

Cena zł 12,00
(VAT 5%)

Indeks 381306
PL ISSN 0043-518X

WIADOMOŚCI STATYSTYCZNE

GŁÓWNY
URZĄD
STATYSTYCZNY

POLSKIE
TOWARZYSTWO
STATYSTYCZNE

MIESIĘCZNIK
ROK LVIII
WARSZAWA
LIPIEC 2013

7

w numerze m.in.:

ELŻBIETA ANTCAK

Przestrzenny taksonomiczny miernik rozwoju

ADAM BASZYŃSKI

Transformacja sektora bankowego w krajach Europy Środkowej, Wschodniej
i Południowo-Wschodniej



KOLEGIUM REDAKCYJNE:

prof. dr hab. Tadeusz Walczak (redaktor naczelny, tel. 22 608-32-89, t.walczak@stat.gov.pl),
dr Stanisław Paradysz (zastępca red. nacz.), prof. dr hab. Józef Zegar (zastępca red. nacz.,
tel. 22 826-14-28), inż. Alina Świdarska (sekretarz redakcji, tel. 22 608-32-25, a.swiderska@stat.gov.pl),
mgr Jan Berger (tel. 22 608-32-63), dr Marek Cierpiał-Wolan (tel. 17 853-26-35), mgr inż. Anatol
Kula (tel. 0-668 231 489), mgr Wiesław Łagodziński (tel. 22 608-32-93), dr Grażyna Marciniak
(tel. 22 608-33-54), dr hab. Andrzej Młodak (tel. 62 502-71-16), prof. dr hab. Bogdan Stefanowicz
(tel. 0-691 031 698), dr inż. Agnieszka Zgierska (tel. 22 608-30-15)

REDAKCJA

al. Niepodległości 208, 00-925 Warszawa, gmach GUS, pok. 353, tel. 22 608-32-25
http://www.stat.gov.pl/pts/16_PLK_HTML.htm

Elżbieta Grabowska (e.grabowska@stat.gov.pl)

Wersja internetowa jest wersją pierwotną czasopisma.

RADA PROGRAMOWA:

dr Halina Dmochowska (przewodnicząca, tel. 22 608-34-25), mgr Ewa Czumaj, prof. dr hab.
Czesław Domański, dr Jacek Kowalewski, mgr Krzysztof Kurkowski, mgr Izabella Żagoździńska



ZAKŁAD WYDAWNICTW STATYSTYCZNYCH

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

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

Zbigniew Karpiński (redaktor techniczny), Ewa Krawczyńska (skład i łamanie),
Wydział Korekty pod kierunkiem Bożeny Gorczycy, mgr Andrzej Kajkowski (wykresy).

Indeks 381306

Prenumerata realizowana przez RUCH S.A:

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

Ewentualne pytania prosimy kierować na adres e-mail: prenumerata@ruch.com.pl lub kontaktując się
z Infolinią Prenumeraty pod numerem: 22 693 70 00 — czynna w dni robocze w godzinach 7⁰⁰—17⁰⁰.

Koszt połączenia wg taryfy operatora.

WIADOMOŚCI STATYSTYCZNE

CZASOPISMO GŁÓWNEGO URZĘDU STATYSTYCZNEGO
I POLSKIEGO TOWARZYSTWA STATYSTYCZNEGO

DZIEWIĘCDZIESIĄT PIĘĆ LAT GŁÓWNEGO URZĘDU STATYSTYCZNEGO

Bożena ŁAZOWSKA

Główny Urząd Statystyczny w latach 1918—1939

Główny Urząd Statystyczny powstał na mocy Reskryptu Rady Regencyjnej Królestwa Polskiego z 13 lipca 1918 r. o utworzeniu i organizacji Głównego Urzędu Statystycznego. Reskrypt nakładał na Urząd obowiązek nadawania jednolitego kierunku wszystkim badaniom statystycznym podejmowanym przez polskie władze państwowe z wyjątkiem przekazywanych na mocy specjalnej ustawy innemu urzędowi, a także obowiązek publikowania wyników badań statystycznych przeprowadzonych przez GUS oraz inne urzędy państwowe. Wszystkie podejmowane poza GUS badania statystyczne powinny być z nim uzgadniane. Reskrypt Rady Regencyjnej postanawiał, że przy GUS będzie działała jako organ doradczy Główna Rada Statystyczna. W skład Rady mieli wchodzić przedstawiciele ministerstw oraz delegaci najważniejszych stowarzyszeń społecznych i gospodarczych w państwie. Reskrypt stworzył prawne i organizacyjne podstawy do powstania centralnego urzędu statystycznego ówczesnego Królestwa Polskiego, a następnie odrodzonej Polski¹.

¹ Monitor Polski z 19 VII 1918 r., nr 100.

22 lipca 1918 r. Minister Spraw Wewnętrznych Królestwa Polskiego Jan Stecki zgłosił kandydaturę prof. Józefa Buzka na pierwszego dyrektora GUS. Rozmowy z prof. J. Buzkiem przeciągnęły się do 6 listopada 1918 r. W tym okresie Urząd był kierowany przez pełniącego obowiązki dyrektora — prof. Ludwika Krzywickiego, który w imieniu Komitetu Obywatelskiego m. Warszawy przejął spuściznę po Warszawskim Komitecie Statystycznym, prowadzącym prace statystyczne w b. zaborze rosyjskim.

8 XI 1918 r. Reskryptem Rady Regencyjnej dyrektorem GUS mianowano Józefa Buzka, profesora zwyczajnego prawa administracyjnego i statystyki na Uniwersytecie Lwowskim, członka zwyczajnego Międzynarodowego Instytutu Statystycznego.

Szerszą działalność statystyczną GUS rozwinął po odzyskaniu przez Polskę niepodległości 11 listopada 1918 r.²

Za czasów Rady Regencyjnej działalność GUS ograniczała się do obszaru ówczesnego Królestwa Polskiego, czyli do obszaru Generalnego Gubernatorstwa Warszawskiego i Lubelskiego, obejmujących dawne Królestwo Kongresowe (bez guberni suwalskiej i 4 powiatów b. guberni siedleckiej). W 1919 r. działalność Urzędu rozszerzyła się na Małopolskę, 4 powiaty b. guberni siedleckiej: Radzyń, Konstantynów, Biała i Włodawa oraz na obwód białostocki, powiaty: Bielsk, Białystok i Sokółka. Na zajętych przez wojska polskie częściach dawnej guberni wołyńskiej, grodzieńskiej, kowieńskiej, wileńskiej i mińskiej Zarząd Cywilny Ziem Wschodnich zorganizował Urząd Statystyczny w Wilnie, a na obszarze podlegającym Naczelnej Radzie Ludowej w Poznaniu badania statystyczne prowadzone były przez Wydział Statystyczny Departamentu Aprowizacyjnego Ministerstwa b. Dzielnicy Pruskiej.

Od końca 1918 r. trwało przejmowanie materiałów z lat 1915—1918, wytworzonych przez władze okupacyjne Królestwa Polskiego z Generalnego Gubernatorstwa Warszawskiego i Generalnego Gubernatorstwa Lubelskiego. Było to niezwykle trudne i pracochłonne zadanie. Przejmowanie materiałów statystycznych odbywało się za pośrednictwem urzędów polskich, które przejęły archiwa statystyczne od władz niemieckich i austriackich. Z części Lubelszczyzny, znajdującej się podczas I wojny światowej pod okupacją austriacką, przejęcie materiałów statystycznych było o tyle łatwe, że istniał tam Wydział Statystyczny Generalnego Gubernatorstwa Lubelskiego, kierowany przez prof. Władysława Kumanieckiego, który na polecenie Rady Ministrów przekazał je Komisji Likwidacyjnej Naczelnego Dowództwa Wojsk Polskich w Lublinie, skąd trafiły do GUS.

Od stycznia do marca 1919 r. prof. Józef Buzek sprowadził z Galicji materiały Krajowego Biura Statystycznego i Krajowego Biura Statystyki Przemysłowej wraz z personelem tych instytucji i biblioteką. Zadanie to pomógł wykonać dr Marcin Nadobnik, wicesekretarz Galicyjskiego Wydziału Krajowego. Po spro-

² Berger J. (2008c), s. 2—17.

wadzeniu wszystkich materiałów do Warszawy Krajowe Biuro Statystyczne we Lwowie zakończyło swą działalność. W końcu listopada 1918 r. Biuro Statystyczne Centrali Odbudowy Galicji wcielono do Biura Statystycznego Polskiej Komisji Likwidacyjnej w Krakowie i jako ekspozytura GUS działało do grudnia 1920 r.

Naczelna Rada Ludowa w Poznaniu przejęła w 1918 r. zadania statystyczne wykonywane poprzednio przez okupacyjne władze niemieckie. Od 1919 r. statystykę administracyjną prowadziło Ministerstwo b. Dzielnicy Pruskiej. Utworzono w nim Wydział Statystyczny, kierowany przez dr Rajmunda Buławskiego, który opracowywał i przysyłał do GUS materiały statystyczne dotyczące Wielkopolski.

W kwietniu 1919 r. w Wilnie został zorganizowany przez dra Władysława Studnickiego Wydział Statystyczny w ramach Zarządu Cywilnego Ziem Wschodnich, który zbierał materiały statystyczne z dawnych guberni: wołyńskiej, grodzieńskiej, kowieńskiej i mińskiej. Dopiero w 1920 r. jego pracę przejął GUS.

Odnalezione i przejęte przez GUS materiały archiwalne z okresu zaborów posłużyły do prowadzenia badań nad przeszłością ziem polskich. Stały się też załącznikiem przyszłej Biblioteki GUS³.

ORGANIZACJA GUS

Ustawa z 21 października 1919 r. o organizacji statystyki administracyjnej oraz nowelizacja tej ustawy z 1 czerwca 1923 r. zakończyły tworzenie podstaw ustrojowych GUS, obejmującego swą działalnością całe terytorium Rzeczypospolitej Polskiej⁴.

Postanowieniem Naczelnika Państwa Józefa Piłsudskiego z 17 VII 1919 r. prof. Józef Buzek został mianowany podsekretarzem stanu i dyrektorem GUS w niepodległej Polsce⁵. J. Buzek, pracownik Centralnej Komisji Statystycznej w Wiedniu, od 1910 r. profesor zwyczajny statystyki i prawa administracyjnego Uniwersytetu we Lwowie, kierownik Biura Statystycznego we Lwowie, pełnił funkcję dyrektora GUS przez jedenaście lat (1918—1929). W uznaniu zasług przy tworzeniu polskiej statystyki administracyjnej Prezydent RP nadał mu 27 IX 1929 r. Krzyż Komandorski z gwiazdą Orderu Odrodzenia Polski⁶.

GUS jako centralna instytucja statystyczna w kraju prowadził badania według programu zatwierdzonego przez Radę Ministrów. Inne urzędy mogły prowadzić badania statystyczne po uzyskaniu zgody GUS. Reskrypt Rady Regencyjnej nie rozgraniczał jednak kompetencji GUS w tym zakresie. Uregulowano je dopiero

³ Buzek J. (1930), s. 575—714.

⁴ Dziennik Ustaw Rzeczypospolitej Polskiej z 15 XI 1919 r., Nr 85 i z 19 VI 1923 r., Nr 60.

⁵ Buzek J. (1930), s. 626.

⁶ Łazowska B. (2012), s. 57—61.

odrębnymi umowami zawartymi przez GUS 31 stycznia 1919 r. z Ministerstwem Rolnictwa i Dóbr Państwowych, 14 lutego 1919 r. z Ministerstwem Wyznań i Oświecenia Publicznego, 16 lipca 1919 r. z Ministerstwem Przemysłu i Handlu, 24 grudnia 1919 r. z Ministerstwem Pracy i Opieki Społecznej.

W latach 1919—1924 Rada Ministrów RP wprowadziła normy regulujące praktycznie wszystkie dziedziny badań statystycznych. Usytuowanie prawne GUS wskazuje, że całość prac badawczych Urzędu była prowadzona na rzecz administracji państwowej.

Rozporządzeniem Rady Ministrów z 18 marca 1921 r. GUS otrzymał swój pierwszy statut, który dzielił Urząd na 9 wydziałów: Prezydialny, Wydawnictw i Pomocy Naukowych, Spisu Jednodniowego, Statystyki Ruchu Naturalnego Ludności, Statystyki Szkolnej, Statystyki Rolniczej i Apropowizacyjnej, Statystyki Pracy, Statystyki Handlu Zagranicznego, Statystyki Finansów i Samorządu⁷.

W 1923 r. zorganizowano w GUS Wydział Statystyki Przemysłowej. Po zmianie statutu GUS, rozporządzeniem Rady Ministrów z 26 XI w 1928 r., Urząd dzielił się na 10 wydziałów: Prezydialny, Spisu Ludności, Statystyki Ruchu Ludności, Statystyki Sądowej, Statystyki Oświaty, Statystyki Rolniczej, Statystyki Przemysłowej, Statystyki Handlu Zagranicznego i Komunikacji, Statystyki Finansów i Samorządu oraz Statystyki Społecznej⁸.

TWÓRCY URZĘDU

Już w pierwszym roku działalności udało się prof. Józefowi Buzkowi pozyskać do pracy w Urzędzie kilku wybitnych pracowników naukowych. Byli to: dr Ignacy Weinfeld — wicedyrektor GUS, Stefan Szulc — docent Wolnej Wszechnicy Polskiej w Warszawie, prof. Antoni Sujkowski z Wyższej Szkoły Handlowej, dr Maria Zawadzka, dr Edward Grabowski, dr Jan Landau i dr Henryk Grossman. Rosła też stopniowo liczba urzędników GUS. W 1918 r. było ich 16, w 1920 r. — 67, w 1921 r. — 126, w 1925 r. — 474, a w 1928 r. ta liczba ustabilizowała się do 415 osób. Pod koniec lat 30. XX w. liczba urzędników wahała się w granicach 500—600 osób⁹.

Przy powstawaniu i organizacji GUS, a także w rozwoju myśli i instytucji statystycznych w odrodzonej Polsce, bardzo ważną rolę odegrali statystycy wywodzący się z galicyjskich ośrodków naukowych we Lwowie i Krakowie¹⁰. Przykładowo:

- dr Ignacy Weinfeld, statystyk i ekonomista, w 1918 r. szef Wydziału Skarbowego w Komitecie Rządzącym dla Galicji, był następnie wiceministrem skarbu i zastępcą dyrektora GUS od 1922 r.¹¹;

⁷ Monitor Polski 1921 r., Nr 24, poz. 115.

⁸ Monitor Polski 1929 r., Nr 272.

⁹ Buzek J. (1930), s. 636—645.

¹⁰ Łazowska B. (2008).

¹¹ „Miesięcznik Statystyczny” 1922, cz. 1, s. 79.

- Jan Rutkowski, pracownik Krajowego Biura Statystycznego we Lwowie od 1912 r., po odzyskaniu niepodległości przez Polskę pracował w Wydziale Statystyki Rolniczej GUS, skąd awansował na radcę ministerialnego i naczelnika Wydziału Statystyki Rolnej Ministerstwa Spraw Wewnętrznych RP¹². Opracowywał też podstawy metodologiczne statystyki rolniczej; wydał krytyczne zestawienie badań Warszawskiego Komitetu Statystycznego;
- dr Tadeusz Rutowski, kierownik Oddziału Statystyki Przemysłu i Handlu w Krajowym Biurze Statystycznym we Lwowie, redaktor pięciu tomów *Rocznika Statystyki Galicji*, autor kilku znaczących analitycznych wydawnictw statystycznych dotyczących statystyki przemysłu (*Roczniki Statystyki Przemysłu i Handlu Krajowego* wydawane w latach 1885—1894), pomógł pionierskimi publikacjami przy organizacji statystyki gospodarczej w GUS¹³;
- prof. Juliusz Leo, wykładowca skarbowości na Uniwersytecie Jagiellońskim, prezydent m. Krakowa, stanął na czele utworzonego w 1912 r. Polskiego Towarzystwa Statystycznego. Wydało ono w roku 1915 *Statystykę Polski* — pierwszy rocznik historyczno-statystyczny obejmujący całość ziem polskich pod zaborami, który stał się inspiracją i źródłem do pierwszego opracowanego już w niepodległej Polsce przez GUS, *Rocznika Statystycznego RP*¹⁴;
- Eugeniusz Romer, lwowski geograf i kartograf, wydał w 1917 r. w Krakowie *Geograficzno-statystyczny atlas Polski*, a następnie razem z dr Ignacym Winfeldem opublikował *Rocznik statystyczny Polski. Tablice statystyczne*, który doczekał się aż czterech wydań polskich (w latach: 1917, 1922, 1923, 1924). Obie publikacje ułatwiły GUS wydanie kolejnego rocznika statystycznego, obejmującego już cały obszar odrodzonej Polski¹⁵;
- prof. Zygmunt Limanowski, statystyk i matematyk z Krajowego Biura Statystycznego we Lwowie, po odzyskaniu przez Polskę niepodległości pracował w Wydziale Statystycznym Powszechnej Dyrekcji Ubezpieczeń Wzajemnych, a w latach 1921—1929 był naczelnikiem Wydziału Statystycznego m.st. Warszawy. Jego zasługą było m.in. ujednolicenie terminologii statystycznej, redakcja *Rocznika Statystycznego m.st. Warszawy* (1921 i 1922), „Miesięcznika m.st. Warszawy” (1923 i 1924) i „Przeglądu Statystycznego” (od 1937 r.) oraz *Rocznika statystyki miast polskich* (t. 1 i 2; 1928—1930)¹⁶;
- Zbigniew Pazdro, profesor administracji i prawa administracyjnego Uniwersytetu Lwowskiego, opublikował wiele prac dotyczących statystyki ludności, gmin i gospodarczej, głównie na łamach „Wiadomości o stosunkach krajowych” i „Ekonomisty”. W 1920 r. został powołany na członka Głównej Rady

¹² Rutkowski J. (1920), s. 85—102.

¹³ *Polski...* (1989).

¹⁴ Łazowska B. (2005), s. 71—79.

¹⁵ Szerzej: *Rozwój...* (1994).

¹⁶ *Polski...* (1972).

- Statystycznej, jako przedstawiciel środowiska naukowego, gdzie zajmował się przede wszystkim tematyką i metodologią prac spisowych GUS¹⁷;
- dr Ignacy Kräutler, po skończonych na Uniwersytecie Jagiellońskim studiach matematycznych, podjął po I wojnie światowej pracę w Ministerstwie Wyznań Religijnych i Oświecenia Publicznego, skąd w 1919 r. przeszedł do GUS. Kierował m.in. Wydziałem Statystyki Przemysłu (od 1919 r.), opracowywał klasyfikację zawodów i słownika nazw zawodowych w ramach przygotowywanego spisu powszechnego w 1940 r. W latach 1931—1935 był członkiem Kolegium Redakcyjnego GUS¹⁸;
 - Zygmunt Gargas, absolwent Uniwersytetu Lwowskiego, zajmował się zagadnieniami prawnymi, ekonomicznymi, teorią statystyki, statystyką historyczną i rozwojem myśli statystycznej, publikując m.in.: *Studia z zakresu teorii statystyki* (Kraków, 1901), *Handel obnośny a państwo* (Kraków, 1900), *Reforma drogowa w Galicji* (Kraków, 1898), *Reforma opodatkowania towarzystw akcyjnych* (Lwów, 1906). Prowadzone przez niego badania związane z określeniem przedmiotu statystyki, szacowaniem statystycznym, statystyką historyczną, jakością badań statystycznych oraz teoretycznymi i organizacyjnymi aspektami gromadzenia danych statystycznych wykorzystano w pracach GUS¹⁹.

SIEDZIBA I ZAPLECZE GUS

Pierwsza siedziba Urzędu w latach 1918 i 1919 mieściła się w Warszawie przy ul. Jasnej 10. Urząd dysponował tam 8 pokojami. Dopiero 26 lipca 1919 r. zakupiono nieruchomość w al. Jerozolimskich 80 i 80a (później zmieniono numerację na nr 32), składającą się z 2 pięciopiętrowych domów. W następnych latach GUS otrzymał lokale przy ul. Złotej (umiejscowiono tam oddział maszyn), ul. Nowowiejskiej (w czasie spisu ludności) i magazyn przy ul. Ogrodowej²⁰.

W 1920 r. prof. Józef Buzek powiadomił rząd II Rzeczypospolitej o otwarciu 1 marca czytelnicy naukowej przy bibliotece Urzędu. Załączkiem zbiorów Biblioteki GUS, powołanej razem z Urzędem jako zaplecze naukowe jego działalności, było 3 tys. woluminów odziedziczonych po Warszawskim Komitecie Statystycznym (*Statistika Rossijskoj Imperii*, przeglądy statystyczne guberni, tzw. *Obzory*, *Pamiatnyje kniżki* i *Trudy Warszawskiego Statistycznego Komiteta*). Księgozbiorem tym, zanim powołano GUS, opiekował się z ramienia Komitetu Obywatelskiego m. Warszawy prof. Ludwik Krzywicki. W 1919 r. GUS sponował ze Lwowa spuściznę po Lwowskim Wydziale Krajowym, prowadzącym

¹⁷ *Polski...* (1977).

¹⁸ *Słownik...* (1998).

¹⁹ *Słownik...* (1998).

²⁰ tamże, s. 623 i 624.

w ramach Cesarstwa Austriackiego statystykę w Galicji (m.in. serie „Österreichische Statistik”, „Rocznik statystyki Galicji”, „Wiadomości Statystyczne o mieście Lwowie”). Zbiór ten obejmował również statystykę pruską („Preussische Statistik”). Biblioteka GUS nawiązała od razu liczne kontakty z instytucjami krajowymi i zagranicznymi (British Museum, Libray of Congres, Bureau of the Census w Waszyngtonie), prowadząc wymianę publikacji. Zaowocowało to powiększaniem się księgozbioru statystycznego o ok. 3 tys. woluminów rocznie. W 1939 r. księgozbiór Biblioteki GUS liczył już 60 tys. woluminów²¹.

PIERWSZE PRACE BADAWCZE

Badania GUS prowadzone były na materiałach pozostawionych przez zaborców. Po opuszczeniu przez Rosjan Warszawy w sierpniu 1915 r. opiekę nad pozostawionymi przez nich materiałami statystycznymi objął Magistrat. Powstała wówczas Sekcja III Wydziału Statystycznego Magistratu pod kierunkiem prof. Ludwika Krzywickiego, która od lutego 1918 r. przeszła pod zarząd władz państwowych, stając się załącznikiem przyszłego Głównego Urzędu Statystycznego. Wykorzystując prace źródłowe Warszawskiego Komitetu Statystycznego, GUS wydał w latach 1918—1920 serię publikacji „Przyczynki do statystyki byłego Królestwa Polskiego wydawane przez Główny Urząd Statystyczny Rzeczypospolitej Polskiej”. W ramach tej serii ukazały się trzy niezwykle cenne publikacje: *Wartość materiałów statystycznych dotyczących stanu ludności b. Królestwa Polskiego* (t. 1 opracowany przez Stefana Szulca w 1920 r.), *Serwituty w r. 1912* (t. 2 opracowany przez Ludwika Krzywickiego w 1918 r.), *Analiza krytyczna danych statystycznych dotyczących ruchu naturalnego ludności b. Królestwa Kongresowego* (opracowana przez Benedykta Bornsteina w 1920 r.)²².

W 1919 r. GUS rozpoczął wydawanie fundamentalnej serii „Statystyka Polski”. Pierwsze dwie publikacje tej serii: *Stan szkolnictwa powszechnego w grudniu 1917 r. na terytorium obu byłych generalnych gubernatorstw: warszawskiego i lubelskiego* oraz *Zasiewy i zbiory w roku 1918* oparte jeszcze były na danych zbieranych przez Ministerstwo Wyznań Religijnych i Oświecenia Publicznego, ale już tom trzeci pt. *Ruch naturalny ludności wyznań chrześcijańskich w b. Królestwie Kongresowym w latach 1909—1918* w całości samodzielnie przygotował i opublikował GUS.

W latach 1919—1939 w serii „Statystyka Polski” wydano łącznie 173 publikacje analityczno-statystyczne²³.

W 1920 r. rozpoczęto wydawanie „Miesięcznika Statystycznego”, przekształconego od przełomu lat 1923/1924 w „Kwartalnik Statystyczny” i „Wia-

²¹ Łazowska B. (2009).

²² Szerzej: *Bibliografia...* (1968).

²³ Szulc S. (1930), s. 715—719.

domości Statystyczne”. Od 1922 r. GUS publikował miesięcznik „Statystyka Pracy” (przekształcony w 1927 r. w kwartalnik) oraz *Rocznik Handlu Zagranicznego*.

W połowie 1919 r. przystąpiono do opracowywania pierwszego *Rocznika Statystyki Rzeczypospolitej Polskiej*. Było to zadanie niezwykle trudne z uwagi na toczące się w 1920 r. działania wojenne, nieustalone przed Traktatem Ryskim granice Rzeczypospolitej Polskiej, a zwłaszcza ze względu na zbierane według różnych metod w zaborach dane statystyczne, ogłaszane także w różnej postaci. Mimo tych trudności w połowie 1921 r. ukazał się I tom *Rocznika Statystyki Rzeczypospolitej Polskiej*, a drugi tom GUS wydał w 1923 r.²⁴.

STATYSTYKA ROLNICZA

W celu rozpoczęcia badań statystycznych rolnictwa już na początku 1919 r. zorganizowano sieć korespondentów rolnych. Nadsyłane w pierwszych latach kilka razy rocznie sprawozdania, według opracowanych przez GUS wzorów, stanowiły szczególnie cenne źródło informacji o rolnictwie i były podstawą do wydawania, począwszy od 1919 r., pierwszych komunikatów rolniczych. W 1919 r. sieć korespondentów rolnych liczyła ok. 300 osób, a w 1929 r. — ponad 640 osób, pozostając na podobnym poziomie do 1939 r. Od 1932 r. GUS publikował miesięcznik „Wiadomości Korespondenta Rolnego”, a od 1933 r. „Notatnik — Kalendarz Korespondenta Rolnego”.

Jedną z pierwszych monografii wydanych przez GUS w 1920 r. były *Zasiewy i zbiory w roku 1918*. Była ona później opracowywana cyklicznie co roku i publikowana w „Kwartalniku Statystycznym”.

Na podstawie rozporządzenia Rady Ministrów z 20 września 1920 r. przeprowadzono w czerwcu i lipcu 1921 r. spis tzw. wielkiej własności ziemskiej, czyli gospodarstw i majątków o powierzchni powyżej 50 ha użytków rolnych i leśnych.

Od 1923 r. GUS publikował statystykę uboju bydła, od 1924 r. — ceny ziemi, od 1925 r. — statystykę sadów owocowych i lasów państwowych.

Pierwszy powszechny spis ludności, przeprowadzony przez GUS we wrześniu 1921 r., objął swą tematyką także badania rolnictwa (budynki, gospodarstwa rolne, ogrodnictwo i leśne). W grudniu 1931 r. GUS przeprowadził II powszechny spis ludności, który podobnie jak spis z 1921 r. objął budynki, gospodarstwa rolne i leśne.

Pod koniec lat 20. XX w. GUS rozpoczął kompleksowe, coroczne badania rolnicze. Od 1927 r. prowadzono badania uboju zwierząt, przeprowadzano spisy koni, bydła, trzody chlewnej i owiec; od 1928 r. prowadzono statystykę produkcji rolnej, roślinnej i zwierzęcej.

W 1931 r. ukazał się pierwszy rocznik rolniczy pt. *Statystyka rolnicza 1930/31*. Publikowany był cyklicznie co roku w serii „Statystyka Polski”²⁵.

²⁴ Tamże.

²⁵ Szerzej, Łazowska B. (2010a).

W końcu 1920 r. GUS rozpoczął prowadzenie statystyki ruchu naturalnego (na podstawie rozporządzenia Rady Ministrów z 18 października 1920 r.)²⁶. Pierwsze dane dotyczące ruchu naturalnego ludności publikowano początkowo w „Miesięczniku Statystycznym” (przykładowo informacje dla miast za lata 1920—1923, dla b. zaboru pruskiego za lata 1910—1921), a następnie od 1924 r. w „Kwartalniku Statystycznym” i w serii „Statystyka Polski” (były to dane dotyczące województw, grup województw i całej Polski). Do ważniejszych opracowań demograficznych w dwudziestoleciu międzywojennym należały: *Ruch naturalny w województwach zachodnich i śląskim w latach 1922—1924 i w roku 1925*, *Małżeństwa, urodzenia i zgony w województwach centralnych i wschodnich. Dane za lata 1919—1926*, *Małżeństwa, urodzenia i zgony 1927—1928*, *Małżeństwa, urodzenia i zgony 1929—1930*. Poza tym GUS opublikował w „Kwartalniku Statystycznym” m.in. analityczne artykuły: Stefana Szulca — *Miary przyrostu naturalnego ludności* (1930 r., z. 1), *Urodzenia wielorakie w województwach zachodnich i śląskim w latach 1920—1925* (1927 r., z. 2), Bolesława Zejca — *Ruch naturalny ludności w województwach poznańskim, pomorskim oraz na Śląsku Cieszyńskim* (1924 r., z. 2 i 3), Samuela Fogelсона — *O przeciętnej liczbie dzieci w małżeństwach* (1932 r., z. 2).

Wyniki badań ruchu naturalnego ludności były publikowane w *Roczniku Statystyki Rzeczypospolitej Polskiej* (do 1929 r.), a następnie w *Małym Roczniku Statystycznym* (w latach 1930—1939).

W 1936 r. GUS opublikował pracę zbiorową pt. *Zagadnienia demograficzne Polski*, w której znalazły się opracowania analityczne Stefana Szulca, Zygmunta Zaremby i Samuela Fogelсона dotyczące ruchu naturalnego ludności w latach 1895—1935, dokładności rejestracji urodzeń i zgonów oraz urodzeń wielorakich w Polsce na tle międzynarodowym²⁷.

Oprócz badań statystyki ruchu naturalnego ludności GUS publikował też dane dotyczące statystyki stanu i struktury ludności (w *Roczniku Statystyki Rzeczypospolitej Polskiej* i *Małym Roczniku Statystycznym* oraz w „Wiadomościach Statystycznych” i „Kwartalniku Statystycznym” (np. w 1928 r. opublikowano *Szacunek ludności Polski według dzielnic*, w 1929 r. Wiktora Morawskiego *Szacunek ludności Polski według wyznań na 1 I 1929 r.* i w 1932 r. Samuela Fogelсона *Dokładność szacunku ludności*).

Poza tym w latach 1928—1938 opracowywano w GUS tablice wymieralności ludności. Zajmował się tym zagadnieniem głównie Stefan Szulc i Samuel Fogelson. Stefan Szulc opublikował na łamach „Kwartalnika Statystycznego” GUS m.in. *Dawne tablice wymieralności Królestwa Polskiego miasta Warszawy* (1928), *Tablice wymieralności województwa poznańskiego i pomorskiego w 1922 roku* (1928), *Polskie tablice wymieralności 1927* (1931), *Tak zwane trwanie życia ludzkiego* (1931).

²⁶ Monitor Polski z 1921 r., Nr 74.

²⁷ Berger J. (2008a), s. 16 i 17.

Opierając się na wynikach spisu ludności z 9 XII 1931 r. oraz na danych dotyczących osób zmarłych w latach 1931 i 1932 Stefan Szulc i Samuel Fogelson opublikowali w 1938 r. *Polskie tablice wymieralności 1931/32*. GUS projektował opracowanie tablic wymieralności, które uwzględniałyby podział terytorialny i wyznaniowy oraz stan cywilny ludności. Niestety, wybuch II wojny światowej uniemożliwił realizację tych planów²⁸.

Na podstawie informacji otrzymywanych z Głównej Komendy Policji Państwowej GUS prowadził też badania statystyki samobójstw. Od 1935 r. badania te oparte były na indywidualnych imiennych kartach statystycznych samobójstw sporządzanych przez Policję Państwową. Wyniki badań publikowano w *Roczniku Statystyki Rzeczypospolitej Polskiej* oraz w *Małym Roczniku Statystycznym*, a także w „Wiadomościach Statystycznych”²⁹.

W okresie międzywojennym GUS nie prowadził badań ogólnokrajowych ruchu wędrownego ludności. Na podstawie rozporządzenia Ministra Spraw Wewnętrznych o ruchu cudzoziemców z 15 grudnia 1928 r. rozpoczęto natomiast badanie tego zjawiska³⁰. W latach 1928—1939 GUS prowadził badania przyjazdów i wyjazdów cudzoziemców na podstawie miesięcznych zestawień z miejscowości mających największe znaczenie dla ruchu turystycznego. Badaniami tymi objęto początkowo 23 miejscowości, a od 1936 r. — 34. Wyniki publikowano w „Wiadomościach Statystycznych”.

GUS publikował też dane o wychodźstwie i powrocie z wychodźstwa (na podstawie informacji zbieranych przez Ministerstwo Pracy i Opieki Społecznej), o wydanych wizach na wyjazdy do Polski (na podstawie sprawozdań z placówek konsularnych), wydanych paszportach zagranicznych (na podstawie danych Ministerstwa Spraw Wewnętrznych)³¹.

POLSKI INSTYTUT BADANIA ZAGADNIEŃ LUDNOŚCIOWYCH

W końcu listopada 1931 r. powstał Polski Instytut Badania Zagadnień Ludnościowych. GUS udostępnił Instytutowi pomieszczenia biurowe i bazę poligraficzną. Choć formalnie Instytut nie był jednostką organizacyjną Urzędu to *de facto* obie instytucje ściśle współpracowały ze sobą nad naukowymi badaniami demograficznymi i wspólnie publikowały ich wyniki. Na czele Instytutu stanął 21 XI 1931 r. prof. Ludwik Krzywicki, jego zastępcami byli początkowo dr Marcin Kasprzak i prof. Stefan Szulc. W skład Zarządu Instytutu wchodził później także prof. Marian Falski, prof. Edward Rosset oraz inni pracownicy GUS (Wiktor Morawski, Samuel Fogelson).

²⁸ Łazowska B. (1995), s. 65—76.

²⁹ Badań tych nie prowadzono jedynie w latach 1931—1934 ze względu na oszczędności budżetowe.

³⁰ Dziennik Ustaw Rzeczypospolitej Polskiej z 1929 r., Nr 5, poz. 49.

³¹ *Bibliografia...* (1968).

W 1933 r. Instytut wydał wspólnie z GUS opracowaną przez S. Szulca i S. Fogelsona obszerną publikację *Badania nad rozrodzością w Polsce*. Ogłoszono w niej wyniki badań rozrodzości wśród mieszkańców domów Warszawskiej Spółdzielni Mieszkaniowej na Żoliborzu oraz Fundacji Tanich Mieszkań im. Hipolita i Ludwiki Wawelbergów na Woli, a także wśród ludności wiejskiej wyznania ewangelickiego z pow. łuckiego.

Z inicjatywy Instytutu S. Fogelson opublikował na łamach „Kwartalnika Statystycznego” w 1932 r. artykuł pt. *Matematyczna teoria ludności*, a w 1934 r. artykuł w tymże kwartalniku pt. *O częstotliwości występowania sieroctwa*.

W pierwszej połowie 1939 r. była gotowa do druku opracowana w Instytucie publikacja dotycząca emigracji z ziem polskich w latach 1870—1939. Prowadzono też w latach 1938 i 1939 badania dotyczące urodzeń i zgonów niemowląt we wschodnich województwach Rzeczypospolitej (przy współudziale Ministerstwa Opieki Społecznej).

Na podstawie zapisów w księgach parafialnych Instytut prowadził badania w zakresie płodności i umieralności w jednym z miasteczek pow. radzyńskiego, poczynając od XVIII w.

Do wybuchu II wojny światowej udało się Instytutowi ogłosić drukiem prace Stanisława Adamowicza pt. *Rozrodzość w Polsce w zależności od wielkości osiedla* oraz *Polskie Tablice Wymieralności 1931/32*.

Wspólnie z GUS Polski Instytut Badania Zagadnień Ludnościowych opracował oryginalne metody badawcze i prowadził pionierskie prace nad ludnością kraju³².

PIERWSZY POWSZECHNY SPIS LUDNOŚCI W 1921 R.

Najważniejszą jednak pracą wykonaną przez GUS dla administracji państwowej odradzającego się państwa polskiego było przeprowadzenie we wrześniu 1921 r. pierwszego powszechnego spisu ludności. Jego wyniki obejmujące zagadnienia demograficzne, rynku pracy, zdrowia, edukacji, narodowości, języka i wyznania były istotnym materiałem poznawczym, o wartości trudnej do przecenienia dla zarządzania państwem. Pierwsze dane ogłoszono już trzy miesiące po spisie. Uznać to należy za duży sukces, biorąc pod uwagę warunki, w jakich się odbywał pierwszy spis ludności Rzeczypospolitej Polskiej. Podczas pierwszego powszechnego spisu ludności pracowały jeszcze komisje graniczne, powołane przez Traktat Ryski lub na podstawie układów z Niemcami, Czechosłowacją, Łotwą i wolnym Miastem Gdańskiem, które definitywnie ustalały granice Polski. W szeregu wypadków należało w drodze korespondencyjnej ustalać z władzami administracyjnymi przynależność państwową gmin i poszczególnych miejscowości.

³² Łazowska B. (1995), s. 74 i 75.

GUS wydał broszurę zatytułowaną *Co nam da spis ludności*, omawiającą cele spisu, jego tematykę, a jednocześnie wzywającą respondentów do zgodnego z prawdą udzielania odpowiedzi na pytania zadawane przez komisarzy spisowych. Opublikowano także ulotkę podpisaną przez Marszałka Sejmu RP Wojciecha Trąpczyńskiego i wicemarszałków: Jakuba Bojko, Stanisława Osieckiego, Jędrzeja Moraczewskiego i ks. Antoniego Stychela popularyzującą pierwszy spis ludności. Do przeprowadzenia spisu zatrudniono ok. 70 tys. komisarzy spisowych, rekrutujących się głównie spośród nauczycieli i urzędników. W marcu 1921 r. powołano w GUS oddzielny Wydział Spisu Jednodniowego, pod kierunkiem dr Rajmunda Buławskiego, będącego jednocześnie Generalnym Komisarzem Spisowym³³.

Wyniki pierwszego powszechnego spisu ludności z 1921 r. opublikowano w 23 tomach, zawierających ok. 6 mln informacji. Pierwsze wyniki zatytułowane *Tymczasowe rezultaty spisu ludności Rzeczypospolitej Polskiej z dnia 30 września 1921 r.* GUS opublikował już w grudniu 1921 r. Wyniki te zostały opracowane na podstawie meldunków telegraficznych nadsyłanych do GUS przez władze spisowe. Kolejny etap prac polegał na opracowaniu szczegółowym wyników spisu przy pomocy specjalnie sprowadzonych do Urzędu maszyn. Wyniki ostateczne opublikowano pt. *Pierwszy Powszechny Spis Rzeczypospolitej Polskiej z dnia 30 września 1921 r.* w serii „Statystyka Polski” (t. XI—XXXVI) w latach 1926—1932. Tom XXXIV Spisu nie ukazał się.

Oceny wyników spisu dokonał prof. Ludwik Krzywicki w artykule *Rozbiór krytyczny wyników spisu (z dnia 30 września 1921 r.)*³⁴.

Spis przeprowadzono w Polsce z pominięciem części Wileńszczyzny i Górnego Śląska. Aby podać wyniki dla całego kraju wykorzystano wyniki spisu ludności przeprowadzonego 8 października 1919 r. na Górnym Śląsku przez władze niemieckie, a także wyniki spisu z 1919 r. przeprowadzonego przez Zarząd Cywilny Ziem Wschodnich na ziemi wileńskiej³⁵.

Tuż po przeprowadzeniu pierwszego powszechnego spisu ludności podjęto decyzję, aby na podstawie materiałów spisowych opublikować *Skorowidz Miejscowości Rzeczypospolitej Polskiej*, który stał się pierwszą publikacją odtwarzającą obowiązujący podział administracyjny kraju. Dla byłych dzielnic austriackiej i pruskiej istniały co prawda różne spisy, ale były one przestarzałe i nie uwzględniały zmian zaistniałych po uzyskaniu przez Polskę niepodległości, jak też w wyniku postanowień Traktatu Wersalskiego. Dla woj. pomorskiego nie było przy tym wykazu, który podawałby nazwy miejscowości w brzmieniu polskim; spisy które miało b. Królestwo Polskie były niekompletne, zaś województwa wschodnie nie posiadały ich w ogóle. Podczas spisu na formularzach notowano nazwy podawane przez respondentów w różnych odmianach (polskiej,

³³ Berger J. (2008b), s. 8 i 9.

³⁴ „Ekonomista”, R. XXIII, t. I, s. 23—44.

