
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. 22 608-30-57), dr Grażyna Marciniak
(tel. 22 608-33-54), prof. dr hab. Walenty Ostasiewicz (tel. 71 368-03-47), dr hab. Krystyna
Pruska (tel. 42 635-51-76), mgr Lucyna Przybylska (tel. 22 461-36-11), prof. dr hab. Bogdan
Stefanowicz (tel. 22 849-53-95), mgr Małgorzata Żyra (tel. 22 608-32-40)

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), prof. dr hab. Czesław Domański,
mgr Małgorzata Fronk, prof. dr hab. Jan Kordos, dr Tomasz Pawlak, mgr Stanisława Szwałek,
dr Teresa Smitowska, prof. dr hab. Kazimierz Zajac

ZAKŁAD WYDAWNICTW STATYSTYCZNYCH



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

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

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

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

Indeks 381306

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.

WIADOMOŚCI STATYSTYCZNE

CZASOPISMO GŁÓWNEGO URZĘDU STATYSTYCZNEGO
I POLSKIEGO TOWARZYSTWA STATYSTYCZNEGO

STULECIE POLSKIEGO TOWARZYSTWA STATYSTYCZNEGO

Andrzej JOPKIEWICZ

Towarzystwa statystyczne w okresie międzywojennym¹

Wybuch I wojny światowej w 1914 r. sparaliżował działalność powstałego dwa lata wcześniej Polskiego Towarzystwa Statystycznego (PTS). W okresie wojny w Krakowie zamarła działalność większości towarzystw naukowych, uaktywniły się natomiast stowarzyszenia charytatywne. Członkowie PTS, w tym jego władze, mieli teraz wiele nowych obowiązków i dodatkowych prac — prezes Towarzystwa prof. Juliusz Leo pełnił funkcję prezydenta m. Krakowa, a sekretarz Zarządu doc. Kazimierz Władysław Kumaniecki trafił do Lublina, gdzie prowadził prace statystyczne w tamtejszym austro-węgierskim Wojskowym Zarządzie Okupacyjnym. W podobnej sytuacji znaleźli się także inni członkowie PTS. Zaprzestanie działalności nie spowodowało jednak prawnego rozwiązania Towarzystwa.

TOWARZYSTWO EKONOMISTÓW I STATYSTYKÓW POLSKICH

Po zakończeniu wojny nie podjęto próby reaktywowania PTS, natomiast w Warszawie, wśród współpracowników redakcji kwartalnika „*Ekonomista*”,

¹ Opracowanie oparto na rozdziałach autorskich Marii Czarnowskiej w monografii *Polskie Towarzystwo Statystyczne 1912—1992* przygotowanej przez Komisję Historyczną Rady Głównej PTS i wydanej w 1992 r.

ukazującego się regularnie od 1916 r., powstała myśl powołania Towarzystwa Ekonomistów i Statystyków Polskich (TEiSP) jako specjalistycznej organizacji naukowej.

29 marca 1917 r. odbyło się w redakcji „Ekonomisty” zebranie kilkunastu założycieli TEiSP. Wybrano Komisję Organizacyjną w składzie: Jan Dmochowski, Franciszek Doleżał, Stefan Dziewulski, Kazimierz Kasperski, Stanisław A. Kempner i Włodzimierz Wakar. Komisja opracowała zadania i statut nowego Towarzystwa, doprowadziła do jego legalizacji i urządzenia siedziby organizacji w lokalu „Ekonomisty” (ul. Jasna 19).

Pierwsze, organizacyjne, zebranie TEiSP odbyło się 3 grudnia 1917 r. Przewodniczył mu prof. Ludwik Krzywicki, a uczestniczyło ponad 50 osób. W imieniu Komisji Organizacyjnej sprawozdanie z jej działalności złożył S. Dziewulski. On też uzasadnił cel założenia Towarzystwa i przedstawił projekt statutu. Zgodnie z nim zgromadzenie uchwaliło zorganizowanie pięciu sekcji: teorii ekonomicznej, skarbowości, statystyki, polityki ekonomicznej i polityki społecznej. Przewidywano też zorganizowanie kolejnych sekcji w przyszłości.

Na zebraniu wybrano Radę Towarzystwa, która wyłoniła Zarząd w składzie: przewodniczący prof. A. Kostanecki, zastępcy przewodniczącego: S. Dziewulski i prof. L. Krzywicki, skarbnik prof. W. Zawadzki.

Zarząd odbył pierwsze posiedzenie 10 XII 1917 r., na którym przyjęto plan prac oraz określono warunki kandydowania na członków Towarzystwa.

Pierwsze, ogólne, posiedzenie Towarzystwa odbyło się 30 XII 1917 r. i dotyczyło kwestii obrony polskich interesów gospodarczych w czasie pertraktacji pokojowych mających się odbyć w Brześciu Litewskim.

Towarzystwo rozpoczęło natychmiast aktywną działalność. W pierwszym półroczu 1918 r. odbyły się trzy posiedzenia ogólne, w których uczestniczyli przedstawiciele rządu, władz, uczelni uniwersyteckich i technicznych oraz instytucji naukowych i społecznych. Na posiedzeniu 3 II 1918 r., zagajonym przez prezesa Rady Towarzystwa A. Kostaneckiego, wystąpił m.in. L. Krzywicki, który omówił cele i zadania TEiSP.

Ożywioną działalność prowadziła również Sekcja Statystyki. Zorganizowała ona 4 posiedzenia. Referaty wygłosili: S. Szulc *Wartość materiałów statystycznych dotyczących ludności Królestwa Polskiego*, B. Bornstein *Ocena materiałów statystycznych dotyczących ruchu ludności*, P. K. Horowicz *Organizacja niższych urzędów statystycznych*, P. A. Brusendorff *O naszej statystyce miejskiej*.

14 I 1918 r. podczas zebrania organizacyjnego Sekcji wybrano jej prezydium. Przewodniczącym został L. Krzywicki, zastępcą przewodniczącego prof. E. Grabowski, a sekretarzem S. Szulc.

W drugim półroczu 1918 r. nie odbyło się żadne zebranie. Być może wiązało się to z powołaniem GUS. Znacznie mniejszą aktywność wykazywało również całe Towarzystwo. W drugiej połowie roku odbyły się nieliczne zebrania Sekcji Polityki Ekonomicznej i Sekcji Polityki Społecznej. W roku 1919 odbywały się jedynie zebrania ogólne (łącznie ponad dwadzieścia). Uczestniczyli w nich

oczywiście także autorzy referatów oraz artykułów publikowanych w „Ekonomiście”. Na koniec roku 1919 Towarzystwo liczyło ok. 180 członków (w tym 15 osób spoza Warszawy).

W VI Zjeździe Prawników i Ekonomistów, zorganizowanym przez TEiSP na początku 1920 r. w Warszawie, aktywnie uczestniczyli statystycy. Referat w zjazdowej sekcji prawa publicznego wygłosił prof. Józef Buzek, pierwszy dyrektor GUS, zaś w sekcji ekonomiczno-skarbowej referentem był prof. Ludwik Krzywicki.

W marcu 1920 r. przy Towarzystwie powstał Instytut Gospodarstwa Społecznego (IGS), w którym działali liczni statystycy, będący również członkami TEiSP (m.in. L. Krzywicki, T. Szturm de Sztrem, W. Wakar). Pierwszym kierownikiem IGS został W. Wakar, a po kilku miesiącach zastąpił go L. Krzywicki. Do 1926 r. IGS działał w ramach Towarzystwa, potem stworzył odrębną organizację. Nadal jednak działało w nim wielu znanych statystyków.

Kolejny impas w działalności Towarzystwa miał miejsce w drugiej połowie 1920 r. Ożywienie nastąpiło w następnym roku. Wprawdzie sekcje żadnych zebrań nie organizowały, ale zgromadzenia ogólne odbywały się regularnie co poniedziałek (z wyjątkiem miesięcy letnich). Sporo wygłaszanych referatów poświęconych było demografii i statystyce. Zapraszano na te zebrań wybitne osobistości ze świata nauki i władz, ale nie gromadziły one szerszej publiczności. Towarzystwo miało charakter organizacji elitarnej, specjalistycznej. Niekiedy jednak poruszane zagadnienia budziły żywe zainteresowanie, gromadząc licznych słuchaczy i wywołując długie, ożywione dyskusje.

W roku 1921 Rada Towarzystwa uznała kwartalnik „Ekonomista” za organ TEiSP, a T. Szturm de Sztrem został zastępcą redaktora naczelnego. Zgromadzenie Ogólne Towarzystwa w 1922 r. ponownie wybrało na wiceprzewodniczącego Rady TEiSP prof. L. Krzywickiego. W roku następnym dwaj członkowie Towarzystwa: J. Buzek i J. Piekalkiewicz uczestniczyli w Brukseli w XV sesji Międzynarodowego Instytutu Statystycznego (MIS).

W latach 1924—1926 Towarzystwo nadal się rozwijało (w końcu 1924 r. miało 218 członków, w 1925 r. — 236, w 1926 r. — 247). Prowadziło ono dość ożywioną działalność, ale jego sekcje nadal nie odbywały odrębnych zebrań. 27 X 1924 r. na Walnym Zgromadzeniu doszło do zmian w Radzie Towarzystwa. Prof. L. Krzywicki przestał być wiceprzewodniczącym, ale pozostał w jej składzie. Do Rady wybrano także: Wacława Fabierkiewicza (II sekretarz), Tadeusza Szturm de Sztrema i Stefana Szulca.

W roku 1924 odbyło się kilkanaście zebrań odczytowych. Przeważały tematy dotyczące bieżących zagadnień gospodarczych kraju. Były także referaty o problematyce statystycznej (np. odczyt prof. Edwarda Lipińskiego *Pojęcie zawodu w socjologii i statystyce i polski spis zawodów z 1921 r.* czy dra Adama Ciaglińskiego *Pierwiastek czasu przy określaniu prawdopodobieństwa zgonu i natężenia śmiertelności*). Również w „Ekonomiście” problematyka statystyczna pojawiała się dość rzadko, a statystycy z Towarzystwa pisywali w organie GUS „Kwartalnik Statystyczny”. Zwracał tam uwagę artykuł Jerzego Sławy-

-Neymana zamieszczony w II tomie „Kwartalnika Statystycznego” z 1925 r., w którym autor wprowadził, jako jeden z pierwszych uczonych, elementy statystyki matematycznej.

W sprawozdaniu za rok 1927 sekretarz Towarzystwa E. Lipiński zwracał uwagę na osłabienie tempa pracy naukowej i tłumaczył przyczyny tego stanu rzeczy (m.in. przejście wielu problemów przez rządowe instytucje doradcze i opiniotwórcze, w których udział brali członkowie TEiSP). Wiele członków Towarzystwa powołano do wysokich funkcji państwowych, często poza Warszawą, co spowodowało ich mniejszą aktywność w organizacji.

Działalność Towarzystwa koncentrowała się głównie na zebraniach dyskusyjnych, których tematyka była bardzo rozległa. Wciąż jednak problematyka statystyczna omawiana była w referatach wygłaszanych na zebraniach i w artykułach publikowanych na łamach „Ekonomisty”. Wśród autorów pojawiają się nazwiska Edwarda Szturm de Sztrema, Stanisława Pszczółkowskiego, Edwarda Strzeleckiego i Konstantego Rzeczkowskiego.

Na Walnym Zgromadzeniu Towarzystwa w styczniu 1928 r. uchwalono nowy statut, różniący się niewiele od statutu z roku 1917. Wybrana Rada opracowała program prac TEiSP, w którym jednak statystyka potraktowana była jako narzędzie badawcze.

Towarzystwo podjęło starania o nawiązanie współpracy z towarzystwami i instytucjami ekonomicznymi działającymi poza Warszawą. Dominacja ekonomii nad statystyką nasilała się jednak coraz bardziej. W rozważaniach nad zwołaniem pierwszego Kongresu Ekonomistów Polskich nie brano pod uwagę statystyków, a w „Ekonomiście” nie ukazał się w 1928 r. żaden artykuł poświęcony zagadnieniom ściśle statystycznym.

Dla statystyków polskich bardzo ważnym wydarzeniem była sesja MIS, która odbyła się w sierpniu 1929 r. w Warszawie. Prezesem Komitetu Organizacyjnego był J. Buzek, a w obradach uczestniczyły 54 osoby z Polski (w tym 4 członków MIS). Wśród polskich uczestników byli członkowie TEiSP jako współpracownicy GUS. Polacy wykazali się dużą aktywnością, przedstawili 6 referatów (E. Szturm de Sztrem, E. Lipiński, St. Rzepkiewicz, S. Szulc, J. Sława-Neyman, J. Piekalkiewicz). Referaty S. Szulca, J. Sławy-Neymana i J. Piekalkiewicza wygłoszone na posiedzeniach odpowiednich sekcji wzbudziły duże zainteresowanie i wywołały żywą dyskusję. Polska ekipa była dobrze widoczna wśród 170 uczestników tej sesji MIS.

Wkrótce nastąpił trudny okres dla całego Towarzystwa. W trakcie wielkiego kryzysu, szczególnie w latach 1930—1932, Towarzystwo ograniczyło swą działalność przede wszystkim do akcji odczytowej, głównie na tematy aktualne: kryzysu, recesji i bezrobocia. Referaty przedstawione na zebraniach ogólnych w okresie od 1 X 1932 r. do 1 IV 1933 r. (m.in. Adama Krzyżanowskiego, Michała Kaleckiego, Edwarda Lipińskiego, Ludwika Landau, Oskara Langego) dotyczyły przeważnie problematyki ogólnoeconomicznej. Liczba członków TEiSP spadła do 231 osób. Z trudnościami finansowymi i administracyjnymi borykał się również „Ekonomista”.

Sytuacja uległa zmianie w 1933 r. Uchwałą Rady Towarzystwa z 29 V 1933 r. powołano na nowo 4 sekcje: teorii ekonomii, polityki gospodarczej, statystyki i ekonomii rolniczej. Sekcja Statystyki liczyła początkowo 14 członków: J. Derengowski, M. Kalecki, I. Krautler, L. Landau, Z. Limanowski, St. Moszczeński, J. Sława-Neyman, J. Piekalkiewicz, F. Piltz, E. Strzelecki, E. Szturm de Sztrem, T. Szturm de Sztrem, S. Szulc i J. Wiśniewski.

Pierwsze zebranie Sekcji Statystyki odbyło się 20 XII 1933 r. Przyjęto regulamin Sekcji i ukonstytuowały się jej władze. Przewodniczącym został prof. Z. Limanowski, wiceprzewodniczącym prof. S. Szulc, a sekretarzem J. Derengowski.

