

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
LIPIEC 2018

Nr **7** (686)

100^{lat}  GUS



WIADOMOŚCI STATYSTYCZNE

GŁÓWNY
URZĄD
STATYSTYCZNY

POLSKIE
TOWARZYSTWO
STATYSTYCZNE

MIESIĘCZNIK
ROK LXIII
WARSZAWA
LIPIEC 2018

Nr **7** (686)

KOLEGIUM REDAKCYJNE

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

Sekretarz: Alina Świdarska

RADA NAUKOWA

dr Dominik Rozkrut (przewodniczący), 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. Marek Walesiak, prof. dr hab. Józef Zegar

Sekretarz: Anna Prochaska

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 Gorczyicy, 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

Marek Cierpiat-Wolan — Szanowni Czytelnicy 5

100 LAT GŁÓWNEGO URZĘDU STATYSTYCZNEGO

Jan Kordos — Prof. Jan Piekalkiewicz — statystyk, ekonomista, polityk ... 7

STUDIA METODOLOGICZNE

Maria Bieć, Ewa Galecka-Burdziak, Robert Pater — Kalkulator pracy —
użyteczne narzędzie do modelowania zależności na rynku pracy..... 14

STATYSTYKA W PRAKTYCE

Mirosław Szreder — Wykształcenie a problemy rynku pracy 25

Rafał Wiśła, Katarzyna Filipowicz, Tomasz Tokarski — Zróżnicowanie
rozwoju ekonomicznego krajów UE na podstawie grawitacyjnego mo-
delu wzrostu 37

Monika Wakuła — Klasyfikacja gmin podregionu ostrołęcko-siedleckiego
ze względu na ich kondycję finansową 56

STATYSTYKA W SPOŁECZEŃSTWIE INFORMACYJNYM

Wirginia Doryń — Analiza wydźwięku dyskusji na posiedzeniach decyzyj-
nych Rady Polityki Pieniężnej 72

INFORMACJE. PRZEGLĄDY. RECENZJE

Wydawnictwa GUS — czerwiec 2018 r. (oprac. *Justyna Gustyn*) 86

Do Autorów 90

CONTENTS

<i>Marek Cierpiat-Wolan</i> — Dear Readers	5
--	----------

100 YEARS OF STATISTICS POLAND

<i>Jan Kordos</i> — Prof. Jan Piekalkiewicz — statistician, economist, politician	7
---	----------

METHODOLOGICAL STUDIES

<i>Maria Bieć, Ewa Gałęcka-Burdziak, Robert Pater</i> — Work calculator: a useful tool for modelling relations on the labour market	14
--	-----------

STATISTICS IN PRACTICE

<i>Mirostaw Szreder</i> — Education and problems of the labour market	25
<i>Rafał Wisła, Katarzyna Filipowicz, Tomasz Tokarski</i> — Diversification of economic development of EU countries on the basis of gravity growth model	37
<i>Monika Wakuła</i> — Classification of gminas of Ostrołęka-Siedlce subre- gion in terms of their financial condition	56

STATISTICS IN INFORMATION SOCIETY

<i>Wirginia Doryń</i> — Analysis of the tone of discussions at the decision- -making meetings of the Monetary Policy Council	72
---	-----------

INFORMATION. REVIEWS. COMMENTS

Publications of Statistics Poland — June 2018 (by <i>Justyna Gustyn</i>)	86
To the Authors	90

Szanowni Czytelnicy!

W 2018 r. obchodzimy zarówno setną rocznicę odzyskania niepodległości przez Polskę, jak i 100-lecie powstania Głównego Urzędu Statystycznego. 13 lipca 1918 r. Rada Regencyjna Królestwa Polskiego wydała reskrypt o utworzeniu i organizacji GUS. Należy podkreślić, że koncepcja stworzenia organizacji statystycznej o zasięgu ogólnokrajowym powstała w Wydziale Statystycznym Ministerstwa Spraw Wewnętrznych, kierowanym przez prof. Ludwika Krzywickiego, już na początku 1918 r. Pokazuje to, że ówczesni twórcy polskiej państwowości przywiązywali dużą wagę do znaczenia wiarygodnych informacji w budowaniu fundamentów niepodległej Rzeczypospolitej. Potrafili dobrze wykorzystać zarówno bogaty dorobek teoretyczny, jak i doświadczenia w zakresie organizacji i działalności biur statystycznych funkcjonujących w okresie zaborów.

Obecnie również nie możemy zapominać o kluczowej roli statystyki w zapewnianiu niezbędnego poziomu bezpieczeństwa informacyjnego Polski i tworzeniu podstaw silnego państwa. Postępujące procesy dezintegracyjne współczesnego świata, kryzysy polityczne i związany z tym brak stabilności gospodarczej w wielu krajach powodują — w warunkach dynamicznego rozwoju technologii informacyjno-komunikacyjnych — gwałtowny wzrost zapotrzebowania na informacje oraz rosnące oczekiwania i wymagania ze strony ich odbiorców. Konkurencja na rynku informacji, a także konieczność dostarczania wysokiej jakości danych ujawniają potrzebę ciągłego doskonalenia metod badawczych przez statystykę publiczną. Jest to możliwe jedynie pod warunkiem ścisłej współpracy środowiska naukowego i przedstawicieli praktyki statystycznej.

W roku obchodów 100-lecia GUS redakcja „Wiadomości Statystycznych” przedstawia serię artykułów zarówno o charakterze historycznym, jak również dotyczących aktualnych wyzwań, przed jakimi stoją wszystkie środowiska statystyków.

dr Marek Cierpiat-Wolan
redaktor naczelny

100 LAT GŁÓWNEGO URZĘDU STATYSTYCZNEGO

Jan KORDOS

Prof. Jan Piekalkiewicz — statystyk,
ekonomista, polityk



Streszczenie. *W artykule przedstawiono sylwetkę prof. Jana Piekalkiewicza — wybitnego statystyka, ekonomisty i polityka — począwszy od powstania w 1918 r. państwa polskiego aż do tragicznej śmierci uczonego z rąk gestapo w 1943 r. Podkreślono również rolę Polskiego Towarzystwa Statystycznego (powołanego w 1912 r.) w opracowaniu informacji statystycznych z trzech zaborów oraz starania statystyków i przedstawicieli innych środowisk, które doprowadziły do powołania w lipcu 1918 r. Głównego Urzędu Statystycznego. Uwydatniono wkład prof. Piekalkiewicza w rozwój GUS w pierwszych latach jego działalności oraz przybliżono dorobek naukowy profesora i jego pracę dydaktyczną w zakresie statystyki prowadzoną na wyższych uczelniach. Wspomniano również o jego aktywności jako polityka.*

Słowa kluczowe: Jan Piekalkiewicz, 100-lecie GUS, badania reprezentacyjne, Jerzy Neyman, Polskie Towarzystwo Statystyczne, roczniki statystyczne.

JEL: B31

Po utracie niepodległości przez Polskę prowadzenie badań statystycznych na ziemiach rozdzielonych w XIX i początkach XX w. między Rosję, Prusy i Austrię było podporządkowane programowi prac statystycznych realizowanych przez każde z tych państw. Program ten ustalały centralne urzędy statystyczne; wyniki badań ogłaszano w rocznikach statystycznych, jak również w innych specjalistycznych opracowaniach statystyczno-ekonomicznych. W każdym z państw zaborczych system zbierania i przetwarzania danych, ich tematyka, a także sposób opracowywania i publikowania wyników prac statystycznych były inne.

Powstałe w 1918 r. państwo polskie potrzebowało wiarygodnych informacji z różnych dziedzin, a dostępne dane statystyczne były niejednorodne pod względem metodologicznym, jakościowym oraz zakresu. Powołane w 1912 r. Polskie Towarzystwo Statystyczne (PTS) podjęło się harmonizacji systemów statystycznych funkcjonujących w trzech zaborach. Głównym celem działalności PTS przed I wojną światową było przygotowanie opracowania ukazującego w ujęciu statystycznym ziemie polskie od czasów najdawniejszych do współczesności. Zostało ono opublikowane w Krakowie w 1915 r. pt. *Statystyka Polski*. Jego autorami byli prof. Adam Krzyżanowski (1883—1963) i prof. Kazimierz Władysław Kumaniecki (1880—1941). W Warszawie natomiast w latach 1914 i 1915 wydawano opracowany przez prof. Władysława Grabskiego *Rocznik statystyczny Królestwa Polskiego*; jego zakres stopniowo rozszerzano. W przygotowanej przez prof. Edwarda Strasburgera edycji z 1916 r. pt. *Rocznik statystyczny Królestwa Polskiego z uwzględnieniem innych ziem polskich* podjęto próbę porównania danych statystycznych dotyczących Królestwa Polskiego (zabór rosyjski), Galicji (zabór austriacki), Wielkiego Księstwa Poznańskiego (zabór niemiecki) oraz wchodzących wtedy w skład Imperium Rosyjskiego: Litwy, Białej Rusi (obecnie Białoruś) i Rusi (obecnie Ukraina).

Polscy statystycy, ekonomiści, socjologzy i inni naukowcy oraz działacze gospodarczy dyskutowali nad różnymi rozwiązaniami zmierzającymi do jak najszybszego utworzenia organu centralnego, którego głównym zadaniem będzie organizacja polskiej statystyki i jej rozwijanie. Już 13 lipca 1918 r. Rada Regencyjna wydała Reskrypt o utworzeniu i organizacji Głównego Urzędu Statystycznego (Berger, 2008a, 2008b, 2008c; Buzek, 1930; Łazowska, 2005).

Do powstania i doskonalenia GUS przyczyniło się wielu statystyków, ale rozwój w pierwszym okresie działalności Urząd bez wątpienia zawdzięcza staraniom prof. Jana Piekalkiewicza. Warto więc w ogólnym zarysie przedstawić sylwetkę tego znakomitego uczonego.

STATYSTYK I EKONOMISTA

Jan Piekalkiewicz urodził się 19 września 1892 r. w Kursku, gdzie jego ojciec Seweryn pracował jako inżynier architekt. Szkołę średnią i studia na wydziale ekonomicznym politechniki ukończył w Petersburgu. W latach 1915—1918

przebywał w Rosji, gdzie prowadził badania statystyczne. W 1917 r. był kierownikiem spisu ludności rolniczej w Kraju Fergańskim w Uzbekistanie, następnie zaś organizatorem i kierownikiem Wydziału Statystycznego w Piotrogradzie. Do Polski przyjechał w 1919 r. Wstąpił w szeregi Wojska Polskiego i brał udział w wojnie polsko-bolszewickiej, a następnie — podczas plebiscytu na Górnym Śląsku — współpracował z Polską Komisją Plebiscytową w Bytomiu.

W 1920 r. został zatrudniony w GUS, gdzie organizował działy statystyki finansowej, kredytowej i komunikacyjnej. W Urzędzie zajmował różne stanowiska, m.in. w latach 1923—1933 był naczelnikiem Wydziału Statystyki Finansów i Samorządu. Uczestniczył w przygotowaniu i opracowaniu pierwszego spisu powszechnego ludności w 1921 r. (Piekalkiewicz, 1922). W latach 1923 i 1924 pracował równocześnie na Uniwersytecie Lwowskim, gdzie prowadził zajęcia ze statystyki. Doktoryzował się w 1924 r. na Uniwersytecie Poznańskim (Piekalkiewicz, 1925, 1926). W latach 1925—1939 piastował stanowisko profesora statystyki w Szkole Nauk Politycznych w Warszawie. W 1927 r. habilitował się ze statystyki na Uniwersytecie Lwowskim (np. Redzik, 2010, s. 136). W 1923 r. został członkiem komisji statystycznej Ligi Narodów ds. zunifikowania statystyki transportu, cztery lata później — członkiem rzeczywistym Międzynarodowego Instytutu Statystycznego (MIS)¹, a w 1933 r. — członkiem rzeczywistym Towarzystwa Ekonometrycznego Stanów Zjednoczonych Ameryki Północnej. Zasiadał ponadto w Radzie Towarzystwa Ekonomistów i Statystyków Polskich.

Współpracował z licznymi wydawnictwami naukowymi oraz z czasopismami, m.in. „*Ekonomistą*”, „*Kwartalnikiem Statystycznym*” i „*Ruchem Prawniczym i Ekonomicznym*”. Wchodził w skład komitetów redakcyjnych „*Statystyki Pracy*” (od 1927 r.), „*Rocznika Statystyki Miast Polskich*” (1928—1930), „*Handlu Zagranicznego Rzeczypospolitej Polskiej*” i „*Kwartalnika Statystycznego*” (1929—1931) oraz publikacji *Rzeczpospolita Polska: atlas statystyczny* (1930).

DOROBEK NAUKOWY

Profesor Piekalkiewicz był autorem, współautorem lub redaktorem ponad 60 opracowań naukowych, w tym ok. 10 w języku francuskim. Oprócz publikacji książkowych w jego dorobku znajdują się artykuły, zamieszczone przede wszystkim w „*Kwartalniku Statystycznym*”, gdzie ukazało się 16 jego prac (Piekalkiewicz, 1925, 1926, 1927, 1928a, 1928b, 1928c, 1928d, 1929a, 1929b, 1929c, 1930, 1931a, 1931b, 1932a, 1932b, 1932c), i „*Miesięczniku Statystycznym*” — cztery prace (Piekalkiewicz, 1920a, 1920b, 1922, 1923). Opracowywał także informacje o działalności MIS (Piekalkiewicz, 1923, 1928a, 1929a, 1931a, 1932a), w którego sesjach kilkakrotnie brał udział.

¹ The International Statistical Institute — ISI.

Zajmował się głównie zastosowaniami statystyki w różnych dziedzinach. Przedstawiając wyniki badań, kładł nacisk na ich opis i interpretację. Z prac statystycznych szczególną uwagę zwraca publikacja pt. *Sprawozdanie z badań składu ludności robotniczej w Polsce metodą reprezentacyjną* (1934), wydana przez Instytut Spraw Społecznych w Warszawie (Kordos, 2012). Dla celów aktuarialnych potrzebne były wówczas aktualne dane statystyczne ze spisu ludności przeprowadzonego w 1931 r. Aby przyspieszyć uzyskanie wyników, postanowiono zastosować metodę reprezentacyjną. Zajmował się tym specjalnie powołany zespół w składzie: prof. Zygmunt Limanowski, prof. Jerzy Neyman, prof. Jan Piekalkiewicz i prof. Stefan Szulc. Profesor Neyman opracował *Zarys teorii i praktyki badania struktury ludności metodą reprezentacyjną* (Neyman, 1933), a prof. Piekalkiewicz w ciekawy sposób przedstawił i zanalizował dane statystyczne w przywołanej już publikacji *Sprawozdanie z badań składu ludności...* (Piekalkiewicz, 1934). Obaj uczeni zapoczątkowali tym samym w Polsce badania reprezentacyjne w sensie losowego wyboru próbki. Warto przypomnieć, że sformułowane przez prof. Neymana (1933) nowe propozycje, przedstawione następnie szerzej w języku angielskim (1934), przyniosły mu światową sławę. Również po II wojnie światowej prof. Neyman wniósł istotny wkład w rozwój badań reprezentacyjnych w Polsce (Fisz, 1950; Zasępa, 1958).

POLITYK — DELEGAT RZĄDU NA KRAJ

Po zamachu majowym w 1926 r. prof. Piekalkiewicz zajął się poważniej polityką. Ideowo i politycznie związał się z ruchem ludowym, na co miały wpływ jego wcześniejsze doświadczenia, w tym rosyjskie. Był zwolennikiem zjednoczenia ruchu ludowego. Bezpośrednio po zamachu majowym wstąpił do Polskiego Stronnictwa Ludowego „Piast”, a od roku 1931 należał do Stronnictwa Ludowego (SL); zajmował się w nim głównie zagadnieniami samorządowymi. Z powodu działalności politycznej został w 1930 r. pozbawiony stanowiska kierownika katedry w Szkole Nauk Politycznych, a w GUS przeniesiono go — w wieku 38 lat — na emeryturę (PAN, 1981, s. 57; Gmitruk, 2013). W latach 1938 i 1939 zasiadał w Radzie Naczelnej SL. Od 1940 r. prowadził działalność konspiracyjną w SL „Roch”. Z ramienia tego ugrupowania został w sierpniu 1941 r. zastępcą Delegata Rządu RP na Kraj. W 1942 r., po ustąpieniu Cyryla Ratajskiego, mianowano go Delegatem Rządu na Kraj.

19 lutego 1943 r. został aresztowany przez gestapo (wcześniej odmówił dowódcy AK przydzielenia sobie ochrony osobistej). Przebywał w areszcie śledczym przy al. Szucha, a następnie w więzieniu na Pawiaku, gdzie, po torturach, został zamordowany 19 czerwca 1943 r.

Działalność polityczną prof. Piekalkiewicza dość szeroko przedstawiono w monografii pt. *Jan Piekalkiewicz — bohater zapomniany* (Gmitruk, 2009) oraz

w tekście opracowanym w 70. rocznicę jego śmierci (Gmitruk, 2013). Warto nadmienić, że za zasługi dla nauki i państwa polskiego prof. Piekalkiewicz został pośmiertnie odznaczony Złotym Krzyżem Zasługi z Mieczami, zaś 29 listopada 1995 r., w stulecie ruchu ludowego, Prezydent RP Lech Wałęsa uhonorował go najwyższym polskim odznaczeniem — Orderem Orła Białego (Łazowska, 2012; Gmitruk, 2013). W 2013 r. powstał film poświęcony życiu i działalności prof. Piekalkiewicza, częściowo sponsorowany przez GUS. Jego kopia znajduje się w Departamencie Informacji GUS.

prof. dr hab. Jan Kordos — *Wyższa Szkoła Menedżerska w Warszawie*

LITERATURA

- Berger, J. (2008a). Badania demograficzne w Głównym Urzędzie Statystycznym w latach 1918—1939. *Wiadomości Statystyczne*, (8).
- Berger, J. (2008b). Powszechny spis ludności 1921 r. *Wiadomości Statystyczne*, (12).
- Berger, J. (2008c). Rys historyczny powstania GUS. *Wiadomości Statystyczne*, (1).
- Buzek, J. (1930). Pierwsze dziesięciolecie Głównego Urzędu Statystycznego. *Kwartalnik Statystyczny*, 7(2).
- Fisz, M. (1950). Konsultacje prof. Neymana i wnioski z nich wypływające. *Studia i Prace Statystyczne*, (3—4), 14—27.
- Gmitruk, J. (2009). *Jan Piekalkiewicz — bohater zapomniany*. Warszawa: Muzeum Historii Polskiego Ruchu Ludowego.
- Gmitruk, J. (2013). Jan Piekalkiewicz (1892—1943): współtwórca Polskiego Państwa Podziemnego (w 70. rocznicę śmierci). *Niepodległość i Pamięć*, 20(3—4), 245—294.
- Kordos, J. (2012). Współzależność pomiędzy rozwojem teorii i praktyki badań reprezentacyjnych w Polsce. *Przegląd Statystyczny*, (wydanie specjalne 1), 61—68.
- Łazowska, B. (2005). Historia roczników statystycznych Polski. *Wiadomości Statystyczne*, (2).
- Łazowska, B. (2012). Piekalkiewicz Jan (1892—1943). W: M. Krzyśko, W. Adamczewski, J. Berger, K. Kruszka, B. Łazowska (red.), *Statystycy polscy* (s. 280—282). Warszawa: GUS, PTS.
- Neyman, J. (1933). *Zarys teorii i praktyki badania struktury ludności metodą reprezentacyjną*. Warszawa: Instytut Spraw Społecznych.
- Neyman, J. (1934). On the Two Different Aspects of the Representative Method: The Method of Stratified Sampling and the Method of Purposive Selection. *Journal of the Royal Statistical Society*, (97), 558—625.
- Piekalkiewicz, J. (1920a). Projekt organizacji statystyki pożarów. *Miesięcznik Statystyczny*, 1, 115—125.
- Piekalkiewicz, J. (1920b). Projekty budżetów Państwa Polskiego. *Miesięcznik Statystyczny*, 2(1), 1—202.
- Piekalkiewicz, J. (1922). Organizacja pierwszego spisu ludności w Polsce. *Miesięcznik Statystyczny*, 1(4), 109—153.
- Piekalkiewicz, J. (1923). Prace i zadania Międzynarodowego Instytutu Statystycznego w dziedzinie statystyki skarbowej. *Miesięcznik Statystyczny*, (1), 77—100.

- Piekalkiewicz, J. (1925). Bilans płatniczy Polski na rok 1923. *Kwartalnik Statystyczny*, 290—327.
- Piekalkiewicz, J. (1926). Bilans płatniczy Polski na rok 1924. *Kwartalnik Statystyczny*, 327—375.
- Piekalkiewicz, J. (1927). Statystyka miejska w Polsce. *Kwartalnik Statystyczny*, 1—119.
- Piekalkiewicz, J. (1928a). XVII Sesja Międzynarodowego Instytutu Statystycznego w Kairze. *Kwartalnik Statystyczny*, 880—900.
- Piekalkiewicz, J. (1928b). Statystyka spółek akcyjnych. *Kwartalnik Statystyczny*, 54—151.
- Piekalkiewicz, J. (1928c). Wydatki i dochody gmin wiejskich za rok 1926. *Kwartalnik Statystyczny*, 1317—1550.
- Piekalkiewicz, J. (1928d). Wydatki i dochody miast liczących poniżej 20 tysięcy mieszkańców za rok 1926. *Kwartalnik Statystyczny*, 951—1120.
- Piekalkiewicz, J. (1929a). XVIII Sesja Międzynarodowego Instytutu Statystycznego w Warszawie. *Kwartalnik Statystyczny*, 1704—1713.
- Piekalkiewicz, J. (1929b). Długi samorządu terytorialnego. *Kwartalnik Statystyczny*, 515—687.
- Piekalkiewicz, J. (1929c). Wydatki i dochody związków prawnopublicznych (1926—1927). *Kwartalnik Statystyczny*, 253—374.
- Piekalkiewicz, J. (1930). Prace przygotowawcze do międzynarodowego ujednoczenia statystyki wydatków i dochodów państw, krajów i gmin. *Kwartalnik Statystyczny*, 1149—1204.
- Piekalkiewicz, J. (1931a). XIX Sesja Międzynarodowego Instytutu Statystycznego w Tokio. *Kwartalnik Statystyczny*, 352—358.
- Piekalkiewicz, J. (1931b). Biura statystyczno-ekonomiczne w instytucjach rolnego kredytu hipotecznego. *Kwartalnik Statystyczny*, 771—800.
- Piekalkiewicz, J. (1932a). Międzynarodowe ujednoczenie statystyki transportowej na drogach wodnych śródlądowych i morskich. *Kwartalnik Statystyczny*, 41—57.
- Piekalkiewicz, J. (1932b). Statystyka działalności finansowej przedsiębiorstw państwowych i samorządowych. *Kwartalnik Statystyczny*, 221—259.
- Piekalkiewicz, J. (1932c). Szacowanie kapitałów rzeczowych przedsiębiorstw przemysłowych. *Kwartalnik Statystyczny*, 97—106.
- Piekalkiewicz, J. (1934). *Sprawozdanie z badań składu ludności robotniczej w Polsce metodą reprezentacyjną*. Warszawa: Instytut Spraw Społecznych.
- Piekalkiewicz, J., Rutkowski, S. Z. (1927). Okręgi gospodarcze Polski. *Kwartalnik Statystyczny*, 547—780.
- PAN (1981). *Polski słownik biograficzny*, t. 26. Wrocław-Warszawa-Kraków-Gdańsk-Lódź: Polska Akademia Nauk — Instytut Historii. Zakład Narodowy Ossolińskich, 56—58.
- Redzik, A. (2010). Wydział Prawa Uniwersytetu Lwowskiego w okresie Drugiej Rzeczypospolitej i w czasie II wojny światowej — wybrane zagadnienia. *Prace Komisji Historii Nauki PAU*, 10, 111—152.
- Zasępa, R. (1958). Problematyka badań reprezentacyjnych GUS w świetle konsultacji z prof. J. Neymanem. *Wiadomości Statystyczne*, (6), 7—12.

Summary. *The article presents the profile of Prof. Jan Piekalkiewicz — an outstanding statistician, economist and politician — starting from the creation of the Polish state in 1918 until the tragic death of the scientist caused by the Gestapo in 1943. It also highlights the role of the Polish Statistical Association (founded in 1912) in the preparation of statistical information from the three parti-*

tions and the efforts of statisticians and representatives of other circles, which led to the establishment of Statistics Poland in July 1918. Contribution of Prof. Piekalkiewicz to the development of Statistics Poland in the first years of his activity was highlighted, as well as his scientific achievements and didactic work in the field of statistics conducted at universities were presented. His activity as a politician was also mentioned.

Keywords: Jan Piekalkiewicz, centenary of Statistics Poland, sample surveys, Jerzy Neyman, Polish Statistical Association, statistical yearbooks.

STUDIA METODOLOGICZNE

Maria BIEĆ

Ewa GAŁECKA-BURDZIAK

Robert PATER

Kalkulator pracy — użyteczne narzędzie do modelowania zależności na rynku pracy

Streszczenie. *Celem artykułu jest przedstawienie koncepcji kalkulatora pracy — narzędzia służącego do tworzenia symulacji zależności pomiędzy zmianami sytuacji gospodarczej a rynkiem pracy w Polsce. Kalkulator pracy opiera się na amerykańskim Jobs Calculator i jest ogólnodostępny. Użytkownik określa wartość oczekiwanej stopy bezrobocia, a narzędzie wylicza wymaganą liczbę miejsc pracy, których utworzenie i obsadzenie będzie skutkowało zmianą stopy bezrobocia do zadanej wartości. Kalkulator pracy wykorzystuje dane z Badania Aktywności Ekonomicznej Ludności (BAEL) i przedstawia symulacje dla jednego kwartału. Wartości dotyczą wyniku ogółem, z uwzględnieniem wahań sezonowych oraz w podziale na zmiany długookresowe i cykliczne, co stanowi wkład autorów w koncepcję narzędzia i rozszerzenie pierwowzoru amerykańskiego.*

Słowa kluczowe: kalkulator pracy, miejsca pracy, zatrudnienie, bezrobocie.

JEL: C15, J63

Artykuł ma na celu przedstawienie kalkulatora pracy — narzędzia wspomagającego diagnozę sytuacji na rynku pracy w Polsce. Kalkulator, zamieszczony na stronie www.sgh.waw.pl/kalkulatorpracy, umożliwia dokonywanie prostych symulacji zależności pomiędzy zmianami sytuacji gospodarczej a rynkiem pracy. W szczególności użytkownik kalkulatora określa wartość oczekiwanej stopy bezrobocia, a narzędzie wylicza wymaganą liczbę miejsc pracy, których utwo-

rzenie i obsadzenie będzie skutkowało zmianą stopy bezrobocia do zadanej wartości.

Kalkulator opracowano na podstawie amerykańskiego Jobs Calculator¹, mając na względzie charakterystykę polskiego rynku pracy, wyrażoną danymi statystycznymi pochodzącymi z badań GUS. Opisywane narzędzie przedstawia wynik ogółem, z uwzględnieniem wahań sezonowych oraz w podziale na zmiany długookresowe i cykliczne, co stanowi wkład do modelu². Symulacje są tworzone w perspektywie kwartału.

Obniżenie stopy bezrobocia do możliwie niskiego poziomu i doprowadzenie do pełnego zatrudnienia w gospodarce to jeden z kluczowych celów polityki gospodarczej. Dla osiągnięcia go niezbędne jest tworzenie nowych miejsc pracy (co zależy od powstania i obsadzenia wakatów). Kalkulator pracy pozwala na przeprowadzanie symulacji umożliwiających uzyskanie odpowiedzi na pytanie, jak wiele miejsc pracy muszą utworzyć i obsadzić przedsiębiorcy, aby stopa bezrobocia spadła do zakładanego poziomu. Konfrontacja danych rzeczywistych o aktualnej liczbie nowo tworzonych miejsc pracy z danymi wynikającymi z symulacji pozwala ocenić, jak daleko gospodarka ma do zakładanego celu (zakładanej stopy bezrobocia) oraz czy przy obecnym stanie koniunktury cel ten jest możliwy do osiągnięcia w najbliższej przyszłości.

Symulacji zmian wielkości zatrudnienia w ujęciu zagregowanym dokonuje się za pomocą kilku typów metod:

- stochastycznych modeli makroekonomicznych;
- funkcji popytu na pracę (najczęściej wykorzystuje ona dane o wielkości produkcji i płacach), dającej informację o prognozowanej wielkości zatrudnienia (Hamermesh, 1993). Różne empiryczne specyfikacje funkcji popytu na pracę podają Florczak (2003) oraz Welfe i Welfe (2004). W Polsce jako jednym z nielicznych państw oblicza się wskaźnik wyprzedzający dla rynku pracy (Drozdowicz-Bieć, 2006 oraz Pater, 2011). Wymaga to doboru zmiennych, które wyprzedzają punkty zwrotne bezrobocia lub zatrudnienia. Skonstruowany na ich podstawie wielokomponentowy wskaźnik dostarcza informacji o przyszłych zmianach na rynku pracy;
- analizy rynku wakatów. Wolne miejsca pracy (w Polsce prowadzi się ich badania reprezentacyjne — Zgierska, 2013) są źródłem informacji o niezrealizowanym popycie na nowych pracowników, ale nie o skali zwolnień. Wyprzedzających informacji o rynku wolnych miejsc pracy dostarczają wskaźniki opierające się na ofertach pracy, w szczególności ofertach internetowych (Abraham, 1987; Drozdowicz-Bieć, Pater i Wargacki, 2006 oraz Gałęcka-Burdziak i Pater, 2015);

¹ <https://www.frbatlanta.org/chcs/calculator.aspx>.

² Pierwotzór umożliwia ponadto zmianę parametrów określających aktywność zawodową oraz tworzenie scenariuszy dla różnych ram czasowych. Funkcje te zostaną wdrożone w kolejnym etapie pracy nad kalkulatorem.

- metody scenariuszowej (Cieślak, 2017, s. 223—242). Dane dotyczące rynku pracy są wykorzystywane do tworzenia symulacji sytuacji gospodarczej w zależności od możliwych scenariuszy rozwoju. Dodatkowe informacje służące zwiększeniu prawdopodobieństwa poszczególnych scenariuszy może przynieść dekompozycja agregatów rynku pracy na składowe: długookresową, cykliczną, sezonową i nieregularną. Postępowanie takie stanowi wartościowe uzupełnienie stosowania innych metod; jest przydatne do oceny realności szacunków uzyskiwanych za ich pomocą oraz do ewentualnego wyboru najbardziej prawdopodobnych oszacowań spośród alternatywnych wyników ilościowych.

Omawiany kalkulator stanowi kompilację prostego modelu matematycznego i dekompozycji wartości na składowe koniunkturalne oraz cykliczne przy uwzględnieniu różnych możliwych scenariuszy rozwoju.

DANE

Algorytm zastosowany w kalkulatorze pracy wykorzystuje wyniki Badania Aktywności Ekonomicznej Ludności (BAEL) (Zgierska, 2015). Oznacza to, że wartości podawane w kalkulatorze należy odnosić do danych z BAEL, które różnią się od danych pochodzących ze statystyk bezrobocia rejestrowanego (z publicznych służb zatrudnienia — PSZ). Dane BAEL opierają się na definicji bezrobotnego ustalonej przez Międzynarodową Organizację Pracy (MOP) i dlatego dokładniej diagnozują status poszczególnych osób na rynku pracy, a także są porównywalne w układzie międzynarodowym.

BAEL jest przeprowadzane przez GUS co kwartał i z taką częstotliwością dostępne są jego wyniki — a więc rzadziej niż miesięczne statystyki rynku pracy pochodzące z PSZ. Zawierają jednak informacje na temat liczby aktywnych zawodowo, niezwykle ważne dla dokładności szacunków dokonywanych za pomocą kalkulatora, podczas gdy miesięczna statystyka oficjalna nie dostarcza danych o ogóle pracujących w gospodarce narodowej, a jedynie o pracujących w sektorze przedsiębiorstw. Ponadto sytuacja na rynku pracy nie zmienia się tak dynamicznie, by obserwacje miesięczne znacznie wzbogacały analizę. Kwartalne uaktualnienia kalkulatora są wystarczające do wskazania istotnych przemian zachodzących na rynku pracy, zaś wygenerowana przez to narzędzie liczba nowych miejsc pracy pozwala rzetelniej oszacować tempo wzrostu gospodarki niezbędne do osiągnięcia założonego celu.

METODYKA

Liczbę miejsc pracy warunkującą daną stopę bezrobocia oblicza się zgodnie ze wzorami:

$$E_t - E_{t-1} = (1 - UR_{t,z}) \cdot LF_t - E_{t-1} \quad (1)$$

$$UR_t = (U_t/LF_t) = (LF_t - E_t)/LF_t \quad (2)$$

gdzie:

- E — liczba pracujących,
- U — liczba bezrobotnych,
- LF — liczba aktywnych zawodowo,
- UR — stopa bezrobocia,
- t — ostatni okres, dla którego dostępne są dane statystyczne,
- z — wartość wybrana przez użytkownika.

Kalkulator oblicza zmiany zatrudnienia, jakie muszą nastąpić, by stopa bezrobocia natychmiast osiągnęła zadaną wartość. Przy założeniu zerowej stopy zwolnień oznacza to liczbę nowych miejsc pracy, które należy utworzyć i obsadzić w gospodarce. Kalkulator podaje wyniki dla ostatniego kwartału, dla którego dostępne są dane oficjalne, co umożliwia porównanie symulacji z rzeczywistą sytuacją gospodarczą. Wynik podawany jest dla danych:

- surowych (raportowanych przez GUS);
- pozbawionych wpływu czynników sezonowych; otrzymuje się je za pomocą procedury X-13 ARIMA (Time Series Research Staff 2015);
- długofalowych (abstrahujących od zmian krótkookresowych, czyli po wyłączeniu wahań sezonowych oraz koniunkturalnych).

Ponadto przedstawiane są dane cykliczne, które informują o liczbie miejsc pracy utworzonych dzięki koniunkturze gospodarczej (jest to wartość generowana na podstawie danych zastanych).

Dane długofalowe obrazują trendy rozumiane jako ogólne tendencje rozwojowe poszczególnych zmiennych oraz wahania nieregularne. Trend wyznacza poziom bezrobocia długookresowego, a więc takiego, w którym rynek pracy znajduje się w stanie równowagi. Poziom ten stanowi wypadkową fundamentalnych strukturalnych i instytucjonalnych właściwości rynku pracy. Ze względu na bardzo powolną zmianę owych cech jest to komponent stosunkowo stabilny, a jego zmiany wymagają istotnych, długofalowych przeobrażeń rynku pracy. Komponent koniunkturalny wyodrębniono za pomocą modeli nieobserwowalnych komponentów (Durbin i Koopman, 2001). Symulacje dla dekompozycji trend-cykl są wykonywane przy założeniu acykliczności liczby osób aktywnych zawodowo.

Zmienną determinującą określenie koniecznego wzrostu liczby pracujących według algorytmu kalkulatora pracy jest aktywność zawodowa. Większa aktywność oznacza większe zasoby pracy w gospodarce, a więc i większe potencjalne możliwości produkcyjne. Tym samym (z powodu zmniejszenia stopy bezrobocia) zachodzi konieczność wygenerowania przez gospodarkę większej liczby etatów.

Warto zauważyć, że aktywność zawodowa zwiększa się w okresach sezonowego ożywienia na rynku pracy, a więc zwykle w III i IV kwartale roku kalendarzowego. Sezonowy wzrost liczby pracujących przeważa wtedy nad sezonowym spadkiem bezrobocia. W związku z tym w kwartałach następujących po nich, tj. w IV kwartale danego roku i I kwartale roku następnego, zazwyczaj nie trzeba tworzyć tak wielu nowych miejsc pracy jak w II i III kwartale, aby osiągnąć taką samą stopę bezrobocia. Surowe wartości koniecznego wzrostu zatrudnienia

będą zatem przeważały nad wartościami wyrównanymi sezonowo, obrazującymi liczbę miejsc pracy, jaką należy utworzyć i obsadzić, bez uwzględnienia pracowników tymczasowych (których liczba dodatkowo obniży się w I kwartale). W II i III kwartale będzie występować sytuacja przeciwna. Przyjęcie takich założeń powoduje, że sezonowe wahania konieczności utworzenia etatów są opóźnione o jeden kwartał w stosunku do analogicznych fluktuacji zatrudnienia, bezrobocia i aktywności zawodowej, co pokazuje poniższe zestawienie. W przypadku zmian wartości wyrównanych i długofalowych te drugie będą wskazywały na konieczność utworzenia większej liczby etatów w sytuacji pozytywnej fazy koniunktury gospodarczej.

SEZONOWE ZMIANY NA RYNKU PRACY A KONIECZNOŚĆ UTWORZENIA ETATÓW

Kwartały	Wzrost/spadek w ciągu kwartału liczby			Interpretacja sytuacji	Stan w końcu kwartału			Interpretacja sytuacji	Konieczność utworzenia etatów
	pracujących	aktywnych zawodowo	bezrobotnych		pracujący	aktywni zawodowo	bezrobotni		
I	-	-	+	pogorszenie	-	-	+	negatywna	mniejsza
II	+	+	-	poprawa	-	-	+	negatywna	większa
III	+	+	-	poprawa	+	+	-	pozytywna	większa
IV	-	-	+	pogorszenie	+	+	-	pozytywna	mniejsza

U w a g a. + (-) — dodatnie (ujemne) saldo zmian sezonowych.

Ź r ó ł o: opracowanie własne.

PRZYKŁADOWE SYMULACJE

Rozdział ten przedstawia symulację przeprowadzoną dla najnowszych dostępnych danych BAEL — za III kwartał 2017 r. Zgodnie z nimi:

- stopa bezrobocia wynosiła wówczas 4,7%;
- było 818 tys. osób bezrobotnych;
- 16510 tys. osób miało pracę;
- było 17328 tys. osób aktywnych zawodowo;
- współczynnik aktywności zawodowej wyniósł 56,7%;
- wskaźnik zatrudnienia wyniósł 54%;
- było 131186 wolnych miejsc pracy w końcu kwartału;
- utworzono 160472 nowe miejsca pracy, a zlikwidowano 61872 miejsca pracy.

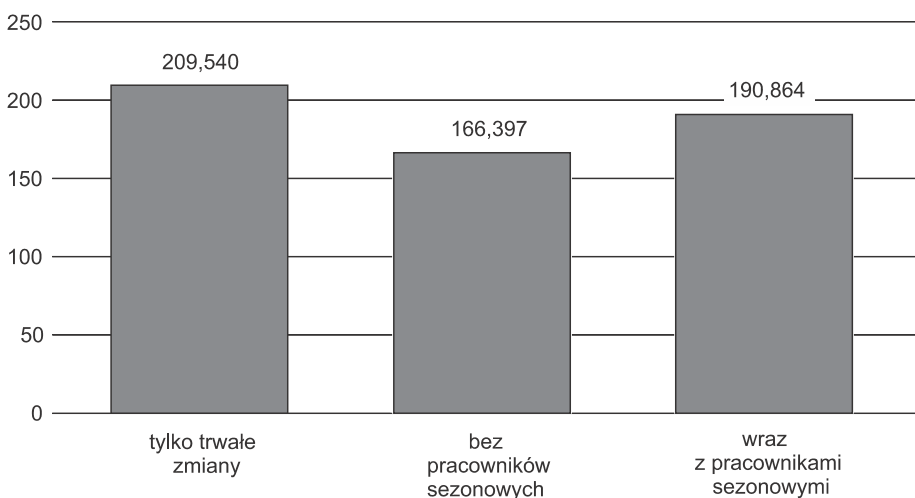
Dane te wskazują na poprawę sytuacji w skali roku, co przejawia się zmniejszeniem się liczby bezrobotnych o 20,4% oraz spadkiem stopy bezrobocia o 1,2 p.proc., przy równoczesnym wzroście: liczby pracujących o 1,5%, wskaźnika zatrudnienia o 1 p.proc., liczby aktywnych zawodowo o 0,2% i współczynnika aktywności zawodowej o 0,4 p.proc. Do obserwowanego w III kwartale 2017 r. spadku stopy bezrobocia o 0,3 p.proc. doprowadziło utworzenie w gospodarce 14 tys. etatów. Gdyby bezrobotni obsadzili wszystkie wolne miejsca pracy dostępne w analizowanym kwartale, to przy obserwowanej skali likwidacji etatów i stałości pozostałych czynników stopa bezrobocia obniżyłaby się do 4,3%.

III kwartał roku na rynku pracy to okres pozytywnego wpływu zmian sezonowych, które przyczyniają się do wzrostu liczby pracujących, spadku liczby bezrobotnych oraz wzrostu liczby aktywnych zawodowo. Sezonowy wzrost aktyw-

ności zawodowej oznacza, że do obniżenia stopy bezrobocia do odpowiedniego poziomu konieczne byłoby utworzenie większej liczby etatów niż bez uwzględnienia prac sezonowych. W III kwartale 2017 r. do obniżenia stopy bezrobocia o 1 p.proc. (do wartości 3,7%) konieczne byłoby utworzenie i obsadzenie 190,8 tys. etatów. Po wyłączeniu prac sezonowych obniżenie stopy bezrobocia do tego poziomu nastąpiłoby w wyniku zapewnienia 166,4 tys. nowych etatów w gospodarce (wykr. 1).

WYKR. 1. LICZBA ETATÓW, KTÓRE NALEŻAŁOBY UTWORZYĆ I OBSADZIĆ W CELU OBNIŻENIA STOPY BEZROBOCIA W III KWARTALE 2017 R. O 1 P.PROC.

etaty w tys.



Źródło: opracowanie własne.

Rynek pracy w 2017 r. znajdował się pod pozytywnym, nasilającym się wpływem koniunktury gospodarczej. Szacuje się, że sprzyjająca sytuacja makroekonomiczna dostarczyła w III kwartale 2017 r. 56,7 tys. miejsc pracy. Oznacza to, że stopa bezrobocia w tym kwartale znajdowała się poniżej poziomu długofalowego. Wysokość stopy bezrobocia długofalowego zależy od strukturalnych i instytucjonalnych fundamentów rynku pracy. W celu trwałego jej obniżenia do poziomu 3,7% (o 1 p.proc.) konieczne byłoby wygenerowanie 209,5 tys. miejsc pracy. Aby długofalowo uzyskać poziom 2,0%, należałoby trwale i natychmiastowo utworzyć w gospodarce 503,5 tys. miejsc pracy (tablica). Natomiast 34,6 tys. nowych etatów mniej wystarczyłoby, żeby trwale osiągnąć poziom najniższej stopy bezrobocia w Europie, notowanej w Islandii (2,2%). 365,2 tys. trwałych etatów spowodowałoby obniżenie stopy bezrobocia do najniższej jej wartości w Unii Europejskiej (notowanej w Czechach — 2,8%; na tym samym poziomie kształtuje się stopa bezrobocia w Japonii). Polskę od Niemiec (głównego partnera handlowego) dzieli in minus 226,8 tys. trwałych etatów, a od Stanów Zjednoczonych — 88,5 tys. etatów.

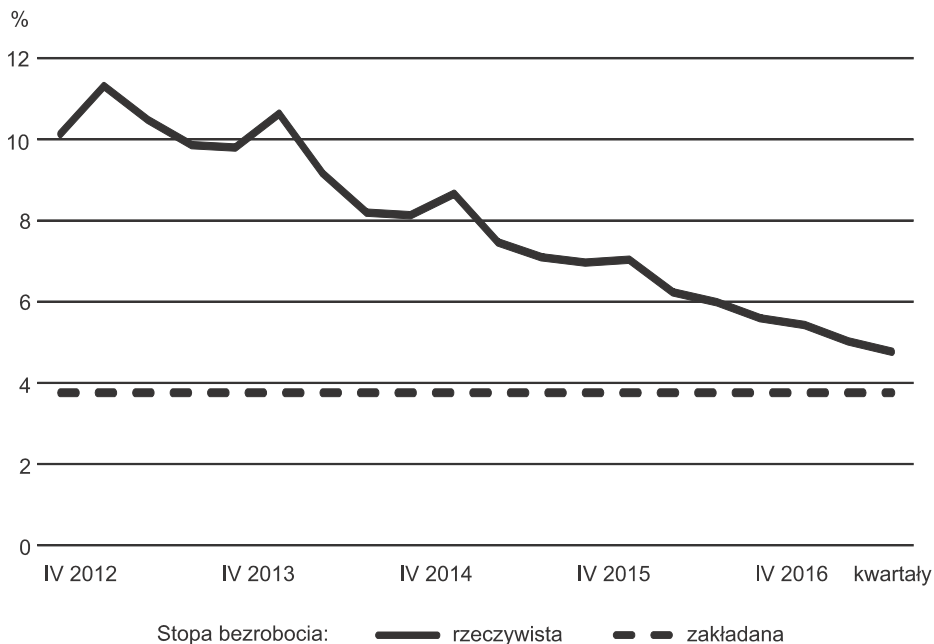
**LICZBA ETATÓW, KTÓRE NALEŻAŁOBY UTWORZYĆ I OBSADZIĆ,
ABY W III KWARTALE 2017 R. OBNIŻYĆ STOPE BEZROBOCIA W POLSCE
DO WYBRANEGO POZIOMU**

Stopa bezrobocia w %	Dane		
	surowe	wyrównane sezonowo	długofalowe
Docelowa: 3,7	190864	166397	209540
2,0	485440	460346	503489
Na poziomie wybranych krajów: Stany Zjednoczone — 4,4 ...	59568	45359	88502
Niemcy — 3,6	208192	183688	226831
Czechy — 2,8	346816	322017	365160
Islandia — 2,2	450784	425763	468907

Ź r ó d ł o: jak przy wykr. 1.

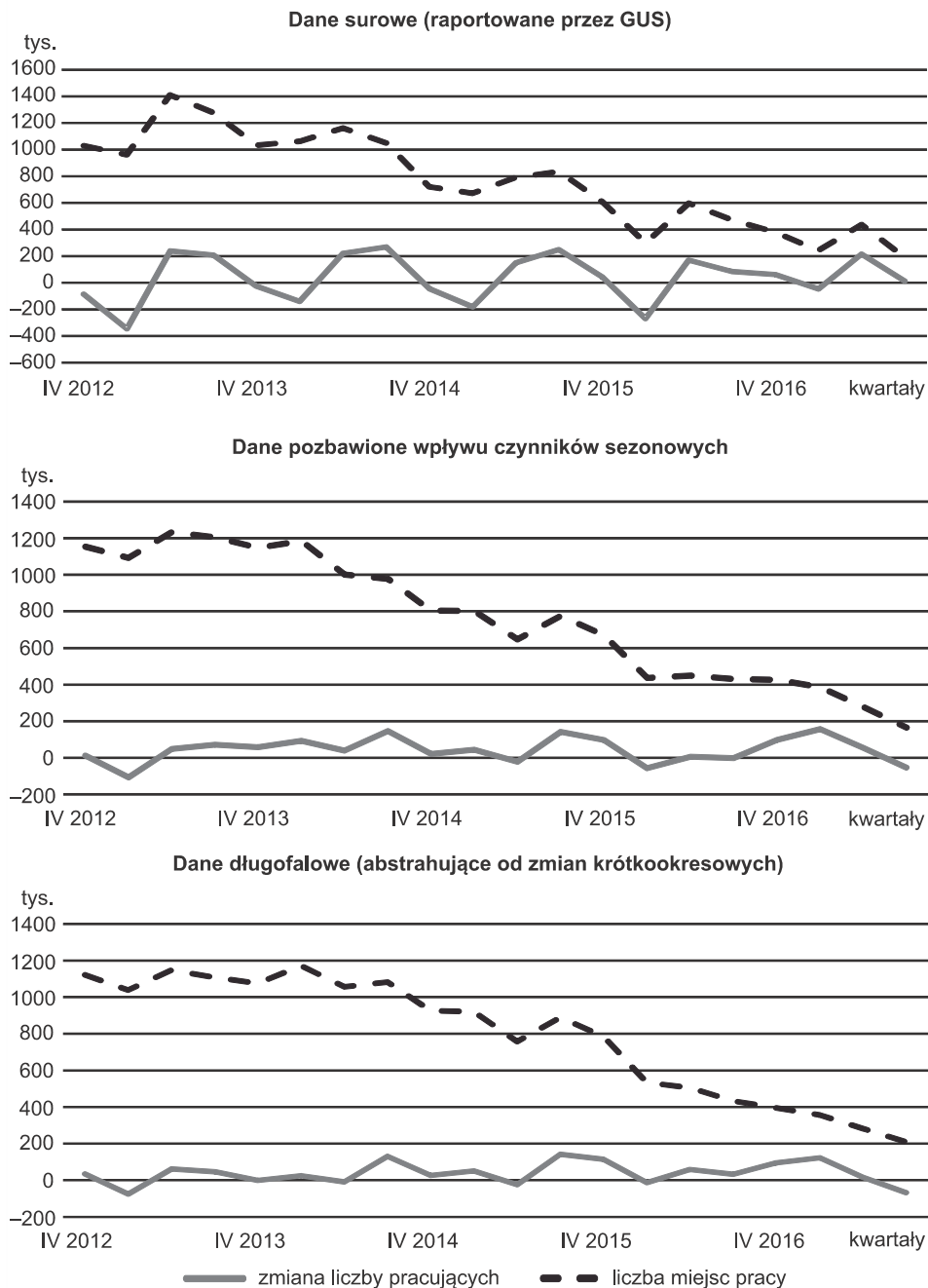
Kalkulator pracy umożliwi zestawienie wyników symulacji z rzeczywistymi zmianami wielkości liczby pracujących. Kompilacja taka obrazuje możliwość realizacji różnych scenariuszy prognostycznych na tle danych historycznych. Na wykr. 2 i 3 przedstawiono wyniki generowane przez kalkulator, dostępne dla jego użytkowników na stronie internetowej. Wykres 2 przedstawia rzeczywistą (raportowaną przez GUS) i zakładaną stopę bezrobocia (w tym przypadku — 3,7%). Wykres 3 przedstawia zmianę liczby pracujących oraz liczbę etatów, których utworzenie jest konieczne w celu obniżenia stopy bezrobocia do 3,7%, obliczoną na podstawie kwartalnych danych rzeczywistych GUS: surowych (wariant 1), odsezonowanych (wariant 2) i długofalowych (wariant 3).

WYKR. 2. RZECZYWISTA I ZAKŁADANA STOPA BEZROBOCIA



Ź r ó d ł o: jak przy wykr. 1.

**WYKR. 3. KWARTALNA ZMIANA LICZBY PRACUJĄCYCH (dane rzeczywiste)
ORAZ LICZBA ETATÓW, KTÓRYCH UTWORZENIE JEST KONIECZNE
W CELU OBNIŻENIA STOPY BEZROBOCIA DO WYSOKOŚCI 3,7%**



Źródło: jak przy wyk. 1.

Podsumowanie

Głównym powodem opracowania kalkulatora pracy było popularyzowanie zagadnień rynku pracy wśród odbiorców niebędących ekonomistami oraz wśród studentów SGH i innych szkół wyższych o profilu ekonomicznym. Stąd od początku prac nad tym narzędziem planowano, że będzie ono ogólnie dostępne na stronie internetowej SGH. Użytkownik kalkulatora może wybrać dowolną wartość stopy bezrobocia liczonej na podstawie danych z BAEL, a kalkulator przeprowadza symulację liczby miejsc pracy w gospodarce, które należy utworzyć i obsadzić, aby zakładana stopa bezrobocia została osiągnięta. Unaocznia to użytkownikowi, jak ważne dla rynku pracy oraz możliwości zdobycia zatrudnienia lub zmiany pracodawcy jest tworzenie nowych miejsc pracy, zaś przedsiębiorcy otrzymują informację, w jakim stopniu dzięki tworzeniu miejsc pracy przyczyniają się do zmniejszenia bezrobocia.

Kalkulator pracy dokonuje symulacji dla danych surowych (nieuwzględniających wpływu czynników sezonowych), z których korzysta większość odbiorców statystyki publicznej. Ponieważ jednak rynek pracy podlega silnym wahaniom w poszczególnych miesiącach roku kalendarzowego, umożliwiono przeprowadzenie symulacji również dla danych wyrównanych sezonowo, co jest wkładem własnym autorów i poszerzeniem modelu amerykańskiego, będącego pierwowzorem kalkulatora. Zwraca to uwagę użytkowników na występowanie czynników sezonowych na rynku pracy zarówno po stronie podaży, jak i popytu na pracę, daje odpowiedź na pytanie, jaka część bezrobocia wymaga jedynie zmian sezonowych (a więc występujących rokrocznie w tych samych miesiącach) oraz umożliwia ocenę skali wahań sezonowych zarówno dla stopy bezrobocia, jak i liczby nowych miejsc pracy.

Innowacją wprowadzoną w algorytmie jest również możliwość analizy z uwzględnieniem wpływu zmian koniunkturalnych na tle trendów długookresowych. Model pokazuje, w jakiej fazie cyklu koniunktury znajduje się obecnie rynek pracy, tj. spowolnienia (recesji — stopa bezrobocia powyżej długofalowej), ożywienia lub boomu (bezrobocie na ogół poniżej wartości długookresowej). Można również uzyskać informację o słabnięciu lub umacnianiu się aktualnie obserwowanych tendencji. Obrazuje to wysokość bezrobocia cyklicznego (koniunkturalnego), którego obniżenie wymaga działań ukierunkowanych na wzrost aktywności całej gospodarki i zwiększenie globalnego popytu, czego naturalną konsekwencją jest wzrost zatrudnienia. Kolejna dostępna informacja to liczba etatów, których utworzenie jest niezbędne do zmiany wysokości bezrobocia długookresowego.

Symulacje, których dokonać można za pomocą kalkulatora pracy, są przydatne w praktyce gospodarczej. Wykorzystując opracowane przez różne ośrodki badawcze prognozy makroekonomiczne dotyczące zmian ogólnej aktywności gospodarki, można założyć odpowiednie scenariusze rozwoju sytuacji na rynku pracy, które umożliwiają uzyskanie informacji na temat koniecznych dostosowań

zatrudnienia. Takie ujęcie daje również możliwość weryfikacji postulatów polityki gospodarczej w zakresie poprawy sytuacji na rynku pracy. Wskazuje, jak duża musi być liczba miejsc pracy, których utworzenie i obsadzenie jest konieczne w celu obniżenia stopy bezrobocia do zadanej wartości. Kalkulator pracy może więc posłużyć do oceny stopnia realności założeń polityki, w której deklarowane są działania ukierunkowane na zmniejszenie bezrobocia.

Autorzy zdają sobie sprawę, że zaproponowany model jest znacznym uproszczeniem, a w zastosowanych algorytmach nie uwzględniono wszystkich możliwych czynników wpływających na wysokość stopy bezrobocia oraz liczbę tworzonych w gospodarce miejsc pracy. Niektóre z tych zjawisk są trudne do przewidzenia i oszacowania. Przykładowo, kalkulator nie uwzględnia napływu imigrantów zarobkowych i podjęcia przez nich pracy ani liczby pracowników szarej strefy (co częściowo może mieć odzwierciedlenie w statystyce BAEL). Ponadto określa natychmiastowe zależności pomiędzy tworzeniem miejsc pracy a spadkiem stopy bezrobocia, podczas gdy w praktyce gospodarczej obserwuje się nieraz znaczne opóźnienia. Znając ograniczenia zaproponowanego narzędzia, autorzy uważają jednak, że służy ono popularyzacji zagadnień rynku pracy.

W przyszłości planowane jest wprowadzenie nowych funkcji kalkulatora pracy, takich jak np. możliwość analizy regionalnej oraz wyboru okresu, w którym powinny nastąpić żądane zmiany bezrobocia.

prof. dr hab. Maria Bieć, dr Ewa Gałęcka-Burdziak — SGH

dr Robert Pater — Wyższa Szkoła Informatyki i Zarządzania z siedzibą w Rzeszowie

LITERATURA

- Abraham, K. (1987). Help-Wanted Advertising, Job Vacancies, and Unemployment. *Brookings Papers on Economic Activity*, (1), 207—248.
- Cieślak, M. (2017). *Prognozowanie gospodarcze. Metody i zastosowania*. Warszawa: PWN.
- Drozdowicz-Bieć, M. (red.). (2006). *Wskaźniki wyprzedzające*. Warszawa: Wydawnictwo SGH.
- Drozdowicz-Bieć, M., Pater, R., Wargacki, M. (2006). Barometr Ofert Pracy a rynek pracy w Polsce. W: M. Mocek (red.), *Diagnozowanie i prognozowanie koniunktury gospodarczej w Polsce* (s. 73—87). Poznań: Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej.
- Durbin, J., Koopman, S. J. (2001). *Time Series Analysis by State Space Methods*. Oxford: Oxford University Press.
- Florczak, W. (2003). Specyfikacja równań rynku pracy w wielorównaniowych modelach ekonometrycznych. W: B. Suchecki (red.), *System prognozowania popytu na pracę w Polsce*, cz. 1. Warszawa: Rządowe Centrum Studiów Strategicznych.
- Gałęcka-Burdziak, E., Pater, R. (2015). Ile jest wolnych miejsc pracy w Polsce? *Gospodarka Narodowa*, (5), 171—186.
- Hamermesh, D. S. (1993). *Labor Demand*. Princeton: Princeton University Press.
- Pater, R. (2011). Wskaźniki wyprzedzające dla rynku pracy. *Prace i Materiały Instytutu Rozwoju Gospodarczego SGH*, (87), 117—141.

Time Series Research Staff (2015). *X-13ARIMA-SEATS Reference Manual*. Pobrane z: <http://www.census.gov/srd/www/x13as>.

Welfe, A., Welfe, W. (2004). *Ekonometria stosowana*. Warszawa: Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne.

Zgierska, A. (red.). (2013). *Popyt na pracę w 2012 roku*. Warszawa: GUS.

Zgierska, A. (red.). (2015). *Aktywność ekonomiczna ludności Polski*. Warszawa: GUS.

Summary. *The aim of the article is to present the concept of a job calculator — a tool used to create a simulation of relations between changes in the economic situation and the labour market in Poland. The job calculator is based on the American Jobs Calculator and is available for everyone. The user determines the height of expected unemployment rate and the tool computes the number of required job offers, the creation and coverage of which will result in the change of the unemployment rate to the predefined level. The calculator uses data from the Labour Force Survey (LFS) and presents simulations for one quarter. The values refer to the total result, taking into account the seasonal fluctuations and division into long-term and cyclical changes, which is the authors' contribution to the original American model as well as an extension of this concept.*

Keywords: jobs calculator, job offers, employment, unemployment.

STATYSTYKA W PRAKTYCE

Mirosław SZREDER

Wykształcenie a problemy rynku pracy

Streszczenie. *Celem artykułu jest sformułowanie odpowiedzi na pytanie, czy właściwe byłoby dążenie do zmniejszenia odsetka młodzieży, która decyduje się na zdobycie wykształcenia wyższego, zanim podejmie pracę zawodową. Narastający deficyt rąk do pracy w Polsce oraz podejmowane przez Ministerstwo Nauki i Szkolnictwa Wyższego (MNiSW) próby poprawy jakości kształcenia akademickiego poprzez odejście od kształcenia masowego sprawiają, że pytanie to stało się wyjątkowo aktualne.*

W badaniu wykorzystano dane za lata 2008—2017 zaczerpnięte z zasobów OECD, GUS i Centrum Badania Opinii Społecznej (CBOS). Wyniki przeprowadzonych analiz, uwzględniających wszystkie poziomy wykształcenia, wskazały, że osoby z wyższym wykształceniem, zarówno w Polsce jak i na świecie, charakteryzują się najwyższym wskaźnikiem aktywności zawodowej i najchętniej podejmują doksztalcenie w wieku dorosłym. W Polsce od wielu lat absolwenci szkół wyższych są najmniej narażeni na bezrobocie. Biorąc pod uwagę także inne korzyści z wykształcenia — w wymiarze indywidualnym i społecznym — twierdzenie, że rozwojowi gospodarczemu lub społecznemu kraju sprzyjać będzie zmniejszenie odsetka młodzieży zdobywającej wyższe wykształcenie, nie znajduje uzasadnienia.

Słowa kluczowe: wykształcenie, aktywność zawodowa, rynek pracy, zadowolenie z pracy, oczekiwana długość życia.

JEL: J280

Dynamiczny rozwój szkolnictwa wyższego w Polsce po roku 1989, zwiększenie liczby uczelni (w tym niepublicznych) oraz liczby osób studiujących, a także upowszechnienie studiów dwustopniowych (licencjackich/inżynierskich

i magisterskich) sprawiły, że struktura społeczeństwa ze względu na poziom wykształcenia uległa istotnym zmianom. Obecnie wskaźnik osób w wieku 25—34 lata mających dyplom wyższej uczelni osiągnął 43% — dokładnie tyle, ile wynosi średnia dla krajów OECD (dane za 2016 r. — OECD, 2017, s. 51), i jest o 3 p.proc. wyższy od średniej dla krajów „starej” Unii Europejskiej (UE).

Tak duża zmiana dotycząca poziomu wykształcenia rodzi wątpliwości, czy gospodarka i rynek pracy w naszym kraju mogą zapewnić odpowiednie miejsca pracy rosnącej w szybkim tempie rzeszy absolwentów uczelni. Wątpliwości te od dłuższego czasu podnoszą głównie pracodawcy, a od dwóch lat także Ministerstwo Nauki i Szkolnictwa Wyższego (MNiSW), które rozpoczęło działania mające zakończyć okres „masowego kształcenia” w uczelniach¹. Pytanie o to, czy kształcimy za dużo osób na poziomie studiów licencjackich/inżynierskich i magisterskich, wraca ponownie teraz, gdy brak pracowników w wielu zawodach jest coraz bardziej odczuwalny w całej gospodarce.

Celem niniejszego opracowania jest, po pierwsze, wykazanie, że za rosnący deficyt pracowników, jaki obecnie odczuwa polska gospodarka, nie jest odpowiedzialne upowszechnianie się wyższego wykształcenia, a po drugie, podjęcie próby ukazania korzyści płynących z wyższego wykształcenia nie tylko dla rynku pracy, lecz także dla rozwoju indywidualnego i społecznego w danym kraju. Statystyczne prawidłowości w tym zakresie zostaną omówione na tle międzynarodowym — krajów członkowskich UE oraz OECD.

W badaniu wykorzystano dane za lata 2008—2017 zaczerpnięte z zasobów OECD, GUS i Centrum Badania Opinii Społecznej (CBOS).

ZRÓŻNICOWANA AKTYWNOŚĆ ZAWODOWA I BRAK RĄK DO PRACY

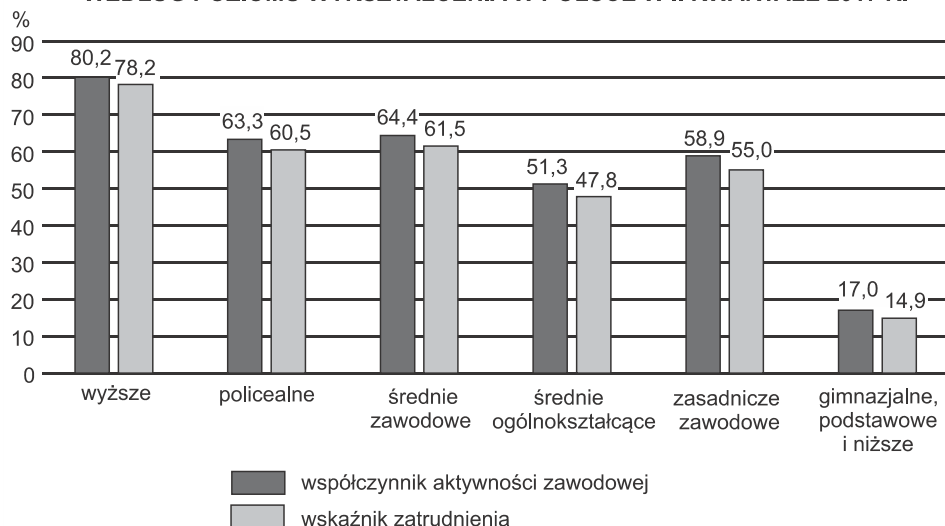
W ocenie części pracodawców i polityków jedną z przyczyn braku pracowników w niektórych zawodach w naszym kraju jest umożliwienie kształcenia zbyt wysokiego odsetka młodzieży w szkołach wyższych. *Mamy nadmiar magistrów, a brakuje fachowców* — brzmi ich przekaz. Oba człony tego dość rozpowszechnionego, lecz nieprawdziwego — w świetle badań statystycznych — stwierdzenia zostaną kolejno przeanalizowane.

O nadmiarze osób z wyższym wykształceniem z pewnością należałoby mówić wtedy, gdyby nie było dla nich pracy w rodzimej gospodarce albo wykonywaliby pracę poniżej zdobytych kwalifikacji (co powodowałoby niezadowolenie i frustra-

¹ Do działań tych należy zaliczyć przede wszystkim zmiany w algorytmie podziału dotacji ministerialnej dla uczelni, które weszły w życie w 2017 r. Są one zgodne z wcześniejszymi deklaracjami ministra Jarosława Gowina: *Przygotujemy zmiany w finansowaniu, tak żeby uczelniom opłacało się przyjmować mniej studentów, ale lepszych* (MNiSW, 2016) oraz *To, że wyższe wykształcenie upowszechniło się, jest wielkim osiągnięciem ostatnich 25 lat. Ale niestety, w pewnym momencie wahadło zanadto się odchyliło i polska gospodarka nie jest już w stanie wchłonąć połowy rocznika z wykształceniem wyższym* (Kopańko, 2016).

cję). Wyłączając z tej analizy emigrantów, o których zajęciach wiadomo zbyt mało z wiarygodnych źródeł, i koncentrując się na dostępnych danych o polskim rynku pracy, należy stwierdzić, że oba te przypuszczenia nie znajdują potwierdzenia w rzeczywistości. Wskaźnik zatrudnienia osób z wyższym wykształceniem, wynoszący 78,2% (dane za II kwartał 2017 r.), jest bowiem znacznie wyższy niż dla wszystkich pozostałych poziomów wykształcenia (wykr. 1). Osoby, które ukończyły szkoły wyższe, znajdują więc pracę i podejmują ją częściej niż osoby niemające wyższego wykształcenia². Różnice w aktywności zawodowej pomiędzy osobami z wyższym wykształceniem a pozostałymi grupami osób pod względem wykształcenia nie są kilkuprocentowe, lecz sięgają prawie 20 p.proc. Różnice te są co prawda mniejsze w środkowych przedziałach wieku, w szczególności w przypadku tzw. wieku mobilnego (18—44 lata), ale nie da się ich wyjaśnić jedynie wcześniejszym przechodzeniem na emeryturę osób o niższym poziomie wykształcenia.

WYKR. 1. WSPÓLCZYNNIK AKTYWNOŚCI ZAWODOWEJ I WSKAŹNIK ZATRUDNIENIA WEDŁUG POZIOMU WYKSZTAŁCENIA W POLSCE W II KWARTALE 2017 R.



Źródło: GUS (2017a, s. 121).

W statystyce rynku pracy trudno znaleźć uzasadnienie dla pojawiającego się często w publicznym przekazie twierdzenia, że uczelnie produkują bezrobotnych. Przeczą temu wskaźniki obrazujące aktywność zawodową (wykr. 1), a także wartości stopy bezrobocia, która dla osób z wyższym wykształceniem wynosi 2,4%, podczas gdy dla osób z wykształceniem średnim zawodowym jest

² Warto przy tym wziąć pod uwagę, że znaczny odsetek osób, zwłaszcza mających wykształcenie średnie ogólnokształcące (33,1%), pozostaje bierny zawodowo ze względu na kontynuację nauki lub uzupełnianie kwalifikacji.

prawie dwukrotnie wyższa (4,7%), a dla tzw. fachowców, mających wykształcenie zasadnicze zawodowe, osiąga 6,6% (GUS, 2017a, s. 121). Dodatkowo z wieloletnich analiz Badania Aktywności Ekonomicznej Ludności (BAEL) wynika, że im wyższy poziom wykształcenia, tym później następuje dezaktywacja zawodowa (opuszczenie rynku pracy).

Prawidłowość ta, wskazująca na rosnącą wraz ze zdobywaniem wyższych poziomów wykształcenia aktywność zawodową, nie jest wyłącznie polską specyfiką. Średnio w krajach OECD procent osób mających wyższe wykształcenie i nieaktywnych zawodowo (nieposzukujących zatrudnienia lub poszukujących, ale niegotowych do podjęcia pracy w krótkim czasie) wynosi 11% (w grupie wieku 25—34 lata). Analogiczny wskaźnik dla osób z wykształceniem policealnym (*upper secondary and post-secondary*) wynosi już 16%, a dla osób o niższym poziomie wykształcenia — aż 30% (OECD, 2017a, s. 95). W raporcie OECD podkreśla się, że w przypadku osób niemających średniego wykształcenia szczególnie wysoki wskaźnik braku aktywności zawodowej — sięgający 40% — notuje się w Irlandii, Izraelu, Polsce, Turcji i Słowacji (OECD, 2017a, s. 95).

Najczęstszą reakcją na powyższe dane ze strony zwolenników poglądu, że zbyt wiele osób zdobywa wyższe wykształcenie, jest sugestia, że prawdopodobnie wielu magistrów i inżynierów wykonuje pracę poniżej zdobytych kwalifikacji, nieprzynoszącą im satysfakcji. Jednak z wieloletnich badań kapitału ludzkiego, prowadzonych przez prof. Janusza Czapińskiego i prof. Tomasza Panka w ramach Diagnozy społecznej, a także z badań ankietowych CBOS wynika coś zgoła przeciwnego. Osoby pracujące, które mają wyższe wykształcenie, znacznie częściej niż pozostali zatrudnieni oceniają pozytywnie wpływ pracy zawodowej na jakość swojego życia (tablica). Ponadto prawie 90% osób mających wyższe wykształcenie deklaruje zadowolenie z osiągniętego wykształcenia (Badora, 2017), podczas gdy w przypadku wszystkich innych poziomów wykształcenia wskaźnik ten jest niższy. W badaniu reprezentacyjnym obejmującym całe społeczeństwo, niezależnie od wykształcenia, 86% respondentów stwierdza, że warto się kształcić, a ok. 85% chciałoby, aby ich synowie i córki ukończyli studia co najmniej z dyplomem inżyniera, licencjata lub magistra³.

**OSOBY POZYTYWNE OCENIAJĄCE WPŁYW PRACY NA JAKOŚĆ ŻYCIA
WEDŁUG POZIOMU WYKSZTAŁCENIA W 2015 R. W %**

Wyszczególnienie	Wykształcenie			
	wyższe i policealne	średnie	gimnazjalne i zasadnicze zawodowe	podstawowe i niższe
Awans zawodowy w minionym roku	10,2	5,3	2,3	1,6
Zdobycie nowych kwalifikacji z myślą o lepszych zarobkach	25,3	12,8	5,7	1,5

³ Na podstawie wyników badania CBOS z maja 2017 r. (Głowacki, 2017).

**OSOBY POZYTYWNE OCENIAJĄCE WPŁYW PRACY NA JAKOŚĆ ŻYCIA
WEDŁUG POZIOMU WYKSZTAŁCENIA W 2015 R. W % (dok.)**

Wyszczególnienie	Wykształcenie			
	wyższe i policealne	średnie	gimnazjalne i zasadnicze zawodowe	podstawowe i niższe
Podjęcie lepiej płatnej lub dodatkowej pracy	15,2	10,0	7,3	3,2
Założenie własnej firmy w minionym roku	2,9	1,5	0,8	0,5

Źródło: GUS (2017b, s. 232), za: Czapiński i Panek (2015).

W kontekście omówionych danych liczbowych (tablica) warto przyjrzeć się bliżej problemowi braku rąk do pracy. W szczególności należy — zdaniem autora — uznać, że problem ten może być postrzegany odmiennie przez pracodawców i osoby odpowiedzialne za kreowanie bieżącej i przyszłej polityki gospodarczej kraju. Zdaniem pracodawców, na polskim rynku brakuje przede wszystkim osób w następujących zawodach (według Barometru zawodów — badania zleconego przez Ministra Rodziny, Pracy i Polityki Społecznej; dane z czerwca 2017 r.)⁴: kierowców samochodów ciężarowych i ciągników siodłowych (95,5% wskazań w badaniu), spawaczy (83,2%), pielęgniarek i położnych (73,2%), samodzielnych księgowych (71,0%), krawców i pracowników produkcji odzieży (66,8%), kierowców autobusów (65,7%), kucharzy (65,5%) i fryzjerów (64,2%). Są to, jak widać, niemal wyłącznie profesje wymagające fachowych kwalifikacji, ale niezwiązane z wysokim poziomem wykształcenia. Według przedstawicieli branży transportowej, która zatrudnia ponad 600 tys. aktywnych kierowców⁵, liczba wakatów zawodowych kierowców sięgała w listopadzie 2017 r. prawie 100 tysięcy. Zakładając, że wakatów w wymienionych zawodach nie obsadzą w najbliższej przyszłości imigranci zarobkowi, pozostaje szukać rozwiązania problemu albo w zwiększeniu aktywności zawodowej (obecnie niskiej) osób, które poszukiwane kwalifikacje już mają, albo — co sugeruje wielu pracodawców — w nakłonieniu części młodzieży pragnącej studiować do zdobycia jednego z deficytowych zawodów. O ile pierwsze rozwiązanie mogłoby się okazać korzystne zarówno dla nieaktywnych na rynku pracy osób o poszukiwanych kwalifikacjach, jak i dla gospodarki, o tyle drugie byłoby — zdaniem autora — zarówno w krótszej, jak i dłuższej perspektywie niekorzystne gospodarczo i społecznie.

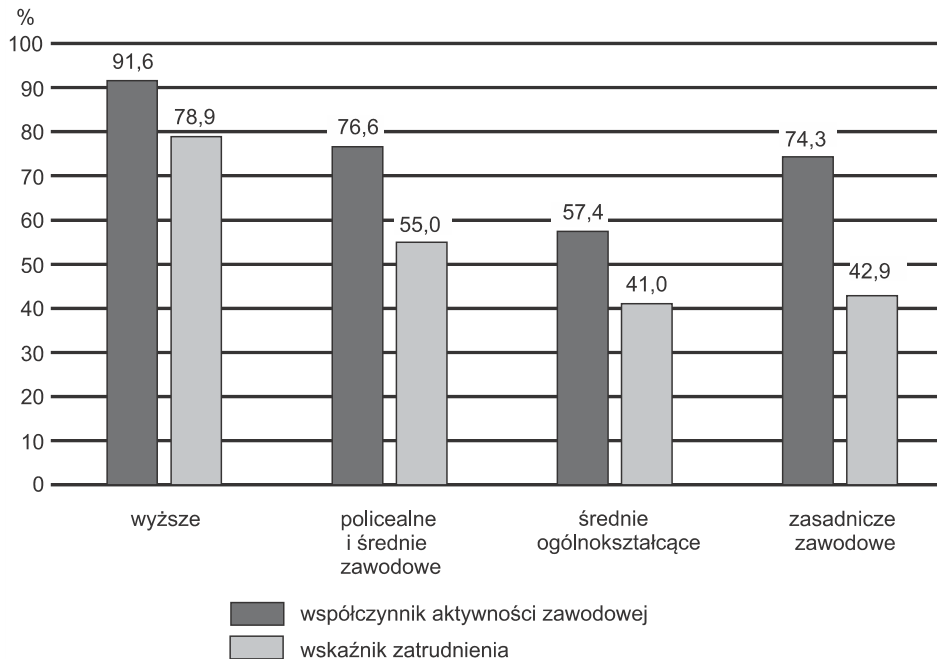
Po pierwsze, ograniczenie odsetka młodzieży podejmującej naukę w szkołach wyższych musiałoby się wiązać z jednoczesną gruntowną zmianą systemu kształcenia i zakresu wyborów dokonywanych na poszczególnych etapach nauki przez uczącą się młodzież w szkołach zawodowych i technikach. W przeciwnym razie znaczna część osób kończących szkoły pomaturalne,

⁴ <http://motoryzacja.interia.pl/raporty/raport-polskie-drogi/wiadomosci/news-brakuje-nawet-100-tys-kierowcow-a-pieniadze-dobre,nld,2467631>.

⁵ Dane firmy doradczej PwC oraz Związku Pracodawców „Transport i Logistyka Polska”.

średnie lub zawodowe pozostanie bierna na rynku pracy, czego dowodzą dane o aktywności zawodowej (wykr. 1) i aktywności ekonomicznej absolwentów (w wieku 15—30 lat) (wykr. 2). Nie wydaje się, żeby działania Ministerstwa Edukacji Narodowej (MEN), mające na celu nowocześniejsze kształcenie zawodowe, powiązane z potrzebami przedsiębiorstw, były wystarczające.

WYKR. 2. AKTYWNOŚĆ EKONOMICZNA ABSOLWENTÓW^a (w wieku 15—30 lat) WEDŁUG POZIOMU WYKSZTAŁCENIA W II KWARTALE 2017 R.



^a Osoby, które ukończyły szkołę w ostatnich 12 miesiącach i nie kontynuują nauki.
Źródło: GUS (2017a, s. 131).

Po drugie, zmiany w systemie kształcenia powinny uwzględniać model gospodarczy, jaki jest celem prowadzonej w danym kraju polityki ekonomicznej w perspektywie średnio- i długookresowej. Dążenie do zaspokojenia bieżących potrzeb części pracodawców w zakresie przygotowania zawodowego pracowników może się okazać niespójne, a nawet sprzeczne z działaniami służącymi realizacji takiego celu. Na przykład pełne zaspokojenie potrzeb pracodawców w przypadku wymienionych wcześniej profesji, przy ograniczonych zasobach pracy na rynku wewnętrznym, mogłoby się odbyć poprzez znaczne zmniejszenie liczby osób kształcących się w szkołach wyższych. Zamiast więc rozwijać, przykładowo, sektor nowoczesnych usług dla biznesu, w którym zatrudnienie znajduje obecnie prawie 270 tys. osób (w ogromnej większości — 93% — z wyższym wykształceniem) (dane Association of Business Service Leaders — ABSL, m.in. ABSL, 2017), można kolejne roczniki młodzieży przygotowywać do pracy jako

kierowców autobusów i ciężarówek, spawaczy, krawców czy kucharzy. Tylko czy odpowiada to wzorcowi gospodarki innowacyjnej, jaką mamy ambicję tworzyć w bliższej i dalszej przyszłości? Ogólny brak pracowników, który polska gospodarka odczuwa coraz silniej, przy pełnym zrozumieniu, że potrzebni są w niej zarówno fachowcy z zawodowym wykształceniem, jak i specjaliści z wykształceniem wyższym, pokazuje, jak ważne staje się pytanie o politykę edukacyjną na wszystkich jej szczeblach i o pożądaną strukturę rynku pracy w naszym kraju. W tym względzie nie wypracowano niestety spójnej wizji resortów odpowiedzialnych za edukację, rozwój, naukę i pracę. Oczekiwanie, że ograniczenie masowego kształcenia w szkołach wyższych spowoduje korzystne zmiany na rynku pracy i przyczyni się do wzrostu innowacyjności gospodarki, nie są poparte żadnymi wiarygodnymi badaniami ani liczbami. Zapomina się przy tym o wielu innych korzyściach, w wymiarze indywidualnym i zbiorowym, płynących z podnoszenia poziomu wykształcenia w społeczeństwie (szerzej na ten temat w kolejnym rozdziale).

Po trzecie, skoro w przypadku wielu profesji nieuniknione staje się zapelnienie tysięcy wakatów imigrantami zarobkowymi, to w interesie społecznym i gospodarczym Polski powinno leżeć, aby wakatów tych było jak najmniej w zawodach wymagających dużej wiedzy i wysokich kwalifikacji. Innymi słowy, młodym ludziom w naszym kraju należy przede wszystkim stworzyć możliwości uzyskania wykształcenia odpowiadającego ich aspiracjom i pomóc w zdobyciu specjalistycznych, wysokich kwalifikacji. Tak czyniła większość państw, które w przeszłości otwierały swoje granice dla imigracji zarobkowej. Mniejszym zmartwieniem powinien być zatem niedobór fachowców w budownictwie czy transporcie niż wakatów w nowoczesnych usługach, w szczególności na stanowiskach wymagających dobrego przygotowania analitycznego lub menedżerskiego. Działania prowadzące do zmniejszenia odsetka osób studiujących w Polsce mogą bowiem po pewnym czasie doprowadzić do sytuacji, w której prace bardziej złożone, wymagające wyższych kwalifikacji będą wykonywane przez pracowników z zagranicy. Już teraz prawie 40% poszukujących pracy w Polsce Ukraińców ma wyższe wykształcenie⁶ i byłoby w stanie wykonywać pracę na wyższych i lepiej opłacanych stanowiskach.

W kreowaniu polityki rynku pracy, uwzględniającej nie tylko bieżące, lecz także przyszłe wyzwania, trudno byłoby abstrahować od zjawisk globalnych. A te w większości wskazują na stopniowe zastępowanie wielu tradycyjnych zawodów pracą zautomatyzowanych urządzeń i robotów (np. bezzałogowe samochody ciężarowe). Zmiana kwalifikacji w przypadku osób o wyuczonym zawodzie, np. kierowcy, jest oczywiście możliwa, ale przede wszystkim wtedy, gdy doksztalcenie lub zdobywanie nowych kwalifikacji w wieku dorosłym uznaje się w danym środowisku lub społeczeństwie za naturalne czy wręcz powszechne. Tymcza-

⁶ <http://www.gazetaprawna.pl/artykuly/1036543,ekspert-sa-sektory-w-ktorych-zatrudnianie-ukraincow-ma-kluczowe-znaczenie.html>.

sem Polska należy od wielu lat do krajów, w których odsetek dorosłych (w wieku 25—64 lata) uczestniczących w formalnych lub nieformalnych formach kształcenia jest najniższy — wynosi zaledwie 35%, przy średniej dla krajów OECD równej 50%⁷. Dodatkowo, jak pokazują dane BAEL, skłonność do podejmowania nauki w wieku dorosłym w ostatnich pięciu latach zmalała — odsetek osób uczestniczących w kształceniu lub szkoleniu (formalne formy doksztalcenia) zmniejszył się z 4,5% w 2012 r. do 3,7% w 2016 r. (GUS, 2017b, s. 150)⁸. Trudno w takich okolicznościach liczyć na to, że osoby o wyuczonym w młodości zawodzie, który w niedalekiej przyszłości może przestać istnieć, będą skłonne do zmiany kwalifikacji. Większość dorosłych Polaków wykazujących taką skłonność ma wykształcenie wyższe lub policealne. Odsetek osób w wieku 25 lat i więcej uczestniczących w podnoszeniu kwalifikacji zawodowych lub innych umiejętności (według poziomu wykształcenia) wynosił w latach 2013—2015:

- 68,3% — wyższe lub policealne;
- 22,6% — średnie;
- 7,1% — zasadnicze zawodowe;
- 2,1% — podstawowe i poniżej.

Jak słusznie konkludują więc autorzy raportu z Diagnozy społecznej: *Pogłębiła się selektywność procesu doksztalcenia się ze względu na poziom wykształcenia* (Czapiński i Panek, 2015, s. 152). Świadomość tego trendu jest ważna, zwłaszcza w obliczu prognozowanej konieczności zmiany wielu zawodów i nabytych kwalifikacji więcej niż jeden raz w okresie aktywności zawodowej. Jest to tendencja, która z jednej strony rodzi niepokój o osoby słabiej wykształcone, raczej niechętnie doksztalceniu, a z drugiej — wskazuje na dodatkową wartość wyższego wykształcenia w kontekście takich zjawisk, jak: automatyzacja, robotyzacja, sztuczna inteligencja czy Big Data.

INDYWIDUALNE I SPOŁECZNE KORZYŚCI Z WYŻSZEGO WYKSZTAŁCENIA

Istnieje dość dużo badań statystycznych potwierdzających korzyści, zarówno indywidualne, jak i społeczne, płynące ze zdobywania kolejnych poziomów wykształcenia. Niżej wskazane zostaną te z nich, które wydają się mieć najważniejsze znaczenie, niezależnie od poziomu rozwoju gospodarczego kraju. Niektóre, np. większe zadowolenie z wykonywanej pracy wraz ze wzrostem wykształcenia, omówiono już wcześniej.

Osoby lepiej wykształcone są nie tylko bardziej zadowolone ze swojej pracy i płacy, lecz także częściej deklarują ogólną satysfakcję z życia. Wyniki wielu badań prowadzonych w krajach OECD potwierdzają to, że jedną z przyczyn większego zadowolenia z życia osób lepiej wykształconych jest wyższa płaca.

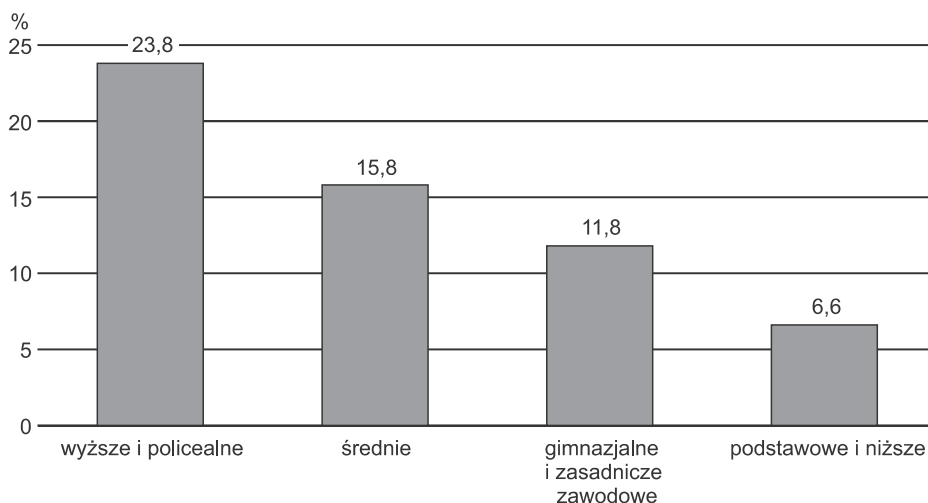
⁷ W krajach skandynawskich odsetek ten przewyższa 65% (OECD, 2017a, s. 327).

⁸ Na słabnącą skłonność do doksztalcenia w ostatnich kilkunastu latach wskazują także dane Diagnozy społecznej 2015 (Czapiński i Panek, 2015, s. 151).

Jednocześnie jednak autorzy raportu *Education Indicators in Focus* (OECD, 2013) wskazują, że dodatni wpływ wykształcenia na sumaryczną ocenę swojego życia indywidualnego i zbiorowego pozostaje istotny nawet wówczas, gdy wyłączony jest w analizie wielowymiarowej oddziaływanie płac. Osobom lepiej wykształconym łatwiej jest zdobywać inne umiejętności, rozwijać dodatkowe zainteresowania i pasje, zmieniać i wzbogacać swój styl życia, niezależnie od wysokości płacy, jaką otrzymują. Porównując odsetek osób z wykształceniem wyższym i z wykształceniem poniżej średniego, które deklarują zadowolenie z życia, otrzymuje się różnice na korzyść tej pierwszej grupy sięgające 30% w Polsce oraz średnio 18% w krajach OECD. Różnice te są dla prawie wszystkich krajów większe w przypadku osób młodych (w wieku 25–34 lata) aniżeli osób starszych (55–64 lata).

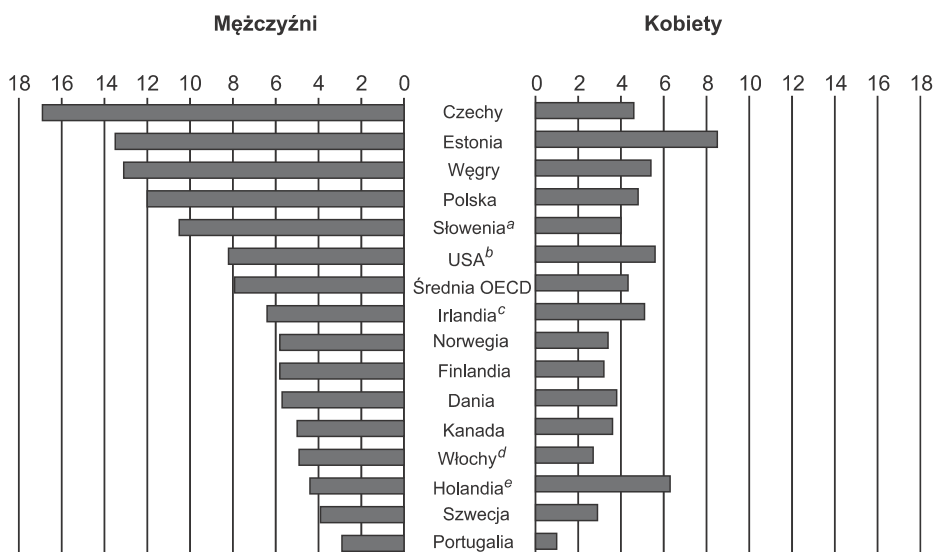
W rozwoju więzi społecznych warto z kolei zwrócić uwagę na rosnące wraz z wykształceniem zaangażowanie osób w działalność wolontariacką, aktywność społeczną i polityczną czy udział w wyborach powszechnych. Grupą szczególnie zróżnicowaną ze względu na udział w wyborach są ludzie młodzi. Udział osób w wieku 25–34 lata z wykształceniem wyższym, które biorą udział w wyborach, jest w krajach OECD średnio o 27 p.proc. większy niż ich rówieśników z wykształceniem poniżej średniego. W Niemczech różnica ta sięga blisko 50 p.proc. Jeśli zaś chodzi o aktywność na rzecz społeczności lokalnej, to w Polsce, podobnie jak w innych krajach, skala zaangażowania wyraźnie rośnie wraz z wykształceniem (wykr. 3).

WYKR. 3. UDZIAŁ OSÓB ANGAŻUJĄCYCH SIĘ W DZIAŁANIA NA RZECZ SPOŁECZNOŚCI LOKALNEJ (gminy, miejscowości, osiedla, najbliższego sąsiedztwa) WEDŁUG POZIOMU WYKSZTAŁCENIA W 2015 R.



Od dawna ukształtowaną prawidłowością (której mechanizm przyczynowo-skutkowy wydaje się dość złożony) jest wzrost przeciętnej długości trwania życia wraz ze wzrostem poziomu wykształcenia⁹. Dotyczy to większości krajów, niezależnie od stopnia ich rozwoju gospodarczego czy systemu kształcenia (wykr. 4). W krajach wyżej rozwiniętych różnice dotyczące oczekiwanej długości życia w zależności od poziomu wykształcenia są mniejsze aniżeli w krajach słabiej rozwiniętych.

WYKR. 4. RÓŻNICE W ŚREDNIEJ DALSZEJ DŁUGOŚCI TRWANIA ŻYCIA POMIĘDZY OSOBAMI W WIEKU 30 LAT Z WYKSZTAŁCENIEM WYŻSZYM ORAZ NIŻSZYM NIŻ ŚREDNIE W WYBRANYCH KRAJACH W 2010 R. (w latach)



^a 2009 r., ^b 2005 r., ^c 2006 r., ^d 2008 r., ^e 2007—2010.

Źródło: OECD (2017b).

Dane z wyk. 4 dotyczące Polski należy interpretować następująco: wśród 30-letnich mężczyzn przeciętna oczekiwana długość życia tych, którzy zdobyli wykształcenie wyższe, jest większa o 12 lat niż tych, którzy mają wykształcenie poniżej średniego, a wśród kobiet różnica wynosi niecałe 5 lat (4,8). Pomiędzy 2008 a 2010 r. różnice te zmniejszyły się o 0,2 roku w przypadku obu płci

⁹ Część autorów dowodzi, że *wykształcenie jest jednym z najlepszych predyktorów oczekiwanej długości trwania życia (Education is one of the best predictors of life expectancy)* (Kaplan, Spittel i Zeno, 2014, s. 189). Szerzej na temat zależności między długością życia a wybranymi cechami biologicznymi, demograficznymi i psychospołecznymi oraz wykształceniem — Kaplan, Howard, Safford i Howard (2015).

(Szreder, 2013, s. 1—5), niemniej jednak wciąż są znacznie większe (szczególnie w odniesieniu do mężczyzn) od średniej dla krajów OECD.

Podsumowanie

Dla borykającej się z niedostatkiem pracowników polskiej gospodarki korzystne jest posiadanie wysokiego — równego średniej dla krajów OECD — wskaźnika młodych ludzi z wyższym wykształceniem. Wykazują oni bowiem wyraźnie wyższą aktywność zawodową niż osoby o niższym poziomie wykształcenia. Wśród osób mających dyplom wyższej uczelni stopa bezrobocia jest niemal dwukrotnie niższa niż w grupie ze średnim wykształceniem i ponad dwuipółkrotnie niższa niż w grupie z wykształceniem zasadniczym zawodowym lub niższym. Lepiej wykształcone osoby częściej od innych korzystają z różnych sposobów podnoszenia swoich kwalifikacji w wieku dorosłym.

Pracujący absolwenci szkół wyższych częściej deklarują zadowolenie z pracy i z życia niż osoby o niższym poziomie wykształcenia. Ponadto ci pierwsi częściej angażują się w działania wolontariackie oraz działania na rzecz społeczności lokalnych.

Teza o celowości zmniejszenia odsetka młodych osób podejmujących naukę w szkołach wyższych nie znajduje potwierdzenia w danych statystycznych. Dążenie do wzmocnienia impulsu innowacyjności w polskiej gospodarce, wraz z postępującymi w skali globalnej automatyzacją i robotyzacją, każe postrzegać kształcenie młodzieży w perspektywie dalszej niż tylko bieżące, krótkookresowe potrzeby pracodawców. Brakowi rąk do pracy w dynamicznie rozwijającej się polskiej gospodarce może zaradzić odpowiednia polityka aktywizacji zawodowej i imigracji zarobkowej, a nie zmniejszanie liczby osób z wyższym wykształceniem.

prof. dr hab. Mirosław Szreder — *Uniwersytet Gdański*

LITERATURA

- ABSL. (2017). *Business Services Sector in Poland 2017*. Pobrano z: http://absl.pl/wp-content/uploads/delightful-downloads/2017/02/oferta_2017_EN.pdf.
- Badora, B. (2017). Zadowolenie z życia. *Komunikat z badań CBOS*, (3).
- Czapiński, J., Panek, T. (red.). (2015). *Diagnoza społeczna 2015. Warunki i jakość życia Polaków*. Warszawa: Rada Monitoringu Społecznego.
- Głowacki, A. (2017). Czy warto się kształcić? *Komunikat z badań CBOS*, (62).
- GUS. (2017a). *Aktywność ekonomiczna ludności Polski (II kwartał 2017)*. Warszawa: GUS.
- GUS. (2017b). *Kapitał ludzki w Polsce w latach 2012—2016*. Warszawa: GUS.
- MNiSW. (2016). *Jakość nauczania zamiast masowości — wicepremier Jarosław Gowin w Łodzi*. Pobrano z: <http://www.nauka.gov.pl/aktualnosci-ministerstwo/jakosc-nauczania-zamiast-masowosci-wicepremier-jaroslaw-gowin-w-lodzi.html>.

- Kaplan, R. M., Howard, V. J., Safford, M. M., Howard, G. (2015). Educational attainment and longevity: results from the REGARDS U.S. national cohort study of blacks and whites. *Annals of Epidemiology*, 25(5).
- Kaplan, R. M., Spittel, L. M., Zeno, T. L. (2014). Educational Attainment and Life Expectancy. *Policy Insights from the Behavioral and Brain Sciences*, 1(1).
- Kopańko, K. (2016). *Powinno nam zależeć na tym, aby polskie firmy rozszerzały swoją działalność na światowe rynki* (wywiad z Jarosławem Gowinem). Pobrano z: <https://www.spidersweb.pl/2016/06/wywiad-jaroslaw-gowin.html>.
- OECD. (2013). *Education Indicators in Focus*. Paris: OECD Publishing.
- OECD. (2017a). *Education at a Glance 2017: OECD Indicators (2017)*. Paris: OECD Publishing.
- OECD. (2017b). *Health at a Glance 2017: OECD Indicators (2017)*. Paris: OECD Publishing.
- Szreder, M. (2013). Wykształcenie a długość i jakość życia. *Polityka Społeczna*, (7).

Summary. *The aim of the article is to answer the question whether it would be appropriate to reduce the percentage of young people who decide to complete the higher education before taking up employment. Increasing lack of employees in Poland and the attempts undertaken by the Ministry of Science and Higher Education in order to improve the quality of academic education by moving away from mass education, make this question extremely current.*

The research uses data for the years 2008—2017 taken from the resources of the OECD, Statistics Poland and the Public Opinion Research Center. The results of the conducted analyses, considering all levels of education, indicated that people who completed tertiary education, both in Poland and abroad, are characterised by the highest economic activity rate and are the most willing to take part in vocational programmes at an adult age. For many years, graduates of higher education institutions in Poland have been the least exposed to unemployment. Taking into account other benefits from education — in individual and social terms — the claim that the economic or social development of the country will be facilitated by the reduction of the percentage of young people obtaining higher education is not justified.

Keywords: educational attainment, economic activity, labour market, job satisfaction, life expectancy.

Rafał WISŁA
Katarzyna FILIPOWICZ
Tomasz TOKARSKI

Zróżnicowanie rozwoju ekonomicznego krajów UE na podstawie grawitacyjnego modelu wzrostu

Streszczenie. *Artykuł ma na celu przedstawienie zróżnicowania rozwoju ekonomicznego krajów Unii Europejskiej (UE) w latach 2000—2015 oraz symulacje zmian wydajności pracy w perspektywie do 2050 r. W badaniu wykorzystano dwa agregaty makroekonomiczne opisujące dynamikę procesów rozwojowych, tj. wydajność pracy oraz kapitał rzeczowy przypadający na pracującego w powiązaniu z tzw. efektami grawitacyjnymi. Oparto się na danych Europejskiej Komisji Gospodarczej (United Nations Economic Commission for Europe — UNECE).*

Wyniki skłaniają do sformułowania dwóch kluczowych wniosków. Po pierwsze, przy założeniu utrzymania średniej krajowej stopy inwestycji z okresów 2000—2015, 2000—2008 i 2009—2015 w perspektywie do 2050 r. najsilniejszą średnioroczną dynamikę zmian wydajności pracy obserwuje się w krajach zaliczanych do grupy postkomunistycznej. Po drugie, przyjęcie dla okresu 2016—2050 średniej stopy inwestycji dla gospodarki UE z okresów 2000—2015, 2000—2008 i 2009—2015 skłania do przypuszczenia, że w 2050 r. wydajność pracy trzech dużych grup krajów objętych analizą (UE-28, UE-15 i kraje postkomunistyczne) będzie się kształtować na bardzo podobnym poziomie.

Słowa kluczowe: zróżnicowanie rozwoju, grawitacyjny model wzrostu, wydajność pracy.

JEL: E27, O11

Celem niniejszego opracowania jest analiza przestrzennego zróżnicowania rozwoju ekonomicznego krajów Unii Europejskiej (UE) w latach 2000—2015¹

¹ Wybór tego przedziału czasu wynika z dostępności danych statystycznych na stronie Europejskiej Komisji Gospodarczej (United Nations Economic Commission for Europe — UNECE; <http://w3.unece.org>).

oraz symulacja zmian wartości wybranego parametru makroekonomicznego — wydajności pracy — do roku 2050. Do osiągnięcia tego celu wykorzystano dwa agregaty makroekonomiczne opisujące dynamikę procesów rozwojowych, tj. wydajność pracy (PKB na pracującego) oraz kapitał rzeczowy przypadający na pracującego w powiązaniu z tzw. efektami grawitacyjnymi w krajach UE. Analizy przeprowadzono z wykorzystaniem grawitacyjnego modelu wzrostu gospodarczego zaproponowanego w pracach: Mroczek, Tokarski i Trojak (2014) oraz Filipowicz i Tokarski (2016a).

ISTOTA GRAWITACYJNEGO MODELU WZROSTU GOSPODARCZEGO

Grawitacyjny model wzrostu gospodarczego nawiązuje konstrukcją do modelu wzrostu Solowa (1956), a właściwie stanowi jego rozszerzenie o tzw. efekt grawitacyjny. W modelu zakłada się, że pomiędzy skończoną liczbą N krajów lub regionów ($N \geq 2$) występują pewne oddziaływania. Są one opisane przez indywidualne oraz łączne efekty grawitacyjne. Zbiór N krajów, pomiędzy którymi zachodzą owe interakcje, oznaczono jako G (w przypadku krajów UE $G = \{1, 2, \dots, 28\}$).

Proces produkcyjny w j -tym kraju opisany jest przez funkcję wydajności pracy opartą na funkcji produkcji typu Cobba-Douglasa (Żółtowska, 1997; Tokarski, 2009, 2011)²:

$$\forall j \in G y_j(t) = a_j (g_j(t))^\beta (k_j(t))^\alpha \quad a_j > 0 \wedge \alpha, \beta \in (0,1) \wedge \beta < \frac{1-\alpha}{2} \quad (1)$$

gdzie:

y_j — wydajność pracy w j -tym kraju,

k_j — kapitał rzeczowy przypadający na pracującego w j -tym kraju,

a_j — część łącznej produktywności czynników produkcji wynikająca z działania efektów indywidualnych w j -tym kraju³,

g_j^β — część łącznej produktywności czynników produkcji wynikająca z działania efektów grawitacyjnych w j -tym kraju,

g_j — łączny efekt grawitacyjny oddziałujący na j -ty kraj.

² Zakłada się, że wszystkie występujące dalej zmienne makroekonomiczne są różniczkowalnymi funkcjami czasu t . Zapis $\dot{x}(t) = \frac{dx}{dt}$ oznacza pierwszą pochodną zmiennej x po czasie t , czyli przyrost wartości zmiennej x w momencie t .

³ Zróżnicowanie a_j może wynikać m.in. ze zróżnicowania kapitału ludzkiego w analizowanych krajach lub być skutkiem różnych instytucjonalnych albo sektorowych struktur badanych gospodarek (modele Lucasa, 1988 czy Mankiwa, Romera i Weila, 1992, por. też Malaga i Kliber, 2007 lub Roszkowska, 2013).

Ponadto α i β oznaczają elastyczność wydajności pracy względem (kolejno) kapitału na pracującego i łącznego efektu grawitacyjnego.

Indywidualne efekty grawitacyjne, łączące kraj j -ty z krajem m -tym, opisują równania⁴:

$$\forall j, m \in G \wedge m \neq j \quad g_{jm}(t) = \frac{k_j(t)k_m(t)}{d_{jm}^2} \quad (2)$$

gdzie d_{jm} — odległość łącząca stolicę kraju j -tego ze stolicą kraju m -tego.

Łączny efekt grawitacyjny w gospodarce j -tej stanowi średnią geometryczną z indywidualnych efektów grawitacyjnych, czyli:

$$\forall j \in G \quad g_j(t) = \sqrt[N-1]{\prod_{m \in G \wedge m \neq j} g_{jm}(t)} \quad (3)$$

Równania przyrostów kapitału na pracującego (podobnie jak w oryginalnym modelu Solowa) w każdym z krajów dane są wzorami:

$$\forall j \in G \quad \dot{k}_j(t) = s_j y_j(t) - \mu_j k_j(t) \quad s_j \in (0,1) \wedge \mu_j > 0 \quad (4)$$

gdzie:

s_j — stopa inwestycji w j -tym kraju,

μ_j — stopa ubytku kapitału na pracującego w j -tym kraju, będąca sumą stopy deprecjacji kapitału i stopy wzrostu liczby pracujących.

Założenia te można sprowadzić do następującego układu równań różniczkowych (Mroczek i in., 2014):

$$\forall j \in G \quad \dot{k}_j(t) = \frac{s_j a_j}{d_j^{\gamma\beta}} \prod_{m \in G \wedge m \neq j} (k_m(t))^{\frac{\beta}{N-1}} (k_j(t))^{\alpha+\beta} - \mu_j k_j(t) \quad (5)$$

gdzie d_j — średnia geometryczna z odległości stolicy j -tego kraju do stolic pozostałych krajów ($d_j = \sqrt[N-1]{\prod_{m \in G \wedge m \neq j} d_{jm}}$).

⁴ Równania (2) bezpośrednio nawiązują do prawa powszechnej grawitacji Newtona, w którym siła, z jaką dwa ciała oddziałują na siebie, jest wprost proporcjonalna do iloczynu ich mas oraz odwrotnie proporcjonalna do kwadratu odległości między nimi.

Układ równań (5) ma nietrywialny, asymptotycznie stabilny punkt stacjonarny, który z perspektywy ekonomicznej jest punktem długookresowej równowagi modelu. Zachodzą w nim następujące związki (Mroczek i in., 2014):

$$\forall j \in G \ln k_j^* = \frac{\frac{\beta}{(N-1)(1-\alpha-2\beta)} \sum_{m \in G} \ln \left(\frac{s_m a_m}{\mu_m d_m^{\gamma\beta}} \right) + \ln \left(\frac{s_j a_j}{\mu_j d_j^{\gamma\beta}} \right)}{1 - \alpha - \frac{N-2}{N-1} \beta} \quad (6)$$

oraz

$$\begin{aligned} \forall j \ln y_j^* = & \ln \frac{a_j}{d_j^{\gamma\beta}} + \frac{\alpha + \frac{N-2}{N-1} \beta}{1 - \alpha - \frac{N-2}{N-1} \beta} \ln \frac{s_j a_j}{\mu_j d_j^{\gamma\beta}} + \\ & + \frac{\beta}{(N-1)(1-\alpha-2\beta) \left(1 - \alpha - \frac{N-2}{N-1} \beta\right)} \sum_{m \in G} \ln \frac{s_m a_m}{\mu_m d_m^{\gamma\beta}} \end{aligned} \quad (7)$$

Z równań (6) i (7) wynika, że w warunkach długookresowej równowagi analizowanego modelu wzrost kapitału i produkcja przypadające na pracującego w danym kraju są tym większe, im:

- wyższa jest stopa inwestycji s_j oraz niższa jest stopa ubytku kapitału na pracującego μ_j w tym kraju;
- bardziej centralnie położony jest dany kraj (czyli im niższa jest średnia geometryczna z odległości d_{jm});
- wyższa jest średnia geometryczna $\sqrt[N-1]{\prod_{m \in G \wedge m \neq j} s_m}$ ze stóp inwestycji w pozostałych krajach oraz niższa jest średnia geometryczna $\sqrt[N-1]{\prod_{m \in G \wedge m \neq j} \mu_m}$ ze stóp ubytku kapitału na pracującego w tych krajach;
- większe są efekty indywidualne charakteryzujące kraj j -ty a_j , a także wyższa jest średnia geometryczna z efektów indywidualnych $\sqrt[N-1]{\prod_{m \in G \wedge m \neq j} a_m}$ w pozostałych krajach (Mroczek i in., 2014; Filipowicz i Tokarski, 2016a).

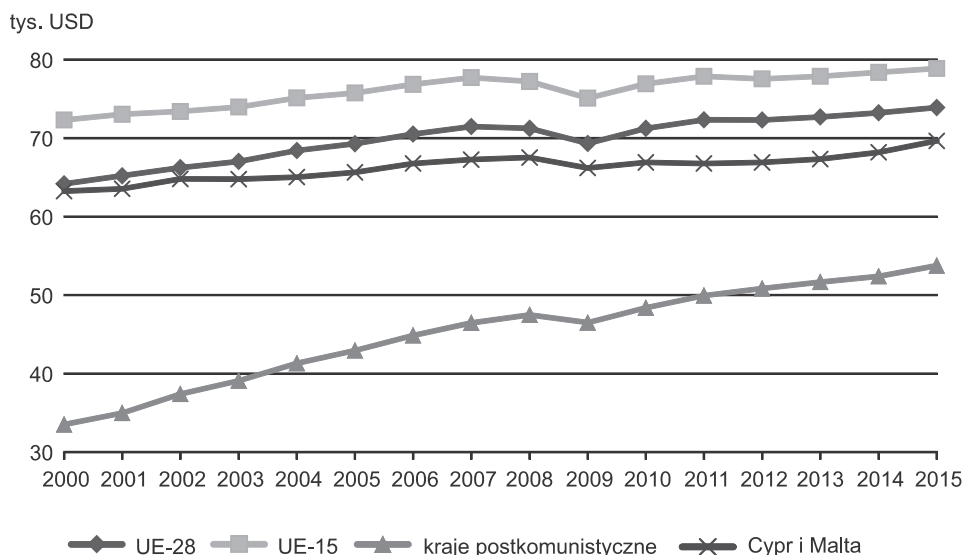
ZRÓŻNICOWANIE WYDAJNOŚCI PRACY, KAPITAŁU RZECZOWEGO PRZYPADAJĄCEGO NA PRACUJĄCEGO I EFEKTU GRAWITACYJNEGO W KRAJACH UE

Na potrzeby badania wyróżniono cztery grupy krajów UE:

- wszystkie kraje (UE-28);
- kraje sprzed rozszerzenia UE w 2004 r., czyli tzw. starej UE (UE-15);
- kraje postkomunistyczne, będące obecnie członkami UE;
- Cypr i Maltę.

Na wyk. 1 pokazano trajektorie wydajności wyróżnionych grup krajów.

WYKR. 1. WYDAJNOŚĆ PRACY W GRUPACH KRAJÓW UE
(ceny stałe z 2015 r.)



Źródło: obliczenia własne na podstawie danych UNECE (<http://w3.unece.org/PXWeb/en>).

Z wyk. 1 oraz z danych statystycznych dotyczących wydajności pracy w krajach UE w analizowanym okresie (np. Filipowicz i Tokarski, 2016b) wynika, co następuje:

- w UE-28 wydajność pracy⁵ wzrosła z 64,2 tys. USD w 2000 r. do 71,2 tys. USD w 2008 r. oraz do 73,9 tys. USD w 2015 r. W krajach UE-15 wynosiła ona odpowiednio: 72,3 tys. USD, 77,2 tys. USD oraz 78,9 tys. USD, w krajach postkomunistycznych: 33,5 tys. USD, 47,5 tys. USD i 53,8 tys. USD, a na Cyprze i Malcie: 63,3 tys. USD, 67,5 tys. USD oraz 69,7 tys. USD. Oznacza to, że w analizowanym okresie wydajność pracy rosła w krajach UE w średniorocznym tempie 0,95%; najszybciej wzrost ten następował w krajach postkomunistycznych (3,20%), następnie na Cyprze i Malcie (0,64%), najwolniej zaś w starych krajach UE (0,58%). Przed światowym kryzysem finansowym (czyli przed rokiem 2008) średnioroczna stopa wzrostu PKB na pracującego w UE-28 była równa 1,31%, w krajach postkomunistycznych — 4,46%, a w krajach UE-15 oraz na Cyprze i Malcie — po 0,82%. W latach 2009—2015 jej wartość spadła do (odpowiednio): 0,53%, 0,30%, 1,79% oraz 0,44%;
- luka rozwojowa pod względem PKB na pracującego między krajami postkomunistycznymi a Cyprzem i Maltą była większa niż 15 lat;

⁵ Ta i wszystkie podane dalej wielkości makroekonomiczne wyrażone w jednostkach pieniężnych przeliczono na ceny stałe przy parytecie siły nabywczej z 2015 r.

- w wyniku zróżnicowania stopy wzrostu wydajności pomiędzy badanymi grupami krajów wydajność pracy w krajach postkomunistycznych wzrosła z 46,3% wydajności pracy w UE-15 w 2000 r. do 61,5% w 2008 r. oraz 68,2% w 2015 r., a na Cyprze i Malcie — do 87,5% w 2000 r. i 88,3% w 2008 r. Świadczy to o tym, że kraje postkomunistyczne w latach 2000—2015 znacznie zniwelowały dystans rozwojowy w stosunku do krajów starej UE, natomiast dystans między Cyprzem i Maltą a UE-15 właściwie się nie zmienił;
- w dużych gospodarkach starej UE wydajność pracy wzrosła: we Francji z 74,7 tys. USD w 2000 r. (co stanowiło wówczas 116,4% średniej wydajności pracy w badanej grupie krajów) do 82,4 tys. USD (111,5%) w 2015 r., w Hiszpanii — odpowiednio z 68,0 tys. USD (105,9%)⁶ do 75,6 tys. USD (102,3%), w Niemczech — z 68,2 tys. USD (106,2%) do 74,8 tys. USD (101,2%), w Wielkiej Brytanii — z 76,8 tys. USD (119,7%) do 87,2 tys. USD (118,0%), zaś we Włoszech — z 78,0 tys. USD (121,5%) do 73,3 tys. USD (99,1%). W krajach Grupy Wyszehradzkiej natomiast wydajność pracy rosła w omawianym okresie odpowiednio: w Czechach — z 41,6 tys. USD (64,8%) do 57,6 tys. USD (78,0%), w Polsce — z 35,2 tys. USD (56,5%) do 56,2 tys. USD (76,1%), na Słowacji — z 36,6 tys. USD (56,9%) do 59,5 tys. USD (80,5%) oraz na Węgrzech — z 40,7 tys. USD (63,4%) do 53,6 tys. USD (72,6%).

Z uwagi na to, że w witrynie UNECE (<http://w3.unece.org/PXWeb/en>) autorzy nie znaleźli danych statystycznych dotyczących zasobów kapitału rzeczowego w krajach UE, zasoby te (niezbędne do obliczenia kapitału na pracującego oraz efektu grawitacyjnego) oszacowano według prostej procedury:

1. Wykorzystano równanie akumulacji kapitału o postaci⁷

$$\Delta K_t = I_t - \delta K_{t-1} \quad (8)$$

gdzie:

- K_t — zasób kapitału rzeczowego w roku t ,
 I_t — strumień inwestycji w ów zasób,
 $\delta \in (0; 1)$ — stopa deprecjacji kapitału rzeczowego.

Z równania (8) wynika, że:

$$K_t = I_t + (1 - \delta)K_{t-1}$$

⁶ Wysoki (w stosunku do Niemiec i Wielkiej Brytanii) poziom wydajności pracy w gospodarce hiszpańskiej wynikał w dużej mierze z wysokiego bezrobocia strukturalnego. Stosunek liczby pracujących do liczby ludności w tym kraju (w latach 2000—2015 średnio 42,6%) jest znacznie mniejszy niż w gospodarce niemieckiej (49,8%) i brytyjskiej (47,2%).

⁷ Dla uproszczenia zapisów w równaniach (8) i (9) pominięto subskrypty i odnoszące się do kolejnych krajów.

co prowadzi do zależności

$$K_t = \sum_{\tau=0}^{\infty} (1 - \delta)^{\tau} I_{t-\tau} \quad (9)$$

2. Ponieważ wyrażenia $(1 - \delta)^{\tau}$ w równaniu (9) są elementami malejącego ciągu geometrycznego, a zazwyczaj $I_t > I_{t-1}$, to również wyrażenia $(1 - \delta)^{\tau} I_{t-\tau}$ są elementami pewnego malejącego ciągu zbieżnego do zera. Zachodzi zatem przybliżona równość:

$$K_t = \sum_{\tau=0}^{\infty} (1 - \delta)^{\tau} I_{t-\tau} \approx \sum_{\tau=0}^n (1 - \delta)^{\tau} I_{t-\tau} \quad (10)$$

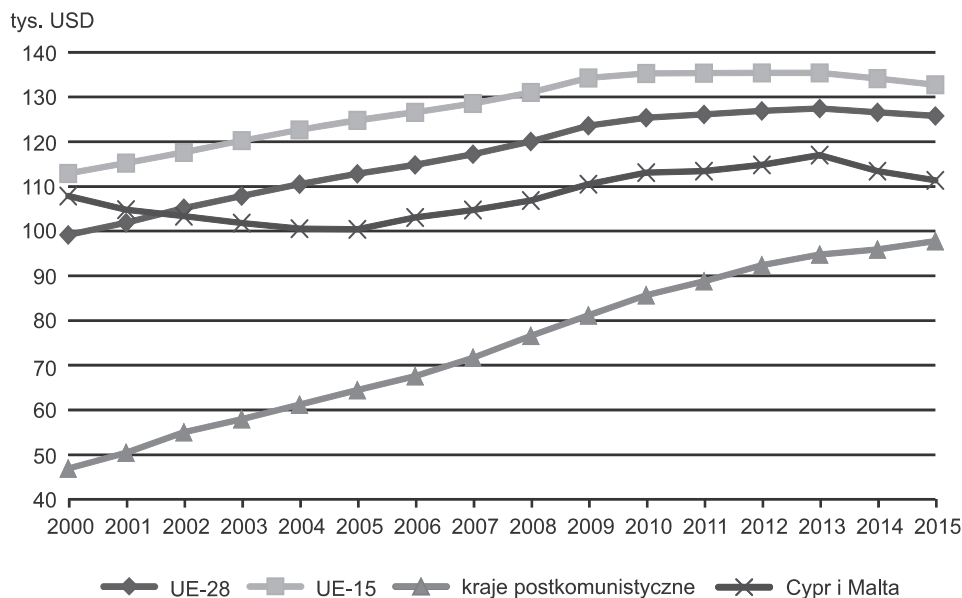
przy czym im dłuższy jest horyzont czasowy (czyli im większe jest n), tym lepsze (dokładniejsze) jest przybliżenie (10). Ponieważ — jak już wspomniano — w witrynie <http://w3.unece.org/PXWeb/en> dostępne są jedynie dane o inwestycjach w krajach UE za lata 1990—2015, zatem w celu oszacowania kapitału rzeczowego za lata 2000—2015 autorzy wykorzystali równanie (10), przyjmując $n = 10$ i stopę deprecjacji kapitału δ na poziomie 5%⁸.

Zastosowanie przedstawionej procedury pozwoliło na oszacowanie kapitału rzeczowego za lata 2000—2015 na podstawie danych statystycznych z lat 90. XX w. dotyczących wielkości nakładów inwestycyjnych. To zaś umożliwiło oszacowanie kapitału na pracującego w analizowanych grupach krajów (wykr. 2).

Z wykr. 2 można wyciągnąć następujące wnioski:

- oszacowany kapitał na pracującego w grupie UE-28 w 2000 r. wynosił średnio 99,1 tys. USD, w UE-15 — 112,9 tys. USD, w krajach postkomunistycznych — 46,9 tys. USD, zaś na Cyprze i Malcie — 107,8 tys. USD. Tym samym wartość kapitału na pracującego w krajach postkomunistycznych oraz na Cyprze i Malcie stanowiła odpowiednio 41,6% i 95,5% wartości tej zmiennej makroekonomicznej w krajach UE-15;
- wartość owej zmiennej w 2008 r. w grupie UE-28 wynosiła 120,1 tys. USD, w UE-15 — 131,0 tys. USD, w krajach postkomunistycznych — 76,6 tys. USD (58,5% wartości dla UE-15), a na Cyprze i Malcie — 106,9 tys. USD (spadek do 81,6% wartości dla UE-15);
- w 2015 r. było to: 125,8 tys. USD w UE-28, 132,7 tys. USD w UE-15, 97,7 tys. USD w krajach postkomunistycznych (73,6% kapitału na pracującego w UE-15) oraz 111,3 tys. USD na Cyprze i Malcie (83,9% wartości dla UE-15);

⁸ Oszacowane na podstawie równania (10) zasoby kapitału rzeczowego są jedynie przybliżoną wartością owej zmiennej makroekonomicznej. Przybliżenia te uwzględniają tylko zasoby kapitału rzeczowego powstałe w wyniku inwestycji realizowanych w ostatnich 10 latach, zatem zazwyczaj opisują one względnie najnowocześniejsze (a tym samym — najbardziej produktywne) zasoby kapitałowe.

**WYKR. 2. OSZACOWANIE KAPITAŁU NA PRACUJĄCEGO W GRUPACH KRAJÓW UE
(ceny stałe z 2015 r.)**


Źródło: jak przy wyk. 1.

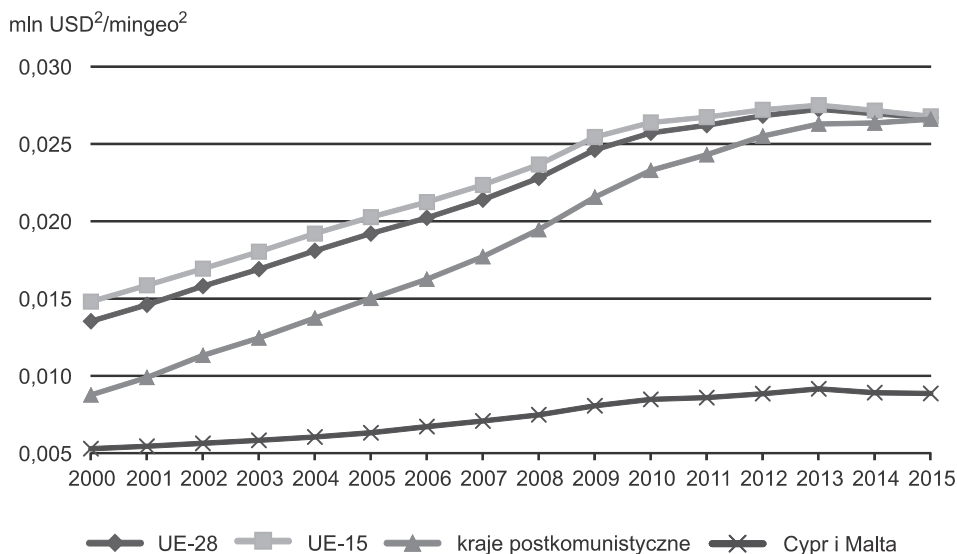
- ponieważ kraje postkomunistyczne należące do UE nie osiągnęły w 2015 r. wartości kapitału na pracującego Cypru i Malty z 2000 r., zatem również pod względem tej zmiennej luka rozwojowa między omawianymi dwoma grupami krajów przekraczała 15 lat;
- na podstawie porównania średniorocznej stopy wzrostu oszacowanego kapitału na pracującego w analizowanych grupach krajów zarówno w całym badanym okresie, jak i w latach 2000—2008 oraz 2009—2015 można stwierdzić, że ponieważ w latach 2000—2015 średnia stopa wzrostu owej zmiennej w UE-28 wynosiła 1,60%, w UE-15 — 1,08%, w krajach postkomunistycznych — 5,01%, a na Cyprze i Malcie — 0,21%, to w pierwszych 15 latach XXI w. nastąpiła bardzo szybka konwergencja (pod względem analizowanej zmiennej) postkomunistycznych członków UE do pozostałych jej członków. Z kolei porównanie stopy wzrostu oszacowań kapitału na pracującego w latach 2000—2008 (2,42% w UE-28, 1,88% w UE-15, 6,31% w krajach postkomunistycznych oraz -0,11% na Cyprze i Malcie) i 2009—2015 (0,67% w UE-28, 0,18% w UE-15, 3,54% w krajach postkomunistycznych oraz 0,59% na Cyprze i Malcie) pozwala zauważyć, że od rozpoczęcia światowego kryzysu (2008) w każdej grupie krajów poza Cyprem i Malcią spadło tempo akumulacji kapitału i w okresie 2009—2015 było niższe niż przed rokiem 2008;
- we Francji oszacowany kapitał na pracującego wzrósł z 121,8 tys. USD (122,9% UE-28) w 2000 r. do 152,4 tys. USD (121,2%) w 2015 r., w Hiszpanii

— z 110,5 tys. USD (111,5%) do 154,0 tys. USD (122,5%), w Niemczech — z 116,2 tys. USD (117,3%) do 120,4 tys. USD (95,7%), w Wielkiej Brytanii — z 104,1 tys. USD (105,0%) do 116,1 tys. USD (92,3%), zaś we Włoszech — z 116,2 tys. USD (117,2%) do 125,5 tys. USD (99,8%). W krajach Grupy Wyszehradzkiej wskaźniki te w latach 2000 i 2015 wynosiły odpowiednio: w Czechach — 90,3 tys. USD (91,1%) i 124,3 tys. USD (98,8%), w Polsce — 42,7 tys. USD (43,0%) i 87,0 tys. USD (69,2%), na Słowacji — 73,5 tys. USD (74,2%) i 106,0 tys. USD (84,3%) oraz na Węgrzech — 58,4 tys. USD (58,9%) i 94,2 tys. USD (74,9%).

Na podstawie dokonanych uprzednio oszacowań kapitału na pracującego oraz ze wzorów (2) i (3) policzono wartość łącznego efektu grawitacyjnego w krajach UE w latach 2000—2015. Przy obliczaniu odległości d_{jm} wykorzystano współrzędne geograficzne stolic krajów unijnych oraz zastosowano twierdzenie Pitagorasa; w ten sposób uzyskano odległości w linii prostej pomiędzy parami stolic, wyrażone w minutach geograficznych (dalej: mingeo). Ponieważ wyszacowany kapitał na pracującego wyrażony jest w tys. USD, iloczyny $k_{jt}k_{mt}$ wyrażono w mln USD², a zatem wartości efektu grawitacyjnego są podane w mln USD²/mingeo²⁹.

Na wykr. 3 zilustrowano kształtowanie się trajektorii efektu grawitacyjnego w krajach UE-28, UE-15, krajach postkomunistycznych oraz na Cyprze i Malcie.

WYKR. 3. EFEKT GRAWITACYJNY W GRUPACH KRAJÓW UE
(ceny stałe z 2015 r.)



Źródło: jak przy wykr. 1.

⁹ Analogicznie do jednostek miar w fizyce: przyspieszenie mierzy się w m/s², zaś siłę w Newtonach, a $N = \frac{kg \cdot m}{s^2}$.

Z wykr. 3 wynika, że:

- w grupie UE-28 efekt grawitacyjny wzrósł z 0,0135 mln USD²/mingeo² w 2000 r. do 0,0267 mln USD²/mingeo² w 2015 r. W całym analizowanym przedziale czasu średnioroczna stopa wzrostu tej zmiennej wynosiła 4,64%, w latach 2000—2008 — 6,74%, natomiast w latach 2009—2015 — tylko 2,29%;
- wśród członków „starej” Unii wartość efektu grawitacyjnego wzrosła z 0,0148 mln USD²/mingeo² w 2000 r. do 0,0268 mln USD²/mingeo² w 2015 r. W latach 2000—2015 średnie tempo wzrostu tej zmiennej w UE-15 wynosiło 4,03%, w latach 2000—2008 — 6,04%, zaś w latach 2009—2015 — 1,78%;
- w krajach postkomunistycznych efekt grawitacyjny w roku 2000 wynosił zaledwie 0,0088 mln USD²/mingeo², a w roku 2015 osiągnął wartość bardzo zbliżoną do charakteryzującej UE-15 (0,0266 mln USD²/mingeo²). Było to wynikiem, po pierwsze, znacznie szybszej akumulacji kapitału rzeczowego w tych krajach niż wśród pozostałych członków UE (wykr. 2), a po drugie — bardzo korzystnego (ze względu na efekt grawitacyjny) położenia geograficznego;
- średnioroczna stopa wzrostu efektu grawitacyjnego w postkomunistycznych krajach UE wynosiła 7,68% w całym badanym okresie, 10,48% — w latach 2000—2008 oraz 4,57% w latach 2009—2015;
- wartość efektu grawitacyjnego Cypru i Malty, położonych peryferyjnie, była bardzo mała (w 2000 r. — 0,0053 mln USD²/mingeo², w 2015 r. — 0,089 mln USD²/mingeo²). Średnioroczna stopa wzrostu efektu grawitacyjnego również była znacznie niższa niż w pozostałych gospodarkach UE (3,49% w całym badanym okresie, 4,42% w latach 2000—2008 oraz 2,45% w okresie 2009—2015).

W grupie dużych gospodarek UE-15 najwyższy efekt grawitacyjny notowano w Niemczech (w 2000 r. 0,0227 mln USD²/mingeo², czyli 168,1% średniej wartości tego efektu w UE-28, a w 2015 r. odpowiednio 0,0376 mln USD²/mingeo² i 140,6%), następnie we Włoszech (w 2000 r. 0,0159 mln USD²/mingeo², czyli 117,5% wartości tego efektu w UE-28, a w 2015 r. odpowiednio 0,0237 mln USD²/mingeo² i 102,1%), we Francji (w 2000 r. 0,0141 mln USD²/mingeo², czyli 104,3% , a w 2015 r. 0,0280 mln USD²/mingeo², czyli 104,7%), w Wielkiej Brytanii (w 2000 r. 0,0093 mln USD²/mingeo², czyli 68,9%, a w 2015 r. 0,0165 mln USD²/mingeo², czyli 61,9%) i w Hiszpanii (0,0056 mln USD²/mingeo², czyli 41,1% w 2000 r. i 0,0122 mln USD²/mingeo², czyli 45,8% w 2015 r.).

W krajach Grupy Wyszehradzkiej bardzo podobnym poziomem efektu grawitacyjnego charakteryzowały się Czechy i Słowacja. W Czechach siła efektu grawitacyjnego w 2000 r. wynosiła 0,0211 mln USD²/mingeo² (155,8% średniej w UE-28), a w roku 2015 — 0,0458 mln USD²/mingeo² (171,5%), zaś na Słowacji — 0,0198 (146,%) w 2000 r. i 0,0450 mln USD²/mingeo² (168,7%) w 2015 r. Na Węgrzech i w Polsce notowano niższe wartości, odpowiednio: 0,0128 mln USD²/mingeo² (94,4%) w 2000 r. i 0,0323 mln USD²/mingeo² (120,9%) w 2015 r. oraz 0,0073 mln USD²/mingeo² (54,3%) w 2000 r. i 0,0233 mln USD²/mingeo² (87,3%) w 2015 r.

KALIBRACJA PARAMETRÓW MODELU

Dokonano kalibracji parametrów funkcji wydajności pracy (w czasie dyskretnym):

$$y_{it} = a g_{it}^{\beta} k_{it}^{\alpha} \quad (11)$$

gdzie:

y_{it} — wydajność pracy,
 k_{it} — kapitał na pracującego,
 g_{it} — łączne efekty grawitacyjne (w kraju i -tym UE w roku t),
 $a > 0, \alpha, \beta \in (0,1)$ — parametry funkcji (11).

Przeprowadzono ją w dwóch etapach. W pierwszym skalibrowano wartość parametru β , w drugim — wartość parametru α . Wynikało to stąd, że zmienne y_{it} i g_{it} są dość silnie współliniowe (współczynnik korelacji wyniósł 0,517).

Estymując metodą najmniejszych kwadratów (MNK) parametry równania $\ln y_{it} = b + \beta \ln g_{it}$, uzyskano oszacowania¹⁰:

$$\ln y_{it} = 4,940 + 0,197 \ln g_{it}$$

(65,263) (10,761)

$R^2 = 0,206$, skor. $R^2 = 0,204$, liczba obserwacji 448

$$\ln y_{it} - 0,1 \ln g_{it} = \ln \alpha + \alpha \ln k_{it} \quad (12)$$

Parametry równania oszacowane za pomocą MNK przedstawiają się następująco:

$$\ln y_{it} - 0,1 \ln g_{it} = 1,747 + 0,603 \ln k_{it}$$

(19,311) (31,053)

$R^2 = 0,684$, skor. $R^2 = 0,683$, liczba obserwacji 448

Ostatecznie parametry funkcji wydajności pracy skalibrowano następująco:

$$a = e^{1,747} \approx 5,737 \quad \alpha = 0,603 \quad \beta = 0,1$$

Ponieważ efekty indywidualne (*fixed effect*) objaśniały $\ln g_{it}$ w 76,1%, zaś $\ln k_{it}$ w 69,2%, pominięto je przy kalibracji parametrów funkcji wydajności pracy (11).

¹⁰ W nawiasach pod estymatorami podano odpowiednie wartości statystyki t -Studenta. R^2 (skor. R^2) oznacza współczynnik determinacji (skorygowany współczynnik determinacji).

**SYMULACJE ŚCIEŻEK WZROSTU WYDAJNOŚCI PRACY
W KRAJACH UE DO 2050 R.**

Układ równań różniczkowych (4), po skalibrowaniu wartości parametrów a, α i β , można zapisać w czasie dyskretnym następująco:

$$\left. \begin{aligned} y_{it} &= 5,737g_{it}^{0,1}k_{it}^{0,603} \\ \forall j, m \in G \wedge m \neq j \quad g_{jmt} &= \frac{k_{jt}k_{mt}}{d_{jm}^2} \\ \forall j \in G \quad g_{ji} &= \sqrt[27]{\prod_{m, j \in G \wedge m \neq j} g_{jmt}} \\ \forall j \in G \quad \Delta k_{jt} &= s_j y_{jt-1} - \mu_j k_{jt-1} \end{aligned} \right\} \quad (13)$$

Dla uproszczenia przyjęto, że $\forall j \in G \mu_j = 0,07$ (przyjęto jednolitą 7-procentową stopę ubytku kapitału na pracującego). Przyjęto sześć wariantów symulacyjnych w odniesieniu do stopy inwestycji. Założono, że w latach 2016—2050 będzie się ona kształtować tak, jak średnia stopa inwestycji dla:

- 1) poszczególnych krajów UE w latach 2000—2015,
- 2) całej gospodarki UE w latach 2000—2015,
- 3) poszczególnych krajów UE w latach 2000—2008,
- 4) całej gospodarki UE w latach 2000—2008,
- 5) poszczególnych krajów UE w latach 2009—2015,
- 6) całej gospodarki UE z lat 2009—2015.

Przyjęcie tych założeń pozwoliło na dokonanie w Excelu symulacji numerycznych ścieżek czasowych wydajności pracy, inwestycji na pracującego, kapitału na pracującego i efektu grawitacyjnego w krajach UE w latach 2016—2050.

W tablicy zestawiono symulacje wydajności pracy w wyróżnionych wariantach.

**SYMULACJE WYDAJNOŚCI PRACY W KRAJACH UE I JEJ ZMIAN MIĘDZY 2015 R. A 2050 R.^a
W RÓŻNYCH WARIANTACH DOTYCZĄCYCH STOPY INWESTYCJI (ceny stałe z 2015 r.)**

Kraje	Wydajność pracy						
	w 2015 r.	w 2050 r. w wariantach					
		1	2	3	4	5	6
tys. USD							
Austria	81,6	315,3 (386,3)	256,2 (313,9)	338,1 (414,2)	275,3 (337,3)	287,4 (352,1)	233,1 (285,5)
Belgia	92,7	255,9 (276,1)	224,6 (242,2)	261,1 (281,6)	240,9 (259,8)	249,1 (268,6)	204,8 (220,9)
Bułgaria	39,1	203,9 (521,3)	175,9 (449,9)	211,9 (541,8)	189,5 (484,7)	193,7 (495,2)	159,5 (407,9)
Chorwacja	51,1	248,4 (485,7)	223,8 (437,6)	262,7 (513,6)	241,0 (471,2)	230,7 (451,1)	203,0 (397,0)
Cypr	66,5	137,0 (206,1)	143,1 (215,4)	161,4 (242,8)	153,5 (231,0)	109,3 (164,5)	130,6 (196,5)

^a Wielkości podane w nawiasach; 2015=100.

**SYMULACJE WYDAJNOŚCI PRACY W KRAJACH UE I JEJ ZMIAN MIĘDZY 2015 R. A 2050 R.^a
W RÓŻNYCH WARIANTACH DOTYCZĄCYCH STOPY INWESTYCJI (dok.)**

Kraje	Wydajność pracy						
	w 2015 r.	w 2050 r. w wariancie					
		1	2	3	4	5	6
tys. USD							
Czechy	57,6	369,2 (640,5)	234,3 (406,4)	390,1 (676,7)	252,0 (467,2)	343,2 (595,3)	212,9 (369,3)
Dania	78,9	194,9 (246,9)	209,6 (265,6)	208,6 (264,3)	225,3 (285,4)	178,0 (225,6)	190,7 (241,7)
Estonia	55,9	278,1 (497,9)	188,8 (338,0)	303,1 (542,5)	202,8 (363,1)	248,1 (444,0)	171,9 (307,7)
Finlandia	76,6	221,9 (289,7)	193,2 (252,3)	237,7 (310,3)	207,3 (270,7)	202,6 (264,6)	176,2 (231,0)
Francja	82,4	232,2 (281,7)	206,1 (250,0)	241,7 (293,2)	221,1 (268,2)	220,2 (267,1)	187,9 (227,9)
Grecja	64,3	149,6 (232,8)	173,3 (269,7)	196,1 (305,2)	186,2 (289,8)	100,8 (156,9)	157,8 (245,5)
Hiszpania	75,6	224,5 (296,9)	167,7 (221,8)	268,6 (355,4)	179,6 (237,6)	174,9 (231,4)	153,2 (202,6)
Holandia	83,2	216,8 (260,6)	211,1 (253,7)	235,7 (283,3)	226,6 (272,4)	193,9 (233,1)	192,2 (231,0)
Irlandia	92,0	190,9 (207,4)	166,5 (180,9)	223,0 (242,3)	178,3 (193,7)	154,2 (167,5)	152,2 (165,4)
Litwa	58,5	165,9 (283,4)	182,6 (311,9)	180,5 (308,4)	196,5 (335,7)	148,3 (253,3)	165,8 (283,3)
Luksemburg	119,0	210,2 (176,7)	230,0 (193,3)	209,2 (175,8)	246,7 (207,4)	211,0 (177,3)	209,8 (176,4)
Łotwa	56,1	251,1 (448,0)	193,3 (344,8)	280,3 (500,1)	207,8 (370,6)	216,5 (386,3)	175,8 (313,6)
Malta	75,6	153,1 (202,4)	170,6 (225,5)	162,2 (214,5)	183,3 (242,3)	141,7 (187,3)	155,2 (205,2)
Niemcy	74,8	211,2 (282,5)	222,8 (297,9)	218,0 (291,6)	239,6 (320,4)	202,5 (270,8)	202,4 (270,7)
Polska	56,2	185,6 (330,1)	198,8 (353,5)	177,6 (315,9)	214,1 (380,8)	195,5 (347,7)	180,3 (320,6)
Portugalia	54,9	134,9 (245,9)	132,0 (240,6)	165,8 (302,2)	141,7 (258,3)	101,0 (184,1)	120,2 (219,1)
Rumunia	49,5	247,3 (500,0)	182,2 (368,5)	245,2 (495,9)	195,9 (396,1)	249,3 (504,1)	165,7 (335,1)
Słowacja	59,5	307,1 (516,0)	234,4 (393,9)	350,7 (589,3)	252,4 (424,2)	256,4 (431,0)	212,6 (357,4)
Słowenia	64,4	297,5 (462,2)	231,8 (360,0)	364,6 (566,4)	249,3 (387,2)	223,6 (347,3)	210,6 (327,1)
Szwecja	86,4	237,2 (274,6)	204,2 (236,4)	238,8 (276,5)	219,0 (253,5)	234,6 (271,7)	186,2 (215,6)
Węgry	53,6	241,0 (449,2)	215,8 (402,4)	260,8 (486,2)	232,5 (433,4)	216,9 (404,3)	195,7 (364,9)
Wielka Brytania	87,2	135,0 (154,8)	180,6 (207,2)	146,6 (168,1)	194,0 (222,5)	120,9 (138,7)	164,4 (188,6)
Włochy	73,3	197,2 (269,2)	205,1 (279,9)	222,0 (303,0)	220,3 (300,8)	168,1 (229,5)	186,6 (254,7)
Współczynnik zmienności wy- dajności pracy	0,244	0,261	0,147	0,261	0,148	0,285	0,146

^a Wielkości podane w nawiasach; 2015=100.

Źródło: jak przy wykr. 1.

Wyniki symulacji (tablica) pozwalają na wyprowadzenie następujących wniosków:

- przy założeniu utrzymania średniej krajowej stopy inwestycji z okresu 2000—2015 w perspektywie 2050 r. (wariant 1) największej wydajności pracy

w 2050 r. można się spodziewać w Czechach — 369,2 tys. USD, w drugiej kolejności w Austrii — 315,3 tys. USD, a następnie na Słowacji — 307,1 tys. USD. W Portugalii (w 2015 r. wydajność pracy 54,9 tys. USD) zmienna ta może w 2050 r. wynosić blisko 135 tys. USD, najmniej wśród analizowanych krajów; podobnie w Wielkiej Brytanii (135 tys. USD) oraz na Cyprze (137 tys. USD). Polska w 2015 r. plasowała się na 21 pozycji w rankingu wydajności pracy (56,2 tys. USD). Jeśli utrzyma dotychczasową średnią stopę inwestycji, to w 2050 r. będzie się znajdować na podobnej pozycji (22), z wydajnością pracy 185,6 tys. USD;

- w wariantcie 1 największy przyrost wydajności pracy w 2050 r. zostanie uzyskany w gospodarce czeskiej — 640,5 wartości referencyjnej roku 2015 (2015=100). Równie dużej zmiany należy się spodziewać w przypadku Bułgarii (521,3), Słowacji (516,0) i Rumunii (500,0). Polska ma szansę znaleźć się na 11 pozycji rankingu zmian wartości wydajności pracy między 2015 r. a 2050 r. (330,1);
- przy uwzględnieniu średniej stopy inwestycji dla całej gospodarki UE z okresu 2000—2015 dla lat 2016—2050 (wariant 2) największej wydajności pracy w 2050 r. można się spodziewać w Austrii (256,2 tys. USD); na Słowacji i w Czechach może ona wynosić odpowiednio: 234,4 tys. USD i 234,3 tys. USD. Bardzo blisko sytuują się Słowenia (231,8 tys. USD) i Luksemburg (230,0 tys. USD). Najmniejszą wydajność, niemal identyczną jak w wariantcie stopy krajowej, może uzyskać Portugalia (54,9 tys. USD w 2015 r., 132 tys. USD w 2050 r.). Polska, zajmująca w 2015 r. 21 miejsce w rankingu wydajności pracy (56,2 tys. USD), w 2050 r. awansuje na 15 pozycję (198,8 tys. USD);
- w wariantcie 2 największy przyrost wydajności pracy w roku 2050 nastąpi w Bułgarii, Chorwacji, Czechach i na Węgrzech (odpowiednio: 449,9; 437,6; 406,4 oraz 402,4 wartości referencyjnej 2015 r.). Tylko w przypadku Irlandii (180,9) oraz Luksemburga (193,3) zmiany te wynoszą poniżej dwukrotności poziomu referencyjnego. Polska ma szansę znaleźć się na 8 pozycji w rankingu (353,5);
- przy założeniu utrzymania średniej krajowej stopy inwestycji z okresu 2000—2008 w perspektywie 2016—2050 (wariant 3) największej wydajności pracy w 2050 r. można spodziewać się w Czechach (390,1 tys. USD), a następnie w Słowenii (364,6 tys. USD) i na Słowacji (350,7 tys. USD). Najmniejszą uzyska Wielka Brytania (87,2 tys. USD w 2015 r. i 146 tys. USD w 2050 r.). Na zbliżonym poziomie będą sytuować się: Cypr (161,4 tys. USD), Malta (162,2 tys. USD) i Portugalia (165,8 tys. USD). Polska zajmie 24 miejsce (177,6 tys. USD);
- w wariantcie 3 w roku 2050 nastąpi w gospodarce czeskiej (676,7 wartości referencyjnej 2015 r.). Dużej zmiany należy spodziewać się również na Słowacji (589,3), w Słowenii (566,4), Estonii i Bułgarii (ok. 542). Polska ma szansę znaleźć się na 12 pozycji w rankingu (315,9);

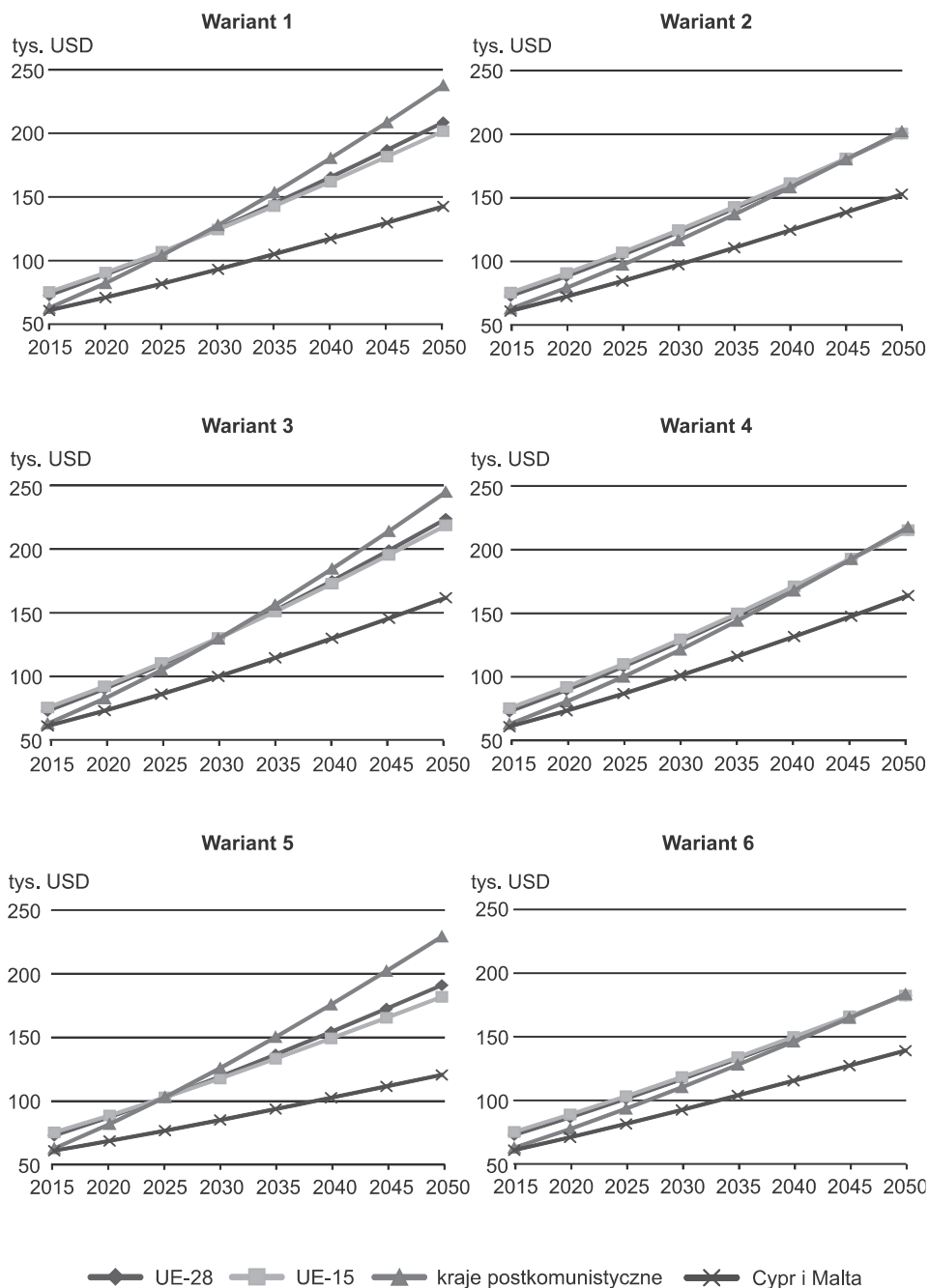
- przy uwzględnieniu średniej stopy inwestycji dla całej gospodarki UE z okresu 2000—2008 dla okresu 2016—2050 (wariant 4) największej wydajności pracy w 2050 r. można się spodziewać w Austrii (275,3 tys. USD), a następnie na Słowacji i w Czechach (ok. 252 tys. USD) oraz Słowenii (249,3 tys. USD). Portugalia (141,7 tys. USD) i Cypr (153,5 tys. USD) w tym scenariuszu, tak jak w poprzednich, sytuują się na końcu rankingu. Polska, tak jak w przypadku średniej stopy inwestycji dla całej gospodarki UE z okresu 2000—2015, zajmie 15 lokatę (214,1 tys. USD);
- w wariantcie 4 największy przyrost wydajności pracy w roku 2050 uzyskają Bułgaria, Chorwacja, Czechy i Węgry (odpowiednio: 484,7, 471,2, 437,2 i 433,4 wartości referencyjnej roku 2015). Poniżej dwukrotności poziomu referencyjnego znajdzie się tylko Irlandia (193,7). Polska ma szansę uplasować się na 8 pozycji w rankingu (380,8);
- przy założeniu utrzymania średniej krajowej stopy inwestycji z okresu 2009—2015 w perspektywie 2016—2050 (wariant 5) największej wydajności pracy w 2050 r. można się spodziewać w Czechach (343,2 tys. USD), w drugiej kolejności — w Austrii (287,4 tys. USD), a następnie na Słowacji (256,4 tys. USD), najmniejszej zaś — w Grecji (64,3 tys. USD w 2015 r., 101 tys. USD w 2050 r.) i Portugalii (101 tys. USD w 2050 r.). Polska, w 2015 r. zajmująca 21 pozycję w rankingu (56,2 tys. USD), ma szansę awansować na 16 pozycję, z wydajnością pracy 195,5 tys. USD;
- w wariantcie 5 największy przyrost wydajności pracy w roku 2050 nastąpi w gospodarce czeskiej (595,3 wartości referencyjnej roku 2015), a najmniejszy — w Wielkiej Brytanii (138,7). Polska ma szansę znaleźć się na 10 pozycji w rankingu (z wartością zmiany 347,7);
- przy uwzględnieniu średniej stopy inwestycji dla całej gospodarki UE z okresu 2009—2015 dla okresu 2016—2050 (wariant 6) największą wydajność pracy w 2050 r. uzyska Austria (233,1 tys. USD), a następnie Słowacja i Czechy (po ok. 212 tys. USD) oraz Słowenia i Luksemburg (po 210,8 tys. USD). Najmniejszej wydajności pracy wśród analizowanych krajów można się spodziewać (jak we wcześniejszych wariantach) w Portugalii (120,2 tys. USD). Polska w 2050 r. ma szansę na 15 miejsce (180,3 tys. USD), podobnie jak w wariantach 2 i 4;
- w wariantcie 6 największy przyrost wydajności pracy w roku 2050 nastąpi w Bułgarii, Chorwacji, Czechach i na Węgrzech (odpowiednio: 407,9; 397,0; 369,3 i 364,9 wartości referencyjnej roku 2015). W przypadku Irlandii (165,4), Luksemburga (176,4), Wielkiej Brytanii (188,6) oraz Cypru (196,5) zmiany te nie przekroczą dwukrotności poziomu referencyjnego. Polska ma szansę znaleźć się na 8 pozycji w rankingu (z wartością zmiany 320,6);
- współczynnik zmienności wydajności pracy w wariantach 1, 3 i 5 kształtowania się stóp inwestycji wzrósłby z 24,4% w 2015 r. do 26,1—28,5% w 2050 r. Oznacza to, że pomiędzy krajami UE występowałby proces σ — dywergencji

wydajności pracy; najsilniejszy byłby przy utrzymaniu się struktury stóp inwestycji na poziomie średniej dla poszczególnych krajów UE z okresu 2009—2015. Natomiast w wariantach 2, 4 i 6 współczynnik zmienności wydajności pracy w roku 2050 byłby niższy niż w roku 2015, co oznaczałoby występowanie procesu σ — konwergencji wydajności pracy pomiędzy gospodarkami UE. Uzupełnieniem powyższej analizy są wyniki symulacji wydajności pracy w grupach krajów (UE-28, UE-15, kraje postkomunistyczne, Cypr i Malta) w sześciu wariantach dotyczących stóp inwestycji (wykr. 4).

Wnioski te można sformułować następująco:

- przy założeniu utrzymania średniej krajowej stopy inwestycji z okresu 2000—2015 w perspektywie 2050 r. (wariant 1) najsilniejszą średnioroczną dynamikę zmian wydajności pracy obserwuje się w krajach postkomunistycznych UE (3,88%), co wskazuje na wyraźny wzrost poziomu wydajności pracy w tej grupie krajów w stosunku do UE-28 i UE-15 już w roku 2040 (w kolejnej dekadzie różnica na korzyść krajów postkomunistycznych się zwiększa);
- przyjęcie dla okresu 2016—2050 średniej stopy inwestycji dla całej gospodarki UE z lat 2000—2015 (wariant 2) skłania do przypuszczenia, że w 2050 r. wydajność pracy w trzech dużych grupach krajów będzie się kształtować na niemalże identycznym poziomie (kraje postkomunistyczne — 202,2 tys. USD, UE-28 — 200,7 tys. USD, UE-15 — 200,4 tys. USD);
- przy założeniu utrzymania średniej krajowej stopy inwestycji z okresu 2000—2008 w perspektywie 2050 r. (wariant 3) w krajach postkomunistycznych obserwuje się najsilniejszą średnioroczną dynamikę zmian wydajności pracy (3,96%), a zrównanie wydajności pracy w tej grupie z UE-28 i UE-15 nastąpi ok. 2035 r. W roku 2050 różnice w wydajności pracy pomiędzy krajami postkomunistycznymi a UE-28 i UE-15 nie będą tak wyraźne jak w wariantcie 1;
- przyjęcie dla okresu 2016—2050 średniej stopy inwestycji dla całej gospodarki UE z lat 2000—2008 (wariant 4) skłania do przypuszczenia, że w 2050 r. wydajność pracy w trzech dużych grupach krajów będzie na niemalże identycznym poziomie (kraje postkomunistyczne — 217,7 tys. USD, UE-28 — 215,6 tys. USD, UE-15 — 215,2 tys. USD);
- przy utrzymaniu średniej krajowej stopy inwestycji z okresu 2009—2015 w perspektywie 2050 r. (wariant 5) w krajach postkomunistycznych po raz kolejny obserwuje się najsilniejszą średnioroczną dynamikę zmian wydajności pracy (3,77%). Zrównanie wydajności pracy trzech dużych grup krajów UE nastąpi ok. 2025 r. Różnice w wydajności pracy pomiędzy grupą krajów postkomunistycznych a UE-28 i UE-15 w roku 2050 będą duże;
- utrzymanie dla okresu 2016—2050 średniej stopy inwestycji dla całej gospodarki UE z lat 2009—2015 (wariant 6) skłania do przypuszczenia, że w 2050 r. wydajność pracy w trzech dużych grupach krajów UE będzie na jednakowym poziomie (ok. 183 tys. USD).

**WYKR. 4. SYMULACJA WYDAJNOŚCI PRACY W GRUPACH KRAJÓW UE
(ceny stałe z 2015 r.)**



Źródło: jak przy wykr. 1.

Podsumowanie

Przedstawiona w artykule analiza przestrzennego zróżnicowania rozwoju ekonomicznego krajów UE w latach 2000—2015 oraz symulacje zmian wydajności pracy do roku 2050 przeprowadzone z wykorzystaniem grawitacyjnego modelu wzrostu gospodarczego prowadzą do sformułowania następujących ogólnych wniosków.

1. W latach 2000—2015 wydajność pracy we wszystkich 28 krajach UE ogółem rosła w średniorocznym tempie 0,95%. Najszybciej następowało to w krajach postkomunistycznych, a najwolniej — w „starej” UE (0,58%). Kraje postkomunistyczne w analizowanym okresie znacznie zniwelowały dystans rozwojowy w stosunku do krajów UE-15.

2. Przy utrzymaniu dotychczasowych średnich krajowych stóp inwestycji w perspektywie 2050 r. największych zmian wydajności pracy można się spodziewać w przypadku: Czech, Bułgarii, Słowacji, Słowenii, Estonii i Rumunii. Polska ma szansę znaleźć się na 10—12 pozycji w rankingu przyszłych zmian wartości wydajności pracy. Przy założeniu zmiany dotychczasowej średniej krajowej stopy inwestycji na średnią stopę inwestycji dla gospodarki całej UE Polska ma szansę awansować na 8 pozycję w rankingu zmian wartości wydajności pracy między 2015 a 2050 r.

3. Przyjęcie dla okresu 2016—2050 dotychczasowej średniej stopy inwestycji dla całej gospodarki UE skłania do przypuszczenia, że w 2050 r. wydajność pracy w trzech dużych grupach krajów objętych analizą będzie się kształtować na bardzo podobnym poziomie.

dr Rafał Wiśła, dr Katarzyna Filipowicz, prof. dr hab. Tomasz Tokarski — *Uniwersytet Jagielloński*

LITERATURA

- Filipowicz, K., Tokarski, T. (2016a). Podstawowe modele wzrostu gospodarczego w teorii ekonomii. W: A. Nowosad., R. Wiśła (red.), *Zróżnicowanie rozwoju współczesnej Europy*. Kraków: Wydawnictwo Uniwersytetu Jagiellońskiego.
- Filipowicz, K., Tokarski, T. (2016b). Zróżnicowanie wydajności pracy w Europie — na podstawie grawitacyjnego modelu wzrostu gospodarczego. W: A. Nowosad., R. Wiśła (red.), *Zróżnicowanie rozwoju współczesnej Europy*. Kraków: Wydawnictwo Uniwersytetu Jagiellońskiego.
- Lucas, R. E. (1988). On the mechanics of economic development. *Journal of Monetary Economics*, 22.
- Malaga, K., Kliber, P. (2007). *Konwergencja i nierówności regionalne w Polsce w świetle neoklasycznych modeli wzrostu*. Poznań: Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Poznaniu.
- Mankiw, N. G., Romer, D., Weil, D. N. (1992). A Contribution to the Empirics of Economic Growth. *Quarterly Journal of Economics*.
- Mroczek, K., Tokarski, T., Trojak, M. (2014). Grawitacyjny model zróżnicowania rozwoju ekonomicznego województw. *Gospodarka Narodowa*, (3).

- Nowosad, A., Wisła, R. (red.). (2016). *Zróżnicowanie rozwoju współczesnej Europy*. Kraków: Wydawnictwo Uniwersytetu Jagiellońskiego.
- Roszkowska, S. (2013). *Kapitał ludzki a wzrost gospodarczy*. Łódź: Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego.
- Solow, R. M. (1956). A Contribution to the Theory of Economic Growth. *Quarterly Journal of Economics*.
- Tokarski, T. (2009). *Matematyczne modele wzrostu gospodarczego (ujęcie neoklasyczne)*. Kraków: Wydawnictwo Uniwersytetu Jagiellońskiego.
- Tokarski, T. (2011). *Ekonomia matematyczna. Modele makroekonomiczne*. Warszawa: Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne.
- Żółtowska, E. (1997). *Funkcja produkcji. Teoria, estymacje, zastosowania*. Łódź: Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego.

Summary. *The aim of the article is to present the differentiation of economic development of the European Union countries in the years 2000—2015 and to simulate changes in labour productivity in the perspective of 2050. Two macroeconomic aggregates describing dynamics of development processes, i.e. labour productivity and capital-labour ratio, connected with the so-called gravity effects were used in the research. It was based on data from the United Nations Economic Commission for Europe (UNECE).*

The results lead to the formulation of two key conclusions. Firstly, assuming that the average investment rate from 2000—2015, 2000—2008 and 2009—2015 is maintained in the perspective until 2050, the strongest annual average dynamics of labour productivity changes is observed in the countries belonging to the post-communist group. Secondly, the adoption, for the 2016—2050 period, of the average investment rate for the entire EU economy for 2000—2015, 2000—2008 and 2009—2015, will lead to the assumption that in 2050 the productivity of large groups of analysed countries will be shaped at a very similar level.

Keywords: development diversification, gravity growth model, labour productivity.

Monika WAKUŁA

Klasyfikacja gmin podregionu ostrołęcko-siedleckiego ze względu na ich kondycję finansową

Streszczenie. *Celem artykułu jest klasyfikacja gmin podregionu ostrołęcko-siedleckiego ze względu na ich kondycję finansową. Badanie przeprowadzono na podstawie danych z Banku Danych Lokalnych GUS za lata 2013—2016 dotyczących stanu finansów w 84 gminach badanego podregionu. Zastosowano metodę porządkowania liniowego. Na podstawie skonstruowanego syntetycznego miernika rozwoju wyróżniono cztery klasy typologiczne. W pierwszej znalazły się gminy osiągające najlepsze wyniki finansowe, a w czwartej — gminy o najgorszej sytuacji finansowej.*

Z badania wynika, że najliczniejszą grupę stanowią jednostki o kondycji finansowej na poziomie średnim niższym (klasa trzecia) — 55% wszystkich gmin.

Słowa kluczowe: kondycja finansowa, gmina, metody porządkowania liniowego.

JEL: C38, H72

Kondycja finansowa (tu: podstawowych jednostek samorządu terytorialnego — JST) jest zjawiskiem złożonym, na które wpływa wiele czynników. Mimo trudności, jakich naraża jego pomiar, dysponowanie wiedzą na temat aktualnego stanu finansów jednostek samorządowych jest niewątpliwie konieczne. Wiedza ta bowiem pozwala lokalnym władzom na dokonywanie porównań z innymi jednostkami i jest pomocna przy podejmowaniu decyzji finansowych.

Liczni badacze podkreślają, że kondycji finansowej nie można opisać jednym wskaźnikiem, opierającym się np. na sprawozdaniu finansowym, budżecie, długoterminowych prognozach finansowych czy innych dokumentach dotyczących stanu finansów lokalnych (m.in. Hendrick, 2004; Cabaleiro-Casal, Buch-Gómez i Vaamonde Liste, 2013). Kondycja finansowa ma charakter wielowymiarowy i stąd w celu jej opisania dobiera się szereg logicznie uzasadnionych i sta-

tystycznie poprawnych wskaźników. Przegląd literatury polskiej i międzynarodowej pozwolił ustalić, że istnieją dwa zasadnicze podejścia do badania kondycji finansowej jednostek samorządowych. Pierwsze polega na wykorzystaniu wielu miar empirycznych, drugie — na wykorzystaniu miary syntetycznej. Ze względu na ograniczone ramy artykułu uwagę skupiono na konstrukcji miary syntetycznej, czyli utworzeniu jednego wielozmiennego indeksu, na podstawie którego można dokonać relatywnego pomiaru sytuacji finansowej.

Celem artykułu jest klasyfikacja podstawowych JST ze względu na ich kondycję finansową. Do badania wybrano gminy podregionu ostrołęcko-siedleckiego¹, ze względu na jego specyfikę. Jest on bowiem częścią woj. mazowieckiego, określanego jako województwo największych kontrastów, tak więc ogólne wskaźniki dla niego obliczone nie odzwierciedlają rzeczywistej sytuacji na tym terenie.

Do agregacji danych w celu przyporządkowania gmin do określonych grup ze względu na ich sytuację finansową wykorzystano metody porządkowania liniowego, a wśród nich — miarę syntetyczną. Badanie przeprowadzono na podstawie danych pochodzących z Banku Danych Lokalnych (BDL) GUS za lata 2013—2016. Obliczeń dokonywano dla każdego roku oddzielnie. Nie uwzględniono inflacji.

KONDYCJA FINANSOWA JEDNOSTEK SAMORZĄDU TERYTORIALNEGO W UJĘCIU TEORETYCZNYM

W wyniku przemian ustrojowych, jakie zaszły w Polsce, gmina przekształciła się z podmiotu wykonującego dyrektywy w podmiot gospodarczy uwzględniający wymogi rynku i poszukujący odpowiedzi na pytanie: jak działać, aby w satysfakcjonującym stopniu zaspokoić potrzeby społeczności lokalnej, a jednocześnie być konkurencyjnym i zapewnić rozwój gminy? Wybór odpowiedniego wariantu działania wymaga podejmowania przez gminę szeregu decyzji, m.in. finansowych — dotyczących gromadzenia, rozdysponowania i zarządzania publicznymi zasobami pieniężnymi. Podejmują je — na krótkie i długie terminy — organy JST oraz pracownicy do tego upoważnieni (Filipiak, 2009). Decyzje finansowe są elementem zarządzania, ponieważ stanowią realizację prawa zarządzającego do decydowania lub współdecydowania o strategicznych kierunkach oraz zasadniczych celach danej jednostki i mogą wpływać na jej kondycję finansową, którą w znaczeniu ogólnym można rozumieć jako stan (formę, położenie, sprawność) danej jednostki.

Bednarski i Waśniewski (1996) utożsamiają kondycję finansową z sytuacją finansową, a za główny cel jej oceny uznają zidentyfikowanie tych dziedzin, które są niewłaściwie zarządzane i mogą przyczynić się do zagrożenia działalności

¹ W 2015 r. w klasyfikacji NTS z podregionu ostrołęcko-siedleckiego utworzono podregiony ostrołęcki i siedlecki. W celu zachowania porównywalności danych w artykule przyjęto podział obowiązujący w roku 2013.

danej jednostki. Jako podstawowe źródło danych potrzebnych do dokonania oceny wskazują sprawozdania finansowe oraz istotne informacje zewnętrzne, a jako ważny instrument oceny sytuacji finansowej — analizę wskaźnikową.

Podobny pogląd wyrażają Sierpińska i Wędzki (1997) — przyjmują, że kondycja finansowa i sytuacja finansowa są pojęciami tożsamymi oraz że poddaje się je analizie finansowej, obejmującej wstępną i rozwiniętą analizę: sprawozdań finansowych, źródeł przychodów i kierunków rozchodów oraz wyniku finansowego. Ocena sytuacji finansowej polega w głównej mierze na badaniu płynności finansowej, zadłużenia oraz sprawności działania i jest podstawą podejmowania wszelkich decyzji.

Hozer, Tarczyński, Gazińska, Wawrzyniak i Batóg (1997) także zrównują pojęcia kondycji finansowej i sytuacji finansowej. Wyrażają zdanie, że wskaźniki wykorzystywane w analizie finansowej służą do opisu kondycji finansowej podmiotu gospodarczego. Zakres analizy, obejmujący ocenę płynności finansowej i zarządzania aktywami oraz ocenę zadłużenia, ma umożliwić identyfikację mocnych i słabych stron jednostki oraz szans i zagrożeń, jakie przed nią stoją.

W Stanach Zjednoczonych Rządowy Zespół ds. Rachunkowości definiuje kondycję finansową rządu jako *stan finansów mierzony pod kątem stabilności, podatności na zagrożenia i elastyczności w ogólnym kontekście otoczenia gospodarczo-finansowego* (Clark, 2015). Z kolei International City/County Management Association (ICMA) określa ją jako *zdolność samorządu terytorialnego do wywiązywania się ze swoich zobowiązań w wymaganym terminie oraz zdolność do dalszego świadczenia usług, których wymaga jego okręg wyborczy* (Rivenbark, Roenigk i Allison, 2010, s. 150).

Z przedstawionych definicji kondycji finansowej wynika, że najpowszechniej jest ona utożsamiana z sytuacją finansową. Oceny sytuacji finansowej dokonuje się w kluczowych obszarach działalności (płynność, sprawność działania, zadłużenie), za pomocą zestawu wskaźników finansowych. Kondycję finansową gminy można zatem zdefiniować jako stan jej finansów, będący rezultatem działalności władz, mającej na celu generowanie środków finansowych wystarczających do regulowania zobowiązań w określonym czasie. Osiągana kondycja finansowa powinna zapewnić organom samorządowym świadczenie usług na poziomie pożądanym przez mieszkańców danej jednostki (Groves, 1984). W szerokim ujęciu kondycja finansowa gminy może się odnosić do długiego okresu i dotyczyć możliwości pokrycia zarówno wydatków, które występują zazwyczaj w każdym roku budżetowym, jak i wydatków jednorazowych lub pojawiających się w kilku latach (np. związanych z inwestycjami).

Przyjęta w artykule definicja kondycji finansowej pozwala rozumieć ją jako rezultat szeroko pojętego zarządzania finansami (czyli podejmowania decyzji związanych z poszukiwaniem kapitału oraz decyzji inwestycyjnych) i determinantę procesów zarządczych (Czekaj i Dresler, 2008). Zasadne jest zatem stwierdzenie, że pomiędzy sytuacją finansową a zarządzaniem finansami istnieje sprzężenie zwrotne. Finanse są bowiem odzwierciedleniem wszelkich zdarzeń gospodarczych zachodzących w danej jednostce (Bednarski, 2007).

Zarządzanie finansami w JST jest procesem decyzyjnym, który wymaga zdobycia wszechstronnych informacji. Ich trafny dobór rozstrzyga o skuteczności i ekonomiczności podejmowania działań oraz o stopniu realizacji zadań. Podjęcie decyzji w warunkach dużych zmian zachodzących w otoczeniu, przy dynamicznym rozwoju techniki i globalizacji procesów gospodarczych oraz wobec wymogów podejmowania współpracy transgranicznej i międzynarodowej, sprawia, że konieczny jest stały dopływ pełnych, aktualnych i rzetelnych informacji. Są one potrzebne zarówno do podejmowania decyzji strategicznych, odnoszących się do dalszego funkcjonowania i rozwoju JST, jak i w przypadku decyzji, które dotyczą bieżących zadań tych jednostek (Dylewski, 2009).

Wśród informacji docierających do decydentów ważną grupą są — jak już wspomniano — informacje analityczne, zwłaszcza te o charakterze finansowo-księgowym. Umożliwiają one zorientowanie się w zmianach w otoczeniu, ich przyczynach, skutkach działań (zamierzonych oraz podjętych) oraz czynnikach zakłócających zaplanowany tok realizacji zadań.

Niezbędnych danych o sytuacji finansowej gminy dostarcza analiza finansowa. Aby uzyskać najlepsze jakościowo, trafne z punktu widzenia zarządzania finansami informacje, konieczne jest posłużenie się odpowiednią metodą badawczą. W przypadku analizy finansowej są to typowe i powtarzalne sposoby zbierania, opracowywania, analizy i interpretacji danych empirycznych, które umożliwiają podanie odpowiedzi na stawiane pytania (Dylewski, Filipiak i Gorzałczyńska-Koczkodaj, 2006, za: Nowak, 1985). Szczególny ich rodzaj stanowią metody oparte na wskaźnikach finansowych, obrazujących zależność między dwiema wielkościami finansowymi.

Do najpopularniejszych metod pomiaru i oceny kondycji finansowej (Siemińska, 2003; Hamrol, 2013) należy analiza wskaźnikowa. Jest uzupełnieniem analizy podstawowych dokumentów finansowych, a polega na badaniu relacji między poszczególnymi elementami sprawozdań finansowych (Kowalczyk, 2017).

Dla JST analiza finansowa dokonana na podstawie odpowiednich wskaźników finansowych jest niezwykle ważna. Wybiórcze wykorzystanie wskaźników może wpłynąć na właściwą ocenę sytuacji finansowej i uniknięcie odpowiedzialności za błędne decyzje podjęte w przeszłości przez zarządzających (Oleksyk, 2015).

W analizie wskaźnikowej można wyodrębnić następujące obszary tematyczne:

- równowaga finansowa,
- rotacja środków budżetowych,
- płynność finansowa,
- zadłużenie.

Zadaniem analizy równowagi finansowej jest poznanie stopnia samodzielności finansowej budżetu oraz zdolności do pokrycia zadłużenia długoterminowego. Stopień samodzielności finansowej gminy można określić na podstawie pokrycia wydatków budżetu przez bezzwrotne dochody własne inne niż dotacje

i subwencje oraz nie pochodzące z kredytu, a także przez dochody zwrotne w długim horyzoncie czasowym (Wakuła, 2005).

Analizę rotacji środków budżetowych można oprzeć na wskaźnikach rotacji środków budżetowych, które informują o tempie rotacji zasobów, jakimi dysponuje budżet, oraz o tempie rotacji wyodrębnionych składników tych zasobów, mających istotne znaczenie dla utrzymania równowagi budżetowej. Równowaga ta jest rozumiana jako równość pomiędzy dochodami i wydatkami budżetowymi. W przypadku gminy oznacza taki stan finansów, który umożliwia terminowe wywiązywanie się ze zobowiązań bieżących bez korzystania ze źródeł nieprzewidywanych w zatwierdzonym budżecie.

Płynność finansowa to zdolność danego podmiotu do zapewnienia przepływów pieniężnych umożliwiających regulowanie wymagalnych zobowiązań i pokrywanie niespodziewanych wydatków gotówkowych.

Zadłużenie JST odgrywa istotną rolę w zarządzaniu jej finansami. Zbyt wysoki poziom zaciągniętych zobowiązań lub niewłaściwe dobranie instrumentów do finansowania niedoborów mogą powodować pogorszenie się kondycji finansowej jednostki.

Wskaźniki, na których można oprzeć omówione rodzaje analizy, i sposób ich obliczania przedstawia zestawienie.

ZESTAWIENIE WSKAŹNIKÓW FINANSOWYCH WEDŁUG OBSZARÓW ANALIZY

Wskaźniki	Sposób obliczania
Równowaga finansowa	
Wskaźnik samodzielności finansowej	$\frac{\text{dochody własne}}{\text{wydatki budżetu}} \cdot 100$ (360)
Wskaźnik stabilności finansowej	$\frac{\text{dochody własne} + \text{kredyty długoterminowe}}{\text{wydatki budżetu}} \cdot 100$
Wskaźnik zewnętrznych źródeł finansowania	$\frac{\text{dotacje} + \text{subwencje} + \text{kredyty}}{\text{wydatki budżetu}} \cdot 100$
Wskaźnik uzależniających źródeł finansowania	$\frac{\text{subwencje} + \text{kredyty}}{\text{wydatki budżetu}} \cdot 100$
Wskaźnik niestabilnych źródeł finansowania	$\frac{\text{subwencje} + \text{kredyty krótkoterminowe}}{\text{wydatki budżetu}} \cdot 100$
Wskaźnik gwarancji podatkowej	$\frac{\text{wpływy podatkowe}}{\text{wydatki budżetu}} \cdot 100$ (360)
Wskaźnik subwencji	$\frac{\text{subwencje}}{\text{wydatki budżetu}} \cdot 100$ (360)
Wskaźnik dotacji	$\frac{\text{dotacje}}{\text{wydatki budżetu}} \cdot 100$ (360)
Rotacja środków budżetowych	
Wskaźnik tempa rotacji środków budżetowych	$\frac{\text{wydatki budżetu}}{\text{dochody budżetu}} \cdot 360$

ZESTAWIENIE WSKAŹNIKÓW FINANSOWYCH WEDŁUG OBSZARÓW ANALIZY (dok.)

Wskaźniki	Sposób obliczania
Rotacja środków budżetowych (dok.)	
Cykl rotacji dochodów budżetowych	$\frac{\text{dochody budżetu}}{\text{wydatki budżetu}} \cdot 360$
Wskaźnik nadwyżki budżetowej	$\frac{\text{nadwyżka (deficyt)}}{\text{wydatki budżetu}} \cdot 360$
Cykl rotacji środków finansowych	$\frac{\text{środki finansowe}}{\text{wydatki budżetu}} \cdot 360$
Cykl wpływu należności budżetowych	$\frac{\text{należności}}{\text{dochody budżetu}} \cdot 360$
Płynność finansowa	
Wskaźnik płynności w ujęciu kasowym	$\frac{\text{zrealizowane dochody} + \text{zrealizowane przychody}}{\text{zrealizowane wydatki} + \text{zrealizowane rozchody}}$
Wskaźnik płynności w ujęciu memoriałowym	$\frac{\text{zrealizowane dochody} + \text{zrealizowane przychody} + \text{należności}}{\text{zrealizowane wydatki} + \text{zrealizowane rozchody} + \text{zobowiązania}}$
Zadłużenie	
Wskaźnik zadłużenia ogólnego	$\frac{\text{zobowiązania ogółem}}{\text{dochody budżetu}} \cdot 100$
Wskaźnik spłaty zadłużenia w ciągu roku budżetowego	$\frac{\text{przypadające do spłaty łączne zadłużenie w danym roku}}{\text{dochody budżetu}} \cdot 100$
Wskaźnik wielkości zadłużenia przypadającego na mieszkańca	$\frac{\text{zobowiązania ogółem}}{\text{liczba mieszkańców}} \cdot 100$

Źródło: opracowanie własne na podstawie Roman (2000, s. 51 i 54) oraz Dylewski, Filipiak i Gorzałczyńska-Koczkodaj (2004, s. 119).

METODYKA BADAŃ

W wielu dziedzinach życia gospodarczego — jak już wspomniano — istnieją zjawiska złożone, czyli takie, na które wpływa wiele zmiennych (Jajuga, 1993). Do takich zjawisk zalicza się kondycję finansową JST (tu: gmin), którą można scharakteryzować za pomocą zmiennych opisujących równowagę środków budżetowych i ich rotację oraz płynność i zadłużenie. Do badania zjawisk złożonych można użyć metod wielowymiarowej analizy porównawczej (WAP), zwanej również statystyczną analizą porównawczą, określaną jako *spójny formalnie zespół metod statystycznych, służących do celowego doboru informacji o elementach pewnej zbiorowości i do wykrywania prawidłowości we wzajemnych relacjach tych elementów* (Gorzela, 1979, s. 17).

Jedną z grup metod WAP jest hierarchizacja, w której wyróżnia się m.in. metody porządkowania liniowego i uporządkowanie dendrytowe. Na podstawie literatury przedmiotu do typologii gmin ze względu na kondycję finansową wybrano metody porządkowania liniowego.

Przeprowadzenie porządkowania liniowego zbioru obiektów wymaga spełnienia następujących założeń (Gantar i Walesiak, 2004):

- a) dany jest co najmniej dwuelementowy i skończony zbiór obiektów $A = \{A_i\}_1^m = \{A_1, \dots, A_m\}$;
- b) istnieje pewne nadrzędne syntetyczne kryterium porządkowania elementów zbioru A , które nie podlega pomiarowi bezpośrednio;
- c) dany jest skończony zbiór zmiennych, merytorycznie związany z syntetycznym kryterium porządkowania; zmienne mają charakter preferencyjny, tzn. wyróżnia się wśród nich stymulanty, destymulanty i nominanty;
- d) zmienne służące do opisu obiektów są mierzone przynajmniej na skali porządkowej; jeśli mierzy się je również na skali przedziałowej lub ilorazowej, należy zapewnić ich porównywalność poprzez normalizację;
- e) elementy zbioru A porządkuje relacja większości lub mniejszości, dotycząca liczbowych wartości syntetycznego miernika rozwoju.

Metodę porządkowania liniowego z wykorzystaniem syntetycznego miernika rozwoju (*SMR*) zaproponował Hellwig (1968), a następnie rozwinęli Bartosiewicz (2007), Borys (1978) i in. W niniejszym artykule zastosowano tzw. miernik bezwzorcowy. Punktem wyjścia konstrukcji bezwzorcowego *SMR* jest macierz X określona wzorem:

$$X = \begin{bmatrix} x_{11} & x_{12} & \dots & x_{1k} \\ x_{21} & x_{22} & \dots & x_{2k} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ x_{m1} & x_{m2} & \dots & x_{mk} \end{bmatrix} \quad (1)$$

gdzie:

x_{ij} ($i = 1, \dots, m$; $j = 1, \dots, k$) — wartość j -tej zmiennej diagnostycznej w i -tym obiekcie,

k — liczba zmiennych,

m — liczba obiektów.

Poszczególnym zmiennym nadano odpowiedni charakter, tj. określono je jako:

- stymulantę (zmienna, w przypadku której pożądane są wyższe wartości; niskie są niepożądane z punktu widzenia badanego zjawiska);
- destymulantę (zmienna, w przypadku której pożądane są niższe wartości, a wysokie są niepożądane) lub
- nominantę (zmienna, która w pewnym zakresie zachowuje się jak stymulanta, a w innym jak destymulanta).

W celu normalizacji należało destymulantom i nominantom nadać cechy o charakterze stymulant. Dokonano tego za pomocą metody unitaryzacji zerowanej (Borys, 1978; Dziechciarz, Strahl i Walesiak, 2001), która zmiennej mającej największą wartość przyporządkowuje wartość 1, mającej najmniejszą wartość — 0, zaś wszystkim pozostałym zmiennym — wartości z przedziału $(0, 1)$ zależnie od stosunku ich wartości do wartości minimalnej. Przeprowadza się ją za pomocą wzoru (Wesołowski, 1975):

$$z_{ij} = \frac{x_{ij} - \min_i x_{ij}}{R_i} \quad (2)$$

gdzie R_i — rozstęp zmiennej i : $R_i = \max_i x_{ij} - \min_i x_{ij}$.

Dla uzyskanej w ten sposób macierzy obserwacji i zmiennych można obliczyć miernik *SMR* (bezwzorcowy). Syntetyczna, bezwzorcowa miara rozwoju oparta jest na średniej arytmetycznej i określona wzorem:

$$z_i = \frac{\sum_{j=1}^k z_{ij}}{k} \quad (3)$$

gdzie:

- z_i — miara syntetyczna charakteryzująca poziom rozwoju,
- z_{ij} — znormalizowane wartości cech diagnostycznych,
- z — liczba zmiennych.

Za pomocą *SMR* każdej gminie nadano rangę — gminę, która ma największe z_i , uznano za najlepszą i przypisano jej rangę 1. Gmina o najmniejszym z_i otrzymała rangę 84.

Obliczone wartości z_i pozwalają wyodrębnić klasy typologiczne. Do podziału gmin na klasy o podobnym poziomie kondycji finansowej wykorzystano jedną z metod zaproponowanych przez Nowaka (1985), opartą na średniej arytmetycznej oraz odchyleniu standardowym z_i . Zbiór podzielono na cztery grupy obiektów o wartościach zmiennej syntetycznej z_i z następujących przedziałów:

- $z_i \geq \bar{z} + s_z$ — gminy o wysokim poziomie kondycji finansowej (klasa I);
- $\bar{z} + s_z > z_i \geq \bar{z}$ — gminy o średnim wyższym poziomie kondycji finansowej (klasa II);
- $\bar{z} > z_i \geq \bar{z} - s_z$ — gminy o średnim niższym poziomie kondycji finansowej (klasa III);
- $z_i < \bar{z} - s_z$ — gminy o niskim poziomie kondycji finansowej (klasa IV).

WYNIKI BADAŃ

Obiektami omawianego badania były 84 gminy podregionu ostrołęcko-siedleckiego. Do ich pogrupowania wykorzystano 16 zmiennych opisujących sytuację finansową w obszarach:

- płynności finansowej: x_{i1} — wskaźnik płynności w ujęciu kasowym, x_{i2} — wskaźnik płynności w ujęciu memoriałowym;
- zadłużenia: x_{i3} — wskaźnik ogólnego zadłużenia, x_{i4} — wskaźnik zadłużenia przypadającego na mieszkańca;
- rotacji środków budżetowych: x_{i5} — wskaźnik tempa rotacji, x_{i6} — cykl rotacji dochodów budżetowych, x_{i7} — wskaźnik nadwyżki, x_{i8} — cykl wpływu należności;

- równowagi finansowej: x_{i9} — wskaźnik samodzielności finansowej w %, x_{i10} — wskaźnik samodzielności finansowej w dniach, x_{i11} — wskaźnik subwencji w %, x_{i12} — wskaźnik subwencji w dniach, x_{i13} — wskaźnik uzależniających źródeł finansowania, x_{i14} — wskaźnik zewnętrznych źródeł finansowania, x_{i15} — wskaźnik dotacji w %, x_{i16} — wskaźnik dotacji w dniach.

W celu doboru do analizy tylko tych zmiennych, które niosą istotny ładunek informacyjny, zastosowano metodę opartą na macierzy odwrotnej do macierzy korelacji między zmiennymi. Polega ona na wprowadzaniu do analizy tych zmiennych, które na przekątnej odwróconej macierzy korelacji mają niskie wartości (wartości te nie są unormowane; ich wybór pozostawiono badaczowi).

Najpierw obliczono współczynniki korelacji pomiędzy zmiennymi i macierz korelacji dla roku 2013, z której wynikało, że para zmiennych (x_{i6} , x_{i7}) niesie jednakowy ładunek informacyjny (korelacja pomiędzy nimi wynosi 1). Sytuacja taka powtarzała się we wszystkich analizowanych latach, wobec czego z wektora zmiennych diagnostycznych usunięto zmienną x_{i6} .

Następnie oddzielnie obliczono macierz odwrotną do macierzy korelacji między zmiennymi dla każdego roku z analizowanego okresu. W rezultacie do dalszego badania wybrano pięć zmiennych:

- x_{i10} — wskaźnik samodzielności finansowej w dniach,
- x_{i12} — wskaźnik subwencji w dniach,
- x_{i16} — wskaźnik dotacji w dniach,
- x_{i8} — cykl wpływu należności,
- x_{i4} — wskaźnik zadłużenia przypadającego na mieszkańca.

Każdej cesze przyznano jednakowe znaczenie i zastosowano równe wagi (co jest najczęstszą praktyką — Sokołowski, 1984). Podstawowe charakterystyki tych zmiennych przedstawia tabl. 1.

TABL.1. PODSTAWOWE CHARAKTERYSTYKI ZMIENNYCH ZAKWALIFIKOWANYCH DO BADANIA

LATA Zmienne	Średnia	Odchylenie standardowe	Maksimum	Minimum	V_s w %	
x_4	2013	18,8	14,9	79,0	0,0	122,6
	2014	18,6	16,6	91,8	0,0	111,6
	2015	16,7	13,8	74,5	0,0	121,4
	2016	16,6	13,5	76,5	0,0	123,2
x_8	2013	12,7	11,6	51,5	1,3	91,3
	2014	10,9	10,0	45,4	0,0	91,9
	2015	8,6	8,2	38,9	0,5	94,3
	2016	8,8	7,4	37,4	0,2	84,3
x_9	2013	105,2	40,6	289,6	54,1	38,6
	2014	111,8	36,7	248,0	59,2	32,8
	2015	106,8	33,1	257,5	59,2	31,0
	2016	113,3	32,1	243,0	62,3	28,3
x_{10}	2013	190,4	35,9	271,4	70,4	18,8
	2014	183,4	33,2	241,4	63,1	18,1
	2015	156,5	26,8	210,2	63,5	17,1
	2016	162,2	30,6	222,8	60,7	18,9

TABL. 1. PODSTAWOWE CHARAKTERYSTYKI ZMIENNYCH ZAKWALIFIKOWANYCH DO BADANIA (dok.)

LATA Zmienne		Średnia	Odchylenie standardowe	Maksimum	Minimum	V_s w %
x_{12}	2013	33,9	8,2	60,8	17,9	24,1
	2014	52,7	9,8	76,5	30,1	18,7
	2015	80,6	11,0	107,7	59,2	13,6
	2016	74,4	11,3	116,2	41,2	15,2

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych BDL.

W badanych latach przeciętny wskaźnik zadłużenia wynosił od 16,6% do 18,8% i wykazywał tendencję spadkową. Średnia wartość cyklu należności zmniejszała się na przestrzeni lat, co oznacza, że gminy z roku na rok czekały krócej na należne im wpływy. Jest to sytuacja pozytywna, podobnie jak wydłużenie okresu finansowania wydatków z dochodów własnych w kolejnych badanych latach. Gminy z badanego podregionu coraz rzadziej w finansowaniu swoich wydatków wykorzystywały transfery o przeznaczeniu ogólnym.

Analizowany zbiór zmiennych charakteryzuje się dużą rozpiętością współczynnika zmienności. W roku 2013 wynosiła ona od 18,8% do 122,6%. Najniższym współczynnikiem zmienności odznaczała się zmienna x_{i10} .

Następnie dokonano zamiany destymulant i nominat na stymulanty. Ustalono charakter cech:

- x_{i4} — destymulanta,
- x_{i8} — nominanta (wartość nominalna 30),
- x_{i10} — stymulanta,
- x_{i12} — destymulanta,
- x_{i16} — destymulanta.

W dalszym postępowaniu otrzymano miernik *SMR* (tabl. 2).

TABL. 2. WARTOŚCI *SMR* W GMINACH PODREGIONU OSTROŁĘCKO-SIEDLECKIEGO

Gminy	2013	2014	2015	2016
Andrzejewo	0,304	0,390	0,284	0,293
Baranowo	0,273	0,260	0,275	0,279
Bielany	0,307	0,284	0,261	0,254
Boguty-Pianki	0,345	0,335	0,240	0,335
Brańszczyk	0,184	0,225	0,305	0,256
Brok	0,224	0,249	0,326	0,269
Ceranów	0,477	0,481	0,458	0,448
Chorzele	0,227	0,202	0,233	0,226
Czarnia	0,279	0,290	0,264	0,245
Czernice Borowe	0,211	0,262	0,296	0,216
Czerwin	0,379	0,407	0,342	0,294
Czerwotka	0,213	0,238	0,192	0,214
Długosiodło	0,188	0,217	0,231	0,215
Domanice	0,213	0,218	0,258	0,259
Goworowo	0,276	0,251	0,290	0,253
Grębków	0,246	0,305	0,276	0,257
Gzy	0,250	0,268	0,344	0,316
Huszele	0,264	0,299	0,247	0,336
Jabłonna Lacka	0,276	0,297	0,308	0,311
Jednorzec	0,188	0,187	0,199	0,200
Kadzidło	0,259	0,232	0,270	0,263

TABL. 2. WARTOŚCI SMR W GMINACH PODREGIONU OSRTOŁĘCKO-SIEDLECKIEGO (dok.)

Gminy	2013	2014	2015	2016
Karniewo	0,277	0,292	0,280	0,245
Korczew	0,290	0,334	0,365	0,293
Korytnica	0,272	0,248	0,201	0,219
Kosów Lacki	0,258	0,283	0,258	0,207
Kotuń	0,266	0,252	0,332	0,265
Krasne	0,258	0,282	0,256	0,262
Krasnosielc	0,220	0,187	0,201	0,441
Krzynowłoga Mała	0,208	0,256	0,218	0,205
Lelis	0,282	0,285	0,293	0,310
Liw	0,262	0,272	0,286	0,272
Łochów	0,361	0,273	0,327	0,352
Łosice	0,255	0,372	0,366	0,376
Łyse	0,311	0,272	0,304	0,333
Małkinia Górna	0,221	0,242	0,331	0,297
Miedzna	0,427	0,451	0,397	0,410
Młynarze	0,312	0,323	0,234	0,391
Mokobody	0,300	0,295	0,283	0,295
Mordy	0,289	0,332	0,291	0,280
Myszyniec	0,196	0,192	0,210	0,232
Nur	0,266	0,306	0,516	0,485
Obryte	0,187	0,203	0,216	0,257
Olszanka	0,160	0,286	0,211	0,271
Olszewo-Borki	0,212	0,267	0,352	0,289
Ostrów Mazowiecka	0,202	0,236	0,239	0,241
Paprotnia	0,525	0,513	0,447	0,276
Platerów	0,282	0,266	0,248	0,267
Płoniawy-Bramura	0,258	0,262	0,354	0,396
Pokrzywnica	0,378	0,263	0,319	0,246
Przasnysz	0,208	0,221	0,200	0,193
Przesmyki	0,229	0,258	0,308	0,256
Pułtusk	0,263	0,390	0,305	0,271
Repki	0,336	0,294	0,280	0,303
Różan	0,299	0,356	0,390	0,403
Rząśnik	0,259	0,230	0,262	0,245
Rzekuń	0,174	0,269	0,344	0,475
Rzewnie	0,249	0,291	0,228	0,295
Sabnie	0,260	0,274	0,304	0,253
Sadowne	0,280	0,277	0,325	0,269
Sarnaki	0,374	0,374	0,359	0,362
Siedlce	0,259	0,287	0,380	0,301
Skórzec	0,210	0,205	0,223	0,200
Sokołów Podlaski	0,277	0,276	0,293	0,250
Somianka	0,222	0,274	0,270	0,264
Stara Kornica	0,320	0,292	0,316	0,278
Stary Lubotyń	0,248	0,267	0,236	0,236
Sterdyń	0,364	0,394	0,374	0,355
Stoczek	0,096	0,176	0,259	0,221
Suchożebry	0,235	0,262	0,265	0,484
Sypniewo	0,256	0,325	0,252	0,245
Szelków	0,170	0,200	0,182	0,185
Świercze	0,172	0,170	0,303	0,243
Szulborze Wielkie	0,500	0,270	0,280	0,270
Troszyn	0,240	0,298	0,312	0,273
Wąsowo	0,222	0,231	0,204	0,142
Wierzbno	0,281	0,278	0,247	0,258
Winnica	0,255	0,256	0,262	0,283
Wiśniew	0,187	0,207	0,238	0,207
Wodynie	0,214	0,236	0,257	0,255
Wyszków	0,209	0,277	0,350	0,379
Zabrodzie	0,182	0,237	0,316	0,237
Zaręby Kościelne	0,186	0,222	0,211	0,201
Zatory	0,248	0,288	0,283	0,251
Zbuczyn	0,264	0,277	0,258	0,264

Na podstawie danych z tabl. 2 można stwierdzić, że średni poziom miary syntetycznej w badanych gminach w 2016 r. wynosił 0,283. 50% gmin osiągnęło wartość co najwyżej 0,266, a 50% — co najmniej 0,266. W 2016 r. najniższą wartość — 0,142 — notowano w gminie Wąsewo, a najwyższą — 0,485 — w gminie Nur. Zarówno średnia arytmetyczna, jak i mediana poziomu miary syntetycznej wzrosły w badanym okresie o ok. 2 p.proc., co można ocenić jako korzystne z punktu widzenia kondycji finansowej, niemniej jednak w 37 gminach SMR była niższa niż w roku bazowym (największy spadek nastąpił w gminie Pokrzywnica). Analiza współczynnika zmienności wykazała, że zróżnicowanie badanych gmin pod względem kondycji finansowej w roku 2016 było niższe niż w 2013. Najniższym poziomem zróżnicowania sytuacji finansowej odznaczały się gminy w 2015 r.

Kolejnym etapem badania było nadanie badanym gminom rangi ze względu na poziom SMR. W tabl. 3 przedstawiono wyniki klasyfikacji gmin.

TABL. 3. RANGA GMIN PODREGIONU OSTROŁĘCKO-SIEDLECKIEGO ZE WZGLĘDU NA POZIOM SMR

Gminy	2013	2014	2015	2016	Gminy	2013	2014	2015	2016
Andrzejewo	16	6	39	27	Olszanka	83	29	76	39
Baranowo	30	54	46	32	Olszewo-Borki	65	47	12	29
Bielany	15	31	53	55	Ostrów Mazowiecka	71	66	65	66
Boguty-Pianki	10	11	64	16	Paprotnia	1	1	3	34
Brańszczyk	78	70	28	52	Platerów	21	49	61	42
Brok	57	60	20	40	Płońawy-Bramura	44	53	11	8
Ceranów	3	2	2	4	Pokrzywnica	6	50	22	60
Chorzele	56	78	69	70	Przasnysz	69	72	81	82
Czarnia	25	26	50	62	Przesmyki	55	55	27	53
Czernice Borowe	66	52	33	73	Pułtusk	36	7	29	38
Czerwin	5	4	16	26	Repki	11	22	42	21
Czerwonka	63	63	83	75	Różan	18	10	5	7
Długosiodło	73	74	70	74	Rząśnik	39	69	51	61
Domanice	64	73	57	48	Rzekuń	80	45	15	3
Goworowo	28	59	37	56	Rzewnie	49	25	71	25
Grębków	52	17	45	51	Sabnie	38	39	31	57
Gzy	48	46	14	18	Sadowne	24	37	21	41
Huszlew	34	18	63	15	Sarnaki	7	8	10	12
Jabłonna Lacka	29	20	26	19	Siedlce	41	28	6	22
Jednorozec	74	82	82	80	Skórzec	67	76	72	81
Kadzidło	40	67	47	46	Sokołów Podlaski	27	38	35	59
Karniewo	26	24	43	64	Somianka	59	40	48	45
Korczew	19	12	9	28	Stara Kornica	12	23	24	33
Korytnica	31	61	80	72	Stary Lubotyń	50	48	67	68
Kosów Lacki	43	32	56	76	Sterdyń	8	5	7	13
Kotuń	32	58	17	43	Stoczek	84	83	54	71
Krasne	42	33	59	47	Suchożebry	54	51	49	2
Krasnosielc	61	81	79	5	Sypniewo	45	14	60	63
Krzynowłoga Mała	70	56	73	78	Szelków	82	79	84	83
Lelis	22	30	34	20	Szulborze Wielkie	2	42	44	35
Liw	37	43	38	37	Świercze	81	84	32	65
Łochów	9	41	19	14	Troszyn	53	19	25	36
Łosice	47	9	8	11	Wąsewo	58	68	78	84
Łyse	14	44	30	17	Wierzbo	23	34	62	49
Małkinia Górna	60	62	18	23	Winnica	46	57	52	30
Miedzna	4	3	4	6	Wiśniew	76	75	66	77
Młynarze	13	15	68	9	Wodynie	62	65	58	54
Mokobody	17	21	40	24	Wyszków	68	35	13	10
Mordy	20	13	36	31	Zabrodzie	79	64	23	67
Myszyniec	72	80	77	69	Zareby Kościelne	77	71	75	79
Nur	33	16	1	1	Zatory	51	27	41	58
Obyte	75	77	74	50	Zbuczyn	35	36	55	44

W latach 2013 i 2014 najwyższą lokatę zajmowała gmina Paprotnia, a w latach 2015 i 2016 — Nur, która w 2013 r. plasowała się na 33 miejscu, a w 2014 r. — na 16. Analiza danych z tabl. 3 pozwala również stwierdzić, że w 2016 r. 36 gmin odnotowało spadek pozycji w rankingu, największy (o 54 pozycje) — Pokrzywnica. Jedna gmina (Liw) pozostała na tym samym miejscu. Najwyższy wzrost osiągnęła gmina Rzekuń (o 77 pozycji).

W każdym roku badanego okresu wyróżniono cztery klasy typologiczne ze względu na poziom kondycji finansowej gmin (klasa I — poziom wysoki, II — średni wysoki, III — średni niski i IV — niski). Liczebność poszczególnych klas przedstawia tabl. 4.

TABL. 4. LICZEBNOŚĆ KLAS TYPOLOGICZNYCH

Klasy	2013	2014	2015	2016
I	12	11	13	13
II	25	23	25	16
III	37	42	33	46
IV	10	8	13	9

Źródło: opracowanie własne.

Na podstawie danych zawartych w tabl. 4 można stwierdzić, że w analizowanym okresie najliczniejszą grupę stanowiły gminy zaliczone do klasy III. Klasa I skupiała 15% gmin podregionu ostrołęcko-siedleckiego, przede wszystkim gminy pow. makowskiego (4), 2 gminy pow. sokołowskiego i łosickiego oraz po 1 gminie z pow.: ostrowskiego, ostrołęckiego, siedleckiego, węgrowskiego i wyszkowskiego. Klasę II tworzyły głównie gminy pow. ostrołęckiego (4); nie było w niej ani jednej gminy pow. węgrowskiego. W klasie III największy udział miały gminy pow. ostrowskiego (7) oraz po 3 gminy z pow.: makowskiego, sokołowskiego i przasnyskiego. Do klasy IV należało 10% gmin objętych badaniem: po 2 z pow. siedleckiego i przasnyskiego oraz po 1 z pow.: makowskiego, sokołowskiego i ostrowskiego.

Jak już wspomniano, trzon klasy o najlepszej kondycji finansowej stanowiły gminy pow. makowskiego (30%). Ich udział w kolejnych grupach malał; najniższy poziom (14%) osiągnął w klasie IV. Odwrotna tendencja występowała w przypadku gmin pow.: siedleckiego, węgrowskiego i pułtuskiego.

Analizując klasy typologiczne ze względu na średni poziom zmiennych zakwalifikowanych do badania, można stwierdzić, że:

- średni poziom zadłużenia przypadającego na mieszkańca w gminach z klasy IV wynosił 450 zł i był tam wyższy o 52 zł niż w gminach z klasy I, a najwyższą średnią wartością omawianej zmiennej odznaczały się gminy z klasy III;
- średni czas oczekiwania na wpływ należności w 2016 r. był najkrótszy w klasie III. Czas oczekiwania był o 15 dni krótszy niż w gminach o lepszej kondycji finansowej. Jest to zjawisko niepokojące, ponieważ pomimo terminowego regulowania należności jednostki te mają problemy z utrzymaniem dobrego po-

ziomu kondycji finansowej. Należy zaznaczyć, że w żadnej z badanych klas nie doszło do przekroczenia górnej granicy wymagalności spłaty środków należnych gminie;

- w 2016 r. wydatki były pokrywane z własnych środków najdłużej (średnio 143 dni budżetowe) przez gminy zaliczone do klasy I. Gminom z klasy IV własnych środków wystarczało średnio na 81 dni budżetowych;
- najwyższy wskaźnik subwencji (informujący o uzależnieniu się gminy od transferów z budżetu państwa) cechował gminy z klasy III. Sfinansowały one 184 dni budżetowe z transferów o przeznaczeniu ogólnym. Pozytywnym zjawiskiem jest zmniejszanie się poziomu tego wskaźnika we wszystkich klasach typologicznych;
- analiza wskaźnika dotacji w dniach wykazała, że badane gminy średnio przez ponad 30 dni korzystały z transferów celowych w finansowaniu działalności.

Podsumowanie

W badaniach ekonomicznych często stosuje się metody porządkowania liniowego w celu porównania i oceny obiektu oraz zjawisk wielocechowych. W artykule przedstawiono możliwość wykorzystania wielowymiarowej analizy porównawczej do dokonania klasyfikacji gmin ze względu na ich kondycję finansową. Wyniki przeprowadzonego badania pozwalają wysnuć następujące wnioski:

1. Biorąc pod uwagę przyjęte do analizy cechy diagnostyczne, gminy w badanym okresie najbardziej różniły się pod względem zadłużenia przypadającego na mieszkańca, a najmniej pod względem poziomu otrzymywanych subwencji.
2. Podział gmin na klasy jednostek o podobnym poziomie kondycji finansowej pozwala stwierdzić, że w klasach o wysokim poziomie (I) dominowały gminy pow. makowskiego, natomiast w klasie o niskim poziomie (IV) — gminy pow. siedleckiego i przasnyskiego.
3. Najliczniejszą klasę utworzyły gminy o średnim niższym poziomie kondycji finansowej (III — 55% badanych gmin). Najmniej liczna była klasa o niskim poziomie (IV), a chociaż jej skład w badanym okresie się zmieniał, to trzy gminy: Jednorożec, Obryte i Szeków pozostawały w niej niezmiennie. Nieco liczniejsza była klasa o najwyższym poziomie kondycji finansowej (I). Gminy takie, jak: Miedzna, Paprotnia, Ceranów i Sarnaki znajdowały się w niej przez wszystkie badane lata.
4. Poziom kondycji finansowej w 44% gmin uległ obniżeniu. Największe negatywne zmiany zauważa się w gminie Pokrzywnica.
5. Zróżnicowanie kondycji finansowej gmin w podregionie siedlecko-ostrołęckim jest znaczące. W 2016 r. dystans dzielący gminę o niskim poziomie, zaliczoną do klasy IV, od gminy o wysokim poziomie, z klasy I, wyniósł 0,341. Pozytywnym zjawiskiem jest zmniejszenie się tej różnicy w porównaniu z rokiem 2013 (0,429).

6. Najwyższym średnim poziomem zadłużenia charakteryzowały się gminy z klasy IV. Jednocześnie gminy te najkrócej finansowały działalność ze środków pochodzących z własnej bazy ekonomicznej.

Wyniki przeprowadzonego badania dają samorządom możliwość porównania własnej sytuacji finansowej z sytuacją gmin sąsiednich lub gmin o podobnych warunkach ekonomiczno-społecznych. Wnioski wyciągnięte na tej podstawie mogą pozwolić lokalnym władzom na wytyczenie potencjalnych kierunków optymalizacji struktury finansów lokalnych.

dr Monika Wakuła — *Uniwersytet Przyrodniczo-Humanistyczny w Siedlcach*

LITERATURA

- Bartosiewicz, S. (2007). Próby ustalenia punktu wzorcowego i antywzorcowego dla konstrukcji ścieżki proporcjonalnego rozwoju. *Przegląd Statystyczny*, (3).
- Bednarski, L. (2007). *Analiza finansowa w przedsiębiorstwie*. Warszawa: PWN.
- Bednarski, L., Waśniewski T. (1996). *Analiza finansowa w zarządzaniu przedsiębiorstwem*. Warszawa: Fundacja Rozwoju Rachunkowości w Polsce.
- Borys, T. (1978). Metody normowania cech w statystycznych badaniach porównawczych. *Przegląd Statystyczny*, (2).
- Cabaleiro-Casal, R., Buch-Gómez, E. J., Vaamonde Liste, A. (2013). Developing a Method to Assessing the Municipal Financial Health. *American Review of Public Administration*, 43(6).
- Clark, B. Y. (2015). Evaluating the Validity and Reliability of the Financial Condition Index for Local Governments. *Public Budgeting & Finance*, 66.
- Czekaj, J., Dresler, Z. (2008). *Zarządzanie finansami przedsiębiorstw. Podstawy teorii*. Warszawa: PWN.
- Dylewski, M. (2009). Kierunki i kryteria wykorzystania metod oceny sytuacji finansowej jednostek samorządu terytorialnego w warunkach kryzysu. *Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego*, (530).
- Dylewski, M., Filipiak, B., Gorzałczyńska-Koczkodaj, M. (2004). *Analiza finansowa w jednostkach samorządu terytorialnego*. Warszawa: Municipium.
- Dylewski, M., Filipiak, B., Gorzałczyńska-Koczkodaj, M. (2006). *Finanse samorządowe, Narzędzia, decyzje, procesy*. Warszawa: Wydawnictwo Naukowe PWN.
- Dziechciarz, J., Strahl, D., Walesiak, M. (2001). Data Set Normalization for Banks Performance Assessment, *Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu*, (915).
- Filipiak, B. (2009). *Metodyka kompleksowej oceny gospodarki finansowej jednostki samorządu terytorialnego*. Warszawa: Difin.
- Gantar, E., Walesiak, M. (2004). *Metody statystycznej analizy wielowymiarowej w badaniach marketingowych*. Wrocław: Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu.
- Gorzela G. (1979). Dobór zmiennych w statystycznej analizie porównawczej — metody (I). *Wiadomości Statystyczne*, (3).
- Groves, S. M. (1984). *An introduction to Evaluating Financial Condition. W: J. Matzer, Practical Financial Management. New Techniques for local Government*. Washington: ICMA.

- Hamrol, M. (2013). Niedocenione aspekty badania sprawozdania finansowego. Zarządzanie finansami. Mierzenie wyników przedsiębiorstwa i ocena efektywności inwestycji. *Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego*, (760).
- Hellwig, Z. (1968). Zastosowanie metody taksonomicznej do typologicznego podziału krajów ze względu na poziom ich rozwoju i strukturę weryfikacyjną kadr. *Przegląd Statystyczny*, (4).
- Hendrick, R. (2004). Assessing and measuring the fiscal health of local governments. *Urban Affairs Review*, 40(1).
- Hozer, J., Tarczyński, W., Gazińska, M., Wawrzyniak, K., Batóg, J. (1997). *Metody ilościowe w analizie finansowej przedsiębiorstwa*. Warszawa: GUS.
- Jajuga, K. (1993). *Statystyczna analiza wielowymiarowa*. Warszawa: PWN.
- Kowalczyk, M. (2017). *Podstawy analizy ekonomiczno-finansowej w jednostkach samorządu terytorialnego*. Warszawa: Difin.
- Nowak, S. (1985). *Metodologia badań społecznych*. Warszawa: PWN.
- Oleksyk, P. (2015). Wykorzystanie narzędzi analizy finansowej w planowaniu finansowym jednostek samorządu terytorialnego. *Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu*, (388).
- Rivenbark, W. C., Roenigk, D. J., Allison, G. S. (2010). Conceptualizing Financial Condition in Local Government. *Journal of Public Budgeting, Accounting & Financial Management*, 22(2).
- Roman, P. (2000). *Makroekonomiczne instrumenty planowania i analizy w zarządzaniu gospodarką lokalną*. Warszawa: SGH.
- Siemińska, E. (2003). *Finansowa kondycja firmy, metody pomiaru i oceny*. Warszawa: Poltext.
- Sierpińska, M., Wędzki, D. (1997). *Zarządzanie płynnością finansową w przedsiębiorstwie*. Warszawa: PWN.
- Sokołowski, A. (1984). Wybrane zagadnienia pomiaru i ważenia cech w taksonomii. *Zeszyty Naukowe Akademii Ekonomicznej*, (203).
- Wakuła, M. (2005). Samodzielność finansowa gminy. *Samorząd Terytorialny*, (5).
- Wesołowski, W. J. (1975). *Programowanie nowej techniki*. Warszawa: PWN.

Summary. *The aim of the article is to classify gminas of Ostrołęka-Siedlce subregion in terms of their financial condition. The research was conducted on the basis of data from the Local Data Bank for the years 2013—2016 concerning the state of finances in 84 gminas of the analysed subregion. The method of linear ordering was used. On the basis of the constructed synthetic development measure, four typological classes were distinguished. The first group consisted of gminas achieving the best financial results, whereas the fourth one included gminas with the weakest financial situation.*

The research indicates that the most numerous group consists of units with lower than average financial condition (the third class) — 55% of all local governments.

Keywords: financial condition, gmina, methods of linear ordering.

STATYSTYKA W SPOŁECZEŃSTWIE INFORMACYJNYM

Wirginia DORYŃ

Analiza wydźwięku dyskusji na posiedzeniach decyzyjnych Rady Polityki Pieniężnej¹

Streszczenie. *Komunikaty banku centralnego stanowią ważne uzupełnienie instrumentów polityki pieniężnej. Celem artykułu jest przedstawienie wyników ilościowego badania wydźwięku oficjalnych komunikatów NBP w języku angielskim, będących opisami dyskusji prowadzonych na posiedzeniach decyzyjnych Rady Polityki Pieniężnej, opublikowanych w latach 2007—2017. Do oceny wydźwięku wykorzystano listę słów opracowaną przez Bennaniego i Neuenkircha (2017). Wyznaczone miary wydźwięku zestawiono z miernikami koniunktury gospodarczej.*

Stwierdzono, że wydźwięk komunikatów dość silnie koreluje z ankietowymi miernikami koniunktury oraz w mniejszym stopniu z indeksem produkcji sprzedanej przemysłu, mając w stosunku do tych wskaźników charakter wyprzedzający o dwa miesiące. Uzyskane wyniki wskazują również na istotny związek pomiędzy wydźwiękiem komunikatów NBP a koniunkturą gospodarczą w Niemczech, krajach strefy euro oraz Unii Europejskiej.

Słowa kluczowe: polityka monetarna, komunikacja banków centralnych, analiza sentymentu.

JEL: E52, E58, C49

¹ Tekst powstał w ramach projektu Narodowego Centrum Nauki (NCN) *Oczekiwania i niepewność co do przyszłej polityki pieniężnej. Wspomagana komputerowo analiza wypowiedzi banków centralnych*, nr umowy UMO 2017/25/B/HS4/01256.

Analiza wydzwięku, nazywana również analizą opinii, jak też określana jako analiza sentymentu², jest dziedziną nauki poświęconą badaniom ludzkich opinii, uczuć, ocen, postaw i emocji. Metoda ta ma korzenie w naukach informatycznych, zyskuje jednak obecnie na znaczeniu w naukach ekonomicznych (Dzieciatko i Spinczyk, 2016). Pojęcia analiza sentymentu i analiza opinii są obecnie zwykle używane wymiennie, chociaż, jak wskazuje Liu (2012), nie są to pojęcia tożsame, ponieważ badania obejmują również m.in.: wydobywanie opinii (*opinion extraction*), eksplorację sentymentu (*sentiment mining*), analizę subiektywności, emocji i uczuć (*subjectivity analysis, affect analysis, emotion analysis*) czy eksplorację recenzji (*review mining*) (Liu, 2012)³. W niniejszym opracowaniu analiza sentymentu dotyczy opisów dyskusji Rady Polityki Pieniężnej (RPP) na posiedzeniach decyzyjnych (tzw. *minutes*). Badaniu podlegał wydzwięk pojedynczego komunikatu NBP napisanego w języku angielskim. Zastosowana metoda badawcza pomiaru wydzwięku tekstu pozwoliła na wyznaczenie miary przedstawionej na skali od -1 (negatywny wydzwięk tekstu) do 1 (wydzwięk pozytywny).

Obliczoną miarę sentymentu zestawiono następnie ze wskaźnikami koniunktury publikowanymi przez GUS. Pozwoliło to odpowiedzieć na pytania, czy wydzwięk badanych komunikatów NBP jest związany (a jeśli tak, to jak silnie) z kształtowaniem się takich kategorii ekonomicznych jak inflacja, produkcja, czy też z wynikami jakościowych badań koniunktury gospodarczej prowadzonych metodą testu koniunkturalnego.

Przeprowadzona analiza umożliwi również odpowiedź na pytanie, czy wydzwięk *minutes* może służyć do oceny zmian aktywności gospodarczej, tzn. w jakim stopniu wydzwięk badanych komunikatów opisuje dynamikę procesów gospodarczych w Polsce.

METODYKA BADANIA

W badaniu wzięto pod uwagę wydzwięk pojedynczego komunikatu w języku angielskim⁴ ze względu na przyjętą jego miarę. Warto przy tym zaznaczyć, że badanie tekstów w języku angielskim jest stosunkowo częstą praktyką badawczą m.in. z powodu ograniczonej dostępności narzędzi przetwarzania języka polskiego (Gładysz, 2016, s. 32 i literatura tam cytowana). W świetle prowadzonych badań, efektywne wyznaczenie sentymentu możliwe jest również dla teks-

² W literaturze polskiej można znaleźć także określenia drażnienie opinii (Małyszko, 2015, s. 44) i analiza opinii konsumenckich (m.in.: Lula, 2011; Tuchowski i Wójcik, 2015; Gładysz, 2016).

³ Zdaniem Pang i Lee (2008, s. 8) do listy terminów używanych do określenia badania opinii, sentymentu czy subiektywności tekstów należy również zaliczyć: eksplorację opinii (*review mining*), wydobywanie ocen (*appraisal extraction*) i informatykę afektywną (*affective computing*).

⁴ Komunikaty te są publikowane na stronie internetowej NBP — <http://www.nbp.pl/homen.aspx?f=/en/onbp/organizacja/minutes.html>.

tów, które przetłumaczono na język angielski w sposób automatyczny (Wan, 2008; Shalunts, Backfried i Commeignes, 2016)⁵.

Badane komunikaty są oficjalnym narzędziem komunikacji banku centralnego i stanowią uzupełnienie tradycyjnych instrumentów polityki pieniężnej. W komunikatach tych prezentowane są najważniejsze zagadnienia rozpatrywane podczas posiedzeń RPP oraz argumenty podnoszone podczas dyskusji (Rada Polityki Pieniężnej, 2008). Jak podaje Rozkrut (2011), decyzja o publikacji *minutes* przez NBP wpisała się w powszechną tendencję do zwiększania przejrzystości polityki pieniężnej. Decyzja ta wynikała z nieoczekiwanej serii podwyżek stóp procentowych w 1994 r. dokonanych przez amerykańską Rezerwę Federalną. Przekazywane komunikaty oddziaływały na oczekiwania uczestników rynku (Brzeszczyński, Gajdka i Kutan, 2015, s. 340 i 341 oraz literatura tam cytowana). Prowadzenie przejrzystej i wiarygodnej polityki pieniężnej przyczynia się natomiast do redukcji asymetrii informacyjnej i pozwala przewidywać przyszłe decyzje władz monetarnych (Włodarczyk, 2008, s. 44 i 45 i literatura tam cytowana).

Opisy dyskusji RPP na posiedzeniach decyzyjnych ukazują się regularnie, z częstotliwością bliską miesięcznej⁶. Badany zbiór obejmuje komunikaty od kwietnia 2007 r. do października 2017 r., co wynika z dostępności danych.

Prowadzona analiza wpisuje się w tzw. podejście słownikowe (*dictionary approach*). Polega ono na identyfikowaniu słów będących nośnikiem opinii, a następnie dokonywaniu oceny wydźwięku na podstawie liczby słów mających pozytywne bądź negatywne konotacje. Takie podejście wymaga zdefiniowania słów o znaczeniu negatywnym bądź pozytywnym dla opisywanego zjawiska oraz pozwala na dostosowanie wykorzystywanego słownika do badanych tekstów. Metoda ta jest dość często wykorzystywana w pracach z zakresu polityki pieniężnej (Sadique, In, Veeraraghavan i Wachtel, 2013; Hansen i McMahon, 2016) i pozwala na wyrażenie wydźwięku badanego tekstu za pomocą następującej miary:

$$sent_t = \frac{\#pos_t - \#neg_t}{\#pos_t + \#neg_t}$$

gdzie:

$\#pos_t, \#neg_t$ — odpowiednio liczba słów nacechowanych pozytywnie/negatywnie,

t — subskrypt czasu.

⁵ Inne możliwości wyznaczenia sentymentu obejmują m.in. tłumaczenie listy słów o wydźwięku pozytywnym/negatywnym na język polski, jak również tłumaczenie maszynowe komunikatów w języku polskim na język angielski (Wan, 2008).

⁶ Przykładowo, w 2016 r. odbyło się 11 posiedzeń decyzyjnych RPP, których daty to: 14 I, 3 II, 11 III, 6 IV, 6 V, 8 VI, 6 VII, 7 VIII, 9 IX, 5 X i 7 XII.

W celu zbadania stabilności wyników wykorzystano, w charakterze alternatywnych miar sentymentu, udział słów nacechowanych pozytywnie w liczbie słów w badanym tekście, tj. w długości komunikatu mierzonego liczbą słów po odrzuceniu tzw. *stopwords*, czyli słów o niewielkim znaczeniu (Loster, 2016, s. 177):

$$pos_t = \frac{\#pos_t}{\#content_t}$$

oraz bezwzględną liczbę słów o wydzwięku negatywnym $neg_t = \#neg_t$.

W opracowaniu wykorzystano listy słów odpowiadających odpowiednio pozytywnemu i negatywnemu wydzwiękowi, jakie zaproponowali Bennani i Neuenkirch (2017) (por. również Apel i Blix Grimaldi, 2012)⁷.

Obliczone wskaźniki sentymentu zestawiono ze wskaźnikami pokazującymi sytuację gospodarczą, publikowanymi z częstotliwością miesięczną. W badaniu wykorzystano:

- indeks produkcji sprzedanej przemysłu — dane dla Polski, 28 krajów Unii Europejskiej (UE), 19 krajów strefy euro oraz Niemiec — głównego partnera handlowego Polski (odpowiednio: PI_PL , PI_EU , PI_E i PI_DE);
- zharmonizowany wskaźnik cen konsumpcyjnych dla Polski (Harmonised Index of Consumer Prices — $HICP$);
- miesięczny wskaźnik cen towarów i usług konsumpcyjnych w Polsce (Price Indices of Consumer Goods and Services — CPI);
- wskaźnik bieżącej sytuacji gospodarczej przedsiębiorstw przemysłu przetwórczego (Business Tendency — $BT1$);
- wskaźnik ufności konsumenckiej (Consumer Confidence Indicator — CCI);
- wskaźnik koniunktury w przemyśle przetwórczym (Industrial Confidence Indicator — ICI);
- wskaźnik nastrojów gospodarczych (Economic Sentiment Indicator — ESI).

Uzasadnienie doboru wskaźników jest następujące:

— spośród wszystkich wskaźników koniunktury wskaźniki odnoszące się do realnej sfery gospodarki w największym stopniu odzwierciedlają przebieg cyklu *ex post* (Ulrichs, Błażej i Jędrych, 2014, s. 7), w szczególności dane dotyczące produkcji przemysłowej są wykorzystywane jako tzw. szereg referencyjny w konstrukcji zagregowanych wskaźników koniunktury (Ulrichs, Błażej i Jędrych, 2014, s. 8);

⁷ Słowa o wydzwięku pozytywnym: *accelerat**, *better*, *boom**, *emerg**, *expansion*, *fast**, *favorable**, *firm**, *great**, *high**, *improv**, *increas**, *larger*, *positive*, *rais**, *ris**, *stabiliz**, *stable*, *strengthen**, *strong**, *subdued*, *unsustainable*, *upside*, *upswing*, *upturn*, *upward**. Słowa o wydzwięku negatywnym: *collaps**, *contraction*, *dampen**, *decelerat**, *declin**, *decreas**, *delay**, *depression*, *destabiliz**, *deteriorat**, *difficul**, *diminish**, *disappear**, *downside*, *downswing*, *downturn*, *downward**, *fall**, *fragil**, *low**, *negative*, *poor*, *recession**, *slow**, *sluggish*, *small**, *struggling*, *sustainable*, *unfavorable**, *unstable*, *weak**, *worse* (Bennani i Neuenkirch, 2017). Gwiazdkami oznaczono dowolną końcówkę, w tym pustą. Takim zapisem posłużyli się Bennani i Neuenkirch. Brak gwiazdki np. przy *stable* nie jest błędem — tak jest w cytowanym artykule.

— jak wynika z badań (Kotłowski, 2006), RPP w dużej mierze opiera decyzje na bieżących wartościach dynamiki produkcji przemysłowej, a także na poziomie inflacji⁸.

Dodatkowo do badania włączono następujące wskaźniki koniunktury odzwierciedlające przekonania ankietowanych podmiotów dotyczące ich sytuacji gospodarczej — bieżącej oraz przewidywanej:

ESI — średnia ważona ze wskaźników klimatu koniunktury w: przemyśle (40%), budownictwie (5%), usługach (30%), popycie konsumpcyjnym (20%) oraz handlu detalicznym (5%) (European Commission, 2017, s. 23);

CCI — wyraża przewidywania gospodarstw domowych co do zmian w następnych 12 miesiącach w odniesieniu do sytuacji finansowej i oszczędności gospodarstwa domowego oraz ogólnej sytuacji ekonomicznej w kraju i liczby osób bezrobotnych (European Commission, 2017, s. 18);

ICI — odzwierciedla ocenę podmiotów gospodarczych dotyczącą: bieżącego portfela zamówień, zapasów produktów gotowych oraz oczekiwań co do zmian produkcji w najbliższych 3 miesiącach (European Commission, 2017, s. 17);

BT1 — informuje o bieżącej kondycji badanych podmiotów.

W celu skwantyfikowania siły powiązań pomiędzy poszczególnymi wskaźnikami a wyznaczonym wydzwiekiem opisów dyskusji na posiedzeniach decyzyjnych RPP posłużono się analizą korelacji jednoczesnych oraz krzyżowych. Jak wskazują Boukus i Rosenberg (2006), wątki poruszane w komunikatach odzwierciedlają obecne i przyszłe warunki ekonomiczne, dlatego rozważano wpływ na wydzwiek *minutes* przyszłych wartości wskaźników opisujących warunki makroekonomiczne. Z uwagi na fakt, że polityka pieniężna jest z jednej strony uwarunkowana konkretną sytuacją gospodarczą, a z drugiej również ją kształtuje, przyjęto maksymalne 2-miesięczne wyprzedzenie, zakładając tym samym, że wpływ polityki pieniężnej na warunki ekonomiczne ujawnia się w dłuższym okresie. W badaniu dopuszczano również opóźnienia w oddziaływaniu rozważanych wskaźników na bieżącą wartość sentymentu komunikatów nie większe niż 6-miesięczne.

Szeregi danych oczyszczono z wahań sezonowych oraz poddano filtracji w celu wyodrębnienia komponentu cyklicznego z wykorzystaniem filtra Hodricka-Prescotta (Hodrick i Prescott, 1997), który pozwala uniknąć problemu ucięcia obserwacji. Obliczenia przeprowadzono z wykorzystaniem pakietu EViews 7.1 z parametrem wygładzania lambda 129600 sugerowanym w przypadku danych miesięcznych (Ravn i Uhlig, 2002) (por. Adamowicz, Dudek, Pachucki i Walczyk, 2008). Dane tekstowe przetwarzano z wykorzystaniem zasobów pakietu Natural Language Tool kit (NLTK) w języku Python.

⁸ Jak wskazuje Kotłowski (2006), członkowie RPP w głosowaniu nie kierują się zmianami kursu walutowego.

WYNIKI BADANIA

Najczęściej pojawiającymi się słowami w badanych komunikatach RPP były typowe *stopwords* (tabl. 1). Wyrazy te to przedimek *the*, przyimki: *in*, *of* i *to* oraz zaimek *that*.

TABL. 1. NAJCZĘŚCIEJ POJAWIAJĄCE SIĘ WYRAZY

Wyrazy	Liczba powtórzeń
<i>the</i>	19667
<i>in</i>	10785
<i>of</i>	8653
<i>that</i>	4879
<i>to</i>	4586

Źródło: obliczenia własne.

Słowa te nie mają znaczenia dla identyfikacji wydzwięku badanych tekstów, dlatego zdecydowano się na ich usunięcie. W tabl. 2 zaprezentowano wyrazy najczęściej pojawiające się w komunikatach po wykluczeniu standardowej listy *stopwords*⁹ dla języka angielskiego, dostępnej poprzez pakiet NLTK. Jak wskazuje Loster (2016), dobór słów tworzących tę listę ma charakter w dużej mierze arbitralny. W przypadku analizowanych tekstów dyskusyjne jest, czy słowa takie jak *council* i *member* niosą ze sobą dodatkową informację. Biorąc jednak pod uwagę metodę badawczą, przyjęta lista *stopwords* nie ma wpływu na uzyskane wyniki.

TABL. 2. NAJCZĘŚCIEJ POJAWIAJĄCE SIĘ WYRAZY ORAZ RDZENIE WYRAZÓW PO WYKLUCZENIU STOPWORDS

Wyrazy Rdzenie wyrazów	Liczba powtórzeń
10 najczęściej powtarzających się wyrazów	
<i>council</i>	3662
<i>members</i>	3572
<i>growth</i>	3296
<i>inflation</i>	2111
<i>economic</i>	1905
<i>rate</i>	1533
<i>pointed</i>	1481
<i>interest</i>	1382

⁹ Lista tzw. *stopwords* — słów najczęściej występujących, bez wartości informacyjnej: *i, me, my, myself, we, our, ours, ourselves, you, your, yours, yourself, yourselves, he, him, his, himself, she, her, hers, herself, it, its, itself, they, them, their, theirs, themselves, what, which, who, whom, this, that, these, those, am, is, are, was, were, be, been, being, have, has, had, having, do, does, did, doing, a, an, the, and, but, if, or, because, as, until, while, of, at, by, for, with, about, against, between, into, through, during, before, after, above, below, to, from, up, down, in, out, on, off, over, under, again, further, then, once, here, there, when, where, why, how, all, any, both, each, few, more, most, other, some, such, no, nor, not, only, own, same, so, than, too, very, s, t, can, will, just, don, should, now, d, ll, m, o, re, ve, y, ain, aren, couldn, didn, doesn, hadn, hasn, haven, isn, ma, mightn, mustn, needn, shan, shouldn, wasn, weren, won, wouldn.*

**TABL. 2. NAJCZĘŚCIEJ POJAWIAJĄCE SIĘ WYRAZY ORAZ RDZENIE WYRAZÓW
PO WYKLUCZENIU STOPWORDS (dok.)**

Wyrazy Rdzenie wyrazów	Liczba powtórzeń
10 najczęściej powtarzających się wyrazów	
<i>also</i>	1227
<i>Poland</i>	1091
10 najczęściej powtarzających się rdzeni wyrazów^a	
<i>council</i>	3662
<i>member</i>	3602
<i>growth</i>	3296
<i>rate</i>	2607
<i>inflat</i>	2111
<i>econom</i>	1915
<i>point</i>	1673
<i>interest</i>	1384
<i>also</i>	1227
<i>economi</i>	1172

^a Rdzenie wyrazów zostały wyodrębnione z użyciem algorytmu Portera (1980) zaimplementowanego w pakiecie NLTK.

U w a g a. Działanie algorytmu Portera polega na obcinaniu końcówek wyrazów bądź ich zmianie według ściśle określonych reguł. Przykładowo, rezultatem jego działania dla wyrazów *economic* i *economics* jest rdzeń *econom*, natomiast w przypadku słów *economy* i *economies*, będzie to rdzeń *economi*.

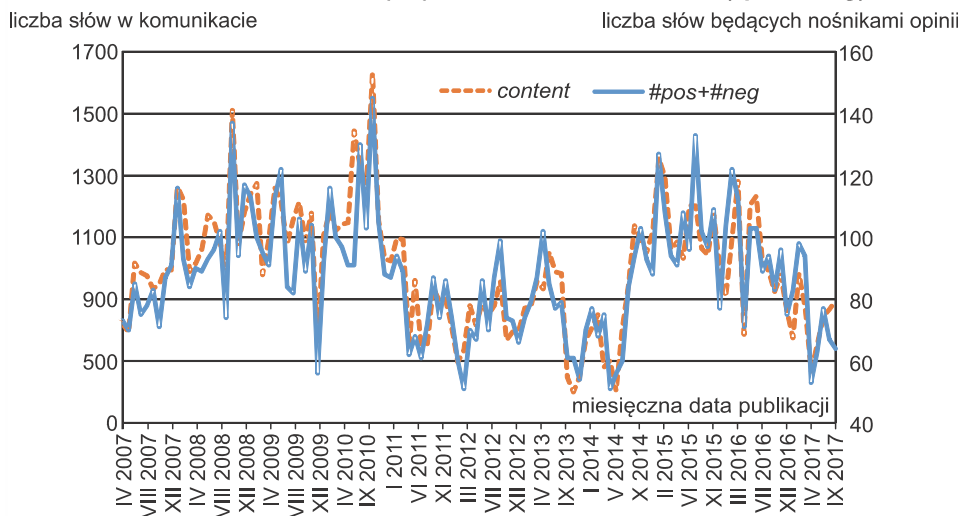
Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

Na wyk. 1. przedstawiono długość komunikatów (po odrzuceniu *stopwords*) oraz liczbę słów będących nośnikami opinii (*sent*). Można zaobserwować, że liczba słów nacechowanych negatywnie/pozytywnie, jak również długość komunikatów rosły od początku badanego okresu do początku trzeciego kwartału 2010 r., po czym nastąpił spadek i stabilizacja na obniżonym poziomie, trwająca do trzeciego kwartału 2014 r. Okres kolejnego wzrostu przypadł na początek 2015 r., a obserwowany obecnie spadek rozpoczął się od połowy 2016 r.

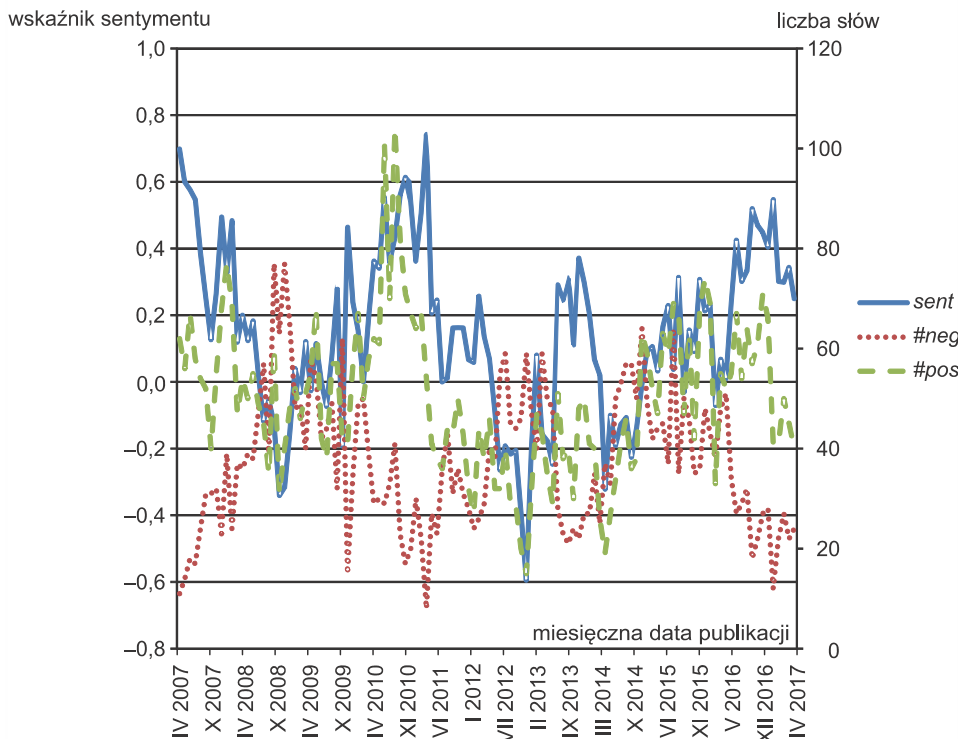
W celu zbadania zgodności pomiędzy wydźwiękiem *minutes* a faktyczną sytuacją ekonomiczną przeprowadzono analizę zależności pomiędzy komponentami cyklicznymi wskaźników z wykorzystaniem analizy korelacji jednoczesnych i krzyżowych. Szereg czasowy sentymentu komunikatów NBP przyjęto jako stały, a szeregi pozostałych wskaźników ulegały przesunięciu odpowiednio od opóźnienia o 6 okresów (miesiące) do przyspieszenia o 2 miesiące. Było to podyktowane chęcią zbadania, w jakim zakresie RPP reaguje (potencjalnie) na przeszłe wydarzenia, a w jakim stopniu antycypuje wydarzenia z najbliższej przyszłości (Baranowski, 2014; Kotłowski, 2016). Z uwagi na fakt, że kształtowanie się zmiennych ekonomicznych jest zależne od reakcji RPP, zrezygnowano z badania siły związku dla wyższych rządów przyspieszeń.

Wartość wskaźnika *sent* większa (mniejsza) niż 0 oznacza pozytywny (negatywny) wydźwięk badanego tekstu, natomiast wartość równa zero (odpowiadająca sytuacji, gdy liczba słów negatywnych i pozytywnych jest jednakowa) odpowiada neutralnemu wydźwiękowi wypowiedzi. Wykr. 2. przedstawia wskaźnik sentymentu dla badanych tekstów oraz liczby słów pozytywnych *#pos* i negatywnych *#neg* dla każdego komunikatu.

**WYKR. 1. DŁUGOŚĆ KOMUNIKATÓW (*content*)
ORAZ LICZBA SŁÓW BĘDĄCYCH NOŚNIKAMI OPINII (*#pos+#neg*)**



**WYKR. 2. LICZBA SŁÓW POZYTYWNYCH (*#pos*) I NEGATYWNYCH (*#neg*)
ORAZ WSKAŹNIK SENTYMENTU (*sent*) PROTOKOŁÓW Z POSIEDZEŃ RPP**



Źródło: jak przy wyk. 1.

W tabl. 3 podsumowano wyniki korelacji krzyżowych pomiędzy wskaźnikami sytuacji gospodarczej a obliczonymi wskaźnikami sentymentu.

TABL. 3. WSPÓŁCZYNNIKI KORELACJI MIĘDZY WYZNACZONYMI MIERNIKAMI WYDŹWIĘKU MINUTES NBP ORAZ WYBRANYMI WSKAŹNIKAMI MAKROEKONOMICZNYMI

Wskaźniki	<i>sent</i>			<i>pos</i>			<i>neg</i>		
	r_0	r_{max}	t_{max}	r_0	r_{max}	t_{max}	r_0	r_{max}	t_{max}
<i>PI_PL</i>	0,46 0,000 [126]	0,53 0,000 [124]	-2 x x	0,39 0,000 [126]	0,43 0,000 [124]	-2 x x	-0,47 0,000 [126]	-0,54 0,000 [124]	-2 x x
<i>PI_EU</i>	0,33 0,000 [125]	0,48 0,000 [123]	-2 x x	0,28 0,001 [125]	0,40 0,000 [123]	-2 x x	-0,37 0,000 [125]	-0,49 0,000 [123]	-2 x x
<i>PI_E</i>	0,32 0,000 [125]	0,47 0,000 [123]	-2 x x	0,27 0,002 [125]	0,39 0,000 [123]	-2 x x	-0,36 0,000 [125]	-0,49 0,000 [123]	-2 x x
<i>PI_DE</i>	0,26 0,003 [125]	0,42 0,000 [123]	-2 x x	0,23 0,011 [125]	0,35 0,000 [123]	-2 x x	-0,35 0,000 [125]	-0,49 0,000 [123]	-2 x x
<i>HICP</i>	-0,19 0,035 [127]	-0,40 0,000 [127]	6 x x	-0,16 0,079 [127]	-0,35 0,000 [127]	5 x x	-0,11 0,219 [127]	-0,14 0,117 [126]	-1 x x
<i>CPI</i>	-0,24 0,007 [127]	-0,39 0,000 [127]	6 x x	-0,21 0,017 [127]	-0,34 0,000 [127]	5 x x	-0,08 0,346 [127]	-0,12 0,175 [125]	-2 x x
<i>BT1</i>	0,31 0,000 [127]	0,46 0,000 [125]	-2 x x	0,27 0,002 [127]	0,39 0,000 [125]	-2 x x	-0,31 0,000 [127]	-0,45 0,000 [125]	-2 x x
<i>ICI_PL</i>	0,50 0,000 [127]	0,61 0,000 [125]	-2 x x	0,38 0,000 [127]	0,49 0,000 [125]	-2 x x	-0,47 0,000 [127]	-0,59 0,000 [125]	-2 x x
<i>ICI_EU</i>	0,64 0,000 [127]	0,72 0,000 [125]	-2 x x	0,49 0,000 [127]	0,57 0,000 [125]	-2 x x	-0,62 0,000 [127]	-0,66 0,000 [125]	-2 x x
<i>ICI_E</i>	0,65 0,000 [127]	0,72 0,000 [125]	-2 x x	0,50 0,000 [127]	0,58 0,000 [125]	-2 x x	-0,63 0,000 [127]	-0,65 0,000 [125]	-2 x x
<i>ICI_DE</i>	0,65 0,000 [127]	0,73 0,000 [125]	-2 x x	0,49 0,000 [127]	0,57 0,000 [125]	-2 x x	-0,64 0,000 [127]	-0,66 0,000 [125]	-2 x x
<i>CCI_PL</i>	0,29 0,001 [127]	0,38 0,000 [125]	-2 x x	0,19 0,034 [127]	0,32 0,000 [125]	-2 x x	-0,22 0,015 [127]	-0,32 0,000 [125]	-2 x x
<i>CCI_EU</i>	0,61 0,000 [127]	0,64 0,000 [125]	-2 x x	0,46 0,000 [127]	0,49 0,000 [125]	-2 x x	-0,54 0,000 [127]	-0,54 0,000 [127]	0 x x
<i>CCI_E</i>	0,67 0,000 [127]	0,72 0,000 [125]	-2 x x	0,51 0,000 [127]	0,55 0,000 [125]	-2 x x	-0,59 0,000 [127]	-0,59 0,000 [127]	0 x x
<i>CCI_DE</i>	0,59 0,000 [127]	0,70 0,000 [125]	-2 x x	0,45 0,000 [127]	0,53 0,000 [125]	-2 x x	-0,58 0,000 [127]	-0,63 0,000 [125]	-2 x x
<i>ESI_PL</i>	0,48 0,000 [127]	0,60 0,000 [125]	-2 x x	0,35 0,000 [127]	0,49 0,000 [125]	-2 x x	-0,43 0,000 [127]	-0,56 0,000 [125]	-2 x x

TABL. 3. WSPÓŁCZYNNIKI KORELACJI MIĘDZY WYZNACZONYMI MIERNIKAMI WYDŹWIEKU MINUTES NBP ORAZ WYBRANYMI WSKAŹNIKAMI MAKROEKONOMICZNYMI (dok.)

Wskaźniki	<i>sent</i>			<i>pos</i>			<i>neg</i>		
	r_0	r_{max}	t_{max}	r_0	r_{max}	t_{max}	r_0	r_{max}	t_{max}
<i>ESI_EU</i>	0,67 0,000 [127]	0,73 0,000 [125]	-2 x x	0,51 0,000 [127]	0,58 0,000 [125]	-2 x x	-0,62 0,000 [127]	-0,63 0,000 [125]	-2 x x
<i>ESI_E</i>	0,70 0,000 [127]	0,76 0,000 [125]	-2 x x	0,53 0,000 [127]	0,61 0,000 [125]	-2 x x	-0,64 0,000 [127]	-0,64 0,000 [125]	-2 x x
<i>ESI_DE</i>	0,69 0,000 [127]	0,76 0,000 [125]	-2 x x	0,54 0,000 [127]	0,60 0,000 [125]	-2 x x	-0,65 0,000 [127]	-0,66 0,000 [126]	-1 x x

U w a g a. r_0 — współczynnik korelacji liniowej Pearsona dla zmiennych jednoczesnych; r_{max} , t_{max} — maksymalna wartość współczynnika korelacji liniowej Pearsona oraz odpowiadające jej opóźnienie/przyspieszenie/jednoczesność; „+” oznacza zmienną opóźnioną względem szeregu odniesienia; „-” oznacza zmienną wyprzedzającą względem szeregu odniesienia; „0” oznacza zmienną jednoczesną; kursywą zapisano poziom istotności, a w nawiasach kwadratowych podano liczbę obserwacji.

Ź r ó d ł o: jak w tabl. 1.

Z obliczeń wynika, że zmiennymi najsilniej skorelowanymi z wyznaczonymi wskaźnikami sentymentu badanych komunikatów były ankietowe miary nastrojów gospodarczych (ESI). Współczynniki korelacji o największej wartości bezwzględnej notowano dla zmiennej *sent* i miar wyrażających nastroje w strefie euro, Niemczech i UE z wyprzedzeniem 2-miesięcznym, które przyjęły wartości z przedziału 0,73—0,76, co wskazuje na silną zależność pomiędzy badanymi zmiennymi. Dla miary opisującej nastroje w Polsce współczynnik korelacji był nieco niższy (0,60) przy takim samym wyprzedzeniu. Należy jednocześnie zauważyć, że różnica pomiędzy maksymalną wartością współczynnika korelacji a wartością dla zmiennych jednoczesnych wynosiła od 0,06 do 0,07 w przypadku strefy euro, UE i Niemiec, natomiast 0,13 w przypadku Polski.

Nieco niższe wartości współczynników korelacji uzyskano dla zmiennych wyrażających koniunkturę w przemyśle przetwórczym oraz wskaźników ufności konsumenckiej, dla których maksymalną wartość (odpowiednio 0,72—0,73 w przypadku *ICI* oraz 0,6—0,72 w przypadku *CCI*) uzyskano ponownie dla 2-miesięcznych wyprzedzeń dla Niemiec (*ICI_DE*, *CCI_DE*), krajów strefy euro (*ICI_E*, *CCI_E*) i UE (*ICI_EU*, *CCI_EU*), przy niższych współczynnikach korelacji (odpowiednio 0,61 i 0,38) dla Polski (*ICI_PL*, *CCI_PL*). Wnioski te znajdują potwierdzenie w przypadku pozostałych rozważanych miar sentymentu (*pos* i *neg*), przy niższych wartościach odpowiednich współczynników korelacji. Wyjątkiem jest współczynnik korelacji zmiennych *neg* i *ESI_DE*, który przyjął największą wartość dla 1-miesięcznego wyprzedzenia oraz wskaźnika ufności konsumenckiej, który wykazywał największy związek z bieżącymi wartościami miar *pos* i *neg*.

Siła związku pomiędzy wydzźwiękiem *minutes* a indeksem produkcji przemysłowej była umiarkowana — najsilniejszą zależność otrzymano dla miernika

produkcji przemysłowej w Polsce (PI_{PL} — 0,53) i wyprzedzenia 2-miesięcznego, przy nieco niższych wartościach współczynnika korelacji dla produkcji w UE (PI_{EU} — 0,48), strefie euro (PI_E — 0,47) oraz w Niemczech (PI_{DE} — 0,42). Dla pozostałych miar wydźwięku wypowiedzi również najwyższe wartości współczynnika korelacji co do wartości bezwzględnej odnotowano w przypadku korelacji z indeksem polskiej produkcji przemysłowej.

Zależność o nieco niższej sile odnotowano w przypadku wskaźnika bieżącej ogólnej sytuacji gospodarczej przedsiębiorstw przemysłu przetwórczego w Polsce, dla którego maksymalna wartość współczynnika korelacji wyniosła 0,46 dla wyprzedzenia 2-miesięcznego w przypadku zmiennej *sent*, z nieco niższymi absolutnymi wartościami wskaźników korelacji dla pozostałych miar sentymentu i przy tym samym horyzoncie wyprzedzenia. Jeśli chodzi o zależność pomiędzy badanym wydźwiękiem komunikatów i inflacją w Polsce, to była ona słaba i kształtowała się w granicach 0,39—0,40 w przypadku zmiennej *sent* w zależności od przyjętego miernika inflacji *CPI* i *HICP* oraz 0,34—0,35 w przypadku zmiennej *pos*¹⁰. Największe wartości współczynnika korelacji uzyskano dla wskaźników inflacji opóźnionych o 6 miesięcy (dla zmiennej *sent*) i 5 miesięcy (dla zmiennej *pos*). Co ciekawe, w przypadku zmiennej *neg* zależność ta była statystycznie nieistotna na poziomie istotności 10%, niezależnie od przyjmowanych opóźnień/wyprzedzeń¹¹.

Podsumowanie

Zastosowana metoda analizy wykazała, że mierniki charakteryzujące sentyment komunikatów NBP w większości rozważanych przypadków poprawnie opisują dynamikę aktywności gospodarczej, odzwierciedlając przede wszystkim krótkookresowe trajektorie jej dalszego przebiegu. Wyniki badania pozwalają stwierdzić w szczególności, że mierniki sentymentu komunikatów NBP dobrze odzwierciedlają zmiany ankietowych wskaźników koniunktury (*ESI*, *ISI* i *CCI*) oraz indeksu produkcji sprzedanej przemysłu. Analiza korelacji krzyżowych wykazała również, że analizowane wskaźniki sentymentu mają charakter wyprzedzający o 2 miesiące w stosunku do wyżej wymienionych danych.

Otrzymano również wysokie wartości współczynników korelacji pomiędzy wyznaczoną miarą wydźwięku wypowiedzi przedstawicieli NBP a miarami koniunktury gospodarczej dla Niemiec, strefy euro czy UE, co można wiązać ze

¹⁰ Słaba, ale ujemna korelacja zmiennej wyrażającej sentyment *minutes* ze zmiennymi opisującymi inflację jest sprzeczna z oczekiwaniami. Otrzymany wynik można zinterpretować w kontekście coraz bardziej płaskiej krzywej Philipsa dla gospodarki polskiej (por. Baranowski i Kuchta, 2016; Szafranek, 2017), co oznacza, że wpływ koniunktury na ceny jest coraz słabszy. Ponadto wyniki szacunków Wójcika (2016) wskazują, że krótkookresowa krzywa Phillipsa w Polsce jest płaska (parametr przy luce produkcyjnej nieistotny statystycznie na poziomie istotności 10% i niższym).

¹¹ Rozważano również związek pomiędzy wskaźnikiem sentymentu a stopą bezrobocia, jednak z powodu braku satysfakcjonujących wyników nie zaprezentowano ich w artykule.

specyficzną sytuacją Polski jako małej gospodarki otwartej, która w stopniu znaczącym jest uwarunkowana sytuacją gospodarczą większych gospodarek, w tym największego partnera handlowego (m.in. Goczek i Mycielska, 2017).

Na podstawie przeprowadzonego badania należy uznać, że wyznaczone wskaźniki sentymentu opisów dyskusji RPP są źródłem dodatkowej informacji o kondycji gospodarki. Jednocześnie brak wyraźnego związku pomiędzy wydzwiewkiem *minutes* a takimi miernikami aktywności gospodarczej, jak inflacja czy stopa bezrobocia stanowią pole do kolejnych badań. W szczególności powinno nastąpić rozszerzenie badania o analizy przy pomocy regresji wielorakiej, a także analizę związku pomiędzy wydzwiewkiem komunikatów po posiedzeniach a projekcjami inflacji i PKB publikowanymi przez NBP¹² oraz reakcję sentymentu wypowiedzi NBP na odchylenie inflacji od celu.

dr Wirginia Doryń — Uniwersytet Łódzki

LITERATURA

- Adamowicz, E., Dudek, S., Pachucki, D., Walczyk, K. (2008). Synchronizacja cyklu koniunkturalnego polskiej gospodarki z krajami strefy euro w kontekście struktury tych gospodarek. W: *Raport na temat pełnego uczestnictwa Rzeczypospolitej Polskiej w trzecim etapie unii gospodarczej i walutowej*. Projekty badawcze. Pobrane z: https://ssl.nbp.pl/publikacje/o_euro/re11.pdf#page=12. Warszawa: NBP.
- Apel, M., Blix Grimaldi, M. (2012). *The Information Content of Central Bank Minutes*. Sveriges Riksbank Working Paper 261. Stockholm: Sveriges Riksbank.
- Baranowski, P. (2014). *Reguły polityki pieniężnej w Polsce. Podejście ilościowe*. Łódź: Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego.
- Baranowski, P., Kuchta, Z. (2016). *Changes in nominal rigidities in Poland — a regime switching DSGE perspective*. MPRA Paper 70573. Germany: University Library of Munich. Pobrane z: https://mpra.ub.uni-muenchen.de/70573/1/MPRA_paper_70573.pdf.
- Bennani, H., Neuenkirch, M. (2017). The (home) bias of European central bankers: new evidence based on speeches. *Applied Economics*, 49(11), 1114—1131.
- Boukous, E., Rosenberg, J. V., (2006). *The Information Content of FOMC Minutes*. Pobrane z: <https://ssrn.com/abstract=922312>.
- Brzeszczyński, J., Gajdka, J., Kutan, A. M. (2015). Investor response to public news, sentiment and institutional trading in emerging markets: A review. *International Review of Economics & Finance*, 40, 338—352.
- Dzieciatko, M., Spinczyk, D. (2016). *Text Mining: metody, narzędzia i zastosowania. Wykorzystanie SAS Text Analytics*. Warszawa: Wydawnictwo Naukowe PWN.
- European Commission (2017). *The Joint Harmonised EU Programme of Business and Consumer Surveys. User Guide*. European Commission Directorate General Economic and Financial Affairs. Pobrane z: https://ec.europa.eu/info/sites/info/files/bcs_user_guide_en_0.pdf.

¹² Projekcje publikowane są od 2004 r. z nieregularną częstotliwością (bliższą kwartalnej). Prognozy NBP nie są natomiast publikowane.

- Goczek, Ł., Mycielska, D. (2017). Actual monetary policy independence in a small open economy: the Polish perspective. *Empirical Economics*, 1—24.
- Gładysz, A. (2016). Wykorzystanie metod automatyzacji tekstu w analizie opinii konsumenckich. *Modern Management Review*, (2), 31—42.
- Hansen, S., McMahon, M. (2016). Shocking language: Understanding the macroeconomic effects of central bank communication. *Journal of International Economics*, 99, 114—133.
- Hodrick, R. J., Prescott, E. C. (1997). Postwar U. S. business cycles: An empirical investigation. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 29(1), 1—16.
- Kotłowski, J. (2006). Funkcje reakcji Rady Polityki Pieniężnej — analiza logitowa. *Bank i Kredyt*, (4), 3—18, Warszawa: NBP.
- Kotłowski, J. (2016). Polityka pieniężna zorientowana na przyszłość: wybrane aspekty analityczne. Warszawa: Oficyna Wydawnicza SGH.
- Liu, B. (2012). Sentiment Analysis and Opinion Mining. *Morgan & Claypool Publishers*.
- Loster, J. (2016). Analiza artykułów tygodnika Der Spiegel z wykorzystaniem R. W: A. Prędko (red.). *Metody analityczne w naukach ekonomicznych — wybrane zastosowania*. Kraków: Fundacja Uniwersytetu Ekonomicznego, 175—184.
- Lula, P. (2011). Automatyczna analiza opinii konsumenckich. *Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu. Taksonomia 18. Klasyfikacja i analiza danych — teoria i zastosowania*, 53—62, Wrocław: Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu.
- Małyszko, J. (2015). *Automatyczne przetwarzanie recenzji konsumenckich dla oceny użyteczności produktów i usług*. Poznań: Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu. Pobrane z: http://www.wbc.poznan.pl/Content/354211/Malyszko_Jacek_rozprawa_doktorska.pdf.
- Pang, B., Lee, L. (2008). Opinion Mining and Sentiment Analysis. *Foundations and Trends® in Information Retrieval*, 2(1—2), 1—135.
- Porter, M. F. (1980). An algorithm for suffix stripping. *Program*, 14(3), 130—137.
- Rada Polityki Pieniężnej (2008). *Sprawozdanie z wykonania założeń polityki pieniężnej na rok 2007*. Warszawa: NBP.
- Ravn, M. O., Uhlig, H. (2002). On adjusting the Hodrick-Prescott filter for the frequency of observations. *Review of Economics and Statistics*, 84(2), 371—376.
- Rozkrut, M. (2011). Polityka informacyjna banków centralnych. W: A. Sławiński (red.), *Polityka pieniężna*. Warszawa: CH. Beck, 142—152.
- Sadique, S., In, F., Veeraraghavan, M., Wachtel, P. (2013). Soft information and economic activity: Evidence from the Beige Book. *Journal of Macroeconomics*, 37, 81—92.
- Shalunts, G., Backfried, G., Commeignes, N. (2016). The Impact of Machine Translation on Sentiment Analysis. *Data Analytics*, 63, 51—56.
- Szafrańek, K. (2017). Flattening of the New Keynesian Phillips curve: Evidence for an emerging, small open economy. *Economic Modelling*, 63, 334—348.
- Tuchowski, J., Wójcik, K. (2015). Wykorzystanie metody opartej na wzorcach w automatycznej analizie opinii konsumenckich. *Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu. Taksonomia 25. Klasyfikacja i analiza danych — teoria i zastosowania*, 314—324. Wrocław: Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu.
- Ulrichs, M. Błażej, M. Jędrzych, J. (2014). Równoległy oraz wyprzedzający zagregowany wskaźnik koniunktury, zegar koniunktury. Identyfikacja mechanizmów i przebiegu cyklu koniunkturalnego dla Polski. *Metodologia*. Warszawa: GUS. Pobrane z: https://stat.gov.pl/files/gfx/portalinformacyjny/pl/defaultaktualnosci/5732/3/1/5/zk_wskazniki_i_zegar_koniunktury_metodologia.pdf.

- Wan, X. (2008). Using bilingual knowledge and ensemble techniques for unsupervised Chinese sentiment analysis. W: *Proceedings of the 2008 Conference on Empirical Methods in Natural Language Processing*, 553—561.
- Włodarczyk, T. (2008). Wpływ wypowiedzi i komentarzy członków Rady Polityki Pieniężnej na krzywą dochodowości: badanie pól silnej efektywności informacyjnej rynku kontraktów FRA i swapów procentowych. *Bank i Kredyt*, 2, 43—59, Warszawa: NBP.
- Wójcik, S. (2016). Analiza następstw szoku inflacyjnego z wykorzystaniem modelu DSGE dla gospodarki polskiej. *Acta Universitatis Lodzianensis. Folia Oeconomica*, 4(324), 67—87.

Summary. *Communiqués of central bank are an important complement to the monetary policy instruments. The aim of the article is to present the results of the quantitative study of the tone of official communiqués in English of the National Bank of Poland, which are descriptions of discussions at the decision-making meetings of the Monetary Policy Council published in the years 2007—2017. The list of words developed by Bennani and Neuenkirch (2017) was used to evaluate the tone. Determined measures of tone were compared with economic indicators.*

It was found that the sentiment of NBP's communiqués quite strongly correlates with the survey measures of the business tendency and to a lesser extent with the index of sold production of industry, having a leading nature of 2 months in relation to these indicators. The obtained results also indicate a significant relationship between the tone of the NBP's statements and the business tendency in Germany, the euro area countries and the European Union.

Keywords: monetary policy, central banks' communication, sentiment analysis.

INFORMACJE. PRZEGLĄDY. RECENZJE

Wydawnictwa GUS — czerwiec 2018 r.

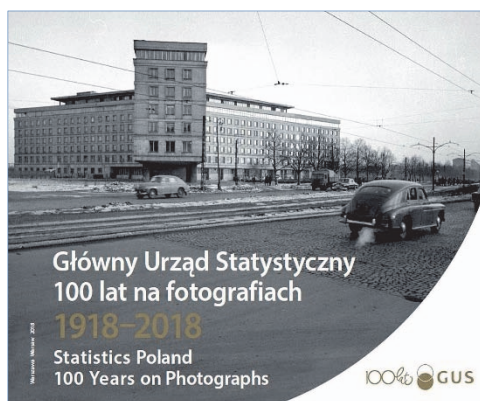
Jubileuszowy rok Głównego Urzędu Statystycznego przynosi okolicznościowe pozycje wydawnicze: **Statystycy polscy, Główny Urząd Statystyczny. 100 lat na fotografiach 1918—2018, 100 lat Polski w liczbach 1918—2018** oraz **Atlas statystyczny Polski** i serię atlasów statystycznych województw.



Z okazji setnej rocznicy powstania GUS ukazało się drugie wydanie publikacji **Statystycy polscy**. Opracowanie przedstawia życiorysy i osiągnięcia ponad stu wybitnych postaci, które wpisały się na trwałe w historię polskiej statystyki. W porównaniu do pierwszego wydania, opublikowanego w 2012 r., w którym obchodzono stulecie Polskiego Towarzystwa Statystycznego, zostało ono zaktualizowane i uzupełnione o 19 biogramów osób zmarłych od tego czasu oraz współpracowników prof. Jerzego (Sławy) Neymana.

Opracowanie ma na celu utrwalenie pamięci o osobach, które przyczyniły się do organizacji, rozwoju i popularyzacji statystyki w Polsce oraz na arenie międzynarodowej. Prezentacja sylwetek wybitnych naukowców i dydaktyków, twórców teorii i metod badawczych jest wyrazem uznania dla ich pracy. Wydawnictwo wzbogaca wiedzę o historii polskiej statystyki i zapewne będzie nieocenionym źródłem informacji dla obecnych i przyszłych pokoleń.

Publikacja ukazała się w języku polskim; jest dostępna także na stronie internetowej GUS.



Jubileusz stulecia GUS stanowi okazję do wspomnień związanych z historią Urzędu. Stał się on również inspiracją do wydania albumu pt. **Główny Urząd Statystyczny. 100 lat na fotografiach.**

Publikacja przybliży dzieje GUS dość niekonwencjonalnie, ponieważ wybrane fakty z życia Urzędu przedstawiono na fotografiach. Historia GUS, przebiegająca pod znakiem istotnych zmian w organizacji i sposobie

funkcjonowania tej instytucji, lecz z zachowaniem trwałości celów i zasad, została opowiedziana według haseł odpowiadających kolejnym literom alfabetu. Uzupełnieniem są krótkie biogramy kolejnych prezesów Urzędu.

Album, przywołujący wspomnienia o wydarzeniach i ludziach, którzy tworzyli stuletnią tradycję polskiej statystyki publicznej, pozwala czytelnikom poznać GUS jako miejsce z duszą.

Publikację wydano w wersji polsko-angielskiej; jest ona dostępna także na stronie internetowej Urzędu.



Stulecie istnienia GUS zbiega się z setną rocznicą odzyskania przez Polskę niepodległości. Z tej okazji przygotowano publikację pt. **100 lat Polski w liczbach. 1918—2018**, ukazującą historię naszego kraju przez pryzmat danych statystycznych. Dla GUS sto lat istnienia oznacza niezmienną dbałość o zapewnienie bezpieczeństwa informacyjnego, stały rozwój metodologii, korzystanie z dostępnych technologii oraz podejmo-

wanie nowych badań w celu uchwycenia zmian cywilizacyjnych i aktualnych problemów kraju.

100 lat Polski... przedstawia wybrane zjawiska i procesy charakterystyczne dla dziejów kraju, pokazuje zmiany ustrojowe i społeczno-gospodarcze, a także przybliży historię Urzędu i rozwój statystyki. Dane liczbowe uzupełniono o podstawowe informacje historyczne, ułatwiające ich interpretację.

Wydawnictwo jest skierowane do osób zainteresowanych historią kraju, w szczególności rozwojem społecznym i gospodarczym. Ma na celu ukazanie

użyteczności statystyki i zachęcenie czytelników do sięgnięcia do jej bogatych zasobów.

Publikację wydano po polsku; jest ona dostępna także na stronie internetowej Urzędu.



Atlas statystyczny Polski to opracowanie obrazujące za pomocą metod kartograficznych rozwój kraju w powiązaniu z uwarunkowaniami regionalnymi i lokalnymi. Przedstawia zagadnienia związane z kapitałem ludzkim, jakością życia, gospodarką i środowiskiem w układzie województw, powiatów i gmin, a także krajów i regionów Unii Europejskiej oraz państw świata. Na mapach statystycznych wykorzystano głównie kartogramy i kartodiagramy. Uzupełnieniem są mapy administracyjne i polityczne Polski i Europy, a także

mapy prezentujące podziały statystyczne i funkcjonalne stosowane w statystyce publicznej. Graficzna forma prezentacji danych — w postaci map i wykresów — wychodzi naprzeciw oczekiwaniom odbiorców. Pozwala na szybką i efektywną percepcję informacji statystycznych i przedstawionych za ich pomocą relacji przestrzennych zjawisk.

Dane dotyczą roku 2016 lub ostatniego dostępnego. W celu zilustrowania zmian w czasie niektóre zagadnienia przedstawiono w retrospekcji sięgającej przeważnie 2000 r. (w przypadku demografii — 1950 r.) oraz w prognozie do 2040 r. Źródłem danych są zasoby informacyjne statystyki publicznej; dla porównań międzynarodowych wykorzystano bazy: Komisji Europejskiej (w tym Eurostatu), OECD, Banku Światowego i ONZ. Do opracowania podkładów kartograficznych wykorzystano geograficzne bazy danych: Głównego Urzędu Geodezji i Kartografii, Eurostatu, EuroGeographics AISBL oraz Natural Earth.

Atlas statystyczny Polski jest spójny tematycznie i graficznie z 16 atlasami statystycznymi województw. Ich wydanie to pierwsze takie przedsięwzięcie w historii polskiej statystyki; uczestniczyli w nim zarówno pracownicy GUS, jak i 16 wojewódzkich urzędów statystycznych. Dzięki tego typu publikacjom statystyka publiczna, oprócz wypełniania innych statutowych obowiązków, udostępnia cenne i przyjazne w odbiorze informacje na temat zjawisk społeczno-gospodarczych.

Atlasy wydano w wersji polsko-angielskiej; są one dostępne także na stronie internetowej Urzędu.

W czerwcu br. ukazały się także:

- *Atlas statystyczny województwa małopolskiego,*
- *Atlas statystyczny województwa podkarpackiego,*
- *Atlas statystyczny województwa wielkopolskiego,*
- *Bezrobocie rejestrowane. I kwartał 2018 roku,*
- „Biuletyn Statystyczny” nr 5/2018,
- *Budownictwo mieszkaniowe I kwartał 2018 roku,*
- *Ceny robót budowlano-montażowych i obiektów budowlanych — kwiecień 2018 r.,*
- *Energia 2018 (folder),*
- *Informacja o sytuacji społeczno-gospodarczej kraju w maju 2018 r.,*
- *Informacja o sytuacji społeczno-gospodarczej województw nr 1/2018,*
- *Koniunktura w przemyśle, budownictwie, handlu i usługach 2000—2018 — czerwiec 2018,*
- *Miasta w liczbach 2016,*
- *Nakłady i wyniki przemysłu w I kwartale 2018 roku,*
- *Popyt na pracę w 2017 roku,*
- *Produkcja ważniejszych wyrobów przemysłowych w maju 2018 r.,*
- *Rachunki kwartalne produktu krajowego brutto w latach 2013—2017,*
- *Rola sektora non-profit w dostarczaniu usług społecznych w latach 2014—2016,*
- *Zatrudnienie i wynagrodzenia w gospodarce narodowej w pierwszym kwartale 2018 r.,*
- *Wybrane wskaźniki przedsiębiorczości w latach 2012—2016,*
- „Wiadomości Statystyczne” nr 6/2018 (685).

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.
- 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 wyników 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 oczekiwanym 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.