³⁵ Berger J. (2008b), s. 1—10.

białoruskiej, rusińskiej, spolszczonej wersji nazw niemieckich itd.). Należało to wszystko ujednolicić, przyjmując za podstawę wytyczne Polskiej Akademii Umiejętności co do zasad ortograficznych i usuwając formy zniekształcone, mające wpływy dwóch lub nawet trzech języków³⁶.

Skorowidz miejscowości Rzeczypospolitej Polskiej ukazał się w latach 1923—1926 w 15 tomach, szczegółowo charakteryzujących ludność zamieszkałą w miejscowościach (wsie, osady, przysiółki, miasta) według płci, wyznania i narodowości. Dane w *Skorowidzu* zgrupowano według województw, powiatów, miast i gmin.

DRUGI POWSZECHNY SPIS LUDNOŚCI W 1931 R.

W grudniu 1931 r. GUS przeprowadził drugi powszechny spis ludności. Zasady organizacyjne i metodologię zarówno pierwszego, jak i drugiego spisu ludności opracował dr Rajmund Buławski. Warunki polityczne i społeczne były w 1931 r. o wiele bardziej sprzyjające niż w 1921 r. Niestety, światowy kryzys gospodarczy spowodował znaczne ograniczenie tematyki spisowej. W stosunku do spisu powszechnego ludności z 1921 r. ograniczono znacznie tematykę badawczą — kwestionariusze nie zawierały pytań dotyczących gospodarstw rolnych, zakładów przemysłowych i handlowych. Wyniki drugiego powszechnego spisu ludności RP opublikowano w latach 1932—1938 w 31 tomach zawierających ponad 5 milionów informacji. Ze względów oszczędnościowych nie sporządzono *Skorowidza Miejscowości RP*, a jedynie *Skorowidz gmin Rzeczypospolitej Polskiej*.

GUS opublikował następujące główne opracowania z wynikami drugiego powszechnego spisu ludności z 1931 r.: *Drugi powszechny spis ludności z dn. 9 XII 1931 r. Formularze i instrukcje spisowe* (Warszawa 1932); *Ludność i budynki na podstawie drugiego powszechnego spisu ludności z dn. 9 XII 1931 r.* (Warszawa, 1933—1936); *Mieszkania. Dane tymczasowe na podstawie drugiego powszechnego spisu ludności z dn. 9 XII 1931 r.* (Warszawa, 1933); *Drugi powszechny spis ludności z dn. 9 XII 1931 r. Nieruchomości i budynki w miastach* (Warszawa, 1935); *Drugi powszechny spis ludności z dn. 9 XII 1931 r. Mieszkania. Gospodarstwa domowe. Stosunki zawodowe* (22 zeszyty dla województw i miast wydzielonych — Warszawa 1936—1939); *Drugi powszechny spis ludności z dn. 9 XII 1931 r. Mieszkania. Gospodarstwa domowe. Stosunki zawodowe. Polska. Dane skrócone* (Warszawa, 1937); *Drugi powszechny spis ludności z dn. 9 XII 1931 r. Stosunki zawodowe. Ludność w rolnictwie* (Warszawa, 1938); *Drugi powszechny spis ludności z dn. 9 XII 1931 r. Stosunki zawodowe. Ludność poza rolnictwem* (Warszawa, 1939)³⁷.

³⁶ Buławski R. (1930), s. 793—829.

³⁷ Rusinek K. (1993), s. 33—65.

STATYSTYKA PRZEMYSŁOWA

Od 1920 r. prowadzono badanie kwartalne o sytuacji zakładów przemysłowych, przekształcone od 1922 r. w badanie miesięczne. Zbierano dane o stanie i ruchu zatrudnionych według płci, liczbie zmian pracy, liczbie godzin przypadających na zmianę, liczbie pracujących na dobę oraz o częstotliwości i długości strajków. Od 1922 r. rozpoczęto systematyczne badanie płac i udzielanych przez zakłady świadczeń pracowniczych. W 1928 r. GUS wprowadził kompleksowe roczne badanie statystyczne zakładów przemysłowych zatrudniających minimum 5 pracowników. Badanie to dostarczało informacji o liczbie czynnych zakładów, zatrudnieniu z podziałem na robotników i pracowników umysłowych, płacach brutto i netto, zmianowości pracy, czasie pracy oraz produkcji, sprzedaży i zapasach według ilości i wartości ważniejszych wyrobów przemysłowych (w 1937 r. — 1750 wyrobów). Dzięki informacjom nadsyłanym przez Związek Izb Rzemieślniczych dokonywano też szacunków produkcji rzemieślniczej w Polsce.

W połowie lat 30. XX w. wprowadzono sprawozdawczość miesięczną z produkcji i sprzedaży ważniejszych wyrobów przemysłowych, wytwarzanych przez zakłady zmonopolizowane i skartelizowane oraz przez duże zakłady przemysłowe.

W 1933 r. GUS przeprowadził w porozumieniu z Ministerstwem Przemysłu i Handlu badanie ankietowe 6500 zakładów przemysłowych dotyczące produkcji, zużycia surowców, posiadanych urządzeń technicznych oraz zatrudnienia i płac. Informacje uzyskane z tego badania umożliwiły szacunkowe określenie zdolności produkcyjnych przemysłu wielkiego w Polsce.

Stosownie do ustalonego podziału kompetencji w sprawach badań statystycznych GUS otrzymywał od odpowiednich ministerstw, instytucji, zrzeszeń i zakładów wiele podstawowych informacji w zakresie przemysłu, które były publikowane w rocznikach statystycznych.

Wyniki badań przemysłu publikował GUS w *Roczniku Statystyki Rzeczypospolitej Polskiej* oraz w *Małym Roczniku Statystycznym* oraz serii roczników „Statystyka przemysłowa”. Ukazywały się także analityczne, autorskie opracowania z zakresu statystyki przemysłu głównie na łamach „Miesięcznika Statystycznego” i „Miesięcznika Pracy”, a także w „Kwartalniku Statystycznym” i „Statystyce pracy”.

Badania statystyczne w przemyśle w okresie międzywojennym nie zapewniały informacji o wartości i dynamice produkcji i sprzedaży wszystkich zakładów przemysłowych. W tej sytuacji bardzo ważne znaczenie miało podjęcie przez Instytut Badań Koniunktur Gospodarczych i Cen, z udziałem GUS, analizy dynamiki produkcji przemysłowej na podstawie badania reprezentacyjnego wyrobów przemysłowych. Reprezentacyjne indeksy produkcji przemysłowej były obliczane według metody Ludwika Landaua za lata 1921—1931,

a w 1938 r. według metody udoskonalonej przez Jana Wiśniewskiego za lata 1928—1938³⁸.

Charakterystyczne dla okresu dwudziestolecia międzywojennego było zaangażowanie pracowników Wydziału Przemysłu GUS w opracowanie i publikowanie w wydawnictwach GUS autorskich analiz problemów przemysłowych. Należały do nich artykuły publikowane w „Miesięczniku Statystycznym”, „Statystyce Pracy” i „Kwartalniku Statystycznym”: Stanisława Olszewskiego *Zasady prowadzenia statystyki przemysłu górniczego, hutniczego i pokrewnego fabrycznego*³⁹, Brunona Balukiewicza *Zasady organizacji statystyki produkcji zakładów przemysłowych Rzeczypospolitej*⁴⁰, Jana Piekalkiewicza i Stanisława Rutkowskiego *Określi gospodarcze Polski*⁴¹, Jana Piekalkiewicza *Szacowanie kapitałów rzeczowych przedsiębiorstw przemysłowych*⁴², Tadeusza Czajkowskiego *Kobiety i młodociani w wielkim i średnim przemyśle*⁴³, Ludwika Landaua *Badania zmian stawek płac w przemyśle przetwórczym (w latach 1937, 1938)*⁴⁴.

W latach 1920—1931 GUS stosował Klasyfikację Zakładów Przemysłowych, w której działalność przemysłowa podzielona była na 15 gałęzi i ok. 140 rodzajów. Obejmowała ona także działalność budowlaną, a do gałęzi Górniczo zaliczała bardzo różnorodną działalność górniczą. Zweryfikowaną wersję tej klasyfikacji ogłoszono w pierwszym statystycznym roczniku przemysłowym GUS — *Statystyce przemysłu 1932 r.*, dzieląc przemysł na 15 gałęzi i 160 rodzajów działalności. W 1937 r. GUS wdrożył klasyfikację bardziej dostosowaną do struktury przemysłowej (dzieliła ona przemysł na 15 gałęzi i 215 rodzajów działalności).

W latach 1920—1928 stosowano wykazy wyrobów przemysłowych systematycznie rozwijane w zależności od zapotrzebowania informacyjnego. Pierwszą klasyfikację wyrobów przemysłowych GUS opracował w 1929 r. Obejmowała ona w 1931 r. 1100 pozycji, a w 1937 r. już ponad 2950 pozycji.

W latach 30. XX w. GUS stosował klasyfikację zakładów przemysłowych według ich wielkości, stosownie do kryteriów przyjętych w przepisach o obowiązku wykupywania świadectw przemysłowych i rzemieślniczych. Zakłady przemysłowe były w nich podzielone na osiem kategorii. Kategoria ósma (zakłady małe) obejmowała zakłady zatrudniające do czterech robotników, kategorię VI—VII przyznano zakładom średniej wielkości, a kategorię I—V — zakładom dużym⁴⁵.

³⁸ Łazowska B. (1993), *Instytut Badania Koniunktur i Cen w świetle akt Archiwum GUS*, s. 24—28.

³⁹ „Miesięcznik Statystyczny” 1921, t. I, cz. 1, s. 305—324.

⁴⁰ „Miesięcznik Statystyczny” 1923, cz. 1, s. 232—235.

⁴¹ „Kwartalnik Statystyczny” 1927, z. 4, s. 547—780.

⁴² „Kwartalnik Statystyczny” 1932, z. 1, s. 97—106.

⁴³ „Statystyka Pracy” 1933, z. 1, s. 104—114.

⁴⁴ „Statystyka Pracy” 1938, z. 1, s. 108—113.

⁴⁵ Paradyś S. (2008), s. 11—22.

Od 1921/22 r. GUS rozpoczął wydawanie map administracyjnych Rzeczypospolitej Polskiej. 30 XI 1925 r. powołano wyspecjalizowany Referat Kartograficzny GUS przy Wydziale Wydawnictw i Pomocy Naukowych. W 1927 r. rozpoczęto opracowywanie monumentalnego *Atlasu Statystycznego Rzeczypospolitej Polskiej*, który opublikowano w 1930 r. pod kierunkiem Edwarda Szturm de Sztrema⁴⁶.

W Centralnej Bibliotece Statystycznej zachowały się wydane przez GUS mapy: *Województwa centralne i wschodnie RP — podział według gmin z dn. 1 IV 1933 r.*, *Mapa gmin RP — podział według stanu z dn. 1 IV 1938 r.* Obie są dostępne w bibliotece cyfrowej CBS⁴⁷.

W latach dwudziestych GUS wykonał dwa szczególnie ważne dla administracji państwa programy badawcze, w tym w 1924 r. jedyny w Europie bilans płatniczy państwa (autorem publikacji był Jan Piekalkiewicz). W latach 1927 i 1928 GUS wdrożył program badań budżetów gospodarstw domowych, powiązany z badaniami ubóstwa, bezdomności, bezrobocia i warunków bytowych. W 1932 r. przeprowadzono badanie budżetów rodzin urzędniczych przy współpracy Instytutu Gospodarstwa Społecznego i Rady Okręgowej Unii Związków Zawodowych. W latach 1937—1939 we współpracy z Instytutem Gospodarstwa Społecznego przeprowadzono badanie ok. 220 rodzin robotniczych z Warszawy, Łodzi, Poznania, Wilna, Krakowa i ze Śląska. Choć badania te nie spełniały wymogów badań reprezentacyjnych, to jednak miały znaczny walor poznawczy⁴⁸.

GUS prowadził też statystykę bankowości na podstawie materiałów źródłowych banków, spółdzielni kredytowych i kantorów. W Urzędzie opracowywano wyniki działalności kas oszczędnościowych, a także giełd. W „Kwartalniku Statystycznym” w stałej rubryce w latach 1920—1924 publikowano dane dotyczące Polskiej Krajowej Kasy Pożyczkowej (stan rachunków, główne pozycje bilansów, stopy procentowe, obieg banknotów), bilansu płatniczego Polski, podatku dochodowego w Polsce; w „Miesięczniku Statystycznym” w rubryce stałej w latach 1922 i 1923 dane dotyczące dochodów skarbowych; w „Wiadomościach Statystycznych” od 1930 r. — dane dotyczące statystyki kredytowej.

Wspólnie z Radą Spółdzielczości przy Ministerstwie Skarbu GUS wydał *Statystykę spółdzielni związkowych 1928—1933* oraz *Statystykę ruchu spółdzielczego w Polsce w 1934 i 1935*.

W 1926 r. utworzono w GUS oddział drukarski. Pozwolił on na rozwój działalności wydawniczej GUS. O ile w 1920 r. „Miesięcznik Statystyczny” miał objętość 534 stron, to w 1929 r. (już pod nazwą „Kwartalnika Statystycznego”) noto-

⁴⁶ Szturm de Sztrem E. (1930), s. 720—722.

⁴⁷ *Województwa centralne i wschodnie RP — podział według gmin z dn. 1 IV 1933 r.* — sygn. 175.874; *Mapa gmin RP — podział według stanu z dn. 1 IV 1938 r.* — sygn. 175.414.

⁴⁸ Rusinek K. (1993), s. 55.

wał objętość 1713 stron; „Miesięcznik Handlu Zagranicznego” liczył 238 stron w roku 1919/20, a w 1929 r. jego objętość wzrosła do 1178 stron; „Wiadomości Statystyczne” zanotowały wzrost objętości ze 190 stron w 1924 r. do 968 w 1929 r.⁴⁹

W 1926 r. powstało też Biuro Informacyjno-Prasowe, które odpowiadało na pytania kierowane doń z administracji rządowej i samorządowej oraz przez dziennikarzy.

Wyniki badań statystycznych popularyzowano w wydawanym w okresie międzywojennym codziennie „Monitorze Polskim”. Monitor publikował zapowiedzi wydawnicze GUS, omówienia analitycznych wyników badań z ich krótką charakterystyką liczbową, sygnalizował wyniki bieżących badań statystycznych z zakresu handlu zagranicznego, produkcji, cen czy sytuacji w rolnictwie.

Poczynając od 1930 r., na mocy decyzji Rady Ministrów, GUS wprowadzał do praktyki kompleksowe badania gospodarcze i społeczne. W 1930 r. była to statystyka budownictwa, w 1933 r. — statystyka Polaków za granicą, w latach 1934—1936 — statystyka bilansów kwartalnych kas komunalnych, w 1936 r. — statystyka cen oraz statystyka dochodów miast, w 1937 r. — statystyka wydajności pracy, w 1938 r. — statystyka finansów zakładów zastawienniczych.

Kryzys budżetowy zmusił GUS do wydawania od 1930 r. — w miejsce *Rocznika Statystycznego Rzeczypospolitej Polskiej* — *Małego Rocznika Statystycznego*. To wydawnictwo cieszyło się dużym zainteresowaniem. O ile nakład *Małego Rocznika Statystycznego* w 1930 r. wynosił 2 tys. egzemplarzy, o tyle w 1934 r. już 24 tys. egzemplarzy, a w 1939 r. — 100 tys. egzemplarzy. Wydawano też *Mały Rocznik Statystyczny* w wersjach językowych francuskiej i angielskiej.

INSTYTUT BADANIA KONIUNKTUR GOSPODARCZYCH I CEN

W 1926 r. utworzono przy GUS Instytut Badań Koniunktur. Był to początkowo niewielki zespół naukowy, w którego skład wchodził: Edward Lipiński, Stanisław Pszczołkowski, Ludwik Landau i Jan Wiśniewski. W 1928 r. Instytut został podporządkowany Ministerstwu Przemysłu i Handlu pod nazwą Instytut Badania Koniunktur Gospodarczych i Cen, którego pracownicy sporządzali i publikowali przede wszystkim reprezentacyjne indeksy produkcji przemysłowej, początkowo według metody Ludwika Landaua, a od 1938 r. według metody Jana Wiśniewskiego⁵⁰. Zespół naukowy tegoż Instytutu opracował wydaną przez GUS w 1928 r. *Koniunkturę gospodarczą w Polsce w latach 1924—1927*⁵¹. W latach 1929 i 1938 Instytut publikował czasopismo „Koniunktura Gospodarcza”, początkowo jako miesięcznik, a od 1929 r. jako kwartalnik. Od 1932 r.

⁴⁹ Pieniążek H. (1930), s. 727.

⁵⁰ Dziennik Ustaw Rzeczypospolitej Polskiej 1928, Nr 17, s. 240 i 241.

⁵¹ Łazowska B. (1993), s. 24—28.

pod redakcją Edwarda Lipińskiego Instytut wydawał serię „Z Prac Badania Koniunktur Gospodarczych i Cen”. Pracownicy merytoryczni Instytutu opracowywali nowe metody badań koniunktury na podstawie danych zebranych przez GUS.

W serii „Z Prac Instytutu...” (Instytut we współpracy z GUS) opublikowano m.in.: wyniki badań spożycia ludności, wskaźniki cen hurtowych, szacunki ruchu inwestycyjnego w Polsce, studia dotyczące badań produkcji przemysłowej i zatrudnienia w przemyśle oraz opracowania na temat wydatków budżetowych w przebiegu cykli koniunkturalnych w latach 1926—1931, sezonowości wpływów podatkowych, roli karteli w życiu gospodarczym, motoryzacji, przyczyn przebiegu sezonowości w statystycznych szeregach gospodarczych, wskaźników cen zbytu produkcji przemysłowej itp.

Instytut Badania Koniunktur Gospodarczych i Cen wydawał też „Miesięczne tablice statystyczne” (w języku polskim i angielskim), w których ogłaszano dane statystyczne dotyczące m.in.: rynku pieniężnego, kursów akcji, cen i płac, przywozu i wywozu artykułów rolnych, produkcji przemysłowej, wskaźników koniunktury, ruchu budowlanego, zatrudnienia, przewozu materiałów na kolei.

Pracownicy Instytutu Badania Koniunktur Gospodarczych i Cen publikowali też w formie monografii efekty swych badań opartych na danych GUS i badaniach ankietowych Instytutu. Przykładowo, Michał Kalecki opracował *Próbe teorii koniunktury*, Ludwik Landau i Michał Kalecki *Szacunek dochodu społecznego w r. 1929* oraz *Dochód społeczny w 1933 r. i podstawy badań periodycznych nad zmianami dochodu*, Ludwik Landau *Dochody z pracy najemnej w 1929 r.*, Jan Wiśniewski *Rozkład dochodów według wysokości w r. 1929*.

Powołany przez GUS Instytut Badania Koniunktur Gospodarczych i Cen wydał w ciągu 11 lat istnienia kilkanaście opracowań monograficznych, sto kilkadziesiąt miesięcznych „Tablic statystycznych”, czterotomowy zbiór „Z Prac Instytutu Badania Koniunktur Gospodarczych i Cen”, kilkadziesiąt zeszytów „Koniunktury Gospodarczej” i inne, przyczyniając się wyraźnie do rozwoju nauk ekonomicznych w Polsce i wprowadzając nieznane metody szacunkowych badań statystycznych⁵².

STATYSTYKA MIEJSKA

W dwudziestoleciu międzywojennym GUS nie organizował własnych struktur terenowych, jednak chciał wspierać rozwój statystyki samorządowej próbując przenieść do Polski doświadczenia państw Europy Zachodniej. W 1921 r. GUS zwołał zjazd statystyków miejskich, na który zostali zaproszeni przedstawiciele wszystkich miast polskich liczących powyżej 20 tys. mieszkańców. Na zjeździe było reprezentowanych 14 miast. Drugi zjazd statystyków miejskich GUS zorganizował w 1923 r. i obradował on wspólnie z Główną Radą Statystyczną.

⁵² Łazowska B. (1993), s. 24—28.

W zjeździe tym uczestniczyli przedstawiciele 11 miast. Ustalono wówczas potrzebę wydawania *Statystyki miast Polski Rzeczypospolitej Polskiej*, które to publikacje ukazały się w latach 1928 i 1930.

Jednocześnie GUS wspierał statystykę miejską poprzez przygotowanie projektu rozporządzenia Rady Ministrów z 2 X 1922 r. nakładającego obowiązek dostarczania przez władze i organa państwowe miejskim biurom statystycznym materiałów do celów statystycznych. Rozporządzenie to znacznie ułatwiło pracę miejskim biurom statystycznym istniejącym wówczas w: Białymstoku, Bydgoszczy, Krakowie, Lublinie, Lwowie, Łodzi, Piotrkowie, Poznaniu, Sosnowcu, Warszawie i Włocławku⁵³.

W 1925 r. GUS powołał też komisję do spraw organizacji statystyki powiatowej, na czele której stał dr Jan Piekalkiewicz⁵⁴. W marcu 1925 r. GUS przeprowadził badanie ankietowe w miastach liczących ponad 20 tys. mieszkańców, którego wyniki opublikowano w pracy pt. *Statystyka miejska w Polsce*⁵⁵.

*
* *

W 1939 r. GUS pracował do wybuchu wojny. Zachowały się sprawozdania statystyczne nadesłane do Urzędu 17 sierpnia 1939 r. Pracowano wówczas — zwłaszcza od czerwca 1939 r. — nad wypełnianiem tablic do *Małego Rocznika Statystycznego 1939*, co przewidywano zakończyć w październiku. Wybuch II wojny światowej przerwał te prace, ale ich nie zakończył. W 1941 r. Ministerstwo Informacji i Dokumentacji Rządu RP na wychodźstwie wydało w Londynie pod redakcją dr Ewy Estreicher-Grodzickiej i dra Ludwika Grodzickiego *Concise Statistical Yearbook of Poland, September 1939—czerwiec 1941*, który zawierał obok danych zebranych przez GUS w 1939 r. także fragmentaryczne dane z pierwszych lat okupacji. *Mały Rocznik Statystyczny 1939* zawierał dane dotyczące ludności, statystyki gospodarczej i społecznej na ziemiach polskich okupowanych przez Niemcy (w podziale na Generalne Gubernatorstwo, ziemie wcielone do Rzeszy i Słowację) i ZSRR (w podziale na Litwę, Białoruś, Ukrainę), według stanu z 1 stycznia 1941 r. Publikował też mapę terytorium okupowanej Rzeczypospolitej Polskiej według stanu z 1 maja 1941 r.

W 1991 r. GUS opublikował reprint *Concise Statistical Yearbook of Poland, September 1939—czerwiec 1941* w tłumaczeniu na język polski (*Mały Rocznik Statystyczny Rzeczypospolitej Polskiej, wrzesień 1939—czerwiec 1941*).

mgr Bożena Łazowska — GUS

⁵³ Łazowska B. (2010b), s. 87—295.

⁵⁴ Piekalkiewicz J. (1925).

⁵⁵ Piekalkiewicz J. (1927).

LITERATURA

- Berger. J. (2008a), *Badania demograficzne w Głównym Urzędzie Statystycznym w latach 1918—1939*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 8, GUS
- Berger J. (2008b), *Powszechny spis ludności 1921 r.*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 12, GUS
- Berger J. (2008c), *Rys historyczny powstania GUS*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 1, GUS
- Bibliografia Wydawnictw GUS 1918—1968* (1968), GUS
- Buławski R. (1930), *Organizacja i technika opracowania dat statystycznych w Głównym Urzędzie Statystycznym*, „Kwartalnik Statystyczny”, t. VII
- Buzek. J. (1930), *Historia ogólna Głównego Urzędu Statystycznego od roku 1918 do roku 1928*, „Kwartalnik Statystyczny”, t. VII, GUS
- Łazowska B. (1993), *Instytut Badania Koniunktur i Cen w świetle akt Archiwum GUS*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 2, GUS
- Łazowska B. (1995), *Polski Instytut Badania Zagadnień Ludnościowych w świetle akt Archiwum GUS*, [w:] *Materiały do etnografii miasta, Żyrardów*
- Łazowska B. (2005), *Historia roczników statystycznych Polski*, „Wiadomości statystyczne”, nr 2, GUS
- Łazowska B. (2008), *Wkład galicyjskiej myśli statystycznej w powstanie GUS*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 4, GUS
- Łazowska B. (2009), *90 lat Biblioteki GUS w służbie statystyki polskiej: misja, ludzie, zadania*, GUS
- Łazowska B. (2010a), *Spisy rolne w Polsce w zbiorach Centralnej Biblioteki Statystycznej im. Stefana Szulca*, CBS, Warszawa
- Łazowska B. (2010b), *Statystyka miejska w świetle badań GUS i ośrodków regionalnych w latach 1918—1939*, [w:] *Procesy metropolizacyjne w teorii naukowej i praktyce*, Warszawa
- Łazowska B. (2012), *Józef Buzek*, [w:] *Statystycy polscy*, GUS i PTS
- Paradysz S. (2008), *Przeobrażenia badań statystycznych w przemyśle w latach 1918—1955*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 5, GUS
- Piekalkiewicz J. (1925), *Projekt organizacji prac statystycznych w powiatowych związkach komunalnych*, „Kwartalnik Statystyczny”, t. II, zeszyt 4, GUS
- Piekalkiewicz J. (1927), *Statystyka miejska w Polsce*, „Kwartalnik Statystyczny”, t. IV, zeszyt 1, GUS
- Pieniążek H. (1930), *Oddział drukarski*, „Kwartalnik Statystyczny”, t. VII, GUS
- Polski Słownik Biograficzny* (1972, 1977, 1989), odpowiednio: t. XVII/3, t. XXII/4, t. XXXIII, z. 137, PAN, Kraków
- Rozwój myśli i instytucji statystycznych na ziemiach polskich* (1994), GUS i PTS, Warszawa
- Rusinek K. (1993), *Statystyka w okresie międzywojennym*, [w:] *Główny Urząd Statystyczny 1918—1993*, GUS
- Rutkowski J. (1920), *Uwagi krytyczne o badaniach Warszawskiego Komitetu Statystycznego nad własnością ziemską w Królestwie Polskim*, „Miesięcznik Statystyczny”, cz. 1, z. 3
- Słownik Biograficzny Statystyków Polskich* (1998), GUS
- Szturm de Sztrem E. (1930), *Komitet Redakcyjny*, „Kwartalnik Statystyczny”, t. VII, s. 720—722
- Szulc S. (1930), *Wydawnictwa w pierwszych latach istnienia Głównego Urzędu Statystycznego*, „Kwartalnik Statystyczny”, 1930, t. VII

SUMMARY

This article presents the history of the CSO in the interwar period — discusses the genesis of the Office as of rescript of the Regency Council, and then the first structure and tasks of the Central Statistical Office of the regulatory framework of the Second Republic. It describes the difficult circumstances of the emerging territory after the First World War, personnel, office and others, in the formation of the CSO and conducting surveys during the merging areas occupying in the reborn Poland after 123 years. The article discusses the major accomplishments of the Office during the period between the first and second world war, particularly the census of the population in the years 1921 and 1931, economic and social research, conduct of publishing and information services. At the end are presented the most distinguished statisticians in the early years of the CSO, derived mainly from Galicia.

РЕЗЮМЕ

Статья представляет историю ЦСУ в межвоенный период — характеризует генезис образования Управления начиная с Рескрипта Регентского совета, а затем первую структуру и задачи ЦСУ согласно правовым основам II Польской Республики. Характеризует трудные условия формирующейся после первой мировой войны территории страны, кадры, жилье и др. во время образования ЦСУ и проведения обследований в период обобщение районов в возрождающейся Польше находящихся 123 года под оккупацией.

Статья характеризует основные достижения ЦСУ в период между первой и второй мировыми войнами, в том числе в особенности всеобщие переписи населения в 1921 г. и в 1931 г., экономические и социальные обследования, издательские и информационные задачи. В конце разработки были представлены наиболее выдающиеся статистики в первые годы ЦСУ, в основном происходящие из Галиции.

Moje pół wieku w statystyce

Metodologią badań statystycznych zajmuję się od 58 lat, a więc w okresie obejmującym znaczną część 95-letniej działalności GUS. Rozpoczyłem pracę jako statystyk matematyk, a następnie pełniłem funkcje naczelnika wydziału, dyrektora departamentu i wiceprezesa Urzędu. Brałem udział w pracach Komisji Matematycznej GUS przez 44 lata. Współpracowałem także ze Szkołą Główną Planowania i Statystyki (obecnie Szkoła Główna Handlowa) i innymi uczelniami, prowadząc prace naukowo-badawcze i dydaktyczne z zakresu statystyki. Ponad 8 lat pracowałem jako ekspert lub konsultant FAO, Banku Światowego, Eurostatu i Wydziału Statystyki ONZ w: Etiopii, Nepalu, Chinach i krajach nadbałtyckich.

Zajmowałem się metodologią badań statystycznych w różnych dziedzinach. Wyniki moich prac publikowałem na łamach czasopism statystycznych, a głównie „Wiadomości Statystycznych”, „Przeglądu Statystycznego” i „Statistics in Transition” oraz w opracowaniach monograficznych. Zastanawiałem się nad tym, w jakim stopniu przydatne były moje studia uniwersyteckie w pracy w GUS i innych instytucjach, a także czym były spowodowane trudności, które spotykały mnie w różnych okresach działalności.

Pracę w GUS rozpocząłem we wrześniu 1955 r., a więc na kilka miesięcy przed powstaniem w 1956 r. „Wiadomości Statystycznych”. Podstawę teoretyczną mojej pracy stanowiły studia matematyczne na Uniwersytecie Jagiellońskim w latach 1950—1953, a następnie studia magisterskie na Uniwersytecie Wrocławskim, ze specjalnością w zakresie statystyki matematycznej, które ukończyłem w czerwcu 1955 r. Uważam, że szczególnie przydatne w późniejszej pracy okazały się wykłady:

- ze statystycznej kontroli jakości (SKJ), prowadzone przez prof. Hugo Steinhausa¹,
- z metody reprezentacyjnej, prowadzone przez prof. Juliana Perkala²,
- z rachunku prawdopodobieństwa i statystyki matematycznej, prowadzone przez prof. Stefana Zubrzyckiego³,
- z procesów stochastycznych, prowadzone przez prof. Kazimierza Urbaniaka,
- z metod statystycznych, prowadzone przez prof. Juliana Perkala,
- z metod numerycznych, prowadzone przez prof. Mieczysława Warmusa⁴.

¹ *Steinhaus Hugo Dionizy (1887—1972)*, [w:] *Statystycy polscy* (2012), s. 328—335, GUS i PTS.

² *Perkal Julian (1913—1965)*, [w:] *Statystycy polscy* (2012), s. 275—279, GUS i PTS.

³ *Zubrzycki Stefan (1927—1968)*, [w:] *Statystycy polscy* (2012), s. 433—438, GUS i PTS.

⁴ *Warmus Mieczysław Jan (1918—2007)*, [w:] *Statystycy polscy* (2012), s. 373—381, GUS i PTS.

Seminarium magisterskie prowadził prof. Hugo Steinhaus, pod kierunkiem którego napisałem pracę magisterską *Przedziały ufności i tolerancji dla rozkładu normalnego*. Uczestniczyłem także, nadobowiązkowo, w słynnych seminariach prowadzonych przez Oddział Wrocławski Instytutu Matematycznego PAN, kierowanych przez prof. Hugo Steinhausa i prof. Juliana Perkala, na temat zastosowań przyrodniczych i gospodarczych matematyki. Na tych seminariach po raz pierwszy spotkałem się z problematyką zastosowania metod statystyczno-matematycznych w praktyce. Zdobyta wiedza teoretyczna na studiach była niezwykle przydatna w mojej pracy, ale praktyka badań statystycznych wyłaniała nowe problemy, wymagała dalszych studiów. Rozwijały się dziedziny naukowe, na których opierała się statystyka.

Byłem stałym czytelnikiem periodyku „Wiadomości Statystyczne”, który wprowadzał mnie w świat statystyki oficjalnej. Zdawałem sobie od początku sprawę z różnicy między wiedzą teoretyczną, jaką uzyskałem na studiach, a praktyką statystyczną. Już na studiach, a szczególnie po wykładach prof. Hugo Steinhausa ze statystycznej kontroli jakości, wiedziałem, że badanie statystyczne jest procesem masowym, w czasie którego powstają różnego rodzaju błędy. Szukałem tego potwierdzenia w dostępnej literaturze statystycznej, m.in. w artykułach publikowanych na łamach „Wiadomości Statystycznych”. Dyskutowałem o tych problemach z kolegami w Urzędzie, a szczególnie na posiedzeniach Komisji Matematycznej GUS. Komisja ta w początkowym okresie odegrała znaczną rolę w poznawaniu przeze mnie istoty statystyki oficjalnej i akademickiej.

Miałem możliwość dyskutowania z najlepszymi teoretykami z różnych dziedzin statystyki. W tym czasie szczególnie dużo się uczyłem. Nurtował mnie problem, w jaki sposób ustawić badanie statystyczne, aby zminimalizować ewentualne błędy albo jak wykryć powstałe już obciążenia. Dlatego dość szybko nawiązałem kontakt z wydziałem kontroli statystycznej i przez pewien czas uczestniczyłem w różnego rodzaju szkoleniach i kontrolach w terenie. Brałem udział nie tylko w kontroli badań budżetów rodzinnych, ale także sprawozdawczości statystycznej oraz spisów rolnych, które w tym czasie prowadzone były każdego roku. Umożliwiło mi to poznanie statystyki oficjalnej „od kuchni”. Wpłynęło to także na moje podejście do kontroli badań statystycznych oraz na potrzebę zmian metodyki niektórych badań. Utrzymywałem stały kontakt z redakcją „Wiadomości Statystycznych”, ale szczególnie blisko współpracowałem z czasopismem w latach 1959 i 1960, gdy obowiązki redaktora naczelnego pełnił Michał Szymanowski — specjalista badań budżetów rodzinnych, międzynarodowy ekspert Światowej Organizacji Pracy (ILO) w Kambodży, mój bliski przyjaciel. On też przyczynił się istotnie do napisania przeze mnie pierwszego artykułu do „Wiadomości Statystycznych”.

PIERWSZY ARTYKUŁ W „WIADOMOŚCIACH STATYSTYCZNYCH”

Pierwszy artykuł w „Wiadomościach Statystycznych” opublikowałem w 1959 r.⁵. Był on ściśle związany z zapotrzebowaniem na informacje z zakresu warunków życia ludności. Chodziło o ocenę stopnia zamożności ludności na podstawie danych o dochodach gospodarstw domowych uzyskanych z badań budżetów rodzinnych. Wspominam o okolicznościach powstania tego artykułu, gdyż dał on impuls do szerszego zainteresowania metodami estymacji dla małych obszarów i jakością danych, którymi zajmuję się do dnia dzisiejszego.

Wiadomo było, że dane o dochodach uzyskane z badań budżetów rodzinnych były w poważnym stopniu zaniżone, a ponadto dotyczyły tylko zatrudnionych w niektórych gałęziach przemysłu a nie całej ludności. Należało więc szukać innego podejścia. W tym czasie stosowano różnego rodzaju metody szacowania nieznanymi wielkościami statystycznymi. Zajmowało się tym kilku statystyków. Zbudowałem model, w którym do szacowania rozkładu dochodów ludności według grup zamożności wykorzystałem dane pochodzące z różnych źródeł. Zauważyłem, że występują dość znaczne zależności między grupami zamożności i grupami zarobkowymi osób pracujących. Rozkłady zatrudnionych w gospodarce społecznej według wysokości płac uzyskiwało się wtedy z badań pełnych. Model wykorzystujący te dwa źródła informacji umożliwił uzyskanie oceny rozkładu ludności według grup zamożności dla całej ludności utrzymującej się z zatrudnienia w gospodarce społecznej. Stosując ten sam model oraz dane ze spisu ludności z 1931 r. oszacowałem rozkład ludności robotniczej według wysokości dochodu pieniężnego na osobę w 1931 r.⁶

Recenzentem mojego pierwszego artykułu był prof. Józef Wojtyniak⁷, który był konsultantem badania budżetów rodzinnych w GUS⁸. Wykorzystałem jego uwagi i zbudowałem drugi, bardziej złożony model, w którym do szacowania rozkładu ludności według grup zamożności w ujęciu wojewódzkim uwzględniłem cztery źródła danych: badania budżetów rodzinnych, rozkłady zatrudnionych według wysokości płac, spis ludności z 1960 r. oraz dane statystyki płac. Zbudowany model statystyczny łączył dane z różnych źródeł, dając w wyniku rozkład ludności pozarolniczej według grup zamożności w ujęciu wojewódzkim. Opracowanie to wykonałem na zamówienie Komitetu Przestrzennego Zagospodarowania Kraju (KPZK) PAN i opublikowałem w biuletynie KPZK PAN⁹.

⁵ Kordos J. (1959), *Szacunek rozkładu ludności pozarolniczej według grup zamożności*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 3, s. 4—8, GUS i PTS.

⁶ Kordos J. (1960), *Rozkład ludności robotniczej według wysokości dochodu pieniężnego na osobę w 1931 r.*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 1, s. 24—27, GUS i PTS.

⁷ Wojtyniak Józef (1910—1997), [w:] *Słownik biograficzny statystyków polskich* (1998), s. 356 i 357, GUS i PTS.

⁸ Wojtyniak J. (1958), *Co to są budżety rodzinne?*, Państwowe Wydawnictwo Gospodarcze, Warszawa.

⁹ Kordos J., (1963), *Rozkład ludności pozarolniczej w Polsce według wysokości dochodów na osobę w 1960 r.*, [w:] „Komitet Przestrzennego Zagospodarowania Kraju PAN”, z. 8 (27), s. 153—179.

„Mały obszar” stanowiło województwo, gdy dane z badań reprezentacyjnych w tym układzie były niewystarczające. Modele te przez pewien okres były stosowane w praktyce statystycznej. Podobne podejście, choć bardziej złożone, stosuje się obecnie w metodach estymacji dla małych obszarów.

DOKŁADNOŚĆ SZACUNKÓW

Niepokoili mnie, że oceny uzyskiwane z różnych szacunków traktuje się punktowo, a zdawałem sobie sprawę, że są to wielkości przybliżone. Zastanawiałem się nad tym, w jaki sposób można by ocenić dokładność takich wielkości. Zaproponowałem rozwiązanie, które opublikowałem w 1960 r.¹⁰ Chodziło tam o dokonywanie niezależnych szacunków, co umożliwiłoby ocenę stopnia dokładności. Podałem także konkretne przykłady zastosowania tej metody do oceny spożycia poszczególnych artykułów na podstawie danych uzyskanych z badań budżetów rodzinnych oraz statystyki handlu detalicznego. Na takie podejście do przeprowadzanych szacunków zwróciło uwagę kilku statystyków. Szczególnie cenne były uwagi prof. Jerzego Z. Holzera¹¹, który zachęcał mnie do specjalizacji w tym kierunku. Problem ten powrócił przy zastosowaniu metod estymacji dla małych obszarów, gdzie kładzie się główny nacisk na zwiększenie precyzji ocen, czyli na zmniejszenie błędów losowych. Wpływa to również na zwiększenie dokładności szacunków.

PROBLEMATYKA BADAŃ REPREZENTACYJNYCH

W „Wiadomościach Statystycznych” pierwszy artykuł na temat zastosowania metody reprezentacyjnej w badaniach statystycznych opublikował Ryszard Zasępa¹² w 1956 r.¹³ Problematyką badań reprezentacyjnych zacząłem zajmować się dzięki pracy w Komisji Matematycznej GUS, która wymagała znacznego pogłębienia wiedzy z zakresu teorii i praktyki statystycznej. Musiałem poznać problematykę innych badań statystycznych, a także praktykę badań reprezentacyjnych w innych krajach. W 1959 r. opublikowałem drugi artykuł na temat reprezentacyjnych spisów rolnych w praktyce międzynarodowej¹⁴, a następnie na temat reprezentacyjnych badań budżetów rodzinnych w praktyce międzynarodowej oraz zastosowanie metody reprezentacyjnej w badaniach statystycznych¹⁵.

¹⁰ Kordos J. (1960), *Próba określenia dokładności szacunków*, „Wiadomości Statystyczne” nr 3, s. 24—29, GUS i PTS.

¹¹ Holzer Jerzy Zdzisław (1930—2001), [w:] *Statystycy polscy* (2012), s. 136—143, GUS i PTS.

¹² Zasępa Ryszard (1915—1994) [w:] *Statystycy polscy* (2012), s. 412—415, GUS i PTS.

¹³ Zasępa R. (1956), *W sprawie szerszego stosowania metody reprezentacyjnej w praktyce statystycznej*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 3, GUS i PTS.

¹⁴ Kordos J. (1959), *Reprezentacyjne spisy rolne w praktyce międzynarodowej*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 5/6, s. 10—12, GUS i PTS.

¹⁵ Kordos J. (1961), *Zastosowanie metody reprezentacyjnej w badaniach statystycznych*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 2, s. 30—32, GUS i PTS; Kordos J. (1961), *Reprezentacyjne badania budżetów rodzinnych w praktyce międzynarodowej*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 5, s. 15—18, GUS i PTS.

Warto zaznaczyć, że podejście w Komisji Matematycznej do badań reprezentacyjnych było nieco inne niż w podręcznikach opisujących metodę reprezentacyjną. Chodziło nie tylko o liczebność próbki, sposób jej wyboru i metodę estymacji, ale także o inne zagadnienia metodologiczne. W początkowym okresie wpływ na podejście do badań reprezentacyjnych w GUS miał W. Edwards Deming¹⁶. Według niego osiągniemy niewielki pożytek z danych statystycznych, w sytuacji gdy nawet wybierzemy odpowiednią liczebność próbki i zastosujemy optymalną jej lokalizację w warstwach, ale kwestionariusz został niedbale zaprojektowany i badanie było przeprowadzone przez źle przeszkolony i niestarczanie nadzorowany personel. Nie uzyska się także dobrej jakości danych, gdy kwestionariusze zostały starannie zaprojektowane i personel właściwie przeszkolono, ale próbę wybrano w sposób niewłaściwy, z nieaktualnych operatorów, przy wysokim wskaźniku braku odpowiedzi. Występuje tu silna współzależność między różnymi komponentami badania i jakością uzyskanych wyników.

Każdy komponent badania reprezentacyjnego powinien być starannie przygotowany i badanie należy zrealizować zgodnie z przyjętymi zasadami, przy zapewnieniu ścisłej kontroli na każdym etapie. O wpływie prof. Jerzego Neymana¹⁷ i prof. W. Edwardsa Deminga na praktykę badań reprezentacyjnych w GUS wypowiedziałem się szerzej na międzynarodowej konferencji, która odbyła się na Uniwersytecie Warszawskim w 2009 r.¹⁸.

Wiele zagadnień metodologicznych i tematów badań reprezentacyjnych przedstawiłem szerzej w artykule opublikowanym ostatnio w „Przeglądzie Statystycznym”¹⁹. Dotyczyły one wyboru próby, metod estymacji oraz wszelkiego rodzaju błędów losowych i nielosowych. W późniejszym okresie dużego znaczenia nabrały takie tematy, jak badania powtarzalne, a szczególnie metoda rotacyjna oraz metody estymacji dla małych obszarów, którymi zajmowaliśmy się intensywnie w GUS, a także znalazły odzwierciedlenie w moich publikacjach.

ZASTOSOWANIE METODY ROTACYJNEJ W BADANIACH POWTARZALNYCH

Większość badań statystyki publicznej jest badaniami powtarzalnymi w różnych okresach. Próbuje się tu niekiedy stosować badania panelowe, w których wybrana jednostka bierze udział w kilku rundach, gdy głównym celem badania jest ocena zmian w kolejnych okresach. Jednakże w większości badań cele są różnorodne. Chodzi zarówno o badania zmian w czasie, jak również o oceny w poszczególnych okresach. Kompromisem między tymi celami jest metoda rotacyjna.

¹⁶ Deming W. E (1950), *Some Theory of Sampling*, New York: Dover.

¹⁷ Neyman Jerzy (1894—1981), [w:] *Statystycy polscy* (2012), s. 245—254, GUS i PTS.

¹⁸ Kordos J. (2009), *Impact of J. Neyman and W. E. Deming on Sampling Practice in Poland*, A paper presented at the ASRA Conference, Warsaw, 29 June—3 July.

¹⁹ Kordos J. (2012), *Współzależność pomiędzy rozwojem teorii i praktyki badań reprezentacyjnych w Polsce*, „Przegląd Statystyczny”, numer specjalny 1, s. 61—86, PAN.

Prace teoretyczne z zakresu metody rotacyjnej rozpoczęto już na początku lat 50. ub. wieku. W Polsce problematyce badań powtarzalnych poświęcono wiele uwagi, zwłaszcza metodzie rotacyjnej²⁰, którą próbowano zastosować w kilku badaniach, a początkowo głównie w badaniach budżetów gospodarstw domowych²¹. Po przestudiowaniu osiągnięć metody rotacyjnej w praktyce międzynarodowej zdawałem sobie sprawę, że moja wiedza teoretyczna z zakresu procesów stochastycznych jest za słaba, aby dalej efektywnie zajmować się zastosowaniem metody reprezentacyjnej w badaniach powtarzalnych. Postanowiłem dokładniej zapoznać się z teorią procesów stochastycznych studiując podstawowy podręcznik z tego zakresu²². Próbowałem napisać monografię na temat zastosowań metody rotacyjnej w badaniach reprezentacyjnych. Zamierzenia te przerwał wyjazd w lutym 1974 r. do Etiopii w charakterze eksperta FAO z badań reprezentacyjnych, gdzie pracowałem do końca sierpnia 1980 r.

W latach 90. ub. wieku Eurostat podjął kilka projektów badawczych zarówno w statystyce ekonomicznej, jak i społecznej, w których metoda rotacyjna odgrywa istotną rolę²³.

Szerszy przegląd prac teoretycznych i praktycznych w zakresie badań reprezentacyjnych w czasie, a szczególnie metody rotacyjnej, prowadzonych w Polsce przedstawiłem w opracowaniu monograficznym²⁴.

PRACE KOMISJI MATEMATYCZNEJ GUS

Równoległe z pracą w Departamencie Warunków Bytu GUS współpracowałem od 1956 r. z Komisją Matematyczną GUS. Była to dla mnie szkoła życia. Spotkałem się tam nie tylko z problemami badawczymi GUS, ale miałem także możliwość uczenia się od najlepszych specjalistów z metod statystyczno-matematycznych na wyższych uczelniach w kraju. Przewodniczącymi Komisji Matematycznej GUS byli profesorowie: Stefan Szulc²⁵, Zbigniew Pawłowski²⁶, Władysław Welfe i Ryszard Zasępa. W Komisji Matematycznej pełniłem kolej-

²⁰ Kordos J. (1967), *Metoda rotacyjna w badaniach reprezentacyjnych*, „Przegląd Statystyczny”, t. 14, z. 4, s. 373—394, PAN.

²¹ *Eksperymentalne badania budżetów rodzinnych metodą rotacyjną* (1972), „Biblioteka Wiadomości Statystycznych”, t. 18, GUS.

²² Doob J. L. (1953), *Stochastic Processes*, New York, Wiley.

²³ *The Future of European Social Statistics: Use of Administrative Registers and Dissemination Strategies* (1996), Eurostat, Luxembourg; *Family Budget Surveys in the EC: Methodology and Recommendations for Harmonisation, Population and Social Conditions 3, Methods E* (1997), Eurostat, Luxembourg.

²⁴ Kordos J. (2012), *Application of Rotation Methods in Sample Surveys in Poland*, „Statistics in Transition — new series”, vol. 13, No. 2, s. 47—64, GUS i PTS.

²⁵ Szulc Stefan Aleksander (1881—1956), [w:] *Statystycy polscy* (2012), s. 340—342, GUS i PTS.

²⁶ Pawłowski Zbigniew (1930—1981), [w:] *Statystycy polscy* (2012), s. 269—274, GUS i PTS.

no funkcje: członka Komisji, sekretarza naukowego, zastępcy przewodniczącego, a w końcowej fazie jej przewodniczącego²⁷.

W latach 1966—1970 zamieszczałem na łamach „Wiadomości Statystycznych” sprawozdania z działalności Komisji Matematycznej GUS oraz informacje o wdrażaniu metod matematycznych w statystyce oficjalnej²⁸. Komisja Matematyczna GUS działała w latach 1950—1993. W tym okresie opublikowała kilka interesujących monografii i opracowań metodologicznych²⁹. Prowadziła także intensywne szkolenia pracowników GUS z metod statystycznych, a szczególnie z metody reprezentacyjnej. Działalność Komisji Matematycznej GUS w latach jej funkcjonowania przedstawiłem szerzej na łamach „Wiadomości Statystycznych”³⁰.

PROBLEMATYKA JAKOŚCI DANYCH STATYSTYCZNYCH

Z problematyką jakości danych w badaniach statystycznych zajmowałem się od początku mojej pracy. W początkowym okresie znaczny wpływ w tej dziedzinie wywarł na mnie prof. Hugo Steinhaus, a w późniejszym okresie Slobodan S. Zarkovich³¹, który był moim szefem w FAO.

Należy zaznaczyć, że jakością danych statystycznych zajmują się statystycy już ponad 60 lat. Początkowo chodziło o dokładność danych, czyli o badanie różnic między wielkością obserwowaną a wielkością prawdziwą³². Przyjmowano, że wartość prawdziwa zawsze istnieje, chociaż niekiedy nie można jej określić, np. w badaniach opinii lub badaniach behawiorystycznych. Z czasem pojęcie jakości rozszerzono o przydatność danych do potrzeb użytkownika i termi-

²⁷ Zarządzenie Nr 31 Prezesa Głównego Urzędu Statystycznego z dnia 4 lipca 1990 r. w sprawie powołania Komisji Matematycznej, „Dziennik Urzędowy Głównego Urzędu Statystycznego”, Nr 12 (172), s. 333 i 334. Komisji przewodniczył prof. Jan Kordos, zastępcy przewodniczącego — prof. Brunon Górecki i prof. Ryszard Zasepa, sekretarz naukowy — mgr Bronisław Lednicki.

²⁸ Kordos J. (1966), *Z prac Komisji Matematycznej GUS*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 9, s. 20—22; nr 10, s. 22—24 oraz nr 12, s. 14—16; Kordos J. (1967), *Z prac Komisji Matematycznej GUS*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 3, s. 25—27; nr 6, s. 18—19 oraz nr 9, s. 12 i 13; Kordos J. (1969), *Z prac Komisji Matematycznej GUS*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 5, s. 21 i 22, GUS i PTS.

²⁹ Na przykład monografie opublikowane w „Bibliotece Wiadomości Statystycznych”, GUS: *Zastosowanie metod matematycznych w statystyce* (1967), t. 7; *Wybrane problemy prognoz statystycznych* (1970), t. 11; *Badania statystyczne metodą reprezentacyjną w krajach socjalistycznych* (1971), t. 14; *Wybrane problemy metodologiczne badań reprezentacyjnych* (1971), t. 15; *Eksperymentalne badania budżetów rodzinnych metodą reprezentacyjną* (1972), t. 18; *Statystyka i ekonometria w Polsce Ludowej* (1976), t. 25.; *Metodologia badań reprezentacyjnych w GUS. Prace Komisji Matematycznej* (1978), t. 29; *Problemy integracji statystycznych badań gospodarstw domowych* (1987), t. 34.

³⁰ Kordos J. (2012), *Działalność Komisji Matematycznej GUS w latach 1950—1993*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 9, s. 10—25, GUS i PTS.

³¹ Zarkovich S. S. (1966), *Quality of Statistical Data*, FAO, Rome.

³² Morgenstern O. (1950), *On the Accuracy of Economic Observations*, Princeton.

nowość. Te trzy komponenty wykorzystywano przez długi czas do oceny jakości danych statystycznych. Problematyce jakości statystyki poświęciłem dwie monografie³³ oraz kilkanaście artykułów³⁴. W późniejszym okresie opublikowałem kilka tekstów w „Statistics in Transition” w języku angielskim na temat jakości danych statystycznych. Problematyka jakości w statystyce nadal mnie pasjonuje, szczególnie w spisach ludności³⁵.

W ostatnich latach wiele uwagi poświęcano jakości danych statystycznych, a obecnie — jakości statystyki. Wiąże się to ściśle z rosnącym zapotrzebowaniem na rzetelne informacje statystyczne, które wykorzystywane są w różnych dziedzinach życia gospodarczego i społecznego, a także do porównań międzynarodowych. Problematyką tą zajmuje się intensywnie Eurostat, który w 2007 r. wydał podręcznik na temat badania jakości statystyki³⁶, a w 2009 r. podręcznik na temat raportów jakości statystyki³⁷. Eurostat nadal prowadzi prace badawcze i wdrożeniowe w tej dziedzinie.

Ostatnie publikacje Eurostatu dotyczące jakości statystyki mogą przyczynić się do znacznego poprawienia jakości statystyki w krajach Unii Europejskiej, o ile zostanie zrealizowany odpowiedni system szkoleń oraz efektywny system kontroli. GUS podjął szersze prace w zakresie jakości statystyki, wykorzystując zalecenia Eurostatu³⁸.

PROBLEMATYKA BADANIA CEN KONSUMPCYJNYCH

Problematyką badania cen konsumpcyjnych zajmowałem się w latach 1981—1990. Pełniłem wtedy funkcję dyrektora Departamentu Badań Społecznych, w którym prowadzone były także badania cen konsumpcyjnych. Szczególny wpływ na moje zainteresowania problematyką cen detalicznych miał prof. Andrzej Luszniiewicz, autor kilku książek z zakresu statystyki społecznej, warunków życia i cen konsumpcyjnych³⁹. Bardzo ceniłem wiedzę Profesora i pragnąłem zastosować jego propozycje w praktyce. W celu pogłębienia wiedzy z zakresu badania cen konsumpcyjnych przestudiowałem monografię Allena na temat indeksów cen⁴⁰. Zrozumiałem m.in. na czym polegają metody atomistycz-

³³ Kordos J. (1987), *Dokładność danych w badaniach społecznych*, „Biblioteka Wiadomości Statystycznych”, GUS; Kordos J. (1988), *Jakość danych statystycznych*, PWE.

³⁴ Na przykład Kordos J. (2003), *Program poprawy jakości statystyki*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 7/8, s. 64—77, GUS i PTS.

³⁵ Kordos J. (2007), *Some Aspects of Post-Enumeration Surveys in Poland*, „Statistics in Transition — new series”, vol. 8, No. 7, s. 563—576, GUS i PTS.

³⁶ *Handbook on Data Quality Assessment: Methods and Tools* (2007), Eurostat.

³⁷ *Handbook on Statistical Quality Report* (2009), Eurostat.

³⁸ Szutkowska J. (2012), *Zarządzanie jakością w statystyce publicznej: standardy, metody, modele i narzędzia*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 11, s. 38—51, GUS i PTS.

³⁹ Luszniiewicz A. (1982), *Statystyka społeczna*, PWE; Luszniiewicz A. (1984), *Indeksy kosztów utrzymania. Teoria i praktyka*, PWE.

⁴⁰ Allen R. G. D. (1975), *Index Numbers in Theory and Practice*, Aldine Publishing Company.

na i funkcjonalna badania cen konsumpcyjnych. Prowadziliśmy na temat metod badania cen konsumpcyjnych obszerne dyskusje polemiczne na różnych konferencjach i spotkaniach naukowych. Na temat metod badania cen odbyła się w 1989 r. ogólnopolska konferencja, której wyniki zostały opublikowane w „Bibliotece Wiadomości Statystycznych”⁴¹, napisałem też kilka artykułów do „Wiadomości Statystycznych”⁴².

METODY ESTYMACJI DLA MAŁYCH OBSZARÓW

Od ponad trzydziestu lat statystycy zajmują się problematyką estymacji dla małych obszarów, gdy wyniki z badań reprezentacyjnych okazują się niezetelne, tzn. precyzja ocen parametrów jest bardzo niska. W ciągu ostatnich lat odbyło się kilka międzynarodowych konferencji i seminariów naukowych, na których przedstawiano dorobek w tej dziedzinie. W kolejnych artykułach publikowanych w „Wiadomościach Statystycznych” przedstawiałem postępy w tej dziedzinie badań, a pierwszy artykuł z tego zakresu opublikowałem w 1991 r.⁴³. Bibliografia dotycząca estymacji wyników dla małych obszarów jest obszerna, a jej wykaz do roku 1983 ukazał się na łamach „Survey Methodology”.

Na szczególną uwagę zasługuje międzynarodowa konferencja naukowa w 1992 r. w Warszawie⁴⁴. Konferencja poświęcona statystyce małych obszarów miała wyraźny wpływ na szersze zainteresowanie się tą tematyką badawczą w Polsce. Niektóre opracowania z tej konferencji opublikowano w 1994 r. w „Statistics in Transition”, a ważniejsze artykuły przetłumaczono na język polski i opublikowano w „Wiadomościach Statystycznych”. Niektóre krajowe ośrodki naukowe zainteresowały się tymi zagadnieniami: w Łodzi, Poznaniu i Warszawie, a później także w Katowicach i Gdańsku. W późniejszym okresie ukazało się również kilka interesujących artykułów za granicą, rozwijających dalej metodologię szacowania wyników dla małych obszarów, szczególnie na łamach „Survey Methodology”, a także artykuły, w których dokonano syntezy osiągnięć.

Statystycy często pytani są o informacje w zakresie małych obszarów wykorzystywane do alokacji środków finansowych lub innych celów. Wielkości pró-

⁴¹ *Statystyczne metody badania cen* (1990), „Biblioteka Wiadomości Statystycznych”, t. 38, GUS.

⁴² Kordos J. (1981), *O potrzebie oceny precyzji wskaźników kosztów utrzymania*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 8, s. 1—3, GUS i PTS; Kordos J. (1981), *W sprawie koncepcji korekty indeksów kosztów utrzymania w warunkach nierównowagi rynkowej*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 12, s. 11—14, GUS i PTS; Kordos J. (1988), *Badanie indeksów cen konsumpcyjnych w Polsce*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 5, s. 12—16, GUS i PTS; Kordos J. (1990), *O dokładności i precyzji indeksów cen konsumpcyjnych*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 5, s. 1—6, GUS i PTS.

⁴³ Kordos J. (1991), *Statystyka małych obszarów a badania reprezentacyjne*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 4, s. 1—5, GUS i PTS.

⁴⁴ Kalton G., Kordos J., Platek R. (1993), *Small Area Statistics and Survey Designs*, vol. I: *Invited Papers*; vol. II: *Contributed Papers and Panel Discussion*, Central Statistical Office.

bek są zwykle za małe, aby uzyskać dokładne oceny bezpośrednie, dlatego poszukuje się metod pośrednich. Jedną z alternatywnych metod jest wykorzystanie danych administracyjnych zbieranych dla innych celów, a inną zwiększenie liczebności próby. Obydwie metody są kosztowne, dlatego poszukuje się metod estymacji pośredniej.

Z dotychczasowych prac badawczych wynika, że metody estymacji pośredniej mogą okazać się przydatne w praktycznych zastosowaniach, jednakże niezbędne są dalsze prace badawcze i eksperymenty, aby metody te mogły być zastosowane na szerszą skalę. Dlatego dla krajów europejskich w połowie 2000 r. z inicjatywy Eurostatu utworzono konsorcjum złożone z 7 krajów (w tym Polski) do praktycznego opracowania metod estymacji ukierunkowanych na małe obszary⁴⁵.

Zajmowałem się również problematyką jakości w statystyce małych obszarów⁴⁶. Odkonferencje się kilka konferencji międzynarodowych poświęconych metodom estymacji dla małych obszarów, z których warto wymienić konferencje: w Finlandii w 2005 r., we Włoszech w 2007 r., w Hiszpanii w 2009 r. oraz w Niemczech w 2011 r. Planowane są kolejne poświęcone statystyce małych obszarów. Warto zaznaczyć, że statystycy polscy w tej dziedzinie badań znajdują się w światowej czołówce.

METODYKA BADANIA I ANALIZY UBÓSTWA

Metodyką badania i analizą ubóstwa zajmowałem się od początku pracy w statystyce⁴⁷. Prace w tym kierunku zostały podjęte w Departamencie Badań Warunków Bytu, a następnie kontynuowane w Zakładzie Badań Statystyczno-Ekonomicznych GUS. Monografię na temat metod analizy i prognozowania rozkładów dochodów ludności, związanych z problematyką ubóstwa opublikowałem w 1973 r.⁴⁸. Brałem także udział w projekcie Eurostatu znanym jako „Poverty III”, w którym GUS uczestniczył. Istotny wkład w zakresie badania ubóstwa i warunków życia wniósł prof. Leszek Zienkowski⁴⁹. Eurostat wziął pod uwagę wyniki naszych prac w zakresie ubóstwa i poziomu życia, i w 1991 r.

⁴⁵ Kordos J. (2000), *Nowy projekt zastosowania estymacji dla małych obszarów*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 8, s. 1—10, GUS i PTS.

⁴⁶ Kordos J. (2002), *Niektóre problemy jakości w statystyce małych obszarów*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 11, s. 14—28, GUS i PTS.

⁴⁷ Kordos J. (1970), *Modele prognoz rozkładu dochodów według wysokości*, [w:] *Wybrane problemy prognoz statystycznych*, „Biblioteka Wiadomości Statystycznych”, t. 11, s. 230—244, GUS; Kordos J. (1990), *Pomiar ubóstwa w Polsce*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 11, s. 1—6, GUS i PTS; Kordos J. (1996), *Nowe podejście do pomiaru ubóstwa — wnioski z doświadczeń amerykańskich*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 5, s. 25—36, GUS i PTS; Kordos J. (1998), *Prace badawcze nad ubóstwem i marginalizacją społeczną w Unii Europejskiej*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 4, s. 66—72, GUS i PTS.

⁴⁸ Kordos J. (1973), *Metody analizy i prognozowania rozkładów płac i dochodów ludności*, PWE.

⁴⁹ Zienkowski L. (1979), *Poziom życia — metody mierzenia i oceny*, PWE.

zlecił GUS przeprowadzenie międzynarodowego badania na temat ubóstwa w krajach będących w okresie transformacji⁵⁰. W późniejszym okresie badania i analizy w zakresie ubóstwa i wykluczenia społecznego prowadził prof. Tomasz Panek⁵¹.

REFLEKSJE PO LATACH PRACY W STATYSTYCE

Przeglądając moje dotychczasowe publikacje statystyczne nasunęły mi się różne refleksje zarówno natury ogólnej, jak i osobistej. W ciągu pięćdziesięciu ośmiu lat byłem świadkiem i uczestnikiem powstawania i rozwoju wielu metod statystycznych w kraju, jak i zagranicą. Mam na myśli głównie metodę reprezentacyjną, metody badania jakości danych statystycznych, metody estymacji dla małych obszarów oraz statystykę społeczną. Rozwój ten jest do pewnego stopnia odzwierciedlony w moich publikacjach. Wieloletnia praca w charakterze eksperta i konsultanta FAO, Banku Światowego, Eurostatu i Wydziału Statystycznego ONZ umożliwiła mi poznanie wielu wybitnych statystyków światowych, od których miałem możliwość wiele się nauczyć.

Studia uniwersyteckie były niezwykle przydatne w pracy zawodowej, ale nowe wyzwania wymagały stałego zgłębiania zarówno wiedzy teoretycznej, jak i praktycznego jej wykorzystania. W latach 50. ub. wieku zaczęła się rozwijać metoda reprezentacyjna i jej wykorzystanie na szerszą skalę. Metody badania jakości danych statystycznych rozwinęły się dopiero w drugiej połowie ub. wieku i ten proces trwa nadal. Pierwsza monografia na temat metod estymacji dla małych obszarów ukazała się w 1987 r. Mieliśmy możliwość uczestniczenia w tych pracach z pewnym opóźnieniem, ale stopniowo uzyskiwaliśmy odpowiedni standard badawczy. Otrzymaliśmy tutaj pomoc wielu statystyków przyjaźnie nastawionych do polskiej statystyki.

Niektórzy przyjaciele i koledzy, z którymi pracowałem przez wiele lat odeszli już na zawsze. Widzę teraz wyraźnie, jak dużo im zawdzięczam. Niejednokrotnie prowadziliśmy bardzo ożywione dyskusje, polemiki, różniliśmy się w poglądach, broniliśmy swoich punktów widzenia. Wspomnę tu o nich szerzej.

Dużo zawdzięczam krótkiej współpracy z prof. Jerzym Neymanem, który w 1958 r. udzielił 6-tygodniowej konsultacji Komisji Matematycznej GUS na temat zastosowania metody reprezentacyjnej w badaniach GUS⁵². Spotkanie z jednym z największych statystyków XX w. miało długotrwałe skutki dla mojej pracy w statystyce w kraju i zagranicą⁵³.

⁵⁰ *Poverty Measurement for Economies in Transition in Eastern European Countries* (1992), Polish Statistical Association.

⁵¹ Panek T. (2011), *Ubóstwo, wykluczenie społeczne i nierówności — teoria i praktyka pomiaru*, s. 221, Oficyna Wydawnicza Szkoły Głównej Handlowej.

⁵² Zasepa R. (1958), *Problematyka badań reprezentacyjnych GUS w świetle konsultacji z prof. J. Neymanem*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 6, s. 7—12, GUS i PTS.

⁵³ Kordos J. (2011), *Professor Jerzy Neyman — some reflections*, „Lithuanian Journal of Statistics”, No. 1, s. 112—122, www.statisticsjournal.lt.

Z wdzięcznością wspominam współpracę z prof. Leslie Kishem⁵⁴, szczególnie na forum Międzynarodowego Instytutu Statystycznego (MIS). Profesor, po dyskusji ze mną, opublikował interesujący artykuł w „Statistics in Transition” pt. *The Hundred Years’ Wars of Survey Sampling* (vol. 2, No. 5, December 1995). Artykuł ten został przetłumaczony na język polski i opublikowany w 1996 r. na łamach „Wiadomości Statystycznych” pt. *Stuletnie zmagania o badania reprezentacyjne* (nr 8).

Wspominam też współpracę z prof. Tore E. Dalenium⁵⁵, szwedzkim statystykiem, którego po raz pierwszy spotkałem w 1973 r. w Austrii na naukowej sesji MIS. Profesor umożliwił mi przedstawienie referatu dotyczącego błędów losowych i nielosowych w Polsce na naukowej sesji, którą organizował w Wiedniu⁵⁶. Było to moje pierwsze wystąpienie przed międzynarodowym gremium statystycznym. Jego książkę pt. *Sampling in Sweden* omawialiśmy niejednokrotnie w GUS na różnych spotkaniach⁵⁷.

W artykułach i monografiach korzystałem często z książek prof. Slobodana S. Zarkovicha dotyczących jakości danych statystycznych oraz badań reprezentacyjnych. Wielokrotnie spotykaliśmy się na międzynarodowych konferencjach statystycznych, dyskutowaliśmy na tematy metod badania jakości danych i badań reprezentacyjnych, a także o niektórych problemach statystycznych opisywanych w jego książkach, które powinny być nadal studiowane, gdyż zawierają wiele aktualnych problemów⁵⁸.

Ze szczególnym wzruszeniem wspominam współpracę z prof. Ryszardem Zasepą⁵⁹, z którym pracowałem od 1956 r. do sierpnia 1994 r. Współpracowałem z nim nie tylko w GUS, ale także na SGPiS oraz w PTS. Wspólnie tworzyliśmy nasze czasopismo w języku angielskim „Statistics in Transition”⁶⁰.

Dużo zawdzięczam wieloletniej współpracy z prof. Zbigniewem Pawłowskim⁶¹ w Komisji Matematycznej GUS, pod którego kierunkiem naukowym, jako promotora, obroniłem w 1965 r. pracę doktorską na temat ekonometrycz-

⁵⁴ Leslie Kish (1910—2000), (2000), „Statistics in Transition”, vol. 4, No. 6, s. 1055—1057, GUS i PTS.

⁵⁵ Tore E. Dalenius (1917—2002), (2002) „Statistics in Transition”, vol. 5, No. 6, s. 1117—1119, GUS i PTS.

⁵⁶ Kordos J. (1973), *On Analysis of Sampling and Non-sampling Errors in Official Statistics in Poland*, Proceeding of the 40th Session of the International Statistical Institute, vol. XLV, Vienna, s. 609—616.

⁵⁷ Dalenius T. E. (1957), *Sampling in Sweden*.

⁵⁸ Zarkovich S. S. (1965), *Sampling methods and censuses*, Rome; Zarkovich S. S. (1966), *Quality of statistical data*, Rome; Zarkovich S. S. (1991), *Statistical development*, Rome, 4 volumes; Zarkovich S. S. (1983), *Statistics for tomorrow*, Rome.

⁵⁹ Kordos J. (1994), *Moja współpraca z profesorem Ryszardem Zasepą*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 9, s. 47—48, GUS i PTS.

⁶⁰ Kordos J. (2012), „Statistics in Transition” and „Statistics in Transition — new series — first fifteen years”, „Statistics in Transition — new series” vol. 13, No. 1, s. 197—200, GUS i PTS.

⁶¹ Kordos J. (1981), *Wspomnienia ze współpracy z profesorem Zbigniewem Pawłowskim w Głównym Urzędzie Statystycznym*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 10, s. 3 i 4, GUS i PTS.

nych metod badania rozkładów dochodów⁶². Przygotowywaliśmy razem reaktywowanie PTS w 1981 r. Profesor zmarł jednak w sierpniu 1981 r., a nasze ustalenia prowadzone w lipcu 1981 r. mogłem spełnić dopiero w następnym roku.

Z prof. Wiesławem Sadowskim⁶³ współpracowałem prawie 50 lat. Już od 1956 r., gdy zostałem członkiem Komisji Matematycznej GUS, konsultowałem z Profesorem trudniejsze problemy. 6 grudnia 1970 r. wystąpiłem wspólnie z Profesorem w telewizji mówiąc o Narodowym Spisie Powszechnym. Był to mój pierwszy występ w telewizji. W latach 1966—1972 pełniłem funkcję sekretarza sekcji statystyki przy Polskim Towarzystwie Ekonomicznym, której przewodniczył prof. Wiesław Sadowski. Z Profesorem utrzymywałem kontakt także podczas pracy w Etiopii, gdyż dodatkowo prowadziłem tam seminarium doktoranckie dla Etiopczyków, którzy studiowali w Polsce i mieli bronić prac doktorskich na SGPiS. Prof. Wiesław Sadowski był wtedy rektorem SGPiS. W sierpniu 1980 r. Profesor został mianowany prezesem GUS, a nasza współpraca była bardzo bliska przez wiele lat.

Profesor w pełni popierał naszą działalność związaną z reaktywowaniem Polskiego Towarzystwa Statystycznego (PTS) w 1981 r., a także wspierał działalność Towarzystwa, gdy w grudniu 1985 r. zostałem wybrany jego prezesem. Wielokrotnie braliśmy wspólnie udział w międzynarodowych konferencjach statystycznych. Z inicjatywy Profesora zostałem dyrektorem Departamentu Badań Społecznych. Również jego pomysłem była budowa zintegrowanego systemu badań gospodarstw domowych⁶⁴. Następnie prof. Sadowski (do 2005 r.) przewodniczył Naukowej Radzie Statystycznej GUS. Pracowaliśmy w jednym pokoju, co umożliwiało nam stałą wymianę poglądów na różne tematy statystyczne i dydaktyczne, gdyż prowadziliśmy zajęcia ze studentami na uczelniach prywatnych. Wielokrotnie korzystałem z konsultacji Profesora przy redagowaniu „Statistics in Transition”.

Prof. Władysław Welfe współpracował przez wiele lat z GUS⁶⁵, a szczególnie z Komisją Matematyczną GUS, Naukową Radą Statystyczną GUS oraz Zakładem Badań Statystyczno-Ekonomicznych GUS i PAN. Był pierwszym redaktorem naczelnym „Wiadomości Statystycznych”. Współpracowałem z prof. Władysławem Welfe przede wszystkim w Komisji Matematycznej

⁶² Kordos J. (1968), *Metody matematyczne badania i analizy rozkładu dochodów ludności*, „Studia i Prace Statystyczne”, GUS.

⁶³ *Wiesław Sadowski (1921—2010)*, [w:] *Statystycy polscy* (2012), s. 321—324, GUS i PTS.

⁶⁴ *Problemy integracji statystycznych badań gospodarstw domowych* (1987), „Biblioteka Wiadomości Statystycznych” t. 34, GUS; Kordos J. (1985), *Towards an Integrated System of Household Surveys in Poland*, „Bulletin of the International Statistical Institute” (invited paper), vol. 51, Amsterdam, s. 1—17.

⁶⁵ *Wspomnienie — prof. dr hab. Władysław Welfe (1927—2013)* (2013), „Wiadomości Statystyczne”, nr 3, s. 104 i 105, GUS i PTS.

GUS⁶⁶. Ze szczególną wdzięcznością wspominam współpracę z Profesorem w pierwszym półroczu 1964 r. na Uniwersytecie w Cambridge w Departamencie Ekonomii Stosowanej, którym kierował prof. Richard Stone⁶⁷. Odbywałem tam staż naukowy, korzystając z 6-miesięcznego stypendium ONZ. Osobiste wspomnienia ze współpracy z prof. Władysławem Welfe przedstawiłem w refleksjach na łamach „Kwartalnika Statystycznego”⁶⁸.

Wiele zawdzięczam pracownikom GUS, z którymi współpracowałem przez wiele lat na różnych płaszczyznach. Działalność Komisji Matematycznej GUS umożliwiała mi kontakt z wieloma pracownikami. Pozwoliło to na głębsze poznanie statystyki oficjalnej. Niektórzy pracownicy GUS w istotny sposób przyczynili się do podjęcia przeze mnie niektórych prac badawczych. Było ich wielu, ale wspomnę tych, którzy już odeszli.

Wspominam prof. Leszka Zienkowskiego⁶⁹, który zachęcał mnie już na początku lat 60. ub. wieku do podjęcia prac badawczych nad szacunkami rozkładów ludności według grup zamożności w ujęciu wojewódzkim. Skontaktowałem mnie z KPZK PAN, dla którego wykonałem takie opracowanie w 1963 r. i nalegał, aby je opublikować w biuletynie KPZK PAN. Praca ta dała początek mojemu szerszemu zainteresowaniu się metodami estymacji dla małych obszarów. Wspólnie w 1966 r. przygotowaliśmy założenia i statut Zakładu Badań Statystyczno-Ekonomicznych GUS i przez wiele lat pracowaliśmy w tej placówce naukowo-badawczej.

Prof. Konstanty Czerniewski⁷⁰, dyrektor Departamentu Rolnictwa i Leśnictwa, a szczególnie wicedyrektor Tadeusz Bohdanowicz, wprowadzali mnie w problematykę statystyki rolnej, która to wiedza była dla mnie bardzo przydatna w pracy za granicą. Przypomnę, że podczas konsultacji z prof. J. Neymanem w 1958 r. statystyka rolna była szczegółowo dyskutowana i przyjęte postanowienia realizowaliśmy wspólnie z Departamentem Rolnictwa i Leśnictwa.

Tak widzę swój udział w 95-latach istnienia GUS. Miałem też wiele niepowodzeń, tak jak to się zdarza w każdym życiu, ale o nich nie chciałbym prowadzić rozważań, gdyż na pewno byłyby subiektywne. Dalej interesuję się staty-

⁶⁶ Zarządzenie nr 2 Prezesa GUS z dnia 10 stycznia 1966 r., powołujące Komisję Matematyczną GUS, powierzające jej przewodnictwo doc. drowi Władysławowi Welfe; zarządzenie nr 38 Prezesa GUS z dnia 10 czerwca 1969 r. (znak: I-2-0200-38) w sprawie powołania Komisji Matematycznej przy GUS, której przewodniczył prof. Ryszard Zasepa, zastępcy przewodniczącego — prof. Zbigniew Pawłowski i prof. Władysław Welfe oraz sekretarz naukowy dr Jan Kordos.

⁶⁷ Profesor Richard Stone, laureat nagrody Nobla w 1984 r. w dziedzinie ekonomii, za fundamentalny wkład w rozwój systemu rachunków narodowych. Długoletni dyrektor Departamentu Ekonomii Stosowanej na Uniwersytecie w Cambridge. Tytuł szlachecki otrzymał w 1978 r. Wywiad z prof. Richardem Stone’em można znaleźć na stronie internetowej <http://korora.econ.yale.edu/et/interview/stone.pdf>.

⁶⁸ Kordos J., *Moja współpraca z profesorem Władysławem Welfe*, „Kwartalnik Statystyczny” (w przygotowaniu).

⁶⁹ Leszek Zienkowski (1923—2009), [w:] *Statystycy polscy* (2012), s. 426—430, GUS i PTS.

⁷⁰ Konstanty Czerniewski (1904—1984), [w:] *Statystycy polscy* (2012), s. 87—90, GUS i PTS.

styką, ale głównie z punktu widzenia myślenia statystycznego w kontekście kompleksowego zarządzania jakością — *Total Quality Management* (TQM). Mam nadzieję, że jeszcze coś na ten temat napiszę w ramach Międzynarodowego Roku Statystyki 2013.

prof. dr hab. Jan Kordos — Wyższa Szkoła Menadżerska w Warszawie

SUMMARY

The Author discusses his work in statistics and CSO from September 1955 to the present day. He was mainly involved in the sampling surveys, the quality of statistical data, estimation methods for small areas, poverty research methods, methods of testing consumer prices and methods of statistical analysis. He also worked in the Department of Economic and Statistical Research CSO and Sciences and the Committee on Mathematical Commission of the CSO. For eight years Jan Kordos worked as an expert or consultant to FAO, the World Bank, Eurostat and the United Nations Statistics Division in Ethiopia, the PRC, Nepal, Lithuania and Latvia. In conclusion, he remembers with gratitude several statisticians who had a significant influence on his work in statistics.

РЕЗЮМЕ

Автор рассказывает о своей работе в статистике и в ЦСУ с сентября 1955 г. по сегодняшние времена. Главным образом автор занимался проблемой выборочных обследований, качеством статистических данных, методами оценки малых домен, обследованием бедности, а также потребительских цен и статистическим анализом. Ян Кордос работал тоже в Учреждении статистическо-экономических обследований ЦСУ и ПАН, а также в Математической комиссии ЦСУ. Восемь лет был экспертом и консультантом ФАО, Всемирного банка, Евростата и Статистического отделения ООН в Эфиопии, Китае и Непале, в Литве и в Латвии. Автор вспоминает также статистиков, которые оказали значительное влияние на его статистические достижения.

Elżbieta ANTCZAK

Przestrzenny taksonomiczny miernik rozwoju

Zgodnie z prawem analiz przestrzennych W. R. Toblera *wszystko jest powiązane ze sobą, ale bliższe obiekty są bardziej zależne od siebie niż odległe*¹. Charakter i wielkość analizowanych cech statystycznych są efektem nie tylko upływu czasu i struktury gospodarki, ale i uwarunkowań geograficznych poszczególnych obiektów (położenia danej jednostki i jej sąsiedztwa z innymi regionami). Przestrzeń nie składa się z izolowanych jednostek. Interakcje przestrzenne wpływają na rozwój regionów bezpośrednio i pośrednio ze sobą sąsiadujących.

Dotychczas aspekt przestrzeni (w postaci macierzy wag przestrzennych) nie był uwzględniony w żadnej formule taksonomicznego miernika rozwoju (Cieślak, 1974; Bartosiewicz, 1976; Strahl, 1978; Zeliaś, Malina, 1997). W artykule przedstawiono propozycję konstrukcji przestrzennej syntetycznej miary rozwoju. Modyfikacja klasycznego miernika polegała na aplikacji elementów macierzy wag przestrzennych do formuły taksonomicznego miernika rozwoju Hellwiga (Hellwig, 1968). Następnie proponowany miernik zastosowano w badaniu zrównoważonego rozwoju województw w wybranych latach 2000 i 2010. Dokonano porównania, interpretacji i weryfikacji poprawności merytorycznej otrzymanych wyników.

TAKSONOMICZNY MIERNIK ROZWOJU HELLWIGA

Opracowana przez Hellwiga w 1968 r. formuła kompleksowego miernika rozwoju jest wielkością syntetyczną, wypadkową wszystkich uwzględnionych cech określających jednostki badanej zbiorowości i opisujących dane zjawisko. Na podstawie obliczonych wartości miary wyodrębnia się grupy typologiczne obejmujące obiekty o podobnym poziomie rozwoju badanego zjawiska. Na podstawie teorii ekonomicznych sporządzana jest lista potencjalnych zmiennych cech statystycznych opisujących analizowane zjawisko. W następnym kroku zbiór proponowanych zmiennych diagnostycznych jest redukowany za pomocą metod formalnych polegających m.in. na weryfikacji ich właściwości statystycznych (np. wartości współczynnika zmienności, Ve)².

¹ Tobler W. R. (1970), s. 234—240.

² Zmienna zostaje włączona do analizy dla $Ve > 10\%$.

Ze względu na kierunek ich oddziaływania na sytuację obiektu w kontekście danego zjawiska zmienne diagnostyczne dzieli się na stymulanty, destymulanty i nominanty. Zmienne diagnostyczne mają zazwyczaj różne miana, różny zakres zmienności, co uniemożliwia ich bezpośrednie porównanie. Zatem sprowadza się je do porównywalnych form stosując różne metody normalizacji, unitaryzacji czy standaryzacji (Malina, 2004).

W opracowaniu dokonano modyfikacji taksonomicznego miernika rozwoju Hellwiga po przeprowadzeniu standaryzacji zmiennych według wzoru:

$$z_{ij} = \frac{x_{ij} - \bar{x}_j}{s_j} \quad (1)^3$$

dla i -tej jednostki terytorialnej (obiektu), gdzie $i = 1, 2, \dots, n$ oraz j -tej zmiennej (wartości cechy), gdzie $j = 1, 2, \dots, m$, \bar{x}_j — jej średnia arytmetyczna.

Zgodnie z założeniem Hellwiga konstrukcję miernika najpowszechniej opierano na odległości euklidesowej obiektów od wzorca rozwojowego, tj. $\varphi_j = \varphi_1, \varphi_2, \dots, \varphi_m$:

$$d_i = \sqrt{\sum_{j=1}^m (z_{ij} - \varphi_j)^2} \quad (2)$$

dla $i = 1, 2, \dots, n$, gdzie $\varphi_j = \max_{i=1, 2, \dots, n} z_{ij}$, $j = 1, 2, \dots, m$, dla cech o własnościach stymulant oraz $\varphi_j = \min_{i=1, 2, \dots, n} z_{ij}$ dla cech o własnościach destymulant⁴. Następnie docelową wartość miar rozwoju wyznacza się na podstawie wzoru:

$$\mu_i = 1 - \frac{d_i}{d_-} \quad (3)$$

dla $i = 1, 2, \dots, n$, gdzie d_- — krytyczna (graniczna) odległość danej jednostki od wzorca, obliczanej według wzoru:

³ Często postulowaną właściwością taksonomicznych mierników rozwoju jest możliwie duża zmienność oraz ich wysoka korelacja z cechami wyjściowymi, np. Pisz Z., Kuropka I. (2007), s. 25—43.

⁴ Nominanty należy przekształcić w stymulanty lub destymulanty stosując jedną ze znanych literaturze przedmiotu formuł transformacji (Młodak, 2006).

$$d_- = \bar{d} + 2s_d \quad (4)$$

gdzie:

\bar{d} — średnia arytmetyczna wektora $d = (d_1, d_2, \dots, d_n)$,

S_d — odchylenie standardowe wektora d ⁵.

Wyższa wartość miernika, który przyjmuje zazwyczaj wielkości mieszczące się w przedziale $\langle 0, 1 \rangle$ świadczy o lepszym poziomie rozwoju danego obiektu (kraju, regionu, województwa itp.) w danym kontekście. Obiekty można następnie porządkować według wartości miernika (np. w porządku nierosnącym), wyznaczając w ten sposób obiekt o najwyższym poziomie analizowanego zjawiska (z najwyższą wartością miary), który można uznać za empiryczny wzorzec rozwoju, jednostkę o niższym poziomie zjawiska (najniższej wartości miernika) — empiryczny antywzorzec rozwoju oraz obiekty przestrzenne znajdujące się pomiędzy wzorcem i antywzorcem rozwoju (w odróżnieniu od najczęściej sztucznie wyznaczanego wzorca ze wzoru (2)).

PRZESTRZENNY TAKSONOMICZNY MIERNIK ROZWOJU

Od 1968 r. dokonano licznych modyfikacji formuły klasycznego miernika rozwoju. Ponadto pojawiło się wiele propozycji analogicznych miar (Cieślak, 1974; Bartosiewicz, 1976; Zeliaś, Malina, 1997; Strahl, 2006). Spostrzeżenia dotyczące różnic w ich konstrukcji dotyczyły głównie:

- doprowadzania różnoimiennych zmiennych do porównywalności (wybór formuły normalizacyjnej),
- sposobu uwzględniania cech w postaci stymulant, destymulant i nominat,
- wskazywania obiektu—wzorca,
- postaci, konstrukcji i własności miary,
- sposobów konstrukcji i uwzględniania dystansu od par obserwacji,
- wżenia odległości⁶.

Jednakże, jak dotychczas aspekt przestrzeni (w postaci macierzy wag przestrzennych) nie był uwzględniony w formule prezentowanego klasycznego miernika rozwoju.

W analizach przestrzennych, szczególnie z zakresu geostatystyki, statystyki i ekonometrii przestrzennej, mamy do czynienia z pojęciem tzw. zmiennej zregionalizowanej (zlokalizowanej przestrzennie). Wartość zmiennej związana jest z jej położeniem przestrzennym. Istotnymi cechami zmiennej zregionalizowanej są losowość, struktura i korelacje przestrzenne. Oznacza to, że na

⁵ Młodak A. (2006), s. 124.

⁶ Krakowiak-Bal A. (2005), s. 71—82.

jej wartość mają również wpływ wielkości zmiennych z jej otoczenia (istotność interakcji przestrzennych). Wynika to z faktu, że obiekty przestrzenne (kraje, regiony, województwa) nie są izolowane w przestrzeni i mogą podlegać wpływom innych jednostek (prawo Toblera). Konsekwencją tego może być przestrzenne grupowanie się o podobnej wartości zmiennych (autokorelacja dodatnia) bądź ich dyspersja (autokorelacja ujemna). Ponadto, w odróżnieniu od jednokierunkowych zależności obserwowanych w przypadku szeregów czasowych, dla danych przestrzennych zależności te są z reguły wielokierunkowe.

Do badania występowania zjawiska autokorelacji przestrzennej dla całego obszaru, jak i poszczególnych jednostek, stosuje się odpowiednią statystykę globalną i lokalną, np. statystykę Morana I (5)⁷:

$$I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} = \frac{\mathbf{z}^T \mathbf{W} \mathbf{z}}{\mathbf{z}^T \mathbf{z}} \quad (5)$$

gdzie:

n — liczba obserwacji;

x_i, x_j — wartości zmiennej x w lokalizacjach i i j ;

\bar{x} — średnia wartość obserwacji x_i ;

w_{ij} — elementy przestrzennej macierzy wag \mathbf{W} ;

\mathbf{z} — wektor, który przyjmuje postać: $\mathbf{z} = \begin{bmatrix} z_1 \\ z_2 \\ \dots \\ z_n \end{bmatrix}$, gdzie $z_i = x_i - \bar{x}$.

Statystyka Morana I jest ważonym współczynnikiem korelacji służącym do wykrywania odchyleń w losowym rozkładzie zmiennej w sensie przestrzennym. Odpowiednie wartości statystyki wskazują, czy sąsiadujące ze sobą obszary są bardziej do siebie podobne niż wynikałoby ze stochastycznego charakteru badanego zjawiska. Poprzez sumowanie korelacji pomiędzy wszystkimi punktami i mnożenie ich przez odpowiednie wagi statystyka Morana I pokazuje trafność doboru macierzy \mathbf{W} . Macierze zależności przestrzennych mierzą i odzwiercied-

⁷ Istnieją również inne statystyki wykorzystywane do badania istnienia autokorelacji przestrzennej. Więcej na ten temat można znaleźć w pracach: Suchecki B. (2010), s. 131—141; Moran P. A. P. (1950), s. 17—23; Overmars i in. (2003), s. 164.

lają powiązania, struktury przestrzenne, siłę interakcji między obiektami i bliskość obserwacji⁸. Macierze wag powstają przez standaryzację wierszami do jedności, co oznacza, że dla każdego wiersza i zachodzi zależność $\sum_j w_{ij} = 1$.

Powszechnie stosuje się standaryzację polegającą na przyjęciu, że element w_{ij} wynosi $1/n$ dla każdego $j = 1, 2, \dots, m$; $j \neq i$ oraz $w_{ij} = 0$, gdy region i ma n sąsiadów, $i = 1, 2, \dots, m$.

Jak ujmuje to Suhecki⁹ — *Elementy macierzy odległości (macierzy dystansu) są liczbami całkowitymi i dodatnimi. Taka reprezentacja interakcji pomiędzy obserwacjami przestrzennymi jest więc podobna do zastosowania opóźnień w analizie szeregów czasowych. Prosta definicja sąsiedztwa oraz analogia koncepcji sąsiedztwa i opóźnień czasowych wyjaśnia jej częste zastosowanie w statystyce przestrzennej*. Jeżeli w macierzy duża waga odpowiada dużej rzeczywistej korelacji, to wartość statystyki Morana I jest wysoka. Jeżeli sąsiadujące obiekty przestrzenne (kraje, regiony, województwa, powiaty) są do siebie podobne, czyli tworzą klastry, wartość statystyki jest dodatnia. Gdy obiekty są różne (ich układ w przestrzeni jest regularny i nie tworzą skupień), wartość statystyki jest ujemna. W przypadku gdy korelacja między sąsiadującymi wielkościami nie występuje, wówczas wartość oczekiwana jest bliska zeru (jest to szczególnie widoczne wraz ze wzrostem liczby obserwacji). Wartość statystyki Morana I należy do przedziału $\langle -1, 1 \rangle$. Zazwyczaj osiąga ona wartości mniejsze od ± 1 . W celu weryfikacji hipotez dotyczących występowania autokorelacji przestrzennej (H_0 — obserwowane wartości zmiennej są rozmieszczone w sposób losowy, zatem pomiędzy poszczególnymi lokalizacjami nie występuje autokorelacja przestrzenna; H_1 — autokorelacja przestrzenna występuje) przeprowadza się tzw. testy randomizacji¹⁰.

W literaturze brakuje formuły miernika, która uwzględniłaby wpływ zależności przestrzennych zachodzących pomiędzy badanymi jednostkami. W artykule przedstawiono propozycję przestrzennego miernika rozwoju umożliwiającego prowadzenie analiz symultanicznie w trzech wymiarach: czasu, przekroju i przestrzeni.

Badania nad przestrzenną modyfikacją klasycznej miary taksonomicznej można prowadzić w dwóch kierunkach: eksploracyjnej analizy danych przestrzennych (ważenia odległości elementami różnych macierzy wag przestrzennych oraz statystycznej, formalnej weryfikacji istnienia zależności przestrzennych) i/lub w kierunku modelowania przestrzennego (aplikacja obrazów przestrzennych poszczególnych zmiennych, łączenie klasycznych miar z miarami uwzględniającymi interakcje przestrzenne). W niniejszym opracowaniu wpływ zależności międzyregionalnych uwzględniono w postaci przestrzennych obrazów zmiennych.

⁸ Więcej na temat macierzy wag przestrzennych można znaleźć w pracach: Suhecki B. (2010), rozdział 4.3; Kopczewska K. (2006), s. 56; Cliff A. D., Ord J. K. (1981);

⁹ Suhecki B. (2010), s. 30.

¹⁰ O algorytmie testu, zob. np. w pracach: Anselin L., Bera A. (1998); Le Gallo I., Ertur C. (2003).

Główną przesłanką konstrukcji przestrzennych miar rozwoju jest istnienie zależności przestrzennych między badanymi obiektami. Weryfikacji występowania autokorelacji przestrzennej dokonuje się np. na podstawie opisanej statystyki Morana *I*. Zatem do zbioru zmiennych diagnostycznych włączane są wszystkie zmienne, które:

- spełniają założenie o wartości współczynnika zmienności (tabl. 1),
- charakteryzują się istotną statystycznie autokorelacją przestrzenną (wstępna weryfikacja występowania istotnych zależności międzyregionalnych dla poszczególnych zmiennych i wszystkich okresów badania, tabl. 2),
- oraz te, które nie wykazują cech charakteru przestrzennego (tabl. 1 i 2).

Uzyskana wartość miar jest wypadkową poziomów zmiennych opisujących dane zjawisko oraz faktu występowania interakcji przestrzennych zachodzących między regionami.

Zbiór zmiennych stanowią:

- a) takie, które cechuje przestrzenność¹¹ ($x_{ij}^* = \mathbf{W}x_{ij}$, gdzie \mathbf{W} — przyjęta macierz wag przestrzennych¹²) i nieprzestrzenność (x_{ij}), wówczas:

$$z_{ij}^* = \frac{x_{ij}^* - \bar{x}_j^*}{s_j^*} \quad (6)$$

oraz

$$z_{ij} = \frac{x_{ij} - \bar{x}_j}{s_j} \quad (7)$$

Następnie:

$$d_{spi}^* = \begin{cases} \sqrt{\sum_{j=1}^m (z_{ij}^* - \phi_j^*)^2} \\ i \\ \sqrt{\sum_{j=1}^m (z_{ij} - \phi_j)^2} \end{cases} \quad (8)$$

¹¹ Zmienna przestrzenna charakteryzuje się istotną statystycznie autokorelacją przestrzenną (po wcześniejszej formalnej weryfikacji np. statystyką Morana *I*) według przyjętej macierzy wag przestrzennych.

¹² Przestrzenna macierz wag jest najczęściej tablicą o wymiarach $n \times n$ oznaczaną jako \mathbf{W} . Najpowszechniej stosowaną macierzą jest binarna macierz sąsiedztwa pierwszego rzędu. Wartość „1” oznacza, że regiony mają wspólną granicę (bezpośrednio sąsiadują ze sobą), gdy „0” — obiekty nie mają wspólnej granicy, np. Suchecki B. (2010).

$$d_{spi}^* = \bar{d}_{sp}^* + 2s_{spd}^* \quad (9)$$

$$\mu_{spi}^* = 1 - \frac{d_{spi}^*}{d_{spi-}^*} \quad (10)$$

lub

- b) jedynie przestrzenne obrazy zmiennych (czyli takie zmienne, które charakteryzują się przestrzennymi właściwościami $x_{ij}^* = \mathbf{W}x_{ij}$), dla których stosuje się wzór (6) i górną opcję wzoru (8), tj.:

$$d_{spi}^* = \sqrt{\sum_{j=1}^m (z_{ij}^* - \phi_j^*)^2} \quad (11)$$

miary rozwoju należy obliczyć według formuł: (9), (10) lub

- c) gdy w zbiorze zmiennych (po wcześniejszym przetestowaniu występowania zależności przestrzennych pomiędzy jednostkami) nie ma determinant o charakterze przestrzennym, wówczas miernik (klasyczny) liczy się kolejno według wzorów (1)—(4).

Ostatecznie konstruowany jest jeden miernik rozwoju. Po sformułowaniu problemu, określeniu tematu badawczego i wyborze cech statystycznych opisujących analizowane zjawisko miara syntetyczna jest liczona na podstawie proponowanego jednego wariantu miernika a), b) lub c). Wybrane do analizy determinanty testowane są pod kątem występowania istotnej statystycznie autokorelacji przestrzennej. Jeżeli w zbiorze zmiennych znajdują się takie, które wykazują przestrzenny charakter (to znaczy, gdy wartość statystyki np. Morana I jest istotna statystycznie na przyjętym przez badacza poziomie istotności) i takie, które nie przejawiają przestrzennych własności, miernik rozwoju konstruowany jest na podstawie formuły (1). Gdy w zbiorze zmiennych są tylko takie, które wykazują istotne zależności przestrzenne, wówczas miernik jest liczony zgodnie z formułą (2), natomiast brak zmiennych przestrzennych oznacza wybór tradycyjnego sposobu konstrukcji miary (1)—(4).

Wartości miar przestrzennych również mieszczą się w przedziale $\langle 0, 1 \rangle$. Oznacza to, że dany obiekt znajduje się bliżej wzorca pod względem poziomu badanego zjawiska im wartość miernika rozwoju jest wyższa (bliższa bądź równa 1).

W dalszej części publikacji wyznaczono syntetyczne klasyczne i przestrzenne taksonomiczne mierniki opisujące poziom zrównoważonego rozwoju województw Polski w latach 2000 i 2010. Na podstawie wartości miar rozwoju uszeregowano województwa — im wyższa wartość miernika, tym poziom rozwoju w danym województwie wyższy.

APLIKACJA PRZESTRZENNYCH MIERNIKÓW ROZWOJU DO BADANIA POZIOMU ZRÓWNOWAŻONEGO ROZWOJU W POLSCE

Składowymi miernika były zmienne diagnostyczne przedstawione w tabl. 1.

TABL. 1. WSKAŹNIKI ROZWOJU WEDŁUG DESTYMULANT I STYMULANT^a

Wskaźniki	\bar{x}		<i>Se</i>		<i>V_e</i> w %	
	2000	2010	2000	2010	2000	2010
Destymulanty						
Emisja dwutlenku siarki z zakładów szczególnie uciążliwych w tys. ton/km ² (<i>SO₂</i>)	3,55	1,78	4,1	1,95	114	110
Emisja dwutlenku węgla z zakładów szczególnie uciążliwych w tys. ton/km ² (<i>CO₂</i>)	750	795,2	768	884,7	102	111
Zużycie wody na potrzeby gospodarki narodowej i ludności w dam ³ /mieszkańca (<i>ZW</i>)	0,27	0,27	0,29	0,32	107	118
Liczba samochodów osobowych/1000 ludności (<i>SAM</i>)	232	443,6	39	45	17	10
Zgony niemowląt/1000 urodzeń żywych (<i>ZN</i>)	8	5	1	0,6	13	13
Stopa bezrobocia rejestrowanego ogółem w % (<i>BEZ</i>)	14,2	13,6	3,4	3,1	24	23
Stymulanty						
Ludność korzystająca z oczyszczalni ścieków jako % ogólnej liczby ludności (<i>KOS</i>)	54,4	66	10,1	9,43	19	14
Studenci szkół wyższych/10 tys. ludności (<i>ST</i>)	431	444	84	102	20	23
Przyrost naturalny ogółem w liczbie osób (<i>PN</i>)	645	2176	3967	4106	615	189
Produkt krajowy brutto w zł/mieszkańca (<i>PKB</i>)	18053	32726	3885	25	22	25
Lekarze pracujący ogółem/1000 mieszkańców (<i>LEK</i>)	2,13	2	0,40	0,28	19	14
Parki spacerowo-wypoczynkowe w ha/mieszkańca (<i>PAR</i>)	0,0004	0,0005	0,0002	0,0002	44	47
Tereny zieleni osiedlowej w ha/mieszkańca (<i>ZO</i>)	0,0001	0,00011	0,0001	0,00004	38	32

^a Miary sprzyjające i niesprzyjające ekologicznemu rozwojowi regionów zostały wybrane i pogrupowane na stymulanty i destymulanty zgodnie z założeniami zrównoważonego rozwoju regionów (lokalna Agenda 21).

Źródło: opracowanie własne na podstawie pracy Wiszniewska E. (2008).

Selekcji zmiennych dokonano na podstawie przesłanek merytorycznych¹³. O docelowym zbiorze cech zdecydowały wartości współczynników zmienności (w analizie uwzględniono te zmienne, w przypadku których wartość współczyn-

¹³ Listę zmiennych opisujących zrównoważony rozwój (dodatkowo z podziałem na łady) można znaleźć w pracy Borys T. (2005).

nika przekraczała 10%). W rezultacie wybrano siedem zmiennych o charakterze stymulant i sześć będących destymulantami (tabl. 1). Każdą z nich następnie przetestowano pod kątem występowania zależności przestrzennych (dla każdego roku analizy). Uzyskano istotną statystycznie wartość statystyki Morana *I* dla wybranych zmiennych diagnostycznych (tabl. 2).

TABL. 2. WARTOŚCI STATYSTYKI MORANA *I* WEDŁUG WSKAŹNIKÓW ROZWOJU^a

Wskaźniki	Macierz sąsiedztwa							
	I rzędu		II rzędu		I rzędu		II rzędu	
	wartość statystyki Morana <i>I</i>	<i>p-value</i>	wartość statystyki Morana <i>I</i>	<i>p-value</i>	wartość statystyki Morana <i>I</i>	<i>p-value</i>	wartość statystyki Morana <i>I</i>	<i>p-value</i>
	2000				2010			
<i>SO₂</i>	0,22	0,034**	0,18	0,03**	0,05	0,12	−0,06	0,54
<i>CO₂</i>	0,39	0,003***	0,58	0,001***	0,15	0,02**	0,15	0,04**
<i>KOS</i>	0,18	0,05**	0,34	0,004***	0,31	0,001***	0,24	0,03**
<i>SAM</i>	−0,13	0,36	−0,06	0,55	0,01	0,17	−0,05	0,61
<i>ZW</i>	−0,16	0,28	−0,19	0,13	−0,15	0,18	−0,16	0,24
<i>ZN</i>	−0,21	0,16	−0,18	0,17	−0,12	0,38	−0,09	0,47
<i>ST</i>	−0,26	0,04**	−0,20	0,15	−0,24	0,001***	−0,17	0,21
<i>PN</i>	0,16	0,06*	−0,18	0,18	−0,14	0,26	−0,09	0,46
<i>PKB</i>	−0,17	0,23	−0,16	0,22	−0,19	0,04**	−0,15	0,21
<i>BEZ</i>	−0,08	0,50	0,04	0,19	−0,13	0,28	−0,09	0,45
<i>LEK</i>	−0,10	0,44	−0,23	0,08*	−0,01	0,32	−0,23	0,08*
<i>PAR</i>	0,19	0,05**	−0,001	0,72	0,34	0,001***	0,11	0,12
<i>ZO</i>	−0,09	0,47	−0,21	0,09*	−0,15	0,21	−0,22	0,09*

^a Sposób interpretacji wartości statystyki Morana *I* (globalnych i lokalnych) szczegółowo omówiono w publikacji Antczak E. (2012).

U w a g a. *p-value* ≤ 0,01***, *p-value* ≤ 0,05**, *p-value* ≤ 0,1*; statystykę policzono dla przestrzennych macierzy wag sąsiedztwa I i II rzędu (tabl. 3 i 4). Za istotne statycznie wartości uznano te, w przypadku których *p-value* ≤ 0,05.

Ź r ó d ł o: obliczenia własne w pakiecie Open GeoDa.

W analizie zależności przestrzenne (wynikające z sąsiedztwa województw) uwzględniono w postaci macierzy sąsiedztwa I i II rzędu. Na podstawie macierzy sąsiedztwa I rzędu (istnienie jednej wspólnej granicy odpowiadało rzędowi I sąsiedztwa) skonstruowano macierz wag przestrzennych standaryzowaną (do jedności) wierszami (tabl. 3).

TABL. 3. MACIERZ WAG PRZESTRZENNYCH SĄSIEDZTWA I RZĘDU

Województwa	ZP	POM	LUBU	L	MAZ	WM	POD	LUBE	SW	MAL	PODK	O	KP	SL	WLK	DLN
ZP	0	0,33	0,33	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,33	0
POM	0,25	0	0	0	0	0,25	0	0	0	0	0	0	0,25	0	0,25	0
LUBU	0,33	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,33	0,33
L	0	0	0	0	0,17	0	0	0	0,17	0	0	0,17	0,17	0,17	0,17	0
MAZ	0	0	0	0,17	0	0,17	0,17	0,17	0,17	0	0	0	0,17	0	0	0
WM	0	0,25	0	0	0,25	0	0,25	0	0	0	0	0	0,25	0	0	0
POD	0	0	0	0	0,33	0,33	0	0,33	0	0	0	0	0	0	0	0
LUBE	0	0	0	0	0,25	0	0,25	0	0,25	0	0,25	0	0	0	0	0
SW	0	0	0	0,17	0,17	0	0	0,17	0	0,17	0,17	0	0	0,17	0	0
MAL	0	0	0	0	0	0	0	0	0,33	0	0,33	0	0	0,33	0	0
PODK	0	0	0	0	0	0	0	0,33	0,33	0,33	0	0	0	0	0	0
O	0	0	0	0,25	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,25	0,25	0,25
KP	0	0,20	0	0,20	0,20	0,20	0	0	0	0	0	0	0	0	0,20	0
SL	0	0	0	0,25	0	0	0	0	0,25	0,25	0	0,25	0	0	0	0
WLK	0,14	0,14	0,14	0,14	0	0	0	0	0	0	0	0,14	0,14	0	0	0,14
DLN	0	0	0,33	0	0	0	0	0	0	0	0	0,33	0	0	0,33	0

U w a g a. ZP — zachodniopomorskie, POM — pomorskie, LUBU — lubuskie, L — łódzkie, MAZ — mazowieckie, WM — warmińsko-mazurskie, POD — podlaskie, LUBE — lubelskie, SW — świętokrzyskie, MAL — małopolskie, PODK — podkarpackie, O — opolskie, KP — kujawsko-pomorskie, SL — śląskie, WLK — wielkopolskie, DLN — dolnośląskie.
 Ź r ó d ł o: opracowanie własne.

TABL. 4. MACIERZ WAG PRZESTRZENNYCH SASIEDZTWA II RZĘDU

Województwa	ZP	POM	LUBU	L	MAZ	WM	POD	LUBE	SW	MAL	PODK	O	KP	SL	WLK	DLN
ZP	0	0,25	0,25	0	0	0,25	0	0	0	0	0	0	0	0	0,25	0
POM	0,14	0	0,14	0	0,14	0,14	0,14	0	0	0	0	0	0,14	0	0,14	0
LUBU	0,25	0,25	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,25	0,25
L	0	0	0	0	0,10	0,10	0	0,10	0,10	0,10	0,10	0,10	0,10	0,10	0,10	0
MAZ	0	0,11	0	0,11	0	0,11	0,11	0,11	0,11	0	0,11	0	0,11	0	0,11	0
WM	0,13	0,13	0	0,13	0,13	0	0,13	0,13	0	0	0	0	0,13	0	0,13	0
POD	0	0,20	0	0	0,20	0,20	0	0,20	0	0	0	0	0,20	0	0	0
LUBE	0	0	0	0,13	0,13	0,13	0,13	0	0,13	0,13	0,13	0	0,13	0	0	0
SW	0	0	0	0,17	0,17	0	0	0,17	0	0,17	0,17	0	0	0,17	0	0
MAL	0	0	0	0,17	0	0	0	0,17	0,17	0	0,17	0,17	0	0,17	0	0
PODK	0	0	0	0,17	0,17	0	0	0,17	0,17	0,17	0	0	0	0,17	0	0
O	0	0	0	0,20	0	0	0	0	0	0,20	0	0	0	0,20	0,20	0,20
KP	0	0,14	0	0,14	0,14	0,14	0,14	0,14	0	0	0	0	0	0	0,14	0
SL	0	0	0	0,20	0	0	0	0	0,20	0,20	0,20	0,20	0	0	0	0
WLK	0,11	0,11	0,11	0,11	0,11	0,11	0	0	0	0	0	0,11	0,11	0	0	0,11
DLN	0	0	0,33	0	0	0	0	0	0	0	0	0,33	0	0	0,33	0

U w a g a. Wyjaśnienie skrótów jak przy tabl. 3.
Ź r ó ł o: opracowanie własne.

Na potrzeby niniejszego badania skonstruowano również macierz wag sąsiedztwa rzędu II (standaryzowaną do jedności wierszami), lub tabl. 4, zakładając, że im dwa obszary są bardziej oddalone, tym wyższy jest rząd kontyngencji. W konsekwencji sąsiadami II rzędu są wszystkie obszary, które zostały uznane za sąsiadów obszarów będących sąsiadami I i II rzędu.

Dobór typów macierzy był subiektywny.

Analiza wykazała istotny wpływ interakcji międzyregionalnych na poziom zrównoważonego rozwoju poszczególnych jednostek w przypadku wybranych zmiennych diagnostycznych (tabl. 2). A zatem uwzględniając przestrzenny charakter zmiennych (tabl. 2) i aplikując proponowaną przestrzenną formułę miernika opisaną wzorami (6)–(10) wyznaczono klasyczne i przestrzenne miary rozwoju poziomu zrównoważonego rozwoju poszczególnych województw w latach 2000 i 2010 (tabl. 5).

TABL. 5. WARTOŚCI KLASYCZNYCH I PRZESTRZENNYCH TAKSONOMICZNYCH MIERNIKÓW ROZWOJU WEDŁUG WOJEWÓDZTW

Miernik klasyczny — <i>MK</i>		Macierz sąsiedztwa			
		I rzędu — <i>MP1</i>		II rzędu — <i>MP2</i>	
2000					
<i>DLN</i>	0,356	<i>POM</i>	0,409	<i>POM</i>	0,398
<i>POM</i>	0,299	<i>LUBU</i>	0,270	<i>LUBU</i>	0,299
<i>POD</i>	0,267	<i>POD</i>	0,267	<i>POD</i>	0,289
<i>MAZ</i>	0,256	<i>MAZ</i>	0,245	<i>MAZ</i>	0,253
<i>ZP</i>	0,251	<i>DLN</i>	0,228	<i>DLN</i>	0,226
<i>MAŁ</i>	0,230	<i>KP</i>	0,196	<i>KP</i>	0,216
<i>LUBU</i>	0,208	<i>WM</i>	0,194	<i>WM</i>	0,198
<i>KP</i>	0,178	<i>WLK</i>	0,175	<i>WLK</i>	0,192
<i>LUBE</i>	0,144	<i>Ł</i>	0,166	<i>Ł</i>	0,187
<i>WLK</i>	0,138	<i>LUBE</i>	0,158	<i>ZP</i>	0,180
<i>WM</i>	0,138	<i>ZP</i>	0,152	<i>LUBE</i>	0,178
<i>SL</i>	0,106	<i>MAŁ</i>	0,126	<i>MAŁ</i>	0,126
<i>O</i>	0,106	<i>SL</i>	0,114	<i>SL</i>	0,112
<i>Ł</i>	0,097	<i>PODK</i>	0,106	<i>O</i>	0,100
<i>SW</i>	0,064	<i>O</i>	0,066	<i>PODK</i>	0,050
<i>PODK</i>	0,044	<i>SW</i>	0,033	<i>SW</i>	0,029
<i>ŚR</i>	0,180	<i>ŚR</i>	0,182	<i>ŚR</i>	0,190
<i>MAX</i>	0,356	<i>MAX</i>	0,409	<i>MAX</i>	0,398
<i>MIN</i>	0,044	<i>MIN</i>	0,033	<i>MIN</i>	0,029
<i>R</i>	0,312	<i>R</i>	0,375	<i>R</i>	0,369

**TABL. 5. WARTOŚCI KLASYCZNYCH I PRZESTRZENNYCH TAKSONOMICZNYCH
MIERNIKÓW ROZWOJU WEDŁUG WOJEWÓDZTW (dok.)**

Miernik klasyczny — <i>MK</i>		Macierz sąsiedztwa			
		I rzędu — <i>MP1</i>		II rzędu — <i>MP2</i>	
2010					
<i>POM</i>	0,408	<i>POM</i>	0,422	<i>POM</i>	0,425
<i>MAŁ</i>	0,398	<i>LUBU</i>	0,365	<i>LUBU</i>	0,386
<i>MAZ</i>	0,358	<i>POD</i>	0,300	<i>POD</i>	0,348
<i>DLN</i>	0,344	<i>KP</i>	0,282	<i>LUBE</i>	0,296
<i>KP</i>	0,267	<i>WM</i>	0,271	<i>WM</i>	0,294
<i>POD</i>	0,261	<i>LUBE</i>	0,258	<i>KP</i>	0,268
<i>ZP</i>	0,247	<i>ZP</i>	0,224	<i>ZP</i>	0,248
<i>Ł</i>	0,222	<i>Ł</i>	0,220	<i>Ł</i>	0,242
<i>LUBE</i>	0,218	<i>MAŁ</i>	0,204	<i>MAŁ</i>	0,212
<i>LUBU</i>	0,193	<i>MAZ</i>	0,197	<i>DLN</i>	0,196
<i>WLK</i>	0,180	<i>DLN</i>	0,184	<i>MAZ</i>	0,196
<i>O</i>	0,154	<i>O</i>	0,164	<i>O</i>	0,191
<i>WM</i>	0,150	<i>WLK</i>	0,135	<i>WLK</i>	0,149
<i>SL</i>	0,135	<i>SL</i>	0,092	<i>PODK</i>	0,065
<i>PODK</i>	0,115	<i>SW</i>	0,044	<i>SL</i>	0,063
<i>SW</i>	0,020	<i>PODK</i>	0,035	<i>SW</i>	0,033
<i>ŚR</i>	0,229	<i>ŚR</i>	0,212	<i>ŚR</i>	0,226
<i>MAX</i>	0,408	<i>MAX</i>	0,422	<i>MAX</i>	0,425
<i>MIN</i>	0,020	<i>MIN</i>	0,035	<i>MIN</i>	0,033
<i>R</i>	0,388	<i>R</i>	0,386	<i>R</i>	0,392

U w a g a. *ŚR* — średnia, *MAX* — wartość maksymalna, *MIN* — wartość minimalna, *R* — rozstęp cechy; *MK* — miara klasyczna, *MP1* i *MP2* — miara przestrzenna liczona według wzoru (10) odpowiednio z aplikacją macierzy wag przestrzennych sąsiedztwa I rzędu tabl. 3 i sąsiedztwa II rzędu tabl. 4; pozostałe wyjaśnienia skrótów jak przy tabl. 3.

Ź r ó d ł o: obliczenia własne.

Wyniki obliczeń (tabl. 5) wskazują na różnice w wartości klasycznej miary w porównaniu z przestrzennymi, a także w okresie lat 2000 i 2010.

Wyniki analizy nieprzestrzennej (*MK*) w 2000 i 2010 r.:

- w 2000 r. woj. dolnośląskie osiągnęło najwyższy poziom zrównoważonego rozwoju, natomiast najniższy woj. podkarpackie;
- w 2010 r. najwyższy poziom zrównoważonego rozwoju osiągnęły województwa pomorskie i małopolskie, natomiast najniżej uplasowało się woj. świętokrzyskie;
- średni poziom rozwoju w 2010 r. (średnia wartość mierników — 0,229) był wyższy w porównaniu do roku 2000 (0,180) o 27%;

- różnica (rozstęp) pomiędzy wartością maksymalną i minimalną obliczonych wskaźników wzrosła w roku 2010 (0,388) w porównaniu do 2000 r. (0,312). Zmiana ta świadczy o pogłębiającym się zróżnicowaniu poziomu zrównoważonego rozwoju województw.

Wyniki analizy przestrzennej ($MP1$) w 2000 i 2010 r.:

- w 2000 r. woj. pomorskie osiągnęło najwyższy poziom zrównoważonego rozwoju, natomiast najniższy województwa świętokrzyskie i opolskie;
- w 2010 r. na najwyższym poziomie zrównoważonego rozwoju ponownie znalazło się woj. pomorskie, najniżej uplasowały się województwa podkarpackie i świętokrzyskie. Woj. opolskie z ostatniego miejsca w rankingu przesunęło się na 12. W tym regionie nastąpił znaczny wzrost poziomu zrównoważonego rozwoju w 2010 r. ($MP1 = 0,164$) w odniesieniu do roku 2000 ($MP1 = 0,066$);
- średni poziom zrównoważonego rozwoju w 2010 r. (średnia wartość mierników — 0,212) był wyższy w porównaniu do roku 2000 (0,182) o 17%;
- różnica (rozstęp) pomiędzy wartością maksymalną i minimalną policzonych wskaźników nieznacznie wzrosła w roku 2010 (gdzie była na poziomie 0,386) w odniesieniu do 2000 r. (0,375). Zmiana ta świadczy o pogłębiającym się zróżnicowaniu poziomu rozwoju województw.

Miernik klasyczny (MK) i miernik przestrzenny ($MP1$) w latach 2000 i 2010:

- w 2000 r. efektem istnienia zależności przestrzennych (uwzględnionych w postaci przyjętej macierzy wag przestrzennych sąsiedztwa I rzędu, tabl. 3) był wzrost średniego poziomu zrównoważonego rozwoju województw (średnia wartość $MK = 0,180$, średnia $MP1 = 0,182$). Ponadto wpływ interakcji międzyregionalnych na kształtowanie się poziomu wybranych cech (składowych miernika, tabl. 2) spowodował zmianę pozycji poszczególnych województw w rankingu, np.: woj. dolnośląskie z 1 miejsca — wzorca zrównoważonego rozwoju (według miernika klasycznego) — znalazło się na 5 pozycji według miernika przestrzennego $MP1$. Powodem takiej sytuacji był wpływ sąsiedztwa regionów. Woj. dolnośląskie otoczone jest regionami charakteryzującymi się wysokim poziomem rozpatrywanych zmiennych diagnostycznych. Wartość miernika $MP1$ dla tego regionu odzwierciedla wpływ istotnej dodatniej autokorelacji przestrzennej w kształtowaniu się np. wielkości emisji zanieczyszczeń gazowych do powietrza, liczby studentów czy też powierzchni parków spacerowo-wypoczynkowych. Znacznie zmieniła się również sytuacja woj. łódzkiego, które po uwzględnieniu wpływu zależności międzyregionalnych znalazło się na 9 miejscu według $MP1$ (według MK było na 14 pozycji). Wielkości mierników klasycznych skorygowane o elementy przyjętej macierzy wag przestrzennych zweryfikowały i zmodyfikowały rezultaty analizy klasycznej. Wniosek — wpływ sąsiedztwa na poziom zrównoważonego rozwoju danego województwa powinien być rozpatrywany odrębnie/indywidualnie dla każdej analizowanej jednostki;

- w 2010 r. według miernika klasycznego (*MK*), jak i miernika przestrzennego (*MP1*) najwyższy poziom zrównoważonego rozwoju osiągnęło woj. pomorskie (0,422). Zarówno miara klasyczna, jak i przestrzenna typują podobne województwa jako empiryczne antywzorce (czyli obiekty charakteryzujące się najniższymi wartościami wyznaczonych mierników rozwoju). Wpływ sąsiedztwa na kształtowanie się wielkości analizowanego zjawiska umocnił pozycję tego województwa. Z kolei średni poziom zrównoważonego rozwoju był niższy po uwzględnieniu macierzy wag przestrzennych (średni *MK* = 0,229 i średni *MP1* = 0,212). Jednakże wpływ interakcji przestrzennych jest widoczny w indywidualnych przypadkach poszczególnych województw (poza pierwszym i ostatnimi miejscami w rankingu). Jednym z takich przypadków jest woj. lubuskie, które z 10 miejsca według *MK* znalazło się na 2 według *MP1*. Przyczyną tej zmiany jest korzystny wpływ poziomu ekorozwoju województw sąsiadów. Woj. lubuskie nie zalicza się do najbogatszych w Polsce (*PKB* = 31083 zł *per capita*), ale otoczone jest bogatymi regionami (*WLK*, *DLN*) przyciągającymi np. studentów, turystów i lekarzy. Samo województwo cechuje niska emisja zanieczyszczeń do powietrza oraz duża powierzchnia terenów zielonych. Uwzględnienie w analizie wpływu silnej korelacji przestrzennej (dodatniej w przypadku zmiennych *KOS*, *PAR* oraz ujemnej *PKB*, *ST*), zweryfikowało miejsce tego województwa (również innych regionów) w klasyfikacji jednostek według poziomu zrównoważonego rozwoju nadanej według klasycznej miary;
- aplikacja różnych macierzy wag przestrzennych *MP1* do *MP2*: średni poziom paradygmatu rozwoju dla macierzy sąsiedztwa I i II rzędu jest porównywalny (średnia *MP1* = 0,182 i średnia *MP2* = 0,190 w 2000 r. oraz średnia *MP1* = 0,212 i średnia *MP2* = 0,226 w 2010 r.). Jednakże uwzględnienie sąsiedztwa bliższych i dalszych rzędów zróżnicowało indywidualne pozycje poszczególnych województw według poziomu badanego zjawiska (np. w 2000 r. województw zachodniopomorskiego i opolskiego oraz w 2010 r. województw kujawsko-pomorskiego i śląskiego). Można to interpretować wrażliwością miary na rodzaj i siłę zachodzących interakcji przestrzennych.

Zakończenie

Wyniki uzyskane w rezultacie przeprowadzonej analizy wskazują, że zależność przestrzenna wpływa na zmianę odległości poszczególnych województw od regionu będącego wzorcem rozwoju. Wartości miar przestrzennych determinowane są sposobem uwzględniania interakcji międzyregionalnych (różne macierze wag przestrzennych). Zastosowanie określonej macierzy powinno wynikać z celu badania, charakteru analizowanego zjawiska czy subiektywnej intuicji badacza. Uwzględnienie wpływu autokorelacji przestrzennej (w postaci obrazów przestrzennych zmiennych składowych) na poziom zrównoważonego rozwoju zróżnicowało otrzymane wyniki. Wartości miar klasycznych znacznie różniły się od wartości przestrzennych mierników rozwoju. Niemniej jednak uzyskane rezultaty są logiczne i merytorycznie poprawne. Analiza uwzględniająca macierz zależności międzyregionalnych jest uzupełnieniem analizy klasycznej o nieuwzględniany w tego typu badaniach aspekt przestrzeni. Dzięki temu uzyskane

wyniki pełniej odzwierciedlają rzeczywistość, natomiast różnice między miarami zwracają uwagę na kwestię sposobu ujmowania zależności przestrzennych. Przyjęcie określonej macierzy wag przestrzennych determinuje końcowe rezultaty obliczeń. Kierunki dalszych badań obejmą:

- kwestię uwzględniania zachodzących interakcji przestrzennych w postaci różnych typów macierzy wag przestrzennych (nie tylko sąsiedztwa, ale i odległości geograficznej czy ekonomicznej itd.);
- aplikację zaproponowanej przestrzennej miary do badań nad innymi zjawiskami wielowymiarowymi;
- analizę zjawisk na innych poziomach administracyjnych;
- opracowanie formalnej weryfikacji poprawności uzyskiwanych wyników.

dr Elżbieta Antczak — Uniwersytet Łódzki

LITERATURA

- Anselin L., Bera A. (1998), *Spatial dependence in linear regression models with an introduction to spatial econometrics*, [w:] A. Ullah and D. Giles (Eds.), *Handbook of Applied Economic Statistics*
- Antczak E. (2012), *Wybrane aspekty zrównoważonego rozwoju Europy. Analizy przestrzenno-czasowe*, Wydawnictwo Biblioteka, Łódź
- Bartosiewicz S. (1976), *Propozycja metody tworzenia zmiennych syntetycznych*, „Prace AE we Wrocławiu”, nr 84
- Borys T. (red.) (2005), *Wskaźniki zrównoważonego rozwoju*, Wydawnictwo Ekonomia i Środowisko, Warszawa—Białystok
- Cieślak M. (1974), *Taksonomiczna procedura prognozowania rozwoju gospodarczego i określenia potrzeb na kadry kwalifikowane*, „Przegląd Statystyczny”, t. 21
- Cliff A. D., Ord J. K. (1981), *Spatial Process: Models and Applications*, Pion, London
- Hellwig Z. (1968), *Zastosowanie metody taksonomicznej do typologicznego podziału krajów ze względu na poziom ich rozwoju oraz zasoby i strukturę wykwalifikowanych kadr*, „Przegląd Statystyczny”, nr 4
- Kopczewska K. (2006), *Ekonometria i statystyka przestrzenna z wykorzystaniem programu R CRAN*, CeDeWu.PL, Warszawa
- Krakowiak-Bal A. (2005), *Wykorzystanie wybranych miar syntetycznych do budowy miary rozwoju infrastruktury technicznej*, [w:] *Infrastruktura i ekologia terenów wiejskich*, nr 3/2005, Polska Akademia Nauk, Oddział w Krakowie
- Le Gallo J., Ertur C. (2003), *Exploratory Spatial data analysis of the distribution of regional per capita GDP in Europe, 1980—1995*, „Papers in Regional Science”, vol. 82(2)
- Malina A. (2004), *Wielowymiarowa analiza przestrzennego zróżnicowania struktury gospodarki Polski według województw*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Krakowie
- Młodak A. (2006), *Analiza taksonomiczna w statystyce regionalnej*, Difin, Warszawa
- Moran P. A. P. (1950), *Notes on continuous stochastic phenomena*, „Biometrika”, nr 37
- Overmars K. P., de Koning G. H. J., Veldkamp A. (2003), *Spatial autocorrelation in multi-scale land use models*, „Ecological Modelling”, No. 164
- Pisz Z., Kuropka I. (2007), *Wskaźnik Gender Index-opis i zasady konstruowania*, Warszawa, [w:] Lisowska E. (red.), *Monitorowanie równości kobiet i mężczyzn w miejscu pracy*, EQUAL, UNDP, Warszawa

- Strahl D. (red.) (2006), *Metody oceny rozwoju regionalnego*, Wydawnictwo AE im. Oskara Langego we Wrocławiu
- Strahl D. (1978), *Propozycja konstrukcji miary syntetycznej*, „Przegląd Statystyczny”, t. 25 z. 2
- Suchecki B. (red.) (2010), *Ekonometria przestrzenna*, Wydawnictwo Beck, Warszawa
- Tobler W. R. (1970), *A computer movie simulating urban growth in the Detroit region*, „Economic Geography”, No. 46, Clark University, Clark
- Wiszniewska E. (2008), *Taksonomiczna ocena poziomu zrównoważonego rozwoju województw w Polsce*, [w:] K. Jajuga, M. Walesia (red.), *Taksonomia nr 15. Klasyfikacja i analiza danych — teoria i zastosowania*, „Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu”, nr 7 (1207), Wrocław
- Zeliaś A., Malina A. (1997), *O budowie taksonomicznej miary jakości życia. Syntetyczna miara rozwoju jest narzędziem statystycznej analizy porównawczej*, „Taksonomia”, z. 4

SUMMARY

The nature and level of the analyzed variables are not only the result of the passage of time, the structure of the economy and geographical conditions of the region but also the location and the neighborhood of other regions. Until now, an aspect of the spatial interactions in form a matrix of spatial weights, was not included in any of the formula synthetic measure. This paper proposes a taxonomy spatial measure of development which allows simultaneous analyzes in three dimensions as follows: time, section and space. The modification of classical measurement consisted in introduction of the spatial weights matrix elements to the formula of the classical Hellwig development measure (formerly verifying the existence of the phenomenon of spatial autocorrelation on the basis of Moran I statistics). Then, an application of the proposed tool was prepared to study the level of development of Polish regions in 2000 as well as 2010.

РЕЗЮМЕ

Характер и уровень анализированных переменных являются результатом ухода времени, структуры экономики и географических условий данного региона — расположения и соседства с другими регионами. До сих пор, вопрос пространственного взаимодействия в виде матрицы пространственного веса, не учитывался ни в одной форме синтетической меры.

Статья предлагает исчисление пространственного таксономического измерителя развития, который предоставил бы возможность одновременного проведения анализа в трех измерениях: времени, разрезе и пространстве. Модификация классической меры заключалась бы во введении элементов матрицы пространственного веса в выражение классического измерителя развития Гельвига (раньше необходимо проверить выступление явления пространственной автокорреляции на основе величины статистики Морана I). Затем предлагаемый инструмент был использован в обследовании уровня развития воеводств в Польше в 2000 и в 2010 г.

Wojciech LICHOTA

Metody oceny kondycji finansowej przedsiębiorstw w Specjalnej Strefie Ekonomicznej Euro-Park Mielec

Ustanowienie w 1994 r. specjalnych stref ekonomicznych (SSE) miało na celu przyciągnięcie kapitału w celu aktywizacji gospodarczej wybranych obszarów poprzez stworzenie atrakcyjniejszych warunków rozwoju firm niż panujące poza strefą (m.in. wprowadzono ulgi i zwolnienia podatkowe). Trudna sytuacja na rynku pracy powoduje nieustające zainteresowanie samorządów tworzeniem stref (podstref), które postrzegane są jako najsilniejszy instrument wsparcia inwestycji. Według danych na koniec III kwartału 2012 r. w przedsiębiorstwach funkcjonujących w SSE odnotowano wzrost w stosunku do lat poprzednich:

- zatrudnienia, które wyniosło łącznie 246228 osób (w tym w strefie mieleckiej — 20509 osób);
- poniesionych nakładów inwestycyjnych, które narastająco osiągnęły 83868 mln zł (w tym w strefie mieleckiej — 5424 mln zł);
- ważnych pozwoleń na prowadzenie działalności gospodarczej, które wyniosły łącznie 1506 (w tym w strefie mieleckiej — 166)¹.

Wyboru przedsiębiorstw do próby dokonano według kryterium jak najszerszego spektrum branżowego. Każde z opisywanych przedsiębiorstw prowadzi inny rodzaj działalności, zatem możliwe będzie zweryfikowanie skuteczności metod w zależności od branży, w której działa przedsiębiorstwo.

W artykule podjęto się oceny kondycji finansowej pięciu przedsiębiorstw zlokalizowanych w SSE Euro-Park Mielec za pomocą modeli opartych na analizie dyskryminacyjnej i logitowej (zastosowano 9 modeli) oraz zmodyfikowanej punktowej metody oceny ryzyka kredytowego. Autor podejmuje próbę oceny sytuacji finansowej przedsiębiorstw zlokalizowanych na terenach SSE, jednocześnie dokonuje weryfikacji skuteczności metod analizy finansowej². Materiałem wyjściowym do przeprowadzenia analizy były podstawowe sprawozdania

¹ <http://www.mg.gov.pl>.

² W 2009 r. na podstawie wyników z próby 20 badanych przedsiębiorstw SSE autor dokonał weryfikacji zmienności pięciu metod oceny kondycji finansowej przedsiębiorstw. Wyniki podano w opracowaniu: Lichota W. (2009), s. 24—34.

finansowe (bilans, rachunek zysków i strat oraz sprawozdanie z przepływu środków pieniężnych).

Należy zauważyć, że od wyników finansowych firm zależy sukces lub porażka w osiągnięciu celów stawianych specjalnym strefom ekonomicznym, czyli tworzeniu nowych miejsc pracy lub zwiększeniu nakładów inwestycyjnych. Tylko przedsiębiorstwa dobrze prosperujące są w stanie rozwijać się, ponosić duże nakłady inwestycyjne i zwiększać zatrudnienie. Jednocześnie w otoczeniu makroekonomicznym przedsiębiorstw strefowych funkcjonuje wiele podmiotów, które oczekują informacji o ich kondycji finansowej.

PRZEDSIĘBIORSTWA PODDANE ANALIZIE ORAZ METODY OCENY ICH KONDYCJI FINANSOWEJ

Analizie poddano pięć przedsiębiorstw, reprezentantów rozmaitych rodzajów działalności:

- 1) Agmar S.A. — dostawca systemów obudowy metalowej. W zakładzie produkcyjnym zatrudnia ok. 180 osób³;
- 2) BRW Sp. z o.o. — spółka specjalizująca się w produkcji mebli⁴;
- 3) Bury Sp. z o.o. — firma Bury GmbH & Co.KG jest producentem i dostawcą zestawów głośnomówiących i systemów telefonów dla sektora motoryzacyjnego. Przedsiębiorstwo Bury GmbH & Co.KG ma trzy lokalizacje i zatrudnia ponad 760 pracowników, z tego:
 - a) 110 w Löhne w Westfalii,
 - b) 600 w Mielcu,
 - c) 50 w Rzeszowie⁵;
- 4) Onduline Production Sp. z o.o. — przedmiotem działalności spółki jest produkcja i obrót materiałami izolacyjnymi, produkcja i obrót materiałami do pokryć dachowych lub wykorzystywanymi pod pokryciami dachowymi oraz materiałami do nich zbliżonymi;
- 5) Zielona Budka Sp. z o.o. — spółka produkująca lody w fabryce w Mielcu. Zatrudnia ok. 300 pracowników, a w trakcie sezonu nawet dwukrotnie więcej⁶.

Modele, które posłużą do oceny kondycji finansowej przedsiębiorstw, na podstawie badań przeprowadzonych przez ich autorów, odznaczają się wysoką trafnością prognoz (sprawność I rodzaju nawet do 100%).

³ <http://www.agmar.com.pl/pl/page/1/>.

⁴ <http://www.brwmielec.pl/pl/firma.html>.

⁵ <http://www.bury.com/cms/pl/firma/lokalizacja.html>.

⁶ <http://zielonabudka.pl/pl/#/krainy/miasto-noca/o-firmie>.

ZESTAWIENIE. FUNKCJE DYSKRYMINACYJNE, LOGITOWE ORAZ ZMODYFIKOWANA PUNKTOWA METODA OCENY RYZYKA KREDYTOWEGO

Autorzy modeli	Postać modelu
E. Mączyńska, Model G INE PAN (Mączyńska, 2004)	$M = 9,498 \cdot M_1 + 3,566 \cdot M_2 + 2,903 \cdot M_3 + 0,452 \cdot M_4 - 1,498$ gdzie $M > 0$
M. Hamrol, B. Czajka, M. Piechocki (Hamrol i in., 2004)	$H = 3,562 \cdot H_1 + 1,588 \cdot H_2 + 4,288 \cdot H_3 + 6,719 \cdot H_4 - 2,368$ gdzie $H > 0$
D. Hadasik (Hadasik, 1998)	$D = -2,50761 \cdot D_1 + 0,00141147 \cdot D_2 - 0,00925162 \cdot D_3 + 0,0233545 \cdot D_4 + 2,60839$ gdzie $D > 0$
D. Appenzeller, K. Szarzec (Appenzeller, Szarzec, 2004)	$A = 0,819138 \cdot A_1 + 2,56661 \cdot A_2 - 0,00500208 \cdot A_3 + 0,000628865 \cdot A_4 + -0,00951358 \cdot A_5 - 0,556326$ gdzie $A > 0$
J. Janek, M. Żuchowski (Prusak, 2005)	$J = 3,247 \cdot J_1 - 2,778 \cdot J_2 - 1,834 \cdot J_3 + 2,141 \cdot J_4$ gdzie $J > -0,509$
P. Stępień, T. Strąk (Stępień, Strąk, 2004)	$S = -19 - 11 \cdot S_1 + 6 \cdot S_2 + 40 \cdot S_3 + 19 \cdot S_4$ gdzie $S > 0$
D. Wierzba (Wierzba, 2000)	$W = 3,26 \cdot W_1 + 2,16 \cdot W_2 + 0,69 \cdot W_3 + 0,3 \cdot W_4$ gdzie $W > 0$
T. Maślanka, Model M4 (Maślanka, 2008)	$T = -1,44979 + 3,55401 \cdot T_1 + 2,14847 \cdot T_2 - 0,33302 \cdot T_3 + 4,81862 \cdot T_4 + 0,05236 \cdot T_5 + 2,52164 \cdot T_6$ gdzie $T > 0$
E. Mączyńska (Mączyńska, 1994)	$M = 1,50 \cdot M_1 + 0,08 \cdot M_2 + 10,0 \cdot M_3 + 5,00 \cdot M_4 + 0,30 \cdot M_5 + 0,10 \cdot M_6$ gdzie $M > 0$
Zmodyfikowana punktowa metoda oceny ryzyka kredytowego (z. p. m. o. r. k.)	Metoda stosowana jest przez instytucje finansowe do oceny przeszłej i bieżącej sytuacji finansowej przedsiębiorstw. Uwzględnia ona 10 wskaźników, w tym wskaźnik ryzyka branżowego. Dokonując oceny za pomocą tej metody sytuacja finansowa firm określana jest następująco: bardzo dobra, dobra, przeciętna, zadowalająca, słaba i bardzo słaba ^a .
S. Juszczyk (Juszczyk, 2010)	$F = 0,361616 \cdot F_1 + 0,111172 \cdot F_2 + 0,065546 \cdot F_3 - 0,00777 \cdot F_4$ gdzie $F > 0,61$ Należy zwrócić uwagę, że S. Juszczyk w oryginalnej metodzie uwzględnia trzy wartości graniczne, a zatem i trzy grupy ryzyka upadłości. Pierwsza to przedsiębiorstwa o wysokim ryzyku upadku (wartość $< -0,21$), druga to przedsiębiorstwa wymagające pogłębionej analizy i szybkiej sanacji (wartość od $-0,21$ do $-0,01$), a trzecia to przedsiębiorstwa raczej niezagrożone upadłością (wartość > 0) ^b . Należy zaznaczyć, że model S. Juszczyka został opracowany dla przedsiębiorstw spedycyjnych i jak zaznacza autor, uzyskane wyniki nie mogą stanowić podstawy do uogólnień dotyczących wszystkich przedsiębiorstw spedycyjnych w Polsce. Dlatego też model ten został opisany w artykule wyłącznie jako ciekawostka, gdyż przedsiębiorstwa poddane ocenie mają charakter produkcyjny. Wyniki oceny dokonanej za pomocą tego modelu nie będą uwzględniane przy ogólnej ocenie kondycji finansowej badanych przedsiębiorstw.
M. Kasjaniuk (Kasjaniuk, 2006)	$D(x) = -0,70967 \cdot X_7 - 0,33346 \cdot X_{13} + 2,31884 \cdot X_{19} + 1,17084 \cdot X_{26} + -0,03600 \cdot X_6 + 2,83332$ gdzie $D > 0$ Model ten został opracowany do oceny kondycji ekonomiczno-finansowej małych przedsiębiorstw w woj. podkarpackim. Z uwagi na brak danych wyjściowych nie zastosowano tego modelu do oceny wybranych przedsiębiorstw.

^a Założenia metody podano w opracowaniu: Lichota W. (2009), s. 26. ^b Wartość tę w porównaniu do oryginalnej metody zmniejszono o 0,61, żeby punkt graniczny wynosił 0.

Źródło: opracowanie własne.

Podane w zestawieniu metody opracowano dla rynku polskiego (wykonane na próbie przedsiębiorstw prowadzących działalność w Polsce) i są powszechnie stosowane w literaturze do oceny kondycji finansowej przedsiębiorstw. Zmodyfikowana punktowa metoda oceny ryzyka kredytowego stosowana jest przez banki lub instytucje finansowe. Pozwala ona na dokonanie analizy przeszłej i bieżącej sytuacji firmy.

KRYTYCZNA OCENA LITERATURY PRZEDMIOTU

Uproszczenia metodyczne spotykamy w przypadku niefrasobliwego cytowania założeń niemalże każdej metody dyskryminacyjnej, np.:

- w metodzie E. Mączyńskiej licznik pierwszej zmiennej podaje się jako „amortyzacja+wynik finansowy z działalności operacyjnej” zamiast „amortyzacja++zysk brutto”. Podobnego uproszczenia dokonano w przypadku wskaźnika „zysk operacyjny/aktywa” oraz „zysk operacyjny/przychody ze sprzedaży”;
- błąd spotykamy również w jednej z prezentacji metody D. Appenzeller i K. Szarzec. W miejsce czwartej zmiennej modelu oryginalnego, będącej cyklem operacyjnym, a zatem sumą cyklu realizacji należności i wskaźnika rotacji zapasów, wprowadzono iloraz tych wskaźników;
- w innym podręczniku odnajdujemy błędy w funkcji dyskryminacyjnej metody D. Appenzeller i K. Szarzec ($-0,000628865 \cdot W_4$) czy metody M. Hamrola ($-4,288X_3$);
- metoda D. Wierzbę jest stosunkowo często przytaczana w literaturze krajowej, a według niektórych badań wyróżnia się ona jednym z wyższych wskaźników trafności prognoz (92%). Omawiany model ma jednak istotny mankament metodyczny. Autor w konstrukcji dwóch pierwszych wskaźników (w ich licznikach) proponowanej metody wykorzystał różnicę „zysk z działalności operacyjnej – amortyzacja”. Zysk z działalności operacyjnej stanowi różnicę pomiędzy sumą przychodów netto ze sprzedaży produktów, towarów i materiałów, a także pozostałych przychodów operacyjnych a sumą kosztów działalności operacyjnej i pozostałych kosztów operacyjnych (nie uwzględnia zatem wyniku z działalności finansowej). Jeżeli wykazano, że koszty działalności operacyjnej wpływają na wielkość zysku z działalności operacyjnej, a dodajmy, stanowią one syntezę rodzajowego układu kosztów, to ich składnikiem jest amortyzacja. A zatem amortyzacja jako składnik kosztów działalności operacyjnej determinuje wysokość zysku z działalności operacyjnej. Rodzi się więc pytanie i zasadnicza wątpliwość, jaki sens metodyczny ma ponowne odejmowanie kwoty amortyzacji od zysku z działalności operacyjnej?

Proponowany przez D. Wierzbę drugi wskaźnik rentowności zawiera w mianowniku „przychody ze sprzedaży produktów”. Jeżeli zysk z działalności operacyjnej jest kształtowany (po stronie przychodów) przez sumę przychodów ze sprzedaży produktów, towarów i materiałów oraz pozostałych

przychodów operacyjnych, to dlaczego w mianowniku omawianego wskaźnika pominięto pozostałe przychody operacyjne? (Kitowski, 2010);

- często spotykamy próby stosowania polskich modeli dyskryminacyjnych bez względu na datę ich oszacowania oraz z pominięciem kryterium specyfiki branżowej. Na przykład R. Balina za pomocą metody S. Juszczyka (oszacowanej na podstawie próby 16 firm spedycyjnych) badał kondycję 60 firm budowlanych (Balina, 2012).

Szeroko zakrojone badania w zakresie kondycji finansowej przedsiębiorstw, w tym na przykładzie budownictwa, przeprowadził również D. Wędzki. Podjął m.in. próbę zweryfikowania hipotezy, że *model opracowany na próbie wielobranżowej, a zastosowany do prognozy upadłości na próbie jednobranżowej, ma niższą zdolność prognostyczną od modelu opracowanego na próbie jednobranżowej, a zastosowanego do prognozy upadłości także na próbie jednobranżowej*. Wnioski z przeprowadzonych badań nie są jednoznaczne. Model estymowany na próbie jednobranżowej dostarczył prognoz trafniejszych o kilka punktów procentowych w porównaniu do modelu uniwersalnego (dla bankrutów i innych podmiotów). W pozostałych dwóch przypadkach (bankrutów oraz przedsiębiorstw niezagrożonych) model wielobranżowy nieoczekiwanie okazał się lepszy o kilka punktów procentowych od modelu jednobranżowego. Autor podkreśla jednak, że trudno wskazać, dlaczego modele opracowane dla różnych branż dostarczają lepszych prognoz od modeli jednobranżowych „za każdym razem dla innych populacji” (Wędzki, 2005).

OCENA KONDYCJI FINANSOWEJ PRZEDSIĘBIORSTW

Każde z opisywanych przedsiębiorstw prowadzi inny rodzaj działalności. Dlatego też w artykule dokonano — odrębnie dla każdego z przedsiębiorstw — oceny kondycji finansowej, a przy okazji zweryfikowano skuteczność metod analizy finansowej.

W tablicy zaprezentowano wyniki oceny przedsiębiorstw przeprowadzonej na podstawie sprawozdań finansowych obejmujących lata 2004—2010.

WARTOŚCI FUNKCJI DYSKRYMINACYJNYCH ORAZ SYTUACJA FINANSOWA PRZEDSIĘBIORSTW^a

Autor metody Sytuacja firmy	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
Agmar S.A.							
E. Mączyńska, Model G INE PAN	3,83	4,26	3,40	1,96	-0,51	-0,44	2,95
M. Hamrol, B. Czajka, M. Piechocki	3,64	4,66	3,98	2,93	0,36	0,22	2,56
D. Hadasik	1,76	1,84	1,64	1,32	0,81	0,88	0,89
D. Appenzeller, K. Szarzec	1,21	1,73	1,33	0,83	0,05	-0,07	0,68
J. Janek, M. Żuchowski	0,58	-0,68	0,89	0,10	-1,09	-1,59	1,35
P. Stępień, T. Strąk	11,23	12,36	9,53	3,93	-7,27	-7,37	9,31
D. Wierzba	0,67	0,76	0,73	0,17	-0,49	-0,61	0,99
T. Maślanka	3,39	3,06	2,43	1,23	-0,60	-0,52	1,93
E. Mączyńska	1,20	1,42	1,34	0,66	-1,31	-1,50	1,96
S. Juszczyk	-0,16	-0,32	-0,24	-0,21	-0,28	-0,35	-0,02
Sytuacja firmy według z. p. m. o. r. k.	3	3	3	2	1	1	3

**WARTOŚCI FUNKCJI DYSKRYMINACYJNYCH
ORAZ SYTUACJA FINANSOWA PRZEDSIĘBIORSTW^a (dok.)**

Autor metody Sytuacja firmy	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
--------------------------------	------	------	------	------	------	------	------

BRW Sp. z o.o.

E. Mączyńska, Model G INE PAN	10,46	9,32	8,22	13,01	12,51	9,65	7,23
M. Hamrol, B. Czajka, M. Piechocki	8,90	8,18	7,14	11,29	10,43	9,37	7,19
D. Hadasik	2,04	2,04	1,89	2,05	2,12	2,10	1,94
D. Appenzeller, K. Szarzec	3,64	3,51	3,03	5,47	4,97	4,24	3,05
J. Janek, M. Żuchowski	1,13	0,29	0,13	0,52	0,42	-0,08	-0,37
P. Stepień, T. Strąk	30,60	26,38	21,80	37,43	35,77	31,54	21,56
D. Wierzbą	2,38	2,10	1,91	2,84	2,75	2,36	1,73
T. Maślanka	7,35	6,91	6,21	7,74	9,17	7,20	5,15
E. Mączyńska	5,90	5,97	5,12	6,27	7,49	6,01	4,22
S. Juszczyk	-0,27	-0,33	-0,33	-0,34	-0,35	-0,38	-0,40
Sytuacja firmy według z. p. m. o. r. k.	4	4	4	4	4	4	4

Bury Sp. z o.o.

E. Mączyńska, Model G INE PAN	3,36	5,32	3,36	4,35	4,07	3,78	4,16
M. Hamrol, B. Czajka, M. Piechocki	2,78	4,46	3,05	4,03	4,16	3,92	3,72
D. Hadasik	0,62	1,25	1,19	1,47	1,42	1,47	1,86
D. Appenzeller, K. Szarzec	0,54	1,16	0,92	1,36	1,48	1,24	1,46
J. Janek, M. Żuchowski	0,20	1,76	0,09	0,12	0,46	0,08	0,21
P. Stepień, T. Strąk	6,40	16,49	6,43	11,96	13,03	13,00	10,68
D. Wierzbą	0,47	1,02	0,44	0,65	0,89	0,81	0,77
T. Maślanka	2,05	3,89	2,45	3,41	3,43	3,17	3,19
E. Mączyńska	3,27	4,09	1,89	2,11	1,43	1,65	1,77
S. Juszczyk	0,01	0,05	-0,10	-0,14	-0,17	-0,23	-0,23
Sytuacja firmy według z. p. m. o. r. k.	3	3	3	3	3	3	3

Onduline Production Sp. z o.o.

E. Mączyńska, Model G INE PAN	30,17	34,00	48,45	44,44	58,92	89,52	23,19
M. Hamrol, B. Czajka, M. Piechocki	11,83	15,79	24,45	18,33	29,71	38,63	12,29
D. Hadasik	2,33	2,38	2,63	2,60	2,54	2,24	2,19
D. Appenzeller, K. Szarzec	4,95	7,08	11,26	7,87	15,21	25,69	6,59
J. Janek, M. Żuchowski	2,11	2,11	2,41	2,32	1,44	0,94	1,70
P. Stepień, T. Strąk	52,09	65,42	97,14	78,60	115,68	152,03	44,45
D. Wierzbą	3,93	4,63	6,12	5,37	7,47	11,50	3,99
T. Maślanka	24,53	26,80	36,70	35,27	38,94	67,45	17,39
E. Mączyńska	18,01	19,58	26,54	25,58	31,83	46,10	12,73
S. Juszczyk	0,07	0,01	-0,01	0,07	-0,05	-0,18	-0,08
Sytuacja firmy według z. p. m. o. r. k.	4	4	5	4	4	4	4

Zielona Budka Sp. z o.o.

E. Mączyńska, Model G INE PAN	-0,14	1,40	0,58	4,80	3,42	1,78	2,44
M. Hamrol, B. Czajka, M. Piechocki	-0,35	0,33	1,08	2,94	4,31	0,77	2,95
D. Hadasik	1,43	0,84	0,64	2,45	3,13	0,38	0,61
D. Appenzeller, K. Szarzec	-0,86	-0,12	0,05	-0,29	-0,13	0,07	0,18
J. Janek, M. Żuchowski	-1,18	1,21	0,17	0,97	0,94	0,50	-2,74
P. Stepień, T. Strąk	-7,00	-1,18	-1,37	15,71	17,09	3,20	-13,08
D. Wierzbą	-1,01	-0,02	0,04	0,31	-1,14	0,18	-0,29
T. Maślanka	-0,45	0,31	-0,13	4,94	2,17	-0,27	-0,84
E. Mączyńska	-1,12	1,07	0,46	2,53	-1,66	2,92	1,53
S. Juszczyk	0,59	0,44	0,13	0,01	-0,10	0,80	1,57
Sytuacja firmy według z. p. m. o. r. k.	2	3	2	2	2	3	3

^a Metody J. Janka i M. Żuchowskiego oraz S. Juszczyka zmodyfikowano tak, aby wartość graniczna wyznaczająca dobrą i złą kondycję finansową wynosiła 0 (w przypadku metody Janka i Żuchowskiego dodano wyraz wolny 0,509, natomiast w przypadku metody Juszczyka pomniejszono otrzymaną wartość funkcji o 0,61).

U w a g a. Sytuacja firmy według z. p. m. o. r. k.: bardzo dobra (5), dobra (4), przeciętna (3), zadowalająca (2), słaba (1), bardzo słaba (0).

Ź r ó d ł o: opracowanie własne.

Uwzględniając te wyniki należy stwierdzić, że firma:

- 1) Agmar S.A. nie jest zagrożona upadłością. Wyniki poszczególnych funkcji dyskryminacyjnych i logitowych są w większości dodatnie. Ponadto należy stwierdzić, że najslabsza kondycja finansowa spółki miała miejsce w latach 2008 i 2009, co potwierdza wartość wszystkich funkcji, bowiem są one dodatnie, ale znacznie mniejsze niż w latach poprzednich lub ujemne. W tym okresie ocena dokonana za pomocą zmodyfikowanej punktowej metody określana mianem mówi o słabej sytuacji finansowej. W 2010 r. sytuacja finansowa firmy uległa znacznej poprawie;
- 2) BRW Sp. z o.o. nie jest zagrożona upadłością. Niemal każda wartość funkcji jest większa od zera, z wyjątkiem modelu Janka i Żuchowskiego oraz modelu Juszczyka, gdzie obserwujemy wyłącznie ujemną wartość funkcji. Niepokojącym sygnałem jest jednak to, że od 2008 r. wartość poszczególnych funkcji maleje. Wyliczenia dokonane za pomocą punktowej metody wskazują, że sytuacja firmy jest dobra w każdym roku objętym badaniem, jednak nie ulega wątpliwości, że kondycja finansowa firmy pogarsza się;
- 3) Bury Sp. z o.o. nie jest zagrożona upadłością. Prawie wszystkie metody wskazują na dobrą kondycję finansową spółki. W latach 2008 i 2009 zauważyć można niewielkie pogorszenie się sytuacji firmy, lecz w 2010 r. tendencja ta została zatrzymana. Według punktowej metody w ciągu całego okresu objętego badaniem sytuacja firmy była przeciętna;
- 4) Onduline Production Sp. z o.o. nie jest zagrożona upadłością. Większość metod nie daje symptomów zagrożenia upadłością spółki. Warto podkreślić, że kondycja spółki w latach 2008 i 2009 uległa poprawie, natomiast w 2010 r. wartość poszczególnych funkcji malała. Jest to tendencja zupełnie odwrotna niż w innych opisywanych spółkach. Uwzględniając wyniki zmodyfikowanej punktowej metody należy przyjąć, że sytuacja firmy jest dobra;
- 5) Zielona Budka Sp. z o.o. jest jedyną, w przypadku której trudno jest postawić jednoznaczną diagnozę. W 2010 r. cztery funkcje osiągnęły wartość ujemną, ponadto wartość kolejnej jest mniejsza niż w 2009 r. Nie bez znaczenia jest tu specyfika działalności spółki, gdyż działa ona w branży spożywczej. To może oznaczać, że autorzy poszczególnych modeli konstruując je nie brali pod uwagę tego typu przedsiębiorstw. Posiłkując się wynikami punktowej metody uważam, że spółka nie jest zagrożona upadłością (w latach 2009 i 2010 sytuacja firmy określana jest jako przeciętna), metoda ta bowiem, jako jedyna z opisanych w artykule, uwzględnia w swojej konstrukcji wskaźnik ryzyka branżowego.

Podsumowanie

Artykuł miał na celu dokonanie oceny kondycji finansowej pięciu przedsiębiorstw w SSE Euro-Park Mielec za pomocą modeli opartych na analizie dyskryminacyjnej i logitowej oraz za pomocą zmodyfikowanej punktowej metody oceny ryzyka kredytowego.

Jak wykazały badania, sytuacja finansowa tych przedsiębiorstw jest dobra, używając natomiast terminów przyjętych dla metody punktowej, sytuacja jest dobra lub przeciętna. W 2009 r. kondycja czterech spółek pogorszyła się. Należy zauważyć, że globalny kryzys gospodarczy w widoczny sposób wpłynął na dynamikę liczby udzielonych zezwoleń na prowadzenie działalności w SSE oraz na wielkość zatrudnienia i wysokość ponoszonych nakładów inwestycyjnych (Kitowski, 2010).

Badania wykazały również, że dokonując oceny kondycji finansowej za pomocą dostępnych w literaturze przedmiotu modeli dyskryminacyjnych czy logistycznych należy zwrócić uwagę, dla jakiej grupy przedsiębiorstw zostały one stworzone. Przykład metody S. Juszczaka opracowanej dla przedsiębiorstw spedycyjnych pokazuje, że metoda ta nie sprawdza się dla próby przedstawionych w artykule przedsiębiorstw i może prowadzić do błędnych ustaleń.

mgr Wojciech Lichota — *Urząd Marszałkowski Województwa Podkarpackiego*

LITERATURA

- Appenzeller D., Szarzec K. (2004), *Prognozowanie zagrożenia upadłością polskich spółek publicznych*, „Rynek Terminowy”, nr 1
- Balina R. (2012), *Skuteczność wybranych modeli dyskryminacyjnych na przykładzie branży robót budowlanych*, „Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego”, nr 689, [w:] Zarzecki D. (red.), *Finanse, rynki finansowe, ubezpieczenia*, nr 50, Szczecin
- Hadasik D. (1998), *Upadłość przedsiębiorstw w Polsce i metody ich prognozowania*, „Zeszyty Naukowe Akademii Ekonomicznej w Poznaniu”, seria II, nr 153
- Hamrol M., Czajka B., Piechocki M. (2004), *Upadłość przedsiębiorstwa — model analizy dyskryminacyjnej*, „Przegląd Organizacji”, nr 6
- Juszczak S. (2010), *Prognozowanie upadłości przedsiębiorstw*, „Ekonomista”, nr 5
- Kasjaniuk M. (2006), *Zastosowanie analizy dyskryminacyjnej do modelowania i prognozowania kondycji przedsiębiorstw*, „Barometr Regionalny”, nr 6
- Kitowski J. (2010), *Próba weryfikacji wiarygodności diagnostycznej narzędzi analizy ekonomicznej (w świetle krajowej literatury przedmiotu)*, [w:] Borowiecki R., Jaki A. (red.), *Współczesne problemy analizy ekonomicznej*, Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Krakowie
- Lichota W. (2009), *Metody wczesnego ostrzegania o zmianach sytuacji finansowej przedsiębiorstw*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 10, Warszawa
- Maślanka T. (2008), *Przepływy pieniężne w zarządzaniu finansami przedsiębiorstw*, Wydawnictwo C. H. Beck, Warszawa
- Mączyńska E. (2004), *Globalizacja ryzyka a systemy wczesnego ostrzegania przed upadłością przedsiębiorstw*, [w:] Appenzeller D. (red.), *Upadłość przedsiębiorstw w Polsce w latach 1990—2003. Teoria i praktyka*, „Zeszyty Naukowe Akademii Ekonomicznej w Poznaniu”, nr 49, Poznań
- Mączyńska E. (1994), *Ocena kondycji przedsiębiorstwa*, „Życie Gospodarcze”, nr 38
- Prusak B. (2005), *Nowoczesne metody prognozowania zagrożenia finansowego przedsiębiorstw*, Difin, Warszawa

- Stępień P., Strąk T. (2004), *Wielowymiarowe modele logitowe oceny zagrożenia bankructwem polskich przedsiębiorstw*, [w:] Zarzecki D. (red.), *Czas na pieniądz. Zarządzanie finansami. Finansowanie przedsiębiorstw w Unii Europejskiej*, Wydawnictwo Uniwersytetu Szczecińskiego
- Wędzki D. (2005), *Wielowymiarowa analiza bankructwa na przykładzie budownictwa*, „Badania Operacyjne i Decyzje”, nr 2
- Wierzbą D. (2000), *Wczesne wykrywanie przedsiębiorstw zagrożonych upadłością na podstawie analizy wskaźników finansowych — teoria i badanie empiryczne*, „Zeszyty Naukowe Wyższej Szkoły Ekonomiczno-Informatycznej w Warszawie”, nr 8

SUMMARY

This article was an attempt to assess the financial condition of five companies operating in Special Economic Zone Euro-Park Mielec. The assessment was made by the selected discriminatory or logit methods designed for companies operating in Poland and the modified points method of estimating credit risk. The obtained results indicate that all of the analyzed companies are not at risk of bankruptcy, but the used methods are not universal prediction bankruptcy models. Some of them have been prepared for shipping companies.

РЕЗЮМЕ

Статья представляет оценку финансовой кондиции (финансового состояния) пяти предприятий действующих в Особой экономической зоне Евро-Парк Мелец с использованием дискриминационных и логитных методов разработанных на основе выборки предприятий работающих в Польше и модифицированного пунктового метода оценки кредитного риска.

Полученные результаты указывают на то, что обследуемые предприятия не находятся в опасности банкротства, а методы используемые для оценки финансового состояния предприятий не являются универсальной моделью для прогнозирования банкротства, так как некоторые из них были предназначены для определения вида деятельности с учетом специфики этой деятельности (напр. для транспортных компаний).

Aneta STASZEK, Anna WESZCZAK

Regionalne zróżnicowanie występowania chorób zawodowych

Wiedza o stanie zdrowia ludności oraz o wpływających na nie czynnikach pozwala na prowadzenie przez państwo racjonalnej polityki zdrowotnej. Niezbędnych informacji dostarczać powinny m.in. opracowania monitorujące za pomocą syntetycznych analiz empirycznych sytuację zdrowotną osób pracujących. Badania powinny określać skalę problemów zdrowotnych, ich trendy i stopień zróżnicowania pomiędzy regionami i działami gospodarki narodowej, identyfikując dziedziny o znaczeniu priorytetowym.

Głównym celem artykułu jest opis badania regionalnego zróżnicowania i koncentracji występowania chorób zawodowych według województw oraz grup chorób zawodowych w Polsce w latach 2003—2010. Dokonanie tego pomiaru dla ostatniego roku analizy było możliwe dzięki wykorzystaniu przestrzennych mierników koncentracji. Celem pomocniczym natomiast jest prezentacja struktury i dynamiki zjawiska chorób zawodowych w kraju oraz w kontekście regionalnym poprzez syntetyczną, a zarazem prostą analizę porównawczą.

Jednym z głównych mierników umożliwiających zbadanie efektów wdrażanych przez instytucje państwowe programów profilaktycznych jest wskaźnik zapadalności na choroby zawodowe. Pozwala on na identyfikację stanowisk pracy, zakładów i sektorów gospodarki narodowej, w których występują warunki pracy mogące sprzyjać tej patologii zawodowej (Hanke, 2002).

Zgodnie z art. 235 Kodeksu pracy¹ za chorobę zawodową uważa się taką, która jest wymieniona w wykazie tych chorób, jeżeli w wyniku oceny warunków pracy można stwierdzić jednoznacznie lub z wysokim prawdopodobieństwem, że została ona spowodowana działaniem czynników szkodliwych dla zdrowia, występujących w środowisku pracy albo na skutek sposobu wykonywania pracy w warunkach zwanych „narażeniem zawodowym”. Rozpoznanie choroby zawodowej u pracownika lub b. pracownika może nastąpić w okresie jego zatrudnienia w warunkach „narażenia zawodowego” albo po zakończeniu pracy, w sytuacji wystąpienia udokumentowanych objawów chorobowych w okresie ustalonym we wspomnianym wykazie.

¹ Przepisy prawne dotyczące chorób zawodowych: ustawa Kodeks pracy z 26.06.1974 r. (Dz. U. Nr 24, poz. 141, z późn. zm.), rozporządzenie Rady Ministrów z 30.06.2009 r. w sprawie chorób zawodowych (Dz. U. Nr 105, poz. 869) oraz rozporządzenie Ministra Zdrowia z 1.08.2002 r. w sprawie sposobu dokumentowania chorób zawodowych i skutków tych chorób (Dz. U. Nr 132, poz. 1121).

Z kolei zachorowalność zawodowa ujmowana jest jako liczba nowych przypadków chorób zawodowych rejestrowanych w zakładzie, branży lub w kraju w ciągu jednego roku (Studenski, 1996). Do jej wyrażenia stosuje się współczynnik zachorowalności. Jego licznikiem jest liczba nowych przypadków pojawiających się w określonym przedziale czasu (LZa), a mianownikiem wielkość populacji narażonej na ryzyko pojawienia się choroby w tym samym przedziale (LP) (Bochenek i in., 1997). Obliczany jest on według wzoru:

$$IR = \frac{LZa}{LP} \cdot k \quad (1)$$

gdzie k — przelicznik pozwalający na wyrażenie współczynnika zapadalności w postaci liczby nowych zachorowań przypadających na przyjętą standardowo liczbę osób w populacji narażonej (1 tys., 10 tys., 100 tys. osób). Wzrost współczynnika oznacza, że na każde zatrudnione np. 100 tys. osób nastąpi odpowiednie zwiększenie liczby odnotowanych nowych przypadków zachorowań na choroby zawodowe.

Wysokość współczynnika zachorowalności zależy od wszystkich czynników etiologicznych występujących w danej populacji (genetycznych, kulturowych, środowiskowych itp.), a ponadto od struktury ludności pod względem wieku i płci.

Analizę zapadalności na choroby zawodowe przedstawiono w artykule na podstawie informacji zawartych w indywidualnych *Kartach stwierdzenia choroby zawodowej*, które przesyłają stacje sanitarno-epidemiologiczne do Centralnego Rejestru Chorób Zawodowych Instytutu Medycyny Pracy (IMP) w Łodzi², co jest zgodne z zaleceniem Komisji Europejskiej z 22 maja 1990 r. dotyczącym przyjęcia Europejskiego Wykazu Chorób Zawodowych 90/326/EWG. Od 2003 r. ewidencja chorób zawodowych w Polsce jest zgodna z europejską metodologią klasyfikowania danych określoną przez Eurostat (*Analiza...*, 2009).

ZAPADALNOŚĆ NA CHOROBY ZAWODOWE

Analizując dynamikę chorób zawodowych w latach 2003—2010 można założyć, że (pomijając lata 2007 i 2008) ich liczba stopniowo malała. W 2003 r. odnotowano 4365 przypadków tych chorób, zaś w ostatnim roku badania — 2933, przy czym największy spadek miał miejsce w trzecim roku badanego okresu (14%). We wszystkich latach mężczyźni stanowili grupę w największym stopniu dotkniętą chorobami zawodowymi. Ich udział w ogólnej liczbie zachorowań na choroby zawodowe wykazywał tendencję rosnącą, od prawie 61% w 2003 r. do niemalże 68% w 2010 r.

² IMP wydaje co roku opracowanie pt. *Choroby zawodowe w Polsce...* (Szeszenia-Dąbrowska i in., 2004—2011) zawierające aktualne dane o zapadalności, z uwzględnieniem jednostek chorobowych, rodzaju działalności (według Polskiej Klasyfikacji Działalności — PKD), województw i płci.

Rozpatrując sytuację ze względu na rodzaj występujących chorób zawodowych można zauważyć, że dominują cztery grupy chorób, przy czym ich udział w ogółem odnotowanych zachorowań na nie ulegał silnym zmianom w ciągu analizowanego okresu. Największą dynamikę odnotowano w przypadku chorób zakaźnych lub pasożytniczych (z 12,6% w 2003 r. do 24,6% w 2010 r.) oraz zachorowań na pylice płuc (wzrost o ponad 8 p.proc. w analizowanym okresie). Z kolei największą poprawę obserwowano w grupie zachorowań na przewlekłe choroby narządu głosu (spadek z 25,2% do 10,9%). Ostatnią grupą mającą bardzo wysoki udział w chorobach wynikających z wykonywania określonego zawodu jest obustronny trwały ubytek słuchu. Grupa ta charakteryzowała się również dużą dynamiką zmian, ale przebiegających w różnych kierunkach — w 2003 r. stanowiła 16,9% ogółu schorzeń i do 2008 r. malała, by ponownie zacząć rosnąć od 2009 r., osiągając poziom 11,3%. Na wyk. 2 przedstawiono strukturę chorób zawodowych w 2010 r.

Ze względu na zróżnicowanie liczby osób zatrudnionych zarówno w poszczególnych latach, jak i w województwach wydaje się zasadne analizowanie nie liczby odnotowanych zachorowań na choroby zawodowe, lecz współczynnika zapadalności na nie w odniesieniu do 100 tys. zatrudnionych. Po uwzględnieniu liczby pracujących okazało się, że zmienił się rozkład natężenia występowania zachorowań na te choroby w regionach. Najgorsza sytuacja zdrowotna pracowników nadal występowała w woj. śląskim, gdzie wskaźnik zapadalności na choroby zawodowe w 2010 r. wyniósł 80 chorych na 100 tys. zatrudnionych. Kolejnymi województwami pod względem największej wartości współczynnika zapadalności na choroby zawodowe były podlaskie (52,0), zachodniopomorskie (39,6) oraz małopolskie (38,8). Z kolei regionami o najniższym poziomie badanego współczynnika były województwa mazowieckie (9,7), łódzkie (10,0) oraz podkarpackie (12,1).

Poza 2008 r., współczynnik ten, podobnie jak liczba odnotowanych przypadków, wykazywał tendencje malejące. W analizowanym okresie jego wartość w przypadku zatrudnionych ogółem spadła z poziomu 40,6 chorego w 2003 r. na 100 tys. zatrudnionych do 28,3 chorego w 2010 r. Z roku na rok jego wartość malała średnio o 1,68 chorego na 100 tys. zatrudnionych (wykr. 3).

W badanym okresie współczynnik zapadalności na choroby zawodowe kobiet kształtował się na niższym poziomie niż mężczyzn. Można zaobserwować, że większa dynamika spadku nowych zachorowań na choroby zawodowe jest udziałem kobiet. Ich liczba spadła z 38 przypadków na 100 tys. zachorowań w 2003 r. do 19,2 w 2010 r. W przypadku mężczyzn można mówić o 33% spadku tego współczynnika (z 54,5 chorego do 36,4 chorego na 100 tys. zatrudnionych). W każdym roku liczba zachorowań na choroby zawodowe wśród mężczyzn spadała średnio o 2,4 chorego, zaś wśród kobiet o 1,9 chorego na 100 tys. zatrudnionych.

Również rodzaj chorób zawodowych wykazuje zróżnicowanie ze względu na płeć osób cierpiących na te choroby. Najczęstszą z chorób dotyczących mężczyzn w 2010 r. były pylice płuc, stanowiące 38,3% zachorowań, ze współczynnikiem zapadalności na choroby zawodowe na poziomie 13,9 chorego na 100 tys. zatrudnionych. W dalszej kolejności były to choroby zakaźne lub pasożytnicze (odpowiednio 24,3% i 8,9), ubytek słuchu (13,3% i 5,9) oraz nowotwory złośliwe (4,3% i 1,6). Kobiety były najczęściej narażone na wystąpienie chorób narządu głosu (30,3% ogółu zachorowań na choroby zawodowe). Ulegało im ok. 6 kobiet na 100 tys. kobiet zatrudnionych. Częstymi przyczynami były również choroby zakaźne i pasożytnicze (odpowiednio 26,0% i 5,0), choroby układu nerwowego (18,1% i 3,5), układu ruchu (8,3% i 1,6), a także choroby skóry (7,6% i 1,5).

ZAPADALNOŚĆ NA CHOROBY ZAWODOWE WEDŁUG RODZAJÓW DZIAŁALNOŚCI GOSPODARCZEJ

Duże zróżnicowanie chorób zawodowych, wynikające z charakteru wykonywanego zawodu, wskazuje, że ważne jest również zidentyfikowanie tych sekcji PKD, które mogą wywierać negatywny wpływ na stan zdrowia pracowników. Wyniki analizy wskazują, że sekcją w największym stopniu obciążoną wysokim współczynnikiem zapadalności na choroby zawodowe jest sekcja A, czyli rolnictwo, leśnictwo, łowiectwo i rybactwo. Współczynnik ten osiągnął w 2010 r. poziom 418,5 chorego na 100 tys. zatrudnionych. Osoby wykonujące pracę w tym dziale gospodarki w największym stopniu były narażone na choroby zakaźne lub pasożytnicze oraz na zespół wibracyjny. Równie wysoką wartością badanego współczynnika, sięgającą 368,2 chorego na 100 tys. zatrudnionych, odznaczało się górnictwo i wydobywanie, które przyczynia się do powstawania pylic płuc czy ubytku słuchu.

W przypadku przetwórstwa przemysłowego 35,3 chorego na każde 100 tys. osób zatrudnionych w tym dziale gospodarki było obciążone pylicami płuc, ubytkiem słuchu lub przewlekłymi chorobami obwodowego układu nerwowego. Niewiele lepsza sytuacja była udziałem pracowników z sektora opieki zdrowotnej i pomocy społecznej (32,9), którzy najczęściej byli ofiarami chorób zakaźnych lub pasożytniczych, a także chorób skóry oraz pracowników z sektora edukacji (31,3) cierpiących na przewlekłe choroby narządu głosu. Najmniejsze prawdopodobieństwo narażenia na czynniki uciążliwe i szkodliwe dla zdrowia związane było z wykonywaniem pracy w informacji i komunikacji (1,0), finansach i ubezpieczeniach, na rynku nieruchomości oraz w administrowaniu i działalności wspierającej (po 1,8). Podany współczynnik zapadalności na choroby zawodowe dotyczył 2010 r., jednak w całym analizowanym okresie nie podlegał dużym wahaniom, dzięki czemu dobrze obrazuje sytuację w Polsce.

Układ przestrzenny zachorowań na choroby zawodowe w Polsce również wykazuje duże zróżnicowanie (wykr. 4), co wynika z rodzaju produkcji dominującej w danym województwie, a tym samym wpływa na liczbę ludności narażonej na czynniki szkodliwe.

Najwyższą wartość tego współczynnika odnotowano w woj. śląskim, gdzie w 2010 r. było 79,7 chorego na 100 tys. zatrudnionych. Zarejestrowane tam choroby zawodowe w postaci pylic płuc, ubytku słuchu, chorób narządu głosu czy układu nerwowego miały ścisły związek z wysokim udziałem zatrudnienia w górnictwie i wydobywaniu oraz edukacji. Drugim województwem co do wielkości analizowanego wskaźnika (52,0) było woj. podlaskie, w którym dominowały choroby zakaźne i pasożytnicze oraz choroby narządu głosu, co mogło wynikać z dużej liczby zatrudnionych w edukacji lub opiece zdrowotnej i pomocy społecznej. Równie niepokojąca sytuacja występowała w województwach zachodniopomorskim (39,6), w którym zatrudnieni najczęściej cierpieli z powodu chorób zakaźnych lub pasożytniczych bądź ubytku słuchu oraz w małopolskim (38,8), gdzie również najczęściej rejestrowano choroby zakaźne, układu nerwowego oraz pylice.

Z kolei województwami o najniższej wartości współczynnika zapadalności na choroby zawodowe były mazowieckie, łódzkie i podkarpackie, w przypadku których wskaźnik wynosił odpowiednio 9,7; 10,0 i 12,1. W woj. łódzkim najwyższy udział miały choroby narządu głosu. Zarówno w woj. łódzkim, jak i w woj. mazowieckim licznie występowały pylice płuc charakterystyczne dla przetwórstwa przemysłowego, zaś we wszystkich trzech województwach — choroby zakaźne i pasożytnicze.

KOSZTY ŚWIADCZEŃ Z TYTUŁU CHOROÓB ZAWODOWYCH

Nieodpowiednie warunki pracy pociągają za sobą powstawanie bardzo wysokich kosztów związanych ze zwiększonym zapotrzebowaniem na usługi medyczne oraz wypłatą różnego rodzaju świadczeń, takich jak: zasiłek chorobowy, świadczenie rehabilitacyjne, zasiłek wyrównawczy, jednorazowe odszkodowanie, renta z tytułu niezdolności do pracy (w tym szkoleniowa), renta rodzinna, dodatek pielęgnacyjny, dodatek do renty rodzinnej w przypadku sieroty zupełnej, pokrycie kosztów leczenia z zakresu stomatologii i szczepień ochronnych oraz zaopatrzenia w przedmioty ortopedyczne w zakresie określonym ustawą. Znaczna część kosztów następstw niewłaściwych warunków pracy ponoszona jest przez wszystkich podatników w kraju. Są to koszty, które w toku ewolucji systemów socjalnych różnych państw przenoszono z poszkodowanych i pracodawców na pozostałych obywateli. Koszty te są zatem w dużym stopniu kosztami ukrytymi i dlatego najmniej uświadamianymi przez społeczeństwo (Rzepecki, 2007).

W 2010 r. świadczenia z tytułu wypadków przy pracy i chorób zawodowych wyniosły ok. 81 mln zł, z czego 11% stanowiły wypłaty z tytułu chorób zawodowych. Najwięcej świadczeń wypłacono osobom, których stan zdrowia pogorszył się na skutek wykonywania pracy w przetwórstwie przemysłowym oraz górnictwie. Przeciętna wysokość świadczenia z tytułu chorób zawodowych w 2010 r. wyniosła 7060 zł, zaś jego najwyższa wartość, sięgająca 10 tys. zł, była wypłacona w górnictwie. Najniższe świadczenie odnotowano w działalności administracyjnej i wspierającej (2 tys. zł) oraz w informacji i komunikacji (2350 zł).

MIERNIKI KONCENTRACJI PRZESTRZENNEJ CHORÓB ZAWODOWYCH

Rozkład zapadalności na choroby zawodowe jest w Polsce bardzo zróżnicowany. Przyczyny takiego stanu rzeczy należy upatrywać w wielu czynnikach. Ich skala zależy m.in. od wielkości województwa, liczby aktywnych zawodowo czy charakteru działalności gospodarczej. Analiza stopnia nierównomierności zachorowań na choroby zawodowe może stanowić podstawę do podjęcia działań zmierzających do ograniczenia ich liczby, jak również oceny działań już podjętych.

Miarą stopnia zróżnicowania rozkładu danej zmiennej są mierniki koncentracji. Zjawisko koncentracji wyraża się w skupieniu znacznego odsetka wartości badanej cechy w stosunkowo niewielkim odsetku jednostek zbiorowości. W przypadku gdy w gospodarce występuje podział równomierny, czyli gdy wszystkie jednostki mają jednakową wartość analizowanej cechy, mówimy o braku koncentracji. Najpowszechniejszym miernikiem tej statystycznej wielkości jest współczynnik koncentracji oparty na krzywej Lorenza (Antczak, Żółtaszek, 2009).

Należy zwrócić uwagę, że klasyczne miary nie uwzględniają relacji przestrzennych zachodzących pomiędzy badanymi obiektami. W rzeczywistości gospodarczej zachodzi jednakże wiele interakcji i poziom cechy występującej w danym regionie może być determinowany przez jej poziom w regionach sąsiadujących. Dodatkowo, jednostki administracyjne są zróżnicowane pod względem wielkości obszaru czy liczby ludności, zatem analizowana cecha może przyjmować wyższą wartość w regionach o większej powierzchni. W celu kontroli (redukcji) efektu zróżnicowanej wielkości regionów, czyli prowadzenia analizy w warunkach porównywalności obserwacji, w analizach przestrzennych należy zastosować drugą zmienną — Z , tj. zmienną wagową (Suchecki, Antczak, 2010).

Podstawą konstrukcji większości mierników koncentracji oraz przestrzennej krzywej Lorenza są współczynniki lokalizacji (*Location Quotient* — LQ), zwane także współczynnikami swoistości lub indeksami koncentracji.

Są one opisane wzorem:

$$LQ_r^i = \frac{u_r^i}{w_r} = \frac{x_{ri}/x_{\bullet i}}{z_r/z_{\bullet}} \quad (2)$$

gdzie:

$u_r^i = \frac{x_{ri}}{x_{\bullet i}}$ — udział indywidualnej obserwacji dla r -tego regionu w wartości całkowitej i -tej kategorii przekrojowej,

$w_r = \frac{z_r}{z_{\bullet}}$ — udział zmiennej wagowej (referencyjnej) dla r -tego regionu w sumie wartości tej zmiennej.

W literaturze przedmiotu można spotkać wiele różnych mierników koncentracji przestrzennej. W zestawieniu przedstawiono kilka najczęściej wykorzystywanych.

ZESTAWIENIE MIERNIKÓW KONCENTRACJI PRZESTRZENNEJ

Mierniki	Wzory mierników	Zakres
Lokacyjny Indeks Giniego (<i>LGI</i>)	$LGI = \frac{\Delta}{4LQ_i}$ gdzie $\Delta = \frac{1}{R(R-1)} \sum_{r=1}^R \sum_{m=1}^R LQ_{ri} - LQ_{mi} $	[0; 0,5]
Indeks Giniego (<i>GINI</i>)	$G_i^* = \frac{2}{R^2 (LQ_i)} \sum_{r=1}^R LQ_r^i - LQ^i $	[0; 1]
Indeks Herfindahla-Hirschmana (<i>HHI</i>)	$H_i^* = \frac{1}{R} \sum_{r=1}^R \left[w_r \left(\frac{u_r^i}{w_r} \right)^2 \right] = \frac{1}{R} \sum_{r=1}^R \left[w_r (LQ_r^i)^2 \right]$	[1/n; 1], gdzie n — liczba wszystkich regionów
Indeks <i>Isarda</i>	$I_i^* = \frac{1}{2} \cdot \sum_{r=1}^R u_r^i - w_r = \frac{1}{2} \cdot \sum_{r=1}^R w_r LQ_r^i - 1 $	[odwrotność udziału najmniejszego regionu lub odwrotność liczby wszystkich regionów; 1]
Indeks <i>Theila</i>	$T_i^* = \sum_{r=1}^R u_r^i \log \left(\frac{u_r^i}{w_r} \right) = \sum_{r=1}^R u_r^i \log (LQ_r^i)$	[0; $N \ln(N)$] lub [0; $\ln(N)$]
<i>GE(2)</i>	$GE(2)_i = \frac{1}{2} \sum_{r=1}^R \left[w_r (LQ_r^i)^2 - 1 \right]$	$0 \leq GE(2)_s \leq \frac{1}{2}(N-1)$
Chi-kwadrat (<i>Chi-kw</i>)	$Chi-kw_i^* = \sum_{r=1}^R \frac{(u_r^i - w_r)^2}{w_r} = \sum_{r=1}^R u_r^i (LQ_r^i - 1)^2$	[0; $1/w_1 - 1$]

Źródło: opracowanie własne na podstawie publikacji: Suchecki B., Antczak E. (2010); Jackowicz K., Kowalewski O. (2001 i 2002); Marcinkowska i in. (2008).

Większość z mierników koncentracji przyjmuje wartości ze z góry ustalonych przedziałów, w których wartość minimalna najczęściej wynosi 0, natomiast maksymalna — 1. W takich przypadkach wynik równy 0 oznacza równomierny rozkład cechy, zaś 1 — całkowitą koncentrację danego zjawiska w regionie. Jest to interpretacja odpowiednia m.in. w przypadku indeksu *GINI*. Ze względu na zróżnicowaną konstrukcję oraz odmienne właściwości, zakresy przyjmowanej wartości pozostałych mierników są różne (tabl. 1).

Wartość *LGI* zawiera się w przedziale [0; 0,5]. W przypadku gdy badana cecha jest całkowicie zlokalizowana w jednym regionie przyjmuje on wartość 0,5. Z kolei wartość współczynnika 0 osiągana jest w przypadku, gdy rozkład struk-

tury chorób zawodowych w j -tym regionie jest identyczny z ich rozkładem w kraju.

Wskaźnik *HHI* przyjmuje wartości od $1/n$ (w przypadku równomiernego rozkładu cechy) do 1 w sytuacji doskonałej koncentracji wartości cechy. Z konstrukcji wskaźnika wynika, że w pomiarze za jego pomocą największy wpływ na otrzymane wyniki mają podmioty o wysokich udziałach w łącznej wartości cechy (Jackowicz, Kowalewski, 2001 i 2002).

W przypadku indeksu *Isarda*, tak jak i w indeksie *HHI* górny przedział wartości wynosi 1 (gdy wszystkie jednostki należące do danej cechy/grupy zlokalizowane są w jednym regionie), natomiast przedział dolny równy jest odwrotności udziału najmniejszego regionu dla pierwszego i odwrotności liczby regionów dla ostatniego. Oznacza to, że zakres wartości tego wskaźnika zależy od sposobu podziału przestrzennego (Combes i in., 2008). Indeksy *Theila* i *GE(2)* są oparte na miarach entropii i wywodzą się z fizyki. Ogólna miara oparta na koncepcji entropii ma postać:

$$GE(\alpha) = \frac{1}{\alpha^2 - \alpha} \left\{ \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(\frac{y_i^e}{y^e} \right)^\alpha - 1 \right\} \quad (3)$$

gdzie α — parametr oznaczający wagę nadawaną obserwacjom w różnych zakresach rozkładu. Może być on dowolną liczbą rzeczywistą, przy czym jego wartość neutralna wynosi 1.

Indeks *Theila* osiąga wartość minimalną równą 0, w przypadku gdy rozkład cechy jest równomierny, a więc każdy z podmiotów ma udział równy $1/n$. Z kolei gdy rozkład cechy jest skrajnie asymetryczny, pierwszy czynnik jest równy N , drugi $\ln(N)$ i indeks przyjmuje wartość maksymalną, wynoszącą $N \ln(N)$, zatem maksymalna wartość indeksu nie jest z góry ustalona i zależy od wielkości próby.

Kolejnym indeksem opartym na miarach entropii jest indeks *GE(2)*. W przypadku równomiernego rozkładu analizowanej cechy jego wartość jest równa zero. Z kolei wzrost jego wartości oznacza zwiększenie nierównomierności rozkładu cechy. Wartości $\alpha < 1$ powodują, że miara *GE(2)* jest bardziej podatna na zmiany cechy w dolnej części rozkładu, zaś $\alpha > 1$ zwiększają jej wrażliwość w górnej części rozkładu. Wzrost parametru α oznacza zwiększanie się stopnia nierównomierności (Brühlhart, Traeger, 2005), natomiast indeks *Chi-kw* pokazuje, w jakim stopniu grupy chorób zawodowych koncentrują się w regionach w odniesieniu do średniej krajowej, przy czym jego wartość równa zero oznacza równomierny rozkład cechy. Wadą tego indeksu jest wrażliwość na wysokie skrajne wartości.

Analizę zjawiska koncentracji przestrzennej zapadalności na choroby zawodowe rozpoczęto od obliczenia wartości LQ według województw i grup chorób (tabl. 1).

TABL. 1. WARTOŚCI WSPÓŁCZYNNIKÓW LQ ZE WZGLĘDU NA KONCENTRACJĘ PRZESTRZENNĄ ZAPADALNOŚCI NA CHOROBY ZAWODOWE WEDŁUG ICH GRUP I WOJEWÓDZTW W 2010 R.

Województwa	Choroby						
	układu oddechowego	układów ruchu i nerwowego	przewlekłe narządu głosu	skóry	zakaźne, pasożytnicze lub ich następstwa	ubytku słuchu	inne (w tym alergie i nowotwory złośliwe)
P o l s k a	0,50	0,96	1,22	1,46	1,53	0,87	0,97
Dolnośląskie	0,66	2,42	0,83	0,76	1,24	0,25	0,97
Kujawsko-pomorskie	0,09	1,02	1,69	0,88	2,09	0,88	0,34
Lubelskie	0,72	0,68	2,07	2,46	1,26	0,07	0,85
Lubuskie	0,20	0,90	1,83	1,07	1,86	0,53	1,02
Łódzkie	0,94	0,75	1,67	3,55	0,67	0,29	1,48
Małopolskie	0,59	2,08	1,00	0,94	0,58	0,96	2,44
Mazowieckie	0,77	1,00	0,76	1,23	1,50	0,33	1,53
Opolskie	0,23	0,21	1,06	1,24	2,25	0,41	1,77
Podkarpackie	0,06	1,59	0,72	1,04	1,90	1,21	1,00
Podlaskie	0,06	0,16	0,57	0,24	3,50	0,16	0,11
Pomorskie	0,28	0,57	0,84	1,13	0,51	4,97	0,36
Śląskie	2,07	0,67	0,48	0,45	0,14	1,14	0,86
Świętokrzyskie	0,70	0,90	0,68	5,33	1,01	0,33	1,59
Warmińsko-mazurskie	0,16	0,88	0,22	1,62	3,00	0,11	0,15
Wielkopolskie	0,41	0,77	4,71	0,35	0,47	0,98	0,41
Zachodniopomorskie ...	0,05	0,75	0,31	1,10	2,56	1,28	0,61

Ź r ó d ł o: obliczenia własne na podstawie danych GUS oraz IMP.

Wartości współczynników obliczone według województw wskazują na znaczne różnice. Porównując współczynniki lokalizacji (zwane także współczynnikami swoistości) ogółem w Polsce można zauważyć, że zróżnicowanie w zapadalności na choroby zawodowe jest najmniejsze w przypadku chorób układu oddechowego (0,50), a największe chorób skóry oraz zakaźnych i pasożytniczych (1,46 i 1,53), gdzie mamy do czynienia z największymi różnicami w wartościach współczynników wojewódzkich. Do województw o najwyższym poziomie zapadalności na choroby skóry zalicza się województwa:

świętokrzyskie (5,33), łódzkie (3,55), lubelskie (2,46) oraz warmińsko-mazurskie (1,62). W przypadku chorób zakaźnych, pasożytniczych i ich następstw, województwami o najwyższym poziomie zachorowalności były: małopolskie (2,44), opolskie (1,77), mazowieckie (1,53), świętokrzyskie (1,59) oraz łódzkie (1,48).

Wyniki obliczeń indeksów koncentracji przestrzennej siedmiu grup chorób zawodowych potwierdza zaobserwowane zróżnicowanie lokalizacji i skoncentrowanie zapadalności na choroby zawodowe (tabl. 2, wyk. 5).

TABL. 2. WARTOŚCI INDEKSÓW KONCENTRACJI PRZESTRZENNEJ ZAPADALNOŚCI NA CHOROBY ZAWODOWE WEDŁUG ICH GRUP W 2010 R.

Mierniki	Choroby						
	układu oddechowego	układów ruchu i nerwowego	przewlekłe narządu głosu	skóry	zakaźne, pasożytnicze lub ich następstwa	ubytku słuchu	inne (w tym alergię i nowotwory złośliwe)
<i>LGI</i>	0,26	0,17	0,21	0,22	0,19	0,28	0,19
<i>GINI</i>	0,70	0,41	0,48	0,60	0,45	0,73	0,51
<i>HHI</i>	0,10	0,09	0,12	0,12	0,12	0,12	0,09
<i>Isarda</i>	0,37	0,23	0,30	0,28	0,40	0,26	0,23
<i>Theila</i>	0,15	0,07	0,14	0,13	0,19	0,15	0,08
<i>GE(2)</i>	0,32	0,18	0,48	0,45	0,46	0,48	0,20
<i>Chi-kw</i>	0,86	0,66	3,64	3,50	1,81	3,86	0,65

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS oraz IMP.

Najwyższe wartości każdego z mierników otrzymano w zakresie ubytku słuchu oraz chorób zakaźnych i pasożytniczych, a najniższe dla chorób układu ruchu i układu nerwowego. Wysokie wartości współczynników korelacji np. indeksów *GINI* i *LGI*, *GE(2)* i *HHI*, *Chi-kw* i *HHI* czy *Theila* i *Isarda* wskazują, że otrzymujemy bardzo podobne wyniki koncentracji chorób. Z kolei niskie wartości współczynnika korelacji wskazują, że wnioskując na podstawie różnych indeksów mierzących tę samą cechę możemy otrzymać różne wyniki.

TABL. 3. WSPÓŁCZYNNIKI KORELACJI LINIOWEJ MIĘDZY WARTOŚCIAMI SIEDMIU MIERNIKÓW KONCENTRACJI PRZESTRZENNEJ ZAPADALNOŚCI NA CHOROBY ZAWODOWE WEDŁUG ICH GRUP W 2010 R.

Mierniki	<i>LGI</i>	<i>GINI</i>	<i>HHI</i>	<i>Isarda</i>	<i>Theila</i>	<i>GE(2)</i>	<i>Chi-kw</i>
<i>LGI</i>	1	x	x	x	x	x	x
<i>GINI</i>	0,965	1	x	x	x	x	x
<i>HHI</i>	0,392	0,243	1	x	x	x	x
<i>Isarda</i>	0,183	0,096	0,420	1	x	x	x
<i>Theila</i>	0,457	0,324	0,786	0,852	1	x	x
<i>GE(2)</i>	0,482	0,326	0,991	0,463	0,823	1	x
<i>Chi-kw</i>	0,466	0,336	0,880	-0,018	0,447	0,871	1

Źródło: obliczenia własne.

Przyczyną takiej sytuacji może być fakt, że w zbiorze danych dotyczących liczby zachorowań na choroby zawodowe wystąpiła nietypowa wartość, która zdecydowanie bardziej niż inne odchyła się od średniej. Wpływa to na zróżni-

cowanie wartości poszczególnych mierników koncentracji, a tym samym tłumaczy niską wartość współczynników korelacji liniowej między wybranymi miernikami koncentracji.

Każdy z mierników ma odmienne właściwości. Przykładowo, indeks *HHI* oraz indeksy typu *Chi-kw*, gdzie miara specyfiki regionalnej (*LQ*) działa w postaci kwadratu, są bardziej czułe na obecność regionów mających silną nadreprezentację (tzn. kiedy miary *LQ*, mają wysokie wartości) w porównaniu z indeksami *Isarda*, gdzie współczynniki lokalizacji działają w sposób liniowy. Te mierniki są bardziej czułe od indeksu *Theila*, gdzie współczynniki *LQ*, działają w sposób logarytmiczny.

Różnice pomiędzy indeksami nie są jedynymi źródłami niepewności w analizie alokacji przestrzennej. W efekcie, oprócz wyboru jednego z indeksów, mierzenie koncentracji w danych przestrzennych oparte jest na wyborze jednej, szczególnej reprezentacji przestrzennej (często „obszarowej”) i serii danych referencyjnych *Z*, z których wyznaczane są wagi odpowiadające każdemu regionowi. Jeden i drugi wybór może powodować duże różnice w oszacowaniu koncentracji przestrzennej.

Podsumowanie

Dane statystyczne dotyczące chorób zawodowych oraz analiza dynamiki tych zjawisk na tle podstawowych makroekonomicznych wskaźników gospodarczych rejestrowanych w Polsce w badanym okresie świadczą o poprawie sytuacji. W dalszym ciągu jednak potrzebne są działania prewencyjne polegające na wprowadzaniu nowych rozwiązań legislacyjnych, badawczych i kontrolnych w skali kraju oraz odpowiednich działań technicznych i organizacyjnych w każdym przedsiębiorstwie. Niestety, na skutek prowadzenia coraz szerszej profilaktyki zdrowotnej wzrastają również koszty działań prewencyjnych i uzyskanie postępu jest relatywnie trudniejsze do osiągnięcia. Założenie takie wiąże się więc z koniecznością odpowiedzi na pytanie, czy ponoszone nakłady na działania prewencyjne są adekwatne do osiągniętych korzyści.

W projekcie *Narzędzia oceny i analizy priorytetów zdrowotnych w sektorze ochrony zdrowia* wyróżniono bezpośrednie i pośrednie korzyści wynikające z realizacji programów zdrowotnych. Korzyści bezpośrednie można przedstawić w jednostkach monetarnych — obejmują wydatki na opiekę zdrowotną i związane z nią świadczenia (zasiłki chorobowe, renty z tytułu niezdolności do pracy, zasiłki pogrzebowe), których udałooby się uniknąć w rezultacie wdrożenia danego programu. Są one związane ze zmniejszeniem wydatków na zapobieganie, leczenie, rehabilitację, badania, szkolenia i inwestycje kapitałowe. Korzyści pośrednie autorzy projektu przedstawiają natomiast jako potencjalny wzrost zarobków lub produktywności, który nie byłby możliwy bez implementacji danego programu zdrowotnego i wynika z poprawy wydajności i jakości pracy. Korzyści pracownika — pacjenta to, obok lepszego samopoczucia fizycznego,

także lepsze samopoczucie psychiczne i społeczne, wynikające z niewystępowania zagrożenia zdrowia, a więc stanowią wartość dla całego społeczeństwa.

Podstawowym zadaniem programu poprawy bezpieczeństwa i warunków pracy w latach 2011—2013³ jest opracowanie innowacyjnych rozwiązań organizacyjnych i technicznych oraz rozwój nowych wyrobów i technologii, które zostaną wykorzystane do ograniczenia liczby zatrudnionych w warunkach, w których są oni narażeni na oddziaływanie czynników niebezpiecznych, szkodliwych i uciążliwych dla zdrowia. Ma to na celu ograniczenie m.in. chorób zawodowych i związanych z tym strat ekonomicznych i społecznych. Przewiduje się, że w ciągu 5 lat od zakończenia realizacji programu nastąpi:

- zmniejszenie o 30% liczby zatrudnionych w warunkach, w których narażeni są oni na działanie czynników niebezpiecznych, szkodliwych i uciążliwych;
- zmniejszenie co najmniej o 25% obciążeń Funduszu Ubezpieczeń Społecznych bezpośrednimi wydatkami z funduszu ubezpieczenia wypadkowego;
- zmniejszenie co najmniej o 1% rocznie całkowitych społecznych kosztów wypadków przy pracy, w tym śmiertelnych i ciężkich oraz chorób zawodowych.

Potrzeba realizacji takich programów wynika z konieczności wykonania przez Polskę zadań zawartych w dokumentach międzynarodowych i krajowych określających zadania państwa w tej dziedzinie, ale przede wszystkim jest skutkiem oceny stanu bezpieczeństwa i higieny pracy w naszym kraju.

mgr Aneta Staszek, mgr Anna Weszczak — BRE Bank S.A.

LITERATURA

Analiza dotycząca chorób zawodowych w latach 2005—2007 (2009), Pracownia Badań i Doradztwa „Re-Source” Korczyński Sarapata sp. j., Poznań

Antczak E., Żółtaszek A. (2009), *Mierniki koncentracji przestrzennej w analizie aktywności ekonomicznej ludności w Polsce*, [w:] *Klasyfikacja i analiza danych — teoria i zastosowania*, „Taksonomia nr 16. Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu”, nr 47

Bochenek T., Ryś A., Topór-Mądry R. (1997), *Słownik polsko-angielski terminów farmakoepidemiologicznych i farmakoekonomicznych*, Szkoła Zdrowia Publicznego Collegium Medicum Uniwersytetu Jagiellońskiego

Brühlhart M., Traeger R. (2005), *An account of geographic concentration patterns in Europe*, „Regional Science & Urban Economics”, No. 35

Combes P. P., Mayer T., Thisse J. F. (2008), *Economic Geography: The Integration of Regions and Nations*, Princeton University Press

Hanke W., Szeszenia-Dąbrowska N., Szymczak W. (2002), *Choroby zawodowe — epidemiologiczna ocena sytuacji w Polsce*, „Medycyna Pracy”, nr 53

³ <http://www.mpips.gov.pl>.

- Jackowicz K., Kowalewski O. (2001 i 2002), *Koncentracja działalności sektora bankowego w Polsce w latach 1994—2000*, praca wykonana w ramach projektu badawczego Nr 5 H02C 041 21 finansowanego przez Komitet Badań Naukowych w latach 2001 i 2002
- Marcinkowska I., Ruzik A., Strawiński P., Walewski M. (2008), *Badanie struktury i zmian rozkładu wynagrodzeń w Polsce w latach 2000—2006*, Ministerstwo Pracy i Polityki Społecznej
- Rzepecki J. (2007), *Ekonomiczne aspekty kształtowania warunków pracy*, „Bezpieczeństwo pracy”, nr 12
- Studenski R. (1996), *Organizacja bezpieczeństwa pracy w przedsiębiorstwie*, Wydawnictwo Politechniki Śląskiej, Gliwice
- Suchecki B., Antczak E. (2010), *Koncentracja i specjalizacja w przestrzennych analizach ekonomicznych*, [w:] Suchecki B. (red.), *Ekometria przestrzenna. Metody i modele analizy danych przestrzennych*, Wydawnictwo C. H. Beck, Warszawa
- Szeszenia-Dąbrowska N., Wilczyńska U., Szymczak W. (2004—2011), *Choroby zawodowe w Polsce...*, IMP, Łódź

SUMMARY

This paper presents the status, structure, and dynamics of occupational diseases, as well as the occurrence of spatial inequalities and concentration of the surveyed phenomenon in Poland. The analysis was conducted by voivodships and groups of diseases, using measures of spatial concentration.

The study drew attention to the organizational innovation and technical development of new products and technologies that have an impact on reducing the number of employees in hazardous conditions.

РЕЗЮМЕ

Статья представляет положение, структуру и динамику профессиональных заболеваний, а также возникновение пространственного неравенства и концентрации обследуемого явления в Польше. Анализ проводился по воеводствам и группам заболеваний с использованием пространственных измерителей концентрации.

Статья обращает внимание на вопрос инновационных решений в области организации и техники, а также на развитие новых продуктов и технологий, которые оказывают влияние на ограничение числа занятых в опасных условиях.

Adam BASZYŃSKI

Transformacja sektora bankowego w krajach Europy Środkowej, Wschodniej i Południowo-Wschodniej¹

Rozwój bezpiecznych ukierunkowanych rynkowo sektorów bankowych miał istotne znaczenie w transformacji od gospodarki planowej do rynkowej. Banki w gospodarce rynkowej pełnią istotne funkcje: rozliczają płatności pieniężne, kreują pieniądź, gromadzą oszczędności i efektywnie przekształcają je w inwestycje, co korzystnie wpływa na wzrost gospodarczy. Jednak pomimo trwających przeobrażeń zakres pośrednictwa bankowego w europejskich krajach transformujących się pozostaje relatywnie niewielki, a funkcjonowanie rynku usług bankowych jest przedmiotem krytyki. Rodzi się zatem pytanie, czy przeprowadzone reformy rynku usług bankowych były wystarczającym bodźcem do rozwoju sektora bankowego na miarę potrzeb rozwiniętej gospodarki rynkowej?

Większość krajów transformujących się wdrożyła zbliżone procedury przekształceń sektora bankowego oparte na wytycznych tzw. konsensusu waszyngtońskiego, czyli kanonu polityki gospodarczej Międzynarodowego Funduszu Walutowego (IMF — International Monetary Fund) i Banku Światowego (WB — World Bank)². Miały one na celu przekształcenie systemu monobankowego w zorientowany rynkowo dwuszczeblowy sektor bankowy.

Celem artykułu jest ocena rozwoju sektorów bankowych w krajach Europy Środkowej, Wschodniej i Południowo-Wschodniej (CESEE — Central, Eastern and Southern Europe) w latach 1990—2011. Na podstawie indeksów reform oraz wskaźników makroekonomicznych dokonano oceny przekształceń sektorów bankowych na poziomie zagregowanym.

W części empirycznej opracowania wykorzystano dane instytucji finansowych Unii Europejskiej (UE) z opracowań *Transition Report...* (2012) oraz *World...* (2012). W analizie wykorzystano dane na temat postępu reform bankowych oraz zakresu pośrednictwa finansowego w krajach CESEE. Postęp reform oceniono za pomocą indeksów reform bankowych i przedsiębiorstw,

¹ Artykuł powstał przy finansowym wsparciu Narodowego Centrum Nauki w ramach funduszy przyznanych na realizację projektu badawczego pt. *Państwo wobec wolności gospodarczej. Teoria i praktyka transformacji*.

² Fries S., Taci A. (2002), s. 1.

będących efektem opracowania przez ekspertów Europejskiego Banku Odbudowy i Rozwoju (EBRD — European Bank for Reconstruction and Development), oraz współczynnika udziału sektora prywatnego w aktywach banków. Poziom pośrednictwa finansowego obliczono na podstawie wartości kredytu w stosunku do PKB. W części analizy poświęconej reformom bankowym posłużono się polem powierzchni trójkąta postępu reform bankowych. W analizie skali pośrednictwa finansowego przyjęto metodę odległości od wzorca.

Trójkąt postępu reform bankowych jest modelem zastosowanym przez S. Friesa i A. Taci³, będącym próbą określenia kryteriów oceny reform bankowych. Wierzchołki trójkąta wskazują skrajne wartości mierników reform: indeksów reform bankowych i przedsiębiorstw oraz wskaźnika udziału banków prywatnych w aktywach sektora bankowego. Pole powierzchni tak otrzymanego trójkąta stanowić może relatywną miarę postępu reform rynku usług bankowych. Powiększanie się pola powierzchni trójkąta oznacza postęp w zakresie reform, natomiast zmniejszanie — regres.

Metoda odległości od wzorca, będąca sposobem liniowego porządkowania zbioru obiektów⁴, opiera się na zmiennych syntetycznych, w stosunku do których ustala się wzorzec, czyli obiekt modelowy charakteryzujący się pożądanymi cechami. Według T. Panka: *W metodach wzorcowych zakładamy istnienie obiektu wzorcowego, w którym zmienne wejściowe przyjmują optymalne wartości. Wartości zmiennych wejściowych dla obiektu wzorcowego mogą być ustalane na podstawie ogólnie przyjętych norm, opinii ekspertów oraz na podstawie obserwacji ich wartości w porządkowanych obiektach*⁵.

Obliczając dystans w zakresie wybranych wskaźników należy wybrać wzorzec, w tym wypadku kraj, spełniający określone cechy. Możliwe jest posłużenie się wirtualnym krajem, który łączy najwyższe możliwe wartości indeksów bądź takim, który łączy najkorzystniejszą faktycznie osiągniętą wartość indeksów lub krajem (względnie grupą państw) odnotowującym przeciętnie najlepszą wartość wskaźników. Na potrzeby tego badania przyjęto jako wzorzec wartość wskaźników osiąganą przez kraje na danym poziomie rozwoju.

Struktura artykułu jest następująca: po wprowadzeniu omówiono warunki początkowe implementacji reform bankowych, następnie przedstawiono i omówiono empirię badania, ostatnią część pracy poświęcono syntetycznym wnioskom na temat rezultatów dotychczasowej przebudowy sektorów bankowych w krajach CESEE.

WARUNKI POCZĄTKOWE IMPLEMENTACJI REFORM BANKOWYCH

Na początku transformacji wprowadzono kluczowe reformy rynku usług bankowych: ustanowiono dwuszczeblowy system bankowy, zniesiono sektorowe ograniczenia dotyczące wyspecjalizowanych banków, dopuszczono prywatną

³ Fries S., Taci A. (2002), s. 4—8.

⁴ Szerzej Panek T. (2009), s. 57—104.

⁵ Panek T. (2009), s. 58.

własność w bankach komercyjnych, umożliwiono dostęp do rynku bankom zagranicznym i spółkom *joint venture*, zliberalizowano politykę licencyjną w zakresie działalności bankowej oraz dostosowano ramy prawne i nadzór bankowy do warunków gospodarki rynkowej⁶.

Transformacja gospodarcza spowodowała szereg trudnych zmian w początkowej fazie działania instytucji kredytowych. W literaturze przedmiotu panuje względna zgoda co do źródeł problemów w sektorach bankowych. Wymienia się wśród nich: szok zewnętrzny, warunki makroekonomiczne, proces transformacyjny, niedostatki w zakresie nadzoru i ustawodawstwa oraz słaby nadzór wewnętrzny⁷. Zdaniem S. Barisitz na sektory bankowe negatywnie wpłynęły następujące czynniki:

- banki nie otrzymywały zatwierdzonego centralnie planu kredytowego, otrzymując większą swobodę w prowadzeniu działalności. Jednocześnie cierpiały z powodu braku umiejętności działania w środowisku rynkowym oraz braku ładu korporacyjnego;
- recesja transformacyjna⁸ oraz upadek handlu zagranicznego w ramach RWPG przyczyniły się do kryzysu w funkcjonowaniu sektora bankowego. Rozpad Związku Radzieckiego i Jugosławii wywołał dalsze zakłócenia w handlu pomiędzy republikami;
- ze względu na głębokie zmiany, państwowe instytucje kredytowe odziedziczyły po starym systemie znaczną ilość kredytów niskiej jakości (w mniejszym stopniu dotyczyło to banków prywatnych);
- braki w zakresie podstaw prawnych i nadzoru bankowego, częściowo odziedziczone w wyniku późnych reform socjalistycznych, w połączeniu z ogólnym osłabieniem rządów prawa wynikających z przekształceń ustrojowych, zwiększyły możliwości korupcji, użycia poufnych informacji i defraudacji w niektórych krajach⁹.

Na funkcjonowanie tworzących się systemów bankowych wpływał negatywnie szok zewnętrzny. Najpoważniejszym z nich, który objął wszystkie kraje CESEE, było załamanie się handlu zagranicznego po rozwiązaniu ZSRR i RWPG. Niektóre z krajów doświadczyły specyficznego negatywnego szoku zewnętrznego, np. banki krajów bałtyckich straciły dostęp do części swoich aktywów po rozpadzie Związku Radzieckiego. Podobnie w bilansach banków Chorwacji i Słowenii pojawiły się braki po zablokowaniu ich kont w Narodowym Banku Jugosławii, co było represją za proklamowanie suwerenności.

⁶ Schardax F., Reininger T. (2001), s. 30.

⁷ Zoli E. (2001), s. 5 i 6; Fleming A., Talley S. (1996), s. 3—7.

⁸ Termin wprowadzony przez J. Kornaia (1994), s. 41 do opisu drastycznego spadku produkcji w pierwszych latach transformacji.

⁹ Barisitz S. (2008), s. 19.

ZESTAWIENIE DANYCH CHARAKTERYZUJĄCYCH WARUNKI POCZĄTKOWE REFORM BANKOWYCH WEDŁUG KRAJÓW CESEE

K r a j e	Transformacja sektora bankowego				Destabilizacja makroekonomiczna							
	Początek transformacji	ustanowienie dwuszczeblowego sektora bankowego	data korekty legislacyjnej	występowanie kryzysu bankowego w latach 90. XX w.	czas trwania recesji transformacyjnej w latach	rok, w którym poziom PKB osiągnął minimum	najniższy poziom PKB (rok osiągnął wartość sprzed transformacji = 100)	rok, w którym poziom PKB osiągnął wartość sprzed transformacji	rok, w którym stopa bezrobocia osiągnęła maksimum	najwyższy poziom stopy bezrobocia w %	rok, w którym inflacja osiągnęła maksimum	najwyższy poziom inflacji w %
ALB	1991	kwiecień 1992	lipiec 1998	.	3	1992	66,8	1999	1992	24,4	1992	226,0
BGR	1991	1987—1990 ^b	maj 1990	90, 94, 96	4	1997	72,2	2005	1994	18,6	1997	1082,0
BIH ^a	1991	styczeń 1996	kwiecień 1999	.	4	1993	17,6	2007
BLR	1992	grudzień 1990	nd	.	6	1995	66,1	2003	1996	3,9	1994	2221,0
CZE	1991	styczeń 1990	styczeń 1990	96	3	1992	88,0	2000	1993	4,3	1991	52,0
EST	1992	styczeń 1992	kwiecień 1993	92, 98	5	1994	77,0	2000	1996	10,0	1992	1076,0
HRV ^a	1990	październik 1993	listopad 1995	98	4	1993	59,5	2006	1993	14,8	1993	1517,5
HUN	1990	styczeń 1987	styczeń 1987	91, 97	4	1993	81,9	2000	1993	11,9	1991	35,0
LTU	1992	wrzesień 1992	styczeń 1995	92, 95, 96	5	1994	59,5	2004	1995	17,5	1992	1020,5
LVA	1992	maj 1992	październik 1995	92, 94, 95	3	1993	55,5	2005	1996	20,5	1992	951,2
MDA	1992	styczeń 1991	styczeń 1996	.	7	1999	86,4	2002	1999	11,1	1999	39,3
MKD ^a	1990	kwiecień 1992	kwiecień 1996	94	6	1995	70,9	2008	1995	35,6	1992	1664,4
MNE ^a	1991	październik 1997	czerwiec 2002	nd	4	1993	52,9	≈2008	1993	32,6	1995	97,0
POL	1990	styczeń 1989	styczeń 1989	92	2	1991	82,2	1996	1993	16,4	1990	585,8
ROM	1991	grudzień 1990	kwiecień 1991	90, 96	3	1992	79,4	2004	.	.	1993	256,1
RUS	1992	grudzień 1990	październik 1998	98	7	1996	62,8	2006	1997	10,8	1992	1526,0
SRB ^a	1992	czerwiec 1992	październik 1997	.	4	1993	44,1	<	1992	23,8	.	.
SVK	1991	styczeń 1990	styczeń 1990	98—99	4	1993	75,6	2000	1993	14,4	1991	61,2
SVN ^a	1990	czerwiec 1991	styczeń 1999	92	3	1992	79,7	1998	1993	9,1	1989	1285,3
UKR	1992	październik 1991	styczeń 1999	95—98	10	1999	44,8	<	2000	11,6	1993	4734,0

^a W Jugosławii utworzono dwuszczeblowy system bankowy już w latach 50. XX w. oparty na banku centralnym oraz bankach branżowych będących własnością kolektywną. b W 1987 r. było 7 banków sektorowych, w 1989 r. — 59 banków regionalnych, w styczniu 1990 r. dopuszczono bankowskę prywatną.

U w a g a. W artykule zastosowano następujące kody oznaczenia poszczególnych krajów: Albania — ALB, Białoruś — BLR, Bośnia i Hercegowina — BIH, Bułgaria — BGR, Chorwacja — HRV, Republika Czeska — CZE, Estonia — EST, Macedonia — MKD, Węgry — HUN, Litwa — LVA, Łotwa — LIT, Mołdawia — MDA, Czarnogóra — MNE, Polska — POL, Rumunia — ROM, Rosja — RUS, Serbia — SRB, Słowacja — SVK, Słowenia — SVN, Ukraina — UKR. Ponadto przyjęto następujące oznaczenia: „nd” — nie dotyczy; „.” — brak danych; „≈” — brak danych; „.” — brak danych; „.” — brak danych.

Ź r ó d ł o: *Transition Report...* (1999, 2001); Furceri D., Zdziancka A. (2009); Thorne A. (1993); Tang i in. (2000); *Transition. The First...* (2002).

Transformacja oraz negatywny szok zewnętrzny doprowadziły do destabilizacji sytuacji makroekonomicznej na niespotykaną wcześniej skalę¹⁰. Kalendarium oraz podstawowe makroekonomiczne warunki początkowe reform bankowych przedstawiono poniżej w zestawieniu. Pojawiła się recesja transformacyjna¹¹ i masowe bezrobocie, w postaci hiperinflacji dał o sobie znać tłumiony w poprzednim systemie wzrost cen, a budżet państwa i handel zagraniczny wykazały deficyty¹². Negatywne zjawiska makroekonomiczne przyspieszyły wystąpienie kryzysu bankowego w większości krajów CESEE. Wprowadzenie programów stabilizacyjnych również zwiększyło podatność nowo powstałych sektorów bankowych na kryzys.

Początkowy okres transformacji charakteryzował się słabością nadzoru i brakiem niezbędnych regulacji prawnych normujących funkcjonowanie rynku usług bankowych. Nie było jeszcze instytucji nadzorczych, a bank centralny i prawo bankowe były słabe. Dodatkową przypadłością sektorów bankowych była niska jakość zarządzania wewnątrz nich, wynikająca po części z przyczyn niezależnych (brak kadr przygotowanych do prowadzenia działalności ukierunkowanej rynkowo), lecz w znacznej mierze mających źródło w negatywnych pobudkach (oszustwa, korupcja, wyłudzenie informacji gospodarczych). Wymusiło to korektę legislacyjną pierwotnie uchwalonego prawa bankowego.

REFORMY BANKOWE

Na przełomie lat 80. i 90. XX w. sektory bankowe w krajach CESEE były jednymi z najbardziej zacofanych dziedzin gospodarki. Świadczone przez nie usługi bankowe nie odpowiadały potrzebom gospodarki rynkowej. Konsensus waszyngtoński w odniesieniu do: *transformacji bankowości wzywał do oddzielenia bankowości komercyjnej od centralnej, zniesienia restrykcji dotyczących wewnętrznej wymienialności pieniądza, liberalizacji stóp procentowych, restrukturyzacji i prywatyzacji banków państwowych i ich instytucjonalnych kredytobiorców oraz zezwolenia na powstawanie nowych banków prywatnych. W tym samym czasie państwo miało przyjąć nowe ważne funkcje — ustanowić skuteczne regulacje ostrożnościowe i nadzór nad bankami. Wymagało to (...) uchwale-*

¹⁰ W celu porównania dodajmy za opracowaniem *World...* (2002), s. 5, że skumulowany spadek produkcji w okresie wielkiego kryzysu wynosił w: Stanach Zjednoczonych — 27%, Niemczech — 16%, Francji — 11%, i W. Brytanii — 6%.

¹¹ Jak wskazują Piątek D. i Szarzec K. (2011), s. 233: *produkcja się zmniejszyła, niezależnie od warunków gospodarczych występujących w momencie rozpoczęcia transformacji i od samego sposobu przechodzenia do gospodarki rynkowej*. W literaturze przedmiotu panuje przekonanie, że oficjalne dane znacznie przeszacowują głębokość spadku produkcji. Na ten temat również w opracowaniach: Bartholdy K. (1997), s. 131; Bratkowski A. S. (1993), s. 5 i Winiecki J. (1991), s. 669. Spotykane są nawet poglądy, m.in. Åslund A. (2001), s. 17 i 18, że uwzględniając całokształt czynników pominiętych podczas sporządzania oficjalnych statystyk, spadek produkcji był niewielki bądź w ogóle go nie było.

¹² Więcej na temat destabilizacji makroekonomicznej w początkowym okresie reform na przykładzie Polski w opracowaniu Baszyński i in. (2011), s. 93—112.

nia nowego prawa bankowego i pozostałych regulacji oraz ich skutecznego egzekwowania przez władze nadzorcze i sądy¹³. Mimo że większość krajów CESEE podążała tą drogą, tempo i kolejność reform różniły się istotnie.

W celu dokonania podsumowania transformacji sektorów bankowych posłużymy się następującymi miarami: udziałem sektora prywatnego w aktywach banków oraz dwoma indeksami EBRD — reform bankowych i reform przedsiębiorstw. Udział sektora prywatnego w aktywach banków ogółem wskazuje na stopień, w jakim państwo wycofało się ze świadczenia usług bankowych poprzez odgórną prywatyzację banków państwowych lub oddolne inicjatywy założycielskie. Indeks reform bankowych pozwala ocenić postęp w zakresie liberalizacji i reform instytucjonalnych sektora bankowego. Reformowaniu sektora bankowego towarzyszyć powinny zmiany w przedsiębiorstwach, prowadzące do ustanowienia nowego ładu korporacyjnego i rzetelnej praktyki kredytobiorców. Ocenie tej ostatniej cechy służy indeks reform przedsiębiorstw. Łącznie indeksy te obejmują całość postulatów dotyczących transformacji bankowości, wynikających z konsensusu waszyngtońskiego.

Postęp reform od 1990 r. oraz ich końcowy wynik (2010 r.) zilustrowano w tabl. 1.

TABL. 1. POSTĘP REFORM BANKOWYCH

Wyszczególnienie	Indeks reform bankowych			Indeks reform przedsiębiorstw			Udział sektora prywatnego w aktywach banków		
	1990	2000	2010	1990	2000	2010	1990	2000	2010
Wartości miar postępu według krajów CESEE									
ALB	1,00	2,33	3,00	1,00	2,00	2,33	1,00	2,17	4,07
BGR	1,00	3,00	3,67	1,00	2,33	2,67	1,00	3,67	4,25
BIH	1,00	2,33	3,00	1,00	1,67	2,00	1,00	2,49	4,30
BLR	1,00	1,00	2,33	1,00	1,00	1,67	1,00	2,13	1,74
CZE	1,00	3,30	4,00	1,00	3,30	3,33	1,00	3,40	4,33
EST	1,00	3,67	4,00	1,00	3,00	3,67	1,00	4,33	4,33
HRV	1,00	3,33	4,00	1,00	2,67	3,00	1,00	4,14	4,19
HUN	1,00	4,00	3,67	1,00	3,33	3,67	1,63	4,07	4,20
LTU	1,00	3,00	3,67	1,00	2,67	3,00	1,00	3,03	4,33
LVA	1,00	3,00	3,67	1,00	2,67	3,00	1,00	4,23	3,76
MKD	1,00	2,67	3,00	1,00	2,33	2,67	1,00	4,29	4,28
MDA	1,00	2,33	3,00	1,00	2,00	2,00	1,00	4,00	3,90
MNE	1,00	1,67	3,00	1,00	1,00	2,00	1,00	1,00	4,33
POL	2,00	3,33	3,67	2,00	3,00	3,67	1,00	3,53	3,59
ROM	1,00	2,67	3,33	1,00	2,00	2,67	1,00	2,67	4,07
RUS	1,00	1,67	2,67	1,00	2,00	2,33	1,00	2,96	3,02
SRB	1,00	1,00	3,00	1,00	1,00	2,33	1,00	1,30	3,80
SVK	1,00	3,00	3,67	1,00	3,00	3,67	1,00	2,69	4,30
SVN	1,00	3,33	3,33	1,00	2,67	3,00	1,00	2,91	3,77
UKR	1,00	2,00	3,00	1,00	2,00	2,33	1,00	3,93	3,76

¹³ Fries S., Taci A. (2002), s. 1.

TABL. 1. POSTĘP REFORM BANKOWYCH (dok.)

Wyszczególnienie	Indeks reform bankowych			Indeks reform przedsiębiorstw			Udział sektora prywatnego w aktywach banków		
	1990	2000	2010	1990	2000	2010	1990	2000	2010
Średnie wartości miar postępu według grup terytorialnych krajów									
CESEE	1,05	2,63	3,30	1,05	2,28	2,72	1,63	3,26	3,92
CEB	1,11	3,33	3,71	1,11	2,92	3,34	1,63	3,63	4,08
SEE	1,00	2,24	3,14	1,00	1,76	2,38	1,00	2,84	4,15
EE	1,00	1,75	2,75	1,00	1,75	2,08	1,00	3,26	3,11

U w a g a. Pełne nazwy krajów jak w uwagach przy zestawieniu. Grupy terytorialne krajów oznaczono następująco: Europa Środkowa, Wschodnia i Południowo-Wschodnia — CESEE; Europa Centralna i kraje bałtyckie — CEB; Europa Południowo-Wschodnia — SEE, Europa Wschodnia — EE.

Ź r ó d ł o: *Transition...* (2012).

Dane zawarte w tabl. 1 określają współrzędne wierzchołków trójkąta postępu reform bankowych, z którego prezentacji zrezygnowano, zastępując go tablicą pozwalającą precyzyjnie odczytywać wartości. Indeksy EBRD w zakresie reform bankowych i przedsiębiorstw mogą przyjmować wartości w przedziale od 1 do 4,33, gdzie 1 reprezentuje niewielkie zmiany bądź ich brak w stosunku do gospodarki centralnie zarządzanej, a 4,33 jest synonimem osiągnięcia standardów na poziomie uprzemysłowionej gospodarki rynkowej. Udział sektora prywatnego w aktywach banków ogółem zawiera się w przedziale od 0 do 1. Dla porównywalności z poprzednimi, ostatnią zmienną przeskalowano w taki sposób, aby zerowy udział własności prywatnej (odpowiednio całkowity udział własności państwowej) odpowiadał wartości 1, natomiast udział sektora prywatnego równy 1 (odpowiednio zerowy udział państwa) odzwierciedlał wartość 4,33.

W 1989 r. wszystkie kraje charakteryzowały się brakiem dostosowania sektorów bankowych do potrzeb gospodarki rynkowej. Poza ustanowieniem dwuszczeblowego sektora bankowego w Bułgarii, Polsce i na Węgrzech, reformy bankowe wykazywały niewielki postęp. Podobnie było z reformami przedsiębiorstw. Pojawiły się wprawdzie działania promujące ład korporacyjny, jednak pozostawiono „miękkie” ograniczenia budżetowe. Zbyt luźna polityka subsydiowania i kredytowania działalności przedsiębiorstw osłabiała ich dyscyplinę finansową, co negatywnie wpływało na funkcjonowanie sektora bankowego. Udział sektora prywatnego w aktywach banków był niezauważalny, a jego wzrost w wyniku inicjatyw założycielskich oraz prywatyzacji był kwestią nieodległej przyszłości¹⁴.

Najszybciej oraz najpełniej reformowały swoje sektory bankowe kraje CEB, co wynika z wczesnego podjęcia reform oraz konsekwentnego ich wdrażania wobec chęci akcesji do UE. Pomimo zbliżonych warunków początkowych (1990 r.)

¹⁴ Według danych przytoczonych przez Buch C. M. (1997), s. 353, w 1990 r. liczba krajowych banków prywatnych zwiększyła się w Republice Czeskiej z 1 do 10, a w Polsce z 4 do 34. Z opóźnieniem, choć równie dynamicznie, przebiegały procesy założycielskie w sektorach bankowych pozostałych krajów CESEE.

w całej grupie CESEE, z wyjątkiem nieco większego udziału sektora prywatnego w aktywach banków, kraje CEB osiągnęły po pierwszej dekadzie transformacji największy postęp reform. Po kolejnej dekadzie poprawiły swój wynik, osiągając zaawansowany poziom reform bankowych i prywatyzacji sektora z wynikiem zbliżonym do 4. Nieco niższe wartości osiągnął indeks reform przedsiębiorstw (tabl. 1, wiersz CEB).

Pozostałe grupy krajów (SEE i EE) wykazywały niższe tempo oraz osiągnęły gorszy wynik końcowy w zakresie transformacji sektorów bankowych. Relatywnie lepiej wypadają kraje z południa Europy (tabl. 1, wiersz SEE). Poziom sprywatyzowania sektora bankowego jest w nich nawet większy niż w krajach CEB. Reformy były w tych krajach spóźnione ze względu na trudne warunki ekonomiczne oraz polityczne w okresie początkowym, natomiast relatywnie gorszy wynik krajów Europy Wschodniej (b. republik ZSRR) wynika ze zmniejszonego zainteresowania władz realizacją wytycznych konsensusu waszyngtońskiego w odniesieniu do transformacji bankowości. Wynik reform jest w tej grupie krajów asymetryczny (tabl. 1, wiersz EE). Za relatywnie szybko postępującą prywatyzacją sektora bankowego (w 2000 r. udział sektora prywatnego w aktywach banków był większy niż w krajach SEE i zbliżony do krajów CEB) nie nadążały liberalizacja i budowa instytucji rynkowych (indeksy reform bankowych i przedsiębiorstw osiągnęły niższe wartości niż w pozostałych krajach CESEE). Spontaniczne podejście do prywatyzacji oraz liberalne zasady tworzenia nowych banków w krajach EE nie wpłynęły pozytywnie na pozostałe wymiary transformacji banków i przedsiębiorstw.

Wydzielone grupy państw nie są jednorodne. Wśród krajów SEE znajdują się państwa takie jak Rumunia czy Bułgaria, których proces reform bankowych przebiegał według wzorców krajów CEB. Podobnie krajom należącym do grupy EE — Mołdawii czy Ukrainie bliżej do ścieżki reform państw SEE, podczas gdy reformy sektora bankowego w Serbii przypominają raczej rozwiązania krajów EE. Na potwierdzenie tej tezy przeprowadzono analizę skupień krajów CESEE ze względu na trzy zmienne: udział sektora prywatnego w aktywach banków oraz indeksy reform bankowych i przedsiębiorstw (wykr. 1).

Dendrogram opracowano na podstawie metody Warda, stosując odległość euklidesową. Wyniki analizy aglomeracji prowadzą do podziału krajów na pięć grup. Są to: w skupieniu 1 — Republika Czeska, Estonia, Polska, Słowacja i Węgry (znalazły się w nim wszystkie kraje określone mianem wczesnych reformatorów); w skupieniu 2 — Bułgaria, Chorwacja, Łotwa, Litwa, Rumunia i Słowenia (skupienia 1 i 2 obejmują nowe kraje członkowskie UE oraz Chorwację); skupienia 3 i 4 są jednoelementowe, a przyporządkowano im odpowiednio Rosję i Białoruś; w skład skupienia nr 5 wchodzi Albania, Bośnia i Hercegowina, Macedonia, Mołdawia, Czarnogóra, Serbia i Ukraina.

Im większe pole powierzchni trójkąta postępu reform bankowych, tym większy zakres reform. Im trójkąt jest bardziej foremny (zbliżony do równobocznego), tym reformy mają bardziej zrównoważony charakter.

W tabl. 2 przedstawiono pola powierzchni trójkątów postępu reform bankowych w krajach CESEE. Jak wynika z przyjętej wartości zmiennych pole to może zawierać się w przedziale od 1,3 do 24,36. Wartość najniższa oznacza brak istotnych reform bankowych i reform przedsiębiorstw oraz całkowitą kontrolę właścicielską państwa nad sektorem bankowym. Wartość najwyższa oznacza pełne dostosowanie banków i przedsiębiorstw do potrzeb rozwiniętej gospodarki rynkowej oraz całkowite przekazanie własności nad aktywami sektora bankowego w ręce prywatnych inwestorów, co odpowiada idealnemu środowisku finansowemu, czyli sytuacji *gdzie występuje minimalny poziom ingerencji państwa, nadzór i kontrola niezależnego banku centralnego (lub innego podmiotu — AB) nad instytucjami finansowymi są ograniczone do egzekwowania umów i zapobiegania oszustwom. Kredyt jest przydzielany na zasadach rynkowych, a państwo nie posiada instytucji finansowych. Instytucje finansowe świadczą różnego rodzaju usługi dla przedsiębiorstw i gospodarstw domowych. Banki mają swobodę w udzielaniu kredytów, przyjmowaniu depozytów i przeprowadzaniu operacji w walutach obcych. Zagraniczne instytucje finansowe mają swobodę*

*działania i są traktowane tak samo, jak krajowe instytucje*¹⁵. Pomiedzy tymi skrajnymi wartościami znajduje się postęp reform bankowych w krajach CESEE. Z punktu widzenia przejrzystości tablicy użyteczne wydaje się wyrażenie pola powierzchni trójkąta reform bankowych w przedziale od 0 do 1, gdzie 0 odpowiada brakowi reform, a 1 odpowiada poziomowi rozwoju sektora bankowego charakterystycznemu dla rozwiniętej, uprzemysłowionej, gospodarki rynkowej.

Największy progres w zakresie reform bankowych — mierzony polem powierzchni trójkąta — osiągnęły¹⁶: Estonia (2005; 0,84), Węgry (2008; 0,83), Republika Czeska (2005; 0,79) i Słowacja (2005; 0,79). Pole powierzchni trójkąta postępu reform bankowych obliczone dla tych krajów przekroczyło 75% wartości maksymalnej. Dalej uplasowały się: Chorwacja (2004; 0,72), Łotwa (2007; 0,72), Polska (2008; 0,71), Litwa (2005; 0,69), Bułgaria (2005; 0,64), Słowenia (2005; 0,6), Rumunia (2007; 0,58) i Macedonia (2008; 0,55). Pole powierzchni trójkąta postępu reform bankowych zawierało się w przedziale od 50 do 75% wartości maksymalnej.

Kolejne miejsca — w przedziale od 25 do 50% pola powierzchni trójkąta — zajęły kraje: Albania (2008; 0,48), Czarnogóra (2008; 0,46), Bośnia i Hercegowina (2008; 0,46), Serbia (2008; 0,46), Ukraina (2009; 0,45), Mołdawia (2007; 0,43) i Rosja (2006; 0,35). Jedynym krajem, którego reformy bankowe nie przekroczyły 25% maksymalnego pola powierzchni trójkąta była Białoruś (1995; 0,16).

Warto zwrócić uwagę na fakt, że w grupie czterech krajów o najwyższym postępie reform bankowych znalazły się wyłącznie kraje CEB. W drugiej kategorii znalazły się pozostałe kraje CEB oraz niektóre kraje SEE, w tym członkowie UE — Bułgaria i Rumunia. Trzecią grupę państw stanowią należące do SEE kraje b. Jugosławii oraz kraje EE.

Przypadek szczególny stanowi Białoruś. Postęp reform sektora bankowego w tym kraju początkowo przebiegał podobnie do innych krajów regionu. Jednak w 1995 r. osiągnął poziom maksymalny, po czym nastąpił regres, którego nie przełamano dotychczas (tabl. 2, wiersz BLR). Regres reform rynkowych nastąpił w rok po przejęciu władzy przez Aleksandra Łukaszenkę¹⁷. Podobne zjawisko obserwujemy w Rosji jednak z tą różnicą, że regres udało się pokonać. Przyczyną załamania się reform bankowych w Rosji w 1998 r. był kryzys finansowy będący następstwem kryzysu w Azji Wschodniej w 1997 r. Późniejsze lata to okres bardzo powolnego prowadzenia prorynkowych reform bankowych.

¹⁵ 2012 Indeks... (2012), s. 464.

¹⁶ W nawiasie podano rok, w którym kraj osiągnął maksymalny postęp reform bankowych oraz przybliżoną wielkość pola powierzchni.

¹⁷ Aleksandr Łukaszenka, wybrany w lipcu 1994 r. na stanowisko prezydenta Białorusi, przekonał do siebie wyborców obietnicą zakończenia tzw. złodziejskiej prywatyzacji, rozliczenia afer gospodarczych z lat 1991—1994 oraz zacieśnianiem związków politycznych i gospodarczych z Rosją. Oznaczało to zmianę przyjętego początkowo kursu reform rynkowych na Białorusi.

TABL. 2. WARTOŚCI POŁA POWIERZCHNI TRÓJKĄTA POSTĘPU REFORM BANKOWYCH

Wyszczególnienie	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
Wartości pola powierzchni trójkąta według krajów CESEE																					
ALB	0,00	0,00	0,00	0,01	0,10	0,11	0,11	0,12	0,13	0,14	0,21	0,22	0,24	0,24	0,40	0,40	0,44	0,44	0,48	0,48	0,48
BLR	0,00	0,00	0,00	0,00	0,04	0,16	0,10	0,06	0,05	0,04	0,04	0,06	0,08	0,09	0,07	0,07	0,06	0,08	0,13	0,15	0,15
BIH	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01	0,03	0,02	0,16	0,15	0,20	0,30	0,33	0,37	0,41	0,41	0,41	0,42	0,46	0,46	0,46
BGR	0,00	0,00	0,03	0,04	0,09	0,09	0,14	0,26	0,29	0,31	0,44	0,44	0,50	0,60	0,63	0,64	0,64	0,63	0,64	0,63	0,63
CZE	0,00	0,09	0,15	0,52	0,53	0,53	0,53	0,53	0,40	0,48	0,57	0,73	0,73	0,73	0,75	0,79	0,79	0,79	0,79	0,79	0,79
EST	0,00	0,00	0,09	0,50	0,50	0,56	0,58	0,65	0,62	0,66	0,69	0,74	0,74	0,74	0,79	0,84	0,84	0,84	0,84	0,84	0,84
HRV	0,00	0,00	0,00	0,11	0,26	0,27	0,39	0,40	0,39	0,41	0,58	0,58	0,63	0,63	0,72	0,72	0,72	0,72	0,72	0,72	0,72
HUN	0,02	0,16	0,23	0,32	0,36	0,41	0,54	0,69	0,74	0,75	0,75	0,75	0,74	0,76	0,76	0,81	0,81	0,83	0,83	0,82	0,78
LVA	0,00	0,00	0,09	0,09	0,44	0,43	0,57	0,53	0,48	0,55	0,54	0,59	0,63	0,68	0,68	0,67	0,67	0,72	0,65	0,62	0,62
LTU	0,00	0,00	0,00	0,21	0,22	0,27	0,39	0,38	0,40	0,41	0,42	0,51	0,60	0,65	0,65	0,69	0,69	0,69	0,69	0,69	0,69
MDA	0,00	0,00	0,00	0,04	0,09	0,09	0,09	0,09	0,38	0,36	0,36	0,36	0,35	0,30	0,33	0,37	0,38	0,43	0,43	0,42	0,42
MKD	0,00	0,00	0,00	0,01	0,09	0,13	0,13	0,13	0,42	0,42	0,46	0,46	0,46	0,46	0,46	0,46	0,51	0,51	0,55	0,55	0,55
MNE	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,03	0,03	0,03	0,25	0,26	0,34	0,37	0,42	0,42	0,46	0,46	0,46
POL	0,09	0,09	0,09	0,28	0,30	0,33	0,34	0,41	0,46	0,55	0,55	0,59	0,58	0,59	0,60	0,69	0,70	0,70	0,71	0,69	0,69
ROM	0,00	0,00	0,00	0,04	0,14	0,20	0,21	0,19	0,18	0,28	0,28	0,29	0,30	0,31	0,44	0,49	0,53	0,58	0,58	0,57	0,57
RUS	0,00	0,00	0,00	0,00	0,08	0,09	0,24	0,27	0,24	0,18	0,21	0,24	0,27	0,28	0,28	0,31	0,35	0,35	0,35	0,34	0,34
SRB	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01	0,01	0,01	0,04	0,29	0,29	0,32	0,39	0,42	0,42	0,46	0,46	0,46
SVK	0,00	0,09	0,13	0,30	0,32	0,34	0,36	0,35	0,34	0,38	0,42	0,63	0,68	0,69	0,74	0,79	0,79	0,79	0,79	0,79	0,79
SVN	0,00	0,00	0,04	0,31	0,41	0,41	0,41	0,41	0,41	0,44	0,44	0,42	0,59	0,60	0,60	0,60	0,60	0,59	0,59	0,58	0,58
UKR	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,09	0,09	0,09	0,31	0,31	0,31	0,31	0,35	0,36	0,36	0,40	0,44	0,44	0,43	0,45	0,45
Srednie wartości pola powierzchni trójkąta według grup terytorialnych krajów																					
CESEE	0,03	0,05	0,08	0,17	0,22	0,25	0,27	0,29	0,30	0,33	0,36	0,40	0,45	0,46	0,50	0,53	0,54	0,55	0,56	0,56	0,55
CEB	0,03	0,08	0,14	0,29	0,36	0,38	0,43	0,46	0,47	0,51	0,55	0,60	0,65	0,67	0,70	0,73	0,73	0,74	0,73	0,72	0,72
SEE	0,00	0,00	0,00	0,08	0,09	0,10	0,12	0,13	0,17	0,19	0,23	0,26	0,34	0,35	0,43	0,45	0,48	0,49	0,52	0,51	0,51
EE	0,00	0,00	0,00	0,01	0,09	0,18	0,20	0,19	0,23	0,21	0,22	0,23	0,25	0,25	0,25	0,27	0,29	0,31	0,32	0,33	0,33

U w a g a. Pełne nazwy krajów jak w uwagach przy zestawieniu; oznaczenia grup terytorialnych krajów jak przy tabl. 1. Pogrubiona czcionką oznaczono wartości maksymalne.
Źródło: obliczenia własne na podstawie *World...* (2012).

Kraje CEB, z wyjątkiem Chorwacji, względnie równomiernie reformowały i prywatyzowały sektory bankowe (tabl. 1). Reformy w krajach SEE, Chorwacji oraz dwóch krajach EE (Mołdawii i Ukrainie) cechuje zbliżony rodzaj asymetrii. Otóż wartość indeksu oznaczająca prywatyzację aktywów sektora bankowego jest największa, podczas gdy wartość wskaźnika wyznaczona przez reformy przedsiębiorstw i reform bankowych znajdują się bliżej początku skali. Oznacza to daleko posuniętą prywatyzację sektorów bankowych przy niewspółmiernym poziomie liberalizacji rynków usług bankowych. Dwa pozostałe kraje — Białoruś i Rosję — cechują odmienne wskaźniki postępu reform bankowych. W odniesieniu do Białorusi poszczególne reformy są nierównomierne i brak jest tendencji do konwergencji w kierunku standardów rynkowych, natomiast w Rosji po pierwszej dekadzie zmian wynik reform był nierównomierny (co wynikało tylko z postępu w zakresie prywatyzacji), a postęp reform odnotowany w 2010 r. był równomierny, choć relatywnie niewielki.

Średnie wyniki postępu reform bankowych prowadzą do następujących konkluzji: najszybciej i najpełniej reformowały sektory bankowe kraje CEB, które w 2007 r. osiągnęły, jak dotąd, maksymalny postęp zmian; początkowo kraje EE weszły na drogę reform bankowych z większą determinacją od krajów SEE (zwłaszcza tych uwikłanych w konflikt wojenny związany z rozpadem Jugosławii); w okresie późniejszym kraje SEE wyprzedziły pod względem reform bankowych kraje EE (głównie dzięki spowolnieniu bądź nawet regresowi przekształceń w tej ostatniej grupie).

SKALA POŚREDNICTWA BANKOWEGO

Ocena transformacji sektorów bankowych nie może ograniczać się wyłącznie do sprawdzenia, czy zalecenia odnośnie przekształceń zostały wypełnione, lecz powinna obejmować także ewaluację głównych funkcji banków (świadczenia usług bankowych dla przedsiębiorstw i gospodarstw domowych). Na najbardziej podstawowym poziomie ocena taka obejmuje usługi depozytowo-kredytowe. Zagregowaną miarą rozwoju bankowości może być kredyt wewnętrzny bądź podaż pieniądza w relacji do PKB.

W tabl. 3 podano poziom kredytu wewnętrznego w relacji do PKB w 20 krajach CESEE oraz oszacowany poziom tego kredytu (wzorzec) dla gospodarki rynkowej na porównywalnym poziomie rozwoju. Szacunku dokonano na podstawie równania regresji otrzymanego na podstawie próbki 127 krajów rynkowych, z wyjątkiem transformujących się, zaczerpniętego z raportu EBRD¹⁸. Równanie ma postać: $y = 34,7 - 20,1\ln(x) + 2,5\ln(x)^2$. Zmienną objaśnianą jest kredyt wewnętrzny dostarczony przez system bankowy w relacji do PKB, a jako zmienną objaśniającą wykorzystano PKB *per capita* według parytetu siły nabywczej (PPP) dolara amerykańskiego z 2005 r.

¹⁸ *Transition...* (1998), s. 93.

TABL. 3. KREDYT WEWNĘTRZNY DOSTARCZONY PRZEZ SYSTEM BANKOWY W RELACJI DO PKB

Wyszczególnienie	1995			2003			2011			1995—2011	
	kredyt w relacji do PKB	wzorce dla gospodarki rynkowej	odległość od wzorca	kredyt w relacji do PKB	wzorce dla gospodarki rynkowej	odległość od wzorca	kredyt w relacji do PKB	wzorce dla gospodarki rynkowej	odległość od wzorca	zmiana kredytu wewnętrz- nego w relacji do PKB	zmiana odległości od wzorca
Miary kredytu wewnętrznego według krajów CESEE											
ALB	39,9	37,7	2,2	46,9	47,1	-0,3	69,1	55,5	13,6	29,2	11,4
BGR	69,0	52,2	16,9	28,6	57,6	-29,0	71,4	66,0	5,4	2,4	-11,5
BIH	62,3 ^a	23,2	39,2	31,4	47,8	-16,4	57,7	54,7	3,0	-4,6	-36,2
BLR	15,0	41,0	-26,0	22,2	52,5	-30,3	34,4	69,0	-34,7	19,3	-8,7
CZE	68,3	73,9	-5,6	46,6	79,4	-32,9	68,0	86,2	-18,2	-0,3	-12,6
EST	11,2	55,8	-44,6	50,4	71,1	-20,7	85,7	77,6	8,1	74,5	52,7
HRV	41,6	61,5	-19,8	55,2	70,9	-15,7	88,5	74,7	13,8	46,8	33,6
HUN	80,8	65,8	15,1	57,5	73,5	-16,0	75,7	76,6	-0,9	-5,1	-15,9
LTU	13,7	54,0	-40,3	23,2	66,7	-43,6	57,5	75,9	-18,4	43,8	21,9
LVA	13,2	49,7	-36,6	44,9	63,5	-18,6	79,3	70,2	9,1	66,2	45,7
MDA	23,7	25,0	-1,2	29,5	26,7	2,8	39,5	33,9	5,7	15,8	6,9
MKD	25,7	51,0	-25,3	16,8	53,6	-36,8	46,7	60,2	-13,5	21,0	11,8
MNE	7,4 ^b	53,2 ^a	-45,8	13,3	54,6	-41,3	61,0	62,7	-1,7	53,6	44,1
POL	30,1	58,9	-28,9	38,4	67,8	-29,4	66,2	77,9	-11,7	36,2	17,2
ROM	23,6	53,4	-29,9	15,8	56,7	-40,9	55,0	63,9	-9,0	31,4	20,9
RUS	25,5	55,5	-30,1	27,9	62,4	-34,5	40,7	72,2	-31,6	15,2	-1,5
SRB	25,9 ^a	47,6	-21,8	20,3	53,9	-33,6	55,0	61,1	-6,1	29,2	15,6
SVK	46,5	63,7	-17,2	43,7	71,6	-27,9	54,1 ^c	81,9	-27,8	7,6	-10,6
SVN	32,7	74,4	-41,7	47,5	83,2	-35,7	94,7	87,5	7,2	62,0	48,9
UKR	15,5	39,4	-23,9	33,1	43,8	-10,7	73,4	50,4	23,0	57,9	46,9
Średnie wartości miar kredytu wewnętrznego według grup terytorialnych krajów											
CESEE	33,6	51,8	28,8 ^d	34,7	60,2	28,6 ^d	63,7	67,9	16,2 ^d	30,1	-12,5
CEB	37,6	62,0	30,7 ^d	45,3	72,0	28,2 ^d	74,4	78,7	14,8 ^d	36,8	-15,9
SEE	36,3	45,5	29,1 ^d	24,7	53,1	31,6 ^d	59,4	60,6	8,7 ^d	23,2	-20,4
EE	19,9	40,2	23,2 ^d	28,2	46,3	23,6 ^d	47,0	56,4	26,3 ^d	27,1	3,1

^a Dane dla 1997 r. ^b Dane dla 2002 r. ^c Dane dla 2008 r. ^d Ponieważ wielkości różniły się znakiem zastosowano średnią kwadratową.

U w a g a. Pełne nazwy krajów, jak w uwagach przy zestawieniu; oznaczenia grup terytorialnych krajów, jak przy tabl. 1.

Ź r ó d ł o: opracowanie własne na podstawie danych *World ...* (2012).

Według stanu na koniec 2011 r. — 9 krajów CESEE przekraczało wzorcowy poziom kredytu w relacji do PKB, jaki oszacowano dla gospodarki rynkowej na danym poziomie rozwoju. Sektory bankowe: Albanii, Bułgarii, Bośni i Hercegowiny, Estonii, Chorwacji, Łotwy, Mołdawii, Słowenii oraz Ukrainy dostarczyły więcej kredytu niż wynikało z poziomu rozwoju gospodarczego tych krajów (dla uproszczenia mierzonego PKB *per capita* według PPP). Wskaźnik przekroczenia potencjalnych możliwości gospodarki znacznie się różnił i wynosił 3 p.proc. w Bośni i Hercegowinie oraz 23 p.proc. na Ukrainie. Węgierski sektor bankowy znalazł się najbliżej oszacowanej wzorcowej wartości kredytu. Sektory bankowe pozostałych krajów (Białorusi, Republiki Czeskiej, Litwy, Macedonii, Czarnogóry, Polski, Rumunii, Rosji, Serbii oraz Słowacji) dostarczyły mniej kredytu niż oszacowana wartość wzorcowa. Również w tej grupie państw wskaźnik „niedoboru” kredytu był zróżnicowany i wahał się w przedziale od 1,7 p.proc. dla Czarnogóry do 34,7 p.proc. w przypadku Białorusi.

Ze względu na relatywnie niski poziom rozwoju, przy jednoczesnym dość wysokim wskaźniku kredytu do PKB, najbliżej wzorca znajdowały się kraje SEE. Bardziej rozwinięte kraje CEB charakteryzował większy dystans od wzorca, a kraje EE największa odległość (por. średnie dla grup państw w tabl. 3). Co więcej kraje EE (z wyjątkiem Białorusi) wykazują nieznaczny wzrost odległości od wzorca.

Wykr. 2 jest ilustracją zmian akcji kredytowej rodzimych sektorów bankowych w krajach CESEE w latach 1995, 2003 i 2011. Według badań S. Friesa i A. Taci w latach 1994—1999 nie występowała konwergencja ekspansji kredytu w relacji do PKB w kierunku wzorca¹⁹. Brak konwergencji w drugiej połowie lat 90. XX w. i pierwszych latach XXI w. potwierdzają również obliczenia autora dokonane dla lat 1995 i 2003 (wykr. 2, diagramy 1995 i 2003).

W 1995 r. tylko trzy kraje (Bośnia i Hercegowina, Bułgaria oraz Węgry) znajdowały się powyżej linii wyznaczającej wzorcową wielkość kredytu wewnętrznego dla gospodarki rynkowej na danym poziomie rozwoju (wykr. 2, diagram 1995). Najbliżej wzorca znajdowały się Albania i Mołdawia. Ekspansja kredytu w pozostałych krajach CESEE nie wspierała wzrostu produkcji w stopniu przypisanym gospodarce rynkowej na danym poziomie rozwoju. W latach 2003 i 2011 zaobserwować można konwergencję ekspansji kredytu wewnętrznego w relacji do PKB w kierunku wzorca. W 2011 r. blisko połowa krajów CESEE leżała powyżej linii ilustrującej wzorzec kredytów sektora bankowego w gospodarce rynkowej.

Ponadto kraje leżące poza linią zmniejszyły swoją odległość od wzorca (tabl. 3). Średnia odległość od wzorca krajów leżących powyżej linii w latach 1995 i 2011 spadała z 18,3 p.proc. do 9,9 p.proc., a krajów leżących poniżej — z 27,4 p.proc. do 15,8 p.proc.

¹⁹ Fries S., Taci A. (2002), s. 9.

Wzrost kredytu w relacji do PKB uznać należy za czynnik pozytywny, choć nadmierny wzrost zadłużenia w niektórych krajach (Albania, Chorwacja czy Ukraina) może rodzić obawy o nadmierną skłonność do podejmowania ryzyka, zwłaszcza gdy wiąże się z zadłużeniem hipotecznym lub konsumpcyjnym gospodarstw domowych. Jednak zadłużenie to jest ciągle relatywnie niewielkie w porównaniu z dojrzałą gospodarką rynkową²⁰. Jednocześnie niepokojące są dowody na brak dostępu do kredytu przez małe i średnie przedsiębiorstwa²¹.

REZULTATY PRZEBUDOWY RYNKU USŁUG BANKOWYCH

Podsumowując rozważania stwierdzić można, że w większości krajów CESEE²² powstały ramy legislacyjne przychylne utworzeniu jednolitego europejskiego rynku usług bankowych. Zadaniem władz jest zapewnienie realizacji odpowiednich zasad sprawiedliwego, jednorodnego i przejrzystego zachowania się podmiotów. Sektory bankowe większości analizowanych krajów cechuje niedorozwój w porównaniu z rozwiniętą gospodarką rynkową. Mimo ponad 20 lat przeobrażeń, skala pośrednictwa finansowego, penetracja rynku oraz zakres świadczonych usług ciągle pozostają na niższym poziomie niż ma to miejsce w gospodarce rynkowej o zbliżonym poziomie rozwoju.

Choć banki w krajach CESEE poczyniły szybkie postępy w funkcjonowaniu, sektory bankowe w krajach przechodzących transformację nie osiągnęły poziomu pośrednictwa finansowego porównywalnego z krajami UE. Niemniej jednak, oprócz nielicznych wyjątków (np. Białoruś, Rosja, Serbia), przekształcenia bankowości zostały zakończone.

W pierwszej kolejności dokonano stabilizacji finansowej (dezinflacja i stabilizacja stóp procentowych oraz kursów walutowych) tworząc makrootoczenie przyjazne działalności bankowej. Państwowe struktury monobankowe zastąpiono prywatnymi, zorientowanymi rynkowo i silnymi kapitałowo instytucjami kredytowymi, niezależnymi od rządu i przedsiębiorstw państwowych. Ramy prawne prowadzenia działalności bankowej dostosowano do potrzeb gospodarki rynkowej. Poddano deregulacji jedną z najszybciej rozwijających się dziedzin gospodarki rynkowej. Ponadto rozwinęły się instytucje rynku usług bankowych, takie jak procedury ostrożnościowe, upadłościowe i nadzór bankowy, co sprzyja zaufaniu do funkcjonowania sektora oraz egzekwowania prawa. Dlatego też ogólna ocena transformacji bankowości w krajach CESEE musi być pozytywna. Nieco odmienną sprawą jest ocena funkcjonowania sektora bankowego. Określenie zachowań konkurencyjnych banków oraz ich

²⁰ Bonin i in. (2008), s. 23.

²¹ *Transition...* (2006), s. 47.

²² Wyjątek stanowią: Białoruś, Czarnogóra, Rosja i Serbia.

wkładu we wspieranie rozwoju gospodarczego poszczególnych krajów stanowi odrębny problem.

Jak zauważa Rodrik: *jedyną rzeczą, co do której panuje powszechna zgoda, jeśli chodzi o konsekwencje reform, jest to, że sprawy niecałkiem ułożyły się zgodnie z zamierzeniami*²³. We wszystkich krajach CESEE dokonano istotnych posunięć w kierunku dostosowania sektorów bankowych do realiów gospodarki rynkowej, co niewątpliwie sprzyja rozwojowi społeczno-gospodarczemu. Udało się przy tym uniknąć wielu niekorzystnych zjawisk, takich jak powszechne upadłości banków, choć koszty restrukturyzacji portfeli kredytowych poważnie obciążały budżety poszczególnych krajów²⁴. Największe obawy budzi silna dominacja inwestorów zagranicznych, pochodzących z relatywnie niewielkiej liczby krajów. Obawy rodzą się na gruncie nacjonalistycznym (utrata kontroli nad ważną gałęzią gospodarki narodowej), ekonomicznym (banki zagraniczne finansują głównie wielkie przedsiębiorstwa i gospodarstwa domowe, a nie małe i średnie przedsiębiorstwa) oraz systemowym (ryzyko przenoszenia kryzysu i wycofania się inwestora strategicznego). Wszystkie kraje CEB i większość SEE doprowadziły do powstania nowoczesnych sektorów bankowych, czego nie można przypisać niektórym krajom SEE i EE. Te ostatnie dysponują modelami zastosowanymi w tych pierwszych i dzięki uważnej obserwacji mogą uniknąć części błędów wcześniejszych reformatorów.

dr Adam Baszyński — *Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu*

LITERATURA

- Åslund A. (2001), *The Myth of Output Collapse after Communism*, „Carnegie Working Paper”, No. 18, Carnegie Endowment for International Peace
- Barisitz S. (2008), *Banking in Central and Eastern Europe 1980—2006*, Routledge, Abingdon
- Bartholdy K. (1997), *Old and New Problems in the Estimation of National Accounts in Transition Economies*, „Economics of Transition”, vol. 5, No. 1
- Baszyński A., Piątek D., Szarzec K. (2011), *Stabilizacja makroekonomiczna*, [w:] Jarmołowicz W., Szarzec K. (red.), *Liberalne przesłanki polskiej transformacji gospodarczej*, PWE, Warszawa
- Bonin J., Hasan I., Wachtel P. (2008), *Banking in Transition Countries*, BOFIT Discussion Papers, No. 12
- Bratkowski A. S. (1993), *The Shock of Transformation or the Transformation of the Shock? The Big Bang in Poland and Official Statistics*, „Communist Economies and Economic Transformation”, vol. 5, No. 1
- Buch C. M. (1997), *Opening up for Foreign Banks: How Central and Eastern Europe Can Benefit*, „Economics of Transition”, vol. 5, No. 2

²³ Rodrik D. (2006), s. 974.

²⁴ Tang i in. (2000), s. 19—37.

- Fleming A., Talley S. (1996), *The Latvian Banking Crisis: Lessons Learned*, „World Bank Policy Research Working Paper”, No. 1590, World Bank, Washington
- Fries S., Taci A. (2002), *Banking Reform and Development in Transition Economies*, EBRD, „Working Paper”, No. 72.
- Furceri D., Zdzianicka A. (2009), *The Real Effect of Financial Crises in the European Transition Economies*, GATE-CNRS, University of Lyon „Working Paper”, No. 920
- Index of Economic Freedom. Promoting Economic Opportunity and Prosperity* (2012), Heritage Foundation, <http://www.heritage.org/index/download>
- Kornai J. (1994), *Transformational Recession: The Main Causes*, „Journal of Comparative Economics”, vol. 19, No. 1
- Panek T. (2009), *Statystyczne metody wielowymiarowej analizy porównawczej*, Oficyna Wydawnicza SGH, Warszawa
- Piątek D., Szarzec K. (2011), *Przebieg procesów transformacji*, [w:] Jarmołowicz W., Szarzec K. (red.), *Liberalne przesłanki polskiej transformacji gospodarczej*, PWE, Warszawa
- Rodrik D. (2006), *Goodbye Washington Consensus, Hello Washington Confusion? A Review of the World Bank's Economic Growth in the 1990s: Learning from a Decade of Reform*, „Journal of Economic Literature”, vol. 44, No. 4
- Schardax F., Reininger T. (2001), *The Financial Sector in Five Central and Eastern European Countries: An Overview*, „Focus on Transition”, No. 1
- Tang H., Zoli E., Klytchnikova I. (2000), *Banking Crises in Transition Countries: Fiscal Costs and Related Issues*, „Policy Research Working Paper”, No. 2484, The World Bank, Washington
- Thorne A. (1993), *Eastern Europe's Experience with Banking Reform: Is there a Role for Banks in the Transition?*, „Journal of Banking and Finance”, vol. 17, No. 5
- Transition The First Ten Years Analysis and Lessons for Eastern Europe and the Former Soviet Union* (2002), World Bank, Washington
- Transition Report 1998 Financial Sector in Transition* (1998), EBRD, <http://www.ebrd.com/transitionreport>
- Transition Report 1999 Ten Years of Transition* (1999), EBRD, <http://www.ebrd.com/transitionreport>
- Transition Report 2001 Energy in transition* (2001), EBRD, <http://www.ebrd.com/transitionreport>
- Transition Report 2000 Finance in Transition* (2006), EBRD, <http://www.ebrd.com/transitionreport>
- Transition indicators by sector* (2012), EBRD, <http://www.ebrd.com/transitionreport>
- Winiecki J. (1991), *The Inevitability of a Fall in Output in the Early Stages of Transition to the Market: Theoretical Underpinnings*, „Soviet Studies”, vol. 43, No. 4
- World Bank (2012), *World Development Indicators*, <http://data.worldbank.org/data-catalog/world-development-indicators>
- Zoli E. (2001), *Cost and Effectiveness of Banking Sector Restructuring in Transition Economies*, „IMF Working Paper”, No. 157

SUMMARY

This article attempts to assess the development of banking sectors in the transition countries of Central, Eastern and Southeastern Europe (CESEE) in years 1990—2011. There are evaluated the recommendations of international financial institutions with regard to the reform of the banking sector and a range of banking intermediation measured by the ratio of internal credit provided by the

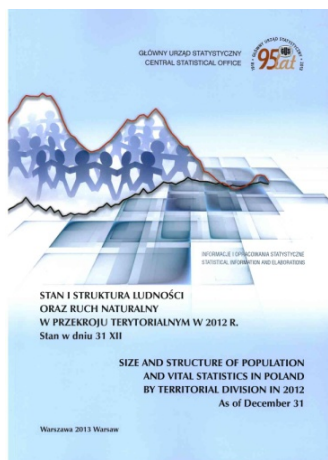
banking system related to GDP. The results of the evaluation of banking reforms allow positively assess the transformation of banking in the CESEE. Countries that consistently implement the adopted bank reform program, consisting of banking market liberalization and privatization of the commercial banking, have developed a secure, two-tier market oriented banking sectors. The depth of banking intermediation is still lower than it is in developed industrialized market economies, however, the distance between the CESEE countries and the adopted pattern in the second decade of reforms has decreased.

РЕЗЮМЕ

Статья является попыткой оценить развитие банковского сектора в странах с переходной экономикой Центральной, Восточной и Юго-Восточной Европы в 1990—2011 гг. Наблюдению подвергалась реализация рекомендаций международных финансовых учреждений в отношении к реформам банковского сектора, а также банковского посредничества измеряемого соотношением внутреннего кредита и ВВП. Полученные результаты позволяют положительно оценить банковские трансформации в странах ЦВЮВЕ (CESEE). Страны, которые последовательно реализовали принятую программу банковских реформ, заключающуюся в либерализации рынка банковских услуг и приватизации коммерческих банков, разработали безопасный, двухуровневый рыночный банковский сектор. Масштабы банковского посредничества по-прежнему остаются на уровне ниже, чем в развитых странах, но расстояние между странами в вопросе принятой модели во втором десятилетии реформ уменьшилось.

Wydawnictwa GUS — czerwiec 2013 r.

Wśród publikacji, które ukazały się w czerwcu br. szczególną uwagę zwracają „Stan i struktura ludności oraz ruch naturalny w przekroju terytorialnym w 2012 r. Stan w dniu 31 XII” oraz „Popyt na pracę w 2012 r.”.

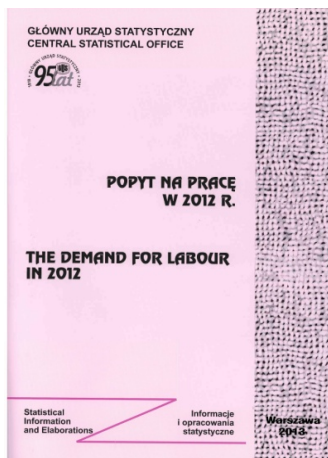


Pierwsza z nich — „**Stan i struktura ludności oraz ruch naturalny w przekroju terytorialnym w 2012 r. Stan w dniu 31 XII**” — jest kolejnym opracowaniem, przygotowywanym w cyklu półrocznym, zawierającym informacje o liczbie i strukturze ludności naszego kraju, a także o ruchu naturalnym i migracjach. Publikacja stanowi kontynuację ukazującej się od 2009 r. serii zatytułowanej „Ludność. Stan i struktura w przekroju terytorialnym”. W bieżącej edycji podano wyniki bilansu ludności według stanu w dniu 31.12.2012 r. dla wszystkich jednostek podziału administracyjnego kraju: województw (NTS 2), powiatów i gmin w przekroju według

miast i terenów wiejskich oraz według regionów (NTS 1) i podregionów (NTS 3). Podstawę stanowiły wyniki ostatniego Narodowego Spisu Powszechnego Ludności i Mieszkań (NSP 2011).

Publikacja zawiera obszerny zestaw informacji o liczbie i strukturze ludności Polski w podziałach na płeć, miejsce zamieszkania oraz wiek. Zgromadzone dane zestawiono w 17 tablicach, których część (ze względu na dużą objętość) opublikowano wyłącznie w wersji elektronicznej. Ponadto w opracowaniu przedstawiono informacje o ruchu naturalnym ludności (małżeństwa, rozwały, separacje, urodzenia i zgony) oraz o migracjach na pobyt stały i czasowy (wewnętrznych i zewnętrznych), a także niektóre wskaźniki demograficzne dotyczące 2012 r. (np. gęstość zaludnienia, współczynnik dzietności czy medianę wieku). W publikacji Czytelnicy znajdą również zestawienie danych o ludności i ruchu naturalnym w naszym kraju na tle innych państw. Opracowanie zawiera analizę rozwoju demograficznego Polski do 2012 r. w następujących blokach tematycznych: „Stan ludności i dynamika przyrostu”, „Migracje zagraniczne ludności”, „Urodzenia i dzietność kobiet”, „Małżeństwa”, „Rozwały i separacje”, „Umieralność”, „Trwanie życia” oraz „Struktura płci i wieku”. W analizie uwagę skupiono przede wszystkim na zmianach, jakie zaszły w ostatnim dziesięcioleciu.

Publikację wydano w wersji polsko-angielskiej, dostępna jest również na płycie CD oraz na stronie internetowej Urzędu. Wszystkie tablice opracowano w formacie MS Excel, co ułatwi Czytelnikom przeprowadzanie dodatkowych analiz i porównań.



W publikacji wydawanej z częstotliwością roczną **„Popyt na pracę w 2012 r.”** znajduje się charakterystyka zapotrzebowania na pracę stanowiącego, obok podaży siły roboczej, jeden z głównych segmentów rynku pracy. Zawarte w opracowaniu informacje pozwolą na ocenę stanu i zachodzących zmian w zakresie liczby i struktury miejsc pracy. Publikację przygotowano w Departamencie Badań Demograficznych i Rynku Pracy GUS we współpracy z Urzędem Statystycznym w Bydgoszczy, Departamentem Metodologii Standardów i Rejestrów GUS oraz Centrum Informatyki Statystycznej w Radomiu.

Opracowanie składa się z komentarza analitycznego oraz części tabelarycznej, poprzedzonych opisem metodologii badania. W uwagach metodycznych Czytelnicy znajdą krótkie omówienie koncepcji badania, jego organizacji oraz wykorzystanych metod badawczych, a także wyjaśnienie podstawowych definicji i zastosowanych w badaniu klasyfikacji. Podstawowym aktem prawnym wprowadzającym badanie popytu na pracę w krajach Unii Europejskiej jest rozporządzenie Parlamentu Europejskiego i Rady Nr 453/2008 z 23 kwietnia 2008 r. dotyczące statystyki kwartalnej w zakresie wolnych miejsc pracy we Wspólnocie.

Z lektury części analitycznej można dowiedzieć się m.in. o liczbie pracujących i wolnych miejscach pracy oraz utworzonych i zlikwidowanych w 2012 r.

Wyniki badania zestawiono również w postaci tablic statystycznych, stanowiących główną część wydawnictwa. Dane dotyczące liczby i struktury popytu na pracę przedstawiono w przekrojach terytorialnych (regiony i województwa), a także w podziale na sekcje Polskiej Klasyfikacji Działalności (PKD 2007), sektory własnościowe i wielkość przedsiębiorstw oraz grupy zawodów.

Publikacja ukazała się w wersji polsko-angielskiej, dostępna jest także na stronie internetowej GUS. Wszystkie tablice zawarte w aneksie przygotowano w formacie MS Excel.

Oprac. Justyna Wójtowicz

Poza omówionymi publikacjami ukazały się następujące tytuły opracowane przez GUS: „Biuletyn Statystyczny nr 5/2013 r.”, „Budownictwo mieszkaniowe — I kwartał 2013 r.”, „Ceny robót budowlano-montażowych i obiektów

budowlanych — kwiecień 2013 r.”, „Ceny w gospodarce narodowej — maj 2013 r.”, „Handel zagraniczny. Styczeń—marzec 2013 r.”, „Informacja o sytuacji społeczno-gospodarczej kraju w maju 2013 r.”, „Informacja o sytuacji społeczno-gospodarczej województw nr 1/2013 r.”, „Nakłady i wyniki przemysłu w I kwartale 2013 r.”, „Osoby powyżej 50. roku życia na rynku pracy w 2011 r.”, „Polska w Unii Europejskiej 2013” (folder), „Produkcja ważniejszych wyrobów przemysłowych — V 2013 r.”, „Skup i ceny produktów rolnych w 2012 r.”, „Warunki powstania i działania oraz perspektywy rozwojowe polskich przedsiębiorstw powstałych w latach 2007—2011”, „Warunki pracy w 2012 r.”, „Wiadomości Statystyczne nr 6/2013 r.”, „Zatrudnienie i wynagrodzenia w gospodarce narodowej w I kwartale 2013 r.”, „Zwierzęta gospodarskie w 2012 r.”.

Informacja o sytuacji społeczno-gospodarczej kraju — maj 2013 r.

W maju br. w większości obszarów gospodarki obserwowano tendencje wskazujące na utrzymywanie się spowolnienia gospodarczego. Po wzroście w kwietniu br., produkcja sprzedana przemysłu w maju br. ponownie ukształtowała się poniżej poziomu sprzed roku. W budownictwie notowano dalszy spadek produkcji. Wyższa niż przed rokiem była sprzedaż detaliczna. Spadek zatrudnienia w skali roku był nieznacznie niższy niż przed miesiącem. Przeciętne nominalne wynagrodzenia brutto w sektorze przedsiębiorstw oraz ich siła nabywcza rosły w skali roku wolniej niż przed miesiącem, ale szybciej niż w I kwartale br. Dynamika nominalnych oraz realnych emerytur i rent w obydwu systemach nadal była wyższa niż wynagrodzeń.

Przeciętne zatrudnienie w sektorze przedsiębiorstw w maju br. było niższe o 0,9% niż w analogicznym miesiącu ub. roku. Stopa bezrobocia rejestrowanego obniżyła się do 13,5%, nadal jednak była wyższa niż przed rokiem (wykr. 1). Według wyników badania popytu na pracę w I kwartale br. utworzono mniej nowych miejsc pracy niż w okresie pierwszych trzech miesięcy ub. roku, równocześnie zwiększyła się liczba miejsc poddanych likwidacji.

Produkcja sprzedana przemysłu w maju br. była niższa o 1,8% niż przed rokiem (po wyeliminowaniu sezonowości spadek wyniósł 1,5%) (wykr. 2). Zmniejszyła się produkcja w wytwarzaniu i zaopatrywaniu w energię elektryczną, gaz, parę wodną i gorącą wodę oraz w przetwórstwie przemysłowym, przy

wzroście w pozostałych dwóch sekcjach przemysłu. Wśród głównych grupowań przemysłowych niższa niż przed rokiem była produkcja w zakresie większości rodzajów dóbr, z wyjątkiem dóbr konsumpcyjnych trwałych. Spadek w skali roku produkcji budowlano-montażowej w maju br. pogłębił się do 27,5%, a po wyeliminowaniu czynników o charakterze sezonowym do 27,1% (wykr. 3). Sprzedaż detaliczna była wyższa niż przed rokiem o 1,2% (w kwietniu br. wzrosła o 0,1%).

W maju br. obserwowano dalsze osłabienie tempa wzrostu cen towarów i usług konsumpcyjnych w skali roku (do 0,5%). Wolniejsza niż w kwietniu br. była dynamika cen m.in. żywności i napojów bezalkoholowych oraz towarów i usług w zakresie transportu i łączności (wykr. 4). Spadek w skali roku cen producentów w przemyśle i budownictwie był nieco głębszy niż w poprzednim miesiącu.

Badania koniunktury gospodarczej przeprowadzone w czerwcu br. wskazują na bardziej pesymistyczne niż przed miesiącem oceny ogólnego klimatu koniunktury gospodarczej w przetwórstwie przemysłowym oraz utrzymujące się niekorzystne nastroje przedsiębiorstw budowlanych. Jednostki te wskazują na ograniczanie bieżącego portfela zamówień oraz produkcji. W najbliższych trzech miesiącach przedsiębiorstwa przetwórstwa przemysłowego przewidują rozszerzenie portfela zamówień i produkcji, ale mniejsze niż w maju br. Nadal negatywnie oceniana jest sytuacja finansowa firm przemysłowych, a prognozy w tym zakresie są niekorzystne i nieco gorsze od wskazywanych miesiąc wcześniej. Przewidywania jednostek budowlanych dotyczące portfela zamówień oraz produkcji są negatywne i nieco gorsze niż w maju. Zarówno przedsiębiorstwa działające w przetwórstwie przemysłowym, jak i firmy budowlane wskazują na możliwość spadku cen oraz nieco większych niż przed miesiącem redukcji zatrudnienia. Na niewielkie pogorszenie ujemnego wskaźnika koniunktury w handlu detalicznym wpływają głównie bardziej niekorzystne niż przed miesiącem przewidywania dotyczące sprzedaży oraz sytuacji finansowej.

Na rynku rolnym w maju br. ceny skupu większości podstawowych produktów rolnych (z wyjątkiem cen żywca drobiowego) obniżyły się w porównaniu z notowanymi w kwietniu br. W skali roku niższe były ceny żyta oraz żywca wołowego i wieprzowego, a wyższe — pszenicy, ziemniaków, drobiu rzeźnego oraz mleka (wykr. 5). Utrzymała się niska opłacalność produkcji trzody chlewnej, a ceny prosiąt na chów, w trzecim miesiącu z kolei, kształtowały się poniżej poziomu sprzed roku.

Dynamika obrotów towarowych handlu zagranicznego (liczonych w zł) w okresie styczeń—kwiecień br. była wyraźnie słabsza niż w analogicznym okresie ub. roku. Przy niewielkim wzroście eksportu i spadku importu znacznie poprawiło się ujemne saldo obrotów ogółem. Większe niż przed rokiem były obroty z krajami rozwijającymi się oraz eksport do krajów Europy Środkowo-

-Wschodniej. Zmniejszyły się natomiast obroty z krajami Unii Europejskiej. W okresie styczeń—marzec br. wskaźnik terms of trade ogółem kształtował się na korzystnym poziomie (101,7, wobec 96,8 przed rokiem).

Po pięciu miesiącach br. budżet państwa zamknął się deficytem w wysokości 30,9 mld zł, co stanowiło 87,0% kwoty założonej w ustawie budżetowej na 2013 r. Dochody wyniosły 107,8 mld zł, a wydatki — 138,7 mld zł (odpowiednio 36,0% oraz 41,4% planu).

Departament Analiz i Opracowań Zbiorczych

SPIS TREŚCI

DZIEWIĘĆDZIESIĄT PIĘĆ LAT GŁÓWNEGO URZĘDU STATYSTYCZNEGO

<i>Bożena Łazowska</i> — Główny Urząd Statystyczny w latach 1918—1939 ...	1
<i>Jan Kordos</i> — Moje pół wieku w statystyce	22

STUDIA METODOLOGICZNE

<i>Elżbieta Antczak</i> — Przestrzenny taksonomiczny miernik rozwoju	37
--	-----------

BADANIA I ANALIZY

<i>Wojciech Lichota</i> — Metody oceny kondycji finansowej przedsiębiorstw w Specjalnej Strefie Ekonomicznej Euro-Park Mielec	54
--	-----------

STATYSTYKA REGIONALNA

<i>Aneta Staszek, Anna Weszczak</i> — Regionalne zróżnicowanie występowania chorób zawodowych	63
---	-----------

STATYSTYKA MIĘDZYNARODOWA

<i>Adam Baszyński</i> — Transformacja sektora bankowego w krajach Europy Środkowej, Wschodniej i Południowo-Wschodniej	80
---	-----------

INFORMACJE. PRZEGLĄDY. RECENZJE

Wydawnictwa GUS — czerwiec 2013 r. (oprac. <i>Justyna Wójtowicz</i>)	99
Informacja o sytuacji społeczno-gospodarczej kraju — maj 2013 r. (oprac. <i>Departament Analiz i Opracowań Zbiorczych, GUS</i>)	102

CONTENTS

95 YEARS OF THE CENTRAL STATISTICAL OFFICE OF POLAND

<i>Bożena Łazowska</i> — Central Statistical Office of Poland in years 1918— —1939	1
<i>Jan Kordos</i> — My half-century in the statistics	22

METHODOLOGICAL STUDIES

<i>Elżbieta Antczak</i> — Spatial taxonomic measure of development	37
--	----

SURVEYS AND ANALYSES

<i>Wojciech Lichota</i> — Methods for assessing the financial health of com- panies in Special Economic Zone Euro-Park Mielec	54
--	----

REGIONAL STATISTICS

<i>Aneta Staszek, Anna Weszczak</i> — Regional differentiation of occupational diseases	63
--	----

INTERNATIONAL STATISTICS

<i>Adam Baszyński</i> — The transformation of the banking sector in the coun- tries of Central, East and South-East Europe	80
---	----

INFORMATION. REVIEWS. COMMENTS

Publications of the CSO of Poland in June 2013 (by <i>Justyna Wójtowicz</i>)	99
Information on the socio-economic situation of Poland in May 2013 (by <i>Aggregated Studies Department</i> , CSO)	102

TABLE DES MATIÈRES

QUATRE-VINGT QUINZIÈME ANNIVERSAIRE DE L'OFFICE CENTRAL DE STATISTIQUE DE POLOGNE

<i>Bożena Łazowska</i> — L'Office Central de Statistique de Pologne dans les années 1918—1939	1
<i>Jan Kordos</i> — Mon demi — siècle relatif à la statistique	22

ÉTUDES MÉTHODOLOGIQUES

<i>Elżbieta Antczak</i> — Mesure spatiale taxonométrique du développement ...	37
---	----

ÉTUDES ET ANALYSES

<i>Wojciech Lichota</i> — Méthodes relatives à l'évaluation de la situation financière des entreprises situées dans la Zone Économique Spéciale Euro-Park Mielec	54
--	----

STATISTIQUES RÉGIONALES

<i>Aneta Staszek, Anna Weszczak</i> — Différentiation régionale de la présence des maladies professionnelles	63
---	----

STATISTIQUES INTERNATIONALES

<i>Adam Baszyński</i> — Transformation du secteur bancaire dans les pays de l'Europe Centrale, Orientale ainsi que dans les pays de l'Europe Sud- -Est	80
--	----

INFORMATIONS. REVUES. COMPTE-RENDUS

Publications du GUS (juin 2013) (par <i>Justyna Wójtowicz</i>)	99
Information sur la situation socio-économique du pays — mai 2013 (par <i>Département d'Analyses et d'Élaborations Agrégées, GUS</i>)	102

СОДЕРЖАНИЕ

ДЕВЯНОСТО ПЯТЬ ЛЕТ ЦЕНТРАЛЬНОМУ СТАТИСТИЧЕСКОМУ УПРАВЛЕНИЮ

<i>Божена Лазовска</i> — Центральное статистическое управление в 1918— —1939 гг	1
--	---

<i>Ян Кордос</i> — Мои полвека в статистике	22
---	----

МЕТОДОЛОГИЧЕСКИЕ ИЗУЧЕНИЯ

<i>Эльжбета Антчак</i> — Пространственный таксономический измери- тель развития	37
--	----

ОБСЛЕДОВАНИЯ И АНАЛИЗ

<i>Войцех Лихота</i> — Методы оценки финансовой кондиции предпри- ятий в Особой экономической зоне Евро-Парк Мелец	54
---	----

РЕГИОНАЛЬНАЯ СТАТИСТИКА

<i>Анэта Сташек, Анна Вэцак</i> — Региональная дифференциация про- фессиональных заболеваний	63
---	----

МЕЖДУНАРОДНАЯ СТАТИСТИКА

<i>Адам Башиньски</i> — Трансформация банковского сектора в странах Центральной, Восточной и Юго-Восточной Европы	80
--	----

ИНФОРМАЦИИ. ОБЗОРЫ. РЕЦЕНЗИИ

Публикации ЦСУ (июнь 2013 г.) (разраб. <i>Юстина Войтович</i>)	99
---	----

Информация о социально-экономическом положении страны — май 2013 год (разраб. <i>Отдел анализа и сводных разработок, ЦСУ</i>)	102
---	-----

Do Autorów

Szanowni Państwo!

- W „Wiadomościach Statystycznych” publikowane są artykuły poświęcone teorii i praktyce statystycznej, omawiające metody i wyniki badań prowadzonych przez GUS oraz przez inne instytucje w kraju i za granicą, jak również zastosowanie informatyki w statystyce oraz zmiany w systemie zbierania i udostępniania informacji statystycznej. Zamieszczane są też materiały dotyczące zastosowania w kraju metodologicznych i klasyfikacyjnych standardów międzynarodowych oraz informacje o działalności organów statystycznych i Polskiego Towarzystwa Statystycznego, a także o rozwoju myśli statystycznej i kształceniu statystycznym.
- Artykuły proponowane do opublikowania w „Wiadomościach Statystycznych” powinny zawierać oryginalne opisy zjawisk oraz autorskie wnioski i sugestie dotyczące rozwoju badań i analiz statystycznych. Dla zwiększenia właściwego odbioru nadsyłanych tekstów Autorzy powinni wyraźnie określić cel opracowania artykułu oraz jasno przedstawić wyniki, a w przypadku prezentacji przeprowadzonych badań — opisać zastosowaną metodę i osiągnięte wyniki. Przy prezentacji nowych metod analizy konieczne jest podanie przykładów ich zastosowania w praktyce statystycznej.
- Artykuły zamieszczane w „Wiadomościach Statystycznych” powinny wyrażać opinie własne Autorów. Autorzy ponoszą odpowiedzialność za treść zgłaszanych do publikacji artykułów. W razie zastrzeżeń ze strony czytelników w sprawie tych treści Autorzy zostają zobligowani do merytorycznej 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 dwóm niezależnym, zewnętrznym recenzentom specjalizującym się w poszczególnych dziedzinach statystyki, którzy w swojej decyzji kierują się kryterium oryginalności i jakości opracowania, w tym treści i formy, a także potencjalnego zainteresowania czytelników. Recenzje są opracowywane na drukach zaakceptowanych przez Kolegium Redakcyjne „Wiadomości Statystycznych”. Recenzenci są zobowiązani do poświadczenia (na karcie recenzji) braku konfliktu interesów z Autorem. Wybór recenzentów jest poufny.
- Lista recenzentów oceniających artykuły w danym roku jest publikowana w pierwszym numerze elektronicznej wersji czasopisma.
- Autorzy artykułów, którzy otrzymali pozytywne recenzje, wprowadzają zasugerowane przez recenzentów poprawki i dostarczają redakcji zaktualizowaną wersję opracowania. Autorzy poświadczają w piśmie uwzględnienie wszystkich poprawek. Jeśli zaistnieje 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 szczegółowa dyskusja poświęcona omówieniu zgłoszonych przez Autorów artykułów, w której uwzględniane są opinie przedstawione w recenzjach wraz z rekomendacją ich opublikowania.
- Redakcja „Wiadomości Statystycznych” przestrzega zasady nietolerowania przejawów nierzetelności naukowej autorów artykułów polegającej na:
 - a) nieujawnianiu współautorów, mimo że wnieśli oni istotny wkład w powstanie artykułu, określanemu w języku angielskim terminem „ghostwriting”;
 - b) 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 (wzór oświadczenia zamieszczono na stronie internetowej) dotyczące:

 - a) stwierdzenia, że zgłoszony artykuł jest własnym dziełem i nie narusza praw autorskich osób trzecich,
 - b) wykazania wkładu w powstanie artykułu przez poszczególnych współautorów,
 - c) poinformowania, że zgłoszony artykuł nie był dotychczas publikowany i nie został złożony w innym wydawnictwie.

Główną odpowiedzialność za rzetelność przekazanych informacji, łącznie z informacją na temat wkładu poszczególnych współautorów w powstanie artykułu, ponosi zgłaszający artykuł.
- Artykuły opublikowane są dostępne w wersji elektronicznej na stronie internetowej czasopisma.
- Wersję pierwotną czasopisma stanowi wersja elektroniczna.

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

Informacje ogólne

- Artykuły należy dostarczać pocztą elektroniczną (lub na płycie CD). Prosimy również o przesłanie dwóch egzemplarzy jednostronnego wydruku tekstu na adres:
a.swiderska@stat.gov.pl lub e.grabowska@stat.gov.pl
 Redakcja „Wiadomości Statystycznych”
 Główny Urząd Statystyczny
 al. Niepodległości 208, 00-925 Warszawa

- Konieczne jest dołączenie do artykułu skróconej informacji (streszczenia) o jego treści (ok. 10 wierszy) w języku polskim i, jeżeli jest to możliwe, także w językach angielskim i rosyjskim. Streszczenie powinno być utrzymane w formie bezosobowej i zawierać: ogólny opis przedmiotu artykułu, określenie celu badania, przyjętą metodologię badania oraz ważniejsze wnioski.
- Pytania dotyczące przesłanego artykułu, co do jego aktualnego statusu itp., należy kierować do redakcji na adres: a.swiderska@stat.gov.pl lub e.grabowska@stat.gov.pl lub tel. 22 608-32-25.
- Korespondencję do redaktora naczelnego należy kierować na adres t.walczak@stat.gov.pl.

Wymogi edytorskie wydawnictwa

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

1. Edytor tekstu — Microsoft Word, format *.doc lub *.docx.
2. Czcionka:
 - autor — Arial, wersalik, wyrównanie do lewej, 12 pkt.,
 - tytuł opracowania — Arial, wyśrodkowany, 16 pkt.,
 - tytuły rozdziałów i podrozdziałów — Times New Roman, wyśrodkowany, kursywa, 14 pkt.,
 - tekst główny — Times New Roman, normalny, wyjustowany, 12 pkt.,
 - przypisy — Times New Roman, 10 pkt.
3. Marginesy przy formacie strony A4 — 2,5 cm z każdej strony.
4. Odstęp między wierszami półtoręj linii oraz interlinia przed tytułami rozdziałów.
5. Pierwszy wiersz akapitu wcięty o 0,4 cm, enter na końcu akapitu.
6. Wyszczególnianie rozmaitych kategorii należy zacząć od kropek, a numerowanie od cyfr arabskich.
7. Strony powinny być ponumerowane automatycznie.
8. Wykresy powinny być załączone w osobnym pliku w oryginalnej formie (Excel lub Corel), tak aby można było je modyfikować przy opracowaniu edytorskim tekstu. W tekście należy zaznaczyć miejsce ich włączenia. Należy także przekazać dane, na podstawie których powstały wykresy.
9. Tablice należy zamieszczać w tekście, zgodnie z treścią artykułu. W tablicach nie należy stosować rastrów, cieniowania, pogrubiania czy też podwójnych linii itp.
10. Pod wykresami i tablicami należy podać informacje dotyczące źródła opracowania.
11. Stosowane są skróty: tablica — tabl., wykres — wykr.
12. Przypisy do tekstu należy umieszczać na dole strony.
13. Przytaczane w treści artykułu pozycje literatury przedmiotu należy zamieszczać podając nazwisko autora i rok wydania publikacji według wzoru: (Kowalski, 2002). Z kolei przytaczane z podaniem stron pozycje literatury przedmiotu należy zamieszczać w przypisie dolnym według wzoru: Kowalski (2002), s. 50—58.
14. Wykaz literatury należy zamieszczać na końcu opracowania według porządku alfabetycznego według wzoru: Kowalski J. (2002), *Tytuł publikacji*, Wydawnictwo X, Warszawa (bez podawania numerów stron). Literatura powinna obejmować wyłącznie pozycje przytoczone w artykule.