

Cena zł 12,00
(VAT 5%)

Indeks 381306
PL ISSN 0043-518X

WIADOMOŚCI STATYSTYCZNE

GŁÓWNY
URZĄD
STATYSTYCZNY

POLSKIE
TOWARZYSTWO
STATYSTYCZNE

MIESIĘCZNIK
ROK LVII
WARSZAWA
LUTY 2012

2

w numerze m.in.:

EWA ADACH-STANKIEWICZ, AGNIESZKA MATULSKA-BACHURA
Statystyka usług w pracach Grupy Voorburg

DOMINIK ŚLIWICKI, MAREK RĘKLEWSKI

Wykorzystanie modeli logitowych w analizie czynników aktywności
zawodowej ludności



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 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 Zagoździńska, mgr Katarzyna Jaszczyk-El Guerouani (sekretarz, tel. 22 608-32-19, k.jaszczyk@stat.gov.pl)

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 Gorczyzcy, mgr Andrzej Kajkowski (wykresy).

Indeks 381306

WARUNKI PRENUMERATY REALIZOWANEJ PRZEZ RUCH S.A.

Prenumerata krajowa:

Wpłaty na prenumeratę przyjmują jednostki kolportażowe „RUCH” S.A. właściwe dla miejsca zamieszkania lub siedziby prenumerującego. Termin przyjmowania wpłat na prenumeratę krajową do 5 każdego miesiąca poprzedzającego okres rozpoczęcia prenumeraty.

W Internecie <http://www.prenumerata.ruch.com.pl>

Prenumerata opłacana w złotych ze zleceniem wysyłki za granicę:

Informacji o warunkach prenumeraty i sposobie zamawiania udziela „RUCH” S.A. Oddział Krajowej Dystrybucji Prasy, 01-248 Warszawa, ul. Jana Kazimierza 31/33.

Telefony: 22 5328-731, 5328-834, 5328-639, fax 5328-690.

Infolinia: 0-800-1200-29, wpłaty na konto w banku PEKAO S.A. IV O/Warszawa. Nr 12401053-40060347-2700-401112-005 lub w kasie Oddziału.

Dokonując wpłaty na prenumeratę w banku czy też w urzędzie pocztowym należy podać: nazwę naszej firmy, nazwę banku, numer konta, czytelny pełny adres odbiorcy za granicą, okres prenumeraty, rodzaj wysyłki (pocztą lotniczą czy zwykłą) oraz zamawiany tytuł.

Warunkiem rozpoczęcia wysyłki prenumeraty jest dokonanie wpłaty na nasze konto.

Terminy przyjmowania wpłat na prenumeratę „WIADOMOŚCI STATYSTYCZNYCH”:

do 05.12 — na I kwartał roku następnego lub na cały rok następny,

do 05.03 — na II kwartał roku bieżącego,

do 05.06 — na III kwartał roku bieżącego,

do 05.09 — na IV kwartał roku bieżącego.

STULECIE POLSKIEGO TOWARZYSTWA STATYSTYCZNEGO

Jan KORDOS

Działalność naukowa Polskiego Towarzystwa Statystycznego po 1945 r.

Po 1945 r. skoncentrowano się na organizacji statystyki oficjalnej. GUS wznowił swoją działalność w marcu 1945 r., wielu członków PTS okresu przedwojennego objęło w nim kluczowe stanowiska kierownicze. Dyrektorem (odpowiednikiem dzisiejszego prezesa) został prof. Stefan Szulc, wicedyrektorami Kazimierz Romaniuk i Juliusz Miller. Na dziewięciu naczelników istniejących wówczas wydziałów GUS (odpowiedników dzisiejszych departamentów), siedmiu było przed wojną członkami PTS.

Na początku 1947 r. prof. Stefan Szulc wraz z gronem najbliższych współpracowników wystąpił, na podstawie przedwojennego statutu, o reaktywowanie PTS, a 5 marca 1947 r. zostało ono wpisane do rejestru. Następnie podjęto starania o zorganizowanie zgromadzenia członków Towarzystwa, które w rezultacie odbyło się 15 czerwca 1947 r. pod przewodnictwem Edwarda Strzeleckiego¹.

W sprawach programowych postanowiono: wznowić działalność istniejących przed wojną czterech sekcji oraz dodać Sekcję Miejską; wznowić wydawanie „Przeglądu Statystycznego”; organizować zebrania naukowe ogólne i sekcyjne;

¹ *Zebrań konstytucyjne* (1949), „Przegląd Statystyczny”, t. III, nr 1/2, s. 267—269.

nawiązać kontakty z organizacjami statystycznymi za granicą; zająć się popularyzacją statystyki; podjąć inicjatywę wydania popularnego podręcznika statystyki; podjąć pracę nad rozwiązaniem aktualnych zagadnień statystyki polskiej. Program działalności był bardzo ambitny i uzasadniony z punktu widzenia celów i zadań Towarzystwa. W praktyce zrealizowano tylko nieliczne z tych zamierzeń.

Na zgromadzeniu Towarzystwa 15 czerwca 1947 r. wybrano do Zarządu członków na funkcje: prof. S. Szulca — przewodniczącego, prof. Tadeusza Banachiewicza — wiceprzewodniczącego, Zygmunta Zarembę — sekretarza, dra Egona Vielroseggo — skarbnika. Ponadto do Zarządu weszli: prof. Marcin Kasprzak, dr Franciszek Król i dr Kazimierz Romaniuk. Na członków Rady PTS wybrano znakomitych statystyków oraz specjalistów innych dziedzin².

6 lipca 1947 r. odbyło się pierwsze posiedzenie nowej Rady, na którym omówiono plan pracy, kwestie związane ze szkoleniem statystyków i zasady przyjmowania nowych członków Towarzystwa. Postanowiono powołać pięć sekcji: Statystyki Gospodarczej, Statystyki Ludnościowej, Statystyki Matematycznej, Statystyki Miejskiej, Statystyki w Przedsiębiorstwie, a także zorganizować pracę w oddziałach terenowych. Zdecydowano wznowić wydawanie „Przeglądu Statystycznego”. Powołano Komitet Redakcyjny w składzie: prof. Stefan Szulc — przewodniczący, prof. Tadeusz Banachiewicz — wiceprzewodniczący, mgr Maria Namysłowska — sekretarz oraz prof. Marcin Kasprzak i dr Kazimierz Romaniuk. Niebawem przystąpiono do organizacji oddziałów terenowych oraz zebrań naukowych.

Drugie posiedzenie Rady Towarzystwa odbyło się 10 kwietnia 1949 r., na którym poruszono m.in. potrzebę opracowania szczegółowej biografii prac statystycznych oraz słownika definicji i terminologii statystycznej.

Kolejne Walne Zgromadzenie PTS odbyło się 29 maja 1949 r. pod przewodnictwem Jana Czekanowskiego, z udziałem 31 członków. W toku dyskusji nad sprawozdaniem ustępujących władz Towarzystwa uznano, że działalność jego nie była dość intensywna. Zgłoszono liczne postulaty, a dr Marek Fisz przedstawił obszerny program prac Towarzystwa³. Wnioski dotyczące działalności Towarzystwa zgłoszili również prof. Edward Szturm de Sztrem i Zygmunt Padowicz.

Zgromadzenie wybrało jednogłośnie na prezesa powtórnie prof. Stefana Szulca, a na wiceprezesa prof. Tadeusza Banachiewicza. Do Zarządu weszli: Maria Czarnowska, której powierzono funkcję sekretarza, prof. Marcin Kasprzak, Zygmunt Padowicz, dr Egon Vielrose (skarbnik) i mgr Ryszard Zasepa. W składzie Rady PTS znaleźli się znani specjaliści wielu dziedzin naukowych. Tego samego dnia odbyło się zebranie naukowe członków Towarzystwa, na którym prof. Tadeusz Banachiewicz wygłosił odczyt pt. *Zastosowanie krakowianów w rachunku wyrównawczym*.

² Czarnowska M. (1988), *Polskie Towarzystwo Statystyczne: 1937—1955 oraz 1981—1987*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 2, s. 5—10.

³ *Kronika* (1949), „Przegląd Statystyczny”, t. III, nr 1/2, s. 275 i 276.

Nowa Rada Towarzystwa powołała Komisję Słownictwa Statystycznego oraz Komisję Szkolenia Statystycznego. Projekty te nie zostały jednak w pełni zrealizowane. W tym samym czasie nastąpiło szereg zmian w organizacji GUS, wyższych szkół ekonomicznych oraz innych instytucji naukowych. Kilku aktywnych członków PTS musiało przestać pracować w GUS, a prof. Stefan Szulc, prezes GUS i Towarzystwa, przeszedł na emeryturę.

Nowe władze GUS odmówiły Towarzystwu subwencji, która stanowiła główne źródło utrzymania PTS. Do końca 1950 r., mimo licznych trudności, PTS jeszcze działało. Odbywały się zebrania Zarządu i niektórych sekcji. Szczególnie aktywnie działała Sekcja Statystyki Matematycznej, która pod kierunkiem prof. Tadeusza Banachiewicza odbyła kilka zebrań naukowych.

W marcu 1950 r. ukazał się (jedyne po wojnie) tom III (nr 1/2) „Przeglądu Statystycznego”, z rokiem edycji 1949. Zbierano też materiał do następnego tomu. 17 grudnia 1950 r. odbyło się posiedzenie Rady PTS, na którym Zarząd zaproponował likwidację Towarzystwa. Rada odrzuciła ten wniosek, szczególnie ostro przeciw likwidacji Towarzystwa wystąpił prof. Hugo Steinhaus, uzasadniając bezpodstawność takiego postępowania. Próby uaktywnienia działalności Towarzystwa nie dały jednak rezultatów. Działalność PTS zamarła, pomimo że od 26 do 29 czerwca 1951 r. odbywał się I Kongres Nauki Polskiej, a w grudniu 1952 r. odbyła się I Konferencja Katedr Statystyki Szkół Wyższych. Na Konferencji postulowano utworzenie Sekcji Statystyki w Polskim Towarzystwie Ekonomicznym (PTE), którą powołano w marcu 1953 r.

Ostatnie Walne Zgromadzenie PTS odbyło się już w lokalu PTE 12 grudnia 1953 r. Prof. Stefan Szulc przedstawił działalność PTS. Omówiono także sprawy związane z przekazaniem zasobów Towarzystwa władzom PTE. 4 kwietnia 1955 r. odbyło się posiedzenie komisji likwidacyjnej PTS, na którym sporządzono protokół przekazania Polskiemu Towarzystwu Ekonomicznemu akt, księgozbioru i wydawnictw PTS.

SEKCJA STATYSTYKI W POLSKIM TOWARZYSTWIE EKONOMICZNYM W LATACH 1953—1981

PTE zwołało konferencję organizacyjną statystyków ośrodka warszawskiego, na której powołano Sekcję Statystyki⁴. Podstawowymi formami jej działalności miały być zebrania dyskusyjne i publikacje, a przede wszystkim wznowienie „Przeglądu Statystycznego”. Do Zarządu Sekcji wybrano: prof. Kazimierza Romaniuka na przewodniczącego, prof. Edwarda Szturm de Sztrema na wiceprzewodniczącego oraz dra Romana Kulczyckiego na sekretarza. Ustalono, że organem Sekcji Statystyki PTE będzie „Przegląd Statystyczny”, któremu dodano podtytuł „Kwartalnik poświęcony nauce i potrzebom życia”. Zaczął się on ukazywać na początku 1954 r. Pierwszym redaktorem naczelnym był prof. Kazimierz Romaniuk, a kolejnym prof. Wiesław Sadowski. Sekcje staty-

⁴ Archiwum Akt Nowych, zespół akt pt. *Sprawozdania z działalności PTE 1951—1956*, z. 51.

styki w oddziałach PTE powstały w Poznaniu, Łodzi, Szczecinie, Wrocławiu, Katowicach i Krakowie. Działy one do 1981 r.

Warto dodać, że warszawska Sekcja Statystyki odgrywała przez jakiś czas rolę Zarządu dla terenowych sekcji statystyki⁵. Warszawską Sekcją Statystyki kierował początkowo prof. Kazimierz Romaniuk, a sekretarzem był prof. Roman Kulczycki. W późniejszym okresie Sekcji przewodniczył prof. Wiesław Sadowski, a w okresie 1966—1972 funkcję sekretarza Sekcji pełniłem osobiście. W latach 1974—1980 sekretarzem Sekcji został prof. Jerzy Greń z SGPiS (obecnie SGH). Warszawska Sekcja Statystyki była dość aktywna. Zwykle zebrania naukowe odbywały się raz w miesiącu (poza okresem wakacji). Dzięki profesorowi Sadowskiemu odbył się w Warszawie w 1966 r. Europejski Kongres Towarzystwa Ekonometrycznego, a w 1975 r. Kongres Międzynarodowego Instytutu Statystycznego⁶.

Na zebraniach Sekcji w trakcie kadencji prof. Wiesława Sadowskiego referaty wygłaszali nie tylko Polacy, ale także naukowcy z innych krajów zapraszani przez Profesora, byli to statystycy lub ekonometrycy. Niejednokrotnie dyskutowano możliwość reaktywowania PTS. Omówiono również sprawozdania z wyjazdów zagranicznych, które zwykle były publikowane w polskich periodykach statystycznych.

REAKTYWOWANIE PTS W 1981 R.

Na fali ogólnego ożywienia w kraju, w gronie pracowników GUS powstała w roku 1980 inicjatywa utworzenia odrębnej organizacji statystycznej. Dyskusje były dość burzliwe, padały różne koncepcje i propozycje, w konkluzji zwyciężyła propozycja reaktywowania PTS. Wyłonił się zespół, któremu przewodniczył prof. Leszek Zienkowski, w którego skład wszedł dr Lucjan Adamczuk, mgr Kazimierz Latuch i inni. Dołączyłem do tego zespołu, po wieloletnim pobycie w Etiopii, w sierpniu 1980 r. Grupa ta przygotowała podstawowe dokumenty potrzebne do założenia nowej organizacji (projekt statutu, deklaracja programowa), a następnie zwołała zgromadzenie założycielskie PTS. Odbyło się ono w Warszawie, w Muzeum Woli 16 kwietnia 1981 r.⁷ Uczestniczyło w nim 40 przedstawicieli środowiska statystycznego z Białegostoku, Lublina, Łodzi, Olsztyna, Poznania, Rzeszowa, Szczecina, Torunia, Warszawy i Wrocławia. Zgromadzenie założycielskie podjęło uchwałę o powołaniu do życia PTS oraz przedyskutowano dokumenty przygotowane przez wspomniany zespół. Wybrano także Tymczasową Radę Główną PTS, zobowiązując ją do prowadzenia dalszych prac związanych z formalnym i faktycznym powołaniem Towarzystwa.

⁵ Archiwum Akt Nowych, zespół akt pt. *Sprawozdania z działalności PTE 1953—1956*, z. 51; Kulczycki R. (1954), *Sekcja Statystyki Polskiego Towarzystwa Ekonomicznego*, „Przegląd Statystyczny”, nr 1/2, s. 170; (1956), nr 1, s. 114—116.

⁶ Podgórska M., Welfe A. (2010), *Wiesław Sadowski — wspomnienie pośmiertne*, „Nauka” nr 4, s. 183 i 184.

⁷ Na podstawie sprawozdań PTS.

Tymczasowa Rada Główna Towarzystwa

Tymczasowa Rada Główna powierzyła funkcję prezesa prof. drowi hab. Mikołajowi Latuchowi, wiceprezesów — prof. drowi hab. Leszkowi Zienkowskiemu i drowi hab. Janowi Kordosowi, sekretarza — drowi Lucjanowi Adamczukowi, skarbnika — mgrowi Kazimierzowi Latuchowi.

Tymczasowa Rada Główna przygotowała program prac Towarzystwa, zarejestrowała statut, który został wpisany do rejestru m.st. Warszawy 10 września 1981 r. Powołała również oddziały terenowe w Gdańsku, Katowicach, Koszalinie, Krakowie, Lublinie, Łodzi, Poznaniu, Szczecinie, Warszawie i Wrocławiu. Towarzystwo liczyło wówczas 295 członków.

I Walne Zgromadzenie Delegatów 29 listopada 1982 r. w Warszawie

I Walnemu Zgromadzeniu przewodniczył dr Stanisław Róg. Wspominał on zmarłych prezesów poprzedniego PTS: prof. Edwarda Szturm de Sztrema i prof. Stefana Szulca. Następnie wiceprezes GUS prof. dr hab. Tadeusz Walczak przedstawił referat nt. *Roli statystyki w aktualnej sytuacji społeczno-gospodarczej kraju*. Program działalności PTS omówił prof. dr hab. Leszek Zienkowski.

Rada Główna PTS wyłoniła Prezydium w składzie: prof. dr hab. Mikołaj Latuch — prezes, prof. Andrzej Barczak i prof. Ryszard Zasepa — wiceprezesa, mgr Kazimierz Latuch — sekretarz, mgr Maria Namysłowska — skarbnik. Ponadto w skład Prezydium weszli dr Stanisław Paradysz i dr Stanisław Róg. W okresie I kadencji Rady Głównej PTS odbyły się dwa posiedzenia naukowe:

- na pierwszym z nich, 20 stycznia 1984 r., doc. dr hab. Jan Kordos przedstawił informację nt. *44 sesji Międzynarodowego Instytutu Statystycznego*, która odbyła się w Madrycie, a mgr Tadeusz Kania mówił nt. *Systemu publikacji statystycznych organizacji międzynarodowych*;
- na drugim posiedzeniu, 4 maja 1984 r., przedstawiono dwa referaty: mgr inż. Zofii Szyran-Wiśniewskiej nt. *Założeń metodycznych obliczania dochodów realnych ludności rolniczej i nierolniczej* oraz mgra Tadeusza Toczyńskiego nt. *Koncepcji działalności Komisji Statystyki w Przedsiębiorstwie PTS*.

Pierwsza kadencja władz PTS trwała nieco ponad trzy lata. Zajmowano się głównie organizacją oddziałów, organów i instytucji Towarzystwa, przyjmowaniem członków oraz tworzeniem zaplecza technicznego. W I kadencji PTS liczyło ok. 400 członków w dziewięciu oddziałach.

DZIAŁALNOŚĆ NAUKOWA TOWARZYSTWA W LATACH 1985—1994

Działalność naukową Towarzystwa przedstawię w ujęciu syntetycznym. Z konieczności ograniczę się do krajowych konferencji i spotkań naukowych oraz do ważniejszych wydarzeń związanych z działalnością naukową Towarzystwa. Współpracę międzynarodową przedstawię w oddzielnym artykule.

II Walne Zgromadzenie Delegatów (II kadencja trwała od 14 XII 1985 r. do 31 III 1990 r.)

II Walne Zgromadzenie Delegatów odbyło się 14 grudnia 1985 r. w Warszawie z udziałem 33 delegatów i zaproszonych gości. Referat naukowy pt. *Aktualne trendy w zakresie badania jakości danych statystycznych* wygłosił Jan Kordos.

Wybrano Prezydium Rady Głównej, które ukonstytuowało się następująco: prezes — doc. dr hab. Jan Kordos, wiceprezesa — doc. dr Czesław Domański i prof. dr hab. Ryszard Zasępa, sekretarz — dr Zenon Rajewski, skarbnik — mgr Jan Berger.

Konferencja naukowa dla uczczenia jubileuszu 75-lecia Towarzystwa

Szczególnym momentem w II kadencji była uroczysta konferencja naukowa dotycząca uczczenia jubileuszu 75-lecia PTS⁸. Konferencja odbyła się 26 października 1987 r., wzięło w niej udział ponad 100 osób. W konferencji uczestniczyli również goście honorowi: prof. dr Wiesław Sadowski — prezes GUS, prof. dr hab. Tadeusz Walczak i mgr Kazimierz Rusinek — wiceprezesa GUS oraz prof. dr hab. Mikołaj Latuch, prof. dr Kazimierz Romaniuk, dr Stanisław Róg, prof. dr hab. Kazimierz Secomski, doc. dr hab. Michał Woźniak, prof. dr hab. Kazimierz Zajac, prof. dr hab. Aleksander Zeliaś, prof. dr hab. Zygmunt Zieliński.

Konferencję prowadził prof. dr Wiesław Sadowski. Przewodniczył też Komitetowi Honorowemu Obchodów Jubileuszu. Po słowie wstępnym Profesora głos zabrała dr Maria Czarnowska, która przedstawiła skrócony zarys historii Towarzystwa w latach 1912—1987. Jako następny wystąpił prof. Kazimierz Romaniuk, wygłaszając referat pt. *Tradycje polskich powszechnych spisów ludności*. Na zakończenie prof. Ryszard Zasępa przedstawił referat pt. *Wybrane problemy metodologiczne spisów ludności*. Referaty te opublikowano w „Wiadomościach Statystycznych” z 1988 r. w nrze 2⁹. Konferencję utrwalono na taśmie wideo¹⁰.

Po zakończeniu konferencji odbyło się zebranie sprawozdawcze Walnego Zgromadzenia Delegatów PTS za okres od grudnia 1985 r. do października 1987 r.¹¹

⁸ Jopkiewicz A. (1987), *Konferencja naukowa poświęcona 75. rocznicy powstania Polskiego Towarzystwa Statystycznego*, „Biuletyn Informacyjny RG PTS”, nr 5, s. 3—5, a także w tym numerze artykuły: J. Bergera, W. Łagodzińskiego, M. Czarnowskiej i Z. Rajewskiego.

⁹ Jan Kordos, *75-lecie Polskiego Towarzystwa Statystycznego*, s. 1 i 2; Jan Berger, *Powstanie i pierwsze lata działalności Polskiego Towarzystwa Statystycznego*, s. 2 i 3; Józef Wojtyński, *Towarzystwo Ekonomistów i Statystyków Polskich*, s. 3—5; Maria Czarnowska, *Polskie Towarzystwo Statystyczne, 1937—1955 oraz 1981—1987*, s. 5—9; Kazimierz Romaniuk, *Tradycje polskich powszechnych spisów ludności*, s. 10—15; Ryszard Zasępa, *Wybrane problemy metodologiczne spisów ludności*, s. 15—19.

¹⁰ Taśmy z nagraniami z konferencji znajdują się w Centralnej Bibliotece Statystycznej im. St. Szulca, GUS.

¹¹ Rajewski Z. (1988), *Zebranie sprawozdawcze Walnego Zgromadzenia Delegatów Polskiego Towarzystwa Statystycznego*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 2, s. 20—22.

Krajowe konferencje naukowe

- *Teoria i praktyka badania modeli wykorzystania czasu przez ludność*, maj 1988 r., Jabłonna k. Warszawy. Organizatorzy — RG PTS wspólnie z Instytutem Polityki Społecznej Uniwersytetu Warszawskiego.
- *Problemy statystycznych badań metodą reprezentacyjną*, wrzesień 1988 r. w Zwartowie. Organizator — Oddział Gdański PTS. Wyniki konferencji opublikowano w serii wydawniczej „Biblioteka Wiadomości Statystycznych”¹².
- *Dynamiczne modele ekonometryczne*. Ogólnopolskie seminarium naukowe, kwiecień 1989 r. w Ciechocinku. Organizator — Toruński Oddział PTS¹³.
- *Statystyczne metody badania cen*, wrzesień 1989 r. w Sulejowie. Organizator — Łódzki Oddział PTS. Wyniki konferencji opublikowano w „BWS”¹⁴.
- *Taksonomia — teoria i jej zastosowania*. Ogólnopolska konferencja naukowa, wrzesień 1989 r., Mogilany k. Krakowa. Organizatorzy — Sekcja Taksonomiczna PTS i Oddział Krakowski PTS.

Ważniejsze rezultaty II kadencji

- Utworzenie w 1986 r. „Biuletynu Informacyjnego Rady Głównej PTS”, redagowanego przez zespół: Jan Berger (sekretarz redakcji), Maria Czarnowska, Andrzej Jopkiewicz (przewodniczący), Zygmunt Peuker. „Biuletyn...” ukazywał się przez 12 lat, do końca 1998 r. Wydano 44 numery o łącznej objętości 1971 stron.
- 25 października 1987 r. Zgromadzenie Ogólne zmieniło statut zezwalający na zwiększenie liczby członków Rady Głównej PTS do 22.
- W marcu 1987 r. utworzono Biuro Badań i Analiz Statystycznych przy Radzie Głównej PTS. Na kierownika Biura powołano mgra Władysława W. Łagodzińskiego.
- W sierpniu 1989 r. periodyk GUS „Wiadomości Statystyczne” przekształcono we wspólne wydawnictwo GUS i PTS.

III Walne Zgromadzenie Delegatów PTS (III kadencja trwała od 31 III 1990 r. do 1 X 1994 r.)

III Walne Zgromadzenie Delegatów PTS ponownie wybrało na stanowisko prezesa prof. dra hab. Jana Kordosa, a na wiceprezesów — prof. dra hab. Andrzeja Balickiego i prof. dra hab. Ryszarda Zasepę, na sekretarza — dra Zenona Rajewskiego, na skarbnika — mgra Jana Bergera.

¹² *Problemy statystycznych badań metodą reprezentacyjną* (1988), „Biblioteka Wiadomości Statystycznych”, t. 36, GUS, s. 200.

¹³ Wiśniewski J. W. (1989), *Dynamiczne modele ekonometryczne*, ogólnopolskie seminarium naukowe, „Biuletyn Informacyjny RG PTS”, nr 11, Warszawa, s. 5—9.

¹⁴ *Statystyczne metody badania cen* (1990), „Biblioteka Wiadomości Statystycznych”, t. 38, GUS.

Rozbudowano struktury terenowe Towarzystwa, a liczba jego członków wzrosła do ok. 800. W 1993 r. ukazało się po raz pierwszy czasopismo PTS-u o charakterze międzynarodowym „Statistics in Transition”.

Krajowe konferencje naukowe

- *Wskaźniki społeczne*, październik 1990 r. w Warszawie. Wyniki konferencji opublikowano w „BWS”¹⁵.
- W roku 1991 odbyła się w Warszawie konferencja międzynarodowa: *Pomiar ubóstwa w okresie przemian gospodarczych w krajach Europy Wschodniej*.
- Naukowa konferencja z okazji 80-lecia działalności PTS, maj 1992 r. w Mogilanach. Organizatorzy — Oddział Krakowski PTS, przy współudziale RG PTS.
- *Rozwój myśli i instytucji statystycznych na ziemiach polskich*, maj 1993 r. w Mogilanach. Ogólnopolska konferencja naukowa w ramach 75-lecia GUS i 200-lecia statystyki polskiej. Organizatorzy — Oddział Krakowski PTS wspólnie z Wojewódzkim Urzędem Statystycznym w Krakowie¹⁶.
- *Wyzwania polskiej statystyki*. Ogólnopolska konferencja naukowa z okazji 75-lecia GUS i 200-lecia statystyki polskiej, czerwiec 1993 r. w Warszawie. Wyniki opublikowano w „BWS”¹⁷.
- *Statystyka polska wczoraj, dziś i jutro*. Sesja naukowo-historyczna z okazji 75-lecia GUS i 200-lecia statystyki polskiej, lipiec 1993 r. w Warszawie. Organizatorzy — GUS z aktywnym udziałem RG PTS.
- *Rozwój metodologii badań statystycznych w Polsce*. Ogólnopolska konferencja naukowa z okazji 75-lecia GUS i 200-lecia statystyki polskiej, wrzesień 1993 r. w Poznaniu. Organizatorzy: GUS, RG PTS i Oddział Poznański PTS. Wyniki opublikowano w „BWS”¹⁸.

Międzynarodowa konferencja naukowa

- *Small Area Statistics and Survey Design*, październik 1992 r. w Warszawie. Organizatorzy: PTS, GUS, Międzynarodowy Instytut Statystyczny.

Ważniejsze rezultaty III kadencji

- W 1991 r. odbyło się seminarium *Statistical Seminar in English*, prowadzone w języku angielskim przez grupę profesorów¹⁹.

¹⁵ *Wskaźniki społeczne* (1991), „Biblioteka Wiadomości Statystycznych”, t. 41, GUS.

¹⁶ Berger J. (1993), *Konferencja naukowa: Rozwój myśli i instytucji statystycznych na ziemiach polskich*, „Biuletyn Informacyjny RG PTS”, nr 27, s. 3—6.

¹⁷ *Wyzwania polskiej statystyki* (1994), „Biblioteka Wiadomości Statystycznych”, t. 43, GUS.

¹⁸ *Rozwój metodologii badań statystycznych w Polsce*, „Biblioteka Wiadomości Statystycznych”, tom 44, GUS, 1995, 329 stron.

¹⁹ *Seminarium statystyczne w języku angielskim*, „Biuletyn Informacyjny RG PTS”, nr 21, s. 49 i 50.

- W maju 1992 r. ukazała się publikacja RG PTS pt. *Polskie Towarzystwo Statystyczne 1912—1992*, przygotowana w ramach prac Komisji Historycznej RG PTS.
- 19 maja 1992 r. odbyło się Walne Zgromadzenie sprawozdawcze Delegatów PTS w Mogilanach, dotyczące programu działalności PTS na okres drugiej połowy kadencji RG PTS. Uchwalono szereg wniosków oraz wprowadzono zmiany do statutu Towarzystwa.
- W 1993 r. zorganizowano wykłady z cyklu *Wyzwania polskiej statystyki społecznej*. Odbyło się 15 wykładów przygotowanych przez wybitnych naukowców, które opublikowano w kolejnych numerach „Biuletynu Informacyjnego RG PTS”.
- W lipcu 1993 r. ukazał się pierwszy numer czasopisma PTS w języku angielskim „Statistics in Transition”, redagowanego przez statystyków z różnych krajów, a wydawanego przez GUS.
- W styczniu 1994 r. przekształcono Sekcję Taksonomiczną PTS w Sekcję Klasyfikacji i Analizy Danych. Przewodniczącym został prof. Krzysztof Jajuga.
- W lutym 1994 r. PTS stowarzyszyło się z Międzynarodowym Instytutem Statystycznym.

ROZWÓJ DZIAŁALNOŚCI NAUKOWEJ W LATACH 1994—2005

W tej części opracowania przedstawiono działalność naukową obejmującą dwie kadencje władz Towarzystwa (IV i V), którymi kierował prof. Czesław Domański.

IV Walne Zgromadzenie Towarzystwa (IV kadencja trwała od 1 X 1994 r. do 29 II 2000 r.)

Funkcję prezesa PTS pełnił prof. Czesław Domański, a wiceprezesów: dr Kazimierz Kruszka, prof. Mirosław Szreder i mgr Władysław W. Łagodziński. Sekretarzem był Józef Gwozdowski, a skarbnikiem mgr Jan Berger.

Krajowe konferencje naukowe

- W listopadzie 1994 r. odbyła się międzynarodowa konferencja statystyczna w Jachrance dla upamiętnienia setnej rocznicy urodzin prof. Jerzego Sławy-Neymana. Organizatorzy: GUS, RG PTS oraz Polskie Towarzystwo Matematyczne.
- Międzynarodowe seminarium naukowe *130 lat statystyki Warszawy 1864—1994*, w grudniu 1994 r. w Jachrance. Organizatorzy: Oddział Warszawski PTS, Urząd Statystyczny m.st. Warszawy i Warszawski Ośrodek Kultury.
- *Relacje między statystyką publiczną a systemami informacyjnymi centralnej administracji rządowej (aspekt metodologiczny)*, seminarium w kwietniu

1995 r. w Warszawie. Organizatorzy — Oddział Warszawski PTS i Urząd Statystyczny m.st. Warszawy.

- Międzynarodowa konferencja nt. budżetu czasu, maj/czerwiec 1995 r. w Jachrance. Organizatorzy — RG PTS oraz GUS.
- *Statystyka w turystyce wielkich aglomeracji*. Międzynarodowe seminarium naukowe, październik 1995 r. w Warszawie. Organizatorzy — Oddział Warszawski PTS i Urząd Statystyczny m.st. Warszawy.
- Ogólnopolska konferencja naukowa *Badania sondażowe w zintegrowanym systemie statystyki regionalnej*, wrzesień 1996 r., Baranów k. Poznania. Organizatorzy — Oddział Poznański PTS i Urząd Statystyczny w Poznaniu.
- Konferencja naukowa *Klasyfikacja i analiza danych — teoria i zastosowania*, październik 1996 r. w Ustroniu. Organizator — Sekcja Klasyfikacji i Analizy Danych PTS.
- *Klasyfikacja i analiza danych — teoria i zastosowania*, październik 1997 r. w Łodzi. Organizatorzy — Zakład Ekonometrii Przestrzennej Instytutu Ekonometrii i Statystyki Uniwersytetu Łódzkiego oraz Sekcja Klasyfikacji i Analizy Danych PTS.
- *Wielowymiarowa Analiza Statystyczna (MSA)*. Międzynarodowa konferencja organizowana co roku przez Katedrę Metod Statystycznych Uniwersytetu Łódzkiego i PTS (do chwili obecnej).

Ważniejsze rezultaty IV kadencji

- Kierownik Biura Badań i Analiz Statystycznych RG PTS objął funkcję wiceprezesa PTS.
- 18 stycznia 1995 r. powstał projekt Rady Głównej PTS w sprawie ufundowania przez Towarzystwo nagrody im. J. Sławy-Neymana za osiągnięcia naukowe w dziedzinie statystyki.
- 30 czerwca 1997 r. zawarto porozumienie pomiędzy prezesami GUS i PTS w zakresie współpracy.
- W 1998 r. PTS i GUS wydały *Słownik Biograficzny Statystyków Polskich*.
- W 1999 r. utworzono czasopismo PTS „Kwartalnik Statystyczny”, który zastąpił „Biuletyn Informacyjny RG PTS”.

V Walne Zgromadzenie Towarzystwa (V kadencja trwała od 29 II 2000 r. do 15 XI 2005 r.)

W V kadencji RG PTS na prezesa ponownie wybrano prof. Czesława Domańskiego, a funkcje wiceprezesów pełnili: dr Ewa Bulska, mgr Władysław W. Łagodziński i prof. Aleksander Zeliaś, sekretarza dr Kazimierz Kruszką i skarbnika mgr Jan Berger²⁰.

²⁰ Domański Cz. (2006), *Działalność Polskiego Towarzystwa Statystycznego w latach 2000—2006*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 4, s. 84—88.

Krajowe konferencje naukowe

- Konferencja jubileuszowa — 90-lecie PTS: *Tradycje i obecne zadania statystyki w Polsce*, lipiec 2002 r., Tomaszewicze k. Krakowa. Organizator — Akademia Ekonomiczna w Krakowie.
- *Eighth Conference of the International Federation of Classification Societies (IFCS)*, lipiec 2002 r. w Krakowie, współorganizowana przez PTS.
- *Zastosowanie metody reprezentacyjnej w badaniach ekonomiczno-społecznych*, październik 2004 r., Katowice. Organizatorzy — Katedra Statystyki Akademii Ekonomicznej w Katowicach, współorganizowana przez PTS.

Ważniejsze rezultaty V kadencji

- Prezentacja PTS na arenie międzynarodowej w czasie sesji Międzynarodowego Instytutu Statystycznego: w Seulu w 2001 r., w Berlinie w 2003 r. i w Sydney w 2005 r.
- Wizyta prezesa PTS w Bratysławie na zaproszenie prezesa Słowackiego Towarzystwa Statystycznego 24 października 2003 r. oraz 18 listopada 2004 r.
- Wykłady członków Prezydium RG PTS (A. Barczaka, J. Bergera, Cz. Domańskiego, K. Kruszki, A. Zeliasia) dla statystyków zrzeszonych m.in. w oddziałach w Gdańsku, Szczecinie, Ciechanowie, Olsztynie, Opolu, Katowicach, Toruniu, Wrocławiu i Poznaniu.
- Członkami honorowymi Towarzystwa zostali: dr Maria Czarnowska, dr Richard Platek, dr Stanisław Róg, prof. Kazimierz Zając.

DZIAŁALNOŚĆ W LATACH 2005—2010

VI Walne Zgromadzenie Towarzystwa (VI kadencja trwała od 15 XI 2005 r. do 10 II 2010 r.)

Walne Zgromadzenie powierzyło funkcję prezesa Towarzystwa drowi Kazimierzowi Kruszcze, a wiceprezesów: prof. Mirosławowi Szrederowi, mgrowi Władysławowi W. Łagodzińskiemu oraz prof. Aleksandrowi Zeliasowi (pełnił tę funkcję do śmierci 14 lutego 2006 r.). Funkcję sekretarza otrzymała dr Maria Witek, a skarbnika dr Ewa Bulska. 5 maja 2006 r. wiceprezesem został prof. Walenty Ostasiewicz.

W końcu 2009 r. Towarzystwo liczyło blisko 750 członków działających w 17 oddziałach.

Krajowe konferencje naukowe

- XXVI Spotkanie Statystyków Europejskich, lipiec 2006 r. w Toruniu. PTS przyjęło honorowy patronat nad konferencją²¹.

²¹ Domański Cz. (2006), *Działalność Polskiego Towarzystwa Statystycznego w latach 2000—2006*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 4, s. 84—88.

- *Statystyka wczoraj, dziś i jutro*, październik 2007 r. we Wrocławiu. Ogólnopolski zjazd statystyków z okazji 95-lecia PTS²².
- *Regionalne badanie koniunktury gospodarczej na tle doświadczeń europejskich*, październik 2008 r. w Zamościu.
- *Pomiar i informacja w gospodarce*, styczeń 2009 r., III otwarte Seminarium Naukowe w Poznaniu.
- *Statystyka ludności, historia—teraźniejszość—przyszłość*, czerwiec 2009 r. w Szczecinie.
- *Badania społeczne i ich rola w kształtowaniu postępu*, październik 2009 r. w Płocku.
- *Badania czynników regionalnej koniunktury gospodarczej w Polsce*, październik 2009 r. w Zamościu.
- *Statystyka źródłem wiedzy*, grudzień 2009 r. we Wrocławiu.

Ważniejsze rezultaty VI kadencji

- Powstała profesjonalna strona internetowa www.stat.gov.pl/pts, którą umieszczono na serwerze GUS. Skrócona wersja tej strony redagowana jest w języku polskim. Zamieszczane są na niej m.in. kolejne numery „Wiadomości Statystycznych” oraz „Statistics in Transition — new series”.
- W końcu 2007 r. prof. J. Kordos zakończył, po 15 latach, pracę jako redaktor naczelny czasopisma „Statistics in Transition — new series”. Nowym redaktorem naczelnym został prof. Włodzimierz Okrasa.
- Na początku 2008 r. utworzono Komitet Programowy „Statistics in Transition — new series”.
- 29 listopada 2009 r. powołano Sekcję Statystyki Matematycznej, organizację tej Sekcji powierzono prof. drowi hab. Mirosławowi Krzyśce z Uniwersytetu im. A. Mickiewicza w Poznaniu.
- 29 listopada 2009 r. reaktywowano Sekcję Historyczną, a organizację Sekcji powierzono prof. drowi hab. Walentemu Ostasiewiczowi z Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu.

DZIAŁALNOŚĆ NAUKOWA W LATACH 2010—2012

VII Walne Zgromadzenie Towarzystwa

10 lutego 2010 r. rozpoczęła się VII kadencja Rady Głównej PTS. Prezesem PTS został wybrany prof. Czesław Domański, wiceprezesami: prof. Grażyna Trzpiot, dr Krzysztof Najman i mgr Władysław W. Łagodziński. Sekretarzem RG PTS została dr Zofia Rusnak, a skarbnikiem dr Ewa Bulska.