21 II 1933 r. referat w sprawie metody badania dochodu społecznego w Polsce przedstawili w nowatorski sposób i bardzo wnikliwie M. Kalecki i L. Landau. Kolejne posiedzenia Sekcji odbyły się: 18 I 1933 r. (referat J. Wiśniewskiego *Krzywa logarytmiczna i jej zastosowania*), 18 V 1933 r. (E. Strzelecki *Badania Instytutu Gospodarstwa Społecznego nad stanem zatrudnienia w drobnych gospodarstwach rolnych*) i 23 V 1933 r. (S. Fogelson *O współczynniku korelacji*).

Na zebraniu 17 I 1934 r. referat pt. *Zagadnienia związane z opracowaniem spisu ludności 1931 r.* wygłosił nowy dyrektor GUS E. Szturm de Sztrem. W zebraniu tym uczestniczyli zaproszeni pracownicy Biura Powszechnych Spisów Ludności GUS i inne osoby interesujące się metodyką przeprowadzania spisu.

Sprawozdania z posiedzeń naukowych Sekcji starannie i rzeczowo opracowywane przez J. Derengowskiego ukazywały się regularnie na łamach „Ekonomisty”.

Wzrastała liczba członków Sekcji: w roku 1934 osiągnęła 28 osób, w końcu 1935 r. było 29 osób, a na koniec 1936 r. — 32 osoby (identycznie w 1937 r.), członkowie Sekcji to przeważnie pracownicy GUS (ok. 35%), Instytutu Badania Koniunktur Gospodarczych i Cen (ok. 17%) i Wydziału Statystycznego Zarządu m.st. Warszawy (ok. 10%), pozostali to pracownicy innych warszawskich instytucji (np. ubezpieczeń społecznych).

Zarząd Sekcji trwał w niezmienionym składzie. Przez akklamację wybierano go jeszcze dwukrotnie na walnych zebraniach Sekcji: 19 I 1936 r. i 20 I 1937 r.

W roku 1935 Sekcja odbyła 7 zebrań naukowych (m.in. referaty Z. Limanowskiego *Zadania i potrzeby statystyki miejskiej* i S. Szulca *Wrażenia z międzynarodowego kongresu demografów w Brukseli*, M. Przypkowskiego *Statystyka, a potrzeby praktyczne* i E. Vielrose’ego *Eliminacja sezonowości z szeregów rozwojowych*). W 1936 r. zorganizowano 8 zebrań (m.in. referat L. Landau *Badanie ludności dzielnic robotniczych Warszawy i ich stopy życiowej metodą reprezentacyjną* oraz sprawozdanie Z. Limanowskiego z 23 sesji MIS w Atenach i J. Wiśniewskiego ze zjazdu Towarzystwa Ekonomicznego w Oksfordzie).

W 1937 r. wygłoszone zostały referaty: L. Landau’a *Próby szacunku zagęszczenia sieci handlowej*, J. Wiśniewskiego *Zastosowanie szeregów Taylora w rozwiązywaniu pewnych zagadnień matematyczno-statystycznych*, A. Rajch-

mana *Uwagi o granicach stosowalności matematyki w statystyce*, E. Szturm de Sztrema *Uwagi w sprawie statystyki dystrybucji*.

W ciągu 4 lat istnienia (29 V 1933 r.—16 XII 1937 r.) Sekcja Statystyki TEiSP zorganizowała 30 zebrań. Odbływały się one zwykle w trzecią środę miesiąca w siedzibie GUS przy Al. Jerozolimskich 32. Rozpoczywały się o ósmej wieczorem, a że dyskusje często się przeciągały, kończyły wielokrotnie późno w nocy. Frekwencja zwykle była bardzo duża i nieraz dzięki zaproszonym gościom znacznie przekraczała liczbę stałych członków Sekcji (np. na zebraniu likwidacyjnym Sekcji 16 grudnia 1937 r. wyniosła ok. 160%).

Członkowie Sekcji uczestniczyli również w działalności całego Towarzystwa, które w połowie 1936 r. liczyło 310 osób. W pierwszym półroczu 1936 r. odbyło się 17 ogólnych zebrań naukowych, na których referaty wygłosili m.in. statystycy z Sekcji (np. prof. S. Szulc). Na Walnym Zgromadzeniu Towarzystwa 30 VI 1936 r. do jego Rady wybrani zostali także aktywni statystycy: K. Krzeczkowski, J. Piekalkiewicz, W. Skrzywan i J. Wiśniewski. Po utworzeniu Polskiego Towarzystwa Statystycznego i rozwiązaniu Sekcji Statystyki TEiSP liczni statystycy nie zrezygnowali z członkostwa i uczestnictwa w działalności TEiSP.

POLSKIE TOWARZYSTWO STATYSTYCZNE

W połowie lat trzydziestych XX w. pojęcie zawodu statystyka zostało już na trwałe określone, a statystycy polscy odczuwali coraz silniejszą potrzebę stworzenia odrębnej organizacji społecznej o charakterze naukowym. Projektowano również zwołanie kongresu statystyków polskich. W pierwszej kolejności przystąpiono do tworzenia odrębnej organizacji statystyków. Na początku roku 1936 Rajmund Buławski, dyrektor Śląskiego Biura Statystycznego (wcześniej naczelnik Biura Spisów GUS), wystąpił z projektem utworzenia ogólnopolskiej organizacji statystyków. Propozycja ta zainteresowała m.in. dyrektora GUS E. Szturm de Sztrema, który poparł ją i zapewnił pomoc Urzędu w jej realizacji.

Na zebraniu Sekcji Statystyki TEiSP 16 XII 1936 r. poświęconym tej sprawie podjęto uchwałę o potrzebie: *zwołania zjazdu statystyków polskich o charakterze organizacyjnym i naukowym oraz potrzebę stworzenia ogólnopolskiego towarzystwa statystycznego*. Powołano Komisję w składzie: prof. Z. Limanowski, dyr. E. Szturm de Sztrem (przewodniczący), prof. S. Szulc, dr J. Wiśniewski, J. Derengowski i inż. J. Curzytek, której zadaniem było podjęcie działań prowadzących do stworzenia takiej organizacji. Komisja opracowała projekt statutu, proponując nazwę Polskie Towarzystwo Statystyczne (PTS), a do kilkudziesięciu osób zajmujących się statystyką w Polsce wysłała listy, zapraszając ich na członków założycieli nowego Towarzystwa.

Zebranie założycielskie odbyło się 17 stycznia 1937 r., w Warszawie. Wzięły w nim udział 32 osoby, naukowcy z: Warszawy, Krakowa, Lwowa, Poznania, Łodzi i Katowic oraz pracownicy różnych biur statystycznych. Nadesłano wiele listów i depeszy z aprobatą i akcesem do Towarzystwa od osób, które nie mogły

na zebranie przybyć. Po dyskusji podjęto decyzję o utworzeniu PTS. Za członków założycieli uznano obecnych na zebraniu oraz wybitne osobistości, które złożyły pisemną gotowość uczestnictwa w pracach organizacji. Łącznie było 44 członków założycieli.

Wybrano Komisję Wykonawczą, której zadaniem było przygotowanie Walnego Zgromadzenia Konstytucyjnego i zainicjowanie prac naukowych. W skład Komisji weszli: E. Szturm de Sztrem (przewodniczący), Z. Limanowski, S. Szulc, J. Wiśniewski i radcy miejscy: Z. Zalewski i K. Sarnecki. Na pierwszym zebraniu Komisji włączono do niej J. Derengowskiego jako sekretarza. Komisja sformułowała ostateczną wersję projektu Statutu przyjętego na zebraniu organizacyjnym 17 I 1937 r.

Statut PTS został zarejestrowany 14 V 1937 r. przez Komisarza Rządu dla m.st. Warszawy, a Towarzystwo wpisane do rejestru stowarzyszeń korzystających z osobowości prawnej (Monitor Polski z 1937 r., Nr 127).

W trakcie kilku kolejnych posiedzeń Komisja Wykonawcza rozważała też sprawę budżetu PTS i składek członkowskich, opracowała roczne projekty regulaminów dla sekcji tematycznych i oddziałów terenowych.

W chwili zwołania pierwszego Walnego Zgromadzenia Konstytucyjnego lista członków PTS liczyła 110 osób. Zebrano się w lokalu warszawskiej SGH przy ul. Rakowieckiej 6 w dniach 31 X 1937 r. i 1 XI. 1937 r. Wzięło w nim udział 130 osób. W trakcie obrad omawiano plany pracy Towarzystwa, jego działalność wydawniczą i organizację zebrań naukowych. Podjęto decyzje o powołaniu 4 sekcji tematycznych: Sekcji Statystyki Matematycznej, Sekcji Statystyki Ludności, Sekcji Statystyki Gospodarczej i Społecznej, Sekcji Statystyki w Przedsiębiorstwie. Postanowiono wydawać własne czasopismo poświęcone badaniom statystycznym oraz ustalono roczny budżet Towarzystwa.

Zgromadzenie wybrało władze PTS. W skład Zarządu weszli: E. Szturm de Sztrem jako prezes, J. Czekanowski — wiceprezes, J. Derengowski — sekretarz, J. Wiśniewski — skarbnik. Członkami Zarządu zostali również: R. Buławski, Z. Łomnicki i E. Strzelecki. Zastępcami członków Zarządu wybrano B. Biegeleiseną, K. Czernickiego i E. Rosseta (4 II 1938 r. po rezygnacji R. Buławskiego wszedł do Zarządu).

W skład Rady Towarzystwa poza członkami Zarządu weszli: dr St. Antoniewski, prof. F. Bujak, dr M. Kacprzak, prof. A. Krzyżanowski, prof. K. W. Kumaniecki, prof. St. Lencewicz, prof. Z. Limanowski, prof. A. Łomnicki, prof. St. Mazurkiewicz, prof. M. Nadobnik, prof. J. Sława-Neyman (przebywający wówczas zagranicą), prof. J. dr S. Pszczołkowski, prof. S. Szulc i Z. Zaleski.

Komisję Rewizyjną stanowili: dr A. Gruzewski, P. Moroz — przewodniczący, K. Sarnecki, J. Ignaszewski — zastępca członka komisji.

Po zamknięciu obrad Walnego Zgromadzenia odbyło się zebranie naukowe, na którym ogłoszono 17 referatów. Referaty te były później drukowane w różnych czasopismach, przeważnie w „Przeglądzie Statystycznym” — organie PTS, który zaczął wychodzić już w następnym roku.

Pierwsze posiedzenie Rady PTS odbyło się 1 XI 1937 r. Wybrano na nim Komitet Redakcyjny „Przeglądu Statystycznego” w składzie: Z. Limanowski — przewodniczący, S. Szulc — wiceprzewodniczący, J. Wiśniewski — sekretarz, A. Łomnicki i J. Piekalkiewicz oraz dokooptowany na początku 1938 r. S. Pszczółkowski.

Ukształtowały się także dwie sekcje. Sekcją Statystyki Matematycznej kierował prof. A. Łomnicki, sekretarzem jej został J. Wiśniewski. Pierwsze zebranie naukowe tej Sekcji odbyło się 13 XII 1937 r.

Na przewodniczącego Sekcji Statystyki w Przedsiębiorstwie wybrano J. Piekalkiewicza, wiceprzewodniczącym został K. Romaniuk, a członkami W. Stopczyk i B. Maskalik. Postanowiono, że Sekcja wydawać będzie biuletyn „Statystyka w Przedsiębiorstwie”.

20 grudnia 1937 r. wyłoniono zarząd Sekcji Statystyki Społecznej i Gospodarczej: S. Antoniewski — przewodniczący, T. Czajkowski, L. Landau, E. Strzelecki i W. Zawadzki.

Jako ostania powstała 2 III 1938 r. Sekcja Statystyki Ludności, do zarządu której wybrani zostali: S. Szulc — przewodniczący, S. Fogelson i B. Tokarska-Kozakowa.

Liczebność PTS rosła w szybkim tempie. 15 III 1938 r. Towarzystwo liczyło 197 członków zwyczajnych i 25 wspierających, a na koniec roku 256 zwyczajnych i 27 wspierających. Wśród członków wspierających, poza GUS, znajdowały się zarządy miast, izby przemysłowo-handlowe, banki, fabryki i huty, a także polskie monopole spirytusowy i tytoniowy.

Zebrania zarządu odbywały się regularnie, a Rada PTS w roku 1938 odbyła cztery posiedzenia. Na posiedzeniu 10 IV przedstawione zostały sprawozdania zarządu, sekcji i redakcji czasopism „Przeglądu Statystycznego” i „Statystyki w Przedsiębiorstwie”. Omawiano sprawy organizacji biblioteki Towarzystwa i wyboru delegata do Rady Nauk Ścisłych. Powołano Komisję ds. Słownictwa Statystycznego i przyjęto wniosek R. Buławskiego: *w sprawie nadużywania statystyki przez pewne instytucje zagraniczne w celu propagandy wrogiej Polsce* (przez propagandę hitlerowskich Niemiec).

Po zebraniu Rady odbyło się zebranie naukowe PTS w lokalu Zakładu Fizyki Doświadczalnej UW z udziałem ok. 50 osób. Przedstawiono na nim referaty prof. J. Sławy-Neymana pt. *O sposobie potrójnego losowania przy badaniach ludności metodą reprezentacyjną* i prof. A. Rajchmana pt. *O tablicach dla stosujących metodę reprezentacyjną w statystyce*.

Zebranie Rady 18 IX 1938 r. odbyło się w Krakowie. Sprawozdania na nim przedstawiły: zarząd PTS, cztery sekcje, Oddział Śląsko-Dąbrowski oraz komisje powołane na wcześniejszych posiedzeniach Rady. Komisja Biblioteczna zaproponowała prowadzenie Biblioteki PTS Oddziałowi Śląsko-Dąbrowskiemu w Katowicach. Wniosek został przyjęty, ale do jego realizacji już nie doszło.

W tym samym czasie grupa uczestników posiedzenia Rady PTS wzięła udział w odbywającym się w Krakowie Zjeździe Międzynarodowego Towarzystwa

Ekonomicznego. Członek PTS dr J. Wiśniewski wygłosił w języku angielskim referat na temat wskaźników (wydrukowany potem w języku polskim w „Przeglądzie Statystycznym”).

W roku 1938 ożywioną działalność prowadziły sekcje:

- Sekcja Statystyki Matematycznej (37 członków), odbyła 8 zebrań,
- Sekcja Statystyki w Przedsiębiorstwie (41 członków) — 12 zebrań,
- Sekcja Statystyki Gospodarczej (66 członków) — 8 zebrań,
- Sekcja Statystyki Ludności (29 członków) — 6 zebrań.

Powstawały również oddziały terenowe PTS. Najwcześniej zaczął działać Oddział Śląsko-Dąbrowski (zebranie organizacyjne odbyło się 26 VI; przewodniczącym Oddziału był dr R. Buławski, sekretarzem dr W. Olszewicz). Do końca 1939 r. Oddział Śląsko-Dąbrowski przeprowadził ponadto trzy spotkania odczytowo-dyskusyjne.

Oddział Poznański powstał 14 XI 1938 r. Jego przewodniczącym został prof. M. Nadobnik, a sekretarzem dr J. Pilecki. W roku 1938 Oddział zorganizował jedno zebranie naukowe.

17 VI 1938 r. zorganizował się wprawdzie Oddział Wileński, na którego czele stał czteroosobowy Zarząd z przewodniczącym Teodorem Nagórskim, ale działalności naukowej Oddział jednak nie podjął.

23 III 1939 r. powołano Oddział PTS we Lwowie, liczący 15 członków. Przewodniczącym został prof. A. Łomnicki, a sekretarzem dr H. Lepucki.

W roku 1939 parokrotnie zbierał się Zarząd oraz odbywały się zebrania naukowe w sekcjach. 1 kwietnia odbyło się posiedzenie Rady PTS, a następnie 11 IV Walne Zgromadzenie członków organizacji.

Na posiedzeniu Rady dr W. Skrzywan, przewodniczący Komisji powołanej w 1938 r. do opracowania planu i kosztorysu przewodnika po źródłach statystycznych, złożył sprawozdanie z jej prac. Komisja w składzie: W. Skrzywan, K. Czernicki, J. Derengowski, S. Fogelson, St. Rutkowski i W. Stopczyk odbyła 8 posiedzeń i wykonała swe zadanie.

Walne Zgromadzenie obradujące 2 IV 1939 r. w auli warszawskiej SGH poświęcone było omówieniu działalności Towarzystwa i opracowaniu planów oraz niewielkim zmianom w statucie. Sprawozdanie przedstawiało się bogato: akcja odczytowo-dyskusyjna rozwijała się intensywnie, każda sekcja odbyła kilka zebrań.

W 1938 r. w ramach Sekcji Statystyki w Przedsiębiorstwie utworzono Komisję Sprawozdawczości Maszynowej. Dobrze rozwijała się działalność wydawnicza — do 1 IV 1939 r. wyszły 4 numery „Przeglądu Statystycznego” i 7 zeszytów „Statystyki w Przedsiębiorstwie”.

Zgromadzenie przyjęło budżet PTS na rok 1939 i wybrało nowe władze. Prezesem powtórnie został dyr. E. Szturm de Sztrem, a wiceprezesem J. Czekanowski. W skład Zarządu weszli: J. Derengowski (sekretarz), St. Kołodziejczyk, J. Piekalkiewicz, S. Rutkowski (skarbnik), J. Wiśniewski oraz zastępcy członków: Z. Łomnicki, W. Skrzywan i E. Strzelecki. Radę stanowili: S. Antoniewski, J. Blaton, F. Bujak, M. Kacprzak, A. Krzyżanowski, K. Kumaniecki,

Z. Limanowski, E. Lipiński, M. Nadobnik, J. Splawa-Neyman, J. Poniatowski, S. Pszczółkowski, S. Szulc i Z. Zalewski.

Do Komisji Rewizyjnej weszli: P. Moroz, A. Gruzewski, J. Ignaszewski oraz zastępcy: B. Nawrocki i St. Kobryner.

2 i 3 IV 1939 r. odbyło się zebranie naukowe poświęcone problematyce III Powszechnego Spisu Ludności. W spotkaniu uczestniczyło 50 osób. Dotyczyło ono zagadnień demograficznych, kwestii spisu nieruchomości, budynków mieszkalnych i gospodarstw domowych, spisu przedsiębiorstw oraz statystyki zawodowej. Dorobek i wnioski z tych narad miały być przekazane organizatorom spisu, ale wykorzystane zostały dopiero w 1950 r. przy organizowaniu powojennego spisu ludności.

Po II Walnym Zgromadzeniu PTS działało normalnie do wakacji. Wiadomo że zbierał się zarząd, odbywały się zebrania w sekcjach, prowadzono działalność wydawniczą. Niestety, nie zachowała się żadna dokumentacja z tego okresu.

Na liście członków według stanu z 15 VI 1939 r. było 30 instytucji — członków wspierających i 291 członków zwyczajnych (wśród nich 16 kobiet). Większość zwyczajnych członków Towarzystwa (blisko 61%) zamieszkiwało w Warszawie, we Lwowie było ich blisko 12%, a w Krakowie prawie 6%, w Wilnie, Poznaniu, Katowicach od 10—14 osób, w innych miastach od 1—3 osób. Za granicą przebywało 6 członków PTS.

1 września 1939 r. kataklizm II wojny światowej przerwał wszelką działalność PTS.

mgr Andrzej Jopkiewicz — *Warszawa*

SUMMARY

The first article part presents achievements of the Statistic Section being part of the organizational structure of the Society of Polish Economists and Statisticians (SPES) in the years 1917—1936. An analysis of the legal status of its activities and the implementation of statutory tasks are presented. The second part of the study characterizes the activities of the Polish Statistical Society in 1937—1939, after its separation from SPES.

РЕЗЮМЕ

В первой части статья представляет достижения Секции по статистике, которая является частью организационной структуры Общества польских экономистов и статистиков (ОПЭС) в 1917—1936 гг. Был представлен анализ юридического состояния ее деятельности, а также реализация статутных задач.

Вторая часть статьи характеризует деятельность Польского статистического общества в 1937—1939 гг, выделенного из ОПЭС.

Dorota SZAŁTYS, Radosław STĘPIEŃ

Narodowy Spis Powszechny Ludności i Mieszkań w 2011 r.

Od 1 kwietnia do 30 czerwca 2011 r. w Rzeczypospolitej Polskiej odbył się powszechny spis ludności i mieszkań. Był to już ósmy spis w niepodległej Polsce (nie licząc spisu sumarycznego w 1946 r. oraz trzech mikrospisów w latach 1974, 1984 i 1995) i pierwszy od wstąpienia naszego kraju do Unii Europejskiej (UE).

Spisy powszechne są ważnymi momentami w życiu narodu, kiedy państwo pyta swoich mieszkańców „ilu nas jest”, „jacy jesteśmy”, „jak żyjemy” oraz o inne najistotniejsze informacje związane z funkcjonowaniem społeczeństwa. To portret kraju, ukazujący demograficzną, społeczną i ekonomiczną strukturę jego mieszkańców w określonym czasie.

Należy jednak pamiętać, że cele spisu zmieniają się wraz ze stale ewoluującym społeczeństwem. Inne cele przyświecały spisom ludności w czasach starożytnych (ich podstawowym zadaniem było dostarczenie rządzącym listy mężczyzn służącej powoływaniu do armii), zgoła inne w erze nowożytnej, choć i wówczas cele praktyczne i poznawcze spisu nie zawsze pozbawione były społeczno-politycznego kontekstu.

Obecnie, w dobie globalizacji i szybkiego rozwoju gospodarczego, posiadanie szczegółowych, dobrych jakościowo i porównywalnych danych statystycznych jest niezbędne do prawidłowego zarządzania społeczno-gospodarczego zarówno w kraju, jak i w ujęciu międzynarodowym. Spis ludności jest jedynym masowym badaniem, które pozwala na uzyskanie tak szczegółowych informacji o liczbie ludności, jej rozmieszczeniu, strukturze demograficzno-społecznej i zawodowej oraz o gospodarstwach domowych i rodzinach.

Spisom ludności zwykle towarzyszą spisy mieszkań i budynków, dostarczając informacji nie tylko o ilościowym i jakościowym stanie zasobów mieszkaniowych. Pozwalają one przede wszystkim na wszechstronną charakterystykę sytuacji mieszkaniowej ludności i gospodarstw domowych, a w tym na ustalenie liczby gospodarstw domowych i rodzin nieposiadających własnego mieszkania lub mieszkających niesamodzielnie.

W wymiarze międzynarodowym, zwłaszcza w UE, dysponowanie danymi ze spisów ma podstawowe znaczenie z uwagi na bieżące wykorzystywanie tych informacji dla potrzeb realizowanych programów (np. w Europejskiej Strategii

Zatrudnienia) oraz m.in. wspólnotowej polityki społecznej. Służą one koordynacji polityki migracyjnej państw członkowskich UE, a także budowaniu wspólnotowej polityki migracyjnej, której celem jest integracja imigrantów oraz zwalczanie rasizmu i dyskryminacji.

Sukces nowoczesnego spisu w dużej mierze zależy od uwzględnienia przy organizacji tego badania kilku czynników. Po pierwsze kwestionariusz spisowy powinien być przystosowany do zmieniającej się charakterystyki demograficznej i społeczno-ekonomicznej ludności kraju oraz jego regionów. Trudność polega na znalezieniu właściwej równowagi pomiędzy wprowadzeniem zmian do treści spisu i zachowaniem ciągłości historycznej, tak aby można było przeprowadzić analizę zjawiska w rozmaitych okresach. Drugi czynnik dotyczy rozwoju technologii stosowanych w gromadzeniu, przetwarzaniu i upowszechnianiu informacji statystycznych. Wiele krajów wprowadziło w spisach zautomatyzowane technologie, takie jak skanowanie, OCR (inteligentne rozpoznawanie znaków w pliku graficznym), automatyczne kodowanie oraz edycję danych. Zastosowanie nowoczesnych technologii wychodzi naprzeciw rosnącym wymaganiom użytkowników danych, którzy oczekują bardziej szczegółowych informacji geograficznych i społeczno-ekonomicznych w formach odpowiadających najnowszemu oprogramowaniu komputerowemu.

Należy również uwzględnić stosunek respondentów do spisu. W wielu krajach mieszkańcy coraz mniej chętnie uczestniczą w badaniach ankietowych. Spadek wskaźników udzielanych odpowiedzi wpływa negatywnie zarówno na koszty związane z uzupełnieniem brakujących informacji, jak również na jakość danych i na wyniki ostateczne¹.

Spisy powszechne to największe i najdroższe operacje logistyczne (zwłaszcza gdy są przeprowadzane w sposób tradycyjny), obejmujące gromadzenie danych (poprzez bezpośrednie liczenie lub pobieranie danych z rejestrów administracyjnych), opracowanie wyników, ich analizę i upowszechnianie. Z uwagi na wysokie koszty tego przedsięwzięcia w wielu krajach podejmuje się zdecydowane kroki w kierunku wykorzystania nowych metod, które uczyniłyby spis ludności i mieszkań bardziej efektywnym i mniej kosztownym, przy założeniu, że uzyskane wyniki są odpowiedniej jakości.

Polska należy do tych krajów, które w spisie ludności i mieszkań 2011 r. zdecydowały się na odejście od metody tradycyjnej na rzecz „mieszanej”. Z jednej strony wykorzystuje się systemy informacyjne administracji publicznej, jako źródła danych do spisu, z drugiej — uwzględnia możliwość zbadania niektórych tematów na próbie reprezentatywnej.

W artykule opisano polskie doświadczenia w przeprowadzeniu spisu ludności i mieszkań 2011, w tym regulacje prawne i zobowiązania międzynarodowe, źródła danych, cele spisu, zakres tematyczny, metody zbierania danych od respondentów oraz formy opracowania i upowszechniania wyników.

¹ A. Sobieszak, D. Szałtys (2006), *Przygotowania międzynarodowe do spisu ludności i mieszkań 2010*, „Wiadomości statystyczne”, nr 7/8.

REGULACJE PRAWNE KRAJOWE I ZOBOWIĄZANIA MIĘDZYNARODOWE

Zbieranie danych statystycznych od osób fizycznych w badaniach o tak szerokiej skali i zasięgu, jak spis ludności i mieszkań wymaga szczególnego rodzaju podejścia i regulacji prawnych. Polska wykorzystuje tu Rozporządzenie (WE) Parlamentu Europejskiego i Rady Nr 763/2008 z 9 lipca 2008 r. w sprawie spisów powszechnych ludności i mieszkań (Dz. U. UE. L. z 13.08.2008 r., Nr 218). Rozporządzenie to ustanawia wspólne zasady dotyczące dostarczania co dziesięć lat wyczerpujących danych na temat ludności i mieszkań. Państwa członkowskie przedkładają Komisji (Eurostatowi) dane na temat ludności, obejmujące charakterystykę demograficzną, społeczną i gospodarczą osób, rodzin i gospodarstw domowych, jak też mieszkań w ujęciu krajowym, regionalnym i lokalnym. Wśród wymaganych tematów dotyczących ludności wskazuje się m.in.: kraj/miejsce urodzenia oraz kraj posiadanego obywatelstwa, obecne i poprzednie miejsce zamieszkania oraz datę przybycia do obecnego miejsca zamieszkania, bieżącą aktywność ekonomiczną, poziom wykształcenia oraz typ i wielkość gospodarstwa domowego. Nie oznacza to jednak, że spisy powszechne poszczególnych państw UE muszą obejmować jedynie obowiązkowe tematy wskazane w załączniku do rozporządzenia.

W Polsce ramy tematyki spisu ludności i mieszkań w 2011 r., zakres, formę, tryb, granice obowiązków statystycznych i dobrowolności udziału w badaniach określiła ustawa z 4 marca 2010 r. o narodowym spisie powszechnym ludności i mieszkań w 2011 r. (Dz.U. z 26 marca 2010 r., Nr 47, poz. 277) wraz z aktami wykonawczymi do ustawy. Zakres tematyczny spisu uwzględniał potrzeby krajowych użytkowników, zarówno władzy centralnej jak i samorządowej, ale również instytucji naukowych i badawczych, ośrodków analitycznych, wyższych uczelni, mediów, wreszcie osób prywatnych.

ŹRÓDŁA DANYCH

Dotychczasowa praktyka spisowa oparta była na klasycznym sposobie przeprowadzania spisów, który polegał na zatrudnianiu rachmistrzów spisowych, odwiedzających wszystkie zamieszkane lokale i zapisujących uzyskane od respondentów informacje na formularzach spisowych, przygotowanych w formie papierowej. Taka organizacja spisu okazała się jednak bardzo kosztowna i pracochłonna. Z tego względu w Polsce zdecydowano się w spisie 2011 r. na odejście od tradycyjnej metody na rzecz metody „mieszanej”, polegającej na połączeniu danych z rejestrów administracyjnych z danymi uzyskiwanymi z bezpośrednich badań statystycznych.

Decyzja ta wpisuje się w ogólnoeuropejski trend wykorzystywania w spisach ludności i mieszkań zasobów informacyjnych rejestrów administracyjnych. Komisja Europejska przygotowując podstawy prawne przeprowadzania spisów w obszarze UE wzięła pod uwagę dynamiczny rozwój systemów administracyj-

nych i rozwiązań informatycznych wykorzystywanych przy wyborze metody spisu. W przepisach wspomnianego rozporządzenia określono szczegółowo źródła, na jakich państwa członkowskie mogą opierać dane statystyczne. Są to:

- a) tradycyjne spisy powszechne;
- b) spisy powszechne oparte na danych z rejestrów administracyjnych;
- c) kombinacja tradycyjnych spisów powszechnych z badaniami reprezentacyjnymi;
- d) kombinacja spisów powszechnych oparta na danych z rejestrów administracyjnych z badaniami reprezentacyjnymi;
- e) kombinacja spisów powszechnych na podstawie rejestrów administracyjnych z tradycyjnymi spisami powszechnymi;
- f) kombinacja spisów powszechnych wykorzystujących rejestry administracyjne badań reprezentacyjnych oraz tradycyjnych spisów powszechnych;
- g) badania oparte na próbie rotacyjnej („kroczące” spisy powszechne).

Rozporządzenie nr 763/2008 r. jest pierwszym aktem prawnym na skalę międzynarodową, który traktuje równorzędnie różne rodzaje podejścia do przeprowadzania spisu. Innymi słowy, istnieje uznanie „prawne”, że wspomniane źródła są zdolne do zapewnienia danych spisowych.

W polskiej ustawie o NSP 2011 przyjęto założenie jak najszerszego wykorzystania systemów informacyjnych administracji publicznej jako źródeł danych do spisu. W konsekwencji oznacza to, że informacje w spisie pobrano przede wszystkim z dostępnych źródeł administracyjnych, a następnie wykorzystano do przygotowania i aktualizacji operatu adresowo-mieszkaniowego do losowania prób w badaniu reprezentacyjnym oraz jako bezpośrednie źródło danych spisowych. Dane niewystępujące w systemach informacyjnych administracji publicznej lub niespełniające wymogów jakości statystyki publicznej zebrano od osób objętych spisem. Jednak w tym przypadku przewidziano zastosowanie nowoczesnych technik gromadzenia danych w celu wyeliminowania formularzy papierowych. Zastosowane rozwiązania miały przede wszystkim zmniejszyć koszty oraz obciążenie osób nimi objętych, przy zachowaniu wysokiej jakości wyników spisu.

W trakcie prac przygotowawczych do NSP 2011 zebrano niezbędne metadane o ok. 300 rejestrach administracyjnych. Wszystkie zmienne występujące w systemach oceniono pod kątem możliwości uzyskania informacji o ludności, mieszkaniach i budynkach — zgodnie z definicjami i klasyfikacjami zawartymi w rekomendacjach Biura Statystycznego ONZ (UND) oraz Eurostatu obowiązującymi dla krajów regionu EKG oraz UE. W wyniku szczegółowej analizy zdecydowano o wykorzystaniu ok. 28 źródeł pochodzących z administracji rządowej, samorządowej, a także od gestorów spoza administracji publicznej, takich jak zarządcy nieruchomości, spółdzielnie mieszkaniowe, zakłady energetyczne oraz operatorzy telekomunikacji.

Jako priorytetowe należy wymienić: Powszechny Elektroniczny System Ewidencji Ludności (MSWiA) oraz gminne zbiory meldunkowe w zakresie danych o ludności; zbiory danych z systemu ZUS dotyczące płatników składek, osób

ubezpieczonych oraz osób pobierających emeryturę lub rentę, świadczenie lub zasiłek przedemerytalny, rentę socjalną, świadczenia pieniężne wypłacane samodzielnie; Centralny Wykaz Ubezpieczonych (NFZ) — w zakresie danych o osobach objętych systemem ubezpieczeń zdrowotnych; Ewidencja gruntów i budynków, Państwowy rejestr granic i powierzchni jednostek podziału terytorialnego państwa — w zakresie danych o budynkach i lokalach; Krajowy Rejestr Urzędowy Podziału Terytorialnego Kraju; Państwowy Fundusz Rehabilitacji Osób Niepełnosprawnych; KRUS; System Pobyt (URiC), a także dane z systemów informacyjnych powiatowych urzędów pracy o osobach bezrobotnych i o osobach poszukujących pracy; dane z systemów pomocy społecznej o świadczeniobiorcach oraz o osobach ubiegających się o przyznanie świadczeń oraz inne systemy i rejestry wymienione w załączniku nr 2 do ustawy o spisie.

Postanowiono, że zakwalifikowane rejestry i systemy administracyjne zostaną wykorzystane jako:

- bezpośrednie źródło danych do badań,
- źródło informacji do utworzenia wykazu podmiotów objętych spisem (operatu adresowo-mieszkaniowego),
- źródło informacji do imputacji, szacowania danych, porównań i określenia jakości danych.

PODSTAWOWE CELE NSP 2011

Podstawowe cele Narodowego Spisu Powszechnego Ludności i Mieszkań w 2011 r. (NSP 2011) można sprecyzować następująco:

- 1) zaspokojenie potrzeb informacyjnych kraju, zwłaszcza zebranie informacji, których nie można uzyskać z innych źródeł;
- 2) dostarczenie informacji o jednostkach podstawowych podziału administracyjnego kraju;
- 3) możliwie szeroka charakterystyka zmian, jakie zaszły w latach 2002—2011 w podstawowych strukturach demograficzno-społecznych ludności, gospodarstw domowych i rodzin oraz zmian w wielkości i standardzie zasobów mieszkaniowych;
- 4) zebranie informacji niezbędnych do zaspokojenia potrzeb międzynarodowych (Rozporządzenie PE i Rady nr 763/2008);
- 5) aktualizacja bazy do budowy operatów losowania do badań reprezentacyjnych prowadzonych w gospodarstwach domowych.

Obok standardowych funkcji, które w znacznej mierze były wypełniane przez poprzednie spisy ludności i mieszkań, przed Spisem 2011 stanęły dodatkowe zadania. Były one związane z nową sytuacją prawną Polski, wynikającą z przystąpienia Polski do Unii Europejskiej. Wiąże się z tym kilka zjawisk, mających konsekwencje społeczno-gospodarcze w kraju. Jednym z nich jest poakcesyjna fala emigracyjna. Migracje zarobkowe Polaków po 2004 r. to proces o doniosłym znaczeniu dla polskiego rynku pracy, ale także społeczeństwa jako całości, jego spójności i tożsamości. Włączenie do formularza spisowego zagadnień

dotyczących migracji ludności, w powiązaniu z jej aktywnością ekonomiczną, wychodzi naprzeciw potrzebom i oczekiwaniom formułowanym przez UE. Jest to jednocześnie bogate źródło informacji do opracowywania krajowych i lokalnych programów społecznych.

Kolejnym zagadnieniem, które nabiera coraz większego znaczenia dla państw UE oraz regionu EKG w kontekście migracji, integracji i polityki wobec mniejszości narodowych jest charakterystyka etniczno-kulturowa ludności.

W spisie z 2002 r. po raz pierwszy po wojnie podjęto się dokonania bilansu narodowościowego ludności Polski. Ze względu na oczekiwania i zarazem zapotrzebowanie ze strony wielu organizacji międzynarodowych, jak również krajowych użytkowników na dane dotyczące tożsamości (lub struktury) etnicznej ludności oraz języka ojczystego postanowiono kontynuować badanie również w Spisie 2011. Porównanie z wynikami uzyskanymi w poprzednim spisie umożliwi pogłębioną analizę i ocenę jakości wyników z NSP 2002.

Do oceny procesów społecznych niezwykle ważne jest zbadanie zbiorowości osób bezdomnych w Polsce. Oszacowanie skali zjawiska bezdomności jest w warunkach polskich bardzo trudne z uwagi na brak regularnych badań naukowych. Liczbę bezdomnych określa się od 30 do 300 tysięcy, jednak z uwagi na różną metodologię oraz stosowaną definicję pojęcia bezdomności trudno uznać te dane za miarodajne. Pomorskie Forum na Rzecz Wychodzenia z Bezdomności przygotowało i wdrożyło koncepcję spisu osób bezdomnych, która była przeniesieniem metodologii stosowanej w badaniach nad bezdomnością prowadzonych na Pomorzu.

Z informacji posiadanych przez organizacje pozarządowe wynika, że wśród populacji osób bezdomnych wyraźnej zmianie ulega przekrój zawodowy i społeczny. Obniżeniu ulega wiek bezdomnych, w szczególności samotnych matek z dziećmi. Wyniki spisu dostarczą informacji nie tylko o miejscach przebywania bezdomnych (utworzenie tzw. mapy bezdomności), ale również o okresie pozostawania bezdomnym oraz o przyczynach bezdomności.

Trzeba podkreślić, że rzadko jedna przyczyna wyjaśnia sytuację osoby bezdomnej, przyczyny przeplatają się i wzajemnie warunkują. Dane ze spisu w istotny sposób mogą pomóc w tworzeniu programów i działań o charakterze profilaktycznym, osłonowym czy aktywizującym konkretne osoby lub grupy społeczne, rokujące perspektywy przezwyciężenia tej sytuacji.

Ponadto wyniki Narodowego Spisu Ludności i Mieszkań posłużą do weryfikowania wyników badań wykonanych na małych próbach, szacunków danych o małych obszarach oraz jako punkt wyjścia do prowadzenia z większą częstotliwością (np. co 2—3 lata) ukierunkowanych tematycznie badań. Pozwolą one na delimitację obszarów ze względu na zasięg przestrzenny niektórych zjawisk, np.: lokalizację rynków pracy, zakres oddziaływania miast, obszary ubóstwa itp. Spis powszechny jest również niepowtarzalną okazją do otrzymania innych informacji, mających coraz większe znaczenie. Mowa tu np. o tematyce dojazdów do pracy. Stosowne informacje są niezbędne samorządom terytorialnym, m.in. do podjęcia starań o uzyskanie unijnych środków pomocowych na budowę lub modernizację szlaków komunikacyjnych.

Realizacja spisu wymagała modyfikacji dotychczasowej metodologii i zakresu tematycznego przede wszystkim w dwóch zakresach:

- wprowadzenia zmian metodologicznych do tematów już badanych, przy zachowaniu porównywalności danych spisowych tam, gdzie jest to konieczne oraz przy uwzględnieniu specyfiki polskich rozwiązań, zwłaszcza regulowanych stosownymi przepisami prawnymi,
- rozszerzenia tematyki spisu o nowe zagadnienia, niebędące dotychczas przedmiotem badań.

ZAKRES TEMATYCZNY NSP 2011

Przy ustalaniu zakresu przedmiotowego spisu została przeprowadzona analiza wykorzystania wyników poprzedniego spisu oraz analiza nowych potrzeb informacyjnych. Brano również pod uwagę możliwości uzyskania tych informacji z innych źródeł, przede wszystkim z systemów informacyjnych administracji publicznej, jak również konieczność zachowania pełnej porównywalności danych oraz zobowiązania międzynarodowe określone w rozporządzeniu nr 763/2008.

W 2008 r. przeprowadzono konsultacje społeczne, w których zbierano uwagi i zapotrzebowanie na dane spisowe od urzędów centralnych i terenowych, samorządów, ośrodków badawczych, organizacji narodowościowych i instytucji wyznaniowych. W wyniku tych prac ustalono następujące tematy badawcze:

W zakresie tematyki ludnościowej:

1. Geograficzna charakterystyka ludności — miejsce przebywania, miejsce zamieszkania w okresie międzyspisowym i przyczyny jego zmiany.
2. Demograficzna charakterystyka osób — płeć, wiek, stan cywilny (formalno-prawny i faktyczny), kraj urodzenia (w tym rodziców), obywatelstwo.
3. Gospodarstwa domowe i rodziny — wielkość i skład gospodarstwa domowego i rodziny, rodziny biologiczne i zrekonstruowane, rodziny niepełne, pozycja osób w gospodarstwie domowym i rodzinie.
4. Wykształcenie — poziom wykształcenia i uczęszczanie do szkoły, kontynuacja nauki.
5. Migracje wewnętrzne i zagraniczne, w tym badanie emigracji Polaków, emigracji zarobkowej, reemigracji oraz imigracji cudzoziemców do Polski.
6. Dzietność kobiet.
7. Narodowość i język oraz mniejszości narodowe i etniczne.
8. Wyznanie (przynależność do kościoła lub związku wyznaniowego).
9. Niepełnosprawność prawna i biologiczna.
10. Ekonomiczna charakterystyka osób, w tym:
 - bieżąca aktywność ekonomiczna — pracujący w pracy głównej i dodatkowej, bezrobotni, bierni zawodowo, charakterystyka zawodowa pracujących;

- stała aktywność ekonomiczna pracujących w indywidualnych gospodarstwach rolnych;
 - dojazdy do pracy.
11. Główne i dodatkowe źródło utrzymania osób.
 12. Źródła utrzymania gospodarstwa domowego, samodzielność gospodarowania i zamieszkania.

Integralną częścią spisów ludności w Polsce są spisy mieszkań i budynków, w których są zlokalizowane mieszkania. Zebrane podczas spisu informacje umożliwią oszacowanie potrzeb mieszkaniowych, wynikających zarówno z fizycznego braku mieszkań, jak również z powodu konieczności wymiany zasobów substandardowych lub zasobów nienadających się do remontu.

W zakresie tematyki mieszkaniowej:

1. Rodzaj zamieszkanego pomieszczenia.
2. Charakterystyka mieszkań, w tym:
 - mieszkania zamieszkałe według rodzaju zajmowania mieszkania, własności mieszkania, wielkości mieszkania, w tym: liczba izb z wyszczególnieniem pokoi, pomieszczeń kuchennych i innych izb oraz powierzchnia użytkowa mieszkań, wyposażenia w instalacje sanitarno-techniczne, sposób ogrzewania mieszkania;
 - mieszkania niezamieszkałe dodatkowo charakteryzowane według przeznaczenia oraz przyczyny niezamieszkania.
3. Charakterystyka budynków z zamieszkanymi lokalami mieszkalnymi, w tym: rodzaj budynku, forma własności budynku, liczba mieszkań w budynku, rok wybudowania.
4. Informacje o tytule prawnym do zajmowanego mieszkania oraz o fakcie posiadania drugiego mieszkania przez gospodarstwo domowe.

METODY REALIZACJI SPISU I ZBIERANIA INFORMACJI

Jak wspomniano przyjęto założenie, że NSP 2011 zostanie zrealizowany metodą mieszaną, tj. z wykorzystaniem systemów informacyjnych administracji publicznej oraz danych zebranych w badaniu pełnym i reprezentacyjnym, w następującej kolejności:

- pobranie danych z systemów informacyjnych;
- samospis internetowy, polegający na zaakceptowaniu lub korekcie w określonym terminie danych uzyskanych z systemów informacyjnych;
- wywiad telefoniczny wspomagany programem komputerowym, prowadzony przez ankietera statystycznego (CATI);
- wywiad rejestrowany na przenośnym urządzeniu elektronicznym prowadzony przez rachmistrza spisowego (CAPI).

Terminy realizacji dla każdego z powyższych sposobów zebrania informacji ustalone zostały w art. 15 projektu ustawy o NSP 2011.

Generalnie projektowane reguły zbierania i postępowania z danymi są zgodne z regulacjami przyjętymi w ustawie z 29 czerwca 1995 r. o statystyce publicznej

(Dz. U. Nr 88, poz. 439, z późn. zm.) oraz w ustawie z 29 sierpnia 1998 r. o ochronie danych osobowych (tekst jednolity: Dz. U. z 2002 r., Nr 101, poz. 926, z późn. zm.) (art. 10 i art. 11 projektu ustawy).

Ustawa o statystyce publicznej określa, w jakich przypadkach i od kogo mogą być uzyskiwane dane osobowe i jakiej rangi akt prawny jest konieczny do określenia obowiązków w tym zakresie. Uprawnienia statystyki publicznej do zbierania danych ze wszystkich dostępnych źródeł (określonych szczegółowo w programie badań statystycznych statystyki publicznej albo w odrębnych ustawach), a także do gromadzenia danych statystycznych od i o podmiotach gospodarki narodowej i ich działalności oraz danych statystycznych od i o osobach fizycznych dotyczących ich życia i sytuacji, zawarte zostały w przepisach ustawy o statystyce publicznej (art. 5 ust. 1). Art. 10 ustawy o statystyce publicznej określa ustalenia dotyczące ochrony danych zbieranych przez statystykę publiczną. Zbierane i gromadzone w badaniach statystycznych statystyki publicznej dane indywidualne i osobowe są poufne i podlegają szczególnej ochronie. Dane te mogą być wykorzystywane wyłącznie do opracowań, zestawień i analiz statystycznych oraz do tworzenia przez służby statystyki publicznej operatu do badań statystycznych. Udostępnianie lub wykorzystywanie danych indywidualnych i danych osobowych do innych niż podane celów jest zabronione (tajemnica statystyczna). Przewidziana w ustawie zasada tajemnicy statystycznej obejmuje wszystkie dane indywidualne i dane osobowe w sposób nieprzewidujący żadnych wyjątków i odstępstw. Badania statystyczne statystyki publicznej są prowadzone jako badania pełne całej zbiorowości (w tym spisy powszechne) albo jako badania reprezentacyjne na wylosowanej lub dobranej celowo próbie danej zbiorowości (art. 6 ust. 1).

Przepisy ustawy o statystyce publicznej definiują pojęcie systemów informacyjnych administracji publicznej (art. 2 pkt. 13), a także ograniczają zakres/rodzaj informacji zbieranych w badaniach statystycznych (art. 8), w tym w spisach powszechnych, wyłącznie do sytuacji zbierania ich w formie odpowiedzi udzielanej bezpośrednio w czasie wywiadu z udziałem rachmistrza przez osobę, której dotyczą lub dorosłego domownika. Na zasadzie obowiązku nie mogą być zbierane informacje dotyczące rasy, wyznania, życia osobistego oraz poglądów filozoficznych i politycznych. To ograniczenie nie dotyczy danych zbieranych z systemów informacyjnych administracji publicznej.

Ponadto wykorzystanie danych osobowych do celów statystycznych zostało określone w ustawie o ochronie danych osobowych. Przepisy tej ustawy nie ograniczają dostępu do danych osobowych zbieranych dla celów statystycznych zarówno bezpośrednio od osoby, której dotyczą, jak i z systemów informacyjnych administracji publicznej. Ustawodawca wprost przyzwala na przetwarzanie danych w celach badań statystycznych. Zapisy te są równoznaczne z przyzwoleniem dla administratorów danych do udostępniania ich statystyce publicznej. W art. 23 ust. 1 pkt. 2 ustawy o ochronie danych osobowych wyraźnego odesłania do badań statystycznych brak. Zawarty jednak w tym przepisie zapis pozwala na jednoznaczne przyjęcie, że statystyka publiczna wykonująca czynności na

podstawie art. 5 ust. 1 ustawy o statystyce publicznej jest z mocy prawa uprawniona do uzyskiwania przedmiotowych danych. W odniesieniu do przetwarzania tzw. danych wrażliwych w art. 27 ust. 2 pkt. 2 ustawy ustawodawca dopuszcza przetworzenie tych danych, o ile przepis szczególny innej ustawy zezwala na przetwarzanie takich danych bez zgody osoby, której dane dotyczą i stwarza pełne gwarancje ich ochrony. W świetle art. 10 ustawy o statystyce publicznej należy wyraźnie stwierdzić, że właśnie ten przepis poprzez objęcie zbieranych danych tajemnicą statystyczną daje bezsprzecznie takie gwarancje.

W ustawie o NSP 2011 uwzględnione zostały omówione przepisy ustawy o statystyce publicznej oraz ustawy o ochronie danych osobowych.

Etapy zbierania danych ustalone zostały w kolejności wykluczającej możliwość podwójnego obciążania osób objętych spisem.

Podstawową formą gromadzenia danych w NSP 2011 był CAII — *Computer Assisted Internet Interview*. Od 1 kwietnia do 16 czerwca 2011 r. ok. 12% badanej populacji spisało się bez udziału rachmistrzów (w drodze tzw. samospisu internetowego). Ta forma zbierania danych polegała na udostępnieniu formularzy elektronicznych zawierających pytania spisowe. Formularze zawierały dane otrzymane z rejestrów. Respondenci weryfikowali oraz uzupełniali je zgodnie ze stanem faktycznym na 31 marca 2011 r.

W szczególnych przypadkach, np. braku możliwości zalogowania do systemu, respondenci mogli skorzystać z formularzy bez naniesionych danych i wypełnić je samodzielnie w całości w trybie *off-line*. Formularze uzyskane drogą internetową po akceptacji przez wojewódzkie biura spisowe przesłane zostały do właściwej bazy, gdzie podlegały dalszemu opracowaniu. Formularze niewypełnione przez Internet lub wypełnione w sposób wykluczający ich akceptację przekazano do ankierów statystycznych w celu przeprowadzenia wywiadów bezpośrednich (CAPI — *Computer Assisted Personal Interview*) lub do rachmistrzów spisywanych przeprowadzających wywiady telefoniczne (CATI — *Computer Assisted Telephone Interview*).

Od 8 kwietnia do 30 czerwca 2011 r. rachmistrzowie spisowi przeprowadzili wywiady w terenie na podstawie przydzielonej puli adresów. Odpowiedzi respondentów były w trakcie wywiadu rejestrowane na przenośnych urządzeniach elektronicznych. Ankierzy statystyczni przeprowadzali zaś spisy telefoniczne, uzupełniając zebrane dane za pośrednictwem dedykowanej aplikacji.

NSP 2011 został zrealizowany jako badanie pełne i badanie reprezentacyjne.

BADANIE PEŁNE

Do przeprowadzenia NSP 2011 zgromadzono informacje m.in. z następujących systemów centralnych i rozproszonych: Ministerstwa Finansów, Ministerstwa Spraw Wewnętrznych i Administracji (PESEL), ZUS, KRUS, NFZ (Centralnego Wykazu Ubezpieczonych), urzędów gmin (gminnych zbiorów meldunkowych).

W wyniku szczegółowego przeanalizowania danych połączono zebrane informacje, tworząc wykaz podmiotowy do przeprowadzenia badania spisowego. Uzyskane tą metodą dane zostały również użyte do wygenerowania odpowiedzi do ankiet spisowych i przyspieszenia w ten sposób zbierania informacji od respondentów. Metoda ta posłużyła do wygenerowania wyników spisu.

Podstawowym źródłem informacji na temat budynków i mieszkań w NSP 2011 była tzw. baza budynków. Została ona utworzona w wyniku połączenia danych uzyskanych w ramach:

- NSP 2002,
- badania PBSSP 1.47.04 *Wydane pozwolenia na budowę i efekty działalności budowlanej*, które wykorzystuje m.in. informacje przekazywane przez powiatowych inspektorów nadzoru budowlanego na formularzu B-07 *Sprawozdanie o budynkach mieszkalnych i mieszkaniach w budynkach niemieszkalnych oddanych do użytkowania oraz w Wykazie budynków mieszkalnych i niemieszkalnych oraz obiektów zbiorowego zakwaterowania przekazanych do użytku* (do analizy brano dane za okres od 2002 r. do III kwartału 2010 r.)

oraz

- prac spisowych przy wykorzystaniu Elektronicznej Karty Budynku, za pomocą której każdy podmiot zarządzający lub administrujący budynkami przekazał informacje dotyczące wybranych cech i parametrów poszczególnych budynków wielomieszkaniowych.

Dodatkowym źródłem danych były informacje zebrane przez rachmistrzów w trakcie obchodu przedspisowego, które umożliwiły aktualizację bazy poprzez dopisanie budynków niefigurujących w bazie, usunięcie nieistniejących czy zmianę ich rodzaju (np. z mieszkalnego na niemieszkalny).

Szerszy zakres danych, zarówno o osobach jak i mieszkaniach, został pozyskany w ramach badania reprezentacyjnego.

BADANIE REPREZENTACYJNE

Przeprowadzone w ramach NSP 2011 badanie reprezentacyjne dostarczyło danych, które nie są gromadzone w rejestrach i systemach informacyjnych. Było to największe badanie reprezentacyjne wykonane przez GUS. Zostało ono przeprowadzone na próbie losowej ok. 20% mieszkań w skali kraju. Jednostką losowania było mieszkanie, a dokładniej jego adres.

Operat losowania, który został utworzony na podstawie rejestrów i systemów informacyjnych, odpowiednio uporządkowano i podzielono na warstwy. Najważniejsze cechy, jakie brano pod uwagę przy alokacji próby pomiędzy poszczególne jednostki podziału administracyjnego, to:

- liczba osób zameldowanych w mieszkaniu,
- występowanie dużych skupisk mieszkaniowych w dużych miastach, tzw. „blokowisk”,
- występowanie osoby pracującej w mieszkaniu,

- występowanie emeryta lub rencisty w przypadku braku pracującego,
- występowanie bezrobotnego w mieszkaniu w przypadku braku ww. osób,
- uwzględnienie mieszkań z użytkownikiem gospodarstwa rolnego.

Efektom tych działań było wylosowanie, spośród prawie 13,5 mln mieszkań, próby liczącej ponad 2,7 mln mieszkań. Utworzono prawie 70,5 tys. warstw, zaś wielkość próby wahała się od niemal 6% do ponad 49%, przy medianie 25% mieszkań w gminie.

Zakres tematyczny badania reprezentacyjnego w NSP 2011 obejmował sześć dużych tematów (ludność i jej charakterystyka demograficzno-społeczna, aktywność ekonomiczna, migracje wewnętrzne i zagraniczne ludności, narodowość i wyznanie, gospodarstwa domowe i rodziny oraz budynki i mieszkania), w których można wyróżnić 15 tematów badawczych. Badanie to stanowi komplementarną część badania pełnego.

SPIS W OBIEKTACH ZBIOROWEGO ZAKWATEROWANIA I BEZDOMNYCH

W trakcie trwania spisu zebrano informacje o osobach przebywających powyżej 3 miesięcy w obiektach zbiorowego zakwaterowania, czyli w budynkach zajętych przez jeden odrębny zakład świadczący usługi: opiekuńczo-wychowawcze, opiekuńczo-lecznicze, obiekty związane z pracą lub nauką (domy studenckie, internaty, hotele pracownicze) bądź inne, w którym to obiekcie zamieszkuje/przebywa zwykle większa liczba osób. Dane uzyskano od właścicieli, administratorów lub zarządców obiektów przy wykorzystaniu aplikacji internetowej. W szczególnych przypadkach informacje były uzyskiwane przy wsparciu pracowników wojewódzkich i gminnych biur spisowych oraz rachmistrów.

Przeprowadzono również (od 15 do 16 kwietnia 2011 r.) we współpracy z Pomorskim Forum na Rzecz Wychodzenia z Bezdomności badanie osób bezdomnych.

Osoby bezdomne spisywane były przez rachmistrza na aplikacji mobilnej, w miejscu ich przebywania wskazanym przez pracowników gminnych biur spisowych w porozumieniu z placówkami udzielającymi pomocy bezdomnym. Spisano osoby, które w momencie spisu spędzały wieczór i noc poza jakąkolwiek instytucją funkcjonującą całodobowo, w miejscach ich przebywania, takich jak: dworce kolejowe i autobusowe oraz ich okolice, kanały i węzły ciepłownicze, ogródki działkowe, ulice, bunkry, lasy i parki, centra handlowe, parkingi, opuszczone samochody, przyczepy kempingowe, klatki schodowe, zsypy, piwnice, śmietniki, wagony i bocznice kolejowe, ogrzewalnie itp. Osoby bezdomne przebywające w obiektach zbiorowego zakwaterowania (schroniska, noclegownie i instytucje dla bezdomnych) zostały spisane przez administratorów tych obiektów.

SPIS KONTROLNY DO NSP 2011

Od 1 do 11 lipca 2011 r. przeprowadzono spis kontrolny. Jego celem było sprawdzenie kompletności przeprowadzonego spisu, poprawności danych uzyskanych w spisie oraz ich zgodności ze stanem faktycznym.

Spis kontrolny przeprowadzono w formie spisu reprezentacyjnego. Spośród 2744 tys. mieszkań, które wcześniej zostały wylosowane do spisu reprezentacyjnego wylosowano 80 tys. mieszkań. Spisem kontrolnym objęto mieszkania, w których respondenci dokonali samospisu przez Internet, mieszkania spisane bezpośrednio przez rachmistrzów spisowych lub telefonicznie przez ankierów jak i takie, w których spis nie został przeprowadzony (z różnych powodów).

Ze względu na zapisy ustawowe spis kontrolny został przeprowadzony przez ankierów poprzez telefon (metodą CATI). Spowodowało to objęcie spisem kontrolnym wyłącznie tych mieszkań, w których przynajmniej dla jednej osoby udało się ustalić numer telefonu, przy czym nie miało znaczenia, czy był to telefon stacjonarny, czy komórkowy. Formularz do spisu kontrolnego zawierał 14 pytań. Zebrane na jego podstawie informacje powinny pozwolić na dokonanie oceny błędów nielosowych, a przede wszystkim oceny błędów pokrycia (*in plus* oraz *in minus*), popełnianych z powodu podwójnego spisywania osób, ewentualnego dopisywania fikcyjnych osób i opuszczania osób oraz błędów treści (wynikających z braków odpowiedzi lub błędów w odpowiedziach). Przyjęte założenia oraz dane uzyskane w spisie kontrolnym powinny pozwolić na ocenę wpływu rachmistrzów, ankierów czy respondentów, którzy dokonali samospisu, na jakość wyników NSP 2011.

OPRACOWANIE I UPOWSZECHNIENIE WYNIKÓW SPISU

Analiza zebranych w trakcie spisu informacji odbędzie się przy użyciu systemu analitycznego funkcjonującego na bazie danych, w której będą przechowywane odpersonalizowane dane spisowe. W systemie tym będą wykonywane dalsze przekształcenia oraz wszelkie analizy statystyczne, których część będzie udostępniana publicznie.

Tradycją w upowszechnianiu wyników spisu jest ich publikacja w formie papierowej. Tak będzie i tym razem, jednak ze względu na rozwój technologii oraz oczekiwania odbiorców danych, do publikowania wyników spisu w szerokim zakresie zostaną wykorzystane elektroniczne nośniki danych oraz narzędzia pozwalające na dynamiczną prezentację wyników.

Przewiduje się wykorzystywanie następujących sposobów (kanałów) upowszechnia wyników NSP 2011:

- papierowe publikacje tabelaryczno-analityczne,
- udostępnianie predefiniowanych zestawień na nośnikach informatycznych (płyta CD),

- internetowy portal informacyjny GUS.

Zakłada się, że portal informacyjny będzie pełnił szczególną rolę. Zostanie udostępniona aplikacja umożliwiająca korzystanie z następujących funkcji:

- dostęp do wcześniej zdefiniowanych raportów statystycznych, wykresów, map — raporty zostaną przygotowane według najczęściej występujących klasyfikacji;
- własne, definiowane raporty — zostaną przygotowane „paczki” danych, które za pomocą dedykowanego narzędzia umożliwią przygotowanie własnych zestawień;
- składanie niestandardowych zamówień — użytkownicy zarejestrowani w systemie będą mogli składać zamówienia na przekroje i dane, które nie zostały zdefiniowane wcześniej. Będzie też można przeglądać listę swoich potrzeb oraz rejestrować nowe potrzeby.

Ze względu na zobowiązania międzynarodowe opracowane dane i metadane będą przekazywane do Eurostatu, w standardzie SDMX (*Statistical Data and Metadata eXchange*). Na te potrzeby zostanie opracowane prawie 250 zestawień wielowymiarowych.

Przewidziano następujący harmonogram publikacji:

- do końca 2011 r. planowane jest wydanie informacji sygnałnej — notatki zawierającej wstępne wyniki Narodowego Spisu Powszechnego Ludności i Mieszkań 2011;
- na przełomie II/III kw. 2012 r. przewiduje się wydanie raportu z wynikami ze spisu powszechnego — w podstawowym zakresie informacji;
- w latach 2012 i 2013 planowane jest sukcesywne wydawanie tematycznych publikacji tabelaryczno-analitycznych, obejmujących następujące zagadnienia:
 - charakterystyka demograficzno-społeczna ludności,
 - charakterystyka społeczno-ekonomiczna ludności,
 - charakterystyka osób niepełnosprawnych, ich gospodarstw domowych i rodzin,
 - aktywność ekonomiczna ludności,
 - dojazdy do pracy,
 - gospodarstwa domowe (w tym z użytkownikiem gospodarstwa rolnego),
 - rodziny i ich charakterystyka,
 - migracje zagraniczne ludności,
 - migracje wewnętrzne ludności,
 - struktura narodowościowa i etniczna społeczeństwa polskiego,
 - przynależność do kościołów i związków wyznaniowych,
 - zasoby mieszkaniowe,
 - budynki mieszkalne i ich wyposażenie;
- w latach 2012—2015 prowadzone będą prace studialne i analityczne we współpracy z ośrodkami naukowymi.

W ramach prac analitycznych będą prowadzone:

- analizy rozwoju demograficznego w nawiązaniu do uwarunkowań zjawisk i procesów społeczno-ekonomicznych zachodzących w kraju;
- analizy sytuacji na rynku pracy, a w szczególności zmiany w podaży siły roboczej na regionalnych i lokalnych rynkach pracy, jakości zasobów siły roboczej, dojazdów do pracy, migracji zarobkowych ludności, bezrobocia — w powiązaniu z warunkami życia ludności itp.;
- analizy przemian w tworzeniu i funkcjonowaniu gospodarstw domowych i rodzin ze szczególnym uwzględnieniem rodzin niepełnych, wielodzietnych, osób starszych — w nawiązaniu do sytuacji społeczno-ekonomicznej ludności i gospodarstw domowych oraz ich warunków mieszkaniowych;
- analizy zmian w stanach i strukturach ludności powodowanych migracjami zagranicznymi oraz ich wpływ na perspektywy rozwoju demograficznego, społecznego i ekonomicznego kraju;
- analizy stanu ilościowego i jakościowego zasobów mieszkaniowych oraz dotyczące charakterystyki sytuacji mieszkaniowej ludności i gospodarstw domowych, w tym ustalenia liczby gospodarstw domowych i rodzin, które nie mają własnego mieszkania lub mieszkają niesamodzielnie.

mgr Dorota Szaltys, mgr Radosław Stępień — GUS

SUMMARY

Population and Housing Census in 2011 (NSP 2011) was the first census since Poland became an EU Member State. Various commitments result from this fact, including need to provide information in the social-demographic and socio-economic areas. The article describes the experience gained in carrying out the Census 2011, including regulations, data sources, the thematic scope of research, data collection methods and forms of development and dissemination of results.

РЕЗЮМЕ

Всеобщая перепись населения и квартир в 2011 г. (NSP 2011) была проведена впервые с момента, когда Польша стала страной-членом Европейского союза. Результатом этого факта являются разные обязательства, среди них необходимость предоставления информации по демографическо-социальной и социально-экономической областям.

Статья представляет собранный во время проведения переписи населения и квартир в 2011 г. опыт, в том числе законодательство, источники данных, тематический объем обследования, методы сборки данных и способы разработки и распространения результатов.

Analiza zjawisk społeczno-ekonomicznych z zastosowaniem metod taksonomicznych

Wyodrębnienie wspólnej charakterystyki może posłużyć do określenia różnic między badanymi grupami jednostek i jednocześnie określić ich wspólne cechy w obrębie tejże grupy. Istnieje wiele metod statystycznych pozwalających dokonać takiego podziału, a na szczególne miejsce, ze względu na prostotę i popularność, zasługują metody taksonomiczne. W wielu prowadzonych analizach z ich wykorzystaniem nie przestrzega się jednak podstawowych zasad, jakie muszą spełniać zmienne wykorzystywane w prowadzonych opisach zjawisk oraz kryteriów stosowania określonej metody. Od poprawności ich użycia zależy jakość uzyskanych wyników.

Artykuł poświęcony jest analizie porównawczej wniosków uzyskanych przy opisie przestrzennego zróżnicowania zjawisk społeczno-ekonomicznych z wykorzystaniem różnych metod taksonomicznych oraz wpływu różnych ich własności na wyniki. Przedstawiony będzie też ich syntetyczny opis, ze szczególnym uwzględnieniem warunków, jakie muszą spełniać zmienne w prowadzonych opisach zjawisk.

ZAKRES ZASTOSOWANIA METOD TAKSONOMICZNYCH

Podstawowym wymogiem stosowania metod taksonomicznych jest określenie obiektów, które będą ze sobą porównywane oraz cech, które będą określać ich właściwości. W analizach przestrzennego zróżnicowania¹ są to zazwyczaj wyodrębnione w sposób naturalny lub sztuczny jednostki², tzn. kontynenty, kraje,

¹ Badania nad przestrzennym zróżnicowaniem procesów społeczno-gospodarczych rozpoczęto na początku XIX w. i dotyczą prac D. A. Ricarda i J. H. Thunena. Zauważyli oni, że istnieje zależność między efektem produkcji a odległością od rynku zbytu. Problemem lokalizacji przemysłu w sensie mikroekonomicznym (określenie optymalnego usytuowania w przestrzeni pojedynczego przedsiębiorstwa lub gospodarstwa) oraz makroekonomicznym (przestrzenne rozmieszczenie całej badanej działalności gospodarczej) zajmował się również A. Weber. W badaniach wykorzystał po raz pierwszy w szerokim zakresie metody ilościowe. Nad zagadnieniami teorii lokalizacji przemysłu i rolnictwa w ujęciu dynamicznym, opartymi na formułach matematycznych, pracował A. Losch. Powstało również wiele badań o charakterze przestrzennym, związanych z problemem natury ekologicznej, społeczno-ekonomicznej, technicznej czy antropologicznej. Należy tu wymienić chociażby prace J. J. Rousseau, B. D. Sain Pierre (Nowak, 1990).

² Początki wyodrębnienia jednorodnych struktur przestrzennych możemy odnaleźć w próbach określenia fizycznych kryteriów różnicowania ziemi, które pozwoliły na wyodrębnienie naturalnych krain geograficznych. Za pierwsze dzieło zajmujące się tą problematyką uznaje się *Wstęp do geografii* Ptolemeusza z I wieku n.e., zaś twórcą geografii stosowanej jest grecki geograf Strabon — autor podręcznika „Geografia” (*Encyklopedia...*, 1982).

regiony, podregiony, województwa, powiaty czy gminy. Badanym obiektem może być również osoba, populacja, przedsiębiorstwo czy szkoła. Są one opisywane za pomocą różnych zmiennych, których wybór zależy od celu prowadzonych analiz. Na przykład mogą one opisywać warunki życia ludności, poziom rozwoju rolnictwa, efektywność przedsiębiorstw, stan zdrowia ludności, infrastrukturę w ochronie zdrowia, sytuację na rynku pracy czy mieszkalnictwo. Analizy te prowadzone są w ujęciu statycznym lub dynamicznym, a wyodrębniania grup obiektów podobnych można było dokonywać poprzez podział badanej zbiorowości na jednorodne podgrupy (analiza z góry) lub dołączać do kolejnych obiektów obiekty podobne (analiza z dołu). O popularności stosowania tych metod świadczy częstotliwość ich wykorzystywania.

Szerokie wykorzystanie metod taksonomicznych w badaniach prowadzonych w różnych dziedzinach nauki każe się zastanowić, czy zawsze są one poprawnie stosowane. Czy analizowane zmienne spełniają stawiane im wymogi formalne i statystyczne oraz czy dobór metody do opisu zjawiska jest właściwy. Od spełnienia tych warunków zależy bowiem poprawność uzyskanych wyników.

ZARYS TEORII METOD TAKSONOMICZNYCH

Analizy porównawcze obejmujące statystyczne, ekonometryczne i ekonomiczne rozważania o rynku, działalności przedsiębiorstw, procesach demograficzno-społecznych oparte są zazwyczaj na modelach uwzględniających małą liczbę zmiennych. Jednocześnie większość zjawisk opisywana jest przez wiele różnych zmiennych (ilościowych i jakościowych). Konieczna zatem staje się ich agregacja (Pluta, 1977).

Decyzje podejmowane w państwie w skali makro czy przez szefów dużych przedsiębiorstw odnoszą się nie do każdej z jednostek oddzielnie, lecz do całych ich zbiorowości, przy jednoczesnym uwzględnieniu specyfiki tych obiektów. Prowadzenie syntetycznych analiz poziomu i struktury omawianych obiektów jest zatem niezbędne (Grabiński i in., 1976), ale równocześnie niezwykle trudne. Z jednej strony dotyczy bowiem złożonych zjawisk społeczno-gospodarczych, z drugiej zaś — dużej liczby obiektów i ich różnej specyfiki.

Wyodrębnienie homogenicznych grup obiektów umożliwia przeprowadzenie pogłębionych analiz w obrębie tychże grup przy uwzględnieniu większej liczby zmiennych. Podejście to pozwala na lepsze poznanie czynników decydujących o poziomie i strukturze badanego zjawiska, a w konsekwencji na trafniejszą ocenę istniejącej rzeczywistości oraz wyodrębnienie ewentualnych przyczyn różnicujących porównywane obiekty (Gorzela, 1981). Najczęściej analizy takie dotyczą porównań między obiektami w określonym momencie, tych samych obiektów w różnych punktach czasowych lub porównań z obiektem realnie nieistniejącym — obiektem wzorcem (Nowak, 1990).

Istnieje wiele różnych podziałów metod taksonomicznych. Pierwsza z nich za główne kryterium uznaje **cel prowadzonych rozważań** (Styczeń, 1971; Kowal-

ski, 1977; Bartosiewicz, 1976; Pluta, 1977). Wyróżnia się tu *taksonomię porządkującą*, która obejmuje metody porządkujące badane obiekty. *Metoda liniowa* polega na rzutowaniu punktów przestrzeni wielowymiarowej na prostą (np. metoda Czekanowskiego). *W metodzie nieliniowej* punkty rzutowane są na płaszczyznę (np. metoda dendrytów). *Taksonomia podziałowa* dotyczy podziału zbioru elementów na jednorodne grupy (np. metoda kul). *Taksonomia wyboru reprezentanta grup* stosowana jest w celu wybrania reprezentantów grup.

Kolejny podział opiera się na **sposobie prezentacji uzyskanych wyników**. Istotą *taksonomii graficznej* jest forma prezentacji (np. diagramy, dendryty, dendrogramy), zaś *analitycznej* — brak ilustracji graficznej.

Są też **metody uwzględniające przekształcenia zmiennych** ujętych w klasyfikacji. *Taksonomia czynnikowa* stosuje przekształcenia ortogonalne macierzy danych wyjściowych, a *taksonomia nieczynnikowa* — przekształcenia nieortogonalne.

Inną klasyfikację metod taksonomicznych przeprowadził T. Grabiński (Grabiński i in., 1991). Dokonał on ich podziału ze względu na następujące warunki:

- ♦ *rozpoczęcie procesu grupowania* (metody aglomeracyjne — początkowo każdy obiekt jest odrębną grupą, która łączy się następnie z inną grupą, proces ten trwa aż do uzyskania jednej grupy; metody podziałowe — początkowo cały zbiór obiektów jest jedną grupą, która dzieli się na podgrupy aż do uzyskania grup jednoelementowych);
- ♦ *hierarchia grup* (metody hierarchiczne — każda grupa wyższego rzędu zawiera w sobie grupy niższego rzędu; niehierarchiczne — grupy niższego rzędu nie muszą wchodzić w skład grup wyższego rzędu);
- ♦ *rozłączność grup* (metody rozłączne — grupy nie zachodzą na siebie; metody nierozłączne — grupy mogą zachodzić na siebie);
- ♦ *sposób grupowania* (metody sekwencyjne — istnieją powtarzające się ciągi operacji; metody równoczesne — brak powtarzających się ciągów operacji);
- ♦ *kryterium grupowania* (metody globalne — na każdym etapie grupowania wykorzystuje się to samo kryterium optymalizacji; metody lokalne — optymalizacja dokonywana jest odrębnie na każdym etapie grupowania);
- ♦ *algorytm grupowania* (metody bezpośrednie — grupowanie przebiega w jednym ciągu operacji; metody iteracyjne — algorytm tworzą kolejne iteracje);
- ♦ *wagi grup* (metody ważone — znaczenie grup obiektów lub wymiarów przestrzeni klasyfikacji jest zróżnicowane; metody nieważone — jednakowa waga grup obiektów lub wymiarów przestrzeni klasyfikacji);
- ♦ *możliwość uczenia się* (metody adaptacyjne — algorytm ma możliwość zmiany zasad grupowania w zależności od uzyskiwanych wyników; metody nieadaptacyjne — zasady grupowania w procedurze są stałe).

Z przedstawionych przykładów sposobów klasyfikacji metod taksonomicznych jasno wynika, że nie są one rozłączne. Te same metody mogą należeć jednocześnie do wielu wyodrębnionych grup, zależnie od przyjętego kryterium podziału.

W rozważaniach prowadzonych z wykorzystaniem metod taksonomicznych, podobnie jak i w innych procedurach statystycznych, przed ich rozpoczęciem muszą być podjęte decyzje. Dotyczą one takich zagadnień, jak: wybór zmiennych wykorzystanych w analizie, miara odległości, kryteria, jakie zostaną przyjęte przy formowaniu grup o podobnych własnościach. Czynniki te wpływają na wyniki badań. **Brak logicznego powiązania między zmiennymi a opisywanym zjawiskiem spowoduje uzyskanie błędnych wyników. Przyjęcie różnych skal wartości zmiennych oznacza brak ich porównywalności. Prowadzić to może do nieproporcjonalnego odbicia ich udziału w wyznaczonej macierzy odległości.**

Podstawowymi pojęciami używanymi w teorii metod taksonomicznych są obiekt oraz cecha. Przez obiekt należy rozumieć jednostki analizy podlegające klasyfikacji. Wszystkie jednostki objęte rozważaniem tworzą zbiór obiektów, który możemy zapisać w następujący sposób: $\Omega = \{O_1, O_2, \dots, O_n\}$, gdzie n jest liczbą jednostek podlegających badaniu. Przez cechę (zmienną) należy rozumieć własność obiektów badanego zbioru, przy uwzględnieniu kryteriów klasyfikacji określonych przez cel badania. Zbiór zmiennych wykorzystywanych w opisie obiektów możemy zapisać jako: $X = \{X_1, X_2, \dots, X_k\}$. Zbiór informacji o k zmiennych dla n obiektów tworzy macierz obserwacji:

$$X = \begin{bmatrix} x_{11} & x_{12} & \dots & x_{1k} \\ x_{21} & x_{22} & \dots & \dots \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ x_{n1} & \dots & \dots & x_{nk} \end{bmatrix}$$

Należy pamiętać, że do zbioru zmiennych mogą należeć jedynie te, które w sposób logiczny powiązane są z opisywanym zjawiskiem. W sytuacji występowania cech niejednorodnych, zróżnicowanych pod względem poziomu wartości oraz jednostek pomiaru, istnieje konieczność sprowadzenia ich do porównywalności. Możemy tego dokonać za pomocą np. (Strahl, 1980):

- standaryzacji zmiennych $z_{ij} = \frac{x_{ij} - \bar{x}_j}{S_j}$, przy czym: $i = \overline{1, n}$, $j = \overline{1, k}$

gdzie:

$\bar{x}_j$ — średnia arytmetyczna,

S_j — odchylenie standardowe wyznaczone dla określonej zmiennej

(zmienne wywierają jednakowy wpływ na odległości między badanymi jednostkami — jednakowa wariancja);

- normalizacji $z_{ij} = \frac{x_{ij}}{\max_i x_{ij}^2}$

(żadna ze zmiennych nie wywiera jednakowego wpływu na odległości między badanymi jednostkami — zróżnicowana wariancja);

- unitaryzacji $z_{ij} = \frac{x_{ij} - \min_i \{x_{ij}\}}{\max_i \{x_{ij}\} - \min_i \{x_{ij}\}}$

(przekształcone zmienne mają stały zakres zmienności).

W niektórych metodach taksonomicznych rozróżnia się wśród zmiennych zaproponowanych do analizy:

- stymulanty (wzrost wartości zmiennej wpływa korzystnie na analizowane zjawisko);
- destymulanty (wzrost wartości zmiennej wpływa niekorzystnie na analizowane zjawisko);
- nominanty (w pewnym przedziale zachowuje się jak stymulanta, a następnie jak destymulanta) (Pluta, 1986).

W badaniach taksonomicznych zasadnicze znaczenie ma dobór cech opisujących badane obiekty. Sprowadza się on do takiej redukcji zmiennych ze wstępnej listy potencjalnych zmiennych, aby pozostały tylko te, które odznaczają się jak **największą diagnostycznością badanego zjawiska**, tzn. zawierają istotne informacje o rozważanych procesach.

Dobór cech diagnostycznych musi spełniać określone kryteria merytoryczne i formalne, a także zapewniać odpowiednią wartość informacyjną zmiennych. Spełnienie kryterium merytorycznego oznacza, że cechy diagnostyczne muszą ujmować najbardziej istotne, a nie marginalne własności analizowanych obiektów, muszą być jednoznacznie i ściśle zdefiniowane oraz logicznie ze sobą powiązane. Powinny umożliwiać ich wzajemną kontrolę poprzez znajomość związków statystycznych i merytorycznych między nimi oraz charakteryzować się zgodnością proporcji między liczbą zmiennych reprezentujących dany aspekt zjawiska a ich znaczeniem merytorycznym.

Kryterium formalne wymaga, aby cechy diagnostyczne **były mierzalne** w sensie możliwości liczbowego wyrażenia ich poziomu. Informacje uzyskane powinny być wiarygodne i kompletne. Cechy winny charakteryzować się ciągłością, co czasami sprowadza się do konieczności eliminowania tych zmiennych, które uniemożliwiają wzajemną porównywalność obiektów zarówno w czasie, jak i w przestrzeni.

Kryterium wartości informacyjnej oznacza, że cechy diagnostyczne powinny mieć wysoką zdolność dyskryminacji obiektów, tzn. dużą zmienność w cza-

sie oraz charakteryzować się brakiem (lub niskim poziomem) korelacji między zmiennymi. Ma to na celu wyeliminowanie powtarzania informacji przez inne cechy. Silna korelacja powinna wystąpić między cechami diagnostycznymi i niewybranymi jako diagnostyczne (Grabiński i in., 1991).

Algorytm postępowania w opisie zjawisk z wykorzystaniem metod taksonomicznych polega na tym, że w pierwszym kroku procedury wybiera się te zmienne, które według posiadanej wiedzy merytorycznej stanowią najważniejsze cechy opisywanego zjawiska (zbiór zmiennych potencjalnych). W drugim kroku do oceny zdolności dyskryminacyjnych cech wykorzystuje się procedury statystyczno-matematyczne. Porównuje się wartości współczynników zmienności poszczególnych cech z arbitralnie przyjętą wartością krytyczną, a następnie ze zbioru potencjalnych cech diagnostycznych eliminuje się te, dla których wyznaczone wartości są mniejsze od wartości przyjętej. W celu oceny stopnia skorelowania cech najczęściej korzysta się ze współczynnika korelacji liniowej Pearsona.

Przedstawione kryteria wyboru cech diagnostycznych oparto na założeniu, że informacje o badanych obiektach i opisujących je cechach są kompletne. Niestety, nie zawsze tak jest. Brak danych powoduje powstanie luki w materiale statystycznym. Pojawia się problem badania w warunkach niepełnej informacji statystycznej. Jeżeli w materiale istnieją braki, należy przyjąć pewien dopuszczalny poziom ich tolerancji.

Z. Hellwig (1968) proponuje trzy poziomy tolerancji braku danych statystycznych: surowy poziom tolerancji — $p=10\%$, przeciętny poziom tolerancji — $p=20\%$ i łagodny poziom tolerancji — $p=30\%$, gdzie p oznacza procent brakujących informacji. Należy przy tym przestrzegać zasady, aby w jednym wierszu oraz jednej kolumnie macierzy X nie było więcej niż p informacji brakujących. Jeżeli procent braku danych jest większy niż p , należy z analizy wyłączyć odpowiedni obiekt lub określoną cechę. W sytuacji gdy nie zostaje przekroczona wartość p , możemy oszacować brakujące dane statystyczne na podstawie posiadanych informacji lub przeprowadzić klasyfikację na podstawie niekompletnych danych. Przy uzupełnianiu brakujących danych korzysta się z różnych procedur numerycznych, np. wykorzystuje się interpolację i ekstrapolację trendu, metodę najbliższego sąsiedztwa czy przeprowadza wnioskowanie na podstawie modeli ekonometrycznych.

Kolejnym etapem w wyodrębnianiu jednorodnych grup jest budowa macierzy podobieństwa obiektów, czyli macierzy odległości. Przez pojęcie odległości $d(O_i, O_j)$ między obiektami O_i i O_j należy rozumieć odległość między punktami (reprezentującymi te obiekty) w wielowymiarowej przestrzeni, która wyznaczana jest przez reguły określone w geometrii analitycznej. Wyznaczone odległości pozwalają określić położenie każdego punktu w stosunku do pozostałych punktów, a tym samym wskazać miejsce tego punktu w całej zbiorowości i zarazem umożliwić ich uporządkowanie i klasyfikację (Hellwig, Walter, 1979). **Odległości między obiektami** mogą być wyznaczone w różny sposób. Ich pod-

stawowy podział dotyczy sposobu konstrukcji tej miary. Pierwsza z nich (należą tu m.in. metody: najbliższego sąsiedztwa, najdalszego sąsiedztwa, mediany, średniej grupowej, środka ciężkości, metryka miejska oraz euklidesowa) opiera się na wyznaczeniu miary odległości jako bezwzględnej różnicy między wartościami cech diagnostycznych. Druga miara (dotyczy takich miar, jak np.: współczynnik dywergencji P. J. Clarka, odległość od pewnego wzorca J. Kolonko, odległość łukowa, propozycje Jeffrey, Braya czy Curtisa) wyznaczana jest na podstawie względnych różnic wartości cech diagnostycznych. Wybór miary odległości zależy od celów badania, możliwości oceny i interpretacji uzyskanych wyników oraz zakresu i jakości dostępnych danych statystycznych (Młodak, 2006).

Istotnym pojęciem w metodach taksonomicznych jest klasyfikacja³. W szerokim znaczeniu termin ten oznacza:

- *czynność* podziału zbioru obiektów na podzbiory według ustalonego kryterium, gdzie podział przeprowadzany jest na podstawie podobieństwa obiektów, a przez podobieństwo obiektów należy rozumieć wspólność (zbieżność) pewnych właściwości dwu lub więcej obiektów;
- *efekt* czynności podziału zbioru, którym są grupy obiektów podobnych;
- *decyzję*, do której klasy zbioru zaliczyć obiekt.

W sposób formalny możemy go opisać jako podział danego n -elementowego zbioru Ω , zawierającego obiekty badania $O_1, O_2, \dots, O_n$, które opisywane są przez k cech diagnostycznych $X_1, X_2, \dots, X_k$, na p podzbiorów $A_1, A_2, \dots, A_p$, gdzie $1 \leq p \leq n$ tak, aby spełnione były warunki (Pluta, 1986):

- 1) $A_1 \cup A_2 \cup \dots \cup A_p = \Omega$ (warunek zupełności),
- 2) $A_i \cap A_j \neq \emptyset$ ($i, j = 1, 2, \dots, p; i \neq j$) (warunek rozłączności),
- 3) $A_i \neq \emptyset$ ($i = 1, 2, \dots, p$) (warunek niepustego zbioru).

Po dokonaniu klasyfikacji obiektów, kolejnym krokiem w postępowaniu jest przeprowadzenie oceny podobieństwa obiektów należących do danego skupiska (grupy) ze względu na opisujące je cechy diagnostyczne. W tym celu wykorzystuje się miary homogeniczności, heterogeniczności skupień oraz poprawności skupień.

Pierwsza grupa tych miar, wyznaczana zazwyczaj przy wykorzystaniu miar tendencji centralnej, pokazuje skalę podobieństwa między badanymi obiektami. Im mniejsze wartości, tym mniejsze różnice w wartościach cech, a zatem większe podobieństwo obiektów. W drugim przypadku są to miary pokazujące odrębność skupień i im wyższa ich wartość, tym większy dystans między skupiskami. Do trzeciej grupy zaliczamy te miary, które są skonstruowane jako iloraz

³ Konieczność klasyfikacji wynika z kilku przesłanek: *metodologicznej* — sprowadzającej się do uzyskiwania bardziej jednorodnych obiektów analizy, w których łatwo wyodrębnić czynniki systematyczne oraz określić związki przyczynowo-skutkowe; *poznawczej* — polegającej na zredukowaniu dużej ilości informacji do kilku podstawowych kategorii, co upraszcza wnioskowanie; *ekonomicznej* — pozwalającej na zmniejszenie nakładów pracy poprzez ograniczenie rozważań do typowych faktów, zjawisk, obiektów przy stosunkowo niewielkim zniekształceniu wyników badania (Grabiński i in., 1991).

miar homogenicznych i heterogenicznych, pamiętając o jednorodności konstrukcji licznika i mianownika tej miary. Im mniejsza wartość tego wskaźnika, tym grupowanie obiektów bardziej poprawne (Młodak, 2006).

W literaturze przedmiotu można znaleźć wiele propozycji konstrukcji miar podobieństwa. Do najczęściej wykorzystywanych, ze względu na ich prostotę, należy zaliczyć:

- do oceny stopnia podobieństwa wewnątrzgrupowego — średnią odległość wewnątrzgrupową określoną wzorem:

$$d_{pp} = \frac{1}{n_p(n_p - 1)} \sum_{O_i \in A_p} \sum_{O_j \in A_p} d(O_i, O_j)$$

- do oceny stopnia podobieństwa międzygrupowego, gdzie p i q to odległości dla odpowiednich skupisk — miarę wyrażoną wzorem:

$$d_{pq} = \frac{1}{n_p n_q} \sum_{O_i \in A_p} \sum_{O_j \in A_q} d(O_i, O_j)$$

- do oceny poprawności klasyfikacji:

$$K = \frac{1}{p} \sum_{p=1} d_{pp} \quad \text{lub} \quad F = \frac{1}{p(p-1)} \sum_{p=1} \sum_{q>p} d_{pq}$$

(Podolec, Sokołowski, 1984; Nowak, 1985).

Obecnie omówimy szczegółowo te metody taksonomiczne, które najczęściej wykorzystywane są przez badaczy w różnego rodzaju analizach społeczno-ekonomicznych. Dla nich też przeprowadzimy analizę porównawczą uzyskanych wyników, w zależności od doboru zmiennych opisujących cel badania oraz od sposobu sprowadzania ich do porównywalności. Pierwsza z nich oparta jest na taksonomicznym mierniku rozwoju. Miernik ten służy głównie do liniowego uporządkowania obiektów ze względu na rozwój jakiegoś zjawiska.

Klasyfikacja zbioru obiektów sprowadza się do podziału obiektów według jednej zmiennej syntetycznej. Zmienna ta może zawierać w sobie informacje tylko o jednej cesze, ale może być również utworzona z większej ich liczby⁴. Punktem wyjścia w tej metodzie jest uporządkowanie obiektów według nierosnących (niemalejących) wartości syntetycznego miernika, a następnie podział analizowanego zbioru na 4 (lub więcej)⁵ grupy przy wykorzystaniu relacji mię-

⁴ Zmienna ta konstruowana bywa zazwyczaj na podstawie jednej cechy.

⁵ W literaturze przedmiotu podział zbioru obiektów na podzbiory dotyczył zwykle 4, 6 lub 8 klas. Ich liczba uzależniona była od liczebności zbioru wyjściowego. Im był on liczniejszy, tym liczba klas większa.

dzy średnią arytmetyczną a odchyleniem standardowym (lub q -krotnością odchylenia standardowego⁶):

— grupa I — $x_i < \bar{x} - q \cdot S(x)$,

— grupa II — $\bar{x} - q \cdot S(x) \leq x_i < \bar{x}$,

— grupa III — $\bar{x} \leq x_i < \bar{x} + q \cdot S(x)$,

— grupa IV — $x_i \geq \bar{x} + q \cdot S(x)$.

Zaletą tej metody jest to, że pozostawia swobodę badaczowi w sposobie konstrukcji miary syntetycznej oraz wyodrębnieniu liczby grup obiektów podobnych. Poprawność wniosków uzyskanych z tych analiz w dużym stopniu zależy zatem od trafności kryteriów przyjętych przez badacza.

W metodzie aglomeracyjnej dokonuje się łączenia obiektów w grupy, które opisywane są przez wiele zmiennych. Początkowo każdy obiekt traktowany jest jako odrębna grupa; tyle jest skupisk, ile obiektów. W drugim kroku dwa obiekty łączone są w jedno skupisko. W trzecim podejściu inny obiekt jest dodawany do już powstałego skupiska lub tworzy nowe samodzielne skupisko. W następnych krokach inne pojedyncze obiekty dodawane są do już utworzonych skupień lub tworzą nowe skupienie. W efekcie żadne utworzone skupisko nie może być podzielone, może jednak składać się z wielu innych skupisk niższego poziomu aglomeracji. Metoda ta nie pozostawia obiektów poza skupieniem, nie tworzy obiektów od niego odseparowanych. Proces klasyfikacji kończy się w momencie uzyskania jednej grupy obejmującej wszystkie obiekty zbioru.

Efektywny podział na skupiska uzyskuje się po zastosowaniu odpowiedniego, ustalonego arbitralnie, progu przerwania grupowania. Połączenia najbliższe tej wartości wyznaczają optymalne skupiska. Propozycje analitycznego wyznaczenia wartości progowej są bardzo różne. Można znaleźć je m.in. w pracach F. Wysokiego (1996) oraz R. Jabłońskiego i A. Robaszek (2000). Najczęściej wartość progowa ustalana jest subiektywnie przez badacza w taki sposób, aby liczba powstałych podgrup nie była zbyt liczna i aby zawierały one więcej niż jeden obiekt.

W zależności od techniki grupowania wyróżnia się kombinatoryczne i niekombinatoryczne procedury aglomeracyjne. Różnica między nimi polega na przyjętych kryteriach łączenia poszczególnych par skupień oraz na formule wyznaczania odległości nowego skupienia od pozostałych. W metodzie kombinatorycznej mamy następujące kroki (Nowak, 1990):

1) na podstawie macierzy odległości **D** szuka się pary skupień p i q (pary obiektów) ($p < q$) o najmniejszej odległości od siebie według zasady:

$$d_{pq} = \min_{ij} \{d_{ij}\} \quad (i, j = 1, \dots, n)$$

gdzie n jest liczbą istniejących grup (w pierwszym kroku n oznacza liczbę obiektów);

⁶ Przegląd literatury pozwolił zauważyć, że najczęściej przyjmowaną wartością q były takie liczby, jak: 0,5; 1,0; 1,5; 2,0 lub 2,5.

- 2) łączy się skupienia p i q w jedno skupienie, nadając mu numer p i usuwając jednocześnie skupienie o numerze q ;
- 3) wyznacza się odległość nowego skupienia od wszystkich pozostałych skupień, stosując formułę:

$$d_{pr} = a \cdot d_{pr} + a \cdot d_{gr} + b \cdot d_{pq} + c \cdot |d_{pr} - d_{gr}|$$

gdzie r przybiera wartości różne od p i q , natomiast parametry a , b , c wyznaczone są na podstawie metody Warda, gdzie: $a = \frac{n_i + n_p}{n_i + n_r}$, $b = -\frac{n_i}{n_i + n_r}$,

$c=0$;

- 4) powtarza się kroki 1—3, redukując stopniowo wymiar macierzy $\mathbf{D}$ o jeden do chwili, gdy wszystkie obiekty utworzą jedną grupę. W wyniku końcowym dostaje się n jednorodnych grup obiektów.

Zaletą omawianej metody jest jej prostota oraz możliwość przedstawienia wyników klasyfikacji w formie graficznej za pomocą drzewka połączeń (dendrogramu), które ilustruje kolejne połączenia grup coraz to wyższego rzędu wraz z miernikami charakteryzującymi odległości między poszczególnymi grupami. Podziału tego zazwyczaj proponuje się dokonywać w miejscach o najmniejszej gęstości połączeń, tzn. odcinając najdłuższe gałęzie drzewa.

ZASTOSOWANIE METOD TAKSONOMICZNYCH W ANALIZIE PRZESTRZENNEGO ZRÓŻNICOWANIA RYNKU PRACY

W tej części artykułu przedstawimy analizę przestrzennego zróżnicowania rynku pracy. Nie interesuje nas jednak ocena tego zjawiska, ale jedynie zmienne i metody wykorzystane w opisie. Dlatego rozważania nasze dotyczyć będą podziału administracyjnego z 1998 r., czyli na 49 województw (odpowiadają one aktualnemu podziałowi kraju na podregiony), które należy traktować jako przykładowe obiekty/jednostki w tym badaniu. Uznaliśmy, że obecnie obowiązujący podział administracyjny kraju na województwa lub powiaty nie jest korzystny z punktu widzenia prowadzonych tu rozważań. W pierwszym przypadku informacje są zbyt ogólne, a w drugim — zbyt szczegółowe.

W analizach przestrzennego zróżnicowania bezrobocia najczęściej bada się takie cechy, jak: stopa bezrobocia (y_1), osoby bezrobotne według wieku⁷, osoby bezrobotne według wykształcenia⁸, odsetek osób bezrobotnych pozostających w tej populacji powyżej 12 miesięcy (y_4), odsetek osób bezrobotnych biernych zawodowo przed zarejestrowaniem (y_5). Niektóre z tych cech mają wiele wariantów.

⁷ Najczęściej są to pięcioletnie grupy wieku określone na przedziale 20—60/65 lat w zależności od płci badanych.

⁸ Poziom wykształcenia został określony jako: wyższy, średni, zasadniczy i podstawowy (w tym również niepełny podstawowy).

tów, zbadano więc korelację między nimi. Stwierdzono, że w przypadku niektórych grup wieku oraz poziomów wykształcenia występuje między nimi istotna zależność. Wybrano zatem zmienne reprezentanty tych cech, czyli osoby powyżej 35. roku życia (y_2) oraz osoby z wykształceniem poniżej zasadniczego (y_3).

Syntetyczne miary zróżnicowania wyznaczone dla zmiennych według województw wskazują, że charakteryzują się one dużym rozproszeniem (współczynnik zmienności przyjmuje wartości wyższe niż 0,6). Zmienne te będziemy traktować jako destymulanty, gdyż wzrost ich wartości określał pogorszenie sytuacji na rynku pracy danego województwa w stosunku do pozostałych.

Jednowymiarowy opis przestrzennego zróżnicowania bezrobocia przeprowadzono osobno dla każdej z wymienionych zmiennych, traktując je jako syntetyczne mierniki rozwoju. Podziału województw na 4 jednorodne grupy dokonamy przy wykorzystaniu relacji między średnią arytmetyczną a q -krotnością odchylenia standardowego⁹.

W analizie wielowymiarowej zastosowano dwa podejścia. W pierwszym skorzystano z relacji między klasycznymi miarami statystycznymi, ale syntetyczny miernik rozwoju wyznaczony zostanie jako suma rang z pozycji zajmowanych przez województwo na liście rankingowej wyznaczonej dla każdej ze zmiennych osobno. W drugim podejściu opis sytuacji na rynku pracy przeprowadzono z wykorzystaniem metody aglomeracyjnej po raz pierwszy, gdy zmienne te podane zostaną procedurze standaryzacji, a drugi raz, gdy przejdą procedurę normalizacji.

W przeprowadzonych analizach jednowymiarowych przyporządkowano obiekty do określonych klas wartości tych zmiennych. Im numer klasy wyższy, tym ocena sytuacji na rynku pracy była gorsza. Dla każdej z analizowanych zmiennych osobno uzyskano różną liczbę obiektów wchodzących w skład grup podobnych oraz w zależności od przyjętej zmiennej do oceny sytuacji w danym województwie. Ocena ta może być uznana jako dobra lub bardzo zła (tabl. 1).

Spostrzeżenia te prowadzą do wniosku, że w ocenie sytuacji na regionalnych rynkach pracy należy uwzględnić z jednej strony tylko te zmienne, które w sposób istotny wpływają na jej zróżnicowanie i dotyczą istotnych zagadnień tego rynku (dobór zmiennych uzależniony jest od celu badania), ale z drugiej strony wydaje się, że analizy takie powinny być prowadzone przy uwzględnieniu wielu zmiennych łącznie. Wtedy bowiem uzyskujemy nieco bardziej ogólny jego obraz.

W analizie wielowymiarowej oceny sytuacji na regionalnych rynkach pracy zbudowano zmienną syntetyczną, która jest sumą rang pięciu cech. Do podziału województw na podobne grupy wykorzystano relację między średnią a odchyleniem standardowym. Podejście to pozwoliło na wyodrębnienie pięciu grup obiektów podobnych, ale liczba województw wchodzących w ich skład jest nieco odmienna. Ponadto, w ramach jednej grupy zawierają się województwa

⁹ Zróżnicowanie wartości tych zmiennych jest odmienne, nie można zatem zawsze przyjąć tych samych liczb dla q .

o dobrej i złej sytuacji na rynku pracy, ocenianej na podstawie tylko jednej z tych cech (tabl. 2).

TABL. 1. KLASYFIKACJA WOJEWÓDZTW WEDŁUG KLAS WARTOŚCI ZMIENNYCH OPISUJĄCYCH SYTUACJĘ NA RYNKU PRACY

Województwa	y ₁	y ₃	y ₄	y ₂	y ₅	Województwa	y ₁	y ₃	y ₄	y ₂	y ₅
Warszawskie	1	4	1	1	2	Olsztyńskie	4	1	3	2	3
Białkopodlaskie	2	4	3	4	3	Opolskie	2	2	2	2	2
Białostockie	2	4	1	3	3	Ostrołęckie	3	1	4	4	3
Bielskie	1	3	1	2	2	Piłskie	3	1	1	3	1
Bydgoskie	3	2	3	3	2	Piotrkowskie	3	3	4	2	3
Chełmskie	3	3	3	3	3	Płockie	3	3	3	3	4
Ciechanowskie	4	2	4	3	2	Poznańskie	1	4	1	2	2
Częstochowskie	2	2	1	2	1	Przemyskie	3	3	3	3	3
Elbląskie	4	1	2	2	1	Radomskie	3	1	4	3	2
Gdańskie	2	3	1	2	1	Rzeszowskie	3	2	2	4	3
Gorzowskie	3	2	1	2	2	Siedleckie	2	4	3	3	3
Jeleniogórskie	4	1	2	2	3	Sieradzkie	3	2	2	2	3
Kaliskie	3	2	3	3	2	Skierniewickie	2	1	3	2	4
Katowickie	1	3	1	1	4	Słupskie	4	2	2	2	1
Kieleckie	3	3	3	3	2	Suwałskie	4	2	3	2	1
Konińskie	3	2	4	3	4	Szczecińskie	2	4	1	1	2
Koszalińskie	4	2	2	2	1	Tarnobrzeskie	3	3	4	4	4
Krakowskie	1	4	1	3	2	Tarnowskie	2	2	3	4	4
Krośnińskie	3	1	4	4	3	Toruńskie	4	2	3	2	1
Legnickie	3	2	1	1	2	Wałbrzyskie	4	3	2	2	3
Leszczyńskie	2	2	2	2	2	Włocławskie	1	2	3	3	3
Lubelskie	2	4	3	3	3	Wrocławskie	1	3	1	1	3
Łomżyńskie	3	2	4	3	2	Zamojskie	2	3	4	4	4
Łódzkie	3	4	1	1	2	Zielonogórskie	3	2	1	2	2
Nowosądeckie	2	2	3	4	3						

Źródło: opracowanie własne.

TABL. 2. JEDNORODNE GRUPY WOJEWÓDZTW CHARAKTERYZOWANE PRZEZ ZMIENNĄ SYNTETYCZNĄ RANG W OPISIE SYTUACJI NA RYNKU PRACY

Grupy	Województwa
1	częstochowskie, warszawskie, bielskie, gdańskie, legnickie, piłskie, wrocławskie (n=7)
2	elbląskie, gorzowskie, katowickie, leszczyńskie, opolskie, poznańskie, szczecińskie, zielonogórskie, koszalińskie, krakowskie, łódzkie, słupskie, jeleniogórskie, sieradzkie, skierniewickie, suwałskie, toruńskie, włocławskie (n=18)
3	białostockie, bydgoskie, kaliskie, olsztyńskie, radomskie, kieleckie, łomżyńskie, nowosądeckie, rzeszowskie (n=9)
4	wałbrzyskie, chełmskie, ciechanowskie, krośnińskie, lubelskie, ostrołęckie, piotrkowskie, przemyskie, siedleckie, tarnowskie, białkopodlaskie, konińskie, płockie (n=13)
5	zamojskie, tarnobrzeskie (n=2)

Źródło: jak przy tabl. 1.

W naszej analizie zastosowano również metodę aglomeracyjną. Wszystkie wykorzystywane zmienne spełniały kryterium poziomu i rozproszenia oraz braku korelacji. Każdą ze zmiennych traktowano jako tak samo istotną. Ich wagi równe są jedności. Równocześnie założono, że w pierwszej z rozważanych sytuacji każda ze zmiennych wywiera jednakowy wpływ na odległość między badanymi obiektami, zaś w drugiej sytuacji wpływ ten nie jest jednakowy. Zmienne podlegają zatem procedurze standaryzacji lub normalizacji. Kolejnym etapem analizy jest wyodrębnianie jednorodnych obszarów na podstawie macierzy odległości metodą Warda. Wyniki analizy zawierają tabl. 3 i 4.

TABL. 3. JEDNORODNE GRUPY WOJEWÓDZTW CHARAKTERYZOWANE PRZEZ ZMIENNE STANDARYZOWANE W OPISIE SYTUACJI NA RYNKU PRACY

Grupy ^a	Województwa
1	elbąskie, gