RU_i)]$$

gdzie:

- N — liczebność populacji,
- HBE — wydatki z budżetów gospodarstw domowych na dobra konsumpcyjne (*household budget expenditure*),
- $DEFR$ — wydatki gospodarstw domowych mające charakter zachowawczy i możliwe do uniknięcia (*defensive and rehabilitative expenditures*),
- HI — wydatki inwestycyjne gospodarstw domowych (*household investment expenditures*),
- INQ — korekta nierówności dochodowej (*inequality adjustment*),
- PP — dobra i usługi publiczne (*public provision of goods and services by governments*),
- KH — usługi kapitału ludzkiego (*human capital*),
- KS — usługi kapitału społecznego (*social capital*),
- KB — usługi kapitału materialnego (*built capital*),
- KN — usługi kapitału naturalnego (*natural capital*),
- DKN — uszczuplenie kapitału naturalnego (*depletion of natural capital*),
- POL — koszty spowodowane zanieczyszczeniami (*pollution*),
- SC — społeczne koszty aktywności gospodarczej (*social cost*),
- RU — koszty ryzyka i niepewności (*cost of risk and uncertainty*).

GPI 2.0 składa się z trzech głównych komponentów:

- użyteczności związanej z konsumpcją dóbr i usług rynkowych: $U((HBE + - DEFR - HI) \cdot INQ + PP)$;
- użyteczności będącej pochodną usług kapitału podstawowego: $U(\hat{s}(KH + + KS + KB + KN))$;
- użyteczności ujemnej związanej z niepożądanymi warunkami, trendami oraz kosztami zewnętrznymi: $-dU(DKN + POL + SC + RU)$,

które tworzy 13 wskaźników ogólnych, 67 wskaźników cząstkowych oraz 400 indywidualnych informacji ilościowych. Wprowadzono kilka ważnych modyfikacji składowych GPI, którymi posługiwano się we wcześniejszych badaniach (przedstawionych w zestawieniu 2). Zaproponowano:

- stosowanie danych o wydatkach gospodarstw domowych alternatywnych do danych pochodzących z rachunków narodowych, ponieważ są bardziej szczegółowe, dostępne dla kraju oraz miast. W badaniach prowadzonych w Stanach Zjednoczonych wykorzystywano dane komercyjne. Nie dla każdej gospodarki jednak jest to możliwe do zastosowania ani nie stanowi dobrego rozwiązania. W warunkach polskich — jak się wydaje — najbardziej wiarygodne i zapewniające ciągłość są dane ze statystyki publicznej;
- poszerzenie listy wydatków zachowawczych (takich, które mają utrzymać dobrobyt na danym poziomie — wskaźniki *DEFR*) o ubezpieczenie, jak sugerował to Lawn (w: Kubiszewski i in., 2013);
- poszerzenie listy inwestycji gospodarstw domowych (*HI*), tak aby obejmowały nie tylko dobra trwałe, lecz także inwestycje w przyszłe korzyści: remonty, usprawnienia domowe, wydatki na świadczenia emerytalne czy wyższe wykształcenie;
- stosowanie korekty nierówności dochodowej (*INQ*) do wydatków netto na dobra i usługi finalne;
- rezygnację z posługiwania się miarą odejścia wskaźnika Giniego w stosunku do roku bazowego na rzecz wyznaczania korekty dochodowej (*Adj*), gdzie $Adj = m \cdot \log(x/m) + m$ (gdzie *m* — mediana dochodu, *x* — dochód gospodarstw domowych), opierając się na własności malejącej użyteczności krzywej dochodu. Korekta związana z nierównością dochodu była jedną z bardziej problematycznych pozycji rachunków GPI, gdyż traktowanie zróżnicowania dochodowego jako zjawiska zasadniczo negatywnego, a więc zmniejszającego wartość GPI, wydawało się wątpliwe. Duże i szybko zwiększające się różnice dochodowe są zjawiskiem pogarszającym dobrobyt społeczności, ale przy porównywaniu wskaźników dwóch krajów o podobnej sytuacji, gdy mniejszy GPI wynika jedynie z większego zróżnicowania dochodowego, nie wydaje się uzasadnione. Zróżnicowanie dochodowe w ramach gospodarki rynkowej stanowi istotny i silny bodziec dla przedsiębiorczości i konkurencji (Śleszyński, 2013);
- powiększenie wskaźnika o wydatki publiczne na dobra i usługi dostarczane przez rząd, samorządy oraz organizacje non profit (*PP*);
- usunięcie dwóch wielkości korygujących, które tradycyjnie pojawiały się we wcześniejszych oszacowaniach ISEW i GPI: zmiany w kapitale netto i zmianę pozycji międzynarodowej, ponieważ uznano, że nie mają one znaczenia dla obecnego dobrobytu i są istotne raczej dla oceny zmian w zasobach kapitałowych;
- zdefiniowanie wartości usług kapitału ludzkiego jako zasobów wiedzy i umiejętności istniejących w danej populacji, uzewnętrzniających się jako forma gotowości do zapłaty za przywilej życia w bardziej wyedukowanej populacji,

o większych umiejętnościach technicznych, i wspólnotach bardziej zróżnicowanych kulturalnie. Uznano, że wykształcenie nie jest jedynie prywatną korzyścią umożliwiającą otrzymywanie wyższego wynagrodzenia lub wzrost produktywności;

- włączenie — jako oddzielnego wskaźnika — kosztów rozpadu rodziny;
- rezygnację z uwzględniania kosztów zaniku warstwy ozonowej, gdyż nie dopatrzono się potwierdzenia ich wpływu na dobrobyt badanych populacji;
- doliczenie do kosztów wynikających z zanieczyszczeń (*POL*) koszty związane z koniecznością zagospodarowywania odpadów stałych;
- dodanie kosztów bezdomności do kosztów społecznych.

Zaproponowane składowe GPI przedstawia zestawienie 3.

ZESTAWIENIE 3. STRUKTURA GPI 2.0

Wskaźniki ogólne	Wskaźniki cząstkowe
Użyteczność związana z konsumpcją dóbr i usług rynkowych (<i>HBE</i> – <i>DEFR</i> – <i>HI</i>) · <i>INQ</i> + <i>PP</i>	
<i>HBE</i>	—
<i>DEFR</i>	wydatki: gospodarstw domowych na technologię zmniejszania zanieczyszczeń gospodarstw domowych na ochronę gospodarstw domowych na opiekę medyczną gospodarstw domowych na usługi prawne koszt: zmarnowanej żywności zmarnowanej energii wydatki na ubezpieczenie 25% wydatków na alkohol, tytoń i loterie 25% wydatków na alimenty
<i>HI</i>	wydatki na wyposażenie domu inwestycje w udogodnienia domowe (np. instalacja paneli słonecznych na dachu) wydatki na remonty i utrzymanie domu wydatki na wykształcenie wyższe i zawodowe oszczędności, inwestycje, wydatki na przyszłe świadczenia emerytalne datki charytatywne
<i>INQ</i>	—
<i>PP</i>	—
Użyteczność będąca pochodną usług z kapitału podstawowego $\hat{s}(KH + KS + KB + KN)$	
<i>KH</i>	—
<i>KS</i>	wartość: pracy wolontariuszy nieodpłatnych prac domowych pracy w zakresie opieki nad dziećmi czasu wolnego w dni robocze korzyści z bezpłatnego dostępu do Internetu
<i>KB</i>	usługi: związane z użytkowaniem dóbr trwałego użytkowania związane z użytkowaniem autostrad i infrastruktury wodnej
<i>KN</i>	—

ZESTAWIENIE 3. STRUKTURA GPI 2.0 (dok.)

Wskaźniki ogólne	Wskaźniki cząstkowe
Użyteczność ujemna związana z niepożądanymi warunkami, trendami oraz kosztami zewnętrznymi <i>DKN + POL + SC + RU</i>	
<i>DKN</i>	zubożenie: nieodnawialnych zasobów energetycznych zasobów wód podziemnych zasobów gleb
<i>POL</i>	koszty: emisji zanieczyszczeń do powietrza emisji gazów cieplarnianych wynikające z występowania hałasu spowodowane zanieczyszczeniem wód przetwarzania odpadów stałych
<i>SC</i>	koszty: wynikające z przestępczości rozpadu rodziny spowodowane utratą wolnego czasu wynikające z niepełnego zatrudnienia dojazdu do pracy wynikające z wypadków drogowych
<i>RU</i>	—

Źródło: opracowanie własne na podstawie Talberth i Weisdorf (2017).

MOŻLIWOŚĆ OBLICZENIA GPI DLA POLSKI

W latach 2000—2006 prowadzono badania, w których oszacowano ISEW dla Polski za lata 1990—2003 (Śleszyński, 2000; Prochowicz i Śleszyński, 2006). Zdobyte wówczas doświadczenie jest bardzo ważne dla oszacowań GPI. W przypadku wielu wskaźników cząstkowych określono źródła danych, najczęściej ze statystyki publicznej. W niektórych kategoriach jednak, w związku z modyfikacjami GPI 2.0, konieczne stało się wykonanie oszacowań zgodnie z nowymi zasadami. W związku z członkostwem Polski w Unii Europejskiej (UE) wprowadza się nowe badania, które będzie można wykorzystać np. w Europejskim badaniu warunków życia ludności (EU-SILC). Coraz szerszy zakres ma obowiązkowa sprawozdawczość na rzecz Komisji Europejskiej (KE), m.in. wdrożono trzy moduły tzw. rachunków środowiskowych³. Dane uzyskane dzięki temu mogą posłużyć do obliczenia GPI.

Nadal trudno jest pozyskać dane do oszacowania komponentu dotyczącego użyteczności ujemnej związanej z niepożądanymi warunkami, trendami oraz

³ System zintegrowanych rachunków ekonomicznych środowiska (The System of Integrated Environmental Economic Accounts — SEEA), opracowany wspólnie przez ONZ, KE, Międzynarodowy Fundusz Walutowy, Organizację Współpracy Gospodarczej i Rozwoju oraz Bank Światowy, jest systemem rachunków satelitarnych w stosunku do systemu rachunków narodowych. Obecnie państwa członkowskie UE zobowiązane są do sprawozdawczości w zakresie trzech modułów: rachunków emisji do powietrza, podatków związanych ze środowiskiem oraz rachunku przepływów materialnych.

kosztami zewnętrznymi. W dotychczas przeprowadzonych rachunkach GPI 2.0 szacowanie składników tego komponentu obejmowało dwa etapy:

- gromadzenie danych dotyczących niepożądanych warunków, np. zanieczyszczeń;
- mnożenie wskaźników przez średnie jednostkowe wartości pieniężne.

O ile dane gromadzone w pierwszym etapie są w większości przypadków dostępne w zasobach statystyki publicznej, o tyle ciągle brakuje przeliczników monetarnych. Zastosowanie miar pieniężnych przyjętych do oszacowań w innych krajach, nawet w UE, nie jest możliwe, ze względu na ogromne zróżnicowanie stawek. Przykładowo, niekorzystne oddziaływanie emisji gazów cieplarnianych na klimat, zdrowie ludzi, straty materialne i produkcję rolniczą przyjmowane są w przedziale od 14 do 280 euro na tonę wyemitowanego gazu (Zieschank i Diefenbacher, 2012).

Do szacowania GPI przydatne mogą być wyniki badania budżetów gospodarstw domowych, które bardzo szczegółowo ujmują poszczególne wydatki (niestety, wielu zmiennych szczegółowych nie udostępnia się publicznie). Drugim ważnym badaniem, które według autorki powinno zostać wykorzystane, jest badanie budżetu czasu ludności. Na jego podstawie opracowano metodę wyceny pracy własnej gospodarstw domowych i wolontariatu (Błaszczak-Przybycińska, 2008), bazującą na stawkach rynkowych wykonywanej pracy, nie była ona jednak wykorzystywana do szacowania ISEW dla Polski. We wcześniejszych opracowaniach posługiwano się metodą kosztów utraconych możliwości (która na ogół zawyżała ten komponent). Pewną trudnością w stosowaniu metody zaproponowanej przez Błaszczak-Przybycińską (2008) jest mała częstotliwość badania budżetu czasu ludności (wykonuje się je raz na 10 lat). Dla pozostałych lat konieczne jest wykonywanie oszacowań, np. na podstawie wskaźników wzrostu wynagrodzeń.

Najtrudniejsza (nie tylko w przypadku Polski) jest wycena usług dostarczanych przez ekosystemy. Mimo że w ostatnim czasie powstaje wiele prac dotyczących wartościowania konkretnych ekosystemów, to jednak brakuje uniwersalnego narzędzia, konieczne jest więc posługiwanie się pojedynczymi badaniami.

W zestawieniu 4 podano sposób obliczania wskaźników w badaniach GPI 2.0 prowadzonych w Stanach Zjednoczonych oraz możliwe źródła dla ewentualnych badań w Polsce.

Z zestawienia 4 wynika, że w przypadku wielu wskaźników cząstkowych nie zaproponowano jeszcze metody obliczania, a w pozostałej grupie oszacowanie danych wymaga dalszej pracy i analiz.

Do tej pory w Polsce podejściu wskaźnikowemu nie poświęcano należytej uwagi. Jedynymi skutecznymi stymulantami są zachęty lub wymagania KE albo organizacji międzynarodowych. Dzięki nim wdraża się wskaźniki przekrojowe, nie podjęto jednak (poza ośrodkami akademickimi) prób obliczania wskaźników syntetycznych.

ZESTAWIENIE 4. WSKAŹNIKI W RACHUNKACH GPI 2.0 — SPOSÓB OBLICZANIA

Wskaźniki ogólne i cząstkowe	Sposób obliczania w amerykańskich badaniach pilotażowych GPI 2.0	Propozycja obliczenia dla Polski
------------------------------	--	----------------------------------

Użyteczność związana z konsumpcją dóbr i usług rynkowych

HBE	768 kategorii dóbr i usług	
DEFR: wydatki gospodarstw domowych na technologię zmniejszania zanieczyszczeń wydatki gospodarstw domowych na ochronę wydatki gospodarstw domowych na opiekę medyczną wydatki gospodarstw domowych na usługi prawne koszt zmarnowanej żywności koszt zmarnowanej energii wydatki na ubezpieczenie 25% wydatków na alkohol, tytoń i loterie 25% wydatków na alimenty	nieopisany	źródłem informacji może być badanie budżetów gospodarstw domowych
HI: wydatki na wyposażenie domu inwestycje w udogodnienia domowe (np. instalacja paneli słonecznych na dachu) wydatki na remonty i utrzymanie domu wydatki na wykształcenie wyższe i zawodowe oszczędności, inwestycje, wydatki na przyszłe świadczenia emerytalne datki charytatywne		
INQ	według wzoru $Adj = m \cdot \log(x/m) + m$	można wyliczyć ze wzoru $Adj = m \cdot \log(x/m) + m$
PP	wydatki publiczne, inne niż ochronne konsumowane przez gospodarstwa domowe	istnieje możliwość wydzielenia danych o wydatkach publicznych w podziale na cele

Użyteczność będąca pochodną usług kapitału podstawowego

KH	liczba absolwentów z tytułem bachelors · 16000 USD + liczba absolwentów szkół zawodowych · 10000 USD + „zielone” zawody · 100000 USD	liczba absolwentów w danym roku jest dostępna; konieczne pozostaje znalezienie adekwatnej miary pieniężnej
KS: wartość pracy wolontariuszy wartość nieodpłatnych prac domowych wartość pracy w zakresie opieki nad dziećmi wartość czasu wolnego w dni robocze	czas · stawka rynkowa za pracę	można wyliczyć na podstawie badania budżetu czasu ludności (metoda zaproponowana przez Błaszak-Przybycińską, 2008) można wyliczyć na podstawie badania budżetu czasu ludności

ZESTAWIENIE 4. WSKAŹNIKI W RACHUNKACH GPI 2.0 — SPOSÓB OBLICZANIA (cd.)

Wskaźniki ogólne i cząstkowe	Sposób obliczania w amerykańskich badaniach pilotażowych GPI 2.0	Propozycja obliczenia dla Polski
Użyteczność będąca pochodną usług kapitału podstawowego (dok.)		
KS: korzyści z bezpłatnego dostępu do Internetu	populacja powyżej 3 lat podłączona do bezpłatnego Internetu 591 USD (kwota oszacowana jako nadwyżka konsumenta)	—
KB: usługi związane z użytkowaniem dóbr trwałego użytkowania	20% wartości trwałych · liczba lat od zakupu	można wyliczyć na podstawie badania budżetów gospodarstw domowych; konieczne pozostaje opracowanie algorytmu
usługi związane z użytkowaniem autostrad i infrastruktury wodnej	7,5% wartości netto (według rachunków narodowych)	—
KN	niekomercyjne usługi ekosystemów objętych ścisłą ochroną	trwają prace w ramach Europejskiego Systemu Statystycznego w zakresie rachunków usług ekosystemów; obecnie kategoria jest problematyczna

Użyteczność ujemna związana z niepożądanymi warunkami, trendami oraz kosztami zewnętrznymi

DKN: zubożenie nieodnawialnych zasobów energetycznych	koszty zastąpienia paliw kopalnych biopaliwami i energią elektryczną z energii słonecznej i wiatru	jako przybliżenie można wykorzystać rynkową wartość zużytych nieodnawialnych zasobów energetycznych dostępną w statystyce publicznej
zubożenie zasobów wód podziemnych	nieopisany	—
zubożenie zasobów gleb	gleby zdegradowane cena hektara gleb uprawnych	dane na temat powierzchni gleb zdegradowanych oraz ceny nabycia gleb uprawnych według klas są dostępne
POL: koszty emisji zanieczyszczeń do powietrza	6 substancji	dane na temat zanieczyszczeń szacowane przez KOBIZE ^a są dostępne; konieczne pozostaje wyznaczenie miernika pieniężnego adekwatnego dla gospodarki polskiej
koszty emisji gazów cieplarnianych	wielkość emisji · 93 USD na tonę węgla	
koszty wynikające z występowania hałasu	liczba milosamochodów · koszt krańcowy	dotychczas wyliczono na podstawie kosztów ochrony przed hałasem (ekranów dźwiękoszczelnych); konieczne jest zastosowanie innej formuły odnoszącej się do rzeczywistych strat ponoszonych przez społeczeństwo

a Krajowy Ośrodek Bilansowania i Zarządzania Emisjami.

ZESTAWIENIE 4. WSKAŹNIKI W RACHUNKACH GPI 2.0 — SPOSÓB OBLICZANIA (dok.)

Wskaźniki ogólne i cząstkowe	Sposób obliczania w amerykańskich badaniach pilotażowych GPI 2.0	Propozycja obliczenia dla Polski
Użyteczność ujemna związana z niepożądanymi warunkami, trendami oraz kosztami zewnętrznymi (dok.)		
POL: koszty spowodowane zanieczyszczeniem wód koszty przetwarzania odpadów stałych	ilość zanieczyszczonych wód · WTP ^b ilość odpadów · 19,26 USD za tonę	dane dotyczące zanieczyszczenia wód można znaleźć na podstawie badań monitoringowych (uśredniona miara dla Polski); brak współczynnika pieniężnego dane (zarówno statystyczne jak i administracyjne) dotyczące ilości wytwarzanych odpadów są dostępne; konieczne pozostaje oszacowanie adekwatnej miary pieniężnej
SC: koszty wynikające z przestępczości koszty rozpadu rodziny koszty spowodowane utratą czasu wolnego koszty wynikające z niepełnego zatrudnienia koszt dojazdu do pracy koszty związane z wypadkami drogowymi	nieopisany	— — można wyliczyć na podstawie badania budżetu czasu ludności — można wyliczyć na podstawie badania budżetów gospodarstw domowych i budżetu czasu ludności można wyliczyć na podstawie danych z zakładów ubezpieczeń
RU		—

^b Willingness to pay — metoda polegająca na uzyskaniu od potencjalnych lub aktualnych użytkowników odpowiedzi na pytanie, ile byliby gotowi zapłacić za określone dobro lub dany poziom usług dostarczanych przez środowisko.

Źródło: jak przy zestawieniu 3.

Podsumowanie

Prace, jakie się prowadzi nad wskaźnikami dobrobytu, wynikają z potrzeby zmierzenia realnego dobrobytu społeczeństwa oraz z rosnącego niezadowolenia z posługiwania się w tym celu wartością PKB, ponieważ nie odzwierciedla ona należycie różnorodnych zjawisk degradacji środowiska, wynikającym m.in. rabunkowej gospodarki zasobami naturalnymi i niszczenia dorobku kulturalnego.

W zamyśle autorów GPI jako miernik uwzględniający — w skali makroekonomicznej — ekonomiczną, przyrodniczą i społeczną sferę trwałego i zrównoważonego rozwoju (*sustainable development*), miał zmniejszyć lukę informacyjną,

której nie wypełniały tradycyjne mierniki. Zaakceptowanie i szerokie przyjęcie GPI wymaga jego udoskonalenia oraz ujednoczenia stosowanych metod wyceny. Wydaje się, że prace nad GPI 2.0 pozwalają przynajmniej częściowo odrzucić zarzuty o brak solidnych podstaw teoretycznych zakorzenionych w ekonomii oraz oparcie wielu oszacowań na zbyt arbitralnych i nie dość mocno udowodnionych empirycznie założeniach. Nadal jednak kilka wskaźników, takich jak np. usługi kapitału naturalnego, wymaga głębszych analiz.

Warte podejmowania są próby szacowania GPI także dla Polski, aby uzyskać narzędzie do oceny trwałości rozwoju gospodarki i dobrobytu społeczeństwa. Przyczyniłoby się to również do popularyzacji tego wskaźnika, którego powszechne stosowanie będzie możliwe tylko po międzynarodowej akceptacji go jako miernika komplementarnego wobec PKB. Jako że do tej pory GPI 2.0 obliczano jedynie w warunkach amerykańskich, wydaje się, że dobrym sposobem na upowszechnienie go w Europie byłoby wykorzystanie do jego szacowania danych dostępnych dzięki obowiązkowej sprawozdawczości prowadzonej przez kraje członkowskie UE dla KE i publikowanych przez Eurostat oraz inne organizacje europejskie, np. Europejską Agencję Środowiska.

mgr Joanna Sulik — doktorantka SGH, GUS

LITERATURA

- Aksman, E. (2010). *Redystrybucja dochodów i jej wpływ na dobrobyt społeczny w Polsce w latach 1995—2007*. Warszawa: Wydawnictwo Uniwersytetu Warszawskiego.
- Bagstad, K. J., Shammin, R. (2012). Can the Genuine Progress Indicator better inform sustainable regional progress? A case study for Northeast Ohio. *Ecological Indicators*, (18), 330—341.
- Bagstad, K. J., Berik, B., Gaddis, E. J. B. (2014). Methodological developments in U.S. state-level Genuine Progress Indicators: Toward GPI 2.0. *Ecological Economics*, (45), 474—485.
- Błaszczak-Przybycińska, I. (2008). Produkcja gospodarstw domowych jako czynnik dochodotwórczy. *Monografie i Opracowania*, (553).
- Dach, Z. (2001). *Podstawy mikroekonomii*. Kraków: Wydawnictwo Naukowe SYNABA.
- Daly, H. E., Cobb, J. B. Jr. (1989). *For the Common Good. Redirecting the Economy toward Community, the Environment and a Sustainable Future*. Boston: Beacon Press.
- Hanley, N., Moffatt, I., Fainchney, R., Wilson, M. (1999). Measuring sustainability: A time, series of alternative indicators for Scotland. *Ecological Economics*, (28), 55—73.
- Itay, A. (2009). Conceptions of progress: How is progress perceived? Mainstream versus alternative conceptions of progress. *Social Indicators Research*, 92, 529—550.
- Kubiszewski, I., Costanza, R., Franco, C., Lawn, P., Talberth, J., Jackson T., Aylmer C. (2013). Beyond GDP: Measuring and achieving global genuine progress. *Ecological Economics*, (93), 57—68.
- Lawn, P. (2003). A theoretical foundation to support the Index of Sustainable Economic Welfare (ISEW), Genuine Progress Indicator (GPI), and other related indexes. *Ecological Economics*, 44 (1), 105—118.

- Markiewicz, M. (2014). Zmiany poziomu dobrobytu wybranych państw w kontekście kryzysu finansowego. W: A. Blajer-Golebiewska, L. Czerwonka (red.), *Mikro- i makroekonomiczne aspekty tworzenia dobrobytu*. Gdańsk: Wydawnictwo Uniwersytetu Gdańskiego.
- Neumayer, E. (2000). On the methodology of ISEW, GPI and related measures: some constructive suggestions and some doubt on the 'threshold' hypothesis. *Ecological Economics*, 34 (3), 347—361.
- OECD. (2001). *The Well-being of Nations, The Role of Human and Social Capital*. OECD Publishing.
- Pigou, A. (1932). *The Economics of Welfare* (4th ed.). London: Macmillan.
- Posner, S. (2010). *Estimating Genuine Progress Indicator (GPI) for Baltimore*, praca dyplomowa. The University of Vermont.
- Prochowicz, R., Śleszyński, J. (2006). Wskaźnik trwałego ekonomicznego dobrobytu. *Wiadomości Statystyczne*, (7/8), 56—67.
- Smith, A. (1954). *Badania nad naturą i przyczynami bogactwa narodów*. Warszawa: PWN.
- Stiglitz, J. E., Sen, A., Fitoussi, J. P. (2009). *Rapport de la Commission sur la mesure des performances économiques et du progrès social*. Pobrane z: www.stiglitz-sen-fitoussi.fr.
- Śleszyński, J. (2000). *Ekonomiczne problemy ochrony środowiska*. Warszawa: Aries.
- Śleszyński, J. (2012). Prospects for synthetic sustainable development indicators. W: *Quality of Life and Sustainable Development. Materiały konferencyjne*. Wrocław.
- Śleszyński, J. (2013). National Welfare Index — ocena nowego miernika rozwoju trwałego i zrównoważonego. *Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu*, (309), 236—260.
- Talberth, J., Weisdorf, M. (2017). Genuine Progress Indicator 2.0: Pilot Accounts for the U.S., Maryland, and City of Baltimore 2012—2016. *Ecological Economics*, (142).
- Zieschank, R., Diefenbacher, H. (2012). *The National Welfare Index as a Contribution to the Debate on a More Sustainable Economy*. Berlin: Freie Universität Berlin, Environmental Policy Research Centre.

Summary. *The aim of the article is to present the Genuine Progress Indicator (GPI) as tool for measuring welfare concerning of the principles of sustainable development. GPI belongs to the group of synthetic indicators expressed in monetary units. The application of monetary measure allows to link national accounts with GPI. The article describes the indicator's concept and its structure according to the framework developed in the years 2013—2016 GPI 2.0. It was presented how its components are computed in American research. This description of GPI was supplemented by remarks on potential feasibility of computing and using GPI 2.0 under Polish conditions.*

Keywords: sustainable development, synthetic sustainability indicators, welfare indicators, GPI, Indicator of Sustainable Economic Welfare.

STATYSTYKA W PRAKTYCE

Beata BIESZK-STOLORZ

Ocena wpływu płci na formę wyjścia z bezrobocia¹

Streszczenie. Liczne badania wskazują na zróżnicowanie sytuacji kobiet i mężczyzn na rynku pracy. W celu wyrównania szans urzędy pracy oferują bezrobotnym różne formy aktywizacji. Zaobserwowano jednak, że obok wyrejestrowywania z urzędów osób podejmujących pracę częstym przypadkiem było wykreślenie z powodu odmowy przyjęcia propozycji zatrudnienia.

Celem badania jest ocena wpływu płci osób bezrobotnych na intensywność ich wyrejestrowywania z powodu podjęcia pracy, wykreślenia lub innych przyczyn. Powody te stanowią różnego rodzaju zdarzenia konkurujące. Do oceny prawdopodobieństwa wyrejestrowania wykorzystano estymator Kaplana-Meiera, a do określenia intensywności wyrejestrowywania z konkretnego powodu — model Lunna-McNeila. W badaniu wykorzystano dane indywidualne osób zarejestrowanych w Powiatowym Urzędzie Pracy w Szczecinie w latach 2013 i 2014.

Wyniki badania pokazały, że kobiety częściej niż mężczyźni podejmowały pracę, natomiast mężczyźni byli intensywniej wykreślani z rejestru. W przypadku pozostałych powodów intensywność wyrejestrowywania ze względu na płeć nie różniła się w sposób istotny statystycznie.

Słowa kluczowe: estymator Kaplana-Meiera, model Lunna-McNeila, ryzyko konkurujące, bezrobocie, płeć.

JEL: C41, J64

¹ Artykuł opracowano na podstawie referatu wygłoszonego podczas Ogólnopolskiej Konferencji Naukowej *Procesy integracji różnych źródeł danych w badaniach statystycznych. Źródła administracyjne, pozaadministracyjne i Big Data w statystyce publicznej*, która odbyła się 31 maja i 1 czerwca 2017 r. w Szczecinie.

Przemiany zachodzące na współczesnym rynku pracy powodują, że sytuacja kobiet w ostatnich latach ulega stopniowej zmianie. Upowszechnienie elastycznych form zatrudnienia, wzrost poziomu wykształcenia, jak również przemiany społeczne, takie jak przechodzenie od tradycyjnego modelu rodziny do partnerskiego, mogą wpływać na polepszenie sytuacji kobiet. Nadal jednak jest ona trudniejsza niż sytuacja mężczyzn, co wynika z podwójnej roli — matki i opiekunki oraz osoby aktywnej zawodowo (Kotowska, Sztanderska i Wóycicka, 2007). Zróznicowaną sytuację kobiet i mężczyzn na rynku pracy potwierdzają dane statystyczne (tabl. 1).

TABL. 1. WYBRANE CHARAKTERYSTYKI RYNKU PRACY W 2016 R.

Wskaźniki	Ogółem	Kobiety	Mężczyźni
Współczynnik aktywności zawodowej	56,3	48,2	65,1
Wskaźnik zatrudnienia	53,2	45,5	61,6
Stopa bezrobocia	5,5	5,7	5,4
Przeciętny czas poszukiwania pracy	10,7	10,4	11,0

Źródło: opracowanie własne na podstawie GUS (2017).