²² *Statystyka wczoraj, dziś i jutro* (2008), „Biblioteka Wiadomości Statystycznych”, t. 56, GUS.

Krajowe konferencje naukowe

- *Statystyka publiczna w służbie samorządu terytorialnego*, marzec 2011 r. we Wrocławiu. Organizatorzy — GUS i PTS.
- *Survey Sampling in Economic and Social Research*, wrzesień 2011 r. w Katowicach. VII konferencja naukowa w Katowicach. Organizator — PTS.
- *Klasyfikacja i analiza danych — teoria i zastosowania*. XXV konferencja taksonomiczna, wrzesień 2011 r. w Wągrowcu. Organizator — Oddział PTS w Poznaniu.

Ważniejsze rezultaty VII kadencji

- 18 lutego 2011 r. odbyło się plenarne posiedzenie Rady Głównej PTS z udziałem członków Komitetu Organizacyjnego Kongresu Statystyki Polskiej. Na wniosek przewodniczącej tego Komitetu podjęto dwie uchwały dotyczące m.in. zasad organizacji Kongresu oraz publikacji i wystaw okolicznościowych z okazji 100-lecia PTS.
- Przygotowania do Kongresu Statystyki Polskiej, planowanego na kwiecień 2012 r.

Wnioski końcowe

W czasie II wojny światowej Towarzystwo i statystyka polska utraciły wielu znakomitych przedstawicieli, zginął dr Jan Wiśniewski, prof. Jan Piekalkiewicz został zamordowany na Pawiaku. Podobny los spotkał wielu innych, a niektórzy statystycy nie powrócili po wojnie do kraju.

Dawni członkowie Towarzystwa z zapałem przystąpili po wojnie do odbudowy polskiej statystyki oficjalnej, a w 1947 r. podjęli próbę reaktywizacji PTS. Ich zapał i energia nie spotkały się z uznaniem władzy i stopniowo w latach 1953—1955 Towarzystwo zostało zlikwidowane.

Część dawnych członków PTS oraz młodszy statystycy podjęli w latach 1953—1981 działalność w sekcjach statystyki organizowanych przez PTE, prowadząc regularne spotkania oraz publikując artykuły w „Przeglądzie Statystycznym” lub „Wiadomościach Statystycznych”.

Reaktywowanie PTS w 1981 r. stworzyło nową erę działalności naukowej. Stopniowo przygotowywano niezbędną dokumentację, podjęto organizację struktur Towarzystwa, przyjmowano nowych członków, tworzone nowe oddziały, zwoływano walne zgromadzenia Towarzystwa, które w poszczególnych kadencjach rozwijały działalność naukową, publikacyjną, popularyzacyjną, a także podjęto współpracę międzynarodową. Z tego okresu należałoby przede wszystkim wymienić prof. dra hab. Ryszarda Zasępe, trzykrotnego wiceprezesa Towarzystwa, wykładowcę z zakresu metody reprezentacyjnej na szkoleniach organi-

zowanych przez PTS, autora podręczników na temat metody reprezentacyjnej²³, a także współpracownika prof. Jerzego Sławy-Neymana²⁴.

Węzłowe problemy metodologiczne badań statystycznych w Polsce często przedstawiał na konferencjach naukowych organizowanych przez PTS prof. Stanisław Wierchosławski z Uniwersytetu Ekonomicznego w Poznaniu²⁵. Jego syntezы świadczyły o głębokich studiach nad istotą badań statystycznych i poszanowaniu osiągnięć poszczególnych badaczy.

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

SUMMARY

The article presents a synthetic approach of scientific activities while taking account of the PTS's (Polish Statistical Association) organisational development. The study presents the results of scientific achievements of PTS after 1945. The author discusses the results of surveys conducted by the Association. Moreover, he presented the development of the theory of statistics and statistical methods in various fields of study, whose authors were Polish statisticians associated in the discussed statistical organisations.

РЕЗЮМЕ

Статья характеризует научную деятельность ПСО с одновременным учетом его организационного развития. Разработка представляет результаты научных достижений Общества после 1945 г. Автор обсудил результаты статистических обследований проводимых ПСО. Кроме того, представил развитие теории статистики и использование статистических методов в разных областях обследований, которых авторами были польские статистики — члены Польского статистического общества.

²³ Zasepa R. (1962), *Badania statystyczne metodą reprezentacyjną*, PWN, Warszawa; Zasepa R. (1972), *Metoda reprezentacyjna*, PWE, Warszawa.

²⁴ Zasepa R. (1958), *Problematyka badań reprezentacyjnych GUS w świetle konsultacji z prof. J. Neymanem*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 6, s. 7—12.

²⁵ Wierchosławski S. (1995), *Węzłowe problemy metodologii badań statystycznych zjawisk społeczno-ekonomicznych. Rozwój metodologii badań statystycznych w Polsce*, GUS, „Biblioteka Wiadomości Statystycznych”, t. 44, Warszawa, s. 18—44.

Ewa ADACH-STANKIEWICZ, Agnieszka MATULSKA-BACHURA

Statystyka usług w pracach Grupy Voorburg

W dniach 19—23 września 2011 r. w Newport miało miejsce kolejne XXVI spotkanie Grupy Voorburg ds. statystyki sektora usług. Grupa została założona z inicjatywy Urzędu Statystycznego Kanady w 1986 r., w odpowiedzi na postulat ONZ, jako nieformalne forum stanowiące wsparcie w rozwoju statystyki sektora usług.

Pierwsze spotkanie grupy, którego gospodarzem był Urząd Statystyczny Niderlandów, odbyło się w styczniu 1987 r. w Voorburg i właśnie od nazwy tego miasta pochodzi nazwa Grupy. Pierwotnie zakładano, że Grupa będzie zrzeszeniem krajów, które ze względów ekonomicznych są zainteresowane zbieraniem wiarygodnych danych o sektorze usług i jednocześnie mają odpowiednie zaplecze do prowadzenia prac rozwojowych w tej dziedzinie, zgodnie z zasadami i wytycznymi ustalonymi podczas jej spotkań. Głównym celem Grupy było rozwiązywanie kwestii powstających przy opracowywaniu danych dotyczących sektora usług. Chodziło tu o pomiar realnej wartości produkcji sektora, nakładów finansowych, wyliczenie wskaźników cen producenta dla usług, jak również wpływ rozwoju poszczególnych rodzajów działalności usługowej na obowiązujące w świecie systemy klasyfikacji działalności i produktów.

W ciągu dwóch ostatnich dekad spotkania Grupy Voorburg odbywały się raz lub dwa razy w roku. Wynikało to z zainteresowania urzędów statystycznych pracami tej Grupy i korzyściami płynącymi z nieformalnych konsultacji, które pozwalały na korzystanie z praktyki i wiedzy wybranych krajów w usprawnianiu międzynarodowych standardów statystyki tego sektora. Wiązało się to również z obserwowanym znacznym rozwojem sektora usług w wielu krajach. Wzrost znaczenia tego sektora w gospodarce powodował zwiększone zapotrzebowanie odbiorców na informacje dotyczące działalności usługowej, co zobligowało krajowe urzędy statystyczne do opracowywania bardziej szczegółowych i kompleksowych danych statystycznych.

W związku ze zmianami zachodzącymi zarówno w gospodarce krajów, jak i gospodarce światowej, w marcu 2005 r. podczas XXXVI sesji Komisji Statystycznej ONZ przedstawiono *Strategiczną wizję Grupy Voorburg w zakresie statystyki usług na lata 2005—2008* (*Strategic Vision of the Voorburg Group on Services Statistics for 2005—2008*). Za główny cel Grupy przyjęto tam właściwe identyfikowanie i definiowanie działalności usługowej oraz jej produktów, pomiar wartości, jak również podejmowanie działań na rzecz opracowania jednolitej metodologii badania cen producenta dla usług jako deflatora produkcji. Miało

to na celu polepszenie jakości pomiaru PKB poszczególnych komponentów usługowych w cenach stałych, a docelowo stworzenie wskaźnika produkcji sektora usług.

Należy nadmienić, że w miarę rozszerzania zakresu tematycznego prac Grupy zwiększała się liczba jej uczestników. Konieczne było wprowadzenie ulepszeń w organizacji prac Grupy. Dlatego też stworzono tzw. Biuro Grupy Voorburg. W celu uniknięcia dublowania zadań oraz umożliwienia dalszego postępu w pracach nad definicjami i metodologią wskazane było zintensyfikowanie współpracy Grupy z krajowymi oraz międzynarodowymi instytucjami zajmującymi się statystyką sektora usług. Nawiązano bliską współpracę m.in. z MFW, OECD, Eurostatem i wyspecjalizowanymi agendami ONZ. Co roku przeprowadzano rewizję priorytetów Grupy. Rozpoczęto również udostępnianie wyników prac Grupy poprzez zamieszczanie dokumentów ze wszystkich spotkań na stronie internetowej www.voorburggroup.org, utrzymywanej i zarządzanej przez Urząd Statystyczny Kanady.

Wśród dokonań Grupy Voorburg są m.in. miniprezentacje przedstawiające doświadczenia państw w opracowywaniu danych na temat stosowanych klasyfikacji, metod badania produkcji oraz cen producenta dla danego typu usługi.

Jeśli zaawansowanie wiedzy na temat rozwiązań stosowanych w badaniach dotyczących określonego typu usług było satysfakcjonujące, na kolejnym spotkaniu opracowywano zazwyczaj tzw. dokumenty dziedzinowe (*Sector Paper*). Zawierały one kluczowe wskazówki metodologiczne dotyczące badań danego zakresu usług i jednocześnie stanowiły podsumowanie doświadczeń krajów.

Wśród dokumentów przedstawiających efekt prac Grupy są również tzw. uaktualnione dokumenty dziedzinowe (*Revisited Sector Paper*), które stanowią rewizję wytycznych oraz metodologii opracowanej dla działalności usługowej w poprzednich latach. Konieczność aktualizacji wynikała z dynamicznego rozwoju usług, jak również zmian zachodzących w gospodarce, które miały wpływ na funkcjonowanie tego rynku. Podczas spotkań poruszane są także tzw. tematy przekrojowe dotyczące sektora usług (*cross-cutting issues*), do których należą m.in. wyrównanie jakościowe wskaźników cen producenta dla wybranej działalności usługowej czy pomiar produkcji, handlu itp.

W działalności grupy rok 2011 był przełomowy. Członkowie Biura Grupy Voorburg stwierdzili, że zadania określone w wizji strategicznej na lata 2005—2008 oraz *Raporcie Grupy Voorburg nt. statystyki usług (Report of the Voorburg Group on Services Statistics)* zostały zrealizowane. Powstała zatem wątpliwość, czy kontynuacja prac Grupy jest zasadna. W trakcie dyskusji przekonano się jednak, że w wyniku pojawiania się nowych form świadczenia usług oraz zjawisk dotąd nieobserwowanych w gospodarce istnieje stała potrzeba rozwoju metodologii badań tej działalności. Grupa Voorburg stanowi swego rodzaju inspirację w rozwoju statystyki usług. Prostym przykładem jest obserwowane wśród krajów członkowskich Unii Europejskiej (UE) ograniczenie działań na rzecz statystyki, dotyczących realizacji wymagań nałożonych przez akty prawne UE. W dobie ograniczania wydatków budżetowych realizowane są tylko te ba-

dania, które dostarczają danych niezbędnych do funkcjonowania w strukturach UE. Tymczasem na forum Grupy można poznać działania podejmowane przez inne niż europejskie systemy statystyczne.

GUS uczestniczy w pracach Grupy Voorburg od 2006 r. (za wyjątkiem roku 2007). Doświadczenia i wiedza tam zdobyte wspomogły sprecyzowanie wizji rozwoju statystyki usług w Polsce. Pozwoliło to na odmienne, niż dotychczas, spojrzenie na zadania leżące w kompetencjach Urzędu w zakresie statystyki usług.

Głównym źródłem danych wykorzystywanych do opracowania wartości dodanej działalności usługowej, jak również obrotów odzwierciedlających produkcję tej działalności, są roczne badania realizowane w ramach strukturalnej statystyki przedsiębiorstw, a w przypadku obrotów również badania krótkookresowe.

Badania roczne skierowane są do wszystkich przedsiębiorstw prowadzących działalność rynkową. W przypadku podmiotów z liczbą pracujących 10 osób i więcej jest to badanie pełne zapewniające informacje ze sprawozdań finansowych. Badanie podmiotów z liczbą pracujących 9 osób i mniej jest oparte na próbie, a w sprawozdaniach przekazywane są tylko wybrane informacje dotyczące sytuacji finansowo-gospodarczej przedsiębiorstw.

W statystyce krótkookresowej uzyskiwane są natomiast dane dotyczące m.in. miesięcznej wartości przychodów ze sprzedaży produktów, towarów i materiałów czy innych pozycji rachunku zysków i strat umożliwiających wyliczenie wartości obrotów. Badaniem objęte są wszystkie podmioty z liczbą pracujących 50 osób i więcej oraz określona próba podmiotów z liczbą pracujących od 10 do 49 osób.

Ze względu na reprezentatywny charakter badań mniejszych podmiotów niekiedy nie było możliwe opracowanie danych dotyczących najniższego poziomu szczegółowości PKD. Jednak wprowadzenie nowej klasyfikacji rodzajów działalności (NACE 2007) oraz związana z tym nowelizacja aktów prawnych dotyczących statystyki skutkowało z jednej strony koniecznością opracowywania bardziej szczegółowych danych, z drugiej natomiast pozwoliło na wyodrębnienie nowych typów działalności usługowej oraz prowadzenie badań i analiz lepiej zdefiniowanych rodzajów usług.

Nieco inaczej przedstawia się sytuacja w statystyce cen producenta, która poprzednio koncentrowała się na pomiarze tych cen dla produktów rolnych, przemysłowych czy budowlanych. Wśród działalności usługowej ceny te badane były tylko w transporcie. Dopiero w momencie wejścia Polski do UE wymogi statystyki krótkookresowej spowodowały podjęcie prac w tym temacie.

Analizując potrzeby informacyjne sektora usług należy wziąć pod uwagę, że stanowi on bardzo niejednorodną grupę działalności. W ramach statystyki publicznej badane są zarówno usługi o charakterze społecznym (edukacja, usługi związane z ochroną zdrowia, opieką społeczną i kulturą), jak również usługi finansowe i ubezpieczeniowe. Intensywnie realizowane są prace w zakresie działalności usługowej, którą możemy określić umownie jako „niefinansowe usługi rynkowe”. Zaliczamy do nich m.in.: handel, transport, gospodarkę mieszkaniową i komunalną, a także usługi biznesowe.

Jakkolwiek w chwili obecnej Polska spełnia wszystkie wymagania w zakresie statystyki sektora usług wynikające ze zobowiązań międzynarodowych, to zawsze jednak istnieje świadomość potrzeby nieustannego dostosowywania metodologii badań do nowych realiów gospodarki. Pojawiają się zagadnienia, które wymagają udoskonalenia metodologii prowadzonych badań lub wdrożenia nowych badań. I właśnie w tych działaniach, podejmowanych przez polską statystykę publiczną, można odnaleźć coraz więcej wpływów Grupy Voorburg. Oprócz uzyskiwania bardziej szczegółowych danych dotyczących rozwijającego się sektora usług, badania statystyczne są stopniowo rozszerzane o nowe rodzaje działalności usługowej, jak również o nowe zjawiska i schematy zachowań przedsiębiorców. Ponadto rozpoczęto obserwacje umożliwiające ocenę zapotrzebowania na wybrane rodzaje usług, sposobów oraz uwarunkowań uzyskiwania usług. Istotnym elementem, uzupełniającym analizy, stały się informacje o wartości obrotów usługowych z zagranicą.

Wspomniane tematy badawcze objęto następującymi badaniami:

- *Ocena działalności przedsiębiorstw świadczących usługi związane z obsługą działalności gospodarczej;*
 - *Popyt na usługi;*
 - *Międzynarodowy handel usługami;*
 - *Badanie cen producentów usług*
- oraz pracy metodologicznej *Indeks produkcji sektora usług.*

Badanie dotyczące *Oceny działalności przedsiębiorstw świadczących usługi związane z obsługą działalności gospodarczej* ma na celu opracowanie rocznych informacji o wartościach i strukturze obrotów według produktu i siedziby odbiorcy przedsiębiorstw prowadzących działalność: wydawniczą; związaną z oprogramowaniem i doradztwem w zakresie informatyki i działalność powiązaną; usługową w zakresie przetwarzania danych, zarządzania stronami internetowymi (*hosting*) i podobną; portali internetowych; prawniczą, rachunkowo-księgową i doradztwa podatkowego; w zakresie doradztwa związanego z zarządzaniem; w zakresie reklamy czy związaną z zatrudnieniem.

Jest to badanie roczne prowadzone na podstawie sprawozdawczości na formularzu statystycznym składającym się z dwóch działów: wspólnego dotyczącego wszystkich badanych podmiotów, zbierającego dane o strukturze obrotów według siedziby usługobiorcy oraz przygotowywanego oddzielnie dla każdego typu działalności ze względu na ich specyfikę. Zakres podmiotowy badania dotyczy podmiotów z liczbą pracujących 10 osób i więcej prowadzących wymienione rodzaje działalności usługowej. Pierwszym okresem sprawozdawczym badania był rok 2009.

Badanie to wprowadzono do polskiej statystyki publicznej na skutek nowelizacji rozporządzenia Parlamentu Europejskiego i Rady (WE) Nr 295/2008 z 11 marca 2008 r. w sprawie strukturalnej statystyki przedsiębiorstw. Rozporządzenie nałożyło na kraje członkowskie UE obowiązek dostarczania danych o obrotach według produktu. Metodologia badania, jednolita dla wszystkich krajów członkowskich, została opracowana przez Grupę Roboczą Eurostatu

ds. statystyki usług. Prace te wpisały się doskonale w ogólną koncepcję opracowywania wskaźnika produkcji sektora usług, która zakłada wykorzystanie danych na poziomie produktu. Dane dotyczące struktury obrotów według produktu wykorzystywane są również do ważenia cen producenta w zakresie usług. Dlatego też docelowo informacje o obrotach według produktu powinny być opracowywane dla całej działalności usługowej.

Zgodnie z przesłankami płynącymi z doświadczeń innych krajów z realizacji tego badania, jak również badania cen producenta dla usług, wdrażanie tych dwóch badań do nowych typów działalności usługowej powinno uwzględniać ich specyfikę, a wybór zmiennej odzwierciedlającej produkcję oraz metody pomiaru cen producenta — sposób naliczania opłat za świadczenia. Opisane aspekty będą uwzględnione przy rozszerzaniu zakresu informacyjnego badania. Ponadto ze względu na znaczący udział jednostek z liczbą pracujących 9 osób i mniej w populacji podmiotów prowadzących badaną działalność wskazana jest choćby cykliczna obserwacja tych podmiotów.

Popyt na usługi to nowe badanie prowadzone od 2010 r., którego głównym celem jest ocena skali korzystania z usług firm zewnętrznych (*outsourcingu*), w tym w szczególności związanych z obsługą działalności gospodarczej, a także pomiar zależności występujących pomiędzy sektorem usług i innymi sektorami gospodarki.

W ramach badania zbierane są informacje dotyczące: zapotrzebowania przedsiębiorstw na wybrane rodzaje usług (wartość usług zakupionych od innych przedsiębiorstw) oraz sposobu ich nabywania (wewnątrz przedsiębiorstwa, w ramach grupy przedsiębiorstw, od obcego przedsiębiorstwa na stałą umowę czy jednorazowe zlecenie), kierunków uzyskiwania usług (kraj/zagranica), barier uniemożliwiających ich nabywanie oraz planów przedsiębiorstw w zakresie uzyskiwania usług. Badaniem objęte są podmioty z liczbą pracujących 50 osób i więcej prowadzące działalność zaklasyfikowaną według PKD do: sekcji C — Przetwórstwo przemysłowe, sekcji F — Budownictwo, sekcji G — Handel hurtowy i detaliczny; naprawa pojazdów samochodowych, włączając motocykle, sekcji H — Transport i gospodarka magazynowa, sekcji I — Działalność związana z zakwaterowaniem i usługami gastronomicznymi, działów 61—63 sekcji J — Informacja i komunikacja, sekcji K — Działalność finansowa i ubezpieczeniowa, sekcji L — Działalność związana z obsługą nieruchomości, sekcji M — Działalność profesjonalna, naukowa i techniczna, sekcji N — Działalność w zakresie usług administrowania i działalność wspierająca. Planowane jest prowadzenie badania cyklicznie co 5 lat na podstawie formularza statystycznego.

W związku z obserwowanym zjawiskiem korzystania z usług firm zewnętrznych przez podmioty, w tym coraz częściej także przenoszeniem produkcji dóbr i usług poza granice kraju (*offshoring*), które były poruszane w ramach spotkań Grupy Voorburg, wskazane jest prowadzenie bardziej dokładnych analiz wpływu tego zjawiska na rozwój typów działalności usługowej, jak również sektora usług ogółem. Niewątpliwie praktyka stosowana przez przedsiębiorstwa,

polegająca na koncentrowaniu się na swojej podstawowej działalności, dającej jej przewagę komparatywną i zlecaniu firmom zewnętrznym zadań związanych z obsługą działalności gospodarczej, ma odzwierciedlenie w wielkości uzyskiwanych obrotów. Obecnie usługi biznesowe stają się jednym z czynników produkcji wpływających na efektywność podmiotów gospodarczych.

W ramach badania *Międzynarodowy handel usługami* opracowywane są informacje o wartościach obrotów realizowanych w międzynarodowej wymianie usług. Badaniem objęte są podmioty, których przychody z międzynarodowego handlu usługami przekraczają kwotę określonych progów wartościowych. Stałe badanie w tym zakresie prowadzone jest od pierwszego kwartału 2009 r. Badaniem objęto rezydentów — podmioty gospodarki narodowej prowadzące działalność gospodarczą oraz uczestniczące w międzynarodowym obrocie usługami (nabycie i/lub dostarczenie usług).

Typy usług podzielono na dwie zasadnicze grupy tematyczne, obejmujące:

- 10 podstawowych grup usług podzielonych według rodzajów działalności (usługi transportowe, pocztowe i telekomunikacyjne, ubezpieczeniowe, finansowe, informatyczne i informacyjne, patenty i licencje, usługi gospodarcze, kulturalne i rekreacyjne, rządowe);
- 11 pozostałych rodzajów transakcji, np.: podatki i opłaty na rzecz innych rządów, usługi uszlachetniania, pośrednictwo handlowe (*merchanding*), nabycie/zbycie gruntów przez ambasady, darowizny i pomoc bezzwrotna przeznaczona na finansowanie środków trwałych.

Badaniem objęto 238 krajów oraz 67 organizacji międzynarodowych. Usługi transgraniczne stanowią istotny element bilansu płatniczego państwa. Badania z zakresu międzynarodowego handlu usługami pozwoliły określić główne kierunki geograficzne przepływu usług oraz ich wartość. Informacje te są cenne z punktu widzenia relacji oraz powiązań gospodarczych między państwami oraz innymi podmiotami. Prace analityczne dostarczyć mają spójnej informacji o głównych kierunkach geograficznych świadczonych usług i ich ekonomicznym znaczeniu, a także o strukturze przepływu usług pomiędzy podmiotami prowadzącymi działalność gospodarczą.

Jakkolwiek temat międzynarodowej wymiany usług nie jest bezpośrednio ujmowany w pracach Grupy Voorburg, to doświadczenia krajów wskazują, że zjawisko to ma znaczący wpływ na wartość produkcji sektora usług. Pojawiają się kwestie związane z pomiarem wpływu zakupu usług od nierezydentów, które następnie stanowią element produkcji usługi finalnej. Zagadnienie to dotyczy np. usług związanych z oprogramowaniem, które powszechnie są nabywane przez przedsiębiorstwa zlokalizowane w krajach o wyższych kosztach pracy od przedsiębiorstw mających siedzibę w krajach o niższych kosztach pracy. Jak taka procedura nabywania usług wpływa na końcowy efekt produkcji? Czy ceny w handlu międzynarodowym usługami powinny być w tych przypadkach uwzględniane? Niewątpliwie zagadnienie to stanowi odrębny temat do rozważań i powinno być uwzględniane przy sporządzaniu rachunku produkcji sektora usług.

Badanie cen producentów usług to badanie, które ma na celu obliczenie wskaźników cen wykorzystywanych do analiz makroekonomicznych oraz jako deflatorów różnych kategorii ekonomicznych. Badaniem objęto ok. 330 podmiotów prowadzących działalność:

- związaną z oprogramowaniem i doradztwem w zakresie informatyki oraz działalność powiązaną,
- usługową w zakresie informacji,
- prawniczą, rachunkowo-księgową i doradztwo podatkowe,
- w zakresie architektury i inżynierii; badania i analizy techniczne,
- związaną z reklamą, badaniem rynku i opinii publicznej,
- związaną z zatrudnieniem,
- detektywistyczną i ochroniarską,
- sprzątania obiektów.

Wynikiem badania prowadzonego na podstawie sprawozdania o cenach producentów dla usług oraz dla usług związanych z zatrudnieniem są kwartalne wskaźniki cen usług. W zakresie oceny działalności związanej z transportem uzyskiwane są również informacje dotyczące zmian cen producentów usług transportu, magazynowania i łączności.

Analizując stan zaawansowania prac dotyczących opracowywania wskaźników producenta dla usług w krajach bardziej rozwiniętych gospodarczo niż Polska, należy uznać, że obecnie przed polską statystyką publiczną stoi zadanie modernizacji metodologii badań. Oprócz tradycyjnego pomiaru cen powinien być także uwzględniany wpływ zmian w jakości świadczonych usług na poziom ceny czy też innych czynników, np. takich jak nabywanie części procesu tworzenia usługi z zewnątrz itp. Udział w pracach Grupy Voorburg umożliwia skorzystanie z doświadczeń innych krajów zdobytych w trakcie opracowywania wskaźników cen producentów dla usług. Szczególną uwagę poświęca się w nich na odrębne podejście do każdego rodzaju obserwowanej usługi.

Opisane badania pierwotne, oprócz głównych celów ich wdrożenia do statystyki publicznej, stanowią również istotne źródło danych do pracy metodologicznej *Indeks produkcji sektora usług*. W ramach tej pracy planowane jest opracowanie metodologii liczenia wskaźnika produkcji sektora usług dla Polski, który umożliwi obserwację cyklu rozwoju tego sektora działalności. W ramach podjętych działań (m.in. poprzez udział w pracach Grupy Voorburg) przeprowadzono przegląd międzynarodowych wytycznych metodologicznych, dotyczących opracowywania tego wskaźnika oraz metod i doświadczeń innych krajów w zakresie uzyskiwania danych niezbędnych do jego opracowania.

Obecnie prowadzona jest analiza dostępnych źródeł informacji w aspekcie uzyskania danych umożliwiających opracowanie wskaźnika produkcji sektora usług dla Polski. Przewidywanym efektem końcowym prac ma być uzyskanie wstępnego zestawienia dostępnych danych oraz eksperymentalne opracowanie wskaźnika produkcji sektora usług wraz z krótkim raportem opisującym metodologię tej pracy. W dalszych etapach prac należy rozważyć inne elementy metodologii liczenia wskaźnika, takie jak: podział produkcji według typu usługobior-

cy, konsumenci indywidualni a przedsiębiorstwa, a także wybór odpowiednich deflatorów do uzyskania realnej wartości produkcji. Wskazane jest również wyodrębnienie z niej wartości produkcji świadczonej na rzecz nierezydentów.

Prace rozwojowe prowadzone lub planowane do wdrożenia w zakresie wyżej zaprezentowanych badań czy prac metodologicznych są wynikiem m.in. doświadczeń zdobytych w trakcie uczestnictwa polskich statystyków w pracach Grupy Voorburg. Aktywny udział oraz przedstawianie doświadczeń polskich na forum Grupy pozwoliło na lepsze przygotowanie badań przez statystykę krajową, a także na szukanie kolejnych możliwości rozwoju badań sektora usług. Istotnym elementem współpracy międzynarodowej będzie zorganizowanie spotkania tej Grupy w 2012 r. w Warszawie, podczas którego przedstawiciele GUS będą mieli możliwość zaprezentowania wybranych zagadnień dotyczących badań sektora usług w Polsce.

W trakcie kolejnego spotkania Grupy Voorburg przedmiotem rozważań będą kwestie związane z pomiarem wpływu zmian w jakości świadczonych usług reklamowych czy usług transportu lotniczego pasażerskiego na wskaźnik cen producenta w zakresie tych usług. Przedstawiony będzie końcowy raport podsumowujący doświadczenia krajów dotyczące opracowywania danych na temat produkcji działalności handlowej, usług, badań i analiz technicznych czy też napraw i konserwacji pojazdów samochodowych. Zaktualizowane zostaną dokumenty zawierające informacje na temat praktycznych rozwiązań stosowanych przy opracowywaniu danych dla usług transportu morskiego i przybrzeżnego oraz lotniczego, usług telekomunikacyjnych i usług związanych z oprogramowaniem. Przedstawiciele wybranych krajów przedstawią metodologię badań na temat produkcji i sposobów jej deflowania w przypadku usług: napraw, konserwacji i instalowania maszyn i urządzeń przemysłowych; kulturalnych, rozrywkowych i rekreacyjnych; napraw i konserwacji artykułów użytku osobistego i domowego czy też związanych z uzdatnianiem i dostarczaniem wody. Ponadto przedstawione będą działania krajów, których celem jest zwiększenie efektywności prowadzonych badań, np. wykorzystanie danych ze źródeł administracyjnych, zmiany w doborze próby czy sprawozdawczość elektroniczna. Jak co roku przedstawiony będzie raport opisujący postęp krajów w zakresie dostępności danych dotyczących wartości produkcji poszczególnych rodzajów usług oraz stosowanych deflatorów.

mgr Ewa Adach-Stankiewicz, mgr Agnieszka Matulska-Bachura — GUS

SUMMARY

From 19 to 23 September 2011 there was held in Newport XXVI Voorburg Group meeting on the service sector statistics. The group was founded at the initiative of Statistics Canada in 1986, in response to the demands of the UN as an informal forum for the support in the development of service sector statistics.

Polish CSO participates in this group since 2006. Experience and knowledge gained in the group helped in clarifying the vision for the development of services sector statistics in Poland. The solutions used in other countries in this area allowed us to look differently than before on the tasks of the Office. Active participation in discussions and presentation of Polish experience in the group forum allowed for better preparation of sector studies, and also to seek new opportunities for their development. An important element of international co-operation in this regard will be the organisation of the next group meeting in 2012 in Warsaw.

РЕЗЮМЕ

С 19 по 23 сентября 2011 г. в Ньюпорт состоялась XXVI встреча Группы Воорбург по вопросам статистики сектора услуг. Группа была основана по инициативе Статистического управления Канады в 1986 г., в ответ на требования ООН в качестве неформального форума являющегося поддержкой в развитии статистики сектора услуг.

ЦСУ принимает участие во встречах этой Группы с 2006 г. Опыт и знания полученные в работе группы помогли уточнить картину будущего развития статистики сектора услуг в Польше. Решения используемые в других странах в этой области позволили посмотреть по другому чем раньше на задачи Управления. Активное участие в беседах и представление польского опыта на форуме группы позволили лучше подготовить обследования сектора услуг, а также на поиск новых возможностей их развития. Важным элементом международного сотрудничества в этой области будет организация встречи группы в 2012 г. в Варшаве.

Dominik ŚLIWICKI, Marek RĘKLEWSKI

Wykorzystanie modeli logitowych w analizie czynników aktywności zawodowej ludności

Celem badania jest próba identyfikacji istotnych czynników wpływających na aktywność zawodową ludności w wieku 15 lat i więcej oraz osób powyżej 50. roku życia. W Badaniu Aktywności Ekonomicznej Ludności (BAEL) ludność aktywna zawodowo określana jest jako zasoby pracy, podaż pracy lub siła robocza obejmująca osoby w wieku 15 lat i więcej uznane za pracujące lub bez-

robotne. Do pracujących zalicza się osoby w wieku 15 lat i więcej, które w okresie badanego tygodnia: wykonywały pracę przez co najmniej 1 godzinę przynoszącą zarobek lub dochód; miały pracę, ale jej nie wykonywały z powodu choroby, urlopu macierzyńskiego lub wypoczynkowego czy z innych powodów (przy czym długość przerwy w pracy wynosiła do 3 miesięcy albo powyżej 3 miesięcy), ale osoby te były pracownikami najemnymi i w tym czasie otrzymywały co najmniej 50% dotychczasowego wynagrodzenia. Do pracujących zaliczani byli również uczniowie, z którymi zakłady pracy lub osoby fizyczne zawarły umowę o naukę zawodu lub przyuczenie do określonej pracy, jeżeli otrzymywali wynagrodzenie.

Do bezrobotnych zaliczono osoby w wieku 15—74 lata, które w okresie badanego tygodnia nie były osobami pracującymi, aktywnie poszukiwały pracy, były gotowe podjąć pracę w ciągu dwóch tygodni następujących po tygodniu badanym. Do tej grupy zostały zaliczone także osoby, które nie poszukiwały pracy, ponieważ miały pracę załatwioną i oczekiwały na jej rozpoczęcie przez okres nie dłuższy niż 3 miesiące oraz były gotowe tę pracę podjąć (*Aktywność...*, 2010).

Prognozowany znaczny spadek zasobów pracy i nasilające się starzenie społeczeństwa stawiają przed polityką społeczno-gospodarczą państwa zadanie podtrzymywania aktywności zawodowej ludności. W analizach rynku pracy bardzo często wykorzystuje się modele zmiennych jakościowych, do których należą m.in. modele logitowe (Wiśniewski, 2009).

TEORETYCZNE PODSTAWY MODELI LOGITOWYCH

Modele logitowe należą do grupy modeli jakościowych, tzn. takich, w których zmienna objaśniana Y jest zmienną jakościową. Najczęściej zmienna ta przyjmuje dwie wartości: 0 lub 1. Zmienna objaśniana Y w modelach logitowych przyjmuje wartości:

$Y = 1$ — osoba aktywna zawodowo,

$Y = 0$ — osoba bierna zawodowo.

Model logitowy przyjmuje postać (Gruszczynski, 2010):

$$y_i^* = \ln \frac{p_i}{1 - p_i} = \beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \dots + \beta_k x_{ki} + u_i$$

gdzie:

β_j — parametr strukturalny modelu,

u_i — składnik losowy,

$\ln \frac{p_i}{1 - p_i}$ — logit,

- y_i^* — zmienna nieobserwowalna,
- x_{ji} — wartości zmiennych objaśniających modelu,
- p_i — prawdopodobieństwo przyjęcia wartości 1 przez zmienną zależną y_i wyznaczone na podstawie funkcji gęstości rozkładu logistycznego:

$$p_i = \frac{\exp(x_i' \beta)}{1 + \exp(x_i' \beta)} = \frac{1}{1 + \exp(-x_i' \beta)} = \frac{1}{1 + e^{-y_i}} = \frac{1}{1 + e^{-(\beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \dots + \beta_k x_{ki})}}$$

Zmienną nieobserwowalną y_i^* nazywa się zmienną ukrytą. Tym, co obserwujemy jest zmienna zero-jedynkowa y_i mająca postać:

$$y_i = \begin{cases} 1; & y_i^* > 0 \\ 0; & y_i^* \leq 0 \end{cases}$$

Logit to logarytm ilorazu szans przyjęcia i nieprzyjęcia wartości 1 przez zmienną y_i . Jeśli szanse są jednakowe ($p_i=0,5$), to logit równa się zeru. Dla $p_i < 0,5$ logit jest ujemny, a dla $p_i > 0,5$ jest dodatni. Logitowa transformacja prawdopodobieństwa pozwala zastąpić wartość p_i przez liczbę z przedziału $(-\infty, +\infty)$. Jeśli oznaczymy:

$$\frac{p_i}{1-p_i} = \exp(x_i' \beta) = \exp(\beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \dots + \beta_k X_{ki})$$

Ze wzoru wynika, że przyrost wartości X_{ji} o jednostkę wiąże się, *ceteris paribus*, z $\exp(\beta_j)$ -krotną zmianą ilorazu szans. W przypadku $\exp(\beta_j) > 1$ mamy wzrost, a w przypadku $\exp(\beta_j) < 1$ obserwujemy spadek ilorazu szans $\frac{p_i}{1-p_i}$.

Efekty krańcowe w modelu logitowym nie są stałe i zależą od zmiennych objaśniających:

$$\frac{\partial p_i}{\partial X_{ji}} = \beta_j \frac{\exp(x_i' \beta)}{[1 + \exp(x_i' \beta)]^2} = \beta_j p_i (1 - p_i)$$

Interpretacja otrzymanych parametrów strukturalnych modelu jest podobna do interpretacji parametrów modelu liniowego. Odczytywane są one jako przyrost prawdopodobieństwa zdarzenia $Y=1$, związany z jednostkowym przyrostem X_j . Dla dodatniego β_j wzrost X_j wiąże się ze wzrostem szans na to, że $Y=1$, natomiast spadkowi X_j towarzyszy spadek szans na to, że $Y=1$. Dla ujemnego β_j wzrost X_j wiąże się ze spadkiem szans na to, że $Y=1$, natomiast spadkowi X_j towarzyszy wzrost szans na to, że $Y=1$. Efekty krańcowe podaje się w przypadku wartości średnich wszystkich zmiennych objaśniających.

Istotność całego modelu weryfikuje się za pomocą testu ilorazu wiarygodności, którego hipotezy mają postać:

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_k = 0$$

$$H_1 : \exists_{1 \leq j \leq k} \beta_j \neq 0$$

Hipoteza zerowa mówi, że wszystkie parametry przy zmiennych objaśniających są zerami, to znaczy prawdziwy jest jedynie model z wyrazem wolnym. Statystyka testu przyjmuje postać:

$$LR = 2(\ln L_p - \ln L_{ww})$$

gdzie:

L_p — wartość funkcji wiarygodności dla pełnego modelu,

L_{ww} — wartość funkcji wiarygodności dla modelu zawierającego tylko wyraz wolny.

Jakość dopasowania modelu zmiennej zero-jedynkowej można ocenić na podstawie specjalnej wersji wskaźnika determinacji R^2 , tzw. pseudo- R^2 . Wartości tego współczynnika mieszczą się w przedziale $[0,1]$, a jego wyższe wartości mają świadczyć o lepszym dopasowaniu modelu. W badaniu podano wskaźnik pseudo- R^2 McFaddena. Opiera się on na porównaniu modelu pełnego z modelem zredukowanym tylko dla wyrazu wolnego. Oblicza się go według wzoru:

$$McFaddenR^2 = 1 - \frac{\ln L_p}{\ln L_{ww}}$$

gdzie $\ln L_p$ jest logarytmem funkcji wiarygodności modelu pełnego, a $\ln L_{ww}$ oznacza logarytm funkcji wiarygodności modelu, w którym występuje tylko wyraz wolny. W praktyce wartości R^2 McFaddena są niewielkie, bliższe 0 niż 1.

R^2 można wyznaczyć na podstawie współczynnika korelacji między y oraz \hat{y} . Miara ta oparta jest na resztowej sumie kwadratów (Maddala, 2008):

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

W przypadku zależnej zmiennej binarnej mamy:

$$\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2 = \sum_{i=1}^n y_i^2 - n\bar{y}^2 = n_1 - n\left(\frac{n_1}{n_0}\right)^2 = \frac{n_1 n_0}{n}$$

Z tego:

$$R^2 = 1 - \frac{n}{n_1 n_0} \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y})^2$$

gdzie:

n_1 — liczba wartości 1 w n -elementowej próbie,

n_0 — liczba wartości 0.

Dodatkowym sposobem na zbadanie jakości dopasowania modelu jest przedstawienie wyników prognozy na podstawie modelu. Prognoza opiera się na oszacowanym prawdopodobieństwie \hat{p}_i , które jest funkcją $F(x'_i \beta)$. Zazwyczaj przyjmuje się, że jeśli $F(x'_i \beta) \geq 0,5$, to prognoza jest równa $\hat{y}_i = 1$. Jeśli $F(x'_i \beta) < 0,5$, to prognoza z modelu równa się $\hat{y}_i = 0$. Na tej podstawie generowana jest tablica trafności:

Faktyczne	Przewidywane		Razem
	$\hat{Y} = 0$	$\hat{Y} = 1$	
R a z e m	N_{f0}	N_{f1}	N
$Y=0$	n_{00}	n_{01}	N_{p0}
$Y=1$	n_{10}	n_{11}	N_{p1}

gdzie:

n_{00} — liczba przypadków, dla których wartość rzeczywista i przewidywana są równe 0,

n_{01} — liczba przypadków, dla których wartość rzeczywista wynosi 0, a przewidywana 1,

n_{10} — liczba przypadków, dla których wartość rzeczywista wynosi 1, a przewidywana 0,

n_{11} — liczba przypadków, dla których wartość rzeczywista i przewidywana są równe 1.

Zatem procentową trafność prognoz oblicza się następująco (Kufel, 2011):

$$\text{łączna (ogółem):} \quad \text{Traf Pr og} = \frac{n_{00} + n_{11}}{N} \cdot 100$$

$$\text{dla } Y=1: \quad \text{Traf Pr og}_1 = \frac{n_{11}}{N_{p1}} \cdot 100$$

$$\text{dla } Y=0: \quad \text{Traf Pr og}_0 = \frac{n_{00}}{N_{p0}} \cdot 100$$

Ponadto trafność modeli zmiennych jakościowych można przedstawić za pomocą ilorazu szans według wzoru:

$$IRS = \frac{n_{11} \cdot n_{00}}{n_{01} \cdot n_{10}}$$

DANE WYKORZYSTANE DO ESTYMACJI MODELI LOGITOWYCH

Źródłem danych do estymacji modeli prawdopodobieństwa aktywności zawodowej ludności w wieku 15 lat i więcej oraz osób powyżej 50. roku życia były dane jednostkowe z BAEL w IV kwartale 2009 r. Zestaw zmiennych objaśniających (zestawienie), opisujących społeczno-ekonomiczną sytuację ankietowanych na rynku pracy, to: poziom wykształcenia (*WYKSZ*), płeć (*PLEC*), miejsce zamieszkania z podziałem na województwa (*WOJ*), a także miasto/wieś (*MIASTO*), stopień pokrewieństwa z głową rodziny (*SP*), wcześniejszą sytuację na rynku pracy (*ROK_WCZ*) i źródło utrzymania (*ZRODLO*) w badanym miesiącu, stan cywilny (*STCYW*), fakt wystąpienia wypadku przy pracy (*WYP*), wiek (*WIEK*).

ZESTAWIENIE ZMIENNYCH OBJAŚNIAJĄCYCH

Województwo zamieszkania

<i>WOJ_02</i>	dolnośląskie	<i>WOJ_18</i>	podkarpackie
<i>WOJ_04</i>	kujawsko-pomorskie	<i>WOJ_20</i>	podlaskie
<i>WOJ_06</i>	lubelskie	<i>WOJ_22</i>	pomorskie
<i>WOJ_08</i>	lubuskie	<i>WOJ_24</i>	śląskie
<i>WOJ_10</i>	łódzkie	<i>WOJ_26</i>	świętokrzyskie
<i>WOJ_12</i>	małopolskie	<i>WOJ_28</i>	warmińsko-mazurskie
<i>WOJ_14</i>	mazowieckie	<i>WOJ_30</i>	wielkopolskie
<i>WOJ_16</i>	opolskie	<i>WOJ_32</i>	zachodniopomorskie

Stopień pokrewieństwa z głową rodziny

<i>SP_01</i>	głowa gospodarstwa domowego	<i>SP_06</i>	ojciec/matka/teść/teściowa
<i>SP_02</i>	mąż/zona	<i>SP_07</i>	dziadek/babcia/wnuk/wnuczka/prawnuk/prawnuczka
<i>SP_03</i>	partner/partnerka	<i>SP_08</i>	brat/siostra
<i>SP_04</i>	syn/córka	<i>SP_09</i>	wujek/ciotka/dalszy krewny
<i>SP_05</i>	zięć/synowa	<i>SP_10</i>	niespokrewniony członek gospodarstwa domowego

ZESTAWIENIE ZMIENNYCH OBJAŚNIAJĄCYCH (dok.)

Wykształcenie

<i>WYKSZ_0</i>	wyższe ze stopniem naukowym (co najmniej doktora)	<i>WYKSZ_5</i>	zasadnicze zawodowe
<i>WYKSZ_1</i>	wyższe (licencjat, inżynier, magister)	<i>WYKSZ_6</i>	gimnazjalne
<i>WYKSZ_2</i>	policealne	<i>WYKSZ_7</i>	podstawowe
<i>WYKSZ_3</i>	średnie zawodowe	<i>WYKSZ_8</i>	niepełne podstawowe
<i>WYKSZ_4</i>	średnie ogólnokształcące	<i>WYKSZ_9</i>	bez wykształcenia szkolnego

Źródło utrzymania

<i>ZRODLO_01</i>	praca najemna	<i>ZRODLO_06</i>	zasilek dla bezrobotnych
<i>ZRODLO_02</i>	praca we własnym gospodarstwie rolnym	<i>ZRODLO_07</i>	świadczenie przedemerytalne
<i>ZRODLO_03</i>	praca na własny rachunek poza rolnictwem indywidualnym	<i>ZRODLO_08</i>	inne świadczenia społeczne
<i>ZRODLO_04</i>	emerytura	<i>ZRODLO_09</i>	inne niezarobkowe źródło
<i>ZRODLO_05</i>	renta inwalidzka	<i>ZRODLO_10</i>	pozostawanie na utrzymaniu

Sytuacja na rynku pracy rok wcześniej

<i>ROK_WCZ_1</i>	praca	<i>ROK_WCZ_5</i>	niepełnosprawność
<i>ROK_WCZ_2</i>	bezrobocie	<i>ROK_WCZ_6</i>	zasadnicza służba wojskowa
<i>ROK_WCZ_3</i>	nauka/szkolenie	<i>ROK_WCZ_7</i>	obowiązki rodzinne
<i>ROK_WCZ_4</i>	emerytura, wcześniejsza emerytura	<i>ROK_WCZ_8</i>	inna forma bierności zawodowej

Stan cywilny

<i>STCYW_01</i>	kawaler/panna	<i>STCYW_03</i>	wdowiec/wdowa
<i>STCYW_02</i>	żonaty/zamężna	<i>STCYW_04</i>	rozwódziona(a)/w separacji

Wystąpienie wypadku przy pracy w 2009 r.

<i>WYP_1</i>	tak, bez absencji lub ze zwolnieniem lekarskim do 3 dni	<i>WYP_3</i>	nie był(a) poszkodowany(a) w wypadku przy pracy
<i>WYP_2</i>	tak, ze zwolnieniem lekarskim do 4 dni i więcej	<i>WYP_4</i>	nie dotyczy

Wiek w latach

WIEK

Miejsce zamieszkania (miasto/wieś)

MIASTO (miasto = 1)

Płeć (mężczyzna/kobieta)

PLEC (mężczyzna = 1)

Źródło: opracowanie własne na podstawie formularzy statystycznych o symbolu ZD, ZG.

WYNIKI ESTYMACJI MODELI

W celach porównawczych oszacowano modele logitowe aktywności zawodowej dotyczące dwóch grup wiekowych: ludności w wieku 15 lat i więcej oraz osób powyżej 50. roku życia. Wyniki oszacowań modeli znajdują się w tabl. 1—5. Zmienne nieistotne statystycznie eliminowano z modelu metodą *a posteriori*. Procedura ta polega na porównaniu wartości *p* z przyjętym poziomem istot-

ności. Jeżeli p było większe od α , zmienną eliminowano z modelu i dokonywano reestymacji. Działanie to powtarzano aż do uzyskania modelu z wartościami p mniejszymi lub równymi α . Wartość α przyjęto na poziomie 10%.

TABL. 1. WYNIKI OSZACOWANIA MODELU LOGITOWEGO AKTYWNOŚCI ZAWODOWEJ OSÓB W WIEKU 15 LAT I WIĘCEJ W POLSCE W IV KWARTALE 2009 R.

Zmienne	Współczynniki	Błąd standardowy	z	Wartość p	Efekt krańcowy	Iloraz szans
<i>const</i>	-3,9403	0,3110	-12,6700	0,0000 ***	x	x
<i>WOJ_06</i>	0,5525	0,0992	5,5670	0,0000 ***	0,0549	1,7376
<i>WOJ_10</i>	0,2218	0,1087	2,0400	0,0413 **	0,0245	1,2484
<i>WOJ_12</i>	0,3065	0,1081	2,8360	0,0046 ***	0,0329	1,3586
<i>WOJ_14</i>	-0,3455	0,1101	-3,1380	0,0017 ***	-0,0454	0,7078
<i>WOJ_18</i>	0,8734	0,0936	9,3360	0,0000 ***	0,0783	2,3951
<i>WOJ_22</i>	-0,2901	0,1208	-2,4020	0,0163 **	-0,0377	0,7482
<i>WOJ_26</i>	0,2799	0,1070	2,6160	0,0089 ***	0,0303	1,3229
<i>WOJ_28</i>	-0,2321	0,1162	-1,9970	0,0458 **	-0,0296	0,7929
<i>WOJ_30</i>	0,2865	0,1065	2,6910	0,0071 ***	0,0310	1,3318
<i>PLEC</i>	0,3847	0,0563	6,8340	0,0000 ***	0,0452	1,4692
<i>SP_01</i>	-0,1929	0,0981	-1,9660	0,0493 **	-0,0231	0,8246
<i>SP_02</i>	-0,4074	0,0987	-4,1270	0,0000 ***	-0,0518	0,6654
<i>SP_04</i>	0,1893	0,1058	1,7890	0,0737 *	0,0216	1,2084
<i>ZRODLO_01</i>	7,7128	0,4120	18,7200	0,0000 ***	0,6900	2236,8189
<i>ZRODLO_02</i>	5,1544	0,2574	20,0200	0,0000 ***	0,1732	173,1988
<i>ZRODLO_03</i>	5,4599	0,3926	13,9100	0,0000 ***	0,1700	235,0786
<i>ZRODLO_04</i>	0,6932	0,1228	5,6450	0,0000 ***	0,0726	2,0001
<i>ZRODLO_06</i>	0,2363	0,1323	1,7860	0,0740 *	0,0257	1,2665
<i>ZRODLO_07</i>	-0,7547	0,2423	-3,1150	0,0018 ***	-0,1152	0,4702
<i>ZRODLO_08</i>	-0,2575	0,0955	-2,6950	0,0070 ***	-0,0332	0,7730
<i>ROK_WCZ_1</i>	2,0541	0,1567	13,1100	0,0000 ***	0,2404	7,8001
<i>ROK_WCZ_2</i>	2,2367	0,1449	15,4300	0,0000 ***	0,1324	9,3626
<i>ROK_WCZ_3</i>	-0,3103	0,1683	-1,8440	0,0652 *	-0,0399	0,7332
<i>ROK_WCZ_4</i>	-1,5120	0,1778	-8,5040	0,0000 ***	-0,2349	0,2205
<i>ROK_WCZ_5</i>	-1,1470	0,1727	-6,6410	0,0000 ***	-0,1890	0,3176
<i>ROK_WCZ_6</i>	2,6998	0,5242	5,1510	0,0000 ***	0,1269	14,8762
<i>ROK_WCZ_7</i>	-0,3050	0,1698	-1,7970	0,0724 *	-0,0399	0,7371
<i>MIASTO</i>	-0,3182	0,0552	-5,7600	0,0000 ***	-0,0371	0,7275
<i>WIEK</i>	0,0846	0,0117	7,2260	0,0000 ***	0,0100	1,0883
<i>WIEK^</i>	-0,0011	0,0001	-8,7060	0,0000 ***	-0,0001	0,9989
<i>WYKSZ_0</i>	1,6915	0,6604	2,5610	0,0104 **	0,1091	5,4276
<i>WYKSZ_1</i>	1,8096	0,1403	12,9000	0,0000 ***	0,1387	6,1080
<i>WYKSZ_2</i>	1,7201	0,1895	9,0790	0,0000 ***	0,1142	5,5849
<i>WYKSZ_3</i>	1,3292	0,1311	10,1400	0,0000 ***	0,1192	3,7782
<i>WYKSZ_4</i>	0,8853	0,1301	6,8060	0,0000 ***	0,0813	2,4237
<i>WYKSZ_5</i>	1,1289	0,1304	8,6550	0,0000 ***	0,1104	3,0922
<i>WYKSZ_7</i>	0,9408	0,1286	7,3150	0,0000 ***	0,0909	2,5621
<i>WYP_4</i>	-0,7426	0,0851	-8,7300	0,0000 ***	-0,0848	0,4759

U w a g a. Poziom istotności parametrów: *** $\alpha = 0,01$, ** $\alpha = 0,05$, * $\alpha = 0,10$.

Ź r ó ł o: obliczenia własne (wykonane z wykorzystaniem pakietu komputerowego Gretl).

**TABL. 2. TABLICA TRAFNOŚCI ZMIENNEJ
„AKTYWNOŚĆ ZAWODOWA LUDNOŚCI W WIEKU 15 LAT I WIĘCEJ”**

Faktyczne	Przewidywane		Razem
	$\hat{Y}=0$	$\hat{Y}=1$	
R a z e m	21778	22259	44036
Y=0	20486	957	21443
Y=1	1292	21301	22593

Ź r ó d ł o: obliczenia własne.

Współczynnik korelacji jako miara dopasowania modelu aktywności zawodowej ludności w wieku 15 lat i więcej był bardzo wysoki i wynosił $r=0,924$ (kwadrat współczynnika korelacji $r^2=0,854$). Wysoki współczynnik korelacji świadczy o dobrym dopasowaniu modelu opisującego zmienność wartości zmiennej „aktywność ekonomiczna”.

TABL. 3. WYNIKI OSZACOWANIA MODELU LOGITOWEGO AKTYWNOŚCI ZAWODOWEJ OSÓB POWYŻEJ 50. ROKU ŻYCIA W IV KWARTALE 2009 R.

Zmienne	Współczynniki	Błąd standardowy	z	Wartość p	Efekt krańcowy	Iloraz szans
const	-6,3966	2,4446	-2,6170	0,0089 ***	x	x
WOJ_06	0,5047	0,1508	3,3470	0,0008 ***	0,1168	1,6566
WOJ_12	0,4005	0,1621	2,4710	0,0135 **	0,0917	1,4926
WOJ_14	-0,6186	0,1776	-3,4830	0,0005 ***	-0,1198	0,5387
WOJ_16	-0,2873	0,1730	-1,6600	0,0968 *	-0,0593	0,7503
WOJ_18	1,3398	0,1361	9,8430	0,0000 ***	0,3208	3,8181
WOJ_22	-0,3929	0,1950	-2,0150	0,0439 **	-0,0793	0,6751
WOJ_24	-0,3172	0,1754	-1,8080	0,0705 *	-0,0652	0,7282
WOJ_28	-0,4338	0,1880	-2,3070	0,0210 **	-0,0869	0,6481
WOJ_30	-0,3288	0,1918	-1,7140	0,0866 *	-0,0673	0,7198
PLEC	0,1936	0,0862	2,2450	0,0247 **	0,0422	1,2136
SP_02	-0,3161	0,0917	-3,4450	0,0006 ***	-0,0668	0,7290
STCYW_01	-0,3469	0,1786	-1,9430	0,0520 *	-0,0706	0,7068
ZRODLO_01	7,8860	1,0198	7,7330	0,0000 ***	0,8911	2659,7303
ZRODLO_02	5,3528	0,5230	10,2400	0,0000 ***	0,7131	211,2009
ZRODLO_03	6,3390	1,0460	6,0610	0,0000 ***	0,7214	566,2468
ZRODLO_04	0,4131	0,1500	2,7550	0,0059 ***	0,0888	1,5114
ZRODLO_07	-0,4849	0,2701	-1,7950	0,0726 *	-0,0952	0,6158
ROK_WCZ_1	3,3426	0,1665	20,0700	0,0000 ***	0,6833	28,2915
ROK_WCZ_2	3,1281	0,1450	21,5700	0,0000 ***	0,6098	22,8296
ROK_WCZ_3	2,4523	1,2330	1,9890	0,0467 **	0,5263	11,6144
ROK_WCZ_4	-0,2986	0,1781	-1,6770	0,0935 *	-0,0648	0,7418
MIASTO	-0,6366	0,0922	-6,9050	0,0000 ***	-0,1399	0,5291
WIEK	0,1445	0,0751	1,9250	0,0543 *	0,0313	1,1555
WIEK^	-0,0015	0,0006	-2,6820	0,0073 ***	-0,0003	0,9985
WYKSZ_0	1,6362	0,9275	1,7640	0,0777 *	0,3875	5,1357
WYKSZ_1	1,7811	0,6156	2,8930	0,0038 ***	0,4178	5,9365
WYKSZ_2	1,8000	0,6443	2,7940	0,0052 ***	0,4212	6,0494
WYKSZ_3	1,2335	0,6093	2,0240	0,0429 **	0,2890	3,4331
WYKSZ_4	1,2524	0,6210	2,0170	0,0437 **	0,2997	3,4987
WYKSZ_5	1,0001	0,6067	1,6480	0,0993 *	0,2301	2,7184
WYKSZ_6	2,5583	1,2984	1,9700	0,0488 **	0,5399	12,9136
WYKSZ_7	1,0755	0,6014	1,7880	0,0737 *	0,2436	2,9316
WYP_2	-3,7619	1,5822	-2,3780	0,0174 **	-0,3082	0,0232
WYP_4	-1,0410	0,1288	-8,0800	0,0000 ***	-0,2399	0,3531

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 2.

**TABL. 4. TABLICA TRAFNOŚCI ZMIENNEJ
„AKTYWNOŚĆ ZAWODOWA LUDNOŚCI POWYŻEJ 50. ROKU ŻYCIA”**

Faktyczne	Przewidywane		Razem
	$\hat{Y}=0$	$\hat{Y}=1$	
R a z e m	14159	5916	20074
$Y=0$	13595	334	13929
$Y=1$	564	5581	6145

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 3.

W tablicach 2 i 4 przedstawiono liczbę trafień wartości prognozowanych 0 i 1 względem wartości rzeczywistych. Zmienną prognozowaną zdefiniowano jako \hat{Y} , która jest zero-jedynkowa i taka, że jeśli: $\hat{y}_i > 0,5$, to przyjmuje się $\hat{Y}=1$, a kiedy $\hat{y}_i < 0,5$, to $\hat{Y}=0$.

Współczynnik korelacji między wartościami teoretycznymi wyznaczonymi na podstawie modelu do danych rzeczywistych zmiennej aktywności zawodowej powyżej 50. roku życia jest bardzo wysoki i wyniósł $r=0,918$ (kwadrat współczynnika korelacji $r^2=0,842$).

TABL. 5. STATYSTYKA DOPASOWANIA MODELI LOGITOWYCH

Wyszczególnienie	Model (1) dla osób w wieku 15 lat i więcej	Model (2) dla osób powyżej 50. roku życia
Współczynnik korelacji R między Y i \hat{Y}	0,924	0,918
R -kwadrat McFaddena	0,819	0,808
Skorygowany R -kwadrat	0,818	0,805
Test ilorazu wiarygodności	49976,8	19986,5
Logarytm wiarygodności	-5520	-2371,52
Trafność prognozy (ogółem)	0,949	0,955
Trafność prognozy (dla $Y=1$)	0,943	0,908
Trafność prognozy (dla $Y=0$)	0,955	0,976
Iloraz szans	352,9	402,8

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 2.

Wyniki testu ilorazu wiarygodności (wartość $p=0,000<0,10$) oznaczają istotność oszacowanych modeli. Ogólna trafność wartości prognozowanych przez modele była bardzo wysoka i wynosiła ponad 90%: model (1) — 94,9%, model (2) — 95,5%.

Podsumowanie

Wyniki estymacji modeli logitowych z tabl. 1 i 3 pokazują, że największą wartość poznawczą dają efekty krańcowe oraz ilorazy szans. Efekty krańcowe (obliczane dla średnich wartości zmiennych objaśniających) interpretuje się jako wpływ zmiennej objaśniającej na prawdopodobieństwo sukcesu (czyli przyjęcia wartości 1 przez zmienną objaśnianą). Ilorazy szans natomiast interpretuje się

jako procentowy wpływ jednostkowej zmiany wartości zmiennej objaśniającej na iloraz szans liczony jako stosunek prawdopodobieństwa sukcesu do prawdopodobieństwa porażki.

Z grupy zmiennych dotyczących województw w obu modelach istotne okazały się te, które odnoszą się do województw: lubelskiego, małopolskiego, mazowieckiego, podkarpackiego, pomorskiego, warmińsko-mazurskiego i wielkopolskiego (ponadto w modelu dotyczącym osób w wieku 15 lat i więcej — województwa łódzkie i świętokrzyskie, a w modelu grupy osób powyżej 50. roku życia — województwa opolskie i śląskie).

W modelu aktywności dotyczącym grupy osób powyżej 50. roku życia największy wpływ na zwiększenie prawdopodobieństwa bycia aktywnym zawodowo (o 32,1 p.proc., wobec 7,8 p.proc. w grupie osób w wieku 15 lat i więcej) wywiera zamieszkiwanie w woj. podkarpackim. Zamieszkiwanie w woj. mazowieckim zmniejsza prawdopodobieństwo bycia aktywnym zawodowo (o 12,0 p.proc., wobec 4,5 p.proc. w grupie osób w wieku 15 lat i więcej).

Analizując płeć respondenta, prawdopodobieństwo bycia aktywnym zawodowo na rynku pracy wzrasta w przypadku mężczyzn (4,2 p.proc. wśród osób powyżej 50. roku życia oraz 4,5 p.proc. wśród ludności w wieku 15 lat i więcej). Prawdopodobieństwo aktywności zawodowej maleje w stosunku do kwadratu wieku (o 0,03 p.proc. wśród osób powyżej 50. roku życia, wobec 0,01 p.proc. dla osób w wieku 15 lat i więcej).

Spośród zmiennych charakteryzujących stopień pokrewieństwa z głową rodziny w modelu dotyczącym grupy osób powyżej 50. roku życia jako istotna pozostała zmienna oznaczająca bycie mężem/zoną głowy gospodarstwa domowego. Oszacowanie parametru przy tej zmiennej oznacza, że powoduje ona spadek prawdopodobieństwa aktywności o 6,68 p.proc. W grupie osób w wieku 15 lat i więcej zmienna ta również powoduje spadek prawdopodobieństwa aktywności o 5,18 p.proc.

Stan cywilny kawaler/panna wpływa ujemnie na prawdopodobieństwo aktywności zawodowej tylko w grupie wiekowej 50 lat i więcej o 7,1 p.proc. W przypadku osób w wieku 15 lat i więcej żadna ze zmiennych dotyczących stanu cywilnego nie okazała się istotna.

Każdy poziom wykształcenia wpływa dodatnio na zwiększenie prawdopodobieństwa aktywności zawodowej. Zaskakujące jest to, że w grupie osób powyżej 50. roku życia największy wpływ na wzrost prawdopodobieństwa aktywności wywiera posiadanie wykształcenia gimnazjalnego. W grupie osób w wieku 15 lat i więcej największy wpływ na wzrost prawdopodobieństwa aktywności wywiera posiadanie wykształcenia wyższego, a następnie policealnego.

Analizując źródło utrzymania, prawdopodobieństwo bycia aktywnym wzrasta wśród osób pracujących najemnie w obu badanych grupach wieku (o 89,1 p.proc. w grupie osób powyżej 50. roku życia oraz o 69,0 p.proc. wśród osób w wieku 15 lat i więcej). Zmniejszenie tego prawdopodobieństwa następuje, gdy

jest pobierane świadczenie emerytalne (odpowiednio: o 9,5 p.proc. i o 11,52 p.proc.). W grupie osób w wieku 15 lat i więcej na zmniejszenie prawdopodobieństwa bycia aktywnym zawodowo (o 3,3 p.proc.) wpływa pobieranie innych świadczeń społecznych. Wcześniejszy status respondenta na rynku pracy wpływał istotnie na aktywność zawodową. Pobieranie zaś emerytury w grupie osób powyżej 50. roku życia zmniejsza prawdopodobieństwo aktywności zawodowej o 6,5 p.proc. Na zmniejszenie prawdopodobieństwa aktywności zawodowej w grupie osób powyżej 50. roku miało wpływ wystąpienie wypadku przy pracy (ze zwolnieniem lekarskim 4 dni lub więcej w 2009 r. — o 30,8 p.proc.). Zaskakującym spostrzeżeniem w przypadku obu grup wiekowych jest to, że zamieszkiwanie w miastach zmniejszało prawdopodobieństwo aktywności zawodowej (o 14,0 p.proc. wśród osób powyżej 50. roku życia, a w grupie osób w wieku 15 lat i więcej o 3,7 p.proc.).

dr Dominik Śliwicki — *Urząd Statystyczny w Bydgoszczy, Wyższa Szkoła Gospodarki w Bydgoszczy,*

mgr Marek Ręklewski — *Urząd Statystyczny w Bydgoszczy*

LITERATURA

Aktywność Ekonomiczna Ludności Polski. IV kwartał 2009 (2010), GUS

Gruszczyński M. (2010), *Mikroekonometria. Modele i metody analizy danych indywidualnych*, red., Wolters Kluwer, Warszawa

Kufel T. (2011), *Ekonometria — Rozwiązywanie problemów z wykorzystywaniem programu Gretl*, PWN, Warszawa

Maddala G. S. (2008), *Ekonometria*, PWN, Warszawa

Wiśniewski Z. (2009), *Determinanty aktywności zawodowej ludzi starszych*, TNOiK, Dom Organizatora, Toruń

SUMMARY

The aim of the study is to identify important determinants affecting the economic activity of population aged 15 and older and those over 50 age on the labor market in Poland. The analysis provides an example of the use of logit models to identify and analyze the factors of population activity. The projected decline in labor resources and the increasing population aging confront the socio-economic policy of the State the task of sustaining activity of these populations. Analyses of labor market models often use variables, which include logit models.

РЕЗЮМЕ

Целью обследования была попытка идентификации важных факторов влияющих на профессиональную активность населения в возрасте 15 лет и больше, а также лиц старше 50 лет. Анализ является примером использования логитных моделей для идентификации и анализа факторов профессиональной активности населения. Прогнозируемое снижение трудовых ресурсов и ускоренное старение общества ставят перед социально-экономической политикой государства задачи поддержки профессиональной активности обсуждаемых групп населения. В анализе рынка труда используются модели качественных переменных, к которым принадлежат в частности логитные модели.

Małgorzata PODOGRODZKA

Metody analizy przestrzennego zróżnicowania rynku pracy

Rozmiary i konsekwencje bezrobocia sprawiają, iż stale znajduje się ono w centrum zainteresowania wielu różnych dyscyplin naukowych. Każda z nich bada to zjawisko z własnego punktu widzenia i zajmuje się z reguły tylko określonym aspektem tego problemu (Lipska, 1995).

Celem artykułu jest ukazanie wybranych z literatury polskiej metod analizy przestrzennego zróżnicowania rynku pracy. Interesuje nas w nich dobór zmiennych, zastosowane podejście analityczne oraz ocena sytuacji na regionalnym rynku pracy. Porównanie uzyskanych wyników pozwoli określić, na ile zastosowane podejście badawcze prowadzi do podobnych wyników. W celu porównania i oceny uzyskanych wyników z wykorzystaniem tych metod przeprowadzimy własną klasyfikację województw, wykorzystując podział administracyjny kraju z 1998 r.¹ Nie interesuje nas bowiem konkretna sytuacja na rynku pracy, a jedynie analiza porównawcza wyników przy zastosowaniu metod analizy przestrzennego zróżnicowania rynku pracy.

¹ Można przyjąć, że odpowiada on aktualnemu podziałowi kraju na podregiony. W artykule wykorzystano informacje z *Rocznika Statystycznego Rzeczypospolitej Polskiej 1999* oraz biuletynów Ministerstwa Pracy i Polityki Społecznej. Analiza dotyczy osób zarejestrowanych w urzędach pracy.

*ANALIZA PRZESTRZENNA RYNKU PRACY
NA PODSTAWIE STRUKTURY ZATRUDNIENIA*

W analizie przestrzennego zróżnicowania rynku pracy zaproponowanej przez E. Kwiatkowskiego, H. Lehmana i M. Schaffera (1992) punktem wyjścia była struktura zatrudnienia według województw. Uwzględniono w niej następujące zmienne:

- x_1 — udział zatrudnienia w rolnictwie i leśnictwie w ogólnym zatrudnieniu,
- x_2 — udział zatrudnienia w przemyśle i budownictwie w ogólnym zatrudnieniu,
- x_3 — udział zatrudnienia w sektorze prywatnym w ogólnym zatrudnieniu.

Wyodrębnienia jednorodnych grup województw dokonano poprzez przyporządkowanie obiektów do wyznaczonych czterech przedziałów wartości tychże zmiennych. Granice klas oparto na relacji między średnią arytmetyczną a odchyleniem standardowym tych cech. Podejście to stosowano w kolejnych etapach klasyfikacji. W pierwszym etapie województwa podzielono na dwie grupy według podziału na rolnicze lub nierolnicze, w drugim etapie województwa nierolnicze podzielono na silnie uprzemysłowione i pozostałe. W trzecim etapie w grupie województw pozostałych wyodrębniono województwa nowoczesne i inne (tabl. 1). W rezultacie uzyskano cztery grupy województw podobnych. W ich skład wchodziła różna liczba obiektów.

TABL. 1. KRYTERIA KLASYFIKACJI WOJEWÓDZTW ZE WZGLĘDU NA TYP REGIONU WEDŁUG E. KWIATKOWSKIEGO, H. LEHMANN, M. SCHAFFERA

Typy regionów	Kryteria podziału
Rolnicze	$x_{1i} > \bar{x}_1 + 0,5 \cdot S_1(x)$
Nierolnicze	$x_{1i} < \bar{x}_1 + 0,5 \cdot S_1(x)$
silnie uprzemysłowione	$x_{2i} > \bar{x}_2 + 0,5 \cdot S_2(x)$
pozostałe	$x_{2i} < \bar{x}_2 + 0,5 \cdot S_2(x)$
nowoczesne	$x_{3i} > \bar{x}_3 + 0,5 \cdot S_3(x)$
inne	$x_{3i} < \bar{x}_3 + 0,5 \cdot S_3(x)$

Ź r ó d ł o: opracowanie własne na podstawie E. Kwiatkowski, H. Lehmann, M. Schaffer (1992).

TABL. 2. KLASYFIKACJA WOJEWÓDZTW WEDŁUG TYPU REGIONU

Typy regionów	Województwa
Rolnicze	białkopodlaskie, chełmskie, ciechanowskie, kieleckie, konińskie, krośnieńskie, łomżyńskie, nowosądeckie, ostrołęckie, przemyskie, radomskie, rzeszowskie, siedleckie, sieradzkie, skierniewickie, tarnobrzeskie, tarnowskie, włocławskie, zamojskie ($n=19$)
Silnie uprzemysłowione	bielskie, bydgoskie, częstochowskie, jeleniogórskie, kaliskie, katowickie, legnickie, opolskie, piotrkowskie, plockie, toruńskie, wałbrzyskie, zielonogórskie ($n=13$)

TABL. 2. KLASYFIKACJA WOJEWÓDZTW WEDŁUG TYPU REGIONU (dok.)

Typy regionów	Województwa
Nowoczesne	elbląskie, gdańskie, gorzowskie, koszalińskie, krakowskie, łódzkie, poznańskie, słupskie, szczecińskie, warszawskie, wrocławskie ($n=11$)
Inne	białostockie, leszczyńskie, olsztyńskie, pilskie, suwalskie ($n=6$)

Źródło: jak przy tabl. 1.

W ocenie sytuacji na regionalnych rynkach pracy zaproponowanej przez T. Szumlicza (1995) wykorzystano również strukturę zatrudnienia, ale uwzględniono mniejszą ich liczbę oraz przyjęto inne kryterium podziału. W analizie wykorzystano takie zmienne, jak:

x_1 — udział zatrudnienia w rolnictwie w ogólnym zatrudnieniu,

x_2 — wskaźnik zatrudnienia poza rolnictwem wyznaczany jako relacja między zatrudnieniem w usługach a zatrudnieniem w przemyśle.

Grupowanie województw przeprowadzono poprzez przyporządkowanie obiektów do ustalonej z góry klasy wartości danej zmiennej. Pierwszy krok obejmował podział województw na podgrupy ze względu na udział zatrudnienia w sektorze rolniczym. W kolejnym etapie dokonano podziału wyodrębnionych grup na podgrupy według wskaźnika zatrudnienia poza rolnictwem. Podejście to pozwoliło na wyodrębnienie jedenastu grup (tabl. 3). W porównaniu do propozycji E. Kwiatkowskiego, H. Lehmana i M. Schaffera, klasyfikacja ta jest bardziej szczegółowa, a wyniki nieco mocniej zróżnicowane.

**TABL. 3. TYPOLOGIA REGIONALNYCH RYNKÓW PRACY
ORAZ KLASYFIKACJA WOJEWÓDZTW WEDŁUG T. SZUMLICZA**

Kryteria podziału ze względu na zmienne		Typy regionów	Województwa
x_1	x_2		
$x_{1i} > 0,56$	x	jednostronnie rolnicze	białkopodlaskie, łomżyńskie, siedleckie, zamojskie ($n=4$)
$0,41 < x_{1i} < 0,55$	$x_{2i} < 0,81$	rolniczo-przemysłowe	—
	$0,81 < x_{2i} < 1,25$	rolnicze	chełmskie, ciechanowskie, konińskie, krośnieńskie, radomskie, sieradzkie, tarnobrzeskie ($n=7$)
	$x_{2i} > 1,26$	rolniczo-usługowe	kieleckie, nowosądeckie, ostrołęckie, przemyskie, rzeszowskie, skierniewickie, tarnowskie, włocławskie ($n=8$)
$0,26 < x_{1i} < 0,40$	$x_{2i} < 0,85$	przemysłowo-rolnicze	—
	$0,86 < x_{2i} < 1,25$	zrównoważone	częstochockie, kaliskie, pilskie, piotrkowskie, płockie ($n=5$)
	$x_{2i} > 1,26$	usługowo-rolnicze	białostockie, bielskie, leszczyńskie, lubelskie, opolskie, suwalskie, toruńskie ($n=7$)

**TABL. 3. TYPOLOGIA REGIONALNYCH RYNKÓW PRACY
ORAZ KLASYFIKACJA WOJEWÓDZTW WEDŁUG T. SZUMLICZA (dok.)**

Kryteria podziału ze względu na zmienne		Typy regionów	Województwa
x_1	x_2		
$x_{1i} < 0,26$	$x_{2i} < 0,80$	przemysłowe	—
	$0,81 < x_{2i} < 0,99$	przemysłowo-usługowe	katowickie (n=1)
	$1,00 < x_{2i} < 1,25$	usługowo-przemysłowe	legnickie, wałbrzyskie (n=2)
	$x_{2i} > 1,26$	usługowe	bydgoskie, elbląskie, gdańskie, gorzowskie, jeleniogórskie, koszalińskie, krakowskie, łódzkie, olsztyńskie, poznańskie, słupskie, szczecińskie, warszawskie, wrocławskie, zielonogórskie (n=15)

Źródło: opracowanie własne na podstawie T. Szumlicz (1995).

Kolejna propozycja klasyfikacji, przedstawiona przez E. Kwiatkowskiego i T. Tokarskiego (1999), oparta jest na ocenie elastyczności popytu na pracę w zależności od struktury pracujących, zaś charakter tej struktury zmierzono jej oddaleniem od struktury pracujących w krajach grupy G7². W analizie uwzględniono:

- x_1 — odsetek pracujących w rolnictwie,
- x_2 — odsetek pracujących w rolnictwie w europejskich krajach G7,
- x_3 — odsetek pracujących w przemyśle,
- x_4 — odsetek pracujących w przemyśle w europejskich krajach G7,
- x_5 — odsetek pracujących w budownictwie,
- x_6 — odsetek pracujących w budownictwie w europejskich krajach G7,
- x_7 — odsetek pracujących w usługach,
- x_8 — odsetek pracujących w usługach w europejskich krajach G7.

Jako miarę odległości między strukturą pracujących w Polsce i w krajach grupy G7 przyjęto miarę euklidesową postaci:

$$\delta = \sqrt{(x_1 - x_2)^2 + (x_3 - x_4)^2 + (x_5 - x_6)^2 + (x_7 - x_8)^2}$$

Im mniejszą wartość przyjmuje miernik δ , tym bardziej struktura pracujących w Polsce zbliżona jest do struktury pracujących w krajach G7. Wyniki przeprowadzonej analizy przedstawiamy w zestawieniu.

² Do grupy krajów G7 należały: Francja, Japonia, Kanada, Niemcy, Stany Zjednoczone, W. Brytania, Włochy.

**ZESTAWIENIE WOJEWÓDZTW PRZYJMUJĄCYCH SKRAJNE WARTOŚCI
FUNKCJI POPYTU WYZNACZONEJ DLA LAT 1991—1997**

Województwa o wartości wskaźnika δ	
najmniejszej	największej
Warszawskie, gdańskie, szczecińskie, wrocławskie, poznańskie, łódzkie i jeleniogórskie; od 1994 r. również koszalińskie i zielonogórskie; do klasy tej w latach 1991, 1992, 1995 należało również woj. krakowskie	ciechanowskie, tarnobrzeskie, białkopodlaskie, ostrołęckie, siedleckie, zamojskie i łomżyńskie; od 1994 r. w grupie tej znalazły się również przemyskie, sieradzkie, tarnowskie, chełmskie i nowosądeckie

Źródło: E. Kwiatkowski, T. Tokarski (1999).

Za podstawę wyodrębnienia województw podobnych w pracy S. Scarpetta, P. Huber (1995) uznano stopień rozwoju ekonomicznego kraju. W badaniu autorzy wykorzystali:

1) zatrudnienie w poszczególnych sektorach gospodarki narodowej:

- x_1 — udział zatrudnienia w rolnictwie w liczbie zatrudnionych,
- x_2 — udział zatrudnienia w przemyśle w liczbie zatrudnionych,
- x_3 — udział zatrudnienia w sektorze prywatnym w liczbie zatrudnionych,
- x_4 — udział zatrudnienia w handlu w liczbie zatrudnionych według typu regionu;

2) zmienne ekonomiczne:

- x_5 — indeks Herfindhala³,
- x_6 — wskaźnik aktywności turystycznej,
- x_7 — liczba telefonów przypadających na jednego mieszkańca według typu regionu,
- x_8 — liczba placówek telefonicznych przypadających na jednego mieszkańca według typu regionu,
- x_9 — liczba noclegów przypadających na jednego mieszkańca według typu regionu,
- x_{10} — średnia wielkość przedsiębiorstwa przemysłowego według typu regionu;

3) zmienne społeczne x_{11} — poziom wykształcenia.

Do wyodrębnienia homogenicznych grup województw zastosowano ustalone z góry kryterium podziału wartości zmiennych na klasy, a następnie przyporządkowano tym przedziałom poszczególne województwa. Granice klas wartości wyznaczono na podstawie relacji między średnią arytmetyczną a odchyleniem standardowym tych zmiennych.

W pierwszym etapie podzielono ogół województw na dwie grupy — regiony wysoko wyspecjalizowane i nisko wyspecjalizowane. Drugi krok polegał na

³ Indeks Herfindhala jest wskaźnikiem specjalizacji sektorowej regionu. Wyznacza się go jako sumę kwadratów udziałów zatrudnienia sektorowego w regionie. Indeks przyjmuje wartości z przedziału $[1/n; n]$, gdzie n jest liczbą sektorów gospodarki regionu. Indeks przyjmuje wartość $1/n$ w sytuacji, gdy zatrudnienie w sektorach gospodarki jest jednakowe. Jeżeli zatrudnienie koncentruje się tylko w jednym sektorze, indeks przyjmuje wartość 1.

wyodrębnieniu w regionie wysoko wyspecjalizowanym województw rolniczych i wysoko uprzemysłowionych, a następnie w obrębie tych podgrup dokonano podziału województw na rozwinięte i mniej rozwinięte. Kolejny etap dotyczył wydzielenia nisko wyspecjalizowanych województw rozwiniętych oraz niespełniających tego kryterium. Podział województw został dokonany według zasady przedstawionej w tabl. 4, zaś wyniki klasyfikacji województw zawiera tabl. 6. Utworzonych zostało sześć grup, do których należała różna liczba województw. Różnice między nimi były znacznie mniejsze aniżeli w propozycji T. Szumlicza (ale nieco większe aniżeli u E. Kwiatkowskiego, H. Lehmana i M. Schaffera).

TABL. 4. KRYTERIA KLASYFIKACJI WOJEWÓDZTW ZE WZGLĘDU NA TYP REGIONU WEDŁUG S. SCARPETTA, P. HUBERA

Typy regionów	Kryteria podziału
I etap — podział ogółu województw na regiony	
Wysoko wyspecjalizowane	$x_{1i} > \bar{x}_1 + 0,5 \cdot S(x_1)$ bądź $x_{2i} < \bar{x}_2 + 0,5 \cdot S(x_2)$ lub $x_{5i} > \bar{x}_5 + 0,5 \cdot S(x_5)$
Nisko wyspecjalizowane	$x_{1i} < \bar{x}_1 + 0,5 \cdot S(x_1)$ bądź $x_{2i} > \bar{x}_2 + 0,5 \cdot S(x_2)$ lub $x_{5i} < \bar{x}_5 + 0,5 \cdot S(x_5)$
II etap — podział regionów wysoko wyspecjalizowanych	
Rolnicze	$x_{1i} > \bar{x}_1 + 0,5 \cdot S(x_1)$
Wysoko uprzemysłowione	$x_{2i} > \bar{x}_2 + 0,5 \cdot S(x_2)$
Inne	$x_{1i} < \bar{x}_1 + 0,5 \cdot S(x_1)$ lub $x_{2i} < \bar{x}_2 + 0,5 \cdot S(x_2)$ lub $x_{5i} > \bar{x}_5 + 0,5 \cdot S(x_5)$
III etap — podział regionów rolniczych i wysoko uprzemysłowionych	
Rolnicze: rozwinięte	$x_{7i} > \bar{x}_7 + 0,5 \cdot S(x_7)$ lub $x_{9i} > \bar{x}_9$ lub $x_{4i} > \bar{x}_4$
nierozwinięte	$x_{7i} < \bar{x}_7 + 0,5 \cdot S(x_7)$ lub $x_{9i} < \bar{x}_9$ lub $x_{4i} < \bar{x}_4$
Uprzemysłowione: rozwinięte	$x_{8i} > \bar{x}_8$ i $x_{10i} < \bar{x}_{10}$ lub $x_{3i} > \bar{x}_3$
mniej rozwinięte	$x_{8i} < \bar{x}_8$ i $x_{10i} > \bar{x}_{10}$ lub $x_{3i} < \bar{x}_3$
IV etap — podział regionów nisko wyspecjalizowanych	
Rozwinięte	$x_{7i} > \bar{x}_7 + 0,5 \cdot S(x_7)$ oraz $x_{3i} > x_3$ lub $x_{6i} > x_6$ lub $x_{11i} > x_{11}$
Inne	pozostałe

Źródło: opracowanie własne na podstawie S. Scarpetta i P. Huber (1995).

TABL. 5. KLASYFIKACJA WOJEWÓDZTW WEDŁUG TYPU REGIONU

Typy regionów	Województwa
A — rolnicze rozwinięte	chełmskie, tarnowskie, wrocławskie ($n=3$)
B — rolnicze mniej rozwinięte	białkopodlaskie, ciechanowskie, kieleckie, konińskie, krośnieńskie, łomżyńskie, nowosądeckie, ostrołęckie, płockie, przemyskie, radomskie, siedleckie, sieradzkie, skierniewickie, suwalskie, tarnobrzeskie, zamojskie ($n=17$)
C — wysoko uprzemysłowione rozwinięte	bielskie, bydgoskie, kaliskie, legnickie, łódzkie, zielonogórskie ($n=6$)
D — wysoko uprzemysłowione mniej rozwinięte	częstochoowskie, jeleniogórskie, katowickie, opolskie, piotrkowskie, wąbrzyskie ($n=6$)
F — zróżnicowane rozwinięte	białostockie, gdańskie, krakowskie, poznańskie, szczecińskie, warszawskie, wrocławskie ($n=7$)
G — zróżnicowane mniej rozwinięte	elbląskie, gorzowskie, koszalińskie, leszczyńskie, lubelskie, olsztyńskie, piłskie, rzeszowskie, śląskie, toruńskie ($n=10$)

Źródło: jak przy tabl. 4.

Kolejną propozycję wyodrębnienia województw podobnych ze względu na ekonomiczny poziom rozwoju kraju przedstawili M. Góra i H. Lehmann (1995). Wykorzystali oni takie zmienne, jak:

- x_1 — udział zatrudnienia w przemyśle,
- x_2 — udział zatrudnienia w usługach,
- x_3 — zmiana zatrudnienia ogółem,
- x_4 — dochód na 1 mieszkańca w miastach.

W tej propozycji typ I tworzyły województwa mniej rozwinięte o niekorzystnej strukturze zatrudnienia, a typ V — województwa o najwyższym poziomie rozwoju gospodarczego i najkorzystniejszej strukturze zatrudnienia. Wyniki klasyfikacji województw według zaproponowanej metody przedstawia tabl. 8. Wynika z niej, że do utworzonych sześciu grup województw podobnych należała różna liczba obiektów, ale zróżnicowanie tej liczby było znacznie mniejsze niż w przedstawionych poprzednio metodach.

TABL. 6. KRYTERIA KLASYFIKACJI ZMIENNYCH WEDŁUG M. GÓRY, H. LEHMANN

Typy regionów	Przyporządkowanie oznaczenia	Kryteria podziału
A	1	$x_{1i} < \bar{x}_1 - 0,5 \cdot S(x_1)$
	2	$x_{1i} \in < \bar{x}_1 - 0,5 \cdot S(x_1); \bar{x}_1 + 0,5 \cdot S(x_1) >$
	3	$x_{1i} > \bar{x}_1 + 0,5 \cdot S(x_1)$
B	1	$x_{2i} < \bar{x}_2 - 0,5 \cdot S(x_2)$
	2	$x_{2i} \in < \bar{x}_2 - 0,5 \cdot S(x_2); \bar{x}_2 + 0,5 \cdot S(x_2) >$
	3	$x_{2i} > \bar{x}_2 + 0,5 \cdot S(x_2)$

TABL. 6. KRYTERIA KLASYFIKACJI ZMIENNYCH WEDŁUG M. GÓRY, H. LEHMANN (dok.)

Typy regionów	Przyporządkowanie oznaczenia	Kryteria podziału
C	+ + –	$x_{3i} \leq \bar{x}_3 + 0,5 \cdot S(x_3)$ $x_{4i} \in < \bar{x}_4 - 0,5 \cdot S(x_4); \bar{x}_4 + 0,5 \cdot S(x_4) >$ w przeciwnym przypadku
D	– +	$x_{4i} \leq \bar{x}_4 + 0,5 \cdot S(x_4)$ w przeciwnym przypadku

Źródło: opracowanie własne na podstawie M. Góra i H. Lehmann (1995).

TABL. 7. KRYTERIA KLASYFIKACJI WOJEWÓDZTW WEDŁUG TYPU REGIONU

Grupy województw ze względu na typ regionu	Wartości zmiennych			
	A	B	C	D
I	$O_i = 1$	$O_i \leq 2$	–	–
II	$O_i = 1$	$O_i \leq 2$	–	+
	$O_i = 1$	$O_i \leq 2$	+	–
	$O_i = 1$	$O_i = 3$	–	–
	$O_i = 2$	$O_i \leq 2$	–	–
III	$O_i = 1$	$O_i \leq 2$	+	+
	$O_i = 1$	$O_i = 3$	–	+
	$O_i = 1$	$O_i = 3$	+	–
	$O_i = 2$	$O_i \leq 2$	–	+
	$O_i = 2$	$O_i \leq 2$	+	–
	$O_i = 2$	$O_i = 3$	–	–
IV	$O_i = 1$	$O_i = 3$	+	+
	$O_i = 2$	$O_i \leq 2$	+	+
	$O_i = 2$	$O_i = 3$	–	+
	$O_i = 2$	$O_i = 3$	+	–
	$O_i = 3$	x	–	–
V	$O_i = 2$	$O_i = 3$	+	+
	$O_i = 3$	x	–	+
	$O_i = 3$	x	+	–

U w a g a. O_i — oznaczenie klasy z tabl. 6, do której należy obiekt.

Źródło: jak przy tabl. 6.

TABL. 8. KLASYFIKACJA WOJEWÓDZTW WEDŁUG TYPU RYNKU PRACY

Grupy województw ze względu na typ regionu	Województwa
I	białskopodlaskie, chełmskie, konińskie, przemyskie, siedleckie, skierniewickie, rzeszowskie, tarnobrzeskie ($n=8$)
II	ciechanowskie, częstochowskie, kieleckie, krośnieńskie, leszczyńskie, łomżyńskie, ostrołęckie, płockie, radomskie, sieradzkie, suwalskie, tarnowskie, zamojskie ($n=13$)
III	białostockie, kaliskie, lubelskie, nowosądeckie, piotrkowskie, toruńskie, wrocławskie ($n=7$)
IV	bielskie, katowickie, koszalińskie, legnickie, pilskie, słupskie ($n=6$)
V	bydgoskie, elbląskie, gorzowskie, jeleniogórskie, krakowskie, opolskie, poznańskie, wałbrzyskie, zielonogórskie ($n=9$)
VI	gdańskie, łódzkie, olsztyńskie, szczecińskie, warszawskie, wrocławskie ($n=6$)

Źródło: jak przy tabl. 6.

Prezentacja wybranych metod klasyfikacji województw ze względu na zmienne opisujące sytuację na rynku pracy pokazuje, że w analizach tych wykorzystywano różną liczbę zmiennych dotyczących głównie struktury zatrudnienia. W niektórych z nich uwzględniono również zmienne ekonomiczne, ale ich liczba była znacznie mniejsza. Każda z tych zmiennych wywierała inny wpływ na omawiane zjawisko, czyli charakteryzowała się różną zmiennością. Zmienne te uznawano za tak samo ważne — waga była równa jeden. Analizy prowadzone były w ujęciu statycznym.

Technika podziału województw na jednorodne grupy wykorzystywała dwa podejścia — od góry lub od dołu. W pierwszym z nich następował podział wartości jednej zmiennej na określoną liczbę grup, zaś w kolejnym kroku w obrębie wyodrębnionych wcześniej grup tworzone nowe podgrupy, na podstawie kolejnego podziału wartości drugiej zmiennej itd. Technika od dołu polegała na tym, że dla każdej ze zmiennych budowano osobne klasy wartości, a następnie tworzone tablicę zależności między wyznaczonymi przedziałami wartości tych zmiennych. Granice klas wartości cech wyznaczano arbitralnie lub z relacji między średnią arytmetyczną a odchyleniem standardowym. W wyniku tych podziałów, w zależności od przyjętej ich długości, uzyskiwano mniej lub bardziej szczegółowy podział wartości zmiennej na klasy. Grupy obiektów podobnych określano poprzez przynależność województwa do określonej grupy typologicznej. Ocena sytuacji na rynku pracy dokonywana była subiektywnie przez badacza na podstawie wcześniej przyjętych kryteriów w analizie zmiennych.

Porównując wyniki grupowania województw według opisanych metod można zauważyć, że w zależności od stosowanej metody uzyskiwano różną liczbę grup obiektów podobnych, a także liczbę oraz skład województw należących do grup jednorodnych. Spostrzeżenia te prowadzą do wniosku, iż w zależności od cech opisujących rynek pracy według zatrudnienia i wykorzystywanej metody analitycznej możemy dojść do odmiennych wyników.

*ANALIZA PRZESTRZENNA RYNKU PRACY
NA PODSTAWIE STOPY BEZROBOCIA*

Często stosowaną metodą w ocenie przestrzennego zróżnicowania rynku pracy jest propozycja przedstawiona przez W. Makać (1998). Autorka proponuje klasyfikację obiektów na podstawie stopy bezrobocia według kryterium oceny przedstawionej w tabl. 9.

**TABL. 9. KRYTERIA KLASYFIKACJI WOJEWÓDZTW
ZE WZGLĘDU NA OCENĘ SYTUACJI NA RYNKU PRACY
WEDŁUG W. MAKACI**

Grupy województw ze względu na typ regionu	Kryteria podziału	Ocena sytuacji
I	$x_{ii} < \bar{x} - S(x)$	bardzo dobra
II	$\bar{x} - S(x) \leq x_{ii} < \bar{x}$	dobra
III	$\bar{x} \leq x_{ii} < \bar{x} + S(x)$	dostateczna
IV	$x_{ii} \geq \bar{x} + S(x)$	niedostateczna

Źródło: opracowanie własne na podstawie W. Maki (1998).

W opracowaniu tym znajdujemy też inną propozycję klasyfikacji obiektów, opartą na czterech zmiennych:

x_1 — stopa bezrobocia,

x_2 — odsetek osób długotrwale bezrobotnych (powyżej 12 miesięcy),

x_3 — wskaźnik płynności bezrobocia zdefiniowany jako iloraz liczby bezrobotnych wyrejestrowanych w ciągu badanego roku do liczby bezrobotnych zarejestrowanych w ciągu tego samego roku,

x_4 — wskaźnik odpływu z bezrobocia do pracy wyliczony jako stosunek liczby bezrobotnych, którzy podjęli pracę w ciągu badanego roku do liczby zarejestrowanych bezrobotnych na koniec roku poprzedniego.

Pierwsze dwie zmienne są destymulantami, a pozostałe dwie — stymulantami. Zmienne x_3 i x_4 przekształcono na destymulanty według relacji: $x'_3 = \frac{1}{x_3}$

oraz $x'_4 = 1 - x_4$. Do klasyfikacji województw wykorzystano taksonomiczny miernik rozwoju Hellwiga.

W pierwszym kroku analizy macierz obserwacji $\mathbf{X} = [x_{ij}]$ przekształcona została w macierz zmiennych standaryzowanych $\mathbf{Z} = [z_{ij}]$ według formuły

$z_{ij} = \frac{x_{ij} - \bar{x}_j}{S_j}$. Na podstawie wartości zmiennych standaryzowanych zaobserwowanych w kolejnych województwach ustalono wzorzec rozwoju, którym jest

obiekt o współrzędnych $z_{0j} = \min_i \{z_{ij}\}$.

Kolejny krok, to wyznaczenie odległości dla każdego obiektu O_i od wzorca według wzoru: $d_i = \left[\sum (z_{ij} - z_{0j})^2 \right]^{\frac{1}{2}}$. Im niższą wartość d_i ma obiekt, tym wyższy jest jego stopień rozwoju. Na podstawie wartości odległości d_i obiektu O_i ustalono względny taksonomiczny miernik rozwoju obiektów w stosunku do poziomu obiektu wzorcowego według formuły: $z_i = 1 - \frac{d_i}{d_0}$, gdzie $d_0 = \bar{d} + 2 \cdot S_d$.

Kryterium klasyfikacji województw oparto na relacjach między średnią arytmetyczną a odchyleniem standardowym wyznaczonej zmiennej syntetycznej $\{z_i\}$. W ten sposób wyodrębnione zostały cztery grupy, którym przyporządkowano skalę oceny sytuacji na rynku pracy. Do każdej z tych klas należała różna liczba województw (tabl. 10).

TABL. 10. KLASYFIKACJA WOJEWÓDZTW WEDŁUG TYPU RYNKU PRACY W POLSCE

Grupy województw ze względu na typ regionu	Kryteria podziału	Ocena sytuacji	Województwa
I	$z_{ii} < \bar{z} - S(z)$	bardzo dobra	krakowskie, leszczyńskie, piłskie, poznańskie, wrocławskie ($n=5$)
II	$\bar{z} - S(z) \leq z_{ii} < \bar{z}$	dobra	białostockie, bielskie, chełmskie, częstochowskie, gdańskie, gorzowskie, nowosądeckie, opolskie, siedleckie, skierniewickie, warszawskie, zielonogórskie ($n=12$)
III	$\bar{z} \leq z_{ii} < \bar{z} + S(z)$	dostateczna	białkopodlaskie, bydgoskie, ciechanowskie, elbląskie, kaliskie, katowickie, kieleckie, koszalińskie, legnickie, lubelskie, łódzkie, piotrkowskie, plockie, przemyskie, rzeszowskie, sieradzkie, słupskie, suwalskie, szczecińskie, tarnowskie, toruńskie, zamojskie ($n=22$)
IV	$z_{ii} \geq \bar{z} + S(z)$	niedostateczna	konińskie, krośnieńskie, łomżyńskie, olsztyńskie, ostrołęckie, radomskie, tarnobrzezkie, wałbrzyskie, wrocławskie ($n=10$)

Źródło: jak przy tabl. 9.

W propozycji przedstawionej przez M. Podogrodzką (2002) cechy bezrobocia zakwalifikowano do trzech grup:

- grupa 1 — zmienne dotyczące poziomu i natężenia bezrobocia oraz strumieni:
 - x_1 — liczba bezrobotnych,
 - x_2 — stopa bezrobocia (określa relację osób bezrobotnych w stosunku do aktywnych zawodowo),
 - x_3 — wskaźnik napływu (relacja między liczbą osób zarejestrowanych jako bezrobotne w czasie $(t, t+1)$ do liczby bezrobotnych zarejestrowanych w momencie (t) ,

- x_4 — wskaźnik odpływu (relacja między liczbą bezrobotnych wyrejestrowanych w czasie $(t, t+1)$ do liczby bezrobotnych zarejestrowanych w momencie $(t+1)$);
- grupa 2 — zmienne opisujące populację bezrobotnych ze względu na cechy demograficzno-społeczne:
 - x_3 — odsetek bezrobotnych kobiet,
 - x_6 — struktura bezrobotnych według grup wieku (18—24 lata, 25—34, 35—44, 45—54, 55 lat i więcej),
 - x_7 — struktura bezrobotnych według wykształcenia (wyższe, policealne, ogólnokształcące, zasadnicze, podstawowe),
 - x_8 — struktura bezrobotnych według czasu pozostawania w populacji bezrobotnych (do 6 miesięcy, 6—12, powyżej 12 miesięcy),
 - x_9 — odsetek bezrobotnych biernych zawodowo przed zarejestrowaniem,
 - x_{10} — odsetek bezrobotnych niemających prawa do pobierania zasiłku dla bezrobotnych;
 - grupa 3 — zmienne dotyczące zasięgu instytucjonalnych form pomocy bezrobotnym:
 - x_{11} — liczba bezrobotnych przypadających na jedną ofertę pracy,
 - x_{12} — liczba bezrobotnych przypadających na jednego bezrobotnego skierowanego przez urząd pracy na przyuczenie do zawodu (przekwalifikowanie),
 - x_{13} — liczba bezrobotnych przypadających na jednego bezrobotnego skierowanego przez urząd pracy do robót publicznych,
 - x_{14} — liczba bezrobotnych przypadających na jednego bezrobotnego skierowanego przez urząd pracy do prac interwencyjnych.

Po przeprowadzeniu statystycznej weryfikacji zmiennych, co do ich zmienności oraz korelacji, do dalszej analizy wybrano:

- y_1 — stopa bezrobocia,
- y_2 — odsetek bezrobotnych w wieku powyżej 35 lat,
- y_3 — odsetek bezrobotnych z wykształceniem co najwyżej zasadniczym,
- y_4 — odsetek bezrobotnych pozostających w populacji bezrobotnych powyżej 12 miesięcy,
- y_5 — odsetek bezrobotnych biernych zawodowo przed zarejestrowaniem.

Zmienne te opisują różne aspekty bezrobocia: jego natężenie (y_1), jakościową stronę zasobu bezrobocia (y_2, y_3, y_4) oraz napływ do populacji bezrobotnych osób spoza rynku pracy (y_5). Każda z tych zmiennych uznana została jako destymulanta oraz każda z nich wywiera jednakowy wpływ na odległość między

badanymi obiektami (konieczna procedura standaryzacji). Wyodrębnianie jednorodnych obszarów przeprowadzono wykorzystując macierz odległości metodą Warda z metryką euklidesową. W efekcie uzyskuje się wiele skupisk, których połączenia można przedstawić w formie graficznej, tzw. drzewka połączeń. Tablica 11 przedstawia klasyfikację województw według tej metody. W jej wyniku utworzono sześć jednorodnych przestrzennie grup o różnej liczbie województw. Do trzech z nich wchodził tylko jeden obiekt.

TABL. 11. KLASYFIKACJA WOJEWÓDZTW ZE WZGLĘDU NA TYP RYNKU PRACY WEDŁUG M. PODOGRODZKIEJ

Grupy województw ze względu na typ regionu	Województwa
I	elbląskie, gorzowskie, jeleniogórskie, koszalińskie, legnickie, olsztyńskie, piotrkowskie, radomskie, słupskie, suwalskie, toruńskie, wałbrzyskie, wrocławskie (n=13)
II	białkopodlaskie, bydgoskie, ciechanowskie, chełmskie, kaliskie, konińskie, krośnieńskie, łomżyńskie, nowosądeckie, ostrołęckie, płockie, przemyskie, rzeszowskie, siedleckie, sieradzkie, skierniewickie, tarnobrzесьkie, tarnowskie, zamojskie (n=19)
III	białostockie, bielskie, częstochowskie, gdańskie, katowickie, kieleckie, leszczyńskie, lubelskie, opolskie, pilskie, poznańskie, szczecińskie, wrocławskie, zielonogórskie (n=14)
IV	warszawskie (n=1)
V	krakowskie (n=1)
VI	łódzkie (n=1)

Źródło: obliczenia własne.

Wielowariantowe podejście w opisie sytuacji na regionalnych rynkach pracy w zakresie bezrobocia zaproponowali E. Kwiatkowski i B. Gawrońska (1995). Uwzględnili oni zmienne opisujące bezrobocie w ustalonym momencie oraz porównanie ich średnich wartości wyznaczonych dla wyodrębnionych przedziałów czasowych. Podejście to miało na celu wyeliminowanie ewentualnych wahań w czasie. Do opisu sytuacji na rynku pracy autorzy wykorzystali x_1 — stopę bezrobocia oraz x_2 — relację między liczbą bezrobotnych a liczbą wolnych miejsc pracy. Za kryterium podziału na klasy przyjęto relację między średnią arytmetyczną a odchyleniem standardowym, a następnie wyodrębnionym klasom przyporządkowano ocenę sytuacji na rynku pracy (tabl. 12).

TABL. 12. KRYTERIA KLASYFIKACJI WOJEWÓDZTW ZE WZGLĘDU NA SYTUACJĘ NA RYNKU PRACY WEDŁUG E. KWIATKOWSKIEGO, B. GAWROŃSKIEJ

Typy regionów	Kryteria podziału	Ocena sytuacji
B	$x_{1i} < \bar{x}_1 - S(x_1)$ oraz $x_{2i} < \bar{x}_2 - 0,5 \cdot S(x_2)$	najlepsza
A	$x_{1i} > \bar{x}_1 + S(x_1)$ oraz $x_{2i} \geq \bar{x}_2 + 0,5 \cdot S(x_2)$	najgorsza

Źródło: opracowanie na podstawie E. Kwiatkowski i B. Gawrońska (1995).

TABL. 13. KLASYFIKACJA WOJEWÓDZTW ZE WZGLĘDU NA TYP RYNKU PRACY WEDŁUG E. KWIATKOWSKIEGO, B. GAWROŃSKIEJ

Wyszczególnienie	Klasyfikacja województw ze względu na	
	stopę bezrobocia	relację liczby bezrobotnych do liczby miejsc pracy
Najlepsza sytuacja na rynku pracy	typ B1: katowickie, krakowskie, opolskie, poznańskie, warszawskie, wrocławskie	typ B2: bielskie, gdańskie, katowickie, krakowskie, leszczyńskie, poznańskie, szczecińskie, warszawskie, wrocławskie
Najgorsza sytuacja na rynku pracy	typ A1: ciechanowskie, jeleniogórskie, koszalińskie, łódzkie, olsztyńskie, suwalskie, wrocławskie	typ A2: białkopodlaskie, ciechanowskie, krośnieńskie, łomżyńskie, ostrołęckie, przemyskie

Źródło: jak przy tabl. 12.

Kolejna propozycja oceny sytuacji na regionalnych rynkach pracy oparta została na średnich wartościach wyznaczonych dla stopy bezrobocia z określonego przedziału czasu oraz relacji między liczbą bezrobotnych a liczbą ofert pracy. Klasyfikacje województw oparto na tych samych zasadach, jak poprzednia (tabl. 14). Wyniki grupowania województw według proponowanych metod przedstawia tabl. 15.

TABL. 14. INNE KRYTERIA PODZIAŁU WOJEWÓDZTW ZE WZGLĘDU NA SYTUACJĘ NA RYNKU PRACY WEDŁUG E. KWIATKOWSKIEGO, B. GAWROŃSKIEJ

Typy regionów ^a	Kryterium podziału	Ocena sytuacji
C1	$x_{1i} < \bar{x}_1 - S(x_1)$ oraz $x_{2i} < \bar{x}_2 - S(x_2)$	najlepsza
C2	$\bar{x}_1 - S(x_1) < x_{1i} < \bar{x}_1 + S(x_1)$ oraz $\bar{x}_2 - S(x_2) < x_{2i} < \bar{x}_2 + S(x_2)$	średnia
C3	$x_{1i} > \bar{x}_1 + S(x_1)$ oraz $x_{2i} > \bar{x}_2 + S(x_2)$	najgorsza

^a Według oceny sytuacji na rynku pracy.

Źródło: jak przy tabl. 12.

TABL. 15. KLASYFIKACJA WOJEWÓDZTW WEDŁUG ŚREDNIEJ STOPY BEZROBOCIA DLA POLSKI W LATACH 1990—1998 WEDŁUG E. KWIATKOWSKIEGO, B. GAWROŃSKIEJ

Typy regionów ^a	Województwa	Typy regionów ^a	Województwa
C1	bielskie, katowickie, krakowskie, D1 poznańskie, warszawskie (n=5)		bydgoskie, chełmskie, gdańskie, gorzowskie, jeleniogórskie, katowickie, krakowskie, leszczyńskie, lubelskie, łódzkie, poznańskie, płockie, sieradzkie, szczecińskie, warszawskie, wrocławskie, zielonogórskie (n=17)
C2	białkopodlaskie, białostockie, bydgoskie, ciechanowskie, chełmskie, częstochowskie, gdańskie, gorzowskie, jeleniogórskie, kaliskie, kieleckie, konińskie, krośnieńskie, D2		białkopodlaskie, białostockie, częstochowskie, kaliskie, konińskie, legnickie, łomżyńskie, nowosądeckie, opolskie, piłskie, piotrkowskie, radomskie, siedleckie, suwalskie, tarnowskie, toruńskie, wrocławskie (n=18)

^a Jak przy tabl. 14.

TABL. 15. KLASYFIKACJA WOJEWÓDZTW WEDŁUG ŚREDNIEJ STOPY BEZROBOCIA DLA POLSKI W LATACH 1990—1998 WEDŁUG E. KWIATKOWSKIEGO, B. GAWROŃSKIEJ (dok.)

Typy regionów ^a	Województwa	Typy regionów ^a	Województwa
C2 (dok.)	legnickie, leszczyńskie, lubelskie, łomżyńskie, łódzkie, nowosądeckie, opolskie, ostrołęckie, piotrkowskie, płockie, przemyskie, radomskie, rzeszowskie, siedleckie, sieradzkie, skierniewickie, szczecińskie, tarnobrzeskie, tarnowskie, toruńskie, wrocławskie, wrocławskie, zamojskie, zielonogórskie (n=37)		
C3	elbląskie, koszalińskie, olsztyńskie, piłskie, słupskie, suwalskie, wałbrzyskie (n=7)	D3	bielskie, ciechanowskie, elbląskie, kieleckie, koszalińskie, krośnieńskie, olsztyńskie, ostrołęckie, przemyskie, rzeszowskie, słupskie, tarnobrzeskie, wałbrzyskie, zamojskie (n=14)

^a Jak przy tabl. 14.

Źródło: opracowanie własne na podstawie publikacji E. Kwiatkowskiego i B. Gawrońskiej (1995).

Inna propozycja autorstwa E. Kwiatkowskiego i B. Gawrońskiej polega na uporządkowaniu województw od największej do najmniejszej średniej wartości strumienia napływu i odpływu do/z bezrobocia. Województwa znajdujące się w górnej części rankingu charakteryzują się większymi napływami do bezrobocia niż te, które znajdują się na jego dole.

RANKING WOJEWÓDZTW WEDŁUG ŚREDNIEJ STOPY NAPŁYWU I ODPLYWU DO/Z BEZROBOCIA

Napływ	Odpływ
Warszawskie, katowickie, poznańskie, krakowskie, bielskie, siedleckie, wrocławskie, nowosądeckie, tarnobrzeskie, lubelskie, skierniewickie, białkopodlaskie, tarnowskie, częstochowskie, zamojskie, sieradzkie, kaliskie, opolskie, łomżyńskie, kieleckie, szczecińskie, piotrkowskie, krośnieńskie, łódzkie, rzeszowskie, radomskie, gdańskie, ostrołęckie, konińskie, białostockie, płockie, zielonogórskie, leszczyńskie, bydgoskie, przemyskie, wałbrzyskie, ciechanowskie, wrocławskie, chełmskie, legnickie, toruńskie, piłskie, jeleniogórskie, olsztyńskie, gorzowskie, elbląskie, suwalskie, koszalińskie, słupskie	krakowskie, jeleniogórskie, poznańskie, warszawskie, białostockie, gdańskie, szczecińskie, łomżyńskie, leszczyńskie, opolskie, jeleniogórskie, wrocławskie, zamojskie, gorzowskie, radomskie, chełmskie, częstochowskie, płockie, łódzkie, sieradzkie, wrocławskie, bydgoskie, koszalińskie, skierniewickie, ciechanowskie, legnickie, kieleckie, katowickie, tarnowskie, bielskie, lubelskie, przemyskie, toruńskie, ostrołęckie, nowosądeckie, elbląskie, suwalskie, kaliskie, piłskie, krośnieńskie, piotrkowskie, słupskie, konińskie, tarnobrzeskie, olsztyńskie, białkopodlaskie, rzeszowskie, siedleckie, wałbrzyskie

Źródło: jak przy tabl. 12.

Przedstawione metody klasyfikacji województw wykorzystywały różną liczbę zmiennych oraz różne aspekty tego zjawiska (stan oraz strumienie bezrobocia). Zmienne te traktowano jako tak samo istotne (waga równa jeden), ale ich wpływ na zróżnicowanie zależał od stosowanej metody. Przy wyodrębnianiu homoge-

nicznych grup województw wykorzystano jedną zmienną lub zmienną syntetyczną, wyznaczoną z wielu innych cech. Rozważania prowadzone były również dla wielu zmiennych równocześnie. Technika wyodrębnienia grup podobnych dotyczyła — przy wykorzystaniu jednej zmiennej — podziału jej na określone klasy wartości lub budowy listy rankingowej.

W przypadku wielu zmiennych, dla każdej z nich wyznaczano osobne klasy wartości, a następnie tworzone tablicę zależności między tymi przedziałami. Granice klas wartości zmiennych określono na podstawie relacji między średnią arytmetyczną a odchyleniem standardowym lub arbitralnie. W zależności od przyjętej zasady wyznaczania przedziałów wartości zmiennej, uzyskiwano mniej lub bardziej szczegółowy podział województw. Wyodrębnionym klasom wartości zmiennych przyporządkowywano określoną (arbitralnie ustaloną) ocenę sytuacji na rynku pracy. Sytuacja na regionalnym rynku pracy wyznaczała przynależność województwa do określonej grupy lub zajmowanej pozycji na liście rankingowej. Dynamika zmian na regionalnym rynku pracy analizowana była na podstawie zmiany przynależności województwa do danej grupy województw lub zmiany ich miejsca na liście rankingowej.

Wnioski końcowe

Przegląd propozycji wyodrębniania jednorodnych grup województw ze względu na ocenę sytuacji na rynku pracy pozwala na sformułowanie wniosków ogólnych. Analizy te prowadzone były głównie z wykorzystaniem zmiennych opisujących zatrudnienie albo bezrobocie. Tylko w niewielu przypadkach dołączone zostały inne zmienne ekonomiczne. Podejście to wydaje się błędem. Każde z tych podejść ujawnia nieco inny obraz rynku pracy i dopiero połączenie ich pozwala na obiektywną ocenę tej sytuacji.

W prowadzonych analizach uwzględniano małą liczbę zmiennych. Każdą z nich traktowano jako tak samo istotną. Mała liczba cech jest raczej zaletą stosowanych metod, ale rzadko przeprowadzano ich statystyczną weryfikację. Nie badano ich zmienności ani korelacji między wykorzystywanymi zmiennymi.

Mimo różnych zmiennych stosowano podobne kryteria podziału ich wartości na klasy. Wykorzystano generalnie dwie techniki wyodrębnienia jednorodnych grup województw.

Pierwsza opierała się na podziale wartości zmiennej (zmiennych) na przedziały w różnych etapach procedur klasyfikacji. Sposób wyodrębniania tych klas wykorzystywał relację między średnią arytmetyczną a odchyleniem standardowym lub ich granice były ustalane subiektywnie przez badacza. W zależności od przyjętych kryteriów uzyskiwano mniej lub bardziej szczegółowy podział. Wyodrębnionym klasom przypisywano ocenę sytuacji na rynku pracy. Zastosowane podejście można raczej uznać za zaletę tych metod aniżeli ich wadę. Obiekty były przyporządkowywane w sposób obiektywny do określonych klas wartości zmiennych. Nieco wątpliwości budzi natomiast subiektywny podział zmiennych

na klasy wartości. W zależności od przyjętych kryteriów możemy bowiem uzyskać nieco inne grupowania województw.

Druga ze stosowanych metod wykorzystywała pozycję obiektu na liście rankingowej utworzonej według wartości zmiennej. Porównań dokonywano na podstawie zmian przynależności województwa do danej grupy obiektów lub pozycji na liście rankingowej. O ile w pierwszym przypadku zmiana przynależności województw do określonej grupy obiektów podobnych ukazywała te zmiany w sposób obiektywny, to w przypadku listy rankingowej ustalano subiektywnie, o ile pozycji musi spaść/wzrosnąć miejsce obiektu, aby uznać, iż zmieniła się jego relacja w stosunku do innych obiektów. Podejście to umożliwia dokonywanie różnych ocen zmian sytuacji na regionalnych rynkach pracy.

Porównując uzyskane wyniki klasyfikacji województw przeprowadzonych przy wykorzystaniu różnych klasyfikacji dochodzimy do wniosku, że niezależnie, czy dotyczyły one bezrobocia czy zatrudnienia, różniły się liczbą utworzonych grup, jak i obiektami należącymi do wyodrębnionych klas województw podobnych (tabl. 16).

TABL. 16. WOJEWÓDZTWA WEDŁUG RÓŻNYCH TYPOLOGII OCENY SYTUACJI NA RYNKU PRACY

Województwa	Numer klasy przynależności województwa według przyjętej typologii					
	E. Kwiatkowskiego, H. Lehmannna, M. Schaffera	T. Szumlicza	S. Scarpetta, P. Hubera	M. Góry, W. Lehmannna	W. Makać	M. Podogrodzkiej
Warszawskie	3	11	5	6	2	4
Białkopodlaskie	1	1	2	1	3	2
Białostockie	4	6	5	3	2	3
Bielskie	2	6	3	4	2	3
Bydgoskie	2	11	3	5	3	2
Chełmskie	1	2	1	1	2	2
Ciechanowskie	1	2	2	2	3	2
Częstochowskie	2	7	4	2	2	3
Elbląskie	3	11	6	5	3	1
Gdańskie	3	11	5	6	2	3
Gorzowskie	3	11	6	5	2	1
Jeleniogórskie	2	11	4	5	4	1
Kaliskie	2	7	3	3	3	2
Katowickie	2	9	4	4	3	3
Kieleckie	1	4	2	2	3	3
Konińskie	1	2	2	1	4	2
Koszalińskie	3	11	6	4	3	1
Krakowskie	1	11	5	5	1	5
Krośnieńskie	1	2	2	2	4	2
Legnickie	2	10	3	4	2	1
Leszczyńskie	4	6	6	2	1	3
Lubelskie	4	6	6	3	2	3
Łomżyńskie	1	1	2	2	4	2
Łódzkie	3	11	3	6	3	6
Nowosądeckie	1	4	2	3	2	2
Olsztyńskie	4	11	6	6	4	1
Opolskie	2	6	4	5	2	3

TABL. 16. WOJEWÓDZTWA WEDŁUG RÓŻNYCH TYPOLOGII OCENY SYTUACJI NA RYNKU PRACY (dok.)

Województwa	Numer klasy przynależności województwa według przyjętej typologii					
	E. Kwiatkowski, H. Lehmann, M. Schaffera	T. Szumlicza	S. Scarpetta, P. Hubera	M. Góry, W. Lehmann	W. Makać	M. Podogrodzkiej
Ostrołęckie	1	4	2	2	4	2
Piłskie	4	7	6	4	1	3
Piotrkowskie	2	7	4	3	3	1
Płockie	2	7	2	2	3	2
Poznańskie	3	11	5	5	1	3
Przemyskie	1	4	2	1	3	2
Radomskie	1	2	2	2	4	1
Rzeszowskie	1	4	6	1	3	2
Siedleckie	1	1	2	1	4	2
Sieradzkie	1	2	2	2	3	2
Skiernewickie	1	4	2	1	2	2
Słupskie	3	11	6	4	3	1
Suwalskie	4	6	2	2	3	1
Szczecińskie	3	11	5	6	3	3
Tarnobrzeskie	1	2	2	1	4	2
Tarnowskie	1	4	1	2	3	2
Toruńskie	2	6	6	3	3	1
Wałbrzyskie	2	10	4	5	4	1
Wrocławskie	1	4	1	3	4	1
Wrocławskie	3	11	5	6	1	3
Zamojskie	1	1	2	2	3	2
Zielonogórskie	2	11	3	5	1	3

Źródło: opracowanie własne.

Spostrzeżenia te prowadzą do wniosku, że na ocenę sytuacji na regionalnych rynkach pracy w dużym stopniu wpływa dobór zmiennych, ich własności oraz metoda analizy. Nie oznacza to jednak, że któraś z opisanych metod jest niepoprawna. Każda z nich pokazuje tylko pewien „wycinek” rynku pracy, wybrany z punktu widzenia prowadzonych rozważań. Wydaje się jednak, że aby móc dokonywać nieco bardziej „obiektywnej” oceny sytuacji na regionalnym rynku pracy, analizy takie powinny uwzględniać więcej cech opisujących zatrudnienie i bezrobocie.

Jeżeli w analizach wykorzystuje się małą liczbę zmiennych i dotyczą one jednego aspektu zjawiska, bardzo ostrożnie należy podchodzić do interpretacji uzyskanych wyników.

dr Małgorzata Podogrodzka — SGH

LITERATURA

Góra M., Lehmann H. (1995), *How Divergent is Regional Labour Market Adjustment in Poland?*, [w:] *The Regional Dimension of Unemployment in Transition Countries, A Challenge for Labour Market and Social Policies*, OECD, Paris

- Kwiatkowski E., Gawrońska B. (1995), *Regionalne zróżnicowanie bezrobocia w Polsce w latach 1990—1994*, [w:] *Rynek pracy w Polsce 1993—1994*, red. U. Sztanderska, Raport IPISS, Warszawa
- Kwiatkowski E., Lehmann H., Schaffer M. (1992), *Bezrobocie i wolne miejsca pracy a struktura zatrudnienia w Polsce. Analiza regionalna*, „*Ekonomista*” nr 2, PTE, Warszawa
- Kwiatkowski E., Tokarski T. (1999), *Struktura i elastyczność zatrudnienia w Polsce w latach 90.*, „*Ekonomista*” nr 4, PTE, Warszawa
- Lipska A. (1995), *Rynek pracy w ujęciu podmiotowo-przedmiotowym i infologicznym*, „*Rynek Pracy*” nr 4, MPiPS, Warszawa
- Makać W. (1998), *Ranking województw pod względem sytuacji na rynku pracy*, „*Wiadomości Statystyczne*” nr 9, GUS
- Podogrodzka M. (2002), *Rynek pracy a proces zawierania małżeństw i płodność w ujęciu przestrzennym w Polsce w latach 1990—1998*, praca doktorska, KAE SGH
- Scarpetta S., Huber P. (1995), *Regional Economic Structures and Unemployment in Central and Eastern Europe, An Attempt to Identify Common Patterns*, [w:] *The Regional Dimension of Unemployment in Transition Countries, A Challenge for Labour Market and Social Policies*, OECD, Paris
- Szumlicz T. (1995), *Regionalne zróżnicowanie popytu na pracę*, [w:] *Regionalne zróżnicowanie rynku pracy w Polsce w latach 1989—1993*, GUS

SUMMARY

Labour market situation and its impact on different areas of social life are still in the centre of many scientific studies. The spatial diversity considerations on unemployment and employment take a special place in these analyses. The article presents an overview of chosen methods of analysis and the result comparison. This approach aims to indicate how the methods and variables used in research differentiated description of phenomena.

РЕЗЮМЕ

Ситуацией на рынке труда и ее влиянием на разные области социально-экономической жизни непрерывно интересуются многие научно-исследовательские центры. Особое место в исследованиях занимает анализ пространственной дифференциации занятости и безработицы. В статье был представлен обзор методов анализа в польских публикациях, а также были сопоставлены их результаты. Целью такого подхода является представление, как используемые в обследованиях переменные и методы дифференцируют характеристику данного явления.

Małgorzata KRYWULT-ALBAŃSKA

Uczestnictwo w kulturze

Socjologowie kultury mówią często o procesach dezinstytucjonalizacji uczestnictwa w kulturze i o pojawieniu się „kultury uczestnictwa”, w której ludzie zyskują aktywny wpływ na kształt komunikowanych im treści kulturowych (Jenkins, 2010). W miejsce pasywnego odbiorcy kultury pojawiła się kategoria *prosumenta* (podmiotu będącego zarówno twórcą, jak i odbiorcą), człowieka o tożsamości typu *insert*, budowanej zarówno na podstawie doświadczeń przeżytych jak i medialnych (Burszta, 2010). W tym nowym świecie rewolucyjną rolę odgrywa Internet i funkcjonujące w sieci środowiska kulturotwórcze (takie jak YouTube, gdzie codziennie zamieszczanych jest ok. miliona filmów i rejestrowanych 2 miliardy odsłon dziennie; Kapiszewski, 2010).

Zachodzące przemiany stały się przedmiotem badań głównie o charakterze jakościowym (Filiciak i in., 2010). Niewiele jednak wiemy o ich zasięgu ani o kategoriach uczestników, choć można domniemywać, że mapa „nowego uczestnictwa” pozostaje w silnym związku ze statystycznie i socjologicznie opisaną mapą „cyfrowego wykluczenia” (*Spoleczeństwo...*, 2010).

Pomimo rewolucyjnych przemian w dziedzinie uczestnictwa nadal funkcjonują „tradycyjne” instytucje kultury (kina, teatry, muzea itp.), choć ich rola i znaczenie ulegają zmianom. To właśnie na nich koncentrują się systematyczne badania ilościowe prowadzone przez GUS od lat siedemdziesiątych (*Uczestnictwo w kulturze...*, 1992)¹. Ostatnie (i być może ostatnie w tym kształcie)² badanie *Uczestnictwo ludności w kulturze* zostało przeprowadzone w roku 2010. Stanowi ono bezpośrednią kontynuację wcześniejszych badań i jest niemal identyczne jak to z 2004 r. Czego dowiadujemy się z niego na temat uczestnictwa w kulturze w Polsce?

Konstrukcja badania zakłada wyraźny podział na tworzące kulturę instytucje oraz pasywnych odbiorców tworzonych przez nie treści (pozostałą aktywność lokującą w sferze „działalności amatorskiej”). Badanie dostarcza wielu interesujących informacji, głównie na temat „tradycyjnych” instytucji kultury i odbior-

¹ Badania przeprowadzono w latach: 1972, 1979, 1985, 1988, 1990, 2004, 2009. Wcześniej, w latach 60. ub. wieku, zrealizowano badanie czytelnictwa, natomiast kolejne badanie przewidziane jest na rok 2014.

² W trakcie powstawania tego artykułu trwały prace nad stworzeniem nowego badania.

ców ich oferty. Kwestionariusz badania jest dość rozbudowany, składa się z 60 pytań³, dlatego w dalszej analizie skupiono się na wybranych kwestiach⁴.

WYNIKI BADANIA

Stosunkowo najbardziej popularną instytucją kultury było kino, które przynajmniej raz w roku odwiedziło ok. 40% Polaków. Mniej więcej co piąta osoba (19,6%) była w muzeum krajowym, a 5,5% osób badanych w zagranicznym. Zabytki zwiedziło nieco więcej, bo 30,0% osób (za granicą 11,3%). Pozostałe instytucje kultury (tabl. 1) cieszą się niewielką popularnością. Dotyczy to także galerii sztuki współczesnej (4,8% zwiedzających w kraju i 1,3% za granicą) oraz instytucji takich, jak domy kultury (wykr. 3).

TABL. 1. ODSETEK OSÓB DEKLARUJĄCYCH WIZYTĘ W INSTYTUCJACH KULTURY W CIĄGU OSTATNICH 12 MIESIĘCY POPRZEDZAJĄCYCH BADANIE

Wyszczególnienie	Opera lub operetka	Przedstawienie baletowe lub taneczne	Filharmonia	Teatr dramatyczny	Kino
Nie byłem	95,4	96,6	96,0	91,7	60,4
1—3 razy w roku	4,2	3,1	3,6	7,8	26,1
4 razy w roku i częściej	0,3	0,3	0,5	0,5	13,5 ^a

a Połączone kategorie: „raz na 2—3 miesiące” (9,1%), „raz na miesiąc” (3,2%), „2—3 razy w miesiącu” (1,1%), „raz w tygodniu i częściej”.

Z r ó d ł o: opracowanie własne na podstawie badania *Uczestnictwo ludności...* (2010).

³ Badanie *Uczestnictwo ludności w kulturze* jest badaniem modułowym, realizowanym łącznie z badaniem budżetów gospodarstw domowych z wykorzystaniem dwóch kwestionariuszy: DS-58 I *Uczestnictwo ludności w kulturze. Kwestionariusz indywidualny* oraz DS-58 G *Kultura w gospodarstwach domowych. Kwestionariusz dla gospodarstwa domowego*. Ten pierwszy składa się z następujących działów (oprócz charakterystyki osoby i okoliczności realizacji wywiadu): „telewizja, radio, film”, „korzystanie z komputera”, „czytelnictwo”, „muzyka, teatr”, „rozrywka”, „zwiedzanie”, „domy kultury, inne lokalne instytucje kultury, działalność amatorska i hobbystyczna”. Drugi kwestionariusz umożliwia poznanie wyposażenia gospodarstw domowych w różnego rodzaju dobra kultury („książki i czasopisma w gospodarstwie domowym”, „media audiowizualne w gospodarstwie domowym”, „inne informacje o gospodarstwie domowym”; znajdują się tu także cztery pytania, m.in. o możliwości finansowe i ich związek z realizacją potrzeb kulturalnych w gospodarstwie domowym).

Do badania w roku 2009 wylosowano 4050 gospodarstw domowych (kwestionariusz DS-58 G) oraz 9000 osób w wieku 15 lat i więcej (kwestionariusz DS-58 I). Wyniki badania nie uwzględniają braków danych.

⁴ Artykuł stanowi skróconą wersję referatu wygłoszonego 9 września 2010 r. podczas XIV Ogólnopolskiego Zjazdu Socjologicznego na sesji nr 37 *Człowiek w dobie konsumpcjonizmu*, prowadzonej przez prof. Krystynę Romaniszyn.

Najbardziej popularną formą przekazu pozostaje od lat telewizja, oglądana przez ponad 50% Polaków co najmniej przez dwie godziny dziennie (30,9% oglądało telewizję codziennie do dwóch godzin, a 13,9% kilka razy w tygodniu). Telewizja jest przede wszystkim źródłem informacji, 82,1% badanych deklaro- wało, że w telewizji oglądali oni często lub bardzo często właśnie programy informacyjne. Powyżej 50% badanych wskazało także filmy fabularne oraz se- riale⁵, 44,3% programy rozrywkowe (np. estradowe, teleturnieje, programy kuli- narne, „reality TV”). W dalszej kolejności oglądanie telewizji służyło zaspoko- jeniu zainteresowań: społeczeństwem (programy dokumentalne), sportem czy muzyką. Ponadto niemal co czwarty badany oglądał telewizję w celach eduka- cyjnych.

Dość powszechnym i popularnym medium jest Internet. Jedynie 7,9% re- spondentów nie korzystało w ogóle z Internetu. Wśród badanych 78,7% korzy- stało z Internetu kilka razy w tygodniu i częściej, przy czym więcej niż co dzie- siąty spędzał w sieci ponad 4 godziny dziennie. Dane na temat najczęstszych celów, do jakich wykorzystywany jest Internet, przedstawia wyk. 1.

Na wykresie 2 przedstawiono strukturę badanych osób ze względu na uczęsz- czanie do pozostałych instytucji kultury oraz podejmowanie innych form aktywno- ści kulturalnej. Jak pokazuje wykres, słuchanie muzyki (a także radia) było jedną z najbardziej powszechnych form korzystania z kultury⁶. Jeśli chodzi o czytelnictwo — choć zaledwie co druga osoba przeczytała w ciągu roku jakąś książkę, a o połowę mniej odwiedziło bibliotekę — to jednocześnie było po- wszechne czytanie prasy oraz ilustrowanych czasopism.

Warto przytoczyć również dane na temat rodzajów słuchanej muzyki oraz form zainteresowań. Okazuje się, że zainteresowanie tzw. „kulturą wyższą” było większe niż wynikałoby to z samych danych o uczęszczaniu do miejsc takich, jak opera czy teatr. Przykładowo, więcej niż co piąta badana osoba słuchająca mu- zyki słuchała jej odmiany klasycznej, a ok. 6% operowej lub operetkowej. To prawdopodobnie jeden z wielu dowodów na pozainstytucjonalny obieg „elitar- nych” treści kulturowych⁷. Najbardziej popularnymi rodzajami słuchanej muzy- ki były rock i pop (53,1% słuchających), a w dalszej kolejności muzyka świata (35,1%) oraz dance/house (26,6%).

⁵ Filmy, jeśli są oglądane, to w telewizji: 88,5% osób nie korzystało z wypożyczalni DVD (wi- deokaset), 49,5% nie oglądało filmów na wideo ani na DVD.

⁶ Jeśli chodzi o sposób/miejsce słuchania muzyki, najczęściej wskazań uzyskało „urządzenie sta- cjonarne” — 97,0%, a w następnej kolejności „urządzenie przenośne” (discman, odtwarzacz MP3, telefon komórkowy itp.) — 18,2%. Ponadto 5,2% badanych słuchało muzyki uczęszczając na koncerty.

⁷ Można się domyślać, że konkurencyjną rolę wobec instytucji odgrywa Internet. Przykładowo, zdaniem badanych korzystanie z komputera (respondenci mają tu zapewne na myśli nie tyle kom- puter, co komputer z dostępem do Internetu) może zastąpić (częściowo lub całkowicie) najczęściej czytanie gazet i czasopism, oglądanie telewizji i słuchanie radia. Jednak zdaniem ok. 20% — chodzenie do teatrów oraz na wystawy (do muzeów).

W tabelicy 2 przedstawiono dane dotyczące uczęszczania (a raczej nieuczęszczania) do niektórych instytucji kultury.

TABL. 2. ODSETEK OSÓB NIEUCZĘSZCZAJĄCYCH DO WYBRANYCH INSTYTUCJI KULTURY

L a t a	Kino	Teatry	Operetki	Opery	Filharmonie	Muzea	Wystawy plastyczne i inne
1972	46,9	73,7	85,0	91,4	94,5	80,5	90,9
1979	58,9	79,4	86,2	93,1	94,6	85,0	89,1
1985	52,9	85,2	87,1	93,7	95,0	87,0	91,6
1988	58,2	78,1	90,4	94,3	90,9	74,0	81,8
1990	68,6	86,2	91,9	96,4	95,5	88,6	92,4
2004	62,3	91,9	95,9 ^a		96,5	84,1 ^b	
2009	60,4	91,7	95,4 ^a		96,0	80,4	95,2 ^c

a Łącznie opery i operetki. *b* Łącznie z galeriami sztuki. *c* Dotyczy tylko galerii sztuki współczesnej.

Ź r ó d ł o: *Uczestnictwo w kulturze...* (1992); *Uczestnictwo ludności...* (2006 i 2010).

Zestawienie danych w ujęciu retrospektywnym uwidacznia systematycznie zmniejszającą się liczbę odwiedzających je osób. Prawdopodobnie forsowana polityka „kulturalnego awansu” społeczeństwa oraz państwowy monopol skutkowały w przeszłości wyższymi wskaźnikami partycypacji.

UWARUNKOWANIA UCZESTNICTWA W KULTURZE

Wśród uwarunkowań uczestnictwa w kulturze wskazać można szereg zmiennych o charakterze społeczno-demograficznym (Ewoudou, 2005). Do jego najsilniejszych determinant należy niewątpliwie wiek. Wraz z jego wzrostem zmniejszał się odsetek osób uczestniczących w wydarzeniach kulturalnych odbywających się w sferze publicznej (kino, muzeum), ale także prywatnej — pomimo że odsetek uczestników „przyjęć, spotkań towarzyskich, imprez klubowych” zwiększał się nieco w wieku przedemerytalnym, w najstarszej kategorii wiekowej zmniejszył się do 51,0%. Z wyk. 3 wynika, że na ogół im starszy wiek, tym większy odsetek osób nieuczestniczących w różnego typu wydarzeniach kulturalnych. W starszych grupach wieku więcej było jedynie osób oglądających telewizję i słuchających radia (podobnie jak wśród osób najmłodszych, co związane jest zapewne z ilością wolnego czasu).

Płeć a uczestnictwo w kulturze

Płeć osób badanych różnicuje w znaczący sposób jedynie czytanie książek i ilustrowanych czasopism. 59,3% kobiet i 40,7% mężczyzn przeczytało w ciągu roku jakąś książkę, natomiast więcej kobiet niż mężczyzn czytało ilustrowane czasopisma. Kobiety nieco mniej czasu niż mężczyźni spędzały w sieci, nieznacznie częściej słuchały radia, chodziły do opery lub operetki, filharmonii, teatru dramatycznego, muzeum czy galerii sztuki współczesnej. Z kolei nieznacznie więcej mężczyzn uczestniczyło w przyjęciach, spotkaniach towarzyskich czy imprezach klubowych. Płeć nie różnicuje w znaczący sposób oglądania telewizji, czytania gazet i chodzenia do kina.

Wielkość i typ miejscowości a uczestnictwo w kulturze

Wielkość i typ miejscowości (miasto lub wieś) nie wpływały w znaczący sposób na częstotliwość oglądania telewizji. Mimo wszystko można było zauważyć, że mieszkańcy dużych miast (powyżej 500 tys. mieszkańców) nieco rzadziej spędzali czas przed telewizorem niż w pozostałych typach miejscowości. W największych miastach odsetek nieoglądających telewizji wynosił 4,1%, w najmniejszych — 0,2%, na wsi — 1,1%. Odsetek oglądających często (co najmniej 2 godziny dziennie) wahał się od 47,6% w miastach powyżej 500 tys. mieszkańców do 55,9% w miastach poniżej 20 tys. Nieco większe zróżnicowanie występowało w odniesieniu do słuchania radia — o ile na wsi i w małych miastach (do 100 tys. mieszkańców) odsetek słuchających (bez względu na częstotliwość) wynosił ok. 80%, o tyle w miastach powyżej 500 tys. radia słuchało nieco mniej niż 90% badanych (podobnie układały się proporcje osób słuchających muzyki). Niemal we wszystkich typach miejscowości słuchano radia najczęściej do dwóch godzin dziennie.

Zróznicowane natomiast ze względu na wielkość i typ miejscowości było czytelnictwo, zarówno prasę jak i książki czytano częściej w większych miastach. Mieszkańcy wsi i małych miejscowości rzadziej niż mieszkańcy dużych miast korzystali także z bibliotek.

Zaobserwowano wyraźny związek pomiędzy klasą miejscowości a uczęszczaniem do różnego rodzaju instytucji kultury (np. chodzeniem do kina). Jest to fenomen miejski, co nie dziwi biorąc pod uwagę fakt, że prawie wszystkie polskie kina zlokalizowane są w miastach (na wsi w roku 2009 działało jedynie 17 kin). Dostępność tej formy kultury warunkuje zatem uczestnictwo. Generalnie, im większa miejscowość, tym większy odsetek osób odwiedzających kina i tym większa częstotliwość uczęszczania. Na wsi 72,6% osób nie uczęszcza w ogóle do kina, w miastach liczących 500 tys. i więcej mieszkańców odpowiedni odsetek kształtował się na poziomie 33,8%.

W tabelicy 3 przedstawiono odsetek osób nieuczestniczących w różnych typach wydarzeń kulturalnych według wielkości i typu miejsca zamieszkania. Analiza ujawnia przede wszystkim dystans pomiędzy dużymi miastami a pozostałymi typami miejscowości, zwłaszcza małymi miasteczkami i obszarami wiejskimi. Mieszkańcy wsi i małych miast stosunkowo najczęściej odwiedzali muzea (odpowiednio 12,1% i 17,3% było w tego rodzaju instytucji w ciągu 12 miesięcy poprzedzających badanie), pozostałych rodzajów instytucji praktycznie nie odwiedzali w ogóle.

TABL. 3. ODSETEK OSÓB NIEODWIEDZAJĄCYCH INSTYTUCJI KULTURY WEDŁUG WIELKOŚCI I TYPU MIEJSCOWOŚCI

Instytucja kultury	Ogółem	Miejscowość o liczbie ludności					Wieś
		500 tys. i więcej	200—499	100—199	20—99	poniżej 20 tys.	
Muzeum w kraju	80,4	64,9	74,5	78,4	77,8	82,7	87,9
Galeria sztuki współczesnej w kraju	95,2	88,6	92,3	93,4	95,8	95,9	97,9
Opera lub operetka	95,4	89,5	89,9	94,4	96,5	96,1	98,0
Przedstawienie baletowe lub taneczne	96,6	92,3	96,2	95,7	96,3	96,7	98,4
Filharmonia	96,0	92,0	90,9	95,1	97,3	96,6	97,8
Koncert inny niż filharmoniczny	85,3	75,1	76,7	80,3	82,6	89,2	91,9
Teatr dramatyczny	91,7	79,6	86,4	89,8	93,0	93,2	96,0
Festiwal (muzyczny, filmowy, teatralny)	95,4	92,1	93,7	91,7	95,2	96,8	97,3

Źródło: jak przy tabl. 1.

Wielkość miejscowości różnicuje badanych ze względu na częstotliwość korzystania z Internetu. Im większe miasto, tym więcej osób z niego korzystających. Znaczący był (tabl. 4) zwłaszcza odsetek osób korzystających z Internetu ponad 2 godziny dziennie, w największych miastach od dwóch do czterech razy większy niż w większości pozostałych typów miejscowości.

TABL. 4. ODSETEK OSÓB KORZYSTAJĄCYCH Z INTERNETU WEDŁUG WIELKOŚCI I TYPU MIEJSCOWOŚCI ORAZ CZĘSTOTLIWOŚCI KORZYSTANIA

Częstotliwość korzystania z Internetu	Ogółem	Miejscowość o liczbie ludności					Wieś
		500 tys. i więcej	200—499	100—199	20—99	poniżej 20 tys.	
O g ó ł e m	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
Nie korzystam	7,9	4,1	3,6	4,7	7,5	10,3	11,6
Rzadziej niż raz w tygodniu	7,0	3,3	8,3	9,4	5,8	7,7	8,3
Raz w tygodniu	6,3	3,5	6,2	3,8	5,4	8,5	8,2
Kilka razy w tygodniu	28,5	22,8	29,8	25,3	28,9	30,8	30,7
Codziennie do 2 h	23,5	22,3	19,8	27,7	25,8	24,0	22,2
Codziennie 2—4 h	15,2	20,5	17,4	16,2	15,0	11,5	13,1
Codziennie ponad 4 h	11,6	23,5	14,9	13,0	11,6	7,1	5,9

U w a g a. Wartość miar siły związku: d Somersa = -0,170, Tau-b Kendalla = -0,169, Tau-c Kendalla = -0,164, Gamma = -0,209.
Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

Dochód a uczestnictwo w kulturze

Jeśli chodzi o związek dochodu z uczestnictwem w kulturze, to jest on słaby jedynie w przypadku oglądania telewizji oraz słuchania muzyki (z wyjątkiem kategorii „nie słucham” — nie słuchała jedynie ok. co dziesiąta osoba z 4 kwartyła dochodu i co 5 z pozostałych). W pozostałych przypadkach wyższy dochód wpływał z reguły na wyższe wskaźniki uczestnictwa. I tak: dwa razy więcej osób najuboższych niż najbogatszych nie słuchało w ogóle radia (23,0% w stosunku do 12,3%). W trzech górnych kwartyłach ludzie generalnie słuchali radia nieco częściej. Podobnie wyglądała sytuacja jeśli chodzi o korzystanie z Internetu (choć zależność z dochodem jest tu generalnie silniejsza), dwa razy więcej osób najuboższych niż najbogatszych nie korzystało z niego w ogóle, z kolei wśród najczęściej korzystających było niemal trzykrotnie więcej osób z górnego kwartyła dochodu (tabl. 5).

TABL. 5. ODSETEK OSÓB KORZYSTAJĄCYCH Z INTERNETU WEDŁUG GRUP KWARTYLOWYCH DOCHODU I CZĘSTOTLIWOŚCI KORZYSTANIA

Częstotliwość korzystania z Internetu	Ogółem	Grupa kwartyłowa dochodu ^a			
		1	2	3	4
O g ó ł e m	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
Nie korzystam	7,9	13,7	7,0	6,7	5,5
Rzadziej niż raz w tygodniu	7,0	9,6	8,5	7,8	3,6
Raz w tygodniu	6,3	8,1	5,7	7,1	4,9
Kilka razy w tygodniu	28,5	29,3	30,0	28,3	27,1
Codziennie do 2 h	23,5	21,3	23,3	24,2	24,6
Codziennie 2—4 h	15,2	11,5	16,5	13,9	17,7
Codziennie ponad 4 h	11,6	6,4	9,0	12,0	16,5

^a Grupa 1 oznacza pierwsze 25% osób uporządkowanych według średniego dochodu na osobę w gospodarstwie domowym, grupa 2 — kolejne 25% osób itd.

U w a g a. Wartość miar siły związku: d Somersa = 0,152, Tau-b Kendalla = 0,145, Tau-c Kendalla = 0,150, Gamma = 0,187.

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

Im wyższa grupa dochodu, tym wyższy odsetek osób, które w ciągu 12 miesięcy przeczytały jakąś książkę. Korzystanie z bibliotek jest przede wszystkim funkcją wieku, najpierw wzrasta gwałtownie (z 15,1% w wieku 15—18 lat do 46,4% w wieku 19—24 lata), a potem systematycznie spada.

Dochód silnie różnicuje dostęp do informacji⁸, 70,6% osób z czwartego kwartyła dochodu czytało gazety codzienne co najmniej raz w tygodniu, w porównaniu do jedynie 43,8% w pierwszym kwartylu. Przechodząc do kolejnych kwartyli obserwowano nieraz aż dwukrotny wzrost odsetka osób czytających najczęściej gazety (codzienne). Dwukrotne różnice w skrajnych kategoriach częstotliwości pomiędzy skrajnymi kwartyłami występowały także w odniesieniu do czytania czasopism ilustrowanych (w pozostałych nie zaobserwowano dużych różnic).

Im wyższy dochód, tym częstsze odwiedzanie kin (wśród osób lokujących się w czwartym kwartylu nie chodziło do nich w ogóle 43,3%).

W przypadku niektórych form uczestnictwa w kulturze pewną prawidłowość ujawnia zależność z dochodem. Generalnie wraz ze wzrostem dochodu wzrasta odsetek osób chodzących do opery lub operetki, na przedstawienia baletowe lub taneczne, do filharmonii, na koncerty inne niż filharmoniczne, do teatru, do muzeum w kraju czy galerii sztuki współczesnej. W odniesieniu do tych form uczestnictwa największy wzrost następuje jednak z reguły pomiędzy trzecią i czwartą grupą dochodową (choć warto podkreślić, że zawsze najczęściej wskazywaną kategorią było uczestniczenie „1—3 razy w roku”). Większość form, które można uznać za elitarne, utożsamiane dawniej z „kulturą wyższą”, jest zatem wyraźnie zdominowana przez osoby najzamożniejsze z czwartego kwartyła dochodu.

TABL. 6. ODSETEK OSÓB UCZĘSZCZAJĄCYCH DO INSTYTUCJI KULTURY WEDŁUG GRUP KWARTYŁOWYCH DOCHODU

Instytucja kultury	Ogółem	Grupa kwartyłowa dochodu			
		1	2	3	4
Opera/operetka	4,7	1,1	2,2	4,4	10,7
Przedstawienie baletowe/ taneczne	3,4	1,4	2,2	3,5	6,3
Filharmonia	4,1	1,9	1,9	3,2	9,0
Koncert inny niż filharmoniczny	14,8	8,0	11,3	14,3	25,0
Teatr	8,3	3,8	4,6	7,2	17,3
Muzeum	19,6	12,2	13,8	19,0	22,9
Galeria sztuki współczesnej	4,8	1,6	3,3	4,8	9,3

Źródło: jak w tabl. 1.

Wykształcenie a uczestnictwo w kulturze

Wykształcenie to zmienna, która bardzo silnie wpływała na wskaźniki uczestnictwa w kulturze. Dotyczy to praktycznie wszystkich jego form, co ilustrują dalsze tablice. Osoby z wyższym wykształceniem czasem nawet kilkakrotnie

⁸ Dochód pozostaje silnie skorelowany z wykształceniem, dlatego w wielu wypadkach trudno mówić o wpływie tylko tej jednej zmiennej na uczestnictwo w kulturze.

częściej chodzą do kina i odwiedzają inne rodzaje instytucji kultury, czytają książki i prasę, słuchają radia i muzyki oraz korzystają z Internetu, jedynie rzadziej niż pozostałe oglądają telewizję.

TABL. 7. ODSETEK OSÓB UCZĘSZCZAJĄCYCH DO KINA WEDŁUG CZĘSTOTLIWOŚCI OGLĄDANIA I POZIOMU WYKSZTAŁCENIA

Częstotliwość chodzenia do kina	Ogółem	Poziom wykształcenia					
		bez wykształcenia	podstawowe	gimnazjalne	zasadnicze zawodowe	średnie	wyższe
O g ó ł e m	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
Nie chodzę	60,4	97,6	82,1	18,3	81,7	52,9	28,9
1—3 razy w roku	26,1	2,4	12,9	50,2	14,4	31,3	42,1
Raz na 2—3 miesiące	9,1	0,0	3,4	22,7	2,8	10,3	19,6
Raz w miesiącu	3,2	0,0	1,1	6,8	0,6	4,2	6,8
2—3 razy w miesiącu	1,1	0,0	0,4	1,9	0,4	1,4	2,4
Raz w tygodniu i częściej	0,0	0,0	0,1	0,0	0,0	0,0	0,2

U w a g a. Wartość miar siły związku: d Somersa=0,222, Tau-b Kendalla=0,258, Tau-c Kendalla=0,201, Gamma=0,383.
 Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

TABL. 8. ODSETEK OSÓB KORZYSTAJĄCYCH Z INTERNETU WEDŁUG CZĘSTOTLIWOŚCI OGLĄDANIA I POZIOMU WYKSZTAŁCENIA

Częstotliwość korzystania z Internetu	Ogółem	Poziom wykształcenia					
		bez wykształcenia	podstawowe	gimnazjalne	zasadnicze zawodowe	średnie	wyższe
O g ó ł e m	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
Nie korzystam	7,9	36,6	13,2	3,7	15,6	8,2	2,4
Rzadziej niż raz w tygodniu	7,0	0,0	3,6	2,9	13,4	8,6	2,8
Raz w tygodniu	6,3	0,0	7,5	3,9	9,7	6,4	4,6
Kilka razy w tygodniu	28,5	63,4	27,4	25,2	29,7	30,0	27,1
Codziennie do 2 h	23,5	0,0	25,9	32,3	18,3	21,3	25,9
Codziennie 2—4 h	15,2	0,0	14,4	19,0	9,1	13,9	20,0
Codziennie ponad 4 h	11,6	0,0	8,1	12,9	4,2	11,6	17,2

U w a g a. Wartość miar siły związku: d Somersa=0,115, Tau-b Kendalla=0,110, Tau-c Kendalla=0,101, Gamma=0,142.
 Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

TABL. 9. ODSETEK OSÓB CZYTAJĄCYCH I NIECZYTAJĄCYCH WEDŁUG POZIOMU WYKSZTAŁCENIA

Przeczytanie książki	Ogółem	Poziom wykształcenia					
		bez wykształcenia	podstawowe	gimnazjalne	zasadnicze zawodowe	średnie	wyższe
O g ó ł e m	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
Nie	48,8	89,3	70,8	17,6	69,9	39,6	17,0
Tak	51,2	29,2	82,4	30,1	60,4	83,0	51,2

U w a g a. Wartość miar siły związku: Lambda=0,377; Tau Goodmana i Kruskala=0,181; współczynnik niepewności=0,138; Eta=0,425; V Kramera=0,425; współczynnik kontyngencji=0,391.

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

TABL. 10. ODSETEK OSÓB ODWIEDZAJĄCYCH WYBRANE INSTYTUCJE KULTURY WEDŁUG POZIOMU WYKSZTAŁCENIA

Instytucja kultury	Ogółem	Poziom wykształcenia					
		bez wykształcenia	podstawowe	gimnazjalne	zasadnicze zawodowe	średnie	wyższe
Muzeum w kraju	19,6	3,2	9,5	32,6	8,6	20,8	44,2
Galeria sztuki współczesnej w kraju	4,8	0,0	1,2	6,9	1,0	5,4	13,8
Opera lub operetka	4,6	0,0	1,0	5,3	1,5	4,3	15,4
Przedstawienie baletowe lub taneczne	3,4	0,0	0,9	5,9	1,4	3,4	9,0
Filharmonia	4,0	0,0	1,4	7,4	0,6	3,3	13,7
Koncert inny niż filharmoniczny	4,7	2,5	5,2	29,3	5,8	17,2	31,0
Teatr dramatyczny	8,3	0,0	2,9	15,5	1,6	8,0	25,0
Festiwal (muzyczny, filmowy, teatralny)	4,6	1,1	3,0	7,2	2,8	4,5	9,0

Źródło: jak przy tabl. 1.

Analiza danych przedstawionych w tabl. 10 prowadzi do wniosków podobnych jak w odniesieniu do dochodu, ponieważ odwiedzanie większości instytucji o charakterze elitarnym, utożsamianych z kulturą wyższą, to domena osób z wyższym wykształceniem. Odwiedzający operę, teatr czy filharmonię (a wskaźniki uczestnictwa są na ogół niskie), to z reguły osoby o wyższym poziomie wykształcenia lub młodzież licealna⁹.

Uwagi końcowe

Wyniki badania uczestnictwa w kulturze rodzą szereg pytań badawczych, m.in. o związek uczestnictwa ze stylem życia i konsumpcji. Te ostatnie łączone są w teoriach socjologicznych ze stratyfikacją społeczną. Jak piszą Veblen i Bourdieu, wzory konsumpcyjne mają swoje odzwierciedlenie w kolektywnej logice bliskości społecznej na poziomie statusu. Pozwalają one bowiem na tworzenie granic kulturowych, które kształtują poczucie swojskości i inności, a w rezultacie sprzyjają powstawaniu definicji przynależności do danej grupy. Thorstein Veblen przybliżył model konsumpcji na pokaz, rozumianej jako strategia przyjmowana przez ludzi w ich walce o znaczenie społeczne i roszczenie do określonego statusu w hierarchii prestiżu. Natomiast Pierre Bourdieu postrzega konsumpcję przez pryzmat wykształcenia, zarobków i pozycji zawodowej, które mają swoje uzasadnienie w habitusie lub światopoglądzie, będących wynikiem podobnych doświadczeń, wspólnych wyobrażeń i stylów życia, odpowiednich dla ludzi „takich samych, jak my”. Dla Bourdieu’ego różne społeczne gusta są potwierdzeniem przynależności klasowej.

⁹ Wśród uwarunkowań wielu zjawisk społecznych szczególne znaczenie w socjologii przypisuje się ukształtowanym podczas socjalizacji nawykom i dyspozycjom do określonych działań (*habitusowi* według terminologii Bourdieu’ego czy też szeroko rozumianemu kapitałowi kulturowemu). Dlatego w analizie uczestnictwa w kulturze dużo uwagi poświęca się wykształceniu rodziców, wskazującemu pośrednio na kapitał kulturowy potomstwa. Z uwagi na ograniczoną objętość artykułu skupiono się wyłącznie na zależnościach z poziomem wykształcenia badanych.

Na ile uczestnictwo w kulturze stanowi zinstytucjonalizowaną formę kultury prestiżu we współczesnym społeczeństwie polskim? Wskazówki do odpowiedzi na to pytanie zawarte są w omówionych wynikach badań. Elitarne instytucje kultury mają swoje wąskie grono uczestników: wykształconych, zamożnych osób, zamieszkujących przeważnie duże miasta. Ich rola w skali całego społeczeństwa wydaje się marginalna, względną przewagę mają natomiast takie formy uczestnictwa w kulturze, jak oglądanie telewizji, słuchanie radia i muzyki. Jaka rolę w stratyfikacji społecznej odgrywa natomiast coraz bardziej popularny Internet? Odpowiedź na to pytanie musi pozostać w tym miejscu nierozstrzygnięta.

dr Małgorzata Krywult-Albańska — *Urząd Statystyczny w Krakowie*

LITERATURA

- Burszta W. (2010), *Opisać rewolucję* [w:] Filiciak M., Danielewicz M., Halawa M., Mazurek P., Nowotny A., *Młodzi i media. Nowe media a uczestnictwo w kulturze. Raport Centrum Badań nad Kulturą Popularną SWPS*, Szkoła Wyższa Psychologii Społecznej, Warszawa
- Ewoudou J. (2005), *Understanding culture consumption in Canada*, www.statcan.ca
- Filiciak M., Danielewicz M., Halawa M., Mazurek P., Nowotny A. (2010), *Młodzi i media. Nowe media a uczestnictwo w kulturze. Raport Centrum Badań nad Kulturą Popularną SWPS*, Szkoła Wyższa Psychologii Społecznej, Warszawa
- Jenkins H. (2010), *Nowe formy uczestnictwa w kulturze*, [w:] Filiciak M., Danielewicz M., Halawa M., Mazurek P., Nowotny A., *Młodzi i media. Nowe media a uczestnictwo w kulturze. Raport Centrum Badań nad Kulturą Popularną SWPS*, Szkoła Wyższa Psychologii Społecznej, Warszawa
- Kapiszewski K. (2010), *YouTube: Pięć lat, które zmieniły świat*, [w:] „Przeгляд”, Nr 31(553)
- Kultura w 2009 r.* (2010), GUS
- Społeczeństwo informacyjne w Polsce. Wyniki badań statystycznych z lat 2004—2008* (2010), GUS
- Uczestnictwo w kulturze. Podstawowe wyniki badań reprezentacyjnych z lat: 1972, 1979, 1985, 1988 i 1990* (1992), GUS
- Uczestnictwo ludności w kulturze* (2006, 2010), GUS

SUMMARY

Over the past years we have been witnessing far-reaching changes in the broadly understood sphere of cultural participation, resulting for example from the modern technology development. There still exist, however, "traditional" cultural institutions on the cultural horizon (cinemas, theatres, museums, etc.), although their role and significance are changing. The article discusses the most recent edition of the survey of cultural participation, carried out in 2010. The first part presents general results of the survey, while the second one focuses on correlates of cultural participation. The most interesting relations between participation and a number of social and demographic variables are highlighted.

РЕЗЮМЕ

В последние годы наблюдаются значительные перемены в области участия в культурной жизни, связанные в частности с развитием современных технологий. Тем не менее по-прежнему работают «традиционные» учреждения культуры (кинотеатры, театры, музеи итд.), хотя их роль и значение изменяются. В статье обсуждаются результаты обследования участия населения в культурной жизни, которое было проведено в 2010 г. Первая часть разработки характеризует общие результаты обследования, а вторая обсуждает условия участия в культурной жизни. В анализе был представлен ряд социально-демографических переменных, а также были проанализированы наиболее интересные закономерности.

STATYSTYKA REGIONALNA

Paweł DYKAS

Zróźnicowanie rozwoju powiatów w woj. małopolskim

W artykule podjęto próbę analizy rozwoju ekonomicznego powiatów w woj. małopolskim, wykorzystując cztery¹ podstawowe zmienne makroekonomiczne: stopę bezrobocia rejestrowanego, majątek trwały brutto *per capita*, inwestycje *per capita* oraz płace.

Łącząc rozważane cechy typologiczne, opisujące aspekty rozwoju gospodarczego badanych powiatów, opracowano wskaźniki taksonomiczne oparte na odległościach w przestrzeniach metrycznych: euklidesowej, miejskiej oraz hiperbolicznej.

ZRÓŹNICOWANIE PODSTAWOWYCH ZMIENNYCH MAKROEKONOMICZNYCH W POWIATACH WOJ. MAŁOPOLSKIEGO

Analiza obejmuje lata 2002—2008. Dane zaczerpnięto ze strony internetowej www.stat.gov.pl.

¹ Wybór wynikał z objętości opracowania oraz z założenia, że są one podstawowymi zmiennymi makroekonomicznymi, które mogą odzwierciedlać sytuację ekonomiczną rozważanego regionu.

Inwestycje per capita

Przestrzenne zróżnicowanie inwestycji na mieszkańca w powiatach woj. małopolskiego zostało przedstawione w tabl. 1. Z tych danych płyną następujące wnioski:

- najwyższy poziom inwestycji *per capita* (przekraczający 3,9 tys. zł) osiągnął Kraków — miasto na prawach powiatu. Skupiał on w rozważanym okresie najwięcej nakładów inwestycyjnych. W Krakowie działało najwięcej podmiotów sektora prywatnego, których nakłady na zakup nowego bądź ulepszenie istniejącego kapitału rzeczowego stanowiły większość wśród ogółu inwestycji w województwie;
- wysoki poziom inwestycji odnotowano również w miastach na prawach powiatu — Tarnowie i Nowym Sączu. W grupie o wysokim poziomie inwestycji na mieszkańca znalazły się także powiaty: chrzanowski, wielicki oraz olkuski;
- grupę o wysokich nakładach inwestycyjnych stanowią powiaty: krakowski, tatrzański, bocheński, brzeski i oświęcimski;

**TABL. 1. PRZESTRZENNE ZRÓŻNICOWANIE INWESTYCJI
PER CAPITA W TYS. ZŁ W POWIATACH WOJ. MAŁOPOLSKIEGO
W LATACH 2002—2008 (ceny stałe z 2008 r.)**

Powiaty/miasta na prawach powiatu	Inwestycje	Grupy kwartylowe ^a
Proszowicki	0,350	pierwsza grupa kwartylowa ($Q_1 \approx 0,769$)
Dąbrowski	0,558	
Miechowski	0,602	
Suski	0,685	
Nowotarski	0,708	
Tarnowski	0,765	
Nowosądecki	0,781	druga grupa kwartylowa ($Q_2 \approx 1,331$)
Limanowski	0,800	
Wadowicki	1,059	
Myślenicki	1,123	
Gorlicki	1,211	
Oświęcimski	1,451	trzecia grupa kwartylowa ($Q_3 \approx 1,758$)
Brzeski	1,506	
Bocheński	1,523	
Tatrzański	1,695	
Krakowski	1,730	
Olkuski	1,767	czwarta grupa kwartylowa
Wielicki	1,888	
Nowy Sącz	2,268	
Tarnów	2,278	
Chrzanowski	2,389	
Kraków	3,935	

^a Q_1 , Q_2 oraz Q_3 oznaczają odpowiednio kwantyle: pierwszy, drugi (medianę) oraz trzeci.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych dostępnych na stronie www.stat.gov.pl.

- wśród powiatów o stosunkowo niskim poziomie inwestycji przypadających na mieszkańca — druga grupa kwartylowa — znalazły się następujące powiaty: gorlicki, myślenicki, wadowicki, limanowski oraz nowosądecki;
- najniższy poziom inwestycji na mieszkańca odnotowano w powiatach: tarnowskim nowotarskim, suskim, miechowskim, dąbrowskim i proszowickim;
- regiony o najniższym poziomie inwestycji na mieszkańca to w większości powiaty ze wschodniej oraz południowej części województwa. Cechują się

niższym rozwojem gospodarczym w porównaniu z pozostałą częścią regionu. Są to w większości powiaty o charakterze rolniczym.

Majątek trwały brutto na mieszkańca

Analizując przestrzenne zróżnicowanie majątku trwałego brutto *per capita* w latach 2002—2008 można zauważyć (tabl. 2; Misiak, Sulima, Tokarski, 2009):

- zdecydowanie najwyższym (przekraczającym 20 tys. zł) majątkiem trwałym *per capita* charakteryzowały się powiaty i miasta na prawach powiatu: Kraków, Tarnów, Nowy Sącz, chrzanowski, oświęcimski oraz olkuski;
- w grupie powiatów o wysokim poziomie majątku trwałego brutto na mieszkańca znalazły się: tatrzański, krakowski, brzeski, wielicki oraz wadowicki;
- między pierwszym kwartylem a medianą wystąpiły następujące powiaty: myślenicki, bocheński, nowotarski, gorlicki oraz limanowski;
- najniższym majątkiem trwałym brutto na mieszkańca (poniżej 6,1 tys. zł) charakteryzowały się powiaty: miechowski, suski, nowosądecki, dąbrowski, tarnowski oraz proszowicki;
- wśród powiatów o najwyższym poziomie majątku trwałego brutto *per capita* dominowały miasta na prawach powiatu: Kraków, Tarnów, Nowy Sącz. Do grupy tej zaliczają się także dobrze uprzemysłowione powiaty: chrzanowski, oświęcimski oraz olkuski;
- powiaty o najniższej wartości rozważanej zmiennej makroekonomicznej znajdują się we wschodniej części województwa;
- warto zaznaczyć, że przestrzenne zróżnicowanie majątku trwałego brutto przypadającego na mieszkańca było zbieżne ze zróżnicowaniem inwestycji (współczynnik korelacji Pearsona wyniósł w przybliżeniu 0,742).

TABL. 2. PRZESTRZENNE ZRÓŻNICOWANIE MAJĄTKU TRWAŁEGO BRUTTO PER CAPITA W TYS. ZŁ W POWIATACH WOJ. MAŁOPOLSKIEGO W LATACH 2002—2008 (ceny stałe z 2008 r.)

Powiaty/miasta na prawach powiatu	Majątek trwały	Grupy kwartylowe ^a
Proszowicki	2,817	pierwsza grupa kwartylowa ($Q_1 \approx 6,092$)
Tarnowski	3,535	
Dąbrowski	4,608	
Nowosądecki	5,300	
Suski	5,571	
Miechowski	6,025	
Limanowski	6,294	druga grupa kwartylowa ($Q_2 \approx 10,351$)
Gorlicki	7,870	
Nowotarski	8,219	
Bocheński	9,900	
Myślenicki	10,150	
Wadowicki	10,551	trzecia grupa kwartylowa ($Q_3 \approx 20,276$)
Wielicki	12,071	
Brzeski	13,139	
Krakowski	14,365	
Tatrzański	17,841	

^a Q_1 , Q_2 oraz Q_3 oznaczają odpowiednio kwartyłe: pierwszy, drugi (medianę) oraz trzeci.

TABL. 2. PRZESTRZENNE ZRÓŻNICOWANIE MAJĄTKU TRWAŁEGO BRUTTO PER CAPITA W TYS. ZŁ W POWIATACH WOJ. MAŁOPOLSKIEGO W LATACH 2002—2008 (dok.)

Powiaty/miasta na prawach powiatu	Majątek trwały	Grupy kwartylowe ^a
Olkuski	21,087	czwarta grupa kwartylowa
Oświęcimski	22,260	
Nowy Sącz	28,742	
Chrzanowski	38,972	
Tarnów	44,180	
Kraków	47,949	

^a Q_1 , Q_2 oraz Q_3 oznaczają odpowiednio kwartyle: pierwszy, drugi (medianę) oraz trzeci.

Źródło: jak przy tabl. 1.

Place

Rozważając przestrzenne zróżnicowanie płac w powiatach woj. małopolskiego można wyciągnąć następujące wnioski (tabl. 3):

- najwyższą płacę w badanym okresie odnotowano w Krakowie (2569,25 tys. zł). Z danych zaczerpniętych z Urzędu Statystycznego w Krakowie wynika, że w tym powiecie działało najwięcej (w skali województwa) podmiotów, w których przeciętne wynagrodzenie było najwyższe (sekcje: pośrednictwo finansowe, wytwarzanie i zaopatrywanie w energię elektryczną, gaz, wodę oraz administracja publiczna i obrona narodowa);

TABL. 3. PRZESTRZENNE ZRÓŻNICOWANIE PŁAC W ZŁ W POWIATACH WOJ. MAŁOPOLSKIEGO W LATACH 2002—2008 (ceny stałe z 2008 r.)

Powiaty/miasta na prawach powiatu	Place	Grupy kwartylowe ^a
Tarnowski	1807,388	pierwsza grupa kwartylowa ($Q_1 \approx 1921,272$)
Brzeski	1837,705	
Nowotarski	1863,345	
Limanowski	1888,795	
Wadowicki	1889,342	
Dąbrowski	1913,633	
Nowosądecki	1944,188	druga grupa kwartylowa ($Q_2 \approx 2008,075$)
Miechowski	1953,932	
Proszowicki	1955,123	
Suski	1986,282	
Gorlicki	1994,008	
Tatrzański	2022,142	trzecia grupa kwartylowa ($Q_3 \approx 2166,903$)
Bocheński	2068,882	
Tarnów	2086,332	
Nowy Sącz	2103,455	
Myślenicki	2145,233	
Oświęcimski	2174,127	czwarta grupa kwartylowa
Wielicki	2190,458	
Krakowski	2271,050	
Chrzanowski	2336,098	
Olkuski	2383,030	
Kraków	2569,255	

^a Q_1 , Q_2 oraz Q_3 oznaczają odpowiednio kwartyle: pierwszy, drugi (medianę) oraz trzeci.

Źródło: jak przy tabl. 1.

- najwyższym poziomem płac charakteryzowały się również uprzemysłowione powiaty: olkuski, chrzanowski, oświęcimski, krakowski oraz wielicki;
- między medianą a trzecim kwantylem znalazły się powiaty i miasta na prawach powiatu: myślenicki, Nowy Sącz, Tarnów, bocheński oraz tatrzański;
- grupę o stosunkowo niskich płacach tworzyły powiaty: gorlicki, suski, proszowicki, miechowski oraz nowosądecki;
- zdecydowanie najniższą płacą charakteryzowały się powiaty: dąbrowski, wadowicki, limanowski, nowotarski, brzeski oraz tarnowski;
- przestrzenne zróżnicowanie płac w woj. małopolskim w rozważanym okresie było zbliżone do sytuacji zarówno inwestycji, jak i majątku trwałego *per capita* (współczynniki korelacji Pearsona wynoszą w przybliżeniu odpowiednio: 0,696 oraz 0,609).

Stopa bezrobocia

Zróżnicowanie stopy bezrobocia w woj. małopolskim w latach 2002—2008 przedstawiono w tabl. 4. Analizując przedstawione w niej dane można wysnuć następujące wnioski (Tokarski, 2008):

TABL. 4. PRZESTRZENNE ZRÓŻNICOWANIE STÓP BEZROBOCIA W % W LATACH 2002—2008

Powiaty/miasta na prawach powiatu	Stopa bezrobocia	Grupy kwantylowe ^a
Kraków	6,186	pierwsza grupa kwantylowa ($Q_1 \approx 10,861$)
Proszowicki	10,186	
Tarnów	10,200	
Miechowski	10,714	
Krakowski	10,786	
Tatrzański	10,814	
Suski	11,000	druga grupa kwantylowa ($Q_2 \approx 13,764$)
Bocheński	11,271	
Nowotarski	12,029	
Myślenicki	13,029	
Wadowicki	13,414	
Nowy Sącz	14,114	trzecia grupa kwantylowa ($Q_3 \approx 16,082$)
Wielicki	14,171	
Brzeski	14,786	
Oświęcimski	15,114	
Tarnowski	15,257	
Olkuski	16,357	czwarta grupa kwantylowa
Chrzanowski	17,514	
Dąbrowski	19,271	
Limanowski	19,986	
Gorlicki	20,443	
Nowosądecki	23,014	

^a Q_1 , Q_2 oraz Q_3 oznaczają odpowiednio kwantyle: pierwszy, drugi (medianę) oraz trzeci.

Źródło: jak przy tabl. 1.

- zdecydowanie najniższa stopa bezrobocia występowała w powiatach i miastach na prawach powiatu: Krakowie, proszowickim, Tarnowie, miechowskim, krakowskim oraz tatrzańskim;

- niską stopą bezrobocia cechowały się powiaty: suski, bocheński, nowotarski, myślenicki oraz wadowicki;
- natomiast grupę o stosunkowo wysokiej stopie bezrobocia rejestrowanego tworzyły powiaty i miasta na prawach powiatu: Nowy Sącz, wielicki, brzeski, oświęcimski oraz tarnowski;
- w czwartej grupie kwartylowej, czyli w grupie powiatów o najwyższej stopie bezrobocia znajdowały się powiaty: olkuski, chrzanowski, dąbrowski, gorlicki oraz nowosądecki;
- w woj. małopolskim najniższe bezrobocie występowało w Krakowie i powiatach ościennych. Wynikało to głównie z faktu, że miasto odnotowuje stały napływ inwestycji oraz wzrost gospodarczy. Ważnym czynnikiem jest także poziom kapitału ludzkiego, który w Krakowie jest jednym z najwyższych w kraju;
- wśród powiatów o najwyższej stopie bezrobocia dominują powiaty wschodniej części województwa, w której bezrobocie często ma charakter strukturalny. Stopa bezrobocia w powiatach gorlickim i nowosądeckim jest prawie czterokrotnie większa niż stopa bezrobocia w Krakowie. Świadczy to o dużym zróżnicowaniu stopy bezrobocia w woj. małopolskim.

PORÓWNANIE ZRÓŻNICOWANIA ANALIZOWANYCH ZMIENNYCH MAKROEKONOMICZNYCH

Dokonując porównania przestrzennego zróżnicowania wszystkich zmiennych można posłużyć się następującymi wskaźnikami: stosunkiem wartości minimalnej do maksymalnej badanej zmiennej makroekonomicznej, współczynnikiem zmienności opartym na odchyleniu standardowym oraz współczynnikiem zmienności opartym na odchyleniu przeciętnym².

**TABL. 5. STATYSTYCZNE WSKAŹNIKI PRZESTRZENNEGO ZRÓŻNICOWANIA
BADANYCH ZMIENNYCH W LATACH 2002—2008**

Wyszczególnienie	Inwestycje <i>per capita</i>	Majątek trwały brutto <i>per capita</i>	Płace w zł	Stopa bezrobocia w %
	w tys. zł			
Maksimum	5,382	52,612	3128,240	0,297
Minimum	0,202	2,542	1734,682	0,028
Średnia nieważona	1,412	15,520	2210,419	0,141
Mediana	1,106	10,058	2195,697	0,136
Maksimum/minimum	26,603	20,698	1,803	10,607
Współczynnik zmienności oparty na odchyleniu standardowym	0,728	0,845	0,116	0,367
Współczynnik zmienności oparty na odchyleniu przeciętnym	0,563	0,664	0,092	0,297

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

² Współczynnik zmienności oparty na odchyleniu standardowym to iloraz odchylenia standardowego do średniej nieważonej. Współczynnik zmienności oparty na odchyleniu przeciętnym to iloraz odchylenia przeciętnego do średniej nieważonej.

W tabl. 5 przedstawiono wskaźniki przestrzennego zróżnicowania badanych zmiennych. Na jej podstawie można wyciągnąć następujące wnioski:

- zdecydowanie najwyższym przestrzennym zróżnicowaniem charakteryzowały się inwestycje *per capita* oraz majątek trwały brutto *per capita*;
- w latach 2002—2008 przestrzenne zróżnicowanie stopy bezrobocia rejestrowanego było znacznie wyższe niż zróżnicowanie płac;
- w woj. małopolskim płace były w rozważanym okresie przestrzennie najmniej zróżnicowane.

*TAKSONOMICZNE WSKAŹNIKI OPARTE NA METRYKACH:
EUKLIDESOWEJ, MIEJSKIEJ I HIPERBOLICZNEJ*³

W celu podjęcia analizy przestrzennego zróżnicowania rozwoju ekonomicznego, opartej na wskaźnikach taksonomicznych, należy wprowadzić pojęcie stymulant oraz destymulant rozwoju ekonomicznego. Stymulanta rozwoju ekonomicznego to zmienna ekonomiczna, której wysoki poziom pociąga za sobą pożądany stan badanego zjawiska. Z kolei destymulanta to zmienna ekonomiczna, której wysoki poziom pociąga za sobą niepożądany stan badanego zjawiska (Majewski, 1999).

Stymulanty i destymulanty można porównywać między sobą, jeżeli destymulanty zostaną przekształcone w stymulanty. Następnie stymulanty należy wystandaryzować, czyli unormować. Destymulanty (d_{jt}^i) można sprowadzić do stymulant (s_{jt}^i) przy pomocy następującej równości:

$$s_{jt}^i = \frac{1}{d_{jt}^i} \quad (1)$$

gdzie:

i — powiaty,

j — lata,

t — stymulanty (destymulanty).

Standaryzacji można dokonać wykorzystując związek:

$$\hat{s}_{jt}^i = \frac{2}{1 + \exp\left(-\frac{s_{jt}^i}{\bar{s}_j}\right)} - 1 \quad (2)$$

W tym równaniu \hat{s}_{jt}^i oznacza wystandaryzowaną stymulantę, natomiast \bar{s}_j jest średnią nieważoną j -tej zmiennej makroekonomicznej. Wartość \hat{s}_{jt}^i mieści się

³ Inne wskaźniki rozwoju ekonomicznego polskich województw lub powiatów znaleźć można np. w pracach: Gajewskiego (2003); Tokarskiego, Gajewskiego (2004); Tokarskiego (2005) lub Tokarskiego, Stępnia, Wojnarowskiego (2006).

w przedziale $[0,1)$ Fakt, iż \hat{s}_{jt}^i jest rosnącą funkcją s_{jt}^i pozwala na porównanie wystandaryzowanych stymulant. Wartość stymulandy zbliżonej do jedności interpretuje się w ten sposób, że w i -tym powiecie w roku t j -ta zmienna była zbliżona do maksymalnej wartości w grupie badanych powiatów. Wynika stąd, że im bliższe (dalsze) jedności wartości przyjmuje wystandaryzowana stymulanta (\bar{s}_{jt}^i), tym lepszy (gorszy) był stopień rozwoju powiatu pod względem zmiennej opisywanej przez tę stymulantę.

Standaryzacja opisana równaniem (2) posłużyła do wprowadzenia taksonomicznych wskaźników rozwoju ekonomicznego powiatów na podstawie odległości w metrykach: euklidesowej (OE_t^i), miejskiej (OM_t^i) oraz hiperbolicznej (OH_t^i). Odległość wystandaryzowanych stymulant od jedności dla tych metryk dana jest równościami:

$$OE_t^i = \sqrt{\sum_{j=1}^n (1 - \bar{s}_{jt}^i)^2} \quad (3a)$$

$$OM_t^i = \sum_{j=1}^n |1 - \bar{s}_{jt}^i| \quad (3b)$$

oraz

$$OH_t^i = \sum_{j=1}^n |\ln(\bar{s}_{jt}^i)| \quad (3c)$$

gdzie n oznacza liczbę użytych stymulant.

Wskaźniki taksonomiczne mogą przyjmować wartość z przedziałów: $(0, \sqrt{n}]$, $(0, n]$, $[0, +\infty)$ dla metryk (odpowiednio): euklidesowej, miejskiej oraz hiperbolicznej. Wskaźniki OE_t^i , OM_t^i oraz OH_t^i mierzą odległość między teoretycznym wzorcem, dążącym do maksymalnej wartości dla każdej stymulandy wykorzystanej w danej próbie a wartością rozważanych stymulant w i -tym powiecie w roku t . Wynika stąd, że im mniejsze (większe) są odległości OE_t^i , OM_t^i oraz OH_t^i , tym bardziej (mniej) rozwinięty był dany powiat pod względem rozważanych zmiennych.

ZRÓŻNICOWANIE TAKSONOMICZNYCH WSKAŹNIKÓW ROZWOJU POWIATÓW W WOJ. MAŁOPOLSKIM

Do analizy przestrzennego zróżnicowania rozwoju powiatów woj. małopolskiego w okresie 2002—2008 wykorzystano trzy stymulandy: inwestycje *per capita*, majątek trwały brutto *per capita* i płace oraz jedną destymulantę — stopę bezrobocia rejestrowanego.

Wartość wskaźników dla rozważanych zmiennych makroekonomicznych w metrykach: euklidesowej (OE_i^E) miejskiej (OM_i^E) oraz hiperbolicznej (OH_i^E) przedstawiono w tabl. 6. Można z niej wyciągnąć następujące wnioski (Dykas, 2010):

- najlepiej rozwiniętymi powiatami w woj. małopolskim były miasta na prawach powiatów: Kraków, Tarnów oraz Nowy Sącz. Wskaźniki taksonomiczne dla Krakowa były ponad trzykrotnie niższe w porównaniu z powiatami najslabiej rozwiniętymi. Świadczy to o dużym przestrzennym zróżnicowaniu rozwoju tych powiatów. Dominacja Krakowa nad pozostałymi powiatami wynika głównie z faktu, że jest to jedno z najlepiej rozwiniętych pod względem społeczno-ekonomicznym miast w Polsce. Pozostałe powiaty (Tarnów, Nowy Sącz) są lokalnymi centrami rozwoju gospodarczego. W grupie najlepiej rozwiniętych powiatów znalazły się także chrzanowski i olkuski, w których dominuje sektor przemysłowy oraz pow. tatrzański z dobrze rozwiniętym sektorem usług rynkowych (głównie hotelarskich i turystycznych);
- między pierwszym kwartylem a medianą znalazły się m.in. powiaty będące satelitami Krakowa — krakowski oraz wielicki. Można wyciągnąć stąd wniosek, że bliskość najlepiej rozwiniętego powiatu w województwie wpływa korzystnie na ich rozwój;
- w trzeciej grupie kwartylowej znalazły się powiaty: myślenicki, wadowicki, nowotarski, gorlicki oraz suski. Charakteryzują się one niskim poziomem inwestycji *per capita* oraz majątku trwałego brutto *per capita*;

TABL. 6. KLASYFIKACJA POWIATÓW WOJ. MAŁOPOLSKIEGO WEDŁUG WSKAŹNIKÓW TAKSONOMICZNYCH OE, OM ORAZ OH

Powiaty/miasta na prawach powiatu	Wskaźniki taksonomiczne			Grupy kwartylowe ^a
	OE	OM	OH	
Kraków	1,479	6,441	7,966	$Q_1^{OE} \approx 2,933$
Tarnów	2,141	10,161	13,716	
Chrzanowski	2,401	11,361	16,432	
Nowy Sącz	2,433	12,168	16,993	$Q_1^{OM} \approx 13,455$
Olkuski	2,675	13,839	19,820	$Q_1^{OH} \approx 30,564$
Tatrzański	2,699	13,958	19,994	
Krakowski	2,731	14,125	20,287	$Q_2^{OE} \approx 3,527$
Oświęcimski	2,770	14,295	20,872	
Wielicki	3,052	15,568	24,121	$Q_2^{OM} \approx 16,561$
Brzeski	3,092	16,174	24,759	$Q_2^{OH} \approx 43,781$
Bocheński	3,125	16,877	25,387	
Myślenicki	3,213	16,997	26,614	$Q_3^{OE} \approx 3,749$
Wadowicki	3,278	17,166	27,323	
Nowotarski	3,491	18,204	30,907	$Q_3^{OM} \approx 17,529$
Gorlicki	3,530	18,353	31,526	$Q_3^{OH} \approx 54,017$
Suski	3,559	18,358	32,654	
Miechowski	3,585	18,428	33,432	czwarta grupa kwartylowa
Limanowski	3,736	19,592	35,148	
Nowosądecki	3,826	19,601	37,358	
Tarnowski	3,834	19,836	39,197	
Proszowicki	3,860	19,943	42,057	
Dąbrowski	3,922	20,454	40,204	

^a Q_j^E, Q_j^M, Q_j^H oznaczają *j*-ty kwartył (dla *j*=1, 2, 3) dla wskaźników OE, OM oraz OH odpowiednio.

Źródło: jak przy tabl. 1.

- do powiatów najslabiej rozwiniętych należą powiaty: tarnowski, dąbrowski, gorlicki, proszowicki i nowosądecki.

Podsumowanie

W artykule analizą objęto wskaźniki rozwoju gospodarczego powiatów w woj. małopolskim. W latach 2002—2008 badanie przestrzennego rozwoju powiatów oparto na czterech zmiennych: inwestycjach *per capita*, majątku trwałym brutto *per capita*, płacach oraz stopie bezrobocia rejestrowanego.

Wnioski płynące z analizy można podsumować następująco:

- najlepiej rozwinięty jest powiat Kraków. Wynika to z faktu, że Kraków dominował we wszystkich rozważanych stymulantach oraz destymulantach. Podobne rezultaty można również zauważyć w innych regionach, w których miasta będące stolicą województwa są centrami rozwoju ekonomicznego regionu;
- powiaty w bliskim otoczeniu stolicy województwa cechuje wysoki poziom rozwoju gospodarczego;
- do powiatów dobrze rozwiniętych należą: chrzanowski, olkuski, oświęcimski (przemysł). Również miasta na prawach powiatu charakteryzują się dobrym rozwojem gospodarczym, co wynika m.in. z faktu, iż pełnią one lokalnie rolę centrów rozwoju gospodarczego;
- powiaty usytuowane w dalszej odległości od Krakowa wykazują niższy rozwój gospodarczy, wyjątek stanowi tu powiat tatrzański, który ma walory turystyczne;
- powiaty leżące we wschodniej oraz południowo-wschodniej części województwa są najslabiej rozwinięte pod względem ekonomicznym, ich cechą jest wysoki odsetek osób zatrudnionych w rolnictwie;
- woj. małopolskie charakteryzuje się znacznym zróżnicowaniem w rozwoju regionalnym, co jest szczególnie widoczne wśród powiatów we wschodniej części województwa. Dynamiczny rozwój stolicy województwa oraz powiatów przyległych do niej potęguje to zjawisko.

mgr Paweł Dykas — Uniwersytet Jagielloński

LITERATURA

- Dykas P. (2010), *Taksonomiczne wskaźniki przestrzennego zróżnicowania rozwoju powiatów województwa podkarpackiego*, „Studia Prawno-Ekonomiczne”, t. LXXX
- Gajewski P. (2003), *Zróżnicowanie rozwoju gospodarczego w latach 90.*, „Wiadomości Statystyczne” nr 11
- Majewski S. (1999), *Szeregowanie krajów przy pomocy diagramu czekanowskiego i taksonomicznego miernika rozwoju*, „Wiadomości Statystyczne” nr 8
- Matusiak K. B. (red.) (2004), *Przeobrażenia gospodarki polskiej w przededniu integracji z Unią Europejską*, Wyższa Szkoła Ekonomiczno-Społeczna w Ostrołęce, Ostrołęka
- Misiak T., Sulima A., Tokarski T. (2009), *Czy w polskich powiatach występuje efekt konwergencji realnej?*, opracowanie przygotowane na konferencję Katedry Makroekonomii Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź, czerwiec

- Tokarski T. (2005), *Statystyczna analiza regionalnego zróżnicowania wydajności pracy, zatrudnienia i bezrobocia w Polsce*, Wydawnictwo PTE, Warszawa
- Tokarski T. (2008), *Przestrzenne zróżnicowanie bezrobocia rejestrowanego w Polsce w latach 1999—2006*, „Gospodarka Narodowa” nr 7—8
- Tokarski T., Gajewski P. (2004), *Regionalne zróżnicowanie rozwoju ekonomicznego w Polsce*, [w:] K. B. Matusiak (2004)
- Tokarski T., Stępień W., Wojnarowski J. (2006), *Zróżnicowanie poziomu rozwoju społeczno-ekonomicznego regionów*, „Wiadomości Statystyczne” nr 7—8

SUMMARY

The article attempts a typology of districts in Małopolskie Voivodship on the basis of taxonomic indicators. The study used indicators based on distances in metrics: Euclidean, urban and hyperbolic. Basic macroeconomic variables such as investment per capita, gross fixed capital per capita, real wages and the unemployment rate were included in the analysis.

РЕЗЮМЕ

Статья является попыткой типологии повятов в малопольском воеводстве с использованием таксономических показателей. В разработке были использованы показатели опирающиеся на расстояния в метриках: евклидовой, городской и гиперболической. Анализом были охвачены основные макроэкономические переменные, такие как: капиталовложения на душу населения, постоянное имущество брутто на душу населения, реальные вознаграждения и показатель зарегистрированной безработицы.

STATYSTYKA MIĘDZYNARODOWA

Andrzej MISZCZUK

Przemiany demograficzne na pograniczu polsko-białoruskim

Specyfika regionów przygranicznych jest w dużej mierze zdeterminowana relacjami między sąsiadującymi ze sobą państwami. Dzisiejsza granica polsko-białoruska od zakończenia II wojny światowej do uzyskania przez Białoruś niepodległości stanowiła nieprzepuszczalną barierę przestrzenną. Obecnie jest ona zewnętrzną granicą Unii Europejskiej (od 1 maja 2004 r.) oraz strefy Schen-

gen (od 21 grudnia 2007 r.). Jej aktualną funkcję można określić (w nawiązaniu do rozważań J. Rosenau'a) mianem fragementacyjnej, co oznacza otwieranie się na niektóre czynniki przepływające przez nią bądź różnicowanie otwartości wobec poszczególnych państw (Moraczewska, 2008).

Brak pełnego otwarcia granic powoduje występowanie w regionach przygranicznych zjawisk społeczno-ekonomicznych, które kwalifikują je do określenia mianem obszarów problemowych (Bański, 1999), a jednym z ich aspektów mogą być problemy demograficzne (Jelonek, 1988).

Celem artykułu jest ukazanie przemian demograficznych, zarówno w zakresie ruchu naturalnego jak i migracji, jakie zaszły na początku XXI w. na pograniczu polsko-białoruskim (wykr. 1). Ze względu na zróżnicowaną dostępność danych statystycznych analiza w przypadku zmian zaludnienia oraz ruchu naturalnego obejmuje lata 2000—2009, a w zakresie migracji okres 2000—2007.

Osią pogranicza polsko-białoruskiego jest granica państwowa o długości 418 km. Południowa jej część (ok. 161 km) przebiega rzeką Bug. Ruch graniczny obsługuje 12 przejść: 7 drogowych, 4 kolejowe i jedno rzeczne. Jednostkami sąsiadującymi ze sobą są po stronie polskiej województwa lubelskie i podlaskie, a po stronie białoruskiej obwody brzeski i grodzieński. Tak rozumiane pogranicze zajmuje łączną powierzchnię 103,1 tys. km² (na część polską przypada 45,3 tys. km²). Dodatkowo charakteru temu obszarowi nadaje fakt, że mniejszość polska na Białorusi zamieszkuje głównie obwód grodzieński, a białoruska w Polsce — woj. podlaskie.

Zmiany zaludnienia pogranicza polsko-białoruskiego w latach 2000—2009 pokazuje tabl. 1. Wyłania się z niej zróżnicowany obraz. O ile w przypadku Polski możemy mówić o ustabilizowaniu liczby ludności, gdyż jej spadek w latach 2000—2009 wyniósł zaledwie 0,2%, to w przypadku Białorusi mieliśmy do czynienia ze spadkiem o 5,1%.

TABL. 1. LUDNOŚĆ NA POGRANICZU POLSKO-BIAŁORUSKIM W TYS.

Wyszczególnienie	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
Polska ogółem	38254,0	38242,2	38218,5	38190,6	38173,8	38157,1	38125,5	38115,6	38115,9	38167,3
w tym:										
Woj. lubelskie	2206,2	2201,7	2197,0	2191,2	2185,2	2179,6	2172,8	2166,2	2161,8	2157,2
Woj. podlaskie	1221,1	1220,0	1207,7	1208,0	1205,5	1202,7	1199,1	1192,7	1191,5	1189,7
Polska część pogranicza	3427,3	3421,7	3404,7	3399,2	3390,7	3382,3	3371,9	3358,9	3353,3	3346,8
Białoruś ogółem	9990,4	9950,9	9898,6	9849,1	9800,1	9750,5	9714,5	9689,8	9493,2	9480,2
w tym:										
Obwód brzeski	1481,9	1477,2	1470,8	1462,9	1455,0	1445,6	1439,5	1435,1	1403,9	1398,7
Obwód grodzieński ...	1173,9	1166,2	1156,5	1146,1	1135,1	1123,5	1114,1	1106,6	1075,1	1069,6
Białoruska część pogranicza	2655,8	2643,4	2627,3	2609,0	2590,1	2569,1	2553,6	2541,7	2479,0	2468,3

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS oraz Ministerstwa Statystyki i Analiz Republiki Białorusi.

Pogranicze polsko-białoruskie ma charakter wyludniający, przy czym w omawianych latach przeszło 3-krotnie większe natężenie tego zjawiska wystąpiło w części białoruskiej (spadek o 7,1%) niż polskiej (spadek o 2,3%). W relatywnie większym stopniu wyludniała się północna część pogranicza (woj. podlaskie — 2,6%, obwód grodzieński — 8,9%) niż południowa (woj. lubelskie — 2,2%, obwód brzeski — 5,6%).

W efekcie zmian zaludnienia uległa zmniejszeniu gęstość zaludnienia (tabl. 2), przy czym w części białoruskiej stanowiła ona 93,5% średniej krajowej i w stosunku do części polskiej była niższa o 43,4%. Polska część pogranicza wykazuje na tle kraju słabe zaludnienie (ok. 61% średniej krajowej). Niska gęstość zaludnienia w całej Białorusi była w dużym stopniu uwarunkowana specyfiką środowiska geograficznego.

TABL. 2. GĘSTOŚĆ ZALUDNIENIA NA POGRANICZU POLSKO-BIAŁORUSKIM

Wyszczególnienie	2000	2009
	osoby na km ²	
Polska ogółem	122	122
w tym:		
Woj. lubelskie	89	86
Woj. podlaskie	60	59
Polska część pogranicza	76	76
Białoruś ogółem	48	46
w tym:		
Obwód brzeski	45	43
Obwód grodzieński	47	43
Białoruska część pogranicza	46	43

Źródło: jak w tabl. 1.

Zmianie uległy także proporcje między ludnością miejską i wiejską (tabl. 3). Znaczący wzrost odsetka ludności miejskiej odnotowano w białoruskiej części pogranicza, podobnie jak na całej Białorusi. Procesy depopulacyjne objęły przede wszystkim obszary wiejskie, natomiast w polskiej części pogranicza odnotowano jedynie niewielki wzrost udziału ludności miejskiej, i to za sprawą woj. podlaskiego, podczas gdy średnio w Polsce wskaźnik urbanizacji maleje. Oznacza to rosnące znaczenie zjawiska suburbanizacji podmiejskich terenów wiejskich (J. J. Parysek, 2008). Jediną jednostką regionalną na pograniczu, w której występuje stała przewaga ludności wiejskiej nad miejską było woj. lubelskie.

TABL. 3. LUDNOŚĆ MIEJSKA NA POGRANICZU POLSKO-BIAŁORUSKIM

Wyszczególnienie	2000	2009
	ludność ogółem=100	
Polska ogółem	61,8	61,0
w tym:		
Woj. lubelskie	46,6	46,5
Woj. podlaskie	58,6	60,2
Polska część pogranicza	50,9	51,4
Białoruś ogółem	69,7	74,5
w tym:		
Obwód brzeski	61,6	65,7
Obwód grodzieński	63,6	69,2
Białoruska część pogranicza	62,6	67,3

Źródło: jak w tabl. 1.

RUCH NATURALNY

Bardzo ważny czynnik, wpływający na kształtowanie się liczby ludności, stanowi ruch naturalny, którego elementami są: małżeństwa, rozwody, urodzenia i zgony. Współczynnik zawartych małżeństw w przeliczeniu na 1000 mieszkańców (tabl. 4) był wyższy na Białorusi niż w Polsce (o 1,3‰ w 2009 r.), natomiast w obu krajach wykazywał tendencję wzrostową. Podobną sytuację zaobserwowano na pograniczu polsko-białoruskim, przy czym liczba zawartych małżeństw w woj. lubelskim była nieco wyższa niż średnia krajowa, w obwodzie grodzieńskim równa średniej, natomiast w woj. podlaskim i obwodzie brzeskim nieznacznie niższa.

TABL. 4. MAŁŻEŃSTWA NA POGRANICZU POLSKO-BIAŁORUSKIM NA 1000 OSÓB

Wyszczególnienie	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
Polska ogółem	5,5	5,1	5,0	5,1	5,0	5,4	5,9	6,5	6,8	6,6
w tym:										
Woj. lubelskie	5,7	5,2	5,4	5,4	5,4	5,9	6,2	6,9	6,9	6,9
Woj. podlaskie	5,3	4,9	5,0	5,1	5,1	5,4	5,7	6,2	6,6	6,4
Polska część pogranicza	5,5	5,1	5,2	5,3	5,3	5,7	6,0	6,6	6,8	6,7
Białoruś ogółem	6,2	6,9	6,7	7,1	6,1	7,5	8,1	9,3	8,0	8,3
w tym:										
Obwód brzeski	6,4	6,9	6,8	7,2	6,2	7,4	7,9	8,8	7,6	7,9
Obwód grodzieński	6,1	6,6	6,5	6,7	6,0	7,4	7,9	9,0	8,0	8,3
Białoruska część pogranicza	6,3	6,8	6,7	7,0	6,1	7,4	7,9	8,9	7,8	8,1

Źródło: jak w tabl. 1.

Zdecydowanie mniej korzystnie dla przyrostu naturalnego kształtowała się liczba rozwodów w przeliczeniu na 1000 mieszkańców (tabl. 5). O ile w 2000 r. średnie natężenie tego zjawiska na Białorusi osiągnęło poziom blisko 4-krotnie wyższy niż w Polsce, to w 2009 r. relacja ta wynosiła 1:2,5. Było to następstwem tendencji wzrostowej w Polsce oraz spadkowej na Białorusi. Liczba rozwodów w obu częściach pogranicza była niższa od średnich krajowych, jednak proporcje tego zjawiska między białoruską a polską częścią układały się podobnie, jak przeciętne między Białorusią i Polską.

TABL. 5. ROZWODY NA POGRANICZU POLSKO-BIAŁORUSKIM NA 1000 OSÓB

Wyszczególnienie	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
Polska ogółem	1,1	1,2	1,2	1,3	1,5	1,8	1,9	1,7	1,7	1,7
w tym:										
Woj. lubelskie	0,8	0,9	0,9	0,8	0,9	1,3	0,9	1,1	0,9	1,3
Woj. podlaskie	1,1	1,2	1,1	1,3	1,6	1,8	1,5	1,7	1,5	1,7
Polska część pogranicza	0,9	1,0	1,0	1,0	1,3	1,6	1,2	1,3	1,2	1,4
Białoruś ogółem	4,3	4,1	3,8	3,2	3,0	3,1	3,3	3,7	3,8	3,7
w tym:										
Obwód brzeski	3,6	3,4	3,3	2,9	2,5	2,6	2,9	3,2	3,3	3,2
Obwód grodzieński	3,8	3,6	3,4	2,9	2,7	2,8	3,0	3,4	3,3	3,3
Białoruska część pogranicza	3,7	3,5	3,3	2,9	2,6	2,7	2,9	3,3	3,3	3,3

Źródło: jak w tabl. 1.

W przypadku liczby urodzeń wystąpiło zbliżone natężenie zjawiska na całym analizowanym obszarze oraz podobieństwo tendencji, czyli spadek liczby urodzeń w okresie 2000—2004, a od roku 2005 — wzrost. Warto jednak odnotować, że o ile w 2000 r. wystąpiło nieco wyższe natężenie urodzeń w części polskiej pogranicza, o tyle w 2009 r. było ono wyższe w części białoruskiej (1,6%).

TABL. 6. URODZENIA NA POGRANICZU POLSKO-BIAŁORUSKIM NA 1000 OSÓB

Wyszczególnienie	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
Polska ogółem	9,8	9,5	9,3	9,2	9,3	9,5	9,8	10,2	10,9	10,9
w tym:										
Woj. lubelskie	10,4	10,1	9,4	9,7	9,5	9,7	9,8	10,0	10,6	10,6
Woj. podlaskie	9,9	9,6	9,3	8,9	8,9	9,1	9,2	9,3	10,0	10,2
Polska część pogranicza	10,3	9,9	9,4	9,4	9,2	9,4	9,5	9,8	10,4	10,4
Białoruś ogółem	9,4	9,2	8,9	9,0	9,1	9,2	9,9	10,7	11,1	11,5
w tym:										
Obwód brzeski	10,7	10,3	10,2	10,0	10,1	10,3	10,8	11,7	12,0	12,3
Obwód grodzieński	9,3	9,3	8,9	8,9	9,0	8,9	10,0	10,8	11,3	11,6
Białoruska część pogranicza	10,1	9,8	9,6	9,5	9,6	9,6	10,4	11,3	11,7	12,0

Źródło: jak w tabl. 1.

W omawianym okresie zaobserwowano zdecydowanie większe zróżnicowanie natężenia zgonów (tabl. 7). W polskiej części pogranicza w latach 2000—2009 wzrosło ono w niewielkim stopniu (o 0,4%) i było wyższe od średniej krajowej o 0,5%, przy czym większą śmiertelnością charakteryzowało się woj. lubelskie. Z kolei w części białoruskiej liczba zgonów w przeliczeniu na 1000 mieszkańców wzrosła o 1,2% i był to poziom o blisko 40% wyższy w porównaniu z częścią polską. W najgorszej sytuacji pod tym względem znalazł się obwód grodzieński. Większą śmiertelność po stronie białoruskiej można interpretować gorszymi warunkami życia ludności oraz niższym poziomem usług medycznych na Białorusi.

TABL. 7. ZGONY NA POGRANICZU POLSKO-BIAŁORUSKIM NA 1000 OSÓB

Wyszczególnienie	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
Polska ogółem	9,5	9,4	9,4	9,6	9,5	9,7	9,7	9,9	10,0	10,1
w tym:										
Woj. lubelskie	10,5	10,3	10,3	10,4	10,4	10,6	10,4	10,7	10,8	10,9
Woj. podlaskie	9,7	9,6	9,4	9,7	9,7	9,8	9,9	9,8	9,7	10,2
Polska część pogranicza	10,2	10,1	10,0	10,1	10,1	10,2	10,2	10,4	10,4	10,6
Białoruś ogółem	13,5	14,1	14,8	14,5	14,3	14,5	14,2	13,7	13,8	14,2
w tym:										
Obwód brzeski	12,7	13,1	13,6	13,9	13,7	14,0	13,5	13,2	13,4	14,0
Obwód grodzieński	14,2	14,9	15,7	15,8	15,8	16,0	15,5	14,5	14,6	15,2
Białoruska część pogranicza	13,3	13,9	14,5	14,7	14,8	15,0	14,3	13,8	13,9	14,5

Źródło: jak w tabl. 1.

W zestawieniu liczby urodzeń i zgonów możemy zaobserwować tendencje w zakresie kształtowania się przyrostu naturalnego (tabl. 8). Na całym pograniczu polsko-białoruskim miało miejsce pogłębianie się ubytków naturalnych w latach 2000—2005, a następnie ich ograniczenie. W efekcie, w 2009 r. w polskiej części ujemny przyrost naturalny kształtował się na poziomie zaledwie $-0,2\%$, podczas gdy w części białoruskiej wynosił $-2,6\%$, przy czym był on zdecydowanie wyższy w obwodzie grodzieńskim. Pod względem kształtowania się przyrostu naturalnego białoruska część pogranicza nie różniła się od tendencji występujących przeciętnie w całej Białorusi. W przypadku części polskiej warto odnotować zmniejszanie się ubytków naturalnych, podczas gdy przeciętnie w kraju od 2006 r. utrzymuje się niewielki dodatni przyrost naturalny.

TABL. 8. PRZYROST NATURALNY LUDNOŚCI NA POGRANICZU POLSKO-BIAŁORUSKIM NA 1000 OSÓB

Wyszczególnienie	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
Polska ogółem	0,3	0,1	-0,1	-0,4	-0,2	-0,1	0,1	0,3	0,9	0,9
w tym:										
Woj. lubelskie	-0,1	-0,2	-0,9	-0,7	-0,9	-0,8	-0,5	-0,7	-0,2	-0,3
Woj. podlaskie	0,2	0,0	-0,1	-0,8	-0,9	-0,7	-0,7	-0,5	0,3	0,0
Polska część pogranicza	0,0	-0,1	-0,6	-0,7	-0,9	-0,8	-0,6	-0,7	0,0	-0,2
Białoruś ogółem	-4,1	-4,9	-5,9	-5,5	-5,2	-5,2	-4,3	-3,0	-2,7	-2,7
w tym:										
Obwód brzeski	-2,0	-2,8	-3,4	-3,9	-3,6	-3,7	-2,7	-1,5	-1,4	-1,7
Obwód grodzieński	-4,9	-5,6	-6,8	-6,9	-6,8	-7,1	-5,5	-3,7	-3,3	-3,6
Białoruska część pogranicza	-3,2	-4,0	-4,9	-5,2	-5,2	-5,4	-3,9	-2,4	-2,2	-2,6

Źródło: jak w tabl. 1.

MIGRACJE

Drugim, bardzo istotnym czynnikiem wpływającym na zmiany zaludnienia są migracje. W jednostkach regionalnych tworzących pogranicze polsko-białoruskie odnotowano w latach 2000—2007 tendencję wzrostową natężenia tego zjawiska (z wyjątkiem woj. podlaskiego), przy czym po stronie białoruskiej w 2007 r. było ono ok. 3-krotnie wyższe niż po stronie polskiej (tabl. 9).

TABL. 9. NAPLYW MIGRACYJNY LUDNOŚCI NA POGRANICZE POLSKO-BIAŁORUSKIE NA 1000 OSÓB

Wyszczególnienie	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
Woj. lubelskie	1,8	1,7	1,8	1,8	1,8	1,8	1,9	2,0
Woj. podlaskie	2,2	2,0	2,1	2,1	2,0	1,9	2,1	2,1
Obwód brzeski	4,9	4,9	5,2	5,1	5,6	5,7	6,2	6,4
Obwód grodzieński	5,1	5,1	5,3	5,4	5,4	5,7	5,8	5,9

Źródło: jak w tabl. 1.

Obserwowane w latach 2000—2007 natężenie odpływu migracyjnego wykazywało również tendencję wzrostową. W 2007 r. odpływ ludności po stronie białoruskiej w porównaniu ze stroną polską był ok. 2-krotnie wyższy (tabl. 10). Ze względu na znacznie większe nasilenie odpływu migracyjnego, województwa i obwody w polskiej, jak i białoruskiej części pogranicza charakteryzowały się ujemnym saldem migracji. Zjawisko to powiększało się poczynając od 2000 r., osiągając w 2007 r. wartość od $-3,9\%$ w obwodzie grodzieńskim do $-1,8\%$ w woj. podlaskim (tabl. 11).

TABL. 10. ODPLYW MIGRACYJNY LUDNOŚCI Z POGRANICZA POLSKO-BIAŁORUSKIEGO NA 1000 OSÓB

Wyszczególnienie	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
Woj. lubelskie	3,2	3,3	3,5	3,9	3,9	4,0	4,2	4,4
Woj. podlaskie	3,2	2,9	3,4	3,4	3,2	3,4	3,8	3,9
Obwód brzeski	6,0	6,7	6,8	7,6	7,9	8,6	8,5	8,5
Obwód grodzieński	6,3	7,0	7,4	7,9	8,5	9,3	9,3	9,4

Źródło: jak w tabl. 1.

TABL. 11. SALDO MIGRACJI LUDNOŚCI POGRANICZA POLSKO-BIAŁORUSKIEGO NA 1000 OSÓB

Wyszczególnienie	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
Woj. lubelskie	-1,4	-1,6	-1,7	-2,1	-2,1	-2,2	-2,3	-2,4
Woj. podlaskie	-1,0	-0,9	-1,3	-1,3	-1,2	-1,5	-1,7	-1,8
Obwód brzeski	-1,1	-1,8	-1,6	-2,5	-2,3	-2,9	-2,3	-2,1
Obwód grodzieński	-1,2	-1,9	-2,1	-2,5	-3,1	-3,6	-3,5	-3,5

Źródło: jak w tabl. 1.

Dosyć charakterystyczne były kierunki napływu i odpływu ludności. Woj. lubelskie wykazało najsilniejsze powiązania migracyjne z województwami: mazowieckim, podkarpackim i śląskim (tabl. 12), przy czym w przypadku tych dwóch ostatnich dość dużemu obrotowi migracyjnemu w latach 2000 i 2007 towarzyszyła niska wartość bezwzględna salda migracji. Wyraźnie natomiast dominowało zarówno w napływie ($34,5\%$ ogółu w 2007 r.), jak i odpływie ($53,7\%$) woj. mazowieckie, z którym ujemne saldo migracji woj. lubelskiego pogłębiło się w latach 2000—2007 z $-0,9\%$ do $-1,7\%$.

Z kolei woj. podlaskie miało dość intensywne powiązania migracyjne z województwami mazowieckim i warmińsko-mazurskim (tabl. 12). W przypadku woj. warmińsko-mazurskiego mieliśmy do czynienia z dość dużym obrotem migracyjnym, ale niewielkim i zmiennym co do charakteru saldem. Woj. mazowieckie wyraźnie dominowało w napływie ($32,1\%$ ogółu w 2007 r.) i odpływie

(48,2%) ludności. W latach 2000—2007 ujemne saldo migracji woj. podlaskiego z woj. mazowieckim pogłębiło się z $-0,8\%$ do $-1,2\%$.

**TABL. 12. KIERUNKI NAPŁYWU I ODPŁYWU MIGRACYJNEGO LUDNOŚCI
Z WOJ. LUBELSKIEGO ORAZ WOJ. PODLASKIEGO**

Województwa	L a t a	Lubelskie				Podlaskie			
		napływ w		odpływ w		napływ w		odpływ w	
		osobach	% ogółu ludności	osobach	% ogółu ludności	osobach	% ogółu ludności	osobach	% ogółu ludności
Ogółem	2000	4028	100,0	6997	100,0	2699	100,0	3924	100,0
	2007	4411	100,0	9554	100,0	2511	100,0	4693	100,0
Dolnośląskie	2000	216	5,4	314	4,5	109	4,0	102	2,6
	2007	177	4,0	433	4,5	96	3,8	163	3,5
Kujawsko-pomorskie	2000	86	2,1	137	2,0	66	2,4	86	2,2
	2007	145	3,3	176	1,8	57	2,3	108	2,3
Lubelskie	2000	×	×	×	×	144	5,3	141	3,6
	2007	×	×	×	×	150	6,0	159	3,4
Lubuskie	2000	57	1,4	92	1,3	37	1,4	34	0,9
	2007	76	1,7	91	1,0	24	1,0	60	1,3
Łódzkie	2000	140	3,5	214	3,1	93	3,4	110	2,8
	2007	152	3,4	331	3,5	81	3,2	107	2,3
Małopolskie	2000	193	4,8	455	6,5	52	1,9	104	2,7
	2007	203	4,6	560	5,9	52	2,1	116	2,5
Mazowieckie	2000	1180	29,2	3227	46,0	782	29,1	1768	45,0
	2007	1522	34,5	5134	53,7	812	32,1	2264	48,2
Opolskie	2000	54	1,3	104	1,5	16	0,6	22	0,6
	2007	67	1,5	100	1,0	17	0,7	30	0,6
Podkarpackie	2000	625	15,5	627	9,0	42	1,6	48	1,2
	2007	643	14,6	727	7,6	73	2,9	72	1,5
Podlaskie	2000	141	3,5	114	1,6	×	×	×	×
	2007	159	3,7	150	1,6	×	×	×	×
Pomorskie	2000	132	3,3	326	4,7	129	4,8	313	8,0
	2007	136	3,1	420	4,4	130	5,2	325	6,9
Śląskie	2000	502	12,5	575	8,2	209	7,7	193	4,9
	2007	493	11,2	498	5,2	175	7,0	162	3,5
Świętokrzyskie	2000	224	5,6	246	3,5	45	1,7	36	0,9
	2007	258	5,8	201	2,1	28	1,1	27	0,6
Warmińsko-mazurskie	2000	157	3,9	135	1,9	870	32,2	779	19,9
	2007	143	3,2	170	1,8	682	27,2	876	18,7
Wielkopolskie	2000	119	3,0	166	2,4	34	1,3	96	2,4
	2007	93	2,1	316	3,3	57	2,3	143	3,0
Zachodniopomorskie	2000	202	5,0	265	3,8	71	2,6	92	2,3
	2007	144	3,3	247	2,6	77	3,1	81	1,7

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Po stronie białoruskiej można dostrzec podobny mechanizm migracji, jak po stronie polskiej. I tak obwody brzeski i grodzieński intensywnie są powiązane ze sobą (aczkolwiek efektem tych powiązań jest bardzo małe saldo migracji)

oraz ze stolicą kraju i obwodem ją otaczającym. W latach 2000—2007 ujemne saldo migracji obwodu brzeskiego z Mińskiem zwiększyło się z $-1,1\%$ do $-1,8\%$, a obwodu grodzieńskiego z $-1,2\%$ do $-2,3\%$.

**TABL. 13. KIERUNKI NAPŁYWU I ODPŁYWU MIGRACYJNEGO LUDNOŚCI
Z OBWODÓW BRZESKIEGO ORAZ GRODZIENSKIEGO**

Obwody	L a t a	Brzeski				Grodzieński			
		napływ w		odpływ w		napływ w		odpływ w	
		osobach	% ogółu ludności	osobach	% ogółu ludności	osobach	% ogółu ludności	osobach	% ogółu ludności
Ogółem	2000	7216	100,0	8955	100,0	5987	100,0	7444	100,0
	2007	9221	100,0	12253	100,0	6525	100,0	10413	100,0
Brzeski	2000	×	×	×	×	1571	26,3	1502	20,2
	2007	×	×	×	×	1702	26,1	1956	18,8
Grodzieński	2000	1502	20,8	1571	17,5	×	×	×	×
	2007	1956	21,2	1702	13,9	×	×	×	×
Homelski	2000	918	12,7	969	10,8	525	8,8	554	7,4
	2007	1150	12,5	1144	9,3	463	7,1	435	4,2
m. Mińsk	2000	2228	30,9	3846	43,0	1660	27,7	3063	41,2
	2007	2520	27,3	5140	41,9	1900	29,1	4466	42,8
Miński	2000	1261	17,5	1350	15,1	1275	21,3	1407	18,9
	2007	2198	23,8	2895	23,6	1650	25,3	2713	26,1
Mohylewski	2000	645	8,9	598	6,7	433	7,2	381	5,1
	2007	719	7,8	624	5,1	373	5,7	347	3,3
Witebski	2000	662	9,2	621	6,9	523	8,7	537	7,2
	2007	678	7,4	748	6,1	437	6,7	496	4,8

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Ministerstwa Statystyki i Analiz Republiki Białoruś.

Podsumowanie

Po zakończeniu II wojny światowej nadanie granicy charakteru bariery przestrzennej spowodowało, że regiony leżące w sąsiedztwie granicy polsko-białoruskiej nabrały cech peryferyjnych zarówno pod względem komunikacyjnym, jak i społeczno-ekonomicznym. Jednym z przejawów tego zjawiska są procesy demograficzne. Z analizy wynikają następujące wnioski:

- zarówno polska, jak i białoruska część pogranicza mają charakter depopulacyjny,
- procesy demograficzne po stronie białoruskiej przebiegały gwałtowniej niż po stronie polskiej,
- w części białoruskiej odnotowano większe natężenie zjawiska zawierania związków małżeńskich, ale też wzrost rozwodów,
- po stronie białoruskiej zaobserwowano większe natężenie urodzeń, ale również i zgonów, co w efekcie oznacza wyższe ubytki naturalne,
- nasilił się odpływ migracyjny, przy czym był on wyższy po stronie białoruskiej,

- główny kierunek odpływu migracyjnego netto stanowiły regiony stołeczne zarówno w przypadku Polski, jak i Białorusi.

Tendencje demograficzne na pograniczu polsko-białoruskim są typowe dla obszarów peryferyjnych. Ich relatywnie mała atrakcyjność społeczno-ekonomiczna powoduje odpływ ludności do obszarów głównie stołecznych Polski i Białorusi. Ze względu na selektywność migracji — migrują przede wszystkim ludzie młodzi — nastąpiło znaczące zmniejszenie przyrostu naturalnego na obszarach odpływowych. Stopniowo przyrost naturalny przekształcał się w ubytki naturalne, co przy długotrwałości tego typu procesów oznacza wymieranie ludności¹. W celu przynajmniej częściowego zahamowania niekorzystnych tendencji konieczne jest podniesienie atrakcyjności osiedleńczej obszarów peryferyjnych Polski i Białorusi, m.in. poprzez poprawę ich dostępności komunikacyjnej wobec obszarów centralnych, skutkiem czego dotychczasowe migracje mogą zostać zastąpione przez migracje wahadłowe, a ponadto może wystąpić znaczące zmniejszenie uciążliwości bariery granicznej i uczynienie z położenia przygranicznego czynnika rozwoju, co jest między innymi celem unijnego programu Partnerstwa Wschodniego.

dr hab. Andrzej Miszczuk — profesor Uniwersytetu Warszawskiego

LITERATURA

- Bański J. (1999), *Teoria i kierunki badań obszarów problemowych w Polsce*, „Przegląd Geograficzny”, t. LXXI, z. 4
- Celińska-Janowicz D., Miszczuk A., Płoszaj A., Smętowski M. (2010), *Aktualne problemy demograficzne regionu Polski wschodniej*, „Raporty i Analizy EUROREG”, nr 5
- Jelonek A. (1988), *Obszary problemowe w zakresie zagrożeń demograficznych w Polsce*, [w:] *Problemy geografii osadnictwa i ludności*, seria „Geografia”, UAM, Poznań
- Moraczewska A. (2008), *Transformacja funkcji granic Polski*, Wydawnictwo UMCS, Lublin
- Parysek J. J. (2008), *Suburbanizacja i reurbanizacja: dwa bieguny polskiej urbanizacji*, [w:] Parysek J. J., Stryjakiewicz T. (red.), *Region społeczno-ekonomiczny i rozwój regionalny*, Bogucki Wydawnictwo Naukowe, Poznań

SUMMARY

This article aims to show the demographic change, with particular emphasis on the natural movement of population and migration, which occurred at the beginning of the twenty-first century in the Polish-Belarusian borderland, in the Lubelskie and Podlaskie Voivodships as well as in Grodno and Brest Circuits.

¹ W przypadku polskiej części pogranicza polsko-białoruskiego zostały zdelimitowane obszary największych zagrożeń demograficznych. Por. D. Celińska-Janowicz, A. Miszczuk, A. Płoszaj, M. Smętowski (2010).

Due to the availability of statistical data detailed analysis of changes in the natural movement of population covers the years 2000—2009, and 2000—2007 for migration. The analysis e. a. shows, that both the Polish and Belarusian part of the border are of depopulation character, but demographic processes on the Belarusian side have a more rapid process than on the Polish side.

РЕЗЮМЕ

Целью статьи является представление демографических перемен, с особым учетом естественного движения населения и миграции, которые произошли в начале XXI века в польско-беларусской пограничной полосе, в подляском и люблинском воеводстве, а также в Гродненской и Брестской областях. Учитывая доступность статистических данных, подробный анализ изменений численности и естественного движения населения охватывает 2000—2009 гг, а в области миграции 2000—2007 гг. Анализ показывает, что как польская так и беларусская части пограничной полосы имеют депопуляционный характер, но демографические процессы в беларусской части имеют более быстрый ход чем в польской.

INFORMACJE. PRZEGLĄDY. RECENZJE

Posiedzenie Naukowej Rady Statystycznej — listopad 2011 r.

23 listopada 2011 r. odbyło się kolejne posiedzenie Naukowej Rady Statystycznej kadencji 2009—2013, które otworzył przewodniczący Rady prof. Aleksander Welfe. W posiedzeniu uczestniczył prezes GUS prof. Janusz Witkowski. Gościem posiedzenia był prezes NBP prof. Marek Belka oraz towarzyszący dyrektorzy: prof. Andrzej Sławiński, Józef Sobota i Jarosław Jakubik. Tradycyjnie w posiedzeniu wzięli udział przedstawiciele GUS.

Wiodącym tematem posiedzenia były kwestie związane ze współpracą NBP i GUS — jak zaznaczył prof. A. Welfe — filarów każdego nowoczesnego państwa, zwłaszcza w kontekście nowych rozwiązań w sprawozdawczości statystycznej w Unii Europejskiej (UE). Kolejni mówcy ocenili tę współpracę jako

znakomitą, podkreślając jednocześnie, iż nie oznacza to, że nie można jej unowocześnić.

Profesor M. Belka zaznaczył, że współpraca pomiędzy GUS a NBP ma charakter wielopłaszczyznowy. Bank centralny jest bowiem jednym z głównych odbiorców danych statystycznych, choć także je tworzy. Szczególnie pożądana jest tu koordynacja badań w statystyce bilansu płatniczego. Kryzys europejski jest związany z zamieszczeniem wokół danych statystycznych, ale należy podkreślić, że np. Urząd Statystyczny Grecji jest niesłusznie obciążony odpowiedzialnością za katastrofalną sytuację gospodarczą tego kraju. Odpowiednie dane statystyczne były bowiem dostępne, ale nie brano ich pod uwagę w należyтым stopniu.

Prezes NBP przedstawił też niepokojące zjawiska w UE, mogące być symptomem recesji czy też inflacji (np. kłopoty Ministerstwa Finansów Niemiec ze sprzedażą obligacji tego kraju mogą być impulsem inflacyjnym w całej Unii). Na tym tle gospodarka polska wydaje się być w nie najgorszej sytuacji, niemniej należy liczyć się z wpływem niekorzystnych zjawisk z zagranicy. Konieczne jest też podjęcie odpowiednich działań przez Europejski Bank Centralny (EBC).

Następny mówca, dyrektor Departamentu Statystyki NBP Józef Sobota, zreferował temat *Współpraca między Narodowym Bankiem Polskim i Głównym Urzędem Statystycznym na tle rozwiązań wypracowanych w Unii Europejskiej*, w którym skupiono się na metadanych na poziomie europejskim. Po utworzeniu EBC potrzeba znacznie więcej informacji niż w czasach, gdy działały wyłącznie narodowe banki centralne. Wiąże się to z naciskami na Eurostat, aby generował większą liczbę danych, ale wytwarzał też dane na swoje potrzeby.

Ważnym wydarzeniem w historii współpracy EBC z Eurostatem było memorandum z marca 2000 r. Bank prowadzi badania statystyki finansowej, a Eurostat koncentruje się na innym zakresie badań statystycznych. W kontekście współpracy tych dwóch ogólnoeuropejskich instytucji nowego znaczenia nabiera koordynacja działań w ujęciu krajowym.

Warto też zauważyć, że nowe zadania badawcze pozwolą po wejściu do strefy euro, przynajmniej częściowo, wykorzystać wartościowe kadry banków narodowych (np. NBP). Rozwiązania unijne przewidują bowiem, że ciężar odpowiedzialności za te badania spadnie właśnie na banki narodowe. Do 2008 r. rozwiązania takie były nieformalne, natomiast w ostatnich latach mają one potwierdzenie w prawie unijnym.

Ważne w rozwiązaniach stosowanych w UE jest przejście na informację granularną, czyli bardzo szczegółową. Jest to nowe spojrzenie na problem informacji statystycznych, stwarzające poważne wyzwanie pod adresem statystyki publicznej. Dobra współpraca oraz racjonalny podział zadań badawczych pomiędzy NBP i GUS pozwoli m.in. znacząco obniżyć koszty uzyskania informacji. Współpraca ta polegać powinna nie tylko na dzieleniu się doświadczeniami w zakresie stosowanych metod i narzędzi badawczych, lecz także obejmować wzajemne przekazywanie danych.

Warto zaznaczyć, że dzień po posiedzeniu NRS odbyła się w Lizbonie konferencja europejska poświęcona koordynacji działalności pomiędzy bankami centralnymi a urzędami statystycznymi krajów UE. Według wymogów unijnych, kraje członkowskie powinny zorganizować sieć ekspertów, którzy będą w stanie *ad hoc* odpowiadać na pytania zadawane przez Eurostat oraz EBC. Zespoły eksperckie powinny być zatem powołane wspólnie przez NBP i GUS w taki sposób, aby zoptymalizować przepływ informacji.

W imieniu Instytutu Ekonomicznego NBP zastępca dyrektora Jarosław Jakubik omówił dokument: *Sieć badawcza Eurosystem Inflation Persistence Network (IPN) jako przykład udanego projektu badawczego wymagającego współpracy banków centralnych z urzędami statystycznymi w zakresie udostępniania danych indywidualnych*. W tym dokumencie duży nacisk położono na konieczność wzorowej współpracy pomiędzy poszczególnymi krajami członkowskimi. Ma to dotyczyć zarówno banków centralnych, jak i urzędów statystycznych. Jak podaje dokument, zwiastunem współpracy międzynarodowej były badania dotyczące sztywności inflacji konsumenckiej. W trakcie programu badawczego wygenerowano 1,5 miliona szeregów statystycznych.

Ważne jest również uświadomienie sobie, że badania statystyczne powinny być kontynuowane nawet po rozliczeniu zadania badawczego. Przed takim problemem stoją zarówno NBP, jak i GUS. Mówca zwrócił się do GUS o uzupełnienie materiału statystycznego niezbędnego do prowadzenia badań dotyczących sieci badawczej IPN za lata 2007—2010. Chodzi np. o niektóre dane związane z cenami konsumentów. Oczywiście rzeczą jest, że wnioski uzyskane z tak zdezagregowanych badań mogłyby stać się podstawą do uogólnień w skali gospodarki narodowej. Wiele tych wyników byłoby przydatnych zwłaszcza w kontekście potencjalnego akcesu Polski do ERM2 (*Exchange Rate Mechanism*)¹.

Przykładem badań, które warto przeprowadzić jest analiza cen jednostkowych w zakresie importu i eksportu, która pozwoli oszacować siłę impulsów cenowych.

Następnym punktem obrad była dyskusja panelowa, którą otworzyli prof. Franciszek Kubiczek, Maria Jeznach, dyrektor Departamentu Rachunków Narodowych GUS oraz Ewa Adach-Stankiewicz, dyrektor Departamentu Handlu i Usług GUS.

Profesor Franciszek Kubiczek nawiązał m.in. do doświadczeń z okresu, gdy był prezesem GUS. Zwrócił uwagę, że już wówczas pojawiło się zapotrzebowanie polityków zajmujących się gospodarką na niektóre kategorie danych, jak np. (w obecnej terminologii) indeksy inflacji bazowej. Stworzenie w późniejszym okresie takich indeksów było przykładem udanej współpracy pomiędzy NBP i GUS. Jednak po latach i w tym zakresie można wiele poprawić. Dotyczy to

¹ Celem ERM2 jest zapewnienie mechanizmów stabilności walutom krajów spoza strefy euro. Drugą funkcją ERM2 jest dostarczenie instrumentu ewaluacyjnego — udział w ERM2 jest jednym z kryteriów dopuszczalności państwa do rozpoczęcia zastępowania waluty narodowej euro.

zarówno jakości danych statystycznych, jak i spraw natury ogólnej. Przykładowo, pomimo bardzo dobrze rozwijającej się współpracy, nie podpisano formalnej umowy oraz nie rozwiązano w zadowalający sposób problemu tajemnicy statystycznej.

Mówca przyjął z zadowoleniem główne tezy wystąpień gości z NBP. Podkreślił konieczność partnerstwa i równoprawności pomiędzy obiema instytucjami. Zaapelował do NBP o większy wkład w niektóre badania statystyczne, np. w dziedzinie indeksów agregatowych. W tym zakresie problem stanowią dostawcy danych. Są one uzyskiwane głównie z Instytutu Ekonomicznego NBP, ale w odniesieniu do tzw. *doing business* informacje zbierane są od kilkunastu podmiotów, a zatem pilna staje się koordynacja (nie tylko pomiędzy NBP i GUS, ale i pozostałymi jednostkami).

Dyrektor M. Jeznach zwróciła uwagę na implikacje rozporządzenia Rady UE nt. jakości instrumentów statystyki. W ten sposób Eurostat będzie m.in. integrować statystykę publiczną krajów członkowskich, w tym w zakresie finansów i bankowości. Integracja ta będzie mieć miejsce zarówno na poziomie krajowym, jak i międzynarodowym. Wiele nowych wyzwań wynika z systemu wczesnego ostrzegania, tak istotnego po doświadczeniach kryzysu w ostatnich latach. Obecnie działa zespół koordynujący, który podejmuje decyzje w tym zakresie. Jest też drugi zespół — ds. rachunków sektora „zagranica”. Kolejnym wyzwaniem, przed którym stoi nie tylko polska sprawozdawczość statystyczna, jest globalizacja. Do tej pory nie ustalono wspólnej metody badawczej dla zainteresowanych krajów. Jest to niepokojące, zwłaszcza że dopiero po 2019 r. można oczekiwać znacznego przyspieszenia uzyskiwania danych z EBC. Niebawem niezbędne staną się działania koordynujące, których wdrożenie jest wymagane zarówno przez Komisję Europejską i EBC już w 2014 r.

Dyrektor E. Adach-Stankiewicz skupiła się na zadaniach, które wynikają z konieczności lepszej koordynacji (krajowej i międzynarodowej) statystyki handlu i usług. Chodzi tu głównie o uszczegółowienie danych dotyczących badań cenowych. Metody badawcze muszą w większym stopniu być nastawione na otrzymanie możliwie najprecyzyjniejszych wskaźników agregatowych. Nie można ograniczać się jedynie do analizy poziomów cen. Do sukcesów badawczych ostatniego okresu zaliczyć można konsensus w sprawie cen handlu zagranicznego. Ważnym wątkiem wystąpienia była poruszana kwestia obiegu informacji dotyczących wymiany z zagranicą.

Zabierając głos ponownie prezes M. Belka wyraził zadowolenie, że współpraca pomiędzy NBP i GUS przynosi satysfakcję obydwu instytucjom. Podkreślił, że paradoksalnie, czuje niedosyt uwag krytycznych mogących stanowić impuls do dalszych ulepszeń tej współpracy.

Profesor Władysław Welfe podkreślił rolę współpracy NBP i GUS w kontekście spełniania wymogów UE oraz Europejskiego Systemu Walutowego. Pod adresem Instytutu Ekonomicznego NBP mówca skierował pytania. Pierwsze, czy przyjmowana w modelach DSGE (*Dynamic Stochastic General Equili-*

brium), którymi posługuje się Instytut, „keynesowsko” rozumiana sztywność płać i cen występuje na wszystkich rynkach i czy badano jej skalę? Drugie, na podstawie jakich przesłanek Instytut, posługując się modelem kwartalnym, obniżył prognozę tempa wzrostu PKB z 4% do 3,2—3,5%? Wydaje się, że transmisja impulsów recesyjnych via eksport nie jest wystarczającym wytłumaczeniem.

Profesor Magdalena Osińska zwróciła się do J. Soboty z pytaniem w sprawie współpracy operacyjnej pomiędzy GUS a NBP (jaka jest formuła zespołów koordynujących), zaś do dyr. Adach-Stankiewicz z prośbą o przekazywanie danych dotyczących kosztów transportu. Z satysfakcją odnotowała poprawę jakości danych dotyczących kosztów usług, choć i tu, jak zaznaczyła, pozostaje jeszcze wiele do zrobienia.

Profesor Adam Kurzynowski również podkreślił znaczenie danych dotyczących kosztów usług. Równie istotne są badania międzynarodowego handlu usługami oraz konsumpcji gospodarstw domowych. Zwrócił uwagę na potrzebę znacznego skrócenia terminów, w których uzyskiwane są dane statystyczne. Podkreślił jednocześnie wagę monitoringu.

Profesor Józef Zegar skoncentrował się na potrzebie badania transmisji cen. Postulat prowadzenia takich badań wynika stąd, że ułatwi to przewidywanie sytuacji na rynku. Ważne jest też podjęcie próby prognozowania inflacji w dłuższym okresie. Ponadto zwrócił uwagę na kwestię odpowiedzialności statystyków. Raport Stiglitz'a pokazuje, że nie w pełni odpowiedzialnie przekazywane prognozy mają negatywne skutki dla rzeczywistości gospodarczej.

Przewodniczący Rady zauważył, że problemy związane z koordynacją krajową (np. współpraca z NBP) i międzynarodową badań statystycznych mogą wiązać się z koniecznością zmiany ustawy o statystyce publicznej.

Ostatnim punktem posiedzenia były odpowiedzi przedstawicieli władz obydwu instytucji na zgłoszone pytania.

M. Jeznach zaznaczyła, że opracowano już wskaźniki, które będą służyć badaniu nierównowagi gospodarczej i społecznej na świecie, a zwłaszcza w Europie. Prognozy wzrostu gospodarczego są dziełem Ministerstwa Finansów. Od 2012 r. GUS planuje szybkie (po 45 dniach) szacunki PKB, tzw. *flash*. Nawiązano już współpracę z matematykami, bardzo aktywny jest tu Urząd Statystyczny w Rzeszowie. Będzie ona prowadzona na zasadzie porównywania wskaźników statystycznych. Odpowiadając na postulaty praktyków ekonometrii (nie tylko te zgłoszone podczas obrad) poinformowała, że GUS od grudnia 2011 r. publikuje nowe szeregi danych kwartalnych.

E. Adach-Stankiewicz zwróciła uwagę na kompleksowość analiz prowadzonych przez GUS. Badania te prowadzone są na wielu rynkach, np. rolnym czy usług transportowych. Transport badany jest na rynku krajowym, ale też analizowany jest jego udział w wymianie międzynarodowej. Istotna jest też kwestia danych dotyczących logistyki.

Profesor Andrzej Sławiński, dyrektor Instytutu Ekonomicznego NBP, odpowiadając prof. W. Welfe zaznaczył, że niepewność panująca obecnie w gospo-

darce wpływa negatywnie na rozmiary inwestycji. Dużą rolę odgrywają tu czynniki niemierzalne, np. *animals period*. Sprawiają one, że inwestycje maleją, mimo bardzo dobrej sytuacji bieżącej polskich przedsiębiorstw.

J. Sobota jeszcze raz przypomniał, że w materiałach bankowych nie odnoszono się do bieżącej współpracy NBP i GUS, ale pokazano model współdziałania tego typu instytucji funkcjonujący w UE. Ponadto zaznaczył, że zespoły koordynujące nie muszą mieć charakteru sformalizowanych grup roboczych. Chodzi przede wszystkim o szybki kontakt w celu sprawnego udzielenia kompetentnej odpowiedzi na pytania skierowane z instytucji unijnych. Odpowiedzi, niezależnie która z instytucji będzie adresatem, winien udzielić ekspert, a nie pośrednik. Mówca zwrócił uwagę, że art. 23 ustawy o NBP daje prawo prowadzenia własnych badań statystycznych i dlatego bank centralny prowadzi badania, np. stóp jednostkowych banków. Wymiana danych pomiędzy GUS i NBP funkcjonuje w różnych przekrojach i NBP jest otwarty na jej zacieśnienie. Podkreślił istnienie tendencji do rozwoju takich badań. Ponadto należy oczekiwać rosnącej roli badań gradualnych. Coraz częściej bowiem pod adresem służb statystycznych będą kierowane pytania szczegółowe.

Z kolei J. Jakubik zaznaczył, że badania prowadzone przez instytut bankowy nie zostały ujęte w programie badań statystycznych statystyki publicznej. Do takich należą m.in.: analiza struktury koniunktury, badania oczekiwań inflacyjnych gospodarstw domowych, od niedawna też badania rynku nieruchomości. Odpowiadając prof. W. Welfe zauważył, że w 2012 r. spodziewany jest wzrost PKB o ok. 3,2% (przy założeniu stałych stóp procentowych). Jedną z przyczyn spowolnienia wzrostu będzie zaostrzenie polityki fiskalnej, które będzie ujemnie oddziaływać na rozmiary inwestycji publicznych oraz konsumpcji (bariera wzrostu płac). Realne dochody do dyspozycji nie będą zatem rosły. Kurs walutowy będzie wprawdzie korzystny, ale nie aż tak, aby podtrzymać wzrost na dotychczasowym poziomie. W kwestii informacji kwartalnych mówca stwierdził, że są one wykorzystywane, ale reestymacja parametrów modelu kwartalnego odbywa się w cyklu rocznym. Z kolei odpowiadając prof. J. Zegarowi zaznaczył, że NBP nie robi prognoz inflacji w dłuższym okresie, natomiast jest to zadanie Ministerstwa Gospodarki. Prognozy banku centralnego obejmują 3 lata.

Dyskusję podsumował prezes GUS J. Witkowski. Wyraził zadowolenie, że współpraca pomiędzy NBP i GUS jest intensywna i jednocześnie owocna oraz że przedstawiciele obydwu instytucji wyrazili wolę jej kontynuacji. Ważnym przesłaniem jest podkreślenie nowego miejsca statystyki publicznej w polskim systemie informacyjnym.

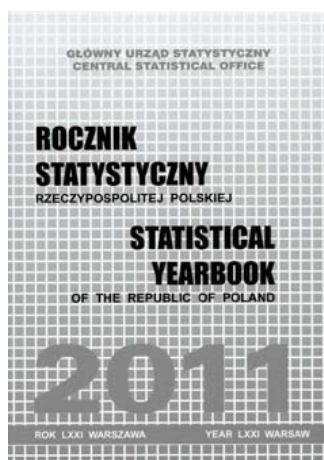
Przez wiele lat statystyka była narzędziem retrospektywnej oceny zjawisk społeczno-gospodarczych. Obecnie coraz częściej statystyka stanowi narzędzie służące do tworzenia bieżących ocen, a co za tym idzie, również pomoc przy podejmowaniu decyzji gospodarczych oraz monitorowaniu konsekwencji tych decyzji. Należy w pełni zgodzić się z postulatami tworzenia lepszych warunków

pracy dla statystyki publicznej. Informacje muszą być otrzymywane szybko, a jednocześnie muszą być precyzyjne (szybkość, ale nie kosztem jakości).

Koordinacja współpracy pomiędzy instytucjami pozwoli obciążyć przygotowaniem takich informacji jak najmniejszą liczbę respondentów. Pozwoli również zwiększyć efektywność badań. Istotne jest przy tym optymalne wykorzystanie informacji już dostępnych. Podział zadań w zakresie statystyki pomiędzy GUS a NBP wydaje się prawidłowy. Z jednej strony jest to statystyka publiczna (głównie makroekonomiczna), z drugiej statystyka banków. Ważny jest wątek budowy systemu metadanych. Wzajemna współpraca pomiędzy obydwiema instytucjami pozwoli też, dzięki bezpośrednim kontaktom i konsultacjom, poszerzyć horyzonty badawcze pracowników zarówno NBP, jak i GUS. Wpłynie to na podniesienie jakości interpretacji danych. Mówca stwierdził, odpowiadając prof. A. Welfe, że ustawa o statystyce publicznej nie musi być zmieniana z powodu współpracy międzynarodowej czy też koordynacji działań pomiędzy NBP i GUS, natomiast należy spodziewać się nowelizacji ustawy z innych powodów. Wynika to z faktu, iż wiele zapisów zdezaktualizowało się.

Oprac. Michał Majsterek

Nowości wydawnicze GUS i urzędów statystycznych (grudzień 2011 r.)



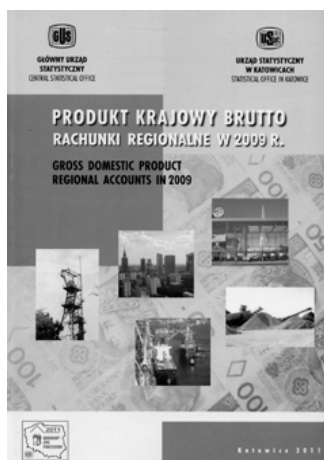
„Rocznik Statystyczny Rzeczypospolitej Polskiej 2011”, wydany po raz siedemdziesiąty pierwszy, dostarcza informacji o zjawiskach i procesach zachodzących w kraju, charakteryzujących poziom życia społeczeństwa i stan gospodarki. Zawarto w nim także dane opisujące zróżnicowanie regionalne oraz porównania międzynarodowe.

W obecnej edycji Rocznika wprowadzono uzupełnienia danych dotyczących m.in.: wyników wyborów do jednostek samorządu terytorialnego przeprowadzonych w 2010 r.; informacji o stanie zdrowia ludności na podstawie reprezentacyjnego badania „Europejskie Ankiety Badanie Zdrowia”; wyników Powszechnego Spisu Rolnego 2010 (w zakresie nakładów pracy w gospodarstwach rolnych, użytków rolnych, zbiorów i plonów głównych ziemiopłodów, ciągni-

ków oraz wybranych maszyn i urządzeń rolniczych); postępowań przygotowawczych w sprawach o przestępstwa prowadzonych przez Straż Graniczną. Zamieszczono również dane opisujące budżet środków europejskich, którego dochody i podlegające refundacji wydatki prezentowane są według programów finansowanych z udziałem tych środków.

W Roczniku zaprezentowano po raz pierwszy dane z zakresu rachunków narodowych według rodzajów działalności w układzie Polskiej Klasyfikacji Działalności — PKD 2007, uwzględniono też przeliczenia danych wcześniej opublikowanych. Informacje dotyczące zróżnicowania regionalnego podano wyłącznie według województw.

Wydawnictwo w wersji polsko-angielskiej, dostępne na płycie CD oraz na stronach internetowych GUS.



Publikacja „**Produkt krajowy brutto — rachunki regionalne w 2009 r.**” przedstawia charakterystykę terytorialnego zróżnicowania podstawowych kategorii makroekonomicznych — produktu krajowego brutto, wartości dodanej brutto, dochodów do dyspozycji gospodarstw domowych.

Wyniki obliczeń regionalnego produktu krajowego brutto i jego elementów oraz dochodów w sektorze gospodarstw domowych za 2009 r. ujęto w układzie Nomenklatury Jednostek Terytorialnych do Celów Statystycznych (NTS) (obowiązującej w krajach Unii Europejskiej) według regionów (6) (NTS1) i województw (16) (NTS2), natomiast kategorie makroekonomiczne — według podregionów (66) (NTS3).

W opracowaniu zamieszczono dane uzupełniające w zakresie wartości brutto środków trwałych, nakładów brutto na środki trwałe oraz pracujących w gospodarce narodowej i ludności w podziale na ekonomiczne grupy wieku.

Dane z rachunków regionalnych prezentowane w publikacji za lata 2007—2009 po raz pierwszy zostały obliczone w układzie Polskiej Klasyfikacji Działalności — PKD 2007, opracowanej na podstawie Statystycznej Klasyfikacji Działalności Gospodarczej we Wspólnocie Europejskiej.

W tablicach przedstawiono: wyniki obliczeń produktu krajowego brutto i jego elementów, dochody pierwotne i dochody do dyspozycji w sektorze gospodarstw domowych; dane dotyczące dynamiki produktu krajowego brutto w ujęciu realnym; dane o ludności, pracujących, majątku trwałym i nakładach brutto na środki trwałe. Poprzedza je zestaw definicji ważniejszych pojęć stosowanych w rachunkach narodowych i regionalnych oraz analiza zmian w strukturze gospodarki województw w latach 2007—2009.

Publikacja w wersji polsko-angielskiej, dostępna na stronach internetowych GUS.



Opracowanie roczne „**Polski rynek ubezpieczeniowy 2010**” przybliży Czytelnikom informacje opisujące działalność sektora ubezpieczeń i pozwala na ocenę jego rozwoju w Polsce, a także na poznanie wyników finansowych. Publikacja, wydana w serii „Studia i analizy statystyczne”, zawiera obszerną analizę tekstową, w której wiele uwagi poświęcono makroekonomicznym uwarunkowaniom gospodarki, scharakteryzowano międzynarodową pozycję polskiego sektora ubezpieczeniowego, ponadto opisano uwarunkowania w sferze finansów oraz ubezpieczenia gospodarcze. Pokazano również podstawowe trendy rozwoju rynku ubezpieczeniowego na świecie i w Unii Europejskiej na

podstawie statystyki OECD i CEA.

W publikacji zamieszczono aneks statystyczny (dostępny wyłącznie w formie elektronicznej) zawierający szeregi czasowe charakteryzujące gospodarkę finansową i wyniki osiągnięte przez ubezpieczycieli. Przedstawiono w nim m.in.: sieć dystrybucji produktów bankowych, bilanse, rachunki zysków i strat, sprawozdania z przepływu środków pieniężnych, przebiegi ubezpieczeń według grup i klas ryzyka, wskaźniki oceny ubezpieczeń, a także oceny zdolności do wywiązywania się ze zobowiązań finansowych ubezpieczycieli.

Prezentowane w opracowaniu dane ujęto według: zakładów ubezpieczeń ogółem; działów ubezpieczeń; przewagi kapitału krajowego/zagranicznego oraz form organizacyjno-prawnych. Informacje dotyczące rynku ubezpieczeniowego pokazano również według sposobu zawarcia umowy ubezpieczenia czy płacenia składek, jak również według podmiotów ubezpieczających oraz rodzaju wypłaty świadczenia.

Publikacja dostępna na stronach internetowych GUS.

W październiku br. wydano ponadto publikacje: „**Budownictwo mieszkaniowe I—II kwartał 2011 r.**”, „**Energia ze źródeł odnawialnych w 2010 r.**”, „**Leśnictwo 2011**”, „**Nakłady i wyniki przemysłu I—III kwartał 2011 r.**”, „**Ochrona środowiska 2011**”, „**Produkcja i handel zagraniczny produktami rolnymi w 2010 r.**”, „**Zużycie paliw i nośników energii w 2010 r.**”.

Oprac. Alina Świdarska

Informacja o sytuacji społeczno-gospodarczej kraju — rok 2011

W 2011 r. polska gospodarka rozwijała się w dość wysokim, stabilnym tempie, wykazując znaczną odporność na niekorzystne uwarunkowania w gospodarce światowej i europejskiej. Sytuacja na rynku pracy pozostawała nadal trudna, mimo niewielkiego wzrostu liczby pracujących w gospodarce narodowej. Większe niż w 2010 r. było nasilenie zjawisk o charakterze inflacyjnym zarówno w obszarze cen producentów, jak i cen towarów i usług konsumpcyjnych.

Według wstępnego szacunku produkt krajowy brutto w 2011 r. zwiększył się realnie o 4,3% (wobec wzrostu o 3,9% w 2010 r.). Popyt krajowy wzrósł o 3,8% w skali roku. Spożycie ogółem było wyższe niż w 2010 r. o 2,1%, w tym indywidualne o 3,1%, a akumulacja brutto zwiększyła się o 10,3% (wykres 1). Po niewielkim spadku w 2009 i 2010 r. znacznie wzrosły nakłady brutto na środki trwałe (o 8,7%). Wstępnie ocenia się, że eksport netto miał dodatni wpływ na tempo wzrostu gospodarczego. Wartość dodana brutto w gospodarce narodowej zwiększyła się o 4,0% w skali roku. Najwyższy wzrost notowano w budownictwie (o 11,8%). W przemyśle wartość dodana brutto zwiększyła się o 6,3%, natomiast w transporcie i gospodarce magazynowej oraz handlu; naprawach pojazdów samochodowych o odpowiednio 5,1% i 4,6%. W pozostałych obszarach dynamika była znacznie wolniejsza.

W okresie trzech kwartałów 2011 r. badane firmy uzyskały lepsze wyniki finansowe niż przed rokiem. Wzrosła w skali roku aktywność inwestorów zagranicznych. Poprawiły się wyniki finansowe banków, natomiast trudniejsza niż

przed rokiem była sytuacja finansowa towarzystw ubezpieczeniowych. Deficyt budżetu państwa był niższy niż przed rokiem i mniejszy od kwoty zakładanej w ustawie budżetowej.

Pozytywne tendencje obserwowane w sferze realnej wpłynęły na niewielki wzrost (według wstępnych szacunków) liczby pracujących w gospodarce narodowej. Przeciętne zatrudnienie w sektorze przedsiębiorstw w ujęciu rocznym zwiększyło się o 3,2%, ale w kolejnych kwartałach obserwowano osłabienie tendencji wzrostowej. Przy niższej niż przed rokiem liczbie osób rejestrujących się oraz znacznym spadku liczby skreśleń z ewidencji, liczba osób bezrobotnych w grudniu 2011 r. nieznacznie wzrosła w skali roku (wykres 2). W rezultacie stopa bezrobocia była wyższa niż przed miesiącem i rokiem (odpowiednio o 0,4 pkt. proc. i o 0,1 pkt. proc.) i ukształtowała się na poziomie 12,5%.

Średnioroczny wzrost cen towarów i usług konsumpcyjnych wyniósł 4,3% i był wyższy niż w poprzednich latach. W grudniu 2011 r. w skali roku ceny konsumpcyjne były wyższe o 4,6%, przekraczając znacznie granice celu inflacyjnego określonego przez Radę Polityki Pieniężnej (wykres 3). Na ten wzrost wpłynęły głównie podwyżki cen towarów i usług związanych z transportem, mieszkaniem oraz żywności i napojów bezalkoholowych.

Przeciętne miesięczne wynagrodzenia nominalne brutto w sektorze przedsiębiorstw rosły szybciej niż w 2010 r. (5,0% wobec 3,3%), ale wobec znacznej dynamiki cen towarów i usług konsumpcyjnych ich siła nabywcza w drugim z kolei roku tylko nieznacznie przewyższyła poziom z roku poprzedniego (o 0,9% wobec 0,8% w 2010 r.) (wykres 4). Słabsza niż przed rokiem była dynamika realnych świadczeń społecznych — emerytury i renty w systemie ubez-

pieczeń pracowniczych wzrosły o 0,4%, natomiast rolników indywidualnych uległy obniżeniu (o 1,4%).

W 2011 r. obserwowano poprawę dynamiki sprzedaży detalicznej ogółem w ujęciu rocznym (wzrost o 1,3% wobec spadku o 1,0% w roku poprzednim). W przedsiębiorstwach o liczbie pracujących powyżej 9 osób odnotowano zwiększenie sprzedaży o 7,3% (w 2010 r. wzrost wyniósł 3,1%).

Według wstępnych szacunków, po spadku obserwowanym w 2010 r., globalna produkcja rolnicza wzrosła w 2011 r. o 1,3% (wykres 5). W rezultacie

wyższych zbiorów głównych ziemiopłodów (z wyjątkiem zbóż, rzepaku i rzepiku), produkcja roślinna wzrosła o 5,5%. Na poziomie o 3,5% niższym niż przed rokiem ukształtowała się natomiast produkcja zwierzęca. Badania przeprowadzone w końcu 2011 r. wskazują na głęboki spadek liczebności stada trzody chlewnej (o 11,7% w skali roku) oraz nieznaczne zmniejszenie pogłowia bydła (o 1,1%). Na rynku rolnym ceny większości produktów roślinnych zarówno w skupie, jak i na targowiskach znacznie przewyższyły poziom obserwowany w 2010 r. Wyższe niż przed rokiem były również ceny podstawowych produktów pochodzenia zwierzęcego, z wyjątkiem cen prosiąt do dalszego chowu. W rezultacie wyższej dynamiki cen produktów rolnych sprzedawanych przez rolników niż towarów i usług nabywanych przez producentów na cele bieżącej produkcji rolniczej i cele inwestycyjne, wskaźnik „nożyc cen” ukształtował się na korzystnym poziomie i wyniósł 104,8 (wobec 110,2 w 2010 r.).

Produkcja sprzedana przemysłu ogółem w 2011 r., według wstępnych szacunków, wzrosła o 7,5% (wobec 9,0% przed rokiem). W przedsiębiorstwach o liczbie pracujących powyżej 9 osób wzrost wyniósł 7,7%, w tym największy notowano w przetwórstwie przemysłowym (8,3%) (wykres 6). Wśród głównych grupowań w 2011 r. najszybciej rosła produkcja dóbr inwestycyjnych (o 10,9%) oraz zaopatrzeniowych (o 10,3%). Ceny producentów w przemyśle zwiększyły się w skali roku o 7,6% (wobec 2,1% w 2010 r.), w tym najbardziej w górnictwie i wydobywaniu (o 16,8%). Znaczące przyspieszenie tempa wzrostu cen wystąpiło w przetwórstwie przemysłowym, gdzie ceny zwiększyły się o 7,5% (przed rokiem odpowiednio o 0,8%).

Znacznie wyższy niż w roku poprzednim był wzrost produkcji budowlano-montażowej ogółem (ok. 12% wobec 4,6%). W jednostkach o liczbie pracujących powyżej 9 osób sprzedaż także rosła szybciej niż w 2010 r. i zwiększyła się o 16,3% (wykres 7). Wysoką dynamikę produkcji obserwowano w podmiotach zajmujących się głównie budową obiektów inżynierii lądowej i wodnej oraz robotami budowlanymi specjalistycznymi, natomiast w niewielkim tylko stopniu wzrosła produkcja w przedsiębiorstwach zajmujących się głównie budową budynków. Utrzymał się spadek liczby mieszkań oddanych do użytkowania, ale jego skala była mniejsza niż w dwóch poprzednich latach. Wyższa niż w 2010 r. była natomiast liczba mieszkań, na realizację których wydano pozwolenia oraz mieszkań, których budowę rozpoczęto. Ceny produkcji budowlano-montażowej, po nieznacznym obniżeniu w roku poprzednim, wzrosły w skali roku o 1,0%.

W okresie styczeń—listopad 2011 r. obroty towarowe handlu zagranicznego rosły nieco szybciej po stronie eksportu niż importu (wykres 8). Zwiększyła się w ujęciu rocznym wymiana towarowa ze wszystkimi grupami krajów, najbardziej z krajami Europy Środkowo-Wschodniej. W okresie dziesięciu miesięcy 2011 r. eksport w cenach stałych wzrósł w skali roku o 8,0%, a import o 6,2%. Pogorszeniu uległy warunki wymiany — wskaźnik terms of trade w okresie styczeń—październik 2011 r. był niekorzystny i wyniósł 98,1 wobec 99,3 w analogicznym okresie roku poprzedniego.

W styczniu 2012 r. wśród przedsiębiorców działających w przetwórstwie przemysłowym oraz budownictwie odnotowano poprawę negatywnych prognoz dotyczących portfela zamówień, produkcji oraz sytuacji finansowej, natomiast niekorzystne oceny bieżące w tym zakresie uległy pogorszeniu. Planowane ograniczenie zatrudnienia może mieć mniejszą skalę niż zapowiadano w grudniu 2011 r. Przedsiębiorcy w przetwórstwie przemysłowym w najbliższym okresie oczekują szybszego wzrostu cen wyrobów przemysłowych. Jednostki handlu detalicznego sygnalizują natomiast pogorszenie w skali miesiąca ogólnych warunków prowadzenia działalności. Styczniowe wyniki badań koniunktury wskazują, że nastroje konsumentów są nieco mniej pesymistyczne niż w grudniu, a poprawa ocen dotyczy wszystkich badanych czynników.

Departament Analiz i Opracowań Zbiorczych, GUS

Sprostowanie do numerów 11/2011, 12/2011 i 1/2012 „Wiadomości Statystycznych”

W numerze 11/2011 w artykule pt. *Towarzystwa statystyczne w okresie międzywojennym*, na str. 9, w. 30 od góry jest: „Walne Zgromadzenie obradujące 1 VI 1939 r.”, powinno być: „Walne Zgromadzenie obradujące 2 IV 1939 r.”.

W numerze 12/2011 w artykule pt. *Polskie Towarzystwo Statystyczne w Wielkopolsce*, na str. 10, w. 9 od góry jest: „Członkami Rady Głównej PTS z Wielkopolski byli również mgr Bogumił Ziółek (w latach 1982—1985) i prof. Jan Paradysz (w kadencji 1994—2000)”, powinno być: „Członkami Rady Głównej PTS z Wielkopolski byli również mgr Bogumił Ziółek (w latach 1982—1985), prof. Jan Paradysz (w kadencji 1994—2000) i prof. dr hab. Bronisław Ceranka (w kadencji 2000—2005)”.

Autorzy artykułów przepraszają Czytelników za zaistniałe błędy.

W numerze 1/2012 w artykule pt. *Zastosowanie teorii społecznej dezorganizacji do badania zróżnicowania przestrzennego przestępczości* autorstwa Pani Emilii Bogackiej, na str. 43 powinna znajdować się następująca informacja (przypis 1): „Praca naukowa finansowana ze środków budżetowych na naukę w latach 2010—2012 jako projekt badawczy Nr N N306 009239”.

W numerze 1/2012 w artykule pt. *Problematyka niepełnosprawności w badaniach statystycznych*, na str. 61 mylnie podaliśmy afiliację Pana dra Pawła Ulmana, powinno być: „Uniwersytet Ekonomiczny w Krakowie”.

Autorów i Czytelników serdecznie przepraszamy.

Redakcja „Wiadomości Statystycznych”

SPIS TREŚCI

STULECIE POLSKIEGO TOWARZYSTWA STATYSTYCZNEGO

<i>Jan Kordos</i> — Działalność naukowa Polskiego Towarzystwa Statystycznego po 1945 r.	1
--	---

STUDIA METODOLOGICZNE

<i>Ewa Adach-Stankiewicz, Agnieszka Matulska-Bachura</i> — Statystyka usług w pracach Grupy Voorburg	15
<i>Dominik Śliwicki, Marek Ręklewski</i> — Wykorzystanie modeli logitowych w analizie czynników aktywności zawodowej ludności	23
<i>Małgorzata Podogrodzka</i> — Metody analizy przestrzennego zróżnicowania rynku pracy	35

BADANIA I ANALIZY

<i>Małgorzata Krywult-Albańska</i> — Uczestnictwo w kulturze	54
--	----

STATYSTYKA REGIONALNA

<i>Paweł Dykas</i> — Zróżnicowanie rozwoju powiatów w woj. małopolskim	67
--	----

STATYSTYKA MIĘDZYNARODOWA

<i>Andrzej Mischuk</i> — Przemiany demograficzne na pograniczu polsko-białoruskim	77
---	----

INFORMACJE. PRZEGLĄDY. RECENZJE

Posiedzenie Naukowej Rady Statystycznej — listopad 2011 r. (oprac. <i>Michał Majsterek</i>)	88
Nowości wydawnicze GUS i urzędów statystycznych (grudzień 2011 r.) (oprac. <i>Alina Świdarska</i>)	94
Informacja o sytuacji społeczno-gospodarczej kraju — rok 2011 (oprac. <i>Departament Analiz i Opracowań Zbiorczych, GUS</i>)	97
Sprostowanie do numerów 11/2011, 12/2011 i 1/2012 „Wiadomości Statystycznych”	103

CONTENTS

THE 100th ANNIVERSARY OF THE POLISH STATISTICAL ASSOCIATION

<i>Jan Kordos</i> — Research activities of the Polish Statistical Association after 1945	1
--	---

METHODOLOGICAL STUDIES

<i>Ewa Adach-Stankiewicz, Agnieszka Matulska-Bachura</i> — Services statistics in activities of the Voorburg Group	15
<i>Dominik Śliwicki, Marek Ręklewski</i> — Using logit models to analyze the factors of population activity	23
<i>Małgorzata Podogrodzka</i> — Analysis methods of the spatial variation of the labour market	35

SURVEYS AND ANALYSES

<i>Małgorzata Krywult-Albańska</i> — Cultural participation	54
---	----

REGIONAL STATISTICS

<i>Paweł Dykas</i> — Diversity of the powiat development in Małopolskie Voivodship	67
--	----

INTERNATIONAL STATISTICS

<i>Andrzej Mischczuk</i> — Demographic changes in the Polish-Belarusian borderland	77
--	----

INFORMATION. REVIEWS. COMMENTS

Scientific Statistical Council Meeting — November 2011 (by <i>Michał Majsterek</i>)	88
New publications of the CSO of Poland and Regional Statistical Offices in December 2011 (by <i>Alina Świdarska</i>)	94
Information on the socio-economic situation of Poland in 2011 (by <i>Aggregated Studies Division, CSO</i>)	97
Rectification to numbers 11/2011, 12/2011 and 1/2012 of „Statistical News”	103

TABLE DES MATIÈRES

CENTENAIRE DE L'ASSOCIATION STATISTIQUE POLONAISE

Jan Kordos — Activité scientifique de l'Association Statistique Polonaise 1

ÉTUDES MÉTHODOLOGIQUES

Ewa Adach-Stankiewicz, Agnieszka Matulska-Bachura — Travaux du Groupe de Voorburg relatifs aux statistiques des services 15

Dominik Śliwicki, Marek Reklewski — Application des modèles logit à l'analyse des facteurs de l'activité professionnelle de la population 23

Małgorzata Podogrodzka — Méthodes d'analyse relatives à la différenciation spatiale du marché du travail 35

ÉTUDES ET ANALYSES

Małgorzata Krywult-Albańska — Participation à la culture 54

STATISTIQUES RÉGIONALES

Paweł Dykas — Différenciation du développement des powiats de la voïevodie Petite Pologne 67

STATISTIQUES INTERNATIONALES

Andrzej Mischuk — Changements démographiques relatifs aux régions frontalières entre la Pologne et la Biélorussie 77

INFORMATIONS. REVUES. COMPTE-RENDUS

Session du Conseil Scientifique de la Statistique — novembre 2011 (par *Michał Majsterek*) 88

Nouveautés éditoriales du GUS et des offices statistiques régionaux (décembre 2011) (par *Alina Świdorska*) 94

Information sur la situation socio-économique du pays — l'année 2011 (par *Département d'Analyses et d'Élaborations Agrégées, le GUS*) 97

Rectificatif aux numeros 11/2011, 12/2011, 1/2012 de „Nouvelles Statistiques” 103

СОДЕРЖАНИЕ

СТОЛЕТИЕ ПОЛЬСКОГО СТАТИСТИЧЕСКОГО ОБЩЕСТВА

<i>Ян Кордос</i> — Научная деятельность Польского статистического общества после 1945 г.	1
---	---

МЕТОДОЛОГИЧЕСКИЕ ИЗУЧЕНИЯ

<i>Эва Адах-Станкевич, Агнешка Матульска-Бахура</i> — Статистика услуг в разработках Группы Воорбург	15
<i>Доминик Сливицки, Марек Ренклевски</i> — Использование логитных моделей в анализе факторов профессиональной активности населения	23
<i>Малгожата Подогродзка</i> — Методы анализа пространственной дифференциации рынка труда	35

ОБСЛЕДОВАНИЯ И АНАЛИЗЫ

<i>Малгожата Кривуль-Альбаньска</i> — Участие в культурной жизни	54
--	----

РЕГИОНАЛЬНАЯ СТАТИСТИКА

<i>Павел Дыкас</i> — Дифференциация развития повятов в малопольском воеводстве	67
--	----

МЕЖДУНАРОДНАЯ СТАТИСТИКА

<i>Анджей Мишук</i> — Демографические перемены в польско-беларусской пограничной полосе	77
---	----

ИНФОРМАЦИИ. ОБЗОРЫ. РЕЦЕНЗИИ

Заседание Научного статистического совета — ноябрь 2011 г. (разраб. <i>Михал Майстерек</i>)	88
Издательские новости ЦСУ и статистических управлений (декабрь 2011 г.) (разраб. <i>Алина Свидерска</i>)	94
Информация о социально-экономическом положении страны — 2011 год (разраб. <i>Отдел анализа и сводных разработок, ЦСУ</i>)	97
Поправка к номерам 11/2011, 12/2011 и 1/2012 „Статистических ведомостей”	103

Do naszych 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 metodycznych i klasyfikacyjnych standardów międzynarodowych oraz informacje o działalności organów statystycznych i Polskiego Towarzystwa Statystycznego, a także rozwoju myśli statystycznej i kształceniu statystycznym.

* W artykułach należy podawać ocenę opisywanych zjawisk oraz wnioski i sugestie dotyczące rozwoju badań i analiz statystycznych. Teksty nie mogą być publikowane w innych czasopismach.

* **Artykuł** powinien mieć objętość (łącznie z wykresami, tablicami i literaturą) 10—15 stron maszynopisu (format A4, czcionka 12-punktowa, odstępów półtorej linii między wierszami, marginesy 2,5 cm ze wszystkich stron). Należy go dostarczyć pocztą elektroniczną lub na dyskietce oraz w dwóch egzemplarzach jednostronnego wydruku, bez odrębnych poprawek.

* **Wykresy** (w programach Excel lub Corel; wysokość 195 mm, szerokość 126 mm) powinny być załączone na oddzielnych stronach. W tekście trzeba zaznaczyć miejsce ich włączenia. Prosimy także o przekazywanie danych, na podstawie których powstały wykresy. **Tablice** powinny się znajdować w tekście, zgodnie z treścią artykułu.

* **Przypisy** do tekstu należy umieszczać na dole strony, natomiast **notki bibliograficzne** w tekście — podając autora i rok wydania publikacji w nawiasie, np. (Kowalski, 2002). **Literatura** powinna obejmować wyłącznie pozycje cytowane w tekście i być zamieszczona na końcu artykułu w porządku alfabetycznym według wzoru: Kowalski J. (2002), *Tytuł publikacji*, Wydawnictwo X, Warszawa.

* Konieczne jest dołączenie **streszczenia** artykułu (10—20 wierszy) w języku polskim i, jeżeli jest to możliwe, także w językach angielskim i rosyjskim.

* Nadsyłane artykuły mogą być publikowane dopiero po przyjęciu tekstu przez recenzenta i decyzji Kolegium Redakcyjnego.

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

* Artykułów niezamówionych redakcja nie zwraca. Materiał nieprzyjęty do druku może być zwrócony na życzenie Autora.

* Uprzejmie prosimy Autorów o podawanie służbowego i prywatnego adresu wraz z numerami telefonów kontaktowych.

ARTYKUŁY ZAMIESZCZONE W „WIADOMOŚCIACH STATYSTYCZNYCH” WYRAŻAJĄ OPINIE WŁASNE AUTORÓW.



Kongres pod Honorowym Patronatem Prezydenta Rzeczypospolitej Polskiej Bronisława Komorowskiego

W roku 2012 przypada jubileusz 100-lecia Polskiego Towarzystwa Statystycznego, organizacji skupiającej przedstawicieli służb statystyki publicznej i środowisk akademickich, samorządu terytorialnego i gospodarczego, jednostek administracji rządowej, zainteresowanych teorią i praktyką badań statystycznych. PTS rozwija działalność naukową w dziedzinie teorii, metodologii i praktyki badań statystycznych oraz podejmuje wszelkie wysiłki w celu upowszechniania wiedzy statystycznej w społeczeństwie. Aktywnie współpracuje z towarzystwami statystycznymi w innych państwach oraz takimi organizacjami, jak: Międzynarodowy Instytut Statystyczny, Bernoulli-Society for Mathematical Statistics and Probability, International Society for Quality of Life Research, International Society for Quality-of-Life Studies czy Międzynarodowa Federacja Towarzystw Klasyfikacyjnych (IFCS).

Doskonałą okazją dla uczczenia 100-letniej historii i bogatej tradycji PTS może stać się Kongres Statystyki Polskiej organizowany w Poznaniu od 18 do 20 kwietnia 2012 r.

Ramowy program Kongresu obejmuje sesje tematyczne, w tym jubileuszową (historyczną), a także sesje poświęcone: metodologii badań statystycznych, statystyce regionalnej, statystyce ludności, statystyce społecznej i gospodarczej, problematyce danych statystycznych, statystyce zdrowia, sportu i turystyki. Zorganizowane zostaną również dwa panele dyskusyjne, koncentrujące się na:

- podstawowych problemach statystyki we współczesnym świecie,
- przyszłości statystyki.

Aktualne informacje o Kongresie będą zamieszczane na stronie internetowej PTS: <http://www.stat.gov.pl/pts>.

W roku poprzedzającym jubileusz „Wiadomości Statystyczne” opublikują cykl artykułów poświęconych powstaniu i historii PTS. Opisane w nich zostaną główne nurty działalności Towarzystwa.

GŁÓWNY URZĄD STATYSTYCZNY

00-925 Warszawa, al. Niepodległości 208

tel. centrala 22 608 30 00

<http://www.stat.gov.pl>

Udostępnianie informacji
statystycznych w GUS prowadzi

DEPARTAMENT INFORMACJI

gmach GUS, blok A, IV p., pokój 401
tel. 22 608 31 12; fax 22 608 38 60
e-mail: dane@stat.gov.pl

Klienci mogą uzyskać informacje
statystyczne w formie pisemnej,
telefonicznie oraz w bezpośrednich
kontaktach prowadzonych przez

CENTRALNE INFORMATORIUM STATYSTYCZNE

gmach GUS, blok A, parter
(wejście przy Trasie Łazienkowskiej)
tel.: 22 608 3164 do 68; 22 608 31 61; fax 22 608 38 73

Informacje udzielane są m.in. w zakresie:

- komunikatów i obwieszczeń Prezesa GUS
- „Informacji bieżących – wyników wstępnych”
- „Biuletynu Statystycznego”
- publikacji GUS i urzędów statystycznych
- podstawowych klasyfikacji i nomenklatur (informacje ogólne) – PKWiU, PKD, CN
- definicji stosowanych w statystyce publicznej
- Banku Danych Lokalnych
- Bazy danych handlu zagranicznego
- rejestru podmiotów gospodarki narodowej REGON
- rejestru podziału terytorialnego kraju TERYT

Przyjmowane są zamówienia na:

- niepublikowane dane statystyczne ze zbiorów danych GUS
- dane adresowe z rejestru REGON
- wykazy identyfikatorów i nazw z rejestru TERYT

Automatyczna informacja statystyczna:

- komunikaty i obwieszczenia Prezesa GUS*
- wynagrodzenia w gospodarce narodowej – tel. 22 608 31 35
 - wynagrodzenia w sektorze przedsiębiorstw – tel. 22 608 31 35
 - wskaźniki cen towarów i usług konsumpcyjnych – tel. 22 608 31 36

RZECZNIK PRASOWY PREZESA GUS

gmach GUS, blok C, IV p., pokój 496
tel. 22 608 34 75
e-mail: rzecznik@stat.gov.pl

OBSŁUGA PRASOWA

gmach GUS, blok C, IV p., pokój 461, 462, 463, 495
tel. 22 608 31 57, 22 608 34 91, 22 608 38 04,
22 608 30 09
fax 22 608 38 68, 22 608 38 86
e-mail: obslugaprasowa@stat.gov.pl

- kwerendy prasowe
- bieżąca informacja prasowa
- organizowanie konferencji prasowych
- organizowanie kontaktów dziennikarzy ze specjalistami GUS

CENTRALNA BIBLIOTEKA STATYSTYCZNA im. Stefana Szulca

gmach GUS, blok D, parter, pokój 56
tel. 22 608 33 27, 22 608 31 43; fax 22 608 31 88
INFORMATORIUM tel. 22 608 34 81, 22 608 33 47
<http://statlibr.stat.gov.pl>

CZYTELNIA czynna: w dni powsz. w godz. 8.45–18.45
w sob. w godz. 8.45–15.30

WYPOŻYCZALNIA

czynna w dni powsz. w godz. 8.45–15.45

KATALOGI I INFORMATORIUM

czynne w dni powsz. w godz. 8.15–15.45

CENTRALNE ARCHIWUM STATYSTYCZNE

gmach GUS, blok D, parter, pokój 59
tel. 22 608 32 63, 22 608 37 66
e-mail: d.minasz@stat.gov.pl
e-mail: j.berger@stat.gov.pl

Archiwum czynne w dni powsz. w godz. 8.30–15.30

ZAKŁAD WYDAWNICTW STATYSTYCZNYCH

gmach GUS, blok B, I p., pokój 126
tel. 22 608 31 45; fax 22 608 31 83
<http://www.stat.gov.pl/zws>

Dział Sprzedaży

pokój 114, tel. 22 608 32 10, 22 608 38 10
fax 22 608 38 67

e-mail: zws-sprzedaz@stat.gov.pl
e-mail: a.marchewka@stat.gov.pl

przyjmuje zamówienia na prenumeratę i sprzedaż
w kraju i za granicę ● detaliczną ● hurtową
● wysyłkową

Punkt Sprzedaży

gmach GUS, parter
czynny w dni powsz. w godz. 8.30–15.00
tel. 22 608 34 27

Publikacje z wynikami POWSZECHNEGO SPISU ROLNEGO 2010 i NARODOWEGO SPISU POWSZECHNEGO LUDNOŚCI I MIESZKAŃ 2011 przewidziane do wydania w 2012 roku

PSR 2010. CHARAKTERYSTYKA GOSPODARSTW ROLNYCH *(kwiecień)*

Analiza zbiorowości gospodarstw rolnych z uwzględnieniem m.in.: cech użytkowników gospodarstw rolnych, struktury dochodów gospodarstw domowych z użytkownikiem, grup obszarowych użytków rolnych, rodzaju prowadzonej działalności, skali upraw, natężenia chowu, wyposażenia gospodarstw w ciągniki i maszyny rolnicze, zasobów pracy, metod produkcji rolnej, typów rolniczych i wielkości ekonomicznej.

NSP 2011. RAPORT Z WYNIKÓW *(lipiec)*

Podstawowe wyniki Narodowego Spisu Powszechnego Ludności i Mieszkań 2011 w następujących obszarach tematycznych: ludność; stan i struktura demograficzno-społeczna; wybrane aspekty charakterystyki ekonomicznej (aktywność zawodowa i bezrobocie); migracje ludności; gospodarstwa domowe i rodziny; zasoby budynkowo-mieszkaniaowe.

PSR 2010. PRACUJĄCY W GOSPODARSTWACH ROLNYCH *(październik)*

Prezentacja grupowań gospodarstw rolnych ze szczególnym uwzględnieniem kryteriów, takich jak: wiek i płeć użytkownika oraz członków gospodarstwa domowego, osoba kierująca gospodarstwem rolnym, wykształcenie ogólne i rolnicze osoby kierujące, liczba lat prowadzenia gospodarstwa rolnego przez osobę kierującą, nakłady pracy wyrażone zarówno w pełnozatrudnionych, jak i w liczbie pracujących, wykonywanie działalności innej niż rolnicza, bezpośrednio związanej i niezwiązanej z gospodarstwem rolnym, przez użytkownika i członków jego rodziny. Ponadto dane dotyczące bieżącej aktywności ekonomicznej osób mieszkających z użytkownikiem gospodarstwa rolnego.

PSR 2010. OBSZARY WIEJSKIE *(październik)*

Analiza zróżnicowania i stopnia rozwoju gospodarczego oraz poziomu życia na obszarach wiejskich w oparciu o wyniki PSR 2010 i PSR 2002 oraz innych badań statystycznych, w tym szczegółowe informacje na temat: gospodarstw rolnych, użytkowania gruntów i powierzchni zasiewów, liczebności i struktury pogłowia zwierząt gospodarskich, wyposażenia w ciągniki, maszyny i urządzenia rolnicze, zużycia nawozów; wielkości i struktury zasobów pracy, struktury dochodów gospodarstw rolnych z użytkownikiem gospodarstwa rolnego oraz korzystania z programów wsparcia dla rolnictwa i metod produkcji rolniczej (wpływ rolnictwa na środowisko).

NSP 2011. ZAMIESZKANE BUDYNKI *(październik/listopad)*

Charakterystyka zamieszkaných budynków w zakresie: rodzaju i typu budynków (mieszkalne — jednorodzinne, wielomieszkaniaowe; niemieszkalne; zbiorowego zakwaterowania), liczby mieszkań oraz ich powierzchni, własności, roku oddania budynku do użytkowania oraz wyposażenia w urządzenia, takie jak: wodociąg, kanalizacja, centralne ogrzewanie oraz gaz z sieci.

NSP 2011. LUDNOŚĆ. STAN I STRUKTURA DEMOGRAFICZNO-SPOŁECZNA *(listopad)*

Informacje o liczbie i strukturze ludności wg płci i wieku oraz stanu cywilnego prawnego. Ponadto informacje o stanie cywilnym faktycznym, w tym o osobach pozostających w związkach partnerskich (nieformalnych) oraz o małżeństwach będących w separacji. Dane o poziomie wykształcenia osób, źródłach utrzymania oraz wybrane informacje o osobach niepełnosprawnych oraz o migracjach ludności, a także dane o obywatelstwie oraz przynależności narodowościowej i wyznaniowej mieszkańców Polski.

NSP 2011. MIGRACJE ZAGRANICZNE LUDNOŚCI *(grudzień)*

Informacje o przemieszczeniach ludności na pobyt stały i czasowy za granicę oraz z zagranicy; migracje krótko- i długookresowe, rozmiary migracji, ich intensywność, kierunki przemieszczeń ludności oraz struktura demograficzno-społeczna osób migrujących.

NSP 2011. AKTYWNOŚĆ EKONOMICZNA LUDNOŚCI POLSKI *(grudzień)*

Charakterystyka ludności w wieku 15 lat i więcej z punktu widzenia sytuacji na rynku pracy: pracujący, bezrobotni i bierni zawodowo oraz podstawowe wskaźniki rynku pracy wg cech społeczno-demograficznych osób (płeć, grupy wieku, poziom wykształcenia). Dodatkowe przekroje uwzględniają: dla pracujących — charakterystykę głównego i dodatkowego miejsca pracy: status zatrudnienia, wykonywany zawód, wymiar czasu pracy, rodzaj działalności zakładu pracy; dla bezrobotnych — długość okresu poszukiwania pracy, charakterystykę ostatniego miejsca pracy i przyczyny bezrobocia; dla biernych zawodowo — przyczyny bierności i charakterystykę ostatniego miejsca pracy.

NSP 2011. MIESZKANIA *(grudzień)*

Charakterystyka mieszkań w zakresie: liczby mieszkań zamieszkaných w podziale na stałe oraz czasowo zamieszkałe, własności, powierzchni użytkowej, liczby pokoi oraz izb, wyposażenia w instalacje sanitarno-techniczne, takie jak: wodociąg, gaz z sieci, a także dostępności łazienki, ustępu splukiwanego wodą bieżącą oraz sposobu ogrzewania mieszkania.