Według danych BAEL w IV kwartale 2016 r. sytuację kobiet w porównaniu z mężczyznami cechował niższy współczynnik aktywności zawodowej osób w wieku 15 lat i więcej, niższy wskaźnik zatrudnienia oraz wyższa stopa bezrobocia. Kobiety przeważały wśród biernych zawodowo (61,8%) i stanowiły 53,3% zarejestrowanych w urzędach pracy. Charakterystyczne jest to, że przeciętny czas poszukiwania pracy kobiet i mężczyzn był zbliżony (nieco niższy w przypadku kobiet). Taka sytuacja występowała również na lokalnym rynku pracy w Szczecinie (Batóg i Batóg, 2016; Bieszk-Stolorz, 2013). Kobiety częściej niż mężczyźni korzystały z subsydiowanych form aktywizacji, uczestniczyły w programach zwiększających aktywność zawodową i decydowały się na podjęcie działalności gospodarczej (Wiśniewski i Zawadzki, 2010). Liczne badania wskazywały również na nierówności w wynagrodzeniach kobiet i mężczyzn oraz niską obecność kobiet na wyższych stanowiskach i w zarządach firm (Kiełkowska, 2013).

Podjęcie pracy nie jest jedynym powodem wyrejestrowania z urzędu pracy. Zarejestrowani bezrobotni korzystają z możliwości przejścia na rentę lub emeryturę, czy zasiłków przedemerytalnych, podejmują naukę w systemie dziennym, a ponadto (choć są to rzadsze przypadki) wyjeżdżają za granicę na okres dłuższy niż 30 dni, zmieniają miejsce zamieszkania lub umierają. Pomimo wielu działań mających na celu przeciwdziałanie bezrobociu ciągle bardzo często wyrejestrowanie następuje z powodu odmowy, bez uzasadnionej przyczyny, przyjęcia propozycji zatrudnienia lub innej formy pomocy, a także niezgłoszenia się w urzędzie w wyznaczonym terminie. W takich sytuacjach bezrobotni są wykreślani z rejestru i nakłada się na nich okres karencji, którego długość zależy od liczby wykreśleń (ustawa z dnia 20 kwietnia 2004 r. o promocji zatrudnienia

i instytucjach rynku pracy). Utrudnione odzyskanie statusu bezrobotnego, a co za tym idzie prawa do ubezpieczenia zdrowotnego i zasiłku, nie wpływa znacząco na zmniejszenie się odsetka osób wykreślanych z rejestru (tabl. 2). W 2014 r. było to 26,49% osób wyrejestrowanych. Również w tym przypadku widać wyraźne różnice ze względu na płeć osoby bezrobotnej. Mężczyźni byli wykreślani z rejestru częściej (32,54%) niż kobiety (19,95%).

TABL. 2. LICZBA WYREJESTROWAŃ Z URZĘDÓW PRACY W POLSCE

Osoby wyłączone z ewidencji	Jednostka miary	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
O g ó ł e m								
O g ó ł e m	w tys.	2749,4	2664,8	2979,8	2563,5	2500,8	2688,2	2786,2
Które podjęły pracę	w tys.	1052,0	1012,4	1183,3	1130,7	1096,4	1262,9	1285,8
	w %	38,26	37,99	39,71	44,11	43,84	46,98	46,15
Które nie potwierdziły gotowości do pracy	w tys.	874,9	837,8	874,1	827,8	741,0	726,2	738,2
	w %	31,82	31,44	29,33	32,29	29,63	27,01	26,49
Kobiety								
O g ó ł e m	w tys.	1456,8	1330,5	1419,4	1224,5	1217,1	1285,6	1337,8
Które podjęły pracę	w tys.	543,7	500,1	556,1	564,7	552,2	628,0	644,8
	w %	37,32	37,59	39,18	46,12	45,37	48,85	48,20
Które nie potwierdziły gotowości do pracy	w tys.	394,9	345,6	331,7	316,2	282,3	265,1	266,9
	w %	27,11	25,98	23,37	25,82	23,19	20,62	19,95
Mężczyźni								
O g ó ł e m	w tys.	1292,6	1334,3	1560,4	1339,0	1283,7	1402,5	1448,4
Które podjęły pracę	w tys.	508,3	512,3	627,2	566,0	544,2	634,8	641,0
	w %	39,32	38,39	40,19	42,27	42,39	45,26	44,26
Które nie potwierdziły gotowości do pracy	w tys.	480,0	492,2	542,4	511,6	458,7	461,1	471,3
	w %	37,13	36,89	34,76	38,21	35,73	32,88	32,54

Źródło: opracowanie własne na podstawie GUS (2011, 2013, 2016).

Różne powody wyrejestrowania z urzędu pracy są zdarzeniami konkurującymi, czyli takimi, których wystąpienie wyklucza wystąpienie innego zdarzenia lub fundamentalnie zmienia prawdopodobieństwo wystąpienia tego innego zdarzenia (Gooley, Leisenring, Crowley i Storer, 1999). Spełnione jest założenie o ich niezależności, gdyż wystąpienie zdarzenia określonego typu nie ma żadnego wpływu na prawdopodobieństwo wystąpienia jakichkolwiek innych zdarzeń (Crowder, 1994, 1996, 1997). Ten rodzaj ryzyka w literaturze określa się jako bezwarunkowy model ryzyka konkurującego (*unconditional competing risks*). Jeżeli prawdopodobieństwo przejścia między stanami zależy od zmiennych objaśniających oraz od czasu i typu pobytu we wcześniejszym stanie, zjawisko to można opisać za pomocą warunkowych modeli ryzyka konkurującego (*conditional competing risks models*) (Landmesser, 2008).

Celem badania jest analiza wpływu płci osób bezrobotnych na intensywność wyrejestrowywania z urzędu pracy z powodu podjęcia pracy, wykreślenia lub pozostałych przyczyn, z zastosowaniem metod analizy trwania uwzględniających obserwacje cenzurowane. Do oceny prawdopodobieństwa wyrejestrowania

z urzędu wykorzystano estymator Kaplana-Meiera, a intensywność zdarzeń oceniono za pomocą bezwarunkowego modelu ryzyka konkurującego — modelu Lunna-McNeila. Badanie przeprowadzono na podstawie danych indywidualnych osób zarejestrowanych w Powiatowym Urzędzie Pracy (PUP) w Szczecinie wygenerowanych z systemu Syriusz.

DANE WYKORZYSTANE W BADANIU

Zastosowanie w badaniu metod analizy trwania wymaga dostępu do danych indywidualnych, które muszą zawierać informację o czasie trwania jednostki w określonym stanie. W przypadku badania bezrobocia rejestrowanego w Polsce najlepszym źródłem takich danych są rejestry powiatowych urzędów pracy. Dzięki wdrożeniu systemu informatycznego Syriusz gromadzą one obszerne informacje o zarejestrowanych bezrobotnych. W badaniu wykorzystano anonimowe dane indywidualne o 22078 osobach bezrobotnych uzyskane z PUP w Szczecinie. Analizowano czas trwania w bezrobociu od zarejestrowania w 2013 r. do wyrejestrowania z określonego powodu do końca 2014 r. Część obserwacji nie zakończyła się zdarzeniem, czyli wyrejestrowaniem w analizowanym okresie; są to obserwacje cenzurowane prawostronnie. Podano kilkadziesiąt powodów wyrejestrowania, m.in. związanych z: podjęciem zatrudnienia, przejściem na rentę lub emeryturę, kontynuacją nauki, wyjazdem za granicę czy odmową podjęcia zatrudnienia. Zostały one zebrane w trzy grupy zdarzeń konkurujących (główne powody wyrejestrowania): praca, wykreślenie i pozostałe powody. Liczebność grup bezrobotnych wyróżnionych ze względu na główne powody wyrejestrowania oraz bezrobotnych niewyrejestrowanych podano w tabl. 3.

TABL. 3. LICZEBNOŚĆ BEZROBOTNYCH ZE WZGLĘDU NA PŁEĆ I POWÓD WYREJESTROWANIA W LATACH 2013 I 2014

Bezrobotni	Ogółem	Wyrejestrowani z powodu						Niewyrejestrowani
		podjęcia pracy		wykreślenia		pozostałych przyczyn		
	w liczbach bezwzględnych	w %	w liczbach bezwzględnych	w %	w liczbach bezwzględnych	w %		
O g ó ł e m	22078	9633	43,63	8965	40,61	1624	7,36	1856
Kobiety	9770	4809	49,22	3264	33,41	784	8,02	913
Mężczyźni	12308	4824	39,19	5701	46,32	840	6,82	943

Źródło: opracowanie własne.

Szczegółowe powody wyrejestrowania składające się na grupy głównych powodów przedstawiono w zestawieniu. Należy zauważyć, że:

- grupę praca tworzą trzy podgrupy: podjęcie pracy lub innego zatrudnienia, podjęcie pracy subsydiowanej przez urząd oraz działalność gospodarcza;

- wykreślenie grupuje powody wykreślenia z rejestru z własnej winy;
- pozostałe powody wyrejestrowania są mniej liczne i — jak wykazały wcześniejsze badania — każdy z osobna miał marginalny wpływ na prawdopodobieństwo wyrejestrowania z urzędu, dlatego postanowiono rozpatrywać je razem.

W analizowanym okresie z PUP w Szczecinie wykreślono prawie 41% osób, więcej mężczyzn (46%) niż kobiet (33%). Pracę podjęło 49% kobiet i 39% mężczyzn.

ZESTAWIENIE POWODÓW WYREJESTROWANIA

Powody główne	Powody szczegółowe
Praca	<p>podjęcie pracy lub innego zatrudnienia</p> <p>podjęcie 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)</p> <p>działalność gospodarcza (podjęcie pozarolniczej działalności gospodarczej, przyznanie jednorazowo środków na podjęcie działalności gospodarczej, rozpoczęcie działalności gospodarczej ze środków PFRON)</p>
Wykreślenie	<p>odmowa, bez uzasadnionej przyczyny, przyjęcia propozycji odpowiedniego zatrudnienia lub innej pracy zarobkowej, wykonywania prac interwencyjnych lub robót publicznych albo udziału w szkoleniu, stażu czy przygotowaniu zawodowym w miejscu pracy</p> <p>niestawienie się w PUP w wyznaczonym terminie i niepowiadomienie w terminie do 5 dni o uzasadnionej przyczynie tego niestawienia</p> <p>nieprzedstawienie zaświadczenia o niezdolności do pracy wskutek choroby</p> <p>odmowa, bez uzasadnionej przyczyny, udziału w działaniach w ramach Programu Aktywizacja i Integracja (PAI) lub przerwaniu z własnej winy udziału w PAI</p> <p>brak gotowości do podjęcia pracy przez co najmniej 10 dni</p> <p>przerwanie, z własnej winy, szkolenia, stażu lub realizacji indywidualnego planu działań</p> <p>wniosek bezrobotnego o wykreślenie z ewidencji</p>
Pozostałe	<p>wyjazd za granicę na co najmniej 30 dni</p> <p>zmiana miejsca zameldowania lub pobytu poza obszar działania PUP</p> <p>niezdolność do pracy wskutek choroby lub przebywania w zamkniętym ośrodku odwykowym przez nieprzerwany okres 90 dni</p> <p>rozpoczęcie szkolenia organizowanego przez inny podmiot niż PUP</p> <p>powołanie do zasadniczej służby wojskowej</p> <p>podjęcie nauki w szkole w systemie dziennym</p> <p>nabycie prawa do emerytury, renty lub świadczenia rehabilitacyjnego</p> <p>pobieranie zasiłku stałego</p> <p>podleganie ubezpieczeniu emerytalno-rentowemu z tytułu stałej pracy jako domownik w gospodarstwie rolnym</p> <p>pobieranie świadczenia lub dodatku do zasiłku rodzinnego z tytułu samotnego wychowywania dziecka</p> <p>pobieranie zasiłku dla opiekuna</p> <p>przyznanie prawa do pobierania świadczenia/zasiłku przedemerytalnego</p> <p>zgon</p>

METODYKA BADANIA

W analizie trwania bada się czas trwania jednostki w danym stanie aż do momentu wystąpienia określonego zdarzenia kończącego obserwację (zmienna losowa T). Metody analizy trwania stosuje się powszechnie w demografii i naukach medycznych; ich zaletą jest uwzględnianie obserwacji cenzurowanych. Metody analizy trwania stosuje się również w analizie zjawisk społeczno-ekonomicznych, np. do badania wpływu czynników na czas działania firmy, czas trwania bezrobocia lub czas do zaprzestania spłaty kredytu. Zdarzeniami kończącymi obserwację są w wymienionych przypadkach odpowiednio: zakończenie działalności firmy, podjęcie zatrudnienia, zaprzestanie spłaty kredytu. Metodami analizy trwania można badać żywotność firm (Markowicz, 2012), aktywność ekonomiczną ludności (Landmesser, 2013), dynamikę ubóstwa w miejskich i wiejskich gospodarstwach domowych (Sączewska-Piotrowska, 2016), ryzyko kredytowe (Matuszyk, 2015; Wycinka, 2015) czy też czas trwania bezrobocia (Bieszk-Stolorz i Markowicz, 2012; Bieszk-Stolorz, 2013).

Podstawowym pojęciem analizy trwania jest funkcja trwania (funkcja przeżycia), określająca prawdopodobieństwo braku zdarzenia co najmniej do czasu t , a zdefiniowana następująco:

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

gdzie:

T — czas trwania zjawiska,

$F(T)$ — dystrybuanta rozkładu zmiennej losowej T .

Jeżeli zdarzeniem kończącym obserwację jest zgon, to funkcja trwania opisuje prawdopodobieństwo przeżycia jednostki. W przypadku gdy zdarzenie kończące obserwację ma charakter zjawiska pożądanego (np. wyjście z bezrobocia), wygodniej jest analizować dystrybuantę $F(T) = 1 - S(t)$, która wyraża prawdopodobieństwo, że zdarzenie zajdzie najpóźniej do czasu t . Jeżeli zdarzeniem jest podjęcie pracy przez osobę bezrobotną zarejestrowaną w urzędzie, to estymator funkcji trwania wyraża prawdopodobieństwo pozostania w rejestrze, a estymator dystrybuanty pozwala określić, jakie jest prawdopodobieństwo podjęcia pracy.

W analizie trwania jednostki są obserwowane do wystąpienia zdarzenia kończącego badany proces lub stan. Ze względu na ograniczony czas obserwacji część jednostek może jednak nie doświadczyć zdarzenia końcowego. W takich przypadkach czas trwania dla badanej jednostki jest znany jedynie częściowo (obserwacje cenzurowane prawostronnie). Jeżeli rozkład czasu trwania analizo-

wanego zjawiska nie jest znany, do estymacji funkcji trwania najczęściej stosuje się estymator Kaplana-Meiera (Kaplan i Meier, 1958):

$$\hat{S}(t) = \prod_{j:t_j \leq t} \left(1 - \frac{d_j}{n_j}\right) \quad (2)$$

gdzie:

$t_1 < t_2 < \dots < t_i < \dots < t_n$ — momenty zachodzenia zdarzeń,

d_j — liczba zdarzeń w momencie t_j ,

n_j — liczba jednostek zagrożonych do momentu t_j .

Funkcje trwania wyznaczone dla podgrup wyodrębnionych ze względu na warianty analizowanej cechy mogą być porównywane. Ze względu na nieznaną rozkładów czasu trwania stosuje się testy nieparametryczne oparte na porządku rangowym czasu trwania. Nie ma powszechnie akceptowanych metod wyboru testu w danej sytuacji. Często zastosowanie znajduje test log-rank (Kleinbaum i Klein, 2005, s. 57—61), służący do weryfikacji hipotezy $H_0: S_1(t) = S_2(t)$ o równości krzywych trwania wyznaczonych dla dwóch podgrup. Statystyka testowa jest porównywana — przy danym poziomie istotności — z rozkładem chi kwadrat o jednym stopniu swobody. Test log-rank można również wykorzystywać do porównania dopełnienia do jedności estymatora Kaplana-Meiera (1 — KM).

Drugą funkcją stosowaną w analizie trwania jest funkcja hazardu. Opisuje ona chwilowy potencjał zdarzenia pojawiającego się w momencie t pod warunkiem przetrwania do czasu t . Definiuje się ją następująco (Kleinbaum i Klein, 2005):

$$h(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{P(t \leq T < t + \Delta t | T \geq t)}{\Delta t} \quad (3)$$

W praktyce często stosuje się model proporcjonalnych hazardów Coxa, który można zapisać:

$$h(t, X) = h_0(t) \exp \left(\sum_{j=1}^p \beta_j X_j \right) \quad (4)$$

gdzie:

$h_0(t)$ — hazard bazowy,

X_1, X_2, \dots, X_p — zmienne objaśniające.

Parametry β_i modelu pozwalają ocenić intensywność względną wystąpienia danego zdarzenia. W tym celu wyznacza się ilorazy hazardu $HR = \exp(\beta_i)$.

Oprócz obserwacji niezakończonych za cenzurowane uznaje się również takie, w których badana jednostka znika z pola widzenia lub występuje zdarzenie kończące obserwację i jednocześnie wykluczające zajście zdarzenia właściwego (Pepe, 1991), czyli zdarzenie konkurujące. W analizie przyczyn śmierci zgon jednostki może nastąpić bezpośrednio z powodu określonej choroby (np. rak) lub być spowodowany skutkami leczenia (np. powikłania po chemioterapii). Rozróżnienie tych przyczyn ma istotne znaczenie dla procesu leczenia. W analizie bezawaryjności urządzeń ryzyko konkurujące wiąże się z wpływem elementów składowych na cały system (awaria systemu może nastąpić w wyniku awarii któregośkolwiek elementu). W praktyce badawczej obserwacje zakończone zdarzeniem konkurującym można potraktować jako cenzurowane prawostronnie.

Ciekawych wyników dostarcza wykorzystanie modeli ryzyka konkurującego (Klein i Moeschberger, 1984; Klein i Bajorunaite, 2004). Niech T będzie ciągłą zmienną losową opisującą czas do zajścia pewnego zdarzenia, a C — ciągłą zmienną losową wyrażającą czas do cenzurowania. Dla K konkurujących rodzajów ryzyka obserwacji podlegają pary (X, δ) , gdzie $X = \min(T, C)$ i $\delta = 0, 1, \dots, K$. Jeżeli dana obserwacja jest cenzurowana, to $\delta = 0$, a dla obserwacji kończących się zdarzeniem (jednym z K konkurujących) $\delta = 1, \dots, K$. W przypadku różnych rodzajów ryzyka konkurującego ($K \geq 1$) K funkcji hazardu jest opisanych wzorem (Klein i Moeschberger, 2003, s. 50):

$$h_k(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{P(t \leq T < t + \Delta t, \delta = k | T \geq t)}{\Delta t} \quad \text{dla } k = 1, 2, 3, \dots, K \quad (5)$$

Intensywność względną zajścia zdarzenia określonego typu można ocenić, korzystając z modelu proporcjonalnego hazardu Coxa, który dla K rodzajów ryzyka konkurującego określony jest wzorem (Kleinbaum i Klein, 2005, s. 400):

$$h_k(t, \mathbf{x}) = h_{0k}(t) \exp \left(\sum_{j=1}^p \beta_{jk} X_j \right) \quad \text{dla } k = 1, 2, 3, \dots, K \quad (6)$$

gdzie $\mathbf{x} = [X_1, X_2, \dots, X_p]$ — wektor zmiennych objaśniających.

Każdy rodzaj ryzyka jest opisany osobnym modelem proporcjonalnego hazardu. W każdym z nich obserwacje, które nie zakończyły się zdarzeniem typu k , traktuje się jako obserwacje cenzurowane. W przypadku występowania zdarzeń konkurujących do oceny intensywności względnej wystąpienia danego zdarzenia do czasu t można wykorzystać jeden model — Lunna-McNeila. Dane w tym modelu muszą zostać pogrupowane w specjalny sposób (tabl. 4). Jeśli występu-

je K rodzajów ryzyka, to wyjściowe dane należy zduplikować K razy. Obiekt i o czasie trwania t_i występuje K razy. Każdej obserwacji (również tej zduplikowanej) nadaje się status e_i , który informuje o przynależności obiektu i do określonej grupy ryzyka: e_i jest równe 1, jeżeli obserwacja obiektu i zakończyła się zajściem zdarzenia typu k ($k = 1, 2, \dots, K$), a w przeciwnym wypadku ma wartość 0. W przypadku obserwacji cenzurowanej e_i jest równe 0 dla każdego $k = 1, 2, \dots, K$. W modelu wprowadza się sztuczne zmienne dychotomiczne D_1, D_2, \dots, D_k , reprezentujące K rodzajów ryzyka: D_k jest równe 1 dla ryzyka typu k i 0 dla pozostałych rodzajów ryzyka.

TABL. 4. SPOSÓB DEFINIOWANIA ZMIENNYCH W MODELU LUNNA-MCNEILA

Obiekt	Czas	Status	D_1	D_2	D_3	...	D_k	X_1	...	X_p
i	t_i	e_1	1	0	0	...	0	x_{i1}	...	x_{ip}
i	t_i	e_2	0	1	0	...	0	x_{i1}	...	x_{ip}
i	t_i	e_3	0	0	1	...	0	x_{i1}	...	x_{ip}
...
i	t_i	e_K	0	0	0	...	1	x_{i1}	...	x_{ip}

Źródło: jak przy tabl. 3.

Jeżeli ryzyko $k = 1$ przyjmie się za referencyjne, to w modelu uwzględnia się $k - 1$ zmiennych sztucznych D_2, D_3, \dots, D_K . Natomiast X_1, X_2, \dots, X_p są zmiennymi objaśniającymi.

Jeżeli przez $g = 1, 2, \dots, K$ oznaczy się warstwy będące rodzajami ryzyka odpowiadające K zdarzeń konkurujących, a zdarzenie typu $k = 1$ przyjmie się za referencyjne, to model Lunna-McNeila można zdefiniować jako warstwowy model regresji Coxa z interakcjami. Ma on postać (Kleinbaum i Klein, 2005, s. 423):

$$h_g^*(t, X) = h_{0g}^*(t) \exp \left(\sum_{j=1}^p \beta_j X_j + \sum_{k=2}^K \sum_{j=1}^p \delta_{kj} D_k X_j \right) \quad (7)$$

gdzie:

X_1, X_2, \dots, X_p — zmienne objaśniające,

D_2, D_3, \dots, D_K — $K - 1$ zmiennych sztucznych.

Przy założeniu, że jedna ze zmiennych objaśniających (X_j) jest dychotomiczna, można wyznaczyć ilorazy hazardu.

W warstwie $g = 1$, czyli dla zdarzenia konkurującego $k = 1$, zachodzi $D_2 = D_3 = \dots = D_K = 0$; iloraz hazardu jest określony wzorem:

$$HR_{g=1}(X_j = 1/X_j = 0) = \exp(\beta_j) \quad (8)$$

W pozostałych warstwach ($g > 1$), czyli dla $k > 1$, $D_k = 1$ i $D_k = 0$, gdy $k' \neq k$, ilorazy hazardu mają postać:

$$HR_{g=k>1}(X_j = 1/X_j = 0) = \exp(\beta_j + \delta_{kj}) = \exp(\beta_j)\exp(\delta_{kj}) \quad (9)$$

Obok podstawowej wersji modelu Lunna-McNeila (7) stosuje się również jego wersję alternatywną o postaci (Kleinbaum i Klein, 2005, s. 427):

$$h_g^{**}(t, X) = h_{0g}^{**}(t) \exp\left(\sum_{k=1}^K \sum_{j=1}^p \delta'_{kj} D_k X_j\right) \quad (10)$$

gdzie:

X_1, X_2, \dots, X_p — zmienne objaśniające,

D_1, D_2, \dots, D_k — K zmiennych sztucznych.

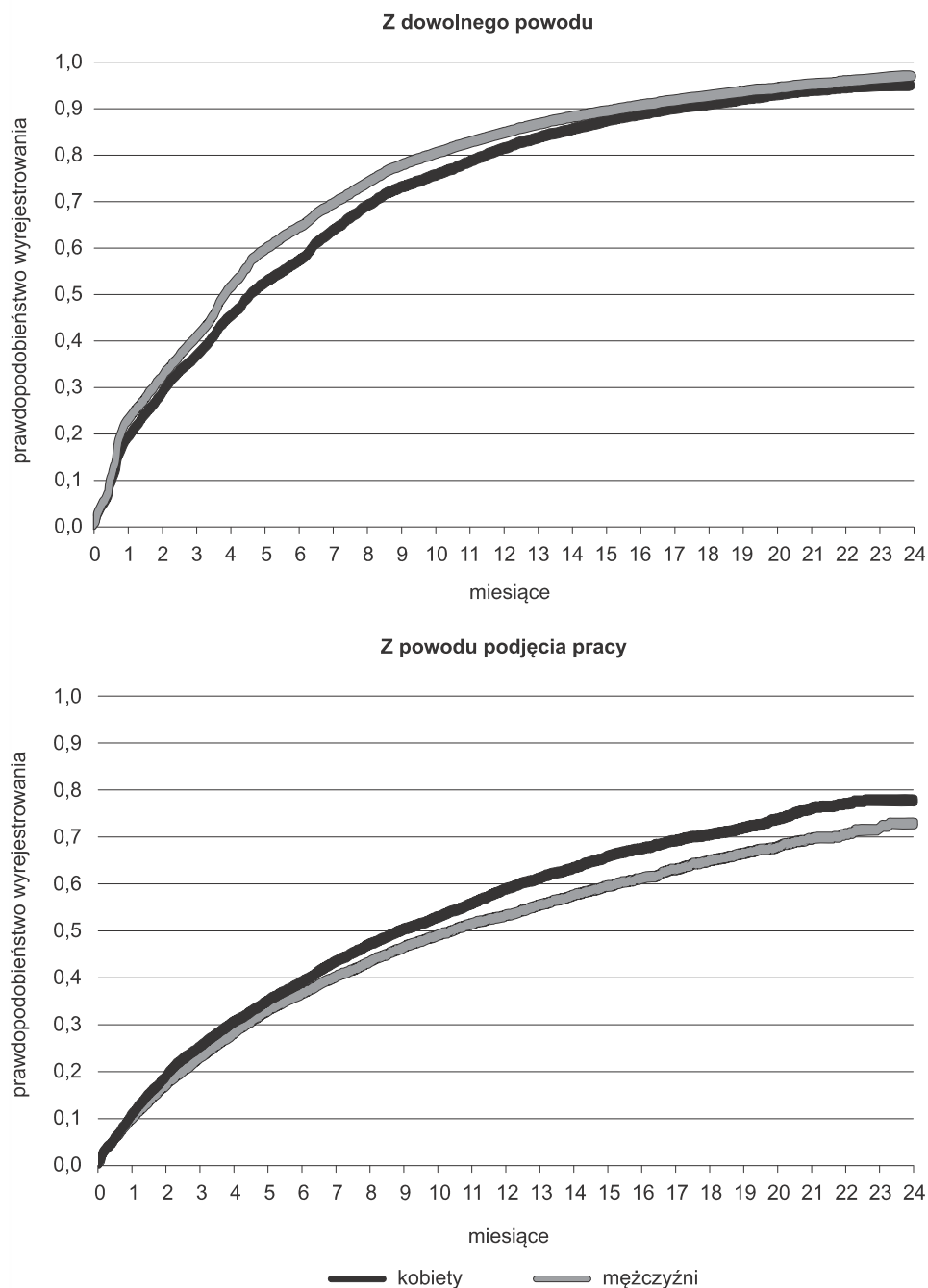
Dla określonego $g = k \geq 1$ zachodzi $D_k = 1$ i $D_{k'} = 0$, gdy $k' \neq k$, a ilorazy hazardu są określone wzorem:

$$HR_{g=k \geq 1}(X_j = 1/X_j = 0) = \exp(\delta'_{kj}) \quad (11)$$

Ilorazy hazardu w modelach interpretuje się jako hazard względny (intensywność względną) zajścia zdarzenia typu k .

ANALIZA WPŁYWU PŁCI NA PRZYCZYNY WYREJESTROWANIA Z URZĘDU PRACY

Analizę przeprowadzono w dwóch etapach. Pierwszy polegał na wykorzystaniu dopełnienia do jedności estymatora Kaplana-Meiera (estymator dystrybuan-ty) w celu oceny prawdopodobieństwa wyrejestrowania z określonego powodu bezrobotnych kobiet i mężczyzn. Najpierw analizowano wyrejestrowanie z urzędu pracy z dowolnego powodu. Za dane cenzurowane przyjęto obserwacje, które nie zakończyły się przed końcem 2014 r. Na wykresie widać, że prawdopodobieństwo wyrejestrowania bezrobotnych mężczyzn z dowolnego powodu było nieco większe niż kobiet. Istotność różnic między krzywymi została potwierdzona testem log-rank ($\chi^2 = 77,6440$; $p = 0,0000$ — tabl. 5). Prawdopodobieństwo pozostania w rejestrze urzędu po 12 miesiącach od momentu zarejestrowania (i jednocześnie prawdopodobieństwo przejścia w stan długotrwałego bezrobocia) było równe 0,16 w przypadku mężczyzn i 0,19 w przypadku kobiet.

**ESTYMATORY 1 – KM PRAWDOPODOBIENSTWA WYREJESTROWANIA
DLA KOBIEC I MĘCZYŻN**

Źródło: jak w tabl. 3.

Następnie przeprowadzono analizę prawdopodobieństwa wyrejestrowania z urzędu z powodu podjęcia pracy. Za obserwacje cenzurowane przyjęto obserwacje, które nie zakończyły się wyrejestrowaniem przed końcem 2014 r., oraz obserwacje, które zakończyły się wyrejestrowaniem z powodu innego niż podjęcie pracy. Prawdopodobieństwo podjęcia pracy przez kobiety było większe niż mężczyzn. Istotność różnic w przebiegu obu krzywych została potwierdzona testem log-rank ($\chi^2 = 40,3170$; $p = 0,0001$ — tabl. 5). Prawdopodobieństwo podjęcia pracy po 12 miesiącach od momentu zarejestrowania wyniosło 0,53 w przypadku mężczyzn i 0,59 w przypadku kobiet.

**TABL. 5. WYNIK TESTU LOG-RANK DLA BEZROBOTNYCH
WEDŁUG POWODÓW WYREJESTROWANIA**

Powody wyrejestrowania	Test log-rank (chi-kwadrat)	p
Dowolny powód	77,6440	0,0000
Praca	40,3170	0,0001

Źródło: jak przy tabl. 3.

Analizując wykres, można zauważyć, że krzywe obrazujące sytuację wyrejestrowania z powodu podjęcia pracy przyjmują wyraźnie niższe wartości niż te obrazujące sytuację wyrejestrowania z dowolnego powodu. Po 24 miesiącach od zarejestrowania prawdopodobieństwo wyrejestrowania z dowolnego powodu w przypadku kobiet było równe 0,94, a z powodu podjęcia pracy — 0,78 (w przypadku mężczyzn odpowiednio: 0,96 i 0,73). Oznacza to, że znaczący wpływ na ogólne prawdopodobieństwo wyrejestrowania mogły mieć również inne przyczyny niż podjęcie pracy. Bardziej szczegółowych wniosków na ten temat dostarcza analiza ryzyka konkurującego uwzględniająca różne rodzaje powodów wyrejestrowania (zdarzeń konkurujących), przeprowadzona w drugim etapie omawianego badania. Ponieważ wcześniejsze badania wykazały, że wiele powodów wyrejestrowania miało znaczenie marginalne (Bieszk-Stolorz, 2017), określono trzy grupy zdarzeń kończących obserwację: podjęcie pracy, wykreślenie i pozostałe, które stanowią zdarzenia konkurujące. Danymi cenzurowanymi były obserwacje, które nie zakończyły się przed końcem 2014 r.

W badaniu wykorzystano trzy nieliniowe modele regresji pozwalające ocenić wpływ płci na intensywność różnych form wychodzenia z bezrobocia. Zmienną objaśniającą X występującą w tych modelach jest płeć osoby bezrobotnej; to zmienna dychotomiczna przyjmująca wartość 1 dla kobiet i 0 dla mężczyzn (grupa referencyjna).

Modele proporcjonalnego hazardu Coxa (6) dla trzech zdarzeń konkurujących przyjmują postać:

$$h_k(t, X) = h_{0k}(t) \exp(\beta_k X) \quad \text{dla } k = 1, 2, 3 \quad (12)$$

Wyniki estymacji parametrów i ilorazy hazardu $\exp(\beta_k)$ przedstawiono w tabl. 6.

Kolejnym zastosowanym modelem był model Lunna-McNeila (7) o postaci:

$$h_g^*(t, X) = h_{0g}^*(t) \exp(\beta X + \delta_2 D_2 X + \delta_3 D_3 X) \quad (13)$$

Zmienne sztuczne dychotomiczne (D_k) określają formę ryzyka konkurującego i przyjmują wartość 1 dla ryzyka $g = k$ i 0 w przeciwnym wypadku. W badaniu przyjęto następujące oznaczenia ryzyka: $k = 1$ w przypadku podjęcia pracy, $k = 2$ — wykreślenia i $k = 3$ — pozostałych powodów wyrejestrowania; ustalono poziom istotności parametrów 0,05. Ilorazy hazardu dla zdarzeń konkurujących wyznaczone na podstawie wartości estymatorów parametrów modelu (tabl. 7) i wzorów (8) i (9) mają następujące wartości:

$$\begin{aligned} HR_{g=1} &= \exp(\beta) = 1,1354, \\ HR_{g=2} &= \exp(\beta + \delta_2) = 1,1354 \cdot 0,5679 = 0,6448, \\ HR_{g=3} &= \exp(\beta + \delta_3) = 1,1354 \cdot 0,9158 = 1,0398. \end{aligned}$$

Alternatywny model Lunna-McNeila (10) dla zmiennej dychotomicznej *Płeć* i trzech rodzajów ryzyka konkurującego przyjmuje postać:

$$h_g^{**}(t, X) = h_{0g}^{**}(t) \exp(\delta'_1 D_1 X + \delta'_2 D_2 X + \delta'_3 D_3 X) \quad (14)$$

Wyniki estymacji parametrów modelu przedstawiono w tabl. 7. Ilorazy hazardu wyznaczono korzystając ze wzoru (11):

$$\begin{aligned} HR_{g=1} &= \exp(\delta'_1) = 1,1354, \\ HR_{g=2} &= \exp(\delta'_2) = 0,6448, \\ HR_{g=3} &= \exp(\delta'_3) = 1,0398. \end{aligned}$$

TABL. 6. OCENY PARAMETRÓW MODELU PROPORCJONALNEGO HAZARDU COXA DLA ZDARZEŃ KONKURUJĄCYCH

Parametr	Ocena parametru	Błąd standardowy	Statystyka Walda	p	Hazard względny
Praca					
β_1	0,1270	0,0204	38,8026	0,0000	1,1354
$\chi^2 = 38,7788 \quad p = 0,0000$					
Wykreślenie					
β_2	-0,4389	0,0220	399,2858	0,0000	0,6448
$\chi^2 = 412,4404 \quad p = 0,0000$					
Pozostałe					
β_3	0,0390	0,0500	0,6168	0,4322	1,0398
$\chi^2 = 0,6166 \quad p = 0,4323$					

Źródło: jak przy tabl. 3.

TABL. 7. OCENY PARAMETRÓW MODELU LUNNA-MCNEILA

Parametry	Ocena parametru	Błąd standardowy	Statystyka Walda	p	Hazard względny
Model podstawowy					
β	0,1270	0,0204	38,8026	0,0000	1,1354
δ_2	-0,5659	0,0230	356,5345	0,0000	0,5679
δ_3	-0,0880	0,0537	2,6836	0,1014	0,9158
$\chi^2 = 451,8358 \quad p = 0,0000$					
Model alternatywny					
δ'_1	0,1270	0,0204	38,8026	0,0000	1,1354
δ'_2	-0,4389	0,0220	399,2858	0,0000	0,6448
δ'_3	0,0390	0,0500	0,6168	0,4322	1,0398
$\chi^2 = 451,8358 \quad p = 0,0000$					

Źródło: jak przy tabl. 3.

Jak widać, wszystkie zastosowane modele dają takie same wyniki. W analizowanym okresie kobiety o prawie 14% intensywniej niż mężczyźni podejmowały pracę i o nieco ponad 35% mniej intensywnie były wykreślane z rejestru. Intensywność wyrejestrowywania z pozostałych powodów w przypadku kobiet i mężczyzn była zbliżona (brak istotności parametru δ'_3).

Podsumowanie

Metody zastosowane w badaniu pozwoliły na dokonanie oceny wpływu płci na intensywność względną wyrejestrowywania z urzędu pracy z określonego powodu. Analiza z wykorzystaniem modeli Lunna-McNeila potwierdziła wyniki analizy wskaźnikowej, wskazując, że podjęcie zatrudnienia nie było jedyną przyczyną wyrejestrowania z urzędu. Pomimo stosowania przez urzędy kar wobec osób niezgłaszających się w wyznaczonym terminie lub odmawiających podjęcia pracy albo innej formy pomocy, wykreślenia nadal stanowią duży odsetek wyrejestrowań. Świadczy to o tym, że wielu bezrobotnych rezygnuje z pośrednictwa urzędu w poszukiwaniu pracy, a sankcje stosowane wobec takich osób nie są skuteczne. Średni czas do wykreślenia w analizowanym okresie był równy 5,3 miesiąca (5,7 miesiąca dla kobiet, 5 miesięcy dla mężczyzn). Wyniki analizy z zastosowaniem modelu Lunna-McNeila wskazały, że kobiety intensywniej niż mężczyźni podejmowały pracę, mężczyźni zaś intensywniej byli wykreśleni z urzędu. Płeć osoby bezrobotnej nie wpływała natomiast na intensywność wyrejestrowania z pozostałych powodów.

Z przedstawionego badania wynikają pewne uwagi metodyczne. Po pierwsze, jeżeli analizowany proces może zakończyć się zdarzeniami różnego rodzaju, to warto wyodrębnić zdarzenia konkurujące i oszacować ryzyko ich wystąpienia. W przypadku analiz dotyczących rynku pracy ważne jest nie tylko podjęcie zatrudnienia przez osobę bezrobotną, lecz także zbadanie innych form wyjścia

z bezrobocia niż podjęcie pracy. Po drugie, wyniki badania pokazują, że przedstawione w artykule modele regresji dają taką samą ocenę ryzyka względnego dla wszystkich wyróżnionych form wyrejestrowania.

dr hab. Beata Bieszk-Stolorz — Uniwersytet Szczeciński

LITERATURA

- Batóg, J., Batóg, B. (2016). Application of correspondence analysis to the identification of the influence of features of unemployed persons on the unemployment duration. *Economics and Business Review*, 16(4), 25—44. DOI: 10.18559/ebr.2016.4.2.
- 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/fofi-2017-0011.
- Bieszk-Stolorz, B., Markowicz, I. (2012). *Modele regresji Coxa w analizie bezrobocia*. Warszawa: CeDeWu.
- Crowder, M. (1994). Identifiability Crises in Competing Risks. *International Statistical Review*, 62(3), 379—391. DOI: 10.2307/1403768.
- Crowder, M. (1996). On assessing independence of competing risks when failure times are discrete. *Lifetime Data Analysis*, 2(2), 195—209. DOI: 10.1007/BF00128575.
- Crowder, M. (1997). A test for independence of competing risks with discrete failure Times. *Lifetime Data Analysis*, 3(3), 215—223. DOI: 10.1023/A:1009696830515.
- Gooley, T. A., Leisenring, W., Crowley, J., Storer, B. E. (1999). Estimation of failure probabilities in the presence of competing risks: new representations of old estimators. *Statistics in Medicine*, 18(6), 695—706. DOI: 10.1002/(SICI)1097-0258(19990330)18:6<695::AID-SIM60>3.0.CO;2-O.
- GUS. (2011). *Rocznik Statystyczny Pracy 2010*. Warszawa: GUS.
- GUS. (2013). *Rocznik Statystyczny Pracy 2012*. Warszawa: GUS.
- GUS. (2016). *Rocznik Statystyczny Pracy 2015*. Warszawa: GUS.
- GUS. (2017). *Kwartalna informacja o rynku pracy*. Pobrane z: [http://stat.gov.pl/obszary-tematyczne/rynek-pracy/pracujacy-bezrobotni-bierni-zawodowo-wg-bael/monitoring-rynku-pracy-kwartalna-informacja-o-rynku-pracy-czwarty-kwartal-2016-roku,12,31.html](http://stat.gov.pl/obszary-tematyczne/rynek-pracy/pracujacy-bezrobotni-bierni-zawodowo-wg-bael/monitoring-ryнку-pracy-kwartalna-informacja-o-rynku-pracy-czwarty-kwartal-2016-roku,12,31.html).
- Kaplan, E. L., Meier, P. (1958). Non-parametric estimation from incomplete observations. *Journal of American Statistical Association*, 53, 457—481. DOI: 10.2307/2281868.
- Kielkowska, M. (red.). (2013). *Rynek pracy wobec zmian demograficznych*. Warszawa: Instytut Obywatelski.
- Klein, J. P., Bajorunaite, R. (2004). Inference for Competing Risks. W: N. Balakrishnan, C. R. Rao (red.), *Handbook of Statistics: Advances in Survival Analysis* (s. 291—311). New York: Elsevier.
- Klein, J. P., Moeschberger, M. L. (1984). Asymptotic bias of the product limit estimator under dependent competing risks. *Indian Journal of Productivity, Reliability and Quality Control*, 9, 1—7.
- Klein, J. P., Moeschberger, M. L. (2003). *Survival Analysis: Techniques for Censored and Truncated Data. Second Edition*. New York: Springer-Verlag.
- Kleinbaum, D., Klein, M. (2005). *Survival Analysis. A Self-Learning Text*. New York: Springer.

- Kotowska, I. E., Sztanderska, U., Wóycicka, I. (red.). (2007). *Aktywność zawodowa i edukacyjna a obowiązki rodzinne w Polsce w świetle badań empirycznych*. Warszawa: Wydawnictwo Naukowe SCHOLAR.
- Landmesser, J. M. (2008). Modele ryzyka konkurencyjnego dla czasu trwania czynności. W: T. Trzaskalik (red.), *Modelowanie Preferencji a Ryzyko '08* (s. 371—385). Katowice: Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej im. Karola Adamieckiego w Katowicach.
- Landmesser, J. (2013). *Wykorzystanie metod analizy czasu trwania do badania aktywności ekonomicznej ludności w Polsce*. Warszawa: Wydawnictwo SGGW.
- Markowicz, I. (2012). *Statystyczna analiza żywotności firm*. Szczecin: Wydawnictwo Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego.
- Matuszyk, A. (2015). *Zastosowanie analizy przetrwania w ocenie ryzyka kredytowego klientów indywidualnych*. Warszawa: CeDeWu.
- Pepe, M. S. (1991). Inference for Events With Dependent Risks in Multiple Endpoint Studies. *Journal of the American Statistical Association*, 86(415), 770—778. DOI: 10.1080/01621459.1991.10475108.
- Sączewska-Piotrowska, A. (2016). Dynamika ubóstwa w miejskich i wiejskich gospodarstwach domowych. *Wiadomości Statystyczne*, (7), 39—59.
- Wiśniewski, Z., Zawadzki, K. (red.). (2010). *Aktywna polityka rynku pracy w Polsce w kontekście europejskim*. Toruń: UMK-WUP.
- Wycinka, E. (2015). Modelowanie czasu do zaprzestania spłat rat kredytu lub wcześniejszej spłaty kredytu jako zdarzeń konkurujących. *Problemy Zarządzania*, 13(3), 146—157.

Summary. Numerous researches indicate that the situation of men and women on the labour market varies. In order to equalise opportunities, labour offices offer various forms of activation to the unemployed. However, it was observed that besides deregistering people taking up employment, removal of persons, who did not accept offered position, from the register was a common reason.

The aim of the research is to assess the influence of gender of the unemployed persons on the intensity of deregistration due to taking up employment, cancelling or other causes. These reasons constitute various types of competing events. In order to assess the probability of deregistration, the Kaplan-Meier estimator was used and to determine the intensity of deregistration for a specific reason — the Lunn-McNeil model. In the research individual data of persons registered in the Powiat Labour Office in Szczecin in the years 2013 and 2014 were used.

The results of the research show that intensity of finding a job was higher for women than for men. Women were also more rarely cancelled from the registry. In the case of other reasons, differences in the intensity of deregistration in terms of sex were not statistically significant.

Keywords: Kaplan-Meier estimator, Lunn-McNeil model, competing risks, unemployment, sex.

Dorota MIŁEK

Zróznicowanie rozwoju społeczno-gospodarczego powiatów województwa świętokrzyskiego¹

Streszczenie. *Celem artykułu jest diagnoza i ocena zróżnicowania rozwoju społeczno-gospodarczego powiatów województwa świętokrzyskiego oraz wskazanie grup powiatów o podobnym poziomie rozwoju. Badanie przeprowadzono dla lat 2010 i 2015. Wykorzystano w nim wskaźniki charakteryzujące rozwój społeczno-gospodarczy w następujących dziedzinach: sytuacja demograficzna i rynek pracy, potencjał społeczny, struktura gospodarcza powiatu, infrastruktura techniczna oraz stan i ochrona środowiska naturalnego. Do syntetycznej oceny rozwoju społeczno-gospodarczego zastosowano metodę wzorca rozwoju Hellwiga, a za pomocą metody grupowania Warda wyodrębniono grupy powiatów podobnych pod względem badanego zjawiska.*

Przeprowadzona analiza pozwoliła na zidentyfikowanie powiatów o najwyższym, wysokim, niskim i bardzo niskim poziomie rozwoju.

Słowa kluczowe: rozwój lokalny, zróżnicowanie rozwoju powiatów, region świętokrzyski, metoda Hellwiga, metoda Warda.

JEL: B16, O11, O18

Rozwój społeczno-gospodarczy jest zróżnicowany przestrzennie, co wiąże się — jak twierdzą badacze — z uwarunkowaniami historycznymi, położeniem geograficznym, odmiennością struktury gospodarczej czy kwestiami społeczno-kulturowymi. Zgodnie ze Strategią rozwoju kraju 2020 kompleksowy i zrównoważony rozwój powinien się przyczynić do podniesienia jakości życia mieszkańców Polski (MRR, 2012), czemu ma służyć polityka rozwoju regionalnego czy

¹ Artykuł opracowano na podstawie referatu wygłoszonego na konferencji pt. *Rozwój gospodarczy i przestrzenny Polski a realizacja polityki spójności*, która odbyła się 25 i 26 maja 2017 r. w Katowicach.

lokalnego. Ustawowym zadaniem samorządu terytorialnego jest zatem realizacja działań sprzyjających rozwojowi skutkującemu wzrostem poziomu jakości ludności.

Rozwój społeczno-gospodarczy to zjawisko dość często omawiane w naukach społeczno-ekonomicznych. W ocenie autorki brakuje jednak analiz, które empirycznie weryfikowałyby zależności przestrzenne w rozwoju społeczno-gospodarczym powiatów woj. świętokrzyskiego.

Celem badania jest rozpoznanie i ocena zróżnicowania rozwoju społeczno-gospodarczego powiatów regionu świętokrzyskiego, sporządzenie rankingu tych jednostek oraz wskazanie grup powiatów o zbliżonym rozwoju. Konieczne było zatem porównanie wielu obiektów, które opisano za pomocą zbioru zmiennych pogrupowanych następująco: sytuacja demograficzna i rynek pracy, potencjał społeczny, struktura gospodarcza powiatu, infrastruktura techniczna oraz stan i ochrona środowiska naturalnego. Podstawę analizy stanowiły dane pochodzące z publikacji Urzędu Statystycznego w Kielcach (US w Kielcach, 2011, 2016) oraz Banku Danych Lokalnych GUS. Zakres badania obejmował lata 2015 (aktualny i pełny dostęp do danych statystycznych) i 2010 (jako punkt odniesienia). Nie-równości w rozwoju społeczno-gospodarczym tych powiatów określono za pomocą taksonomicznego miernika rozwoju Hellwiga (1968) oraz analizy skupień podobnych jednostek — metoda Warda (Strahl, 2006). Wyniki badania mogą służyć władzom regionalnym i lokalnym do oceny efektów prowadzonej polityki.

ROZWÓJ LOKALNY — ZAKRES POJĘCIOWY

Systematyzacja pojęć związanych z problematyką poruszaną w artykule obli-guje odniesienie jej do wzrostu i rozwoju gospodarczego. Pierwsza kategoria oznacza poprawę relacji ilościowych, np. w zakresie wzrostu produkcji i usług, konsumpcji czy zwiększenia potencjału produkcyjnego przypadającego przeciętnie na mieszkańca danego kraju (Marciniak, 1997, s. 50). Wzrost gospodarczy odnosi się tylko do zmian ilościowych. Rozwój gospodarczy natomiast oznacza zarówno zmiany ilościowe (wyrażane za pomocą wskaźników wzrostu gospodarczego), jak i przekształcenia jakościowe. Różnica pomiędzy wzrostem a rozwojem gospodarczym polega zatem na przypisaniu ostatniemu cech o charakterze jakościowym. Rozwój gospodarczy określa całościowe zmiany zachodzące w długim okresie w zakresie struktury potencjału wytwórczego gospodarki, struktury produkcji i konsumpcji, stosunków społeczno-ekonomicznych oraz systemu funkcjonowania gospodarki (Bąkiewicz i Czaplicka, 2011, s. 77; Jańczuk, 2013, s. 121 i 122).

Rozwój społeczno-gospodarczy jest najszerszym pojęciem, obejmującym tendencję rozwojową danej jednostki terytorialnej czy też kraju lub kontynentu. Jest rozpatrywany jako *systematyczna poprawa warunków bytu ludności, wzrost świadczeń socjalnych i kulturalnych opartych na wszechstronnym postępie spo-*

tecznym oraz powszechności i równości dostępu do urzędzeń socjalnych, kształtowanie optymalnych warunków rozwoju jednostki i społeczeństwa w wyniku doskonalenia form i zasad współżycia społecznego (Piontek, 2006, s. 40).

Procesy rozwoju społeczno-gospodarczego dokonują się w ściśle określonej przestrzeni, na różnych poziomach terytorialnych, np. lokalnym, regionalnym, jak też dla układów o szerszym zasięgu — krajowym czy kontynentalnym. Rozwój regionalny to trwały wzrost poziomu życia mieszkańców i potencjału gospodarczego w skali danej jednostki terytorialnej (Szymła, 1994, s. 11—16). Definiuje się go głównie przez pryzmat zmian w: potencjale gospodarczym, strukturze gospodarczej, środowisku przyrodniczym, zagospodarowaniu infrastrukturalnym, ładzie przestrzennym, poziomie życia mieszkańców oraz zagospodarowaniu przestrzennym. Definiowany jest również jako *wzrost potencjału gospodarczego regionów oraz trwała poprawa ich konkurencyjności i poziomu życia mieszkańców, co przyczynia się do rozwoju społeczno-gospodarczego kraju* (Szlachta, 1996). Rozwój regionu jest więc integralną częścią całej gospodarki narodowej. O sukcesie w rozwoju społeczno-gospodarczym kraju decyduje więc w istotnej mierze rozwój poszczególnych układów terytorialnych.

Rozwój lokalny z kolei charakteryzuje całokształt zmian, zachodzących na konkretnym terytorium, mających zazwyczaj określony kierunek i siłę oddziaływania. Według Broła (1998, s. 11) oznacza on *zharmonizowane i systematyczne działanie społeczności lokalnej, władzy lokalnej oraz pozostałych podmiotów funkcjonujących w gminie zmierzające do kreowania nowych i poprawy istniejących walorów użytkowych gminy, tworzenia korzystnych warunków dla lokalnej gospodarki oraz zapewnienia ładu przestrzennego i ekologicznego*. Ta kategoria ma charakter wielowymiarowy, co wynika bezpośrednio z wielości czynników ją kształtujących, charakteryzujących: potencjał i strukturę gospodarczą, środowisko przyrodnicze, zagospodarowanie infrastrukturalne, poziom życia mieszkańców oraz zagospodarowanie przestrzenne. W artykule rozwój lokalny określono jako proces ilościowych i jakościowych zmian w zakresie poziomu i jakości życia mieszkańców oraz warunków funkcjonowania jednostek gospodarczych zlokalizowanych na danym terytorium. Jeżeli aktywność w ujęciu społecznym i gospodarczym przejawia się w sposób właściwy i konsekwentny, to powinna skutkować awansem gospodarczym jednostki terytorialnej (Bański i Czapiewski, 2008).

DOBÓR CECH DIAGNOSTYCZNYCH

Do oceny poziomu rozwoju społeczno-gospodarczego powiatów wykorzystano zbiór zmiennych diagnostycznych, które charakteryzują badane zjawisko. Pozwalają one na odróżnianie badanych obiektów. Dobór ten spełnia trzy podstawowe kryteria: merytoryczne, formalne i statystyczne (Strahl, 2006). Uwzględniając dorobek badaczy przedmiotu oraz doświadczenia Autorki w tym

zakresie, określono cechy służące zbadaniu rozwoju powiatów woj. świętokrzyskiego.

Rozwój społeczno-gospodarczy powiatów scharakteryzowano na podstawie zmiennych obrazujących pięć dziedzin: sytuację demograficzną i rynek pracy, potencjał społeczny, strukturę gospodarczą powiatu, infrastrukturę techniczną oraz stan i ochronę środowiska naturalnego². W pierwszym etapie badania, w wyniku merytoryczno-formalnej analizy zmiennych, zaproponowano 30 zmiennych diagnostycznych (tabl. 1).

Zmienne wybrane jako diagnostyczne powinny się charakteryzować wysokim zróżnicowaniem oraz niskim skorelowaniem z pozostałymi zmiennymi (Stec, 2011, s. 232—251). W celu uzyskania ostatecznego zbioru zmiennych przeprowadzono ich redukcję na podstawie współczynnika zmienności i z wykorzystaniem metody parametrycznej Hellwiga (1968) oraz następujących opracowań: Młodak (2006, s. 30 i 31) oraz Szkutnik, Sączewska-Piotrowska i Hadaś-Dyduch (2015, s. 12 i 13). Wartość progową współczynnika korelacji liniowej Pearsona ustalono arbitralnie jako $r^* = 0,7$.

TABL. 1. ZMIENNE PRZYJĘTE DO BADANIA ROZWOJU SPOŁECZNO-GOSPODARCZEGO POWIATÓW WOJ. ŚWIĘTOKRZYSKIEGO

Zmienne	Współczynnik zmienności	
	2010	2015
Sytuacja demograficzna i rynek pracy		
X_1 — przyrost naturalny na 1 tys. ludności	−91,38	−48,19
X_2 — udział ludności miejskiej w ogólnej liczbie ludności w %	55,75	55,73
X_3 — udział pracujących w przemyśle i budownictwie w pracujących ogółem w %	29,59	30,60
X_4 — udział pracujących w usługach rynkowych w pracujących ogółem w %	27,72	26,68
X_5 — udział pracujących w usługach nierynkowych w pracujących ogółem w %	54,27	17,36
X_6 — stopa bezrobocia rejestrowanego w %	33,08	36,94
Potencjał społeczny		
X_7 — dochody własne budżetu powiatu na mieszkańca w zł	14,62	18,85
X_8 — liczba mieszkań oddanych do użytku na 1 tys. ludności	7,55	7,84
X_9 — liczba lekarzy na 1 tys. ludności	31,98	25,04
X_{10} — liczba łóżek w szpitalach ogólnych na 10 tys. ludności	44,25	43,08
X_{11} — liczba osób na aptekę	23,56	18,27
X_{12} — wypożyczenia w bibliotekach publicznych w woluminach na czytelnika	11,43	16,07

² Dla poszczególnych dziedzin przyjęto jednakowe wagi, dlatego liczba cech wyjściowych w każdej dziedzinie jest jednakowa.

TABL. 1. ZMIENNE PRZYJĘTE DO BADANIA ROZWOJU SPOŁECZNO-GOSPODARCZEGO POWIATÓW WOJ. ŚWIĘTOKRZYSKIEGO (dok.)

Zmienne	Współczynnik zmienności	
	2010	2015
Struktura gospodarcza powiatu		
X_{13} — wartość brutto środków trwałych w przedsiębiorstwach (bieżące ceny ewidencyjne) na pracującego w zł	69,23	71,19
X_{14} — nakłady inwestycyjne ogółem na mieszkańca w zł	67,00	51,99
X_{15} — produkcja sprzedana przemysłu na mieszkańca w zł	81,39	85,79
X_{16} — udział wydatków inwestycyjnych z budżetu powiatu w wydatkach ogółem w %	48,77	36,94
X_{17} — liczba podmiotów gospodarki narodowej zarejestrowanych w REGON na 10 tys. ludności w wieku produkcyjnym	18,01	16,95
X_{18} — udział spółek prawa handlowego w ogólnej liczbie podmiotów gospodarczych	46,62	33,01
Infrastruktura techniczna		
X_{19} — drogi publiczne o twardej nawierzchni (powiatowe) na 100 km ² w km	28,01	33,07
X_{20} — odsetek ludności korzystającej z sieci wodociągowej	11,54	7,73
X_{21} — odsetek ludności korzystającej z sieci kanalizacyjnej	35,98	28,33
X_{22} — odsetek ludności korzystającej z sieci gazowej	93,69	91,14
X_{23} — zanieczyszczenia pyłowe zatrzymane w urządzeniach do redukcji zanieczyszczeń w % zanieczyszczeń wytworzonych	11,12	30,79
X_{24} — zanieczyszczenia gazowe (bez CO ₂) zatrzymane w urządzeniach do redukcji zanieczyszczeń w % zanieczyszczeń wytworzonych	215,71	304,36
Stan i ochrona środowiska naturalnego		
X_{25} — emisja zanieczyszczeń pyłowych na 1 km ² w t	91,83	95,35
X_{26} — emisja zanieczyszczeń gazowych na 1 km ² w t	199,35	186,98
X_{27} — nakłady na środki trwałe służące ochronie środowiska na mieszkańca	79,38	99,25
X_{28} — nakłady na środki trwałe służące gospodarce wodnej na mieszkańca	104,95	123,12
X_{29} — ścieki przemysłowe i komunalne wymagające oczyszczania odprowadzone do wód lub do ziemi w ciągu roku na mieszkańca	94,20	101,85
X_{30} — ludność obsługiwana przez oczyszczalnię ścieków w ludności ogółem w %	38,21	30,81

Ź r ó d ł o: opracowanie własne.

W wyniku przeprowadzonej redukcji ze zbioru zmiennych wyeliminowano te, które charakteryzowały się wartością współczynnika zmienności $V \leq 10\%$. Ze względu na małą zmienność w obu analizowanych latach usunięto cechę X_8 . Wyznaczenie macierzy korelacji zmiennych pozwoliło na dokonanie analizy ich pojemności informacyjnej. Na podstawie metody parametrycznej Hellwiga wykluczono z badania zmienne: X_2 , X_4 , X_{12} , X_{16} , X_{19} , X_{20} , X_{21} , X_{25} i X_{30} . Ostatecznie przyjęto 20 zmiennych diagnostycznych, wśród których pięć stanowi zmienne centralne: X_3 , X_{10} , X_{14} , X_{24} i X_{29} , a pozostałe: X_1 , X_5 , X_6 , X_7 , X_9 , X_{11} ,

X_{13} , X_{15} , X_{17} , X_{18} , X_{22} , X_{23} , X_{26} , X_{27} i X_{28} to zmienne izolowane. Trzy zmienne są destymulantami, a 17 — stymulantami (tabl. 1)³.

Powiaty woj. świętokrzyskiego charakteryzowało zróżnicowanie pod względem wartości analizowanych cech, co pokazały wartości współczynnika zmienności obliczone dla poszczególnych cech (tabl. 1). W 2015 r. wahały się one od 7,84% do 304,36% (w 2010 r. — od 7,55% do 215,71%). Największe zróżnicowanie dotyczyło zmiennej X_{24} , dla której w 2015 r. współczynnik zmienności wynosił 304,36% (w 2010 r. — 215,71%). Pod względem tej cechy najlepsze wyniki osiągnęły pow. staszowski i starachowicki, dla których w 2015 r. wartości wskaźnika wynosiły odpowiednio: 39,6% i 7,4% (w 2010 r. — konecki 89,8% i staszowski 71,5%).

Znaczne zróżnicowanie powiatów występowało pod względem emisji zanieczyszczeń gazowych na 1 km² (X_{26}) — wartość współczynnika zmienności w 2015 r. wyniosła 186,98% (w 2010 r. — 199,35%). W obu analizowanych latach dominowały pow. staszowski, opatowski i kielecki. Najniższe wartości zmiennej X_{26} w obu latach notowano dla pow. kazimierskiego, buskiego i pińczowskiego.

Duże zróżnicowanie występowało również w zakresie nakładów na środki trwale służące gospodarce wodnej przypadających na mieszkańca (wartość współczynnika zmienności wyniosła w 2015 r. 123,12%; w 2010 r. — 104,95%). Największą wartością cechy X_{28} charakteryzowały się pow. kazimierski, opatowski i sandomierski.

Najmniejsze zróżnicowanie notowano dla zmiennej X_8 (wartość współczynnika zmienności w 2015 r. wyniosła 7,84%; w 2010 r. — 7,55%). W przypadku tej cechy dominują, w obu analizowanych latach, pow.: skarżyski — 393,6, ostrowiecki — 369,3 i konecki — 361,5 (w 2010 r. odpowiednio: 373,7; 344,9 i 344,2), natomiast najniższą wartość notowano w pow. kieleckim 284,2 (w 2010 r. — 274,4) oraz kazimierskim 317,5 (w 2010 r. — 300,3).

METODYKA BADAŃ

Do realizacji celu badawczego wykorzystano metodę Hellwiga i skonstruowano syntetyczny wskaźnik rozwoju powiatów woj. świętokrzyskiego. Procedura prowadząca do wyznaczenia syntetycznego wskaźnika składała się z następujących etapów (Hellwig, 1968; Miłek i Paluch, 2016, s. 96):

1. Zbiór zmiennych diagnostycznych podzielono na stymulanty i destymulanty, przy czym te ostatnie zamieniono na stymulanty⁴.

³ Stymulanty to zmienne, których większe wartości świadczą o wyższym rozwoju badanego zjawiska, a destymulanty to zmienne, których spadek wartości świadczy o wyższym rozwoju (Zeliaś, 2000).

⁴ W artykule zastosowano przekształcenie ilorazowe destymulant w stymulanty według wzoru:
$$X_i = \frac{1}{X_i D}$$

2. W celu sprowadzenia danych do wartości porównywalnych zastosowano normalizację⁵ cech poprzez klasyczną standaryzację wartości zmiennej według wzoru:

$$Z_{ik} = \frac{x_{ik} - \bar{x}_k}{S_k} \quad (1)$$

dla $x_k \in I$; $i = 1, \dots, n$; $k = 1, \dots, m$

gdzie:

I — zbiór stymulant,

Z_{ik} — wartość zestandaryzowana cechy k dla powiatu i ,

x_{ik} — wartość cechy k w regionie i ,

\bar{x}_k — średnia arytmetyczna zmiennej k ,

S_k — odchylenie standardowe zmiennej k ,

m — liczba zmiennych,

n — liczba powiatów.

3. Wyznaczono wzorec rozwoju, który zdefiniowano jako abstrakcyjny obiekt P_0 , charakteryzujący się najwyższymi wartościami dla stymulant i mający zestandaryzowane współrzędne:

$$P_0 = [z_{01}, z_{02}, \dots, z_{0k}] \quad (2)$$

gdzie $Z_{0k} = \max\{z_{ik}\}$ — gdy x_k jest stymulantą.

4. Obliczono odległości pomiędzy powiatami a przyjętym wzorcem — punktem P_0 według wzoru (odległość euklidesowa):

$$c_{i0} = \sqrt{\sum_{k=1}^m (z_{ik} - z_{0k})^2} \quad i = 1, 2, 3, \dots, n \quad (3)$$

5. W celu unormowania wartości wskaźnika d_i skonstruowano względny taksonomiczny miernik rozwoju, który obliczono według wzoru:

$$d_i = 1 - \frac{c_{i0}}{c_0} \quad i = 1, 2, 3, \dots, n \quad (4)$$

⁵ Dokonując standaryzacji zmiennych posłużono się średnią arytmetyczną i odchyleniem standardowym obliczonymi jednorazowo dla całego okresu badania. Operacja ta zapewniła porównywalność danych (Zeliaś, 2000).

gdzie:

$$c_0 = \bar{c}_0 + 2 \cdot s_0 \quad (5)$$

\bar{c}_0, s_0 — odpowiednio średnia arytmetyczna oraz odchylenie standardowe ciągu c_{i0} ($i = 1, 2, 3, \dots, n$),

d_i — wskaźnik syntetyczny,

przy czym:

$$\bar{c}_0 = \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^n c_{i0} \quad (6)$$

oraz

$$s_0 = \sqrt{\frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^n (c_{i0} - \bar{c}_0)^2} \quad (7)$$

Otrzymana w wyniku obliczeń syntetyczna miara rozwoju d_i (4) przyjmuje wartości z przedziału od 0 do 1. Im wartość miary d_i jest bliższa 1, tym dany obiekt (w tym wypadku powiat) jest mniej oddalony od wzorca i charakteryzuje się wyższym rozwojem społeczno-gospodarczym.

Obliczony wskaźnik wykorzystano do uszeregowania powiatów według zidentyfikowanego rozwoju. Na podstawie wartości taksonomicznego wskaźnika rozwoju wyodrębniono cztery grupy powiatów woj. świętokrzyskiego zbliżonych pod względem poziomu rozwoju społeczno-gospodarczego. Wyróżniono grupy powiatów o najwyższym, wysokim, niskim i bardzo niskim rozwoju, klasyfikując je według następujących przedziałów (Zeliaś, 2000):

I — najwyższy: $d_i \geq \bar{d}_i + S_{di}$,

II — wysoki: $\bar{d}_i \leq d_i < \bar{d}_i + S_{di}$,

III — niski: $\bar{d}_i - S_{di} \leq d_i < \bar{d}_i$,

IV — bardzo niski: $d_i < \bar{d}_i - S_{di}$,

gdzie:

d_i — wartość wskaźnika syntetycznego,

\bar{d}_i — średnia arytmetyczna wskaźnika syntetycznego,

S_{di} — odchylenie standardowe wskaźnika syntetycznego.

Aby uzupełnić analizę, dokonano również klasyfikacji przestrzennej powiatów ze względu na podobny poziom ich rozwoju za pomocą metody Warda. Jest ona zaliczana do hierarchicznych metod aglomeracyjnych i dość często wykorzystywana do grupowania obiektów. Jej efektywność przy określaniu faktycznej struktury badanych obiektów jest oceniana dość wysoko w porównaniu z innymi metodami aglomeracyjnymi (Grabiński i Sokołowski, 1984; Sokołowski, 1992; Strahl, 2006). Należy jednak podkreślić, że metoda ta ma tendencję do łączenia w skupienia stosunkowo niewielkiej liczby obserwacji oraz wyróżniania skupień o zbliżonej liczebności (Młodak, 2006; Strahl, 2006; Suchecki, 2010). Efekty zastosowania metody Warda dla powiatów woj. świętokrzyskiego przedstawiono w postaci dendrogramów (przy zastosowaniu programu Statistica 10). Analiza metodą Warda pozwoliła na łączenie w skupienia powiatów najbardziej podobnych do siebie i jednocześnie maksymalnie odróżniających się od innych pod względem przyjętych cech określających ich rozwój społeczno-gospodarczy.

ANALIZA ROZWOJU SPOŁECZNO-GOSPODARCZEGO POWIATÓW WOJ. ŚWIĘTOKRZYSKIEGO W LATACH 2010 I 2015

Charakterystyczny dla woj. świętokrzyskiego jest wyraźny podział na rolnicze południe i przemysłową północ. Województwo tworzy 13 powiatów ziemskich i jeden grodzki (Kielce)⁶.

Na podstawie przyjętych do badania 20 cech diagnostycznych przeprowadzono analizę zróżnicowania rozwoju społeczno-gospodarczego powiatów z wykorzystaniem metod Hellwiga i Warda. Uzyskane wartości syntetyczne wskaźnika pozwoliły na liniowe uporządkowanie powiatów pod względem kierunku i natężenia badanego zjawiska. Obliczono taksonomiczny wskaźnik rozwoju społeczno-gospodarczego powiatów ogółem oraz wskaźniki częściowe dla poszczególnych dziedzin wyróżnionych w badaniach.

Klasyfikacja powiatów według wskaźnika syntetycznego Hellwiga wykazała duże zróżnicowanie ich rozwoju (tabl. 2 i wyk. 1). W 2010 r. różnica między wartością maksymalną — 0,323 (pow. staszowski) a minimalną — -0,010 (pow. kazimierski) wyniosła 0,346. W 2015 r. wartości te kształtowały się odpowiednio: maksymalna — 0,353, minimalna — -0,010⁷, czyli rozstęp wyniósł 0,363. Odległość regionów od wzorca w latach 2010 i 2015 przedstawiono na wyk. 1.

⁶ Powiat grodzki — miasto Kielce wyłączono z badań.

⁷ Wskaźnik syntetyczny Z. Hellwiga przyjmuje wartości z przedziału od 0 do 1, ale mogą wystąpić wartości poniżej zera. Zdaniem Zeliasia (2000) taka sytuacja może wystąpić wówczas, gdy poziom rozwoju pojedynczej jednostki jest zdecydowanie niższy niż pozostałych lub gdy liczba obiektów badania jest duża.

**TABL. 2. WARTOŚCI TAKSONOMICZNEGO MIERNIKA ROZWOJU
SPOŁECZNO-GOSPODARCZEGO WEDŁUG GRUP
POWIATÓW WOJ. ŚWIĘTOKRZYSKIEGO**

Powiaty	d_i	Powiaty	d_i
2010		2015	
Grupa I $d_i \geq 0,323$		Grupa I $d_i \geq 0,279$	
Staszowski	0,462	Staszowski	0,353
Starachowicki	0,351		
Grupa II $0,323 \leq d_i < 0,216$		Grupa II $0,279 \leq d_i < 0,186$	
Włoszczowski	0,252	Buski	0,245
Konecki	0,246	Sandomierski	0,241
Skarżyski	0,231	Włoszczowski	0,231
Ostrowiecki	0,227	Starachowicki	0,230
Sandomierski	0,223	Ostrowiecki	0,228
		Skarżyski	0,217
		Konecki	0,198
Grupa III $0,216 \leq d_i < 0,108$		Grupa III $0,186 \leq d_i < 0,093$	
Jędrzejowski	0,190	Pińczowski	0,178
Buski	0,167	Jędrzejowski	0,129
Pińczowski	0,166	Opatowski	0,116
Opatowski	0,152		
Kielecki	0,112		
Grupa IV $d_i < 0,108$		Grupa IV $d_i < 0,093$	
Kazimierski	0,023	Kielecki	0,060
		Kazimierski	-0,010

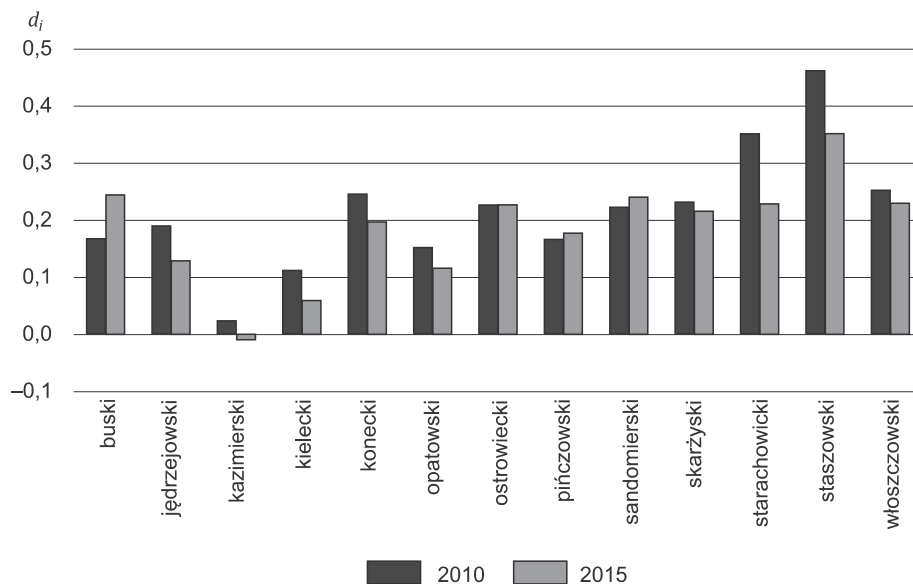
Źródło: obliczenia własne.

W 2015 r. w stosunku do roku 2010 nastąpił wzrost ogólnego rozwoju społeczno-gospodarczego w czterech powiatach woj. świętokrzyskiego (buskim, ostrowieckim, pińczowskim i sandomierskim), a w pozostałych dziewięciu notowano spadek. Pozycje w rankingu w 2015 r. w stosunku do 2010 r. poprawiły dwa powiaty, pięć utrzymało lokatę, natomiast sześć notowało spadek.

Syntetyczny wskaźnik Hellwiga dla lat 2010 i 2015 (d_i) uporządkowano linowo według wartości nierosnących i na jego podstawie wyodrębniono cztery grupy powiatów.

W 2010 r. w grupie I znalazły się dwa powiaty o charakterze przemysłowym — staszowski i starachowicki. W drugim badanym roku w grupie o najwyższym poziomie rozwoju pozostał tylko pow. staszowski. W skład II grupy w 2010 r. wchodziły powiaty: włoszczowski, konecki, skarżyski, ostrowiecki i sandomierski, natomiast w 2015 r. — buski, sandomierski, włoszczowski, starachowicki, ostrowiecki, skarżyski i konecki. Do III grupy w 2010 r. zaliczono powiaty: jędrzejowski, buski, pińczowski, opatowski i kielecki, zaś w 2015 r. — pińczowski, jędrzejowski i opatowski. W ostatniej grupie znalazł się w obu analizowanych latach pow. kazimierski, a w 2015 r. także pow. kielecki.

**WYKR. 1. ROZWÓJ SPOŁECZNO-GOSPODARCZY POWIATÓW
WOJ. ŚWIĘTOKRZYSKIEGO**



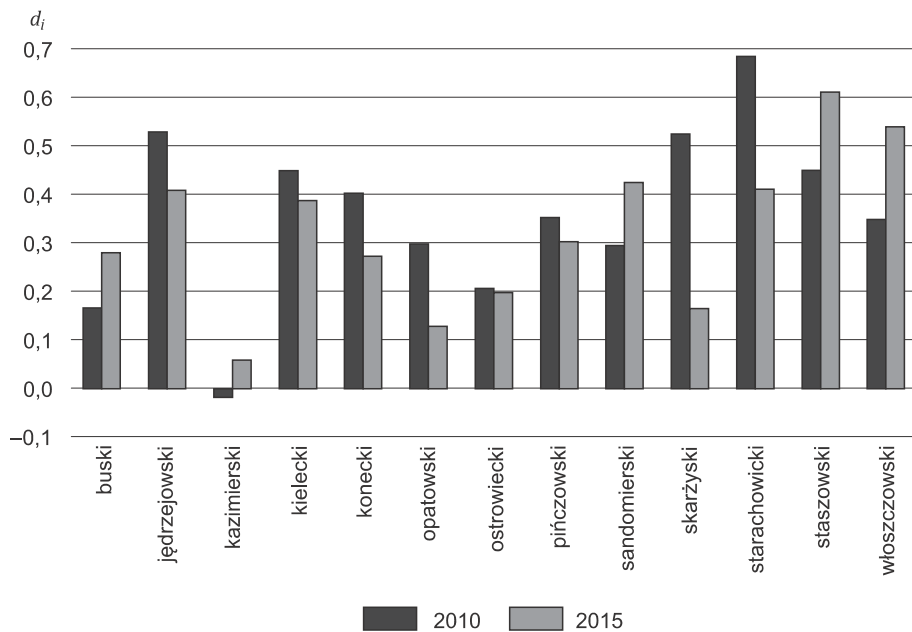
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z tabl. 2.

Analizę uzupełniono, dokonując oceny poziomu rozwoju w powiatach woj. świętokrzyskiego na podstawie taksonomicznych wskaźników cząstkowych Hellwiga dla wyróżnionych obszarów badawczych.

Potencjał demograficzny i rynek pracy powiatów woj. świętokrzyskiego oceniono na podstawie czterech cech diagnostycznych, a pozycje powiatów pod względem wartości uzyskanego miernika Hellwiga w latach 2010 i 2015 przedstawiono na wyk. 2.

W 2010 r. na najwyższych pozycjach uplasowały się powiaty: starachowicki, jędrzejowski i skarżyski, natomiast na ostatnich — buski i kazimierski. Pięć lat później czołowe miejsca zajęły powiaty: staszowski, włoszczowski i sandomierski, a ostatnie — skarżyski, opatowski i kazimierski. Pozytywne zmiany były najbardziej zauważalne w powiatach: sandomierskim (awans o siedem miejsc), buskim (o cztery) i włoszczowskim (o dwie lokaty), sytuacja pogorszyła się zaś w pow. skarżyskim, który odnotował spadek z trzeciego miejsca na dziesiąte. Wysoka lokata pow. staszowskiego (awans z miejsca trzeciego na pierwsze) wynikała z najlepszej pozycji, jeśli chodzi o zmienną X_3 oraz równie dobrych wartości pozostałych cech określających badany potencjał. Na uwagę zasługuje również wyższy i dodatni miernik rozwoju dla pow. kazimierskiego, na który wpłynęła wysoka wartość udziału zmiennej X_5 w roku 2015 w stosunku do 2010.

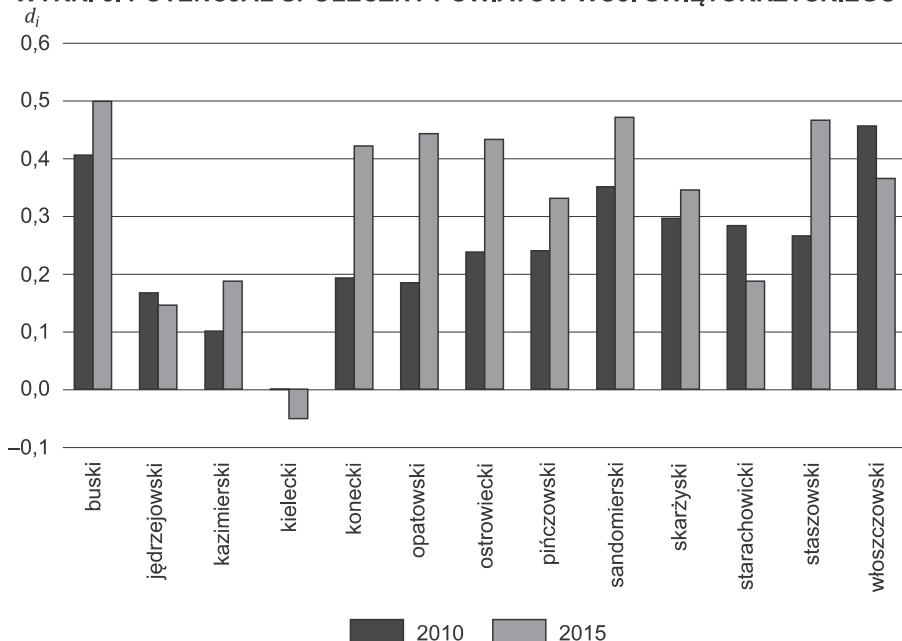
**WYKR. 2. POTENCJAŁ DEMOGRAFICZNY I RYNEK PRACY POWIATÓW
WOJ. ŚWIĘTOKRZYSKIEGO**



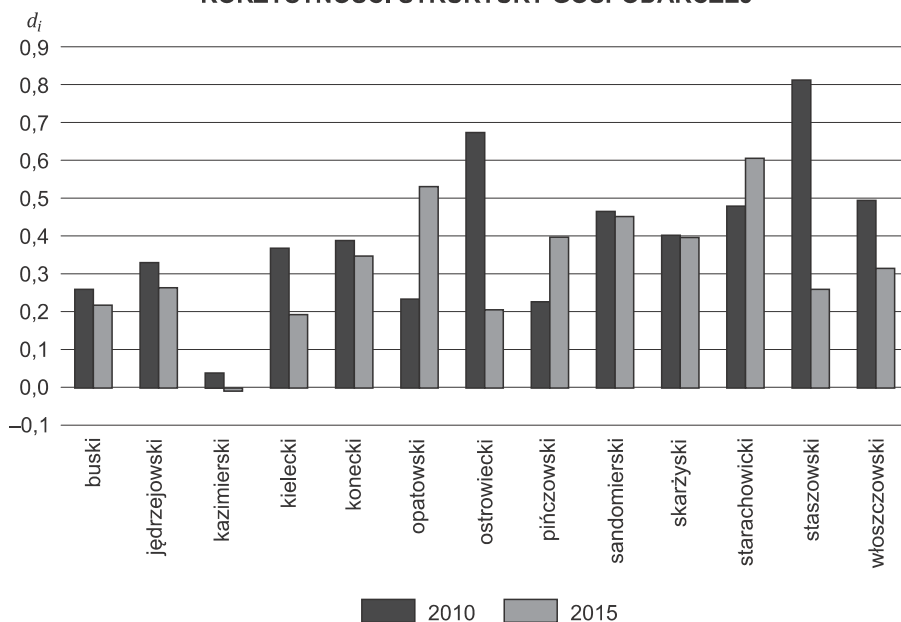
Źródło: opracowanie własne.

Na podstawie czterech zmiennych określających potencjał społeczny powiatów woj. świętokrzyskiego obliczono wartości miary Hellwiga dla lat 2010 i 2015 (wykr. 3). Wartość miary syntetycznej w 2010 r. w powiatach woj. świętokrzyskiego wahała się od 0,458 do 0,000. Najwyższe wartości uzyskały pow. włoszczowski i buski, zaś najniższe — kazimierski i kielecki. W pow. kieleckim notowano najniższe wartości cech w badanych latach dla zmiennych: X_7 , X_9 i X_{10} . W 2015 r. w stosunku do 2010 r. w dziewięciu powiatach nastąpił wzrost wartości miary syntetycznej, co świadczy o pozytywnych zmianach w potencjale społecznym powiatów. W pow. ostrowieckim nastąpił wzrost taksonomicznego miernika rozwoju Hellwiga o 20 p.proc.

Strukturę gospodarczą powiatów woj. świętokrzyskiego również oceniono na podstawie czterech zmiennych. Wartości miary Z. Hellwiga w latach 2010 i 2015 przedstawiono na wykr. 4. W 2015 r. najkorzystniejsza struktura gospodarcza charakteryzowała powiaty: starachowicki (0,609), opatowski (0,534) i sandomierski (0,455). Najgorzej pod tym względem wypadły powiaty: ostrowiecki (0,207), kielecki (0,194) i kazimierski (-0,008). W 2015 r. w stosunku do 2010 r. w przypadku dziesięciu powiatów woj. świętokrzyskiego (buski, jędrzejowski, kazimierski, kielecki, konecki, ostrowiecki, sandomierski, skarżyski, staszowski i włoszczowski) wartość miary syntetycznej obniżyła się, co wskazuje na pogorszenie struktury ich gospodarki.

WYKR. 3. POTENCJAŁ SPOŁECZNY POWIATÓW WOJ. ŚWIĘTOKRZYSKIEGO

Źródło: jak przy wyk. 2.

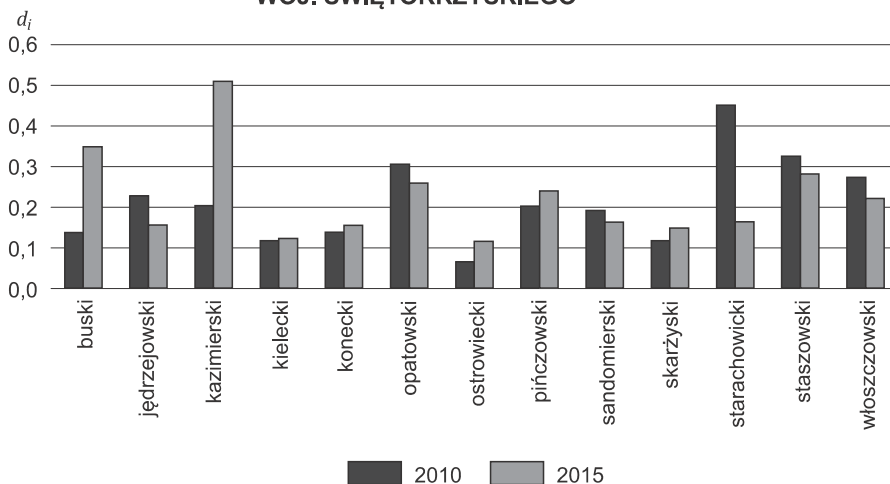
WYKR. 4. POWIATY WOJ. ŚWIĘTOKRZYSKIEGO POD WZGLĘDEM KORZYSTNOŚCI STRUKTURY GOSPODARCZEJ

Źródło: jak przy wyk. 2.

Potencjał w zakresie infrastruktury technicznej powiatów woj. świętokrzyskiego reprezentują trzy cechy, dlatego nieuzasadnione jest obliczanie na ich podstawie wartości cząstkowej miary syntetycznej Hellwiga.

Stan i ochronę środowiska naturalnego powiatów woj. świętokrzyskiego oceniono na podstawie czterech cech (wykr. 5). W 2015 r. najkorzystniejszy potencjał w tym zakresie miały powiaty: kazimierski (0,511), buski (0,348), staszowski (0,282) i opatowski (0,259), zaś skarżyski, kielecki i ostrowiecki uzyskały w obu analizowanych latach najniższe wartości miernika Hellwiga — odpowiednio: w 2015 r. — 0,148, w 2010 r. — 0,117; w 2015 r. — 0,122, w 2010 r. — 0,117 i w 2015 r. — 0,115, w 2010 r. — 0,065. Na tak słaby wynik wpłynęły głównie niskie nakłady na środki trwałe służące ochronie środowiska i gospodarce wodnej. W 2015 r., w stosunku do 2010 r., w przypadku siedmiu powiatów nastąpiło zmniejszenie wartości wskaźnika syntetycznego, co wskazuje na pogorszenie się stanu ochrony środowiska.

WYKR. 5. OCHRONA ŚRODOWISKA NATURALNEGO W POWIATACH WOJ. ŚWIĘTOKRZYSKIEGO



Źródło: jak przy wyk. 2.

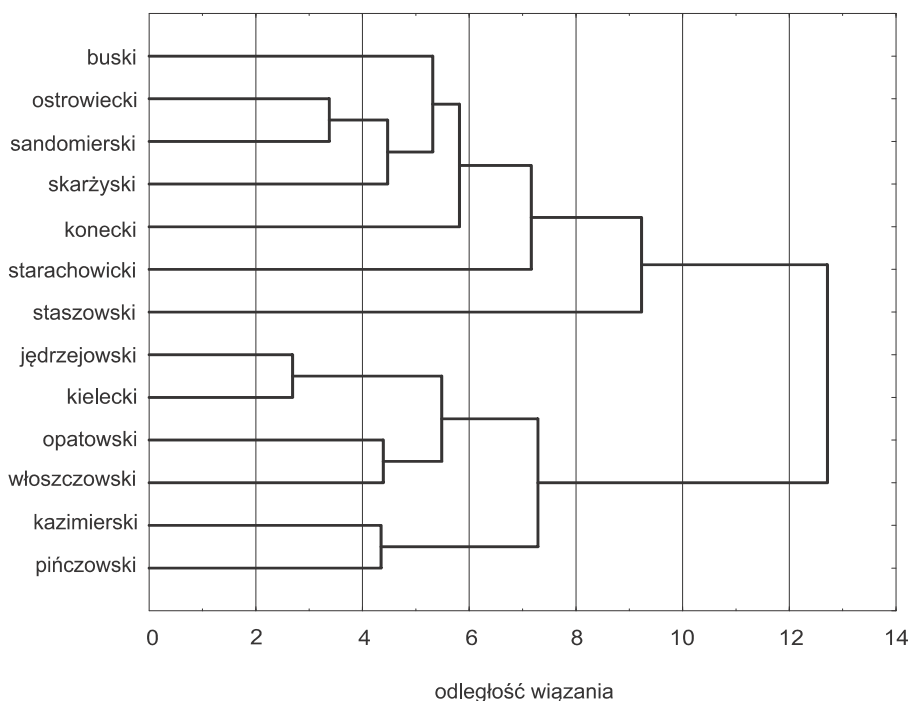
Analiza wskaźnika syntetycznego rozwoju społeczno-gospodarczego w latach 2010 i 2015 uwiaryściła zmiany jego poziomu w większości badanych powiatów. Wartość taksonomicznego wskaźnika rozwoju dla 2015 r., w porównaniu z 2010 r., wzrosła w czterech powiatach. Dystans, który dzielił pow. staszowski, lidera rankingu, od najslabiej rozwiniętego pow. kazimierskiego był znaczący i wyniósł 0,346 (w 2010 r. — 0,363). Pozytywne procesy były szczególnie widoczne w pow. buskim oraz staszowskim.

**OCENA ROZWOJU SPOŁECZNO-GOSPODARCZEGO
POWIATÓW WOJ. ŚWIĘTOKRZYSKIEGO
Z WYKORZYSTANIEM ANALIZY SKUPIEŃ**

W celu uzupełnienia analizy dokonano również klasyfikacji powiatów ze względu na podobny poziom rozwoju z wykorzystaniem metody Warda (odległość euklidesowa). Na tej podstawie otrzymano dendrogramy dla badanych lat, będące graficzną interpretacją uzyskanych wyników.

W 2010 r., biorąc pod uwagę odległość wiązania równą 6, wyodrębniono na dendrogramie pięć grup jednostek przestrzennych względnie homogenicznych (wykr. 6). Do skupienia pierwszego zaliczono powiaty: buski, ostrowiecki, sandomierski, skarżyski i konecki. Każdy z nich charakteryzuje się pewną specyfiką i może być rozpatrywany oddzielnie. Skupienie drugie zawierało tylko pow. starachowicki, podobnie do skupienia trzeciego zaliczono jedynie pow. staszowski, który na podstawie wskaźnika syntetycznego znalazł się w grupie powiatów o najwyższym poziomie rozwoju. Powiaty z grup II (włoszczowski) i III (jędrzejowski, kielecki i opatowski) zaliczono do skupienia czwartego.

**WYKR. 6. SKUPIENIE POWIATÓW WOJ. ŚWIĘTOKRZYSKIEGO
O PODOBNYM ROZWOJU W 2010 R.**

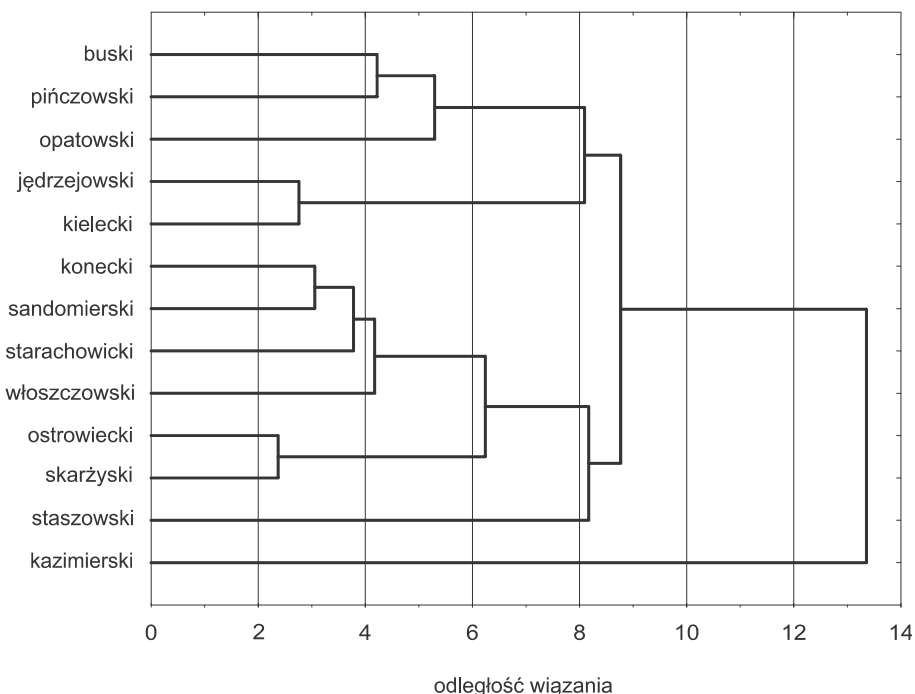


Piąte skupienie — dwuelementowe — utworzyły pow. kazimierski i pińczowski. Połączyły je zbliżone wartości cech X_5 i X_7 .

Grupowanie powiatów w 2015 r. przedstawiono na dendrogramie (wykr. 7). Wyodrębniono sześć grup jednostek przestrzennych względnie jednorodnych (odległość wiązania — 6). Do pierwszej grupy zaliczono powiaty, które wydzielono ze względu na przynależność do grupy powiatów o niskim rozwoju (pińczowski i opatowski) i wysokim (buski).

Skupienie drugie stanowiły pow. jędrzejowski i kielecki — każdy z nich reprezentował inny poziom rozwoju (grupa III i IV). Skupienie trzecie koncentrowało najwięcej powiatów — zaliczono do niego powiaty: konecki, sandomierski, starachowicki i włoszczowski.

**WYKR. 7. PODOBIĘSTWO POWIATÓW WOJ. ŚWIĘTOKRZYSKIEGO
POD WZGLĘDEM ROZWOJU SPOŁECZNO-GOSPODARCZEGO W 2015 R.
NA PODSTAWIE METODY WARDA**



Źródło: jak przy wykr. 2.

Skupienie czwarte koncentrowało dwa powiaty o charakterze przemysłowym — ostrowiecki i skarżyski, które miały podobne wartości cech X_3 , X_7 i X_{13} . Samodzielne zbiory jednostek stanowiły powiaty staszowski i kazimierski charakteryzujące się odpowiednio: najwyższym i bardzo niskim poziomem rozwoju (skupienie piąte i szóste).

Podsumowanie

Przeprowadzona ocena rozwoju społeczno-gospodarczego powiatów woj. świętokrzyskiego pokazała, że najwyższym poziomem rozwoju charakteryzował się pow. staszowski, który utrzymał pierwszą lokatę w latach 2010 i 2015. Wpływ na to miały najwyższe wartości zmiennych X_7 (III miejsce), X_{13} , X_{14} i X_{15} (I miejsce). Najslabiej rozwijał się pow. kazimierski, który w 2015 r. uzyskał wartość wskaźnika Hellwiga $-0,010$ (w 2010 r. — $0,023$). W roku 2015, w stosunku do 2010 r., w czterech powiatach woj. świętokrzyskiego nastąpił wzrost ogólnego poziomu rozwoju społeczno-gospodarczego, a w dziewięciu — spadek.

Różnice w rozwoju społeczno-gospodarczym były znaczące. Powiat o najwyższym poziomie rozwoju (staszowski) od powiatu o najniższym poziomie rozwoju (kazimierski) w 2010 r. dzielił dystans wynoszący $0,363$; w 2015 r. zmniejszył się on do $0,346$.

Na podstawie syntetycznego wskaźnika Hellwiga zidentyfikowano grupy powiatów o zbliżonym poziomie rozwoju. Najliczniejszą grupę w 2015 r. tworzyły powiaty charakteryzujące się wysokim rozwojem (siedem jednostek), zaś najmniej liczną grupę stanowiły te o bardzo niskim poziomie rozwoju (w 2010 r. pow. kazimierski, a w 2015 r. także pow. kielecki).

Wykorzystana w badaniach metoda aglomeracji pozwoliła na wyznaczenie powiatów podobnych do siebie pod względem przyjętych zmiennych diagnostycznych. Na szczególną uwagę zasługuje pow. staszowski, który tworzy samodzielne skupienie w obu analizowanych latach.

dr Dorota Miłek — *Politechnika Świętokrzyska*

LITERATURA

- Bański, J., Czapiewski, K. I. (2008). *Ekspertyza. Identyfikacja i ocena czynników sukcesu społeczno-gospodarczego na obszarach wiejskich*. Warszawa: Instytut Geografii i Przestrzennego Zagospodarowania PAN.
- Bąkiewicz, A., Czaplicka, K. (2011). *Wzrost i rozwój gospodarczy w krajach rozwijających się*. W: R. Piasecki (red.), *Ekonomia rozwoju*. Warszawa: Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne.
- Brol, R. (1998). *Rozwój lokalny — nowa logika rozwoju gospodarczego*. W: R. Brol (red.), *Gospodarka lokalna w teorii i w praktyce*. Wrocław: Prace Naukowe AE we Wrocławiu nr 785.
- Grabiński, T., Sokołowski, A. (1984). *Z badań nad efektywnością wybranych procedur taksonomicznych*. *Zeszyty Naukowe Akademii Ekonomicznej w Krakowie*, (181). Kraków: Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej.
- Hellwig, Z. (1968). *Zastosowanie metody taksonomicznej do typologicznego podziału krajów ze względu na poziom ich rozwoju oraz zasoby i strukturę wykwalifikowanych kadr*. *Przegląd Statystyczny*, 15(4). Warszawa: PAN.
- Jańczuk, L. (2013). *Determinanty rozwoju społeczno-gospodarczego regionów w Polsce*. *Roczniki Nauk Społecznych*, 5(1). Lublin: Towarzystwo Naukowe KUL & Katolicki Uniwersytet Lubelski Jana Pawła II — Wydział Nauk Społecznych KUL.

- Marciniak, S. (1997). *Innowacje i rozwój gospodarczy*. Warszawa: Ośrodek Nauk Społecznych Politechniki Warszawskiej.
- Miłek, D., Paluch, P. (2016). *Rozwój społeczno-gospodarczy polskich regionów. Nierówności społeczne a wzrost gospodarczy*, (48). Rzeszów: Wydawnictwo Uniwersytetu Rzeszowskiego.
- Młodak, A. (2006). *Analiza taksonomiczna w statystyce regionalnej*. Warszawa: Difin.
- MRR. (2012). *Aktywne społeczeństwo, konkurencyjna gospodarka, sprawne państwo*. Warszawa: Ministerstwo Rozwoju Regionalnego.
- Piontek, B. (2006). *Współczesne uwarunkowania rozwoju społeczno-gospodarczego*. Bytom: HYLEA.
- Sokołowski, A. (1992). *Empiryczne testy istotności w taksonomii. Zeszyty Naukowe Akademii Ekonomicznej w Krakowie*, (108). Kraków: Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej.
- Stec, M. (2011). *Uwarunkowania rozwojowe województw w Polsce — analiza statystyczno-ekonometryczna. Nierówności społeczne a wzrost gospodarczy*, (20). Rzeszów: Wydawnictwo Uniwersytetu Rzeszowskiego.
- Strahl, D. (2006). *Metody oceny rozwoju regionalnego*. Wrocław: Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej im. Oskara Langego.
- Suchecky, B. (red.). (2010). *Ekonometria przestrzenna. Metody i modele analizy danych przestrzennych*. Warszawa: Wydawnictwo C.H. Beck.
- Szkutnik, W., Sączewska-Piotrowska, A., Hadaś-Dyduch, M. (2015). *Metody taksonomiczne z programem STATISTICA*. Katowice: Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego.
- Szlachta, J. (1996). *Główne problemy polityki rozwoju regionalnego Polski na przełomie XX i XXI wieku*. W: R. Broszkiewicz (red.), *Strategiczne wyzwania dla polityki rozwoju regionalnego Polski*. Warszawa: Wydawnictwo Friedrich Ebert-Stiftung.
- Szymła, Z. (1994). *Regionalne uwarunkowania rozwoju przemysłu*. Kraków: Ossolineum.
- US w Kielcach. (2011). *Rocznik statystyczny województwa świętokrzyskiego 2011. Podregiony, powiaty, gminy*. Kielce: US w Kielcach.
- US w Kielcach. (2016). *Rocznik statystyczny województwa świętokrzyskiego 2016. Podregiony, powiaty, gminy*. Kielce: US w Kielcach.
- Zeliaś, A. (red.). (2000). *Taksonomiczna analiza przestrzennego zróżnicowania poziomu życia w Polsce w ujęciu dynamicznym*. Kraków: Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej.

Summary. *The aim of the article is to diagnose and evaluate the diversification of socio-economic development of powiats of Świętokrzyskie voivodship and to indicate groups of powiats with comparable levels of development. The research was conducted for the years 2010 and 2015. The indicators applied are systematised into the following areas: demographics and labour market, social potential, economic structure of a powiat, technical infrastructure, condition and protection of the natural environment. Hellwig's method of development pattern was employed to make synthetic evaluation of socio-economic development of powiats and Ward's clustering method was used to identify groups of powiats similar in terms of the studied phenomenon.*

The analysis enabled to identify powiats with the highest, high, low and lowest levels of development.

Keywords: local development, diversity of powiats' development, Świętokrzyskie region, Hellwig's method, Ward's method.

Marlena PIEKUT

Zróżnicowanie wydatków na ubezpieczenia w gospodarstwach domowych

Streszczenie. *Celem badania jest ukazanie zróżnicowania wydatków na ubezpieczenia w różnych typach gospodarstw domowych w Polsce. Materiał badawczy stanowią dane z badań budżetów gospodarstw domowych prowadzonych przez GUS w latach 2004 i 2014. Do określenia zależności wydatków na ubezpieczenia od: dochodu rozporządzalnego na osobę, wielkości gospodarstwa domowego, wykształcenia, wieku oraz płci głowy gospodarstwa domowego, grupy społeczno-ekonomicznej gospodarstwa i klasy miejscowości zamieszkania wykorzystano metody analizy korelacji i wariacji.*

Czynnikami najsilniej wpływającymi na wydatki na ubezpieczenia okazały się dochód rozporządzalny na osobę oraz wykształcenie głowy gospodarstwa domowego.

Słowa kluczowe: gospodarstwo domowe, ubezpieczenia, wydatki gospodarstw domowych, typy gospodarstw domowych.

JEL: D12, D14, G22

Rozwój rynku usług ubezpieczeniowych pozytywnie wpływa na wzrost gospodarczy zarówno w gospodarce wysoko rozwiniętej, jak i rozwijającej się oraz ulegającej transformacji (Bednarczyk, 2011a, s. 23). Sterowanie działalnością ubezpieczeniową wymaga wiedzy o czynnikach determinujących decyzje konsumentów co do skorzystania z ubezpieczenia (Śliwiński, 2011, s. 150).

Na aktywność członków gospodarstw domowych na rynku usług ubezpieczeniowych oddziałuje wiele czynników. Można je podzielić na:

- makroekonomiczne: inflacja, bezrobocie, poziom płac, stopy procentowe, dynamika wzrostu PKB, koniunktura gospodarcza, regulacje prawne itp.;
- mikroekonomiczne: wielkość gospodarstwa domowego, wykształcenie, dochody, miejsce zamieszkania, model konsumpcji czy priorytety życiowe (Garczarczyk i Mocek, 2013).

Celem badania omawianego w artykule jest ukazanie zróżnicowania wydatków na ubezpieczenia w różnych typach gospodarstw domowych w Polsce. Przyjęto hipotezę, że determinantami najsilniej oddziałującymi na wydatki gospodarstw domowych ponoszone na ubezpieczenia są dochód rozporządzalny na osobę oraz wykształcenie głowy gospodarstwa.

Omawiane badanie ma znaczenie dla polityki gospodarczej, praktyki firm ubezpieczeniowych oraz polityki społecznej, gdyż odnosi się do gospodarstw domowych. Aktualność i znaczenie podjętego tematu stają się tym większe, gdy zwróci się uwagę na przemiany demograficzne społeczeństw (starzenie się) oraz prognozy wzrostu dochodów w gospodarstwach domowych.

PRZEGLĄD PIŚMIENICTWA

Literatura dotycząca ubezpieczeń jest bogata i porusza wiele kwestii. Dużą jej część poświęcono zagadnieniom związanym z prawnymi aspektami ubezpieczeń, w tym polemice na temat wprowadzanych zmian prawnych (Kowalewski i Ziemiak, 2015; Bagińska, 2015). Omawiana jest również rola ubezpieczeń w działalności przedsiębiorstw (Bednarczyk i Jańska, 2013; Strupczewski i Thlon, 2014). Część opracowań naukowych skupia się na funkcjonowaniu i wynikach finansowych ubezpieczycieli. Rzadziej podejmuje się tematy wydatków w gospodarstwach domowych w odniesieniu do ubezpieczeń. Niniejszy artykuł jest jednym z nielicznych opracowań (Garczarczyk, Mocek i Skikiewicz, 2014; Musiał, 2015; Wicka, 2015) obrazujących wielkość i udział wydatków na wybrane ubezpieczenia w różnych grupach dochodowych, społeczno-zawodowych i demograficznych gospodarstw domowych.

Kwerenda polskiej literatury przedmiotu dowiodła, że opracowania zagadnień związanych z ubezpieczeniami w gospodarstwach domowych dotyczą ochrony praw konsumentów (Lemkowski, 2002; Adrych-Brzezińska, 2015; Malinowska, 2014) bądź wysokości odszkodowań wypłacanych z tytułu różnych ubezpieczeń przeznaczonych dla gospodarstw domowych.

W literaturze obcojęzycznej pojawiają się publikacje na temat różnic wielkości wydatków ponoszonych w gospodarstwach domowych na ubezpieczenia i czynników je determinujących (Shotick i Showers, 1994; Berekson, 1972).

Badanie omawiane w niniejszym artykule ma wartość weryfikującą charakter popytu na ubezpieczenia w określonym miejscu i czasie.

MATERIAŁ ŹRÓDŁOWY I METODYKA BADANIA

Materiałem badawczym wykorzystanym w badaniu były indywidualne dane z badania budżetów gospodarstw domowych GUS za lata 2004 i 2014. W 2004 r. objęło ono ponad 32 tys. gospodarstw domowych (GUS, 2005), a w 2014 r. — ponad 37 tys. gospodarstw domowych (GUS, 2015).

Według tych danych kategoria wydatków „ubezpieczenia” obejmuje ubezpieczenia związane z:

- mieszkaniem i zamieszkiwaniem (ubezpieczenia mieszkania, głównie jego wyposażenia, ubezpieczenia budynków, garażu, działki i inne);
- zdrowiem (ubezpieczenia od następstw nieszczęśliwych wypadków i chorobowe);
- transportem (ubezpieczenia środków transportu, OC, AC, NW kierowców i pasażerów, ubezpieczenie turystyczne, ubezpieczenie garażu lub miejsca do parkowania niezwiązanego z zamieszkiwaniem);
- pozostałe ubezpieczenia (od odpowiedzialności cywilnej, od szkód wyrządzonych innym osobom, ich życiu, zdrowiu lub mieniu, ubezpieczenie garażu i działki niezwiązane z zamieszkiwaniem i inne).

Do zbadania istotności różnic między średnimi wartościami w poszczególnych grupach zastosowano analizę wariancji jednoczynnikowej. Za poziom, na którym różnice są statystycznie istotne, przyjęto $p \leq 0,05$. Współczynnik F wskazuje na słuszność (lub niesłuszność) odrzucenia hipotezy zerowej o braku istotności tychże różnic. Do zbadania istotności różnic pomiędzy poszczególnymi parami zmiennych zastosowano test Scheffego. Dla każdej porównywalnej pary zmiennych przyjęto wartość prawdopodobieństwa $p < 0,05$. Test Scheffego to najbardziej konserwatywny z testów, w których przeprowadza się porównania typu post-hoc, jego stosowanie skutkuje zatem najmniejszą liczbą istotnych różnic między średnimi (Wątroba, 2004). Jeżeli wykaże on różnice istotne statystycznie, to każdy inny test również.

Do zbadania związku wydatków na ubezpieczenia z cechami gospodarstw domowych wykorzystano stosunki korelacyjne. Miary te nie mają ograniczeń liniowych, co oznacza, że mogą być stosowane do pomiaru siły korelacji zmiennych niezależnie od tego, czy powiązania między nimi są liniowe, czy nieliniowe (Borkowski i Stańko, 2010). Dlatego też niejednokrotnie są one preferowanymi współczynnikami korelacji (Luszniewicz i Słaby, 1997). Ich konstrukcja opiera się na równości wariancyjnej (Ostasiewicz, Rusnak i Siedlecka, 2006). Przyjmuje się, że ogólna wariancja zmiennej zależnej jest równa sumie wariancji średnich międzygrupowych tej zmiennej i średniej z jej wariancji międzygrupowych. Wariancja międzygrupowa mierzy zróżnicowanie wartości zmiennej zależnej (Y) spowodowane zmiennością zmiennej niezależnej (X), zaś średnia z wariancji międzygrupowych określa tę część zmienności zmiennej zależnej, która jest spowodowana innymi determinantami aniżeli uwzględniona w badaniu zmienna niezależna (Kulesza, 2013).

Stosunek korelacyjny badający siłę zależności zmiennej Y od zmiennej X można obliczyć następująco:

$$e_{yx} = \frac{s(\bar{y}_i)}{s(y)} \quad s^2(\bar{y}_i) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^k (\bar{y}_i - \bar{y})^2 n_i$$

oraz $s^2(y)$ jest wariancją zmiennej Y

gdzie:

X, Y — badane zmienne,

\bar{y} — średnia arytmetyczna wartości zmiennej Y ,

i — numer wariantu zmiennej X ; $i = 1, 2, \dots, k$,

n_i — liczba wystąpień i -tego wariantu zmiennej X ,

\bar{y}_i — średnia wartość zmiennej Y , przyjmowana, gdy zmienna X przybiera i -ty wariant wartości (i -ta średnia międzygrupowa Y).

Stosunki korelacyjne są miarami niemianowanymi; ich wartości zawierają się w przedziale $[0, 1]$. W przypadku cech nieskorelowanych wartości miar są równe 0, natomiast gdy między badanymi zmiennymi zachodzi zależność funkcyjna, wynoszą 1. Im bardziej wartość wskaźnika korelacyjnego zbliża się do 1, tym zależność korelacyjna jest silniejsza. Warto zaznaczyć, że jeżeli kategorie nie dają się uporządkować według określonej relacji (tak jest np. w przypadku płci czy społeczno-ekonomicznych grup gospodarstw domowych), to stosunek korelacyjny wskazuje tylko na skalę zróżnicowania średnich wartości badanej cechy w tych kategoriach, a więc na coś znacznie słabszego niż zależność.

Analiz statystycznych dokonano z wykorzystaniem programów Statistica 10,0 i Excel. W każdej z nich zmienną Y były wydatki na ubezpieczenia w gospodarstwach domowych (względnie ich udział w wydatkach konsumpcyjnych ogółem), a zmienną X — poszczególne potencjalne czynniki na nie wpływające.

WYNIKI BADANIA

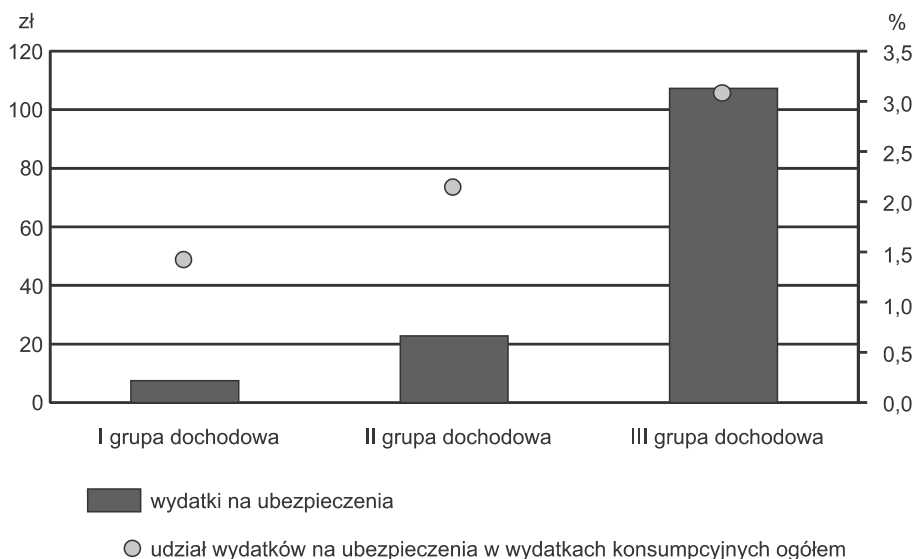
Gospodarstwa domowe podzielono na trzy grupy dochodowe, o miesięcznym dochodzie rozporządzalnym na osobę:

- I — bardzo niskim (nieprzekraczającym 476 zł);
- II — umiarkowanym (powyżej 476 zł i poniżej 4760 zł);
- III — relatywnie wysokim (co najmniej 4760 zł).

Wykazano istotne statystycznie różnice (analiza wariancji $p < 0,05$) między wydatkami na ubezpieczenia w gospodarstwach domowych a dochodem rozporządzalnym na osobę w gospodarstwach domowych; test Scheffego potwierdził ich występowanie w odniesieniu do wszystkich grup dochodowych. Przedstawia je wyk. 1.

Analiza zróżnicowania wydatków na ubezpieczenia dowiodła, że wraz ze wzrostem dochodu rozporządzalnego na osobę zwiększały się wydatki na ubezpieczenia. Miesięcznie wynosiły one: w grupie I — 7,44 zł na osobę, w II — 22,79 zł, a w III — 107,29 zł. Podobnie zwiększał się udział wydatków na ubezpieczenia wraz ze wzrostem zamożności. I tak w grupie I wyniósł on 1,4% wydatków konsumpcyjnych ogółem, a w grupie III — 3,1%.

Wartość stosunku korelacyjnego, mierzącego siłę związku między wydatkami na ubezpieczenia a przynależnością do grup dochodowych, wyniosła 0,135.

WYKR. 1. WYDATKI NA UBEZPIECZENIA W GOSPODARSTWACH DOMOWYCH ZE WZGLĘDU NA GRUPĘ DOCHODOWĄ GOSPODARSTWA DOMOWEGO W 2014 R.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS (2015).

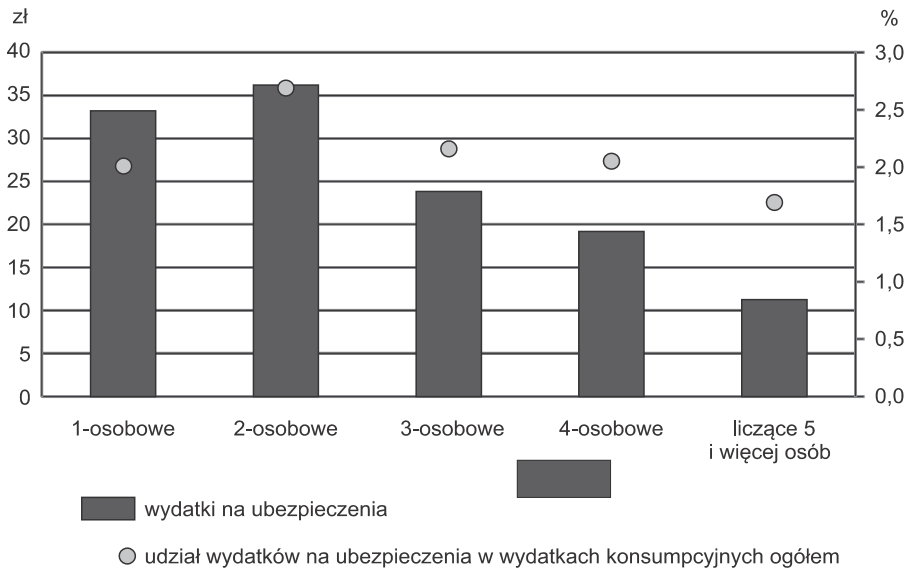
Istotnie statystycznie różnice ($p < 0,05$) wykazano między wydatkami na ubezpieczenia a wielkością gospodarstwa domowego; test Scheffego potwierdził je w odniesieniu do wszystkich typów gospodarstw domowych wyróżnionych ze względu na liczbę osób w gospodarstwie domowym. Zróżnicowanie wydatków przedstawiono na wyk. 2.

Najmniejsze wydatki ponoszono w gospodarstwach domowych liczących 5 i więcej osób (11,24 zł na osobę) oraz w 4-osobowych (19,20 zł), największe zaś w 2-osobowych (36,18 zł) i 1-osobowych (33,20 zł). W gospodarstwach mniejszych odnotowano większy udział wydatków na ubezpieczenia w wydatkach na towary i usługi konsumpcyjne ogółem — od 2,0% w gospodarstwach 1-osobowych do 2,7% w gospodarstwach 2-osobowych; w gospodarstwach liczących 5 i więcej osób wyniósł on 1,7%.

Wartość stosunku korelacyjnego między wielkością gospodarstwa domowego a wydatkami na ubezpieczenia wyniosła 0,123.

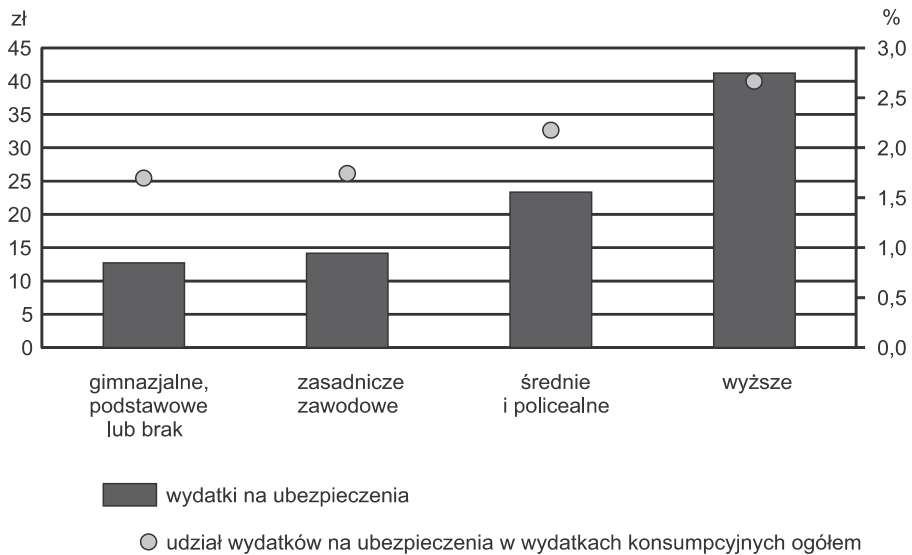
Analiza wydatków na ubezpieczenia w zależności od wykształcenia głowy gospodarstwa domowego nie wykazała istotnych różnic ($p < 0,05$) w wydatkach na ubezpieczenia między gospodarstwami domowymi prowadzonymi przez osoby z wykształceniem co najwyżej gimnazjalnym a prowadzonymi przez osoby z wykształceniem zasadniczym zawodowym (test Scheffego). W przypadku pozostałych typów gospodarstw stwierdzono istotne statystycznie zróżnicowanie wydatków na ubezpieczenia (wykr. 3).

WYKR. 2. WYDATKI NA UBEZPIECZENIA W GOSPODARSTWACH DOMOWYCH ZE WZGLĘDU NA WIELKOŚĆ GOSPODARSTWA DOMOWEGO W 2014 R.



Źródło: jak przy wyk. 1.

WYKR. 3. WYDATKI NA UBEZPIECZENIA W GOSPODARSTWACH DOMOWYCH ZE WZGLĘDU NA WYKSZTAŁCENIE GŁOWY GOSPODARSTWA DOMOWEGO W 2014 R.



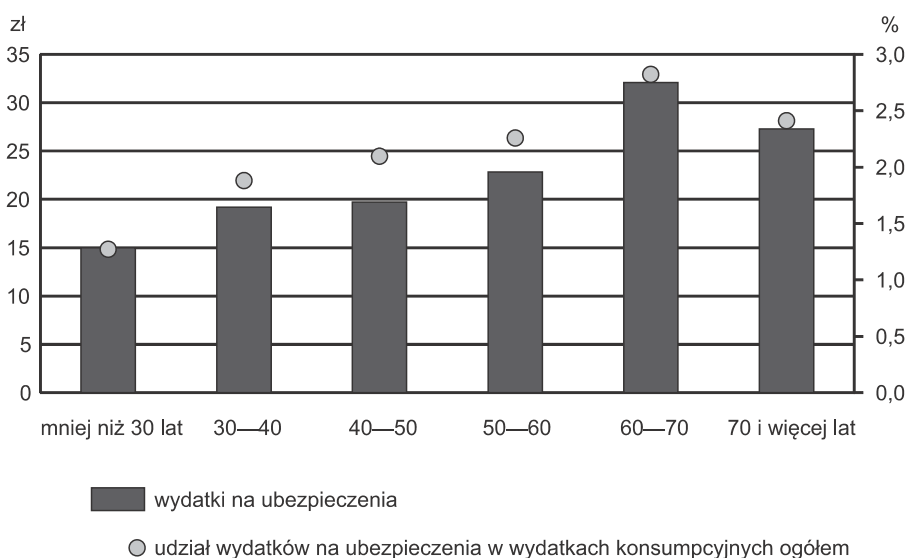
Źródło: jak przy wyk. 1.

Wydatki te zwiększały się wraz z podnoszeniem się poziomu wykształcenia głowy gospodarstwa domowego. W przypadku wykształcenia gimnazjalnego i podstawowego wydatki w gospodarstwach domowych wynosiły 12,73 zł na osobę miesięcznie, a w przypadku wykształcenia wyższego — 41,23 zł. Wzrostowi poziomu wykształcenia towarzyszyło zwiększenie udziału wydatków na ubezpieczenia w wydatkach konsumpcyjnych ogółem — od 1,7% w gospodarstwach prowadzonych przez osoby z najniższym wykształceniem do 2,7% — z wykształceniem wyższym.

Wartość wskaźnika korelacyjnego, mierzącego siłę związku między wykształceniem głowy gospodarstwa domowego a wydatkami na ubezpieczenia na osobę, wyniosła 0,140.

Między wydatkami na ubezpieczenia a wiekiem głowy gospodarstwa domowego wykazano zróźnicowanie istotne statystycznie ($p < 0,05$); nie stwierdzono go jedynie (test Scheffego) w przypadku gospodarstw prowadzonych przez osoby 30—40-letnie i 40—50-letnie (wykr. 4).

WYKR. 4. WYDATKI NA UBEZPIECZENIA W GOSPODARSTWACH DOMOWYCH ZE WZGLĘDU NA WIEK GŁOWY GOSPODARSTWA DOMOWEGO W 2014 R.



Źródło: jak przy wykry. 1.

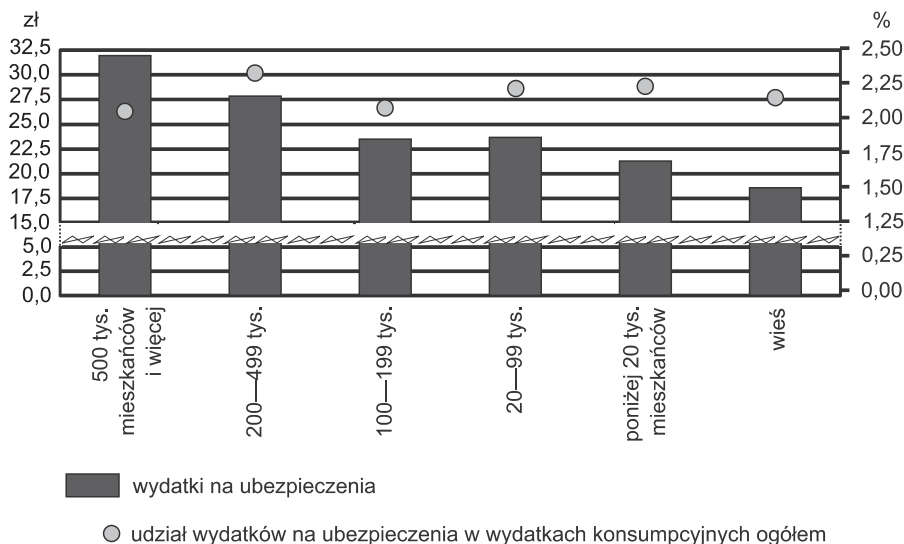
Miesięcznie najmniejsze wydatki na ubezpieczenia odnotowano w gospodarstwach domowych, w których głowa gospodarstwa miała mniej niż 30 lat (14,98 zł na osobę), a następnie w gospodarstwach, w których osoba ta liczyła od 30 do 40 lat (19,19 zł), zaś największe — w gospodarstwach prowadzonych

przez osoby w wieku od 60 do 70 lat (32,10 zł) oraz 70 i więcej lat (27,28 zł). Podobnie kształtował się udział wydatków na ubezpieczenia w wydatkach konsumpcyjnych ogółem, tzn. zwiększały się one wraz z wiekiem głowy gospodarstwa domowego — najwyższy był w grupie osób od 60 do 70 lat (2,8%). W gospodarstwach prowadzonych przez osoby po 70. roku życia udział ów wynosił 2,4%, a w gospodarstwach prowadzonych przez osoby najmłodsze — 1,3%.

Wartość stosunku korelacyjnego między wydatkami na ubezpieczenia a zmienią różnicującą gospodarstwa domowe ze względu na wiek głowy gospodarstwa domowego była znacznie niższa niż w przypadku wcześniej omawianych czynników — 0,066.

Kolejną determinantą istotnie statystycznie różnicującą wydatki na ubezpieczenia w gospodarstwach domowych okazała się klasa miejscowości zamieszkania. Na podstawie testu Scheffego wykazano brak statystycznie istotnych różnic w wydatkach na ubezpieczenia między gospodarstwami domowymi w miastach od 100 tys. do 199 tys. mieszkańców a gospodarstwami w miastach z liczbą mieszkańców od 20 tys. do 99 tys. oraz poniżej 20 tys. mieszkańców; między pozostałymi typami gospodarstw domowych stwierdzono występowanie tych różnic. Obrazuje to wykr. 5.

WYKR. 5. WYDATKI NA UBEZPIECZENIA W GOSPODARSTWACH DOMOWYCH ZE WZGLĘDU NA LOKALIZACJĘ GOSPODARSTWA DOMOWEGO W 2014 R.



Źródło: jak przy wykr. 1.

Najwięcej miesięcznie na ubezpieczenia przeznaczano w wielkomiejskich gospodarstwach domowych (31,79 zł na osobę); wraz ze zmniejszaniem się rozmiaru jednostki osadniczej wydatki te malały (w wiejskich gospodarstwach

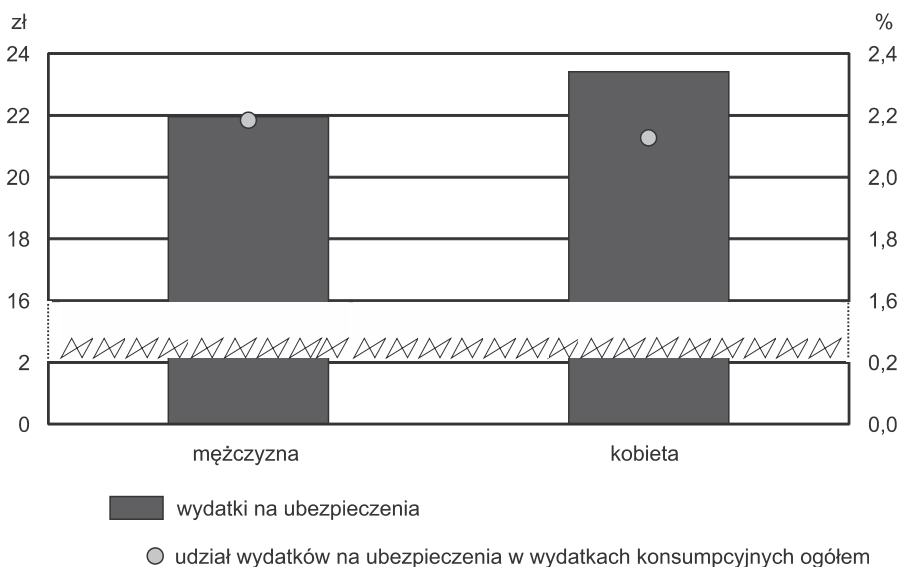
domowych — 18,25 zł). Największy udział wydatków na ubezpieczenia w wydatkach konsumpcyjnych ogółem odnotowano natomiast w gospodarstwach zlokalizowanych w miastach od 200 tys. do 499 tys. mieszkańców (2,3%), a najmniejszy — w gospodarstwach wielkomiejskich (2,0%).

Obliczony wskaźnik korelacyjny wskazał na istotny, choć bardzo niski (0,060) związek klasy miejscowości zamieszkania z wydatkami na ubezpieczenia.

Istotne statystycznie różnice dotyczyły też zależności wydatków na ubezpieczenia od płci głowy gospodarstwa domowego (wykr. 6). Zauważono, że w gospodarstwach domowych prowadzonych przez mężczyzn miesięczne wydatki na ubezpieczenia (21,95 zł na osobę) są nieco mniejsze niż w gospodarstwach prowadzonych przez kobiety (23,41 zł).

Wartość stosunku korelacyjnego między zmienną *płeć głowy domu* a wydatkami na ubezpieczenia wyniosła 0,009, co oznacza, że skala zróżnicowania średnich wartości badanej cechy nie jest wysoka.

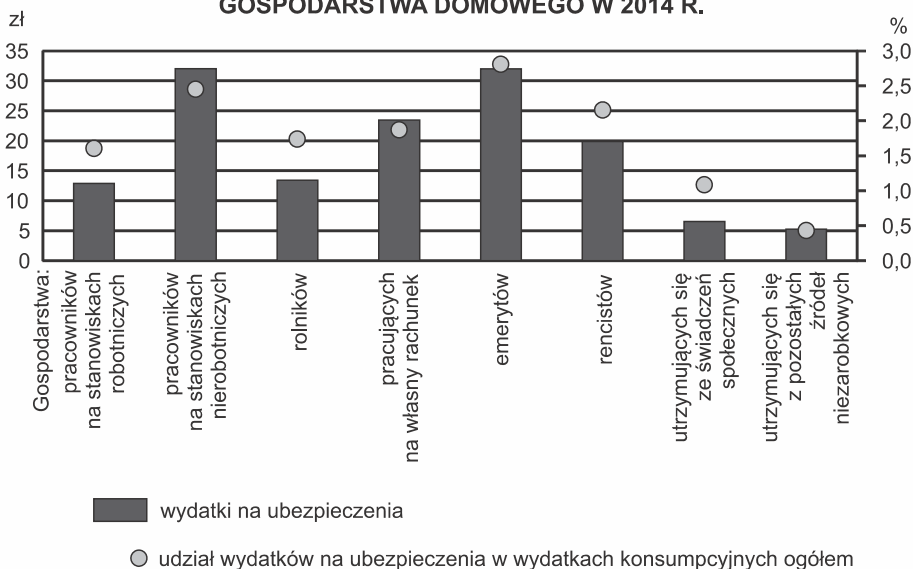
WYKR. 6. WYDATKI NA UBEZPIECZENIA W GOSPODARSTWACH DOMOWYCH ZE WZGLĘDU NA PŁEĆ GŁOWY GOSPODARSTWA DOMOWEGO W 2014 R.



Źródło: jak przy wyk. 1.

Zaobserwowano ponadto istotne statystycznie zróżnicowanie wydatków na ubezpieczenia ze względu na przynależność gospodarstwa domowego do określonej grupy społeczno-zawodowej. Test Scheffego wykazał istotne statystycznie różnice w wydatkach na ubezpieczenia między większością par gospodarstw domowych wyróżnionych ze względu na kategorię społeczno-ekonomiczną. Zależności te przedstawia wyk. 7.

WYKR. 7. WYPADKI NA UBEZPIECZENIA W GOSPODARSTWACH DOMOWYCH ZE WZGLĘDU NA GRUPĘ SPOŁECZNO-EKONOMICZNĄ GOSPODARSTWA DOMOWEGO W 2014 R.



Źródło: jak przy wyk. 1.

Największe miesięczne wydatki na ubezpieczenia ponoszono w gospodarstwach domowych osób pracujących na stanowiskach nierobotniczych (32,04 zł na osobę) oraz emerytów (32,00 zł na osobę); między tymi kategoriami gospodarstw nie odnotowano też różnic istotnych statystycznie (test Scheffego). Najmniejsze wydatki ponoszono w gospodarstwach utrzymujących się ze świadczeń społecznych (6,54 zł na osobę) oraz wśród osób utrzymujących się z pozostałych niezarobkowych źródeł (5,25 zł na osobę). Między tymi dwiema kategoriami, a także między gospodarstwami rencistów i osób pracujących na własny rachunek również nie odnotowano statystycznie istotnych różnic w poziomie wydatków.

Największy udział wydatków na ubezpieczenia w wydatkach konsumpcyjnych ogółem odnotowano w gospodarstwach emerytów (2,8%), a najmniejszy — w gospodarstwach osób utrzymujących się z pozostałych niezarobkowych źródeł (0,4%).

Wartość wskaźnika korelacyjnego, mierzącego siłę związku między kategorią społeczno-ekonomiczną gospodarstwa domowego a wydatkami na ubezpieczenia, wyniosła 0,125, podobnie jak w przypadku związku wydatków na ubezpieczenie z wielkością gospodarstwa.

W przedstawionych analizach uwzględniano jedną zmienną określającą gospodarstwo domowe i jej związek z wydatkami na ubezpieczenia, co wskazuje jedynie na pewne tendencje w zachowaniach członków gospodarstw domowych

o danej cesze. Należy podkreślić, że uśrednione obserwacje pewnych zjawisk w grupach nie muszą dokładnie odzwierciedlać zależności ogólnych. Na zachowania członków gospodarstw domowych wpływa wiele zmiennych — ekonomicznych, społeczno-demograficznych i innych — i to one razem decydują o końcowym rezultacie, czyli o rozdysponowywaniu dochodu na określone potrzeby, w tym na ubezpieczenia.

W kolejnym etapie badania porównano zmiany w wielkości miesięcznych wydatków na ubezpieczenia, jakie nastąpiły między rokiem 2004 a 2014, ze względu na:

- liczbę osób w gospodarstwie domowym — największy wzrost wydatków na ubezpieczenia na osobę (blisko 3,8 razy) nastąpił w gospodarstwach 1-osobowych, z 8,82 zł na osobę w 2004 r. do 33,20 zł w 2014 r.; relatywnie wysoki wzrost wydatków (3-krotny) odnotowano też w gospodarstwach 2-osobowych, natomiast najmniejszy — w gospodarstwach składających się z 5 i więcej osób;
- wykształcenie głowy domu — największy wzrost wydatków nastąpił w gospodarstwach domowych, w których głowa gospodarstwa legitymowała się wykształceniem gimnazjalnym lub niższym (3,8 razy), z 3,36 zł do 12,72 zł, a najmniejszy — w gospodarstwach prowadzonych przez osoby z wyższym wykształceniem (2,5 razy);
- wiek głowy gospodarstwa domowego — największy (4,1 razy) wzrost wydatków odnotowano w gospodarstwach prowadzonych przez osoby w wieku 70 i więcej lat; dość duży (3,5 razy) nastąpił też w gospodarstwach osób 60—70-letnich, natomiast najmniejszy — w gospodarstwach osób w wieku od 50. do 60. roku życia (2,4 razy);
- lokalizacja gospodarstwa domowego — największy (ponad 3,5 razy) wzrost wydatków zaobserwowano w gospodarstwach zlokalizowanych w miastach liczących od 200 tys. do 499 tys. mieszkańców oraz (ponad 3-krotny) w miastach poniżej 99 tys. mieszkańców i na wsiach; w pozostałych lokalizacjach (miasta o liczbie mieszkańców 500 tys. i więcej oraz o liczbie mieszkańców od 100 tys. do 199 tys.) wydatki na ubezpieczenia zwiększyły się 2,5 razy;
- płeć głowy domu — w gospodarstwach domowych prowadzonych przez kobiety nastąpił większy wzrost wydatków na ubezpieczenia (3,5 razy) niż w gospodarstwach prowadzonych przez mężczyzn (2,7 razy).

OMÓWIENIE WYNIKÓW

Z przeprowadzonych analiz wynika, że dochód rozporządzalny to istotna statystycznie i ważna determinanta wydatków na ubezpieczenia. Pozytywny wpływ dochodu rozporządzalnego na ubezpieczenia podkreślano także w innych badaniach (Outreville, 1996; Truett i Truett, 1990; Beck i Webb, 2003). Wskazuje się, że im większa jest skłonność do oszczędzania i im wyższy dochód w go-

spodarstwie domowym, tym większy jest popyt na ubezpieczenia (Bednarczyk, 2011b). Wykazano też (Garczarczyk i Mocek, 2013), że gdy występuje zła koniunktura, konsumenci przy wyborze ubezpieczenia kierują się głównie czynnikami ekonomicznymi, tj. ceną i warunkami ubezpieczenia, a gdy dobra — głównym kryterium wyboru oferty ubezpieczeniowej jest zaufanie do ubezpieczyciela. Można więc oczekiwać, że w miarę bogacenia się społeczeństw zainteresowanie ubezpieczeniami będzie rosło.

Wykształcenie głowy gospodarstwa domowego oraz wielkość gospodarstwa istotnie statystycznie determinowały wydatki na ubezpieczenia; podobnie wiek głowy gospodarstwa domowego, choć związek ten nie był silny. Hammond, Houston i Melander (1967) wykazali, że wiek, wykształcenie i przyzwyczajenia konsumentów pozytywnie wpływały na wzrost sprzedaży ubezpieczeń. Lee i Ferber (1980) wykazali negatywny wpływ wieku na popyt na ubezpieczenia, natomiast w ocenie Śliwińskiego (2011) niejednoznacznie determinował wydatki konsumentów. Shotick i Showers (1994) jako czynniki istotnie determinujące wydatki na ubezpieczenia na życie wskazali: wielkość gospodarstwa domowego, dochody, wiek oraz liczbę osób pracujących w gospodarstwie domowym. Berekson (1972) stwierdził, że popyt na ubezpieczenia silnie determinowany był wiekiem konsumentów oraz liczbą dzieci w gospodarstwie domowym, a Śliwiński (2011) — że zwiększenie liczby dzieci w gospodarstwie domowym oraz wzrost poziomu wykształcenia pozytywnie warunkował popyt na ubezpieczenia.

Różnice pomiędzy rezultatami otrzymanymi przez różnych badaczy wynikają zarówno ze specyfiki zachowań społeczeństw odmiennych narodowościowo, jak i niejednakowych prób badawczych. Relacje między wydatkami na ubezpieczenia a cechami gospodarstw domowych w Polsce, zaobserwowane w badaniu omawianym w niniejszym artykule, pozwalają prognozować wzrost popytu na ubezpieczenia, gdyż z każdym rokiem poziom wykształcenia ludności podnosi się, a prognozy demograficzne wskazują na starzenie się społeczeństwa.

Zaobserwowano pewne zróżnicowanie wydatków na ubezpieczenia w gospodarstwach domowych ze względu na płeć głowy gospodarstwa. Gandolfi i Miners (za: Zeitz, 2003) spostrzegli, że wyższy poziom wykształcenia kobiety w gospodarstwie domowym prowadził do wzrostu wydatków na ubezpieczenia, a Duker (1969) zauważył, że zainteresowanie ubezpieczeniami zależy od tego, czy kobieta zajmuje się domem czy pracą zawodową. W gospodarstwach, w których kobieta zajmowała się wyłącznie prowadzeniem domu, wykazywano większą skłonność do zakupu polisy ubezpieczeniowej niż w tych, w których kobieta pracowała zawodowo.

Wyniki badań wykazały relatywnie niski poziom wydatków na ubezpieczenia wśród rolników. Okazało się też, że zainteresowanie ubezpieczeniami wśród rolników zwiększyłoby się, gdyby ceny ubezpieczeń były niższe, oferty zakładów ubezpieczeń lepiej dostosowane do potrzeb rolników, a załatwianie formalności i wypłata odszkodowań po wystąpieniu szkody następowałyby sprawniej i szybciej (Grodź i Gajda, 2012).

Uzupełnieniem wymienionych badań są analizy przeprowadzone przez Musiał (2015), świadczące o tym, że poziom wydatków na ubezpieczenia w gospodarstwach domowych w latach 2006—2013 wzrastał i że największe kwoty Polacy przeznaczali na ubezpieczenia na życie, a następnie na ubezpieczenia związane z transportem; w dalszej kolejności znajdowały się wydatki na ubezpieczenia związane z mieszkaniem, a najmniej przeznaczano na ubezpieczenia związane ze zdrowiem. Według danych GUS za 2015 rok (GUS, 2016) wydatki na ubezpieczenia na życie wynosiły 10,33 zł na osobę, co stanowiło ok. 46% wydatków na ubezpieczenia ogółem, na ubezpieczenia związane z transportem przeznaczano 6,02 zł na osobę, na ubezpieczenia związane z mieszkaniem i zamieszkiwaniem 4,61 zł na osobę, a na ubezpieczenia na zdrowie – 1,20 zł na osobę.

Podsumowanie

Wyniki badań pozwoliły pozytywnie zweryfikować hipotezę zakładającą, że determinantami najsilniej oddziałującymi na wielkość wydatków na ubezpieczenia w gospodarstwach domowych w Polsce są dochód rozporządzalny na osobę oraz wykształcenie głowy gospodarstwa. Należy jednak zauważyć, że siła związku między wydatkami na ubezpieczenia a wskazanymi zmiennymi nie była zbyt wysoka.

Na podstawie przeprowadzonych analiz można skonstatować, że:

1. Wraz ze wzrostem dochodu rozporządzalnego na osobę w gospodarstwie domowym oraz podnoszeniem się poziomu wykształcenia głowy gospodarstwa rosną wydatki na ubezpieczenia. Dochód rozporządzalny i wykształcenie głowy gospodarstwa domowego stanowią czynniki wpływające z największą siłą na wydatki na ubezpieczenia w gospodarstwach domowych. Zwiększający się dochód rozporządzalny na osobę w gospodarstwie domowym oraz rosnący wskaźnik skolaryzacji pozytywnie wpłyną na rozwój rynku ubezpieczeń — dzięki zwiększeniu wydatków w gospodarstwach domowych przeznaczonych na ubezpieczenia.
2. Wielkość gospodarstwa domowego, wiek i płeć głowy gospodarstwa, źródło utrzymania oraz lokalizacja gospodarstwa istotnie statystycznie różnicują wydatki na ubezpieczenia w gospodarstwach domowych. W gospodarstwach 1- i 2-osobowych odnotowano najwyższe wydatki na ubezpieczenia. Wyższe wydatki na ubezpieczenia zaobserwowano:
 - w gospodarstwach prowadzonych przez kobiety niż w prowadzonych przez mężczyzn;
 - w gospodarstwach zlokalizowanych w największych miastach niż w mniejszych miastach i na wsi;
 - w gospodarstwach prowadzonych przez osoby starsze niż w gospodarstwach osób młodszych.

Starzenie się społeczeństwa oraz zmniejszanie się wielkości gospodarstwa domowego powinny w przyszłości prowadzić do wzrostu zainteresowania ubezpieczeniami.

3. Największy wzrost wydatków na ubezpieczenia między rokiem 2004 a 2014 odnotowano w gospodarstwach domowych osób po 70. roku życia, gospodarstwach 1-osobowych oraz tych, w których głowa gospodarstwa ma najniższe wykształcenie.

Omówione badanie sugeruje, w jakich kierunkach mogą być prowadzone dalsze analizy — z zastosowaniem metod regresji wielorakiej, np. doboru zmiennych metodami regresji krokowej, metod klasyfikacyjnych. Można też sądzić, że pożyteczne byłoby wykonanie porównań z użyciem metody k -średnich dla zmiennych mających charakter ilościowy oraz przeanalizowanie rozkładów wydatków na ubezpieczenia z użyciem skategoryzowanych histogramów względnie wykresów skrzynkowych (*box-plot*). Uzyskanie bardziej wnikliwych informacji o rozwoju rynku ubezpieczeniowego i udziale w nim popytu na ubezpieczenia ze strony gospodarstw domowych wymaga przeprowadzenia badań jakościowych. Mogą one posłużyć praktykom gospodarczym, gdyż ekonomiczne i społeczno-demograficzne cechy gospodarstw domowych wskazują, w jakich typach gospodarstw zainteresowane ubezpieczeniami jest największe, a w jakich najmniejsze. Na podstawie danych z badań można wskazać typy gospodarstw domowych, do których warto kierować rozszerzony wachlarz ubezpieczeń, oraz takie, w których wydatki na ubezpieczenia są znikome, czyli wobec których należałoby podjąć działania uświadamiające konsumentów o znaczeniu usług ubezpieczeniowych.

dr inż. Marlena Piekut — Politechnika Warszawska

LITERATURA

- Adrych-Brzezińska, I. (2015). Obowiązek informacyjny w umowach ubezpieczenia zawieranych na odległość z udziałem konsumentów. *Wiadomości Ubezpieczeniowe*, (2), 19—34.
- Bagińska, E. (2015). Ustawa o prawach konsumenta z 30 maja 2014 r. — geneza, znaczenie i zakres zastosowania w sektorze usług ubezpieczeniowych. *Wiadomości Ubezpieczeniowe*, (2), 3—18.
- Beck, T., Webb, I. (2003). Economic, Demographic, and Institutional Determinants of Life Insurance Consumption Across Countries, *World Bank Economic Review*, 17(1).
- Bednarczyk, T. H. (2011a). Działalność sektora ubezpieczeniowego a wzrost gospodarczy. *Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu*, 228, 23—30.
- Bednarczyk, T. H. (2011b). Ekonomiczne i instytucjonalne czynniki rozwoju ubezpieczeń. *Wiadomości Ubezpieczeniowe*, (4).
- Bednarczyk, T. H., Jańska, A. (2013). Ubezpieczenie jako metoda ograniczania ryzyka szkód środowiskowych małych i średnich przedsiębiorstw. *Problemy Zarządzania*, (2), 45—59.
- Berekson, L. L. (1972). Birth order, anxiety, affiliation and the purchase of life insurance. *Journal of Risk and Insurance*, (39).
- Borkowski, B., Stańko, S. (2010). Uwagi dotyczące wykorzystania i stosowania metod ekonometrycznych w badaniach ekonomicznych. *Roczniki Nauk Rolniczych*, 97(2).

- Duker, J. M. (1969). Expenditure for life insurance among working-wife families. *Journal of Risk and Insurance*, (39).
- Garczarczyk, J., Mocek, M., Skikiewicz, R. (2014). *Zachowania gospodarstw domowych na rynku usług finansowych w warunkach zmiennej koniunktury*. Warszawa: CeDeWu.
- Garczarczyk, J., Mocek, M. (2013). Stan koniunktury a czynniki kształtujące zachowania polskich gospodarstw domowych na rynku usług ubezpieczeniowych. *Handel Wewnętrzny*, (nr specjalny marzec—kwiecień), 37—52.
- Grodź, M., Gajda, D. (2012). Ubezpieczenia rolnicze i świadomość ubezpieczenia rolników. *Wiadomości Ubezpieczeniowe*, (1), 99—110.
- GUS. (2005). *Badania budżetów gospodarstw domowych w 2004 roku*, dane niepubl.
- GUS. (2015). *Badania budżetów gospodarstw domowych w 2014 roku*, dane niepubl.
- GUS. (2016). *Budżety gospodarstw domowych w 2015 roku*. Warszawa: GUS.
- Hammond, J. D., Houston, D. B., Melander, E. R. (1967). Determinants of household life insurance premium expenditure: an empirical investigation. *Journal of Risk and Insurance*, (34).
- Kowalewski, E., Ziemiak, M. P. (2015). Ustawa reklamacyjna a obrót ubezpieczeniowy, cz. 1. *Wiadomości Ubezpieczeniowe*, (3), 21—52.
- Kulesza, M. (2013). Analiza zależności wskaźników sytuacji gospodarczej Polski od wskaźników innych państw UE. *Zeszyty Naukowe Wydziału Zamiejscowego w Chorzowie Wyższej Szkoły Bankowej w Poznaniu, Współczesna ekonomia wobec załamania koniunktury gospodarczej*, (15), 25—48.
- Lee, C. L., Ferber, R. (1980). Acquisition and accumulation of life insurance in early married life. *Journal of Risk and Insurance*, (47).
- Lemkowski, M. (2002). Materialna ochrona konsumenta. *Ruch Prawniczy, Ekonomiczny i Socjologiczny*, 64(3), 67—96.
- Luszniewicz, A., Słaby, T. (1997). *Statystyka stosowana*. Warszawa: PWE.
- Malinowska, K. (2014). Consumer protection in e-insurance in European Union law. *Wiadomości Ubezpieczeniowe*, (4), 39—56.
- Musiał, M. (2015). Ubezpieczenie jako narzędzie zarządzania ryzykiem w procesie gospodarowania finansami osobistymi. *Finanse, Rynki Finansowe, Ubezpieczenia*, 1(74), 723—732.
- Ostasiewicz, S., Rusnak, Z., Siedlecka, U. (2006). *Statystyka — elementy teorii i zadania*. Wrocław: Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu.
- Outreville, F. J. (1996). Life Insurance Markets in Developing Countries. *The Journal of Risk and Insurance*, 63(2).
- Shotick, J. A., Showers, V. E. (1994). The effect of household characteristics on demand for insurance: a tobit analysis. *Journal of Risk and Insurance*, (64).
- Strupczewski, G., Thlon, M. (2014). Wykorzystanie techniki zatrzymania ryzyka przez średnie i duże przedsiębiorstwa w Polsce w świetle badań ankietowych. *Wiadomości Ubezpieczeniowe*, (3), 31—56.
- Śliwiński, A. (2011). Popyt na ubezpieczenia na życie w świetle badań światowych. *Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu* (175).
- Truett, L. J., Truett, D. B. (1990). The demand for life insurance in Mexico and the United States: a comparative study. *Journal of Risk and Insurance*, (57).
- Wątroba, J. (2004). *Analiza wariancji. Materiały kursowe*. Kraków: Statsoft.
- Wicka, A. (2015). Wydatki na ubezpieczenia w gospodarstwach domowych rolników w latach 2009—2013. *Roczniki Naukowe Stowarzyszenia Ekonomistów Rolnictwa i Agrobiznesu*, 17(5).
- Zeitz, E. N. (2003). An examination of the demand for life insurance. *Risk Management and Insurance Review*, 6(2).

Summary. *The aim of the research is to present the differentiation of expenditure on insurance in various types of Polish households. Research material consisted of data from surveys of household budgets conducted by Statistics Poland in the years 2004 and 2014. Correlation and variance analysis were used to determine the dependence of insurance expenditure on: disposable income per capita, household size, education, age and sex of the head of the household, household socio-economic group and class of the place of residence. The factors which had the greatest impact on insurance expenditure were disposable income per capita and education of the head of the household.*

Keywords: household, insurance, household expenditures, types of households.

EDUKACJA STATYSTYCZNA

Grażyna TRZPIOT

Działania edukacyjne i inicjatywy Federacji Europejskich Krajowych Towarzystw Statystycznych

Streszczenie. *W artykule przedstawiono europejskie stowarzyszenie towarzystw statystycznych — Federację Europejskich Krajowych Towarzystw Statystycznych (FENStatS) — oraz inicjatywy przez nie podejmowane. Porozumienia zawierane pomiędzy towarzystwami statystycznymi tworzą najnowsze oblicze statystyki europejskiej. W inicjatywach FENStatS uczestniczy Polskie Towarzystwo Statystyczne.*

Słowa kluczowe: towarzystwa statystyczne, FENStatS.

JEL: C10, C40, C80

Federacja Europejskich Krajowych Towarzystw Statystycznych (Federation of European National Statistical Societies — FENStatS) promuje wzajemną komunikację, współpracę i wymianę poglądów między wszystkimi naukami statystycznymi, z uwzględnieniem jak najszerszego zakresu ich zastosowania. Działa jako agencja rozpowszechniająca informacje techniczne i naukowe wśród krajowych towarzystw statystycznych skupionych w federacji; promuje wzajemną współpracę i przedsięwzięcia, które mogą zwiększyć znaczenie i wpływ dorobku naukowego towarzystw członków, w tym organizuje międzynarodowe konferencje oraz wydaje czasopisma, książki i inne publikacje.

Do FENStatS należą 24 krajowe towarzystwa statystyczne:

CZŁONKOWIE FENSTATS

Przystąpienie do stowarzyszenia	Towarzystwa statystyczne
2011	Česká statistická společnost (Czech Statistical Society — ČStS) Deutsche Statistische Gesellschaft (German Statistical Society — DStatG) Österreichische Statistische Gesellschaft (Austrian Statistical Society — ÖSG) Royal Statistical Society (RSS) Sociedad de Estadística e Investigación Operativa (Spanish Society for Statistics and Operation Research — SEIO) Sociedade Portuguesa de Estatística (Portuguese Statistical Society — SPE) Società Italiana di Statistica (Italian Statistical Society — SIS) Société Française de Statistique (French Statistical Society — SFdS) Statistično društvo Slovenije (Statistical Society of Slovenia — SSS) Vereniging voor Statistiek en Operations Research (Netherlands Society for Statistics and Operations Research — VvS+OR)
2013	Magyar Statisztikai Társaság (Hungarian Statistical Association — HSA) Polskie Towarzystwo Statystyczne (Polish Statistical Association — PSA) Schweizerische Gesellschaft für Statistik / Société Suisse de Statistique / Società Svizzera di Statistica//Societad Svizra da Statistica (Swiss Statistical Society — SGS-SSS) Slovenská štatistická a demografická spoločnosť (Slovak Statistical and Demographical Society — SŠDS) Société Belge de Statistique / Belgische Vereniging voor Statistiek (Belgian Statistical Society — SBS-BVS) Suomen Tilastoseura (Finnish Statistical Society — FSS) Irish Statistical Association (ISA) Societatea Romana de Statistica (Romanian Society of Statistics — RSS) Svenska statistikfrämjandet (Swedish Statistical Society — SSFr)
2016	Dansk Selskab for Teoretisk Statistik (Danish Society for Theoretical Statistics — DSTS) Hrvatsko Statističko Društvo (Croatian Statistical Association — CSA)
2017	Latvijas Statistiku Asociācija (Association of Latvia's Statisticians — ALS) Greek Statistical Institute (GSI)
2018	Luxembourg Statistical Society (LSS)

Źródło: opracowanie własne.

Posiedzenie Rady FENStatS odbywa się raz w roku, zazwyczaj w powiązaniu z ważnym wydarzeniem w środowisku statystyków. W 2017 r. odbyło się 20 lipca w Marakeszu¹; towarzyszyło Światowemu Kongresowi Statystycznemu (WSC), zgodnie z porozumieniem Memorandum of Understanding, podpisanym

¹ Było to szóste posiedzenie Rady, zorganizował je ówczesny prezydent FENStatS prof. Mauricio Vichi.

w 2016 r. z Międzynarodowym Instytutem Statystyki (International Statistical Institute — ISI), stanowiącym, że posiedzenia Rady FENStatS organizowane są na każdym WSC. Ustalono też, że FENStatS uznaje ISI za światowe towarzystwo statystyczne, a ISI traktuje FENStatS jako reprezentatywne dla kontynentu europejskiego stowarzyszenie regionalne, gdzie dyskutuje się o wspólnych działaniach i rozwoju.

FENStatS skupia towarzystwa statystyczne z prawie wszystkich krajów, w których takie organizacje funkcjonują (brakuje np. Norwegii, która jednak myśli o przyłączeniu się), można zatem uznać, że federacja osiągnęła pełną stabilność i dojrzałość. W wyborach, które odbyły się jesienią 2017 r., prezydentem FENStatS został, zgłoszony przez Niemieckie Towarzystwo Statystyczne, Walter Rademacher.

Rademacher, od 1975 r. członek zespołu zajmującego się matematyką ekonomiczną i badaniami operacyjnymi na Uniwersytecie w Münster, karierę zawodową rozpoczął w Federalnym Urzędzie Statystycznym Niemiec (Statistisches Bundesamt Deutschland — SBD) w 1978 r. W latach 90. ub. wieku stworzył rachunkowość ekonomiczną środowiska (Umweltökonomischen Gesamtrechnungen), co przyniosło mu międzynarodowe uznanie. W 2003 r. został wiceprezesem SBD, a w 2006 r. — jej prezesem. Podczas niemieckiej prezydencji w Radzie Unii Europejskiej (pierwsze półrocze 2007 r.) odpowiadał za grupę roboczą ds. statystyki. W latach 2005—2008 był pierwszym przewodniczącym Komitetu Ekspertów ONZ ds. Rachunkowości Środowiska i Gospodarki (United Nations Committee of Experts on Environmental-Economic Accounting — UNCEEA). W latach 2008—2016 zajmował stanowisko dyrektora generalnego Eurostatu i głównego statystyka Unii Europejskiej.

EUROPEJSKI DZIEŃ STATYSTYKI

Na spotkaniu Europejskiego Komitetu Doradczego ds. Statystyki (European Statistical Advisory Committee — ESAC) w 2015 r. prof. Vichi, ówczesny prezydent FENStatS, zaproponował obchody Europejskiego Dnia Statystyki (European Statistics Day — ESD), począwszy od roku 2016, w tych latach, kiedy nie jest obchodzony Światowy Dzień Statystyki² i nadanie mu konkretnego celu — uświadamiania obywateli Europy i europejskich instytucji co do wagi i znaczenia danych statystycznych, w szczególności pochodzących ze statystyki publicznej.

Rada FENStatS przyjęła tę inicjatywę; poparty ją również Eurostat, ESAC i EBC. Działania na rzecz Europejskiego Dnia Statystyki są prowadzone w Bułgarii, Słowacji, we Włoszech, w Portugalii, Austrii, na Litwie, w Estonii, Luksemburgu, Słowenii i Rumunii³.

² 20 października, co pięć lat (dotychczas w latach 2010 i 2015), ustanowiony rezolucją Zgromadzenia Ogólnego ONZ z 3 czerwca 2010 r.

³ <http://ec.europa.eu/eurostat/web/ess/latest-news>.

W 2016 r. opracowano logotyp ESD (zatwierdzony przez Eurostat i ONZ) i stworzono stronę internetową; prezydent FENStatS zaproponował, aby była ona częścią strony internetowej FENStatS⁴, gdzie europejskie środowisko naukowe oraz instytucje krajowe będą mogły zgłaszać inicjatywy dotyczące kolejnych obchodów ESD. Wyrażono nadzieję, że każde towarzystwo, także w porozumieniu z krajowym urzędem statystycznym, proponuje wydarzenie krajowe. W 2017 r. ESD świętowano 20 października w Lizbonie, a organizatorami uroczystości były Portugalskie Towarzystwo Statystyczne oraz National Statistical Institute.

CONFERENCE OF EUROPEAN STATISTICS STAKEHOLDERS

W 2014 r. powstał pomysł stworzenia platformy służącej dyskusji i wymianie doświadczeń statystyków, badaczy, użytkowników i innych zainteresowanych stron w zakresie metod statystycznych, wyników badań, dobrych praktyk i wyzwań, jakie stoją przed statystyką. Pierwsza konferencja gromadząca wszystkich interesariuszy z dziedziny statystyki europejskiej — Conference of European Statistics Stakeholders (CESS) — odbyła się w Rzymie jeszcze w tym samym roku. Drugą edycję zorganizowano w dniach 20 i 21 października 2016 r. w Budapeszcie. Przeprowadzono wówczas 2 sesje plenarne, 38 sesji równoległych i ponad 180 prezentacji. Organizatorem jednej z sesji naukowych był PTS wspólnie ze Szwedzkim Towarzystwem Statystycznym, pod przewodnictwem prof. dr hab. Grażyny Trzpiot, wiceprezesa PTS.

Konferencja staje się wydarzeniem dobrze rozpoznawalnym w Europie, z czytelnym uczestnictwem Federacji. Organizatorom zależy na współpracy z europejską wspólnotą naukową statystyków reprezentowaną przez krajowe towarzystwa statystyczne oraz statystyków z europejskich narodowych instytucji statystycznych, Eurostatem oraz Europejskim Bankiem Centralnym (EBC) w celu tworzenia wspólnych projektów naukowych.

Kolejna edycja CESS odbędzie się w Bambergu w Niemczech 18 i 19 października 2018 r. Jej organizatorami są: Eurostat, EBC, ESAC, Europejska Komisja Gospodarcza Organizacji Narodów Zjednoczonych, FENStatS, SBD, DStatG, Deutsche Bundesbank i Uniwersytet w Bambergu. Omawiane na niej będą potrzeby użytkowników, planowana jest wymiana dobrych praktyk w zakresie statystyki publicznej, a także prezentacja innowacyjnych sposobów wizualizacji i przekazywania danych statystycznych oraz nowych metod gromadzenia i analizy danych. CESS 2018, tak jak poprzednie konferencje, umożliwi nawiązanie kontaktów między interesariuszami ze świata nauki, środowisk akademickich, urzędów statystycznych i przedstawicielami grup społecznych.

⁴ <http://fenstats.eu/events>.

INDYWIDUALNE AKREDYTACJE DLA STATYSTYKÓW

Na posiedzeniu Rady FENStatS w Rio de Janeiro w 2015 r. zatwierdzono zasady Europejskiego Systemu Akredytacji Statystycznej (European System of Statistics Accreditation — ESSA). Odnośnie do statystyka zawodowego (co odpowiada Chartered Statistician of the RSS) akredytację wydaje się na 5 lat, a wymagania są następujące:

- co najmniej 5-letnie potwierdzone wykształcenie zawodowe i doświadczenie;
- tytuł licencjata statystyki (zazwyczaj 180—240 pkt ECTS⁵) i/lub tytuł magistra statystyki (zazwyczaj 90—120 pkt ECTS);
- tytuł licencjata i/lub magistra spoza statystyki (45—50 pkt ECTS), z istotnym udziałem teorii i metodologii statystycznych oraz praktyki; pięć modułów: prawdopodobieństwo, wnioskowanie statystyczne, szeregi czasowe i procesy stochastyczne, projektowanie eksperymentów, statystyka stosowana);
- ustawiczne szkolenie w celu ponowienia ESSA po 5 latach (2 pkt ECTS rocznie).

Rada FENStatS postanowiła, że indywidualne akredytacje przyznane na podstawie powyższych zasad przez europejskie krajowe towarzystwa statystyczne będą uznawane przez FENStatS za akredytacje europejskie (European Individual Statistical Accreditation).

W październiku 2016 r. FENStatS utworzyła komitet ds. stworzenia systemu akredytacji; przewodniczy mu Magnus Pettersson ze Szwecji. PTS reprezentuje Dominik Rozkrut, prezes GUS.

EUROPEJSKI MAGISTER STATYSTYKI PUBLICZNEJ

Europejski Magister Statystyki Publicznej (European Master in Official Statistics — EMOS) to sieć programów kształcenia podyplomowego w zakresie statystyki publicznej na poziomie europejskim. Jest wspólnym projektem uniwersytetów i urzędów statystycznych w Europie. Sieć obejmuje 22 programy realizowane przez 21 uczelni w 15 krajach: Austrii, Belgii, Czarnogórze, Finlandii, we Francji, w Hiszpanii, Holandii, Luksemburgu, Niemczech, Portugalii, Słowenii, Szwecji, na Węgrzech, w Wielkiej Brytanii i we Włoszech.

EMOS powołano w celu zacieśnienia współpracy między środowiskami akademickimi a instytucjami statystyki publicznej oraz wspierania rozwoju specjalistów z zakresu statystyki publicznej, aby mogli oni sprostać wyzwaniom XXI wieku. Stopień magistra EMOS uzyskuje się na podstawie wyników znajomości systemu statystyki publicznej, modeli produkcyjnych i metod statystycznych. W ocenie efektów kształcenia, uwzględniającej przydatność statystyki publicznej

⁵ Europejski System Transferu Punktów (European Credit Transfer System).

i profesjonalizację statystyków, biorą udział naukowcy wraz z pracownikami statystyki publicznej.

EUROPEJSKIE KURSY STATYSTYKI ZAAWANSOWANEJ

Europejskie Kursy Statystyki Zaawansowanej (European Courses in Advanced Statistics — ECAS) umożliwiają uzyskanie wykształcenia podyplomowego w różnych dziedzinach statystyki zarówno naukowcom, jak i nauczycielom akademickim. Do udziału w kursach zapraszane są również osoby zawodowo związane z przemysłem, a zainteresowane zastosowaniem nowych metod statystycznych. Oczekuje się, że uczestnicy będą mieli dobre przygotowanie w zakresie statystyki.

W latach 1987—2013 program ECAS wspierało siedem towarzystw statystycznych: SBS i BVS (Belgia), SFdS (Francja), DStatG (Niemcy), SIS (Włochy), SEIO (Hiszpania), SS (Szwecja) oraz SSS (Szwajcaria), od 2014 r. ECAS otrzymuje wsparcie ze strony wszystkich członków FENStatS. Komitet wykonawczy ECAS działa obecnie w składzie: prezes Jean-Michel Poggi, wiceprezes Sylvain Sardy, sekretarz i skarbnik Thomas Verdebout. Strona internetowa ECAS została zaktualizowana i jest prowadzona przez FENStatS⁶.

Kursy ECAS podzielono na trzy kategorie; w ich ramach odbyły się szkolenia:

- statystyka matematyczna/statystyka obliczeniowa — kurs ECAS-SFdS pt. „Statystyka Big Data — teoria i praktyka” (Fréjus, Francja, 1—6 października 2017 r.);
- statystyka publiczna;
- statystyka dotycząca przemysłu — kurs ECAS-ENSIS pt. „Big Data w biznesie i przemyśle” (Procida, Włochy, 9 i 10 września 2017 r.), który odbył się jako prekonferencja ENBIS-2017, a także kurs IRSDI-ECAS (Paris-Saclay, Francja, 19 i 20 października 2017 r.)⁷.

W 2018 r. odbył się kurs ECAS-EMOS poświęcony statystyce publicznej pt. „Statystyczna kontrola jawności w statystyce publicznej a nowe kwestie bezpieczeństwa i poufności danych” (Rennes, Francja, 20—22 lutego 2018 r.)⁸. Okazał się wielkim sukcesem — wzięło w nim udział 50 osób (z których połowę stanowili studenci EMOS) z 10 krajów. Dostarczył uczestnikom szerokiej wiedzy z zakresu kontroli ujawniania danych statystycznych, od zaawansowanych informacji technicznych po studia przypadków i aspekty prawne.

Na maj 2018 r. zaplanowano w Katanii (Włochy) kurs ECAS-IASC na temat grupowania i wizualizacji złożonych danych⁹.

⁶ <http://ecas.fenstats.eu>.

⁷ <https://eric.univ-lyon2.fr/iec>.

⁸ <http://ecas.ensai.fr>.

⁹ www.clucla-summerschool.org.

Zamierzenia FENStatS na najbliższą przyszłość obejmują m.in. badanie i dyskusowanie wszelkich możliwych działań, dzięki którym zmniejszyłaby się luka pomiędzy edukacją a zatrudnieniem w statystyce, przede wszystkim publicznej.

W posiedzeniach Rady FENStatS oraz Rady ECAS uczestniczyła w imieniu PTS wiceprezes Towarzystwa Grażyna Trzpiot.

prof. dr hab. Grażyna Trzpiot — *Uniwersytet Ekonomiczny w Katowicach*

Summary. *The article presents the European association of statistical societies — Federation of European National Statistical Societies (FENStatS) — and initiatives taken by them. The agreements concluded between the statistical societies create the latest picture of European statistics. The Polish Statistical Association participates in the FENStatS initiatives.*

Keywords: statistical societies, FENStatS.

Z DZIEJÓW STATYSTYKI

Czesław DOMAŃSKI

Działalność instytucji statystycznych w Łodzi w latach międzywojennych

Streszczenie. *W artykule omówiono w ogólnym zarysie powstanie i działalność instytucji statystycznych na ziemi łódzkiej w dwudziestoleciu międzywojennym. W szczególności przedstawiono historię Wydziału Statystycznego przy Zarządzie Miejskim w Łodzi, powołanego przez Radę Miejską 19 września 1917 r. Wydział funkcjonował od 1 stycznia 1918 r., a jego najważniejszym zadaniem było prowadzenie spisów ludności, zaliczanych do największych i najtrudniejszych przedsięwzięć statystycznych. W omawianym okresie miejska statystyka łódzka objęła badaniami najistotniejsze sfery życia miasta, w tym urzędy państwowe i municypalne.*

Słowa kluczowe: statystyka publiczna, Wydział Statystyczny przy Zarządzie Miejskim w Łodzi, miejska statystyka łódzka, Edward Rosset.

JEL: B16, B23, N01

Przypadające w tym roku obchody 100-lecia działalności GUS to okazja, aby przypomnieć osiągnięcia polskiej statystyki publicznej. Wyjątkowo interesujący wydaje się przykład tworzenia zrębów statystyki publicznej przez lokalną społeczność w przemysłowej Łodzi. Artykuł jest poświęcony pierwszym tamtejszym instytucjom statystycznym, w tym powstaniu Wydziału Statystycznego, który powołano 19 września 1917 r. przy Zarządzie Miejskim w Łodzi, i jego działalności w okresie międzywojennym.

PIERWSZE INSTYTUCJE STATYSTYCZNE W ŁODZI

Faktem historycznym, który należy odnotować, jest powstanie giełdy pieniężnej w Łodzi. Jej otwarcie nastąpiło 1 lutego 1899 r. w Grand Hotelu, w którym mieściła się siedziba giełdy. Zgromadzenie Giełdowe liczyło ponad 150 członków. Pierwszym prezesem Komitetu Giełdowego został Karol Scheibler (1899—1903), kolejnymi (do czasu powołania Wydziału Statystycznego) byli Emil Geyer (1903—1911) i Alfred Grohman (1911—1920).

Organem wykonawczym i przedstawicielem Zgromadzenia był Komitet Giełdowy, który odgrywał rolę izby przemysłowo-handlowej; reprezentował interesy wielkiego i średniego przemysłu oraz kupiectwa. W roku 1911 przy Komitecie Giełdowym utworzono Biuro Statystyczne, mające za zadanie gromadzić materiały statystyczne dotyczące łódzkich przedsiębiorstw handlowych i przemysłowych. Prace te zaowocowały opracowaniem przez sekretarza Komitetu Józefa Adamowicza pierwszego *Rocznika Prac Statystycznych Komitetu Giełdowego*, który ukazał się w 1912 r. Zawierał on dane statystyczne za lata 1909 i 1910.

Jako drugą instytucję o charakterze statystycznym należy wskazać Komisję Statystyczną, utworzoną w lutym 1914 r. przy Towarzystwie Popierania Pracy Społecznej. Towarzystwo to stawiało sobie za cel organizację statystyki społecznej i kulturalnej miasta Łodzi.

Żadna z wymienionych placówek — o charakterze prywatnym — nie rozporządzała środkami wystarczającymi na realizowanie swoich zamierzeń. Z tych też względów zmuszone były ograniczyć zakres wykonywanych zadań.

Komitet Giełdowy gromadził niezbędne dane dotyczące:

- liczby i stanu zakładów przemysłowych, wrzecion, krosien, kotłów parowych, motorów, zatrudnionych robotników, płacy, pomocy lekarskiej dla robotników, nieszczęśliwych wypadków;
- liczby przedsiębiorstw handlowych oraz przemysłowych Łodzi;
- liczby głównych kategorii towarów przywożonych i wywożonych kolejami żelaznymi w okręgu łódzkim;
- opodatkowania łódzkiego przemysłu i handlu.

Komisja Statystyczna, która przyjęła kierunek społeczny, nakreśliła sobie plan działalności w trzech blokach tematycznych:

- statystyki ludnościowej w mieście;
- statystyki oświatowej i kulturalnej;
- statystyki robotniczej.

Ani Komisja Statystyczna, ani Komitet Giełdowy nie zdążyły przed wybuchem I wojny światowej zrealizować swoich planów.

POWOŁANIE WYDZIAŁU STATYSTYCZNEGO MAGISTRATU MIASTA ŁODZI

Pod koniec I wojny światowej zrodził się pomysł utworzenia w Łodzi biura statystycznego działającego przy Zarządzie Miejskim. Projekt ten przedstawili

członkowie Rady Miejskiej: jej sekretarz Eugeniusz Krasuski (wybitny działacz społeczny i polityczny zaangażowany w tworzenie zrębów państwowości polskiej), Mieczysław Hertz (ekonomista, wicedyrektor Izby Handlowej), Aleksy Rzewski (prezydent Łodzi) oraz wielu innych radnych i działaczy społecznych. Głównym inicjatorem utworzenia tej instytucji był Eugeniusz Krasuski, który poparł swój wniosek obszernym memoriałem. Z uwagi na nieprzemijającą wartość pismo to zasługuje na przytoczenie przynajmniej we fragmentach:

W sprawie Urzędu Statystycznego Miejskiego w Łodzi:

Zbytecznym byłoby zbytnio rozwódzić się nad potrzebą, ba wprost koniecznością, statystyki u nas w kraju. Wiadomo, że już w zaraniu rozwoju każdej państwowości działacze publiczni żywo odczuwają dotkliwy brak konkretnych danych o tych wszystkich zjawiskach, które stanowią istotę życia społecznego i państwowego. To też wszędzie już od czasów bardzo dawnych (XV w.) poświęcono tej wywiadowczej działalności państwa wielką uwagę i stosownie do potrzeb i środków czasu tworzone statystykę państwową [...].

Początki statystyki państwowej w Polsce sięgają XVI stulecia.

Pierwsza lustracja dymów w Warszawie odbyła się za panowania Zygmunta Augusta w 1564 r., druga za Zygmunta III w 1620 r. Systematyczne zbieranie wiadomości statystycznych odbywa się w Polsce dopiero w ostatnim dziesięcioleciu XVIII wieku. Sejm Czteroletni, uchwaliwszy 100-tysięczne wojsko i poszukując źródeł podatkowych na utrzymanie tego wojska, uznaje pilną potrzebę dokładnych wiadomości statystycznych. W dniu 22 czerwca 1789 r. zostaje uchwalona konstytucja, która obok nowej lustracji dymów, nakazuje dokonanie po raz pierwszy w dziejach Polski spisu, czyli „podania ludności” (T. Korzon: „Wewnętrzne dzieje Polski za Stanisława Augusta”, Warszawa 1897 r.). Jednakże ściśle i szczegółową rejestrację ludności zaprowadzają dopiero prusacy w 1797 r.; później rejestracja taka odbyła się w 1810 roku na mocy dekretu Księstwa Warszawskiego, a w roku 1813 rejestracja w całym kraju na podstawie postanowienia Namiestnika [...].

Przechodząc do stosunków w Królestwie Polskim, zauważyć musimy, że jedynie Warszawa posiadała przed wojną urzędy statystyczne. Jednym z nich był Warszawski Komitet Statystyczny, posiadający charakter instytucji ogólnopaństwowej rosyjskiej, drugim była Sekcja Statystyczna Magistratu miasta Warszawy o charakterze lokalnym. Prace obu tych instytucji z powodów zrozumiałych wiele pozostawiły do życzenia. Poza nimi istniały usiłowania osób pojedynczych, jak również instytucji społecznych, spośród których na uwagę zasługuje Biuro Pracy Społecznej w Warszawie, które na kilka lat przed wojną zapoczątkowało wydawnictwo pt. Rocznik Statystyczny Królestwa Polskiego. [...]

Dziś musimy dążyć do stworzenia w naszym mieście instytucji miejskiej stałej, która oparta o stały, z góry zakreślony budżet, byłaby w możności zadość uczynienia wymaganiom czasu w zakresie statystyki miejskiej. Zakres prac takiej instytucji musiałby być obszernym. W pierwszej linii musiałby obejmować dokładną statystykę ludnościową (spis ludności według wieku, płci, stanu rodzinnego, wyznania, zajęcia, dane dotyczące urodzin, zgonów, zawierania związków

małżeńskich, zachorowań, wychodźstwa). Po drugie prowadzić dokładną rejestrację posesji, domów, mieszkań, dzierżaw, gospodarstw domowych, rzemiosł, sklepów, stanu bydła np. Dalej w zakres działalności tego wchodzić powinny ustalenie zarobków robotniczych, cen produktów spożywczych i produktów pierwszej potrzeby, cen mieszkań, rejestracja pozostających bez zajęcia, rejestracja biur pracy, podział miasta na okręgi wyborcze i administracyjne. Dalej urząd taki musiałby się zająć również gromadzeniem danych dotyczących się stonków w innych miastach (dla porównania); wreszcie — służyć informacjami wszystkim wyższym instytucjom państwowym.

Dla wypełnienia tych różnorodnych i obfitych zadań instytucja statystyczna miejska posiadać winna odpowiednią organizację. Pod tym względem nacisk położyć należy na dobrą i celową organizację i na właściwe kierownictwo. Tak sprawę tę pojmuje zagranica. Stanowisko kierownika takiej instytucji spocząć winno w ręku człowieka z wykształceniem akademickim, poza tym posiadającego odpowiednią praktykę w tym kierunku. Od uzdolnienia kierownictwa instytucji zależy w pierwszym rzędzie wartość przedsięwziętych przez nią prac. Miejskie urzędy statystyczne za granicą po większej części znajdują się w zależności od delegacji lub komisji złożonych z członków Magistratu, członków rady miejskiej i kierownika wydziału statystycznego. W ten sposób osiąga się zarówno w magistracie, jak i w radzie miejskiej pewien kontakt z urzędem statystycznym i niezależne zabezpieczenie jego interesów, choć nie jest to warunek konieczny [...].

Zorganizowanie Urzędu Statystycznego Miejskiego, odpowiadającego wymaganiom naszego miasta musi, oczywiście, być przeprowadzone wszechstronnie i planowo. Dlatego wymagać musi odpowiedniego czasu. Jednakże dziś już, zdaniem moim, należałoby rozpocząć organizacyjne prace i zająć się wyszukiwaniem odpowiedniego kierownictwa.

Łódź, we wrześniu 1917 roku (Rzewski, 1937)

Przedłożony 19 września 1917 r. wniosek radnego Krasuskiego został przyjęty przez Radę Miejską, która postanowiła z dniem 1 stycznia 1918 r. powołać Wydział Statystyczny przy Zarządzie Miejskim w Łodzi. Nad jego działalnością miała czuwać delegacja składająca się z członków Rady Miejskiej i Magistratu Miasta Łodzi oraz obywateli łódzkich. W skład delegacji wchodził: przewodniczący Wydziału Statystycznego dr Stefan Kopciński (twórca szkolnictwa powszechnego w Łodzi), ławnicy dr Franciszek Koziółkiewicz i Wacław Kaffanke, radni Józef Wolczyński, Mozes Hellman, Bolesław Fiehna i Michał Jarblum oraz członkowie dokooptowani Mieczysław Hertz i dr Stanisław Skalski. Pierwszym kierownikiem Wydziału był Antoni Goerne, kolejnym — dr Edward Grabowski. Od 1922 r. do wybuchu II wojny światowej oraz w latach 1945—1949 funkcję kierownika sprawował Edward Rosset, faktyczny twórca przedwojennej i powojennej statystyki miasta Łodzi.

Podstawową działalnością Wydziału Statystycznego były spisy ludności, zaliczane do największych i najtrudniejszych przedsięwzięć statystycznych. Stanowiły one także egzamin sprawności danej placówki statystycznej. W okresie międzywojennym przeprowadzono trzy spisy — w latach 1918, 1921 i 1931.

Ponadto Wydział Statystyczny prowadził zaawansowane badania statystyczne w zakresie:

- ruchu naturalnego ludności — na podstawie danych urzędów stanu cywilnego;
- spożycia mięsa — na podstawie sprawozdań rzeźni miejskiej i bałuckiej, obejmujących okres dwutygodniowy;
- spożycia mleka — na podstawie spisów mlecznych przeprowadzonych w latach 1929 i 1933;
- spożycia chleba — na podstawie badania produkcji miejscowych piekarni;
- statystyki ruchu budowlanego, zapoczątkowanej w 1923 r. z inicjatywy GUS;
- spożycia alkoholu — na podstawie danych władz podatkowych (badania te Wydział podjął już w 1922 r. na podstawie rejestracji osób zatrzymanych i prowadził w latach 1923—1925). Warto podkreślić, że na Zjeździe Lekarskim w Wilnie wyrażono (specjalną uchwałą) uznanie dla łódzkiego Wydziału Statystycznego za pracę z tej dziedziny;
- warunków mieszkaniowych dozorców domowych w Łodzi;
- personelu miejskiego;
- budżetów domowych licznych rodzin robotniczych (na zlecenie Instytutu Gospodarstwa Społecznego);
- liczby dzieci w rodzinach łódzkich reprezentujących różne sfery i zawody; kwestionariusz opracowano w porozumieniu z Polskim Instytutem Badań Zagadnień Ludnościowych;
- stanu zatrudnienia w przemyśle łódzkim;
- chorych na gruźlicę (1924 r.).

Już w pierwszych latach istnienia Wydział Statystyczny wydawał — na podstawie zgromadzonych materiałów — „Miesięcznik Statystyczny”, który później został przekształcony w „Kwartalnik Statystyczny”. Opublikował także *Informator miasta Łodzi* (dwie edycje — 1919 i 1920).

W 1922 r. ukazał się pierwszy rocznik statystyczny Łodzi pt. *Statystyka miasta Łodzi (1918—1920)*. Składał się z części tabelarycznej oraz 17 artykułów przedstawiających wyniki badań statystycznych, bogato ilustrowanych danymi liczbowymi. Obszerną część poświęcono: ludności Łodzi, sprawom mieszkaniowym i warunkom sanitarnym, szkolnictwu powszechnemu, zaprowiantowaniu miasta, komunikacji, opiece społecznej i cenom. Rocznik zawierał również (także następne jego wydania) informacje o strukturze narodowościowej i wyznaniowej ludności miasta. Redaktorem rocznika był dr Edward Grabowski, a od 1922 r. — Edward Rosset. Zespół autorski tworzyli: Edward Rosset, Jan Nazarewicz, Mieczysław Hertz, dr Władysław Stanisławski, Bronisław Frenkel, Witold Tomorowicz, Teodora Federówna i Czesława Fokczyńska. Roczniki ukazywały się regularnie do 1929 r. w wersji dwujęzycznej — polskiej i francuskiej.

W następnych latach Wydział Statystyczny, ze względów oszczędnościowych, wydawał tzw. małe roczniki statystyczne: w 1935 r. za lata 1930—1934, w 1937 r. za rok 1935 i w 1938 r. za rok 1936, objętościowo znacznie zmniejszone w stosunku do roczników z pierwszego dziesięciolecia.

TEMATYKA BADAŃ WYDZIAŁU STATYSTYCZNEGO W ŁODZI W OKRESIE MIĘDZYWOJENNYM

Zagadnienia, którymi zajmował się Wydział Statystyczny w okresie międzywojennym, można określić następująco:

- przejawy patologii społecznej w wielkich miastach;
- warunki życia i sytuacja zdrowotna mieszkańców Łodzi;
- oblicze ekonomiczne i polityczne mieszkańców Łodzi.

Odrębne wątki, wykraczające poza tematykę łódzką, poruszano w wyniku zainteresowań badawczych Rosseta, skupiających się wokół wpływu I wojny światowej na kształtowanie się stosunków i procesów ludnościowych oraz odrodzonych po wojnie krajów bałtyckich, w szczególności Estonii.

Z publikacji dotyczących przejawów patologii społecznej na uwagę zasługuje praca *Alkoholizm w Łodzi w świetle badań statystycznych*, wydana w 1925 r. Temat ten został rozwinięty w postaci analizy porównawczej w opracowaniu zatytułowanym *Alkoholizm w miastach polskich*, przygotowanym na podstawie badań statystycznych przeprowadzonych w 58 większych miastach Polski. W nurcie trudnych problemów wielkiego miasta mieściła się również, wydana w roku 1931, praca pt. *Prostytucja i choroby weneryczne w Łodzi*, w której wykorzystane zostały źródła policyjne. Rozpatrując problem chorób wenerycznych, Rosset wyrażał pogląd, że redukują one zdolność rozrodczą i tym samym mogą być istotnym czynnikiem depopulacyjnym.

Szeroki rozgłos zdobyła książka Rosseta zatytułowana *Zagadnienia gospodarki samorządowej miasta Łodzi*, wydana w 1926 r. Tytuły jej rozdziałów to swoisty katalog najważniejszych problemów ludnościowych i społeczno-gospodarczych miasta, w części i dziś aktualnych. Autor pokazał, w jaki sposób ówczesne władze miejskie podchodziły do tak ważnych zagadnień, jak: kwestia mieszkaniowa, infrastruktura komunalna, opieka nad dziećmi, zwalczanie wysokiej umieralności i alkoholizm. Problem powszechności takich chorób, jak gruźlica, dur brzuszny i nowotwory rozpatrywał Rosset również w innych pracach, stanowiących wówczas i dziś ważny przyczynek do badań epidemiologicznych.

Szczególnie interesujące są publikacje: *Oblicze polityczne miasta Łodzi w świetle statystyki wyborczej* (1927), *Proletariat łódzki w świetle badań demograficznych* (1930) oraz *Łódź w latach 1860—1870. Zarys historyczno-statystyczny* (1928). W pierwszym z wymienionych opracowań analizie poddano statystyki dotyczące wyborów do czterech kolejnych dum państwowych w latach 1906—1912 oraz wyborów do rad miejskich, sejmu i senatu w niepodległej Polsce w latach 1918—1926.

Proletariat łódzki..., wydany przez Instytut Gospodarstwa Społecznego w Warszawie z rekomendacji Ludwika Krzywickiego, jest przykładem pionierskiej, wzorcowej monografii demograficznej grupy społecznej dominującej liczebnie w strukturze miasta.

Trzecia z wymienionych prac nawiązuje do badań historii Łodzi prowadzonych w XIX w. przez Oskara Flatta, których wyniki zostały przedstawione w książce

pt. *Opis Miasta Łodzi pod względem historycznym, statystycznym i przemysłowym* (1853).

Zwieńczeniem badań społeczno-demograficznych Rosseta dotyczących Łodzi była publikacja przygotowana na dziesięciolecie niepodległości Polski, zatytułowana *Łódź. Miasto pracy* (1929). Stanowiła ona jedną z monografii wielkich miast polskich, prezentujących swój dorobek w okresie Polski niepodległej, a także wskazujących istniejące braki i zarysowujących perspektywy rozwoju. Sam tytuł opracowania był zamierzonym kontrapunktem do określeń odnoszących się do Łodzi, jakie pojawiały się w dziełach literackich — Reymontowskiej *Ziemi obiecanej* (1899) oraz *Złym mieście* Zygmunta Bartkiewicza (1911).

Znaczącym wydarzeniem w karierze naukowej Rosseta był jego udział w międzynarodowym kongresie demograficznym, zorganizowanym przez Włoski Komitet Badań Ludnościowych pod przewodnictwem prof. Corrado Giniego, który obradował w Rzymie w 1931 r. Rosset przedstawił na tym forum dwa referaty — *Prawa demograficzne wojny* oraz *Choroby weneryczne i wojna*. Po latach napisał: *Pierwszy z wymienionych dwóch referatów wywołał na Kongresie duże poruszenie [...]. Zebrani byli poruszeni oryginalnością ujęcia zagadnienia, mianowicie dokonany przeze mnie uogólnieniem zjawisk demograficznych, które rodzi wojna i sformułowanie na tej podstawie prawidłowości, które Profesor nazwał prawami demograficznymi wojny. Nie mniejsze wrażenie wywarła ta praca w światowej literaturze statystycznej i demograficznej* (ŁTN, 1997). Tak więc referat ten pozwolił Rossetowi zaistnieć w europejskim środowisku demograficznym.

Prawa demograficzne wojny, opublikowane w 1933 r., dostarczają odpowiedzi na pytania, jaki wpływ wywiera wojna na najważniejsze przejawy ruchu naturalnego ludności oraz jak pod jej działaniem kształtuje się stopa ślubów, urodzeń i zgonów oraz rozwodów. Zawiera również charakterystykę procesów migracyjnych uwarunkowanych wojną, począwszy od mobilizacji, a kończąc na repatriacji uchodźców i jeńców wojennych. Omawia zmiany w strukturze ludności w wyniku anormalnego przebiegu ruchu ludności w czasie wojny. Jednocześnie pozwala stwierdzić, czy specyficzne cechy demografii wojennej nacechowane są prawidłowością, czy stanowią naturalne i nieuniknione następstwo przeżywanego przez narody kataklizmu i czy demografię wojenną znamionuje stabilność w ujęciu czasowym i przestrzennym. Analiza tych problemów została oparta na danych z okresu I wojny światowej obrazujących przebieg zjawisk demograficznych w Polsce, Niemczech, Francji, we Włoszech, w Czechosłowacji i na Węgrzech, a także w państwach neutralnych: Holandii, Szwajcarii i Szwecji.

Dla współczesnego polskiego czytelnika najbardziej interesujące są wyniki analizy wpływu zarówno I wojny światowej, jak i wojny polsko-sowieckiej na ruch naturalny w Polsce — analizy utrudnionej z powodu braku kompletnego materiału statystycznego dla okresu poprzedzającego wskrzeszenie państwa polskiego. Ponadto z faktu, że dane te pochodzą ze statystyki państw zaborczych i są niejednorodne, wynika sposób ich prezentowania, osobno dla poszczególnych dzielnic kraju.

Końcowe wnioski dotyczące ruchu naturalnego na ziemiach polskich są następujące:

- podobnie jak w innych krajach dotkniętych wojną ruch naturalny w Polsce cechowały w czasie wojny znamiona destrukcyjne, natomiast po jego zakończeniu — kompensacyjne;
- w Polsce okres destrukcyjny się wydłużył, a tym samym opóźnił się okres kompensacyjny, co wynikało z konsekwencji nowej wojny, którą Polska stoczyła ze swym wschodnim sąsiadem już po zakończeniu I wojny światowej.

Autor zwraca uwagę na brak równowagi płci, jaką zanotowano po I wojnie światowej, stosunek liczby mężczyzn i kobiet w 1921 r. wynosił 1000 do 1103. W zakończeniu stwierdza: *W wyniku naszych poszukiwań doszliśmy do wniosku, że wojna pociąga za sobą przegrupowanie w układzie płci na rzecz kobiet i w układzie wieku na korzyść ludności dorosłej. Przekonaliśmy się również, że zjawiska o których mowa noszą piętno powszechności i że stanowią nieuniknione następstwo wstrząsów jakim w czasie wojny ulega ruch naturalny ludności państw wojujących. Jasne jest przeto, że i tutaj mamy do czynienia z prawami demograficznymi wojny* (Rosset, 1933).

Podsumowanie

W jednym artykule nie sposób przedstawić ogromnych osiągnięć zespołu statystyków Wydziału Statystycznego Miasta Łodzi. Omówiono jedynie pokrótce te opracowania, które odbiły się echem w Europie, w szczególności prace Edwarda Rosseta — twórcy przedwojennej statystyki dotyczącej Łodzi.

prof. dr hab. Czesław Domański — Uniwersytet Łódzki

LITERATURA

- Domański, Cz., Jędrzejczak, A. (2015). *Rozwój statystyki łódzkiej. Ekonomia*. Łódź: Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego.
- Domański, Cz., Kasperkiewicz, W., Kwiatkowski, E. (2017). *90 lat łódzkiej ekonomii*. Łódź: Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego.
- ŁTN. (1997). *Słownik Łódzkich Uczonych*, z. 37 *Profesor Edward Rosset*. Łódź: Łódzkie Towarzystwo Naukowe.
- Rosset, E. (1933). *Prawa demograficzne wojny*. Łódź: „Drukarnia Polska” Ludomira Mazurkiewiczza.
- Rzewski, A. (1937). *Prace statystyczne Zarządu Miejskiego w Łodzi 1918—1934*. Łódź: Skład Główny w Księgarni S. Seipetta.

Summary. *The article briefly discusses the creation and activity of statistical institutions in the Łódź region during the interwar years. In particular, the history of the Statistical Department at the City Council of Łódź, established by the City*

Council on 19 September, 1917, was presented. The Department functioned from 1 January, 1918 and its most important task was to conduct censuses of the population, one of the largest and most difficult statistical undertakings. In the discussed period, the urban statistics of Łódź covered the most important spheres of the city's life, including state and municipal offices.

Keywords: official statistics, Statistical Department at the City Council in Łódź, urban statistics of Łódź, Edward Rosset.

INFORMACJE. PRZEGLĄDY. RECENZJE

Zwycięzcy IX Wielkopolskiego Konkursu „Statystyka mnie dotyka”

W marcu 2018 r. zakończyła się dziewiąta edycja Wielkopolskiego Konkursu „Statystyka mnie dotyka” dla uczniów dziennych szkół ponadgimnazjalnych, zorganizowanego pod patronatem Prezesa GUS dr. Dominika Rozkruta, posła do Parlamentu Europejskiego Andrzeja Grzyba, Wojewody Wielkopolskiego Zbigniewa Hoffmanna i Wielkopolskiego Kuratora Oświaty Elżbiety Leszczyńskiej.

Organizatorzy konkursu: Urząd Statystyczny (US) w Poznaniu, Polskie Towarzystwo Statystyczne (PTS) i Uniwersytet Ekonomiczny (UE) w Poznaniu przygotowali dla uczestników ciekawe, a zarazem wymagające zadanie. Po raz pierwszy uczniowie sami mieli sformułować temat opracowania w ramach jednego lub kilku wyznaczonych obszarów: inflacja, zarządzanie budżetem gospodarstw domowych, aktywne poszukiwanie pracy, aktywność zawodowa, sposoby wychodzenia z bezrobocia oraz niepełnosprawni na rynku pracy, a następnie przedstawić go w formie plakatu statystycznego. Spośród 15 prac zgłoszonych w pierwszym etapie Komisja Konkursowa w składzie: dr Aleksandra Witkowska (PTS), mgr Ewa Kowalka (US w Poznaniu), dr Arleta Olbrot-Brzezińska (US w Poznaniu), dr Małgorzata Szczyt (PTS, UE w Poznaniu) oraz dr Hanna Wdowicka (PTS, UE w Poznaniu) wybrała pięć najlepszych:

- *Sytuacja osób niepełnosprawnych na rynku pracy w Polsce w latach 2012—2017* Roksany Adamczyk i Agaty Koster z Zespołu Szkół Ponadgimnazjalnych (ZSP) w Jarocinie;
- *Budżety gospodarstw domowych w Polsce w latach 2013—2015* Wiktorii Kaczmarek i Filipa Mellerowicza z Liceum Ogólnokształcącego (LO) im. Marii Skłodowskiej-Curie w Wolsztynie;
- *Budżety gospodarstw domowych w Polsce* Antoniny Szczepaniak i Patryka Ratajczaka z LO w Wolsztynie;

- *Aktywne poszukiwanie pracy* Bartosza Budy i Michała Wawrzynowicza, również z LO w Wolsztynie;
- *Czy nasi rodacy wiedzą, jak szukać pracy?* Wiktorii Kramarskiej i Beaty Nowak z III LO im. Mikołaja Kopernika w Kaliszu.

Autorzy prac zostali zaproszeni do publicznego zaprezentowania wybranych tematów podczas drugiego etapu konkursu.

Prezentacje odbyły się 15 marca w Centrum Edukacyjnym Usług Elektronicznych UE w Poznaniu. Słuchaczami wystąpień byli uczniowie klas patronackich i studenci UE. Zarówno na komisji, jak i na publiczności ogromne wrażenie zrobiła nie tylko wiedza statystyczna uczestników konkursu, lecz także wysoki poziom prezentacji i swoboda podczas wystąpienia publicznego przed dużym (ponad 200-osobowym) audytorium. Należy podkreślić, że niektórzy uczestnicy konkursu oprócz pogłębionej analizy danych statystyki publicznej realizowali także własne badania ankietowe.

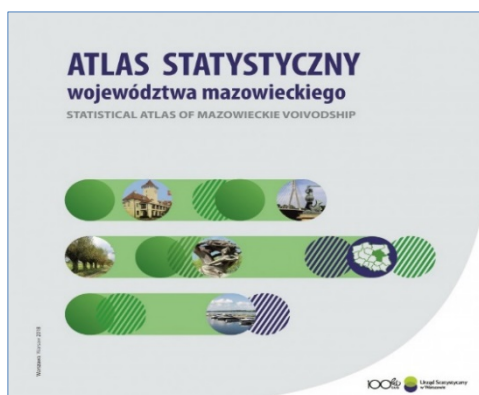
Oceny komisji były bardzo wyrównane, wobec czego o zwycięstwie lub przegranej zdecydowały wyniki pierwszego etapu. Pierwsze miejsce i nagrody główne, którymi były laptopy i wyjazd studyjny do Parlamentu Europejskiego, otrzymały Roksana Adamczyk i Agata Koster (ZSP w Jarocinie), drugie miejsce i tablety wywalczyli Bartosz Buda i Michał Wawrzynowicz (LO w Wolsztynie), zaś trzecie miejsce, nagrodzone czytnikami e-booków, przypadło Antoninie Szczepaniak i Patrykowi Ratajczakowi (także LO w Wolsztynie). Ponadto wszyscy laureaci otrzymali bony upominkowe na zakupy w salonach Komputronik o wartości 700 zł. W głosowaniu publiczności zwyciężył zespół Wiktorii Kramarskiej i Beaty Nowak. Bonami upominkowymi Komputronik o wartości 600 zł uhonorowano nauczycieli prowadzących zespoły, które zakwalifikowały się do finału: Małgorzatę Ginter, Małgorzatę Budę i Beatę Górecką-Pęder, a szkoły otrzymały nagrody rzeczowe.

Konkurs zorganizowano we współpracy z Narodowym Bankiem Polskim w ramach programu edukacji ekonomicznej. Sponsorem nagród była firma Ceko Sp. z o.o. z Goliszewa k. Kalisza. Wyjazd do Brukseli ufundował poseł do Parlamentu Europejskiego Andrzej Grzyb.

Wobec zgodnych deklaracji organizatorów, partnerów i sponsorów rozpoczęto już przygotowania do jubileuszowej, dziesiątej edycji konkursu.

Wydawnictwa GUS — maj 2018 r.

Z majowej oferty wydawniczej warto zwrócić uwagę na publikację jednorazową **Atlas statystyczny województwa mazowieckiego**, a także opracowania cykliczne **Obszary wiejskie w Polsce w 2016 r.** oraz **Kształcenie dorosłych 2016**.



Atlas statystyczny województwa mazowieckiego wydano z okazji jubileuszu 100-lecia Głównego Urzędu Statystycznego. W atrakcyjnej formie graficznej przedstawia on zróżnicowanie przestrzenne zjawisk społecznych i gospodarczych woj. mazowieckiego — jednego z najbardziej różnorodnych wewnętrznie województw w Polsce.

Za pomocą kartogramów i kartodiagramów oraz wykresów przedstawiono tematy związane z: kapitałem ludzkim, jakością życia, gospodarką oraz środowiskiem, a także niektóre informacje o regionach Unii Europejskiej (UE). Poglądowy charakter publikacji umożliwia obserwację zróżnicowania regionalnego, stanowiącego największe wyzwanie polityki spójności UE. Dane dotyczą roku 2016, a w zakresie rachunków regionalnych — 2015. W celu zilustrowania zmian wybrane tematy ujęto w retrospekcji od 2000 r., a także uwzględniono prognozę ludności do 2040 r. Głównym źródłem danych są zasoby informacyjne statystyki publicznej. Zjawiska w porównaniach regionów UE zobrazowano na podstawie danych Eurostatu; ponadto wykorzystano zbiory ministerstw, urzędów oraz agencji centralnych i in.

Atlas wydano w wersji polsko-angielskiej; dostępny jest także na stronie internetowej GUS.



Ukazująca się co dwa lata publikacja **Obszary wiejskie w Polsce w 2016 r.** zawiera kompleksową charakterystykę obecnego stanu i przemian zachodzących na obszarach wiejskich w latach 2006 i 2016. Opracowanie, będące obszerną analizą zjawisk społeczno-gospodarczych oraz środowiskowych na tych terenach, ukazuje duże ich zróżnicowanie. Dynamikę zmian przedstawiono w odniesieniu do sytuacji w miastach. Materiał statystyczny wzbogacono ilustracjami graficznymi.

Obszary wiejskie zostały opisane w zakresie: cech demograficznych i społecznych, aktywności ekonomicznej ludności, warunków mieszkaniowych, infrastruktury technicznej i społecznej, podmiotów gospodarki narodowej, użytkowania gruntów, cech produkcyjnych rolnictwa, środowiska naturalnego oraz źródeł finansowania. Ukazanie tak szerokiego spektrum informacji w przekrojach o różnym stopniu szczegółowości było możliwe dzięki zastosowaniu identyfikatorów rejestru TERYT. Publikacja, oprócz analizy, zawiera część tabelaryczną dla obszarów wiejskich wyróżnionych na podstawie TERYT-u oraz innych krajowych i międzynarodowych klasyfikacji tych obszarów, w tym stosowanej przez Eurostat i OECD. Dane ujęto według województw (NTS 2) i podregionów (NTS 3).

Opracowanie wydano w wersji polsko-angielskiej; dostępne jest również na stronie internetowej Urzędu.



Publikacja **Kształcenie dorosłych 2016** jest trzecią edycją wydawanego co sześć lat opracowania *Kształcenie dorosłych*, przygotowywanego przez GUS we współpracy z Urzędem Statystycznym w Gdańsku, na podstawie badania pod tym samym tytułem. Głównym celem badania było uzyskanie danych o uczestnictwie osób w wieku 18–69 lat w kształceniu formalnym, pozaformalnym oraz nieformalnym w powiązaniu z cechami społeczno-demograficznymi i statusem na rynku pracy, a także informacji dotyczących znajomości języków obcych.

W opracowaniu przedstawiono analizę wyników w działach: *Ogólna ocena aktywności edukacyjnej ludności*, *Dostęp do informacji o możliwości uczenia się*, *Kształcenie w systemie formalnym*, *Kształcenie dorosłych w systemie pozaformalnym*, *Trudności w uczestnictwie w kształceniu formalnym lub pozaformalnym* oraz *charakterystyka osób nieuczestniczących w żadnej formie kształcenia*, *Kształcenie nieformalne*, *Znajomość języków obcych* oraz *Kształcenie dorosłych*

według województw. W grupach tematycznych uwzględniono m.in. rodzaje podejmowanych działań edukacyjnych w ramach form kształcenia, czas poświęcony na rozmaite formy edukacji, jej finansowanie i organizację, a także motywy kształcenia na danym poziomie oraz korzyści z tego wynikające. Materiał analityczny urozmaicono ilustracjami w postaci wykresów. Wyniki badania przedstawiono także w tablicach zawierających zbiór szczegółowych danych o kształceniu osób dorosłych według grup wieku, płci, miejsca zamieszkania oraz statusu na rynku pracy. Tablice dostępne są również w formacie MS Excel.

W uwagach metodycznych Czytelnicy znajdą omówienie organizacji i metodologii badania, w tym zastosowanych narzędzi badawczych, podstawowych definicji i pojęć, doboru próby oraz procedury uogólniania wyników.

Publikacja jest dostępna także na stronie internetowej GUS.

W maju br. roku ukazały się także:

- „Biuletyn Statystyczny” nr 4/2018,
- *Ceny robót budowlano-montażowych i obiektów budowlanych — marzec 2018 r.*,
- *Informacja o sytuacji społeczno-gospodarczej kraju w kwietniu 2018 r.*,
- *Koniunktura w przemyśle, budownictwie, handlu i usługach 2000—2018 — kwiecień 2018*,
- *Polska w liczbach 2018* (folder),
- *Produkcja upraw rolnych i ogrodniczych w 2017 roku*,
- *Produkcja ważniejszych wyrobów przemysłowych w kwietniu 2018 roku*,
- *Skup i ceny produktów rolnych w 2017 roku*,
- *Warunki pracy w 2017 roku*,
- *Wyniki finansowe podmiotów gospodarczych I—XII 2017*,
- *Wyniki produkcji roślinnej w 2017 roku*,
- „Wiadomości Statystyczne” nr 5/2018 (684).

Oprac. **Justyna Gustyn**

Do Autorów

Szanowni Państwo!

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

Redakcja „Wiadomości Statystycznych” oświadcza:

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

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

- Artykuły należy przysyłać pocztą elektroniczną pod adresem:

a.swiderska@stat.gov.pl
Redakcja „Wiadomości Statystycznych”
Główny Urząd Statystyczny
al. Niepodległości 208, 00-925 Warszawa

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

Wymogi czasopisma dotyczące przygotowania artykułu

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

1. Edytor tekstu — Microsoft Word, format *.doc lub *.docx.

2. Czcionka:
 - o autor — Arial, wersalik, wyrównanie do lewej, 12 pkt.,
 - o tytuł opracowania — Arial, wyśrodkowany, 16 pkt.,
 - o tytuły rozdziałów i podrozdziałów — Arial, wyśrodkowany, kursywa, 14 pkt.,
 - o tekst główny — Arial, normalny, wyjustowany, 12 pkt.,
 - o przypisy — Arial, 10 pkt.
3. Marginesy przy formacie strony A4 — 2,5 cm z każdej strony.
4. Odstęp między wierszami półtorej linii oraz interlinia przed tytułami rozdziałów.
5. Pierwszy wiersz akapitu wcięty o 0,4 cm, enter na końcu akapitu.
6. Wyszczególnianie rozmaitych kategorii należy zacząć od kropek, a numerowanie od cyfr arabskich.
7. Strony powinny być ponumerowane automatycznie.
8. Wykresy, mapy i schematy powinny być zamieszczone w artykule oraz koniecznie przesłane w oddzielnym oryginalnym pliku, np. Excelu lub Corelu. Należy także przekazać dane, na podstawie których opracowano wykresy i schematy. Wskazówki dotyczące opracowywania map znajdują się w publikacji *Mapy statystyczne. Opracowanie i prezentacja danych*, dostępnej na stronie internetowej GUS w zakładce *Publikacje*: stat.gov.pl/statystyka-regionalna/publikacje-regionalne/podreczniki-atlasy/podreczniki/mapy-statystyczne-opracowanie-i-prezentacja-danych,1,1.html.
9. Tablice — koniecznie w formie edytowalnej — należy zamieszczać w tekście zgodnie z treścią artykułu. W tablicach nie należy stosować rastrów, cieniowania, pogrubiania czy też podwójnych linii itp.
10. Pod wykresami i tablicami należy podać informacje dotyczące źródła opracowania.
11. Oznaczenia literowe należy wyróżniać następująco: macierze — wersalik, proste, pogrubione (np. **P**, **N_{ij}**); wektory — małe litery, kursywa, pogrubione (np. **w**, **x_i**); pozostałe zmienne — małe lub duże litery, kursywa, bez pogrubienia (np. **w**, **x_i**, **Z**).
12. Stosowane są skróty: tablica — tabl., wykres — wyk.
13. Przypisy do tekstu należy umieszczać na dole strony.
14. Wykaz literatury załącznikowej i przytoczenia konkretnych prac w treści artykułu należy przygotować według stylu APA (American Psychological Association).

Zasady przywoływania pracy w tekście:

- a. Jeden autor: bez względu na to, ile razy przywoływana jest praca, zawsze należy podać nazwisko autora i datę publikacji pracy, a w przypadku więcej niż jednej pracy danego autora opublikowanej w tym samym roku należy dodać kolejne litery alfabetu przy dacie (np. 2001a).
Przykład zapisu:
Jak stwierdza Iksiński (2001)...
Badania wskazują, iż... (Iksiński, 2001).
- b. Dwóch autorów: bez względu na to, ile razy przywoływana jest praca, zawsze należy podać nazwiska obu autorów i datę publikacji pracy, a w przy-

padku więcej niż jednej pracy tych autorów opublikowanej w tym samym roku należy dodać kolejne litery alfabetu przy dacie. Nazwiska autorów zawsze należy łączyć spójnikiem „i”, nawet w przypadku przywoływania publikacji obcojęzycznej.

Przykład zapisu:

Jak sugerują Iksiński i Nowak (1999)...

Badania wskazują, iż... (Iksiński i Nowak, 1999).

- c. Od trzech do pięciu autorów: przywołanie po raz pierwszy — należy wymienić nazwiska wszystkich autorów, rozdzielając je przecinkami i stawiając spójnik „i” pomiędzy dwoma ostatnimi nazwiskami. Przy kolejnych wskazaniach tej samej pracy można zastosować określenie „i współpracownicy” (w przypadku umieszczenia przywołania nazwisk w strukturze zdania) lub „i in.” (w przypadku gdy nazwiska autorów nie stanowią części struktury zdania).

Przykład zapisu:

Przywołanie po raz pierwszy:

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

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

Kolejne przywołania:

Badania Nowaka i współpracowników (2003)...

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

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

Przykład zapisu:

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

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

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

Przykład zapisu:

(Iksiński, 2001; Nowak i Iksiński, 1999)

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

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

Przykład zapisu:

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

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

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

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

Zasady zapisu literatury załącznikowej:

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

- a. Artykuł w czasopiśmie, w którym każdy kolejny numer/zeszyt (*issue*) w ramach jednego rocznika ma osobną numerację stron (w każdym zeszycie pierwsza strona opatrzona jest numerem 1):
Nazwisko, X., Nazwisko2, X. Y., Nazwisko3, Z. (rok). Tytuł artykułu. *Tytuł Czasopisma, rocznik* (zeszyt), strona początku—strona końca.
 - b. Artykuł w czasopiśmie, w którym kolejne numery/zeszyty (*issues*) w ramach jednego rocznika nie mają osobnej numeracji stron (pierwsza strona w kolejnym zeszycie opatrzona jest numerem kolejnym, po ostatniej stronie w zeszycie poprzednim):
Nazwisko, X., Nazwisko2, X. Y., Nazwisko3, Z. (rok). Tytuł artykułu. *Tytuł Czasopisma, rocznik*, strona początku—strona końca.
 - c. Jeśli artykuł ma numer DOI (*Digital Object Identifier*), należy podać go na końcu zapisu bibliograficznego:
Nazwisko, X., Nazwisko2, X. Y. (rok). Tytuł artykułu. *Tytuł Czasopisma, rocznik*, strona początku—strona końca. DOI: xxxxx.
 - d. Książka:
Nazwisko, X., Nazwisko 2, X. Y. (rok). *Tytuł książki*. Miejsce wydania: Wydawnictwo.
 - e. Książka napisana pod redakcją:
Nazwisko, X. (red.). (rok). *Tytuł książki*. Miejsce wydania: Wydawnictwo.
 - f. Rozdział w pracy zbiorowej:
Nazwisko, X. (rok). Tytuł rozdziału. W: Y. Nazwisko, B. Nazwisko 2 (red.), *Tytuł książki* (s. strona początku—strona końca). Miejsce wydania: Wydawnictwo.
 - g. Jeśli dany tekst znajduje się na stronie internetowej i nie jest artykułem w czasopiśmie, książką ani rozdziałem w książce, należy podać autora, datę publikacji (jeśli jest znana), tytuł, a następnie zamieścić informacje o stronie, z której został pobrany tekst:
Nazwisko, X. (rok). *Tytuł tekstu*. Pobrane z: adres strony internetowej.
16. W wykazie literatury należy zamieścić wyłącznie pozycje przytoczone w artykule.
 17. Opracowanie przygotowane w sposób niezgodny z powyższymi wskazówkami będzie odesłane do Autora z prośbą o dostosowanie jego formy do wymagań Redakcji.

Zakres tematyczny poszczególnych działów „Wiadomości Statystycznych”

STUDIA METODOLOGICZNE

W tym dziale zamieszczane są artykuły naukowe przedstawiające teoretyczne rozwiązania metodologiczne, ze wskazaniem ich praktycznej użyteczności, w tym prace o charakterze przeglądowym i porównawczym oraz dotyczące etyki statystycznej. Poruszane w nich zagadnienia obejmują różne dziedziny statystyki, ekonomii matematycznej i ekonometrii. Omawiane tu 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 obejmuje prace poświęcone nowatorskim zastosowaniom w praktyce znanych narzędzi i modeli statystycznych oraz analizie i ocenie statystycznej zjawisk społeczno-ekonomicznych i innych; prace te wykorzystują w szczególności dane pochodzące z zasobów statystyki publicznej. Zamieszczane są także artykuły sygnalizujące problemy związane z projektowaniem badań statystycznych, uzyskiwaniem, integracją i przetwarzaniem danych oraz generowaniem wynikówowych informacji statystycznych i kontrolą ich ujawniania, wraz z propozycjami efektywnych metod rozwiązywania owych problemów.

EDUKACJA STATYSTYCZNA

Artykuły publikowane w tym dziale dotyczą metod i efektów nauczania statystyki oraz popularyzacji myślenia statystycznego. 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 (w tym eksperymentów i pokazów) 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.

STATYSTYKA W SPOŁECZEŃSTWIE INFORMACYJNYM

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

Z DZIEJÓW STATYSTYKI

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

INFORMACJE. PRZEGLĄDY. RECENZJE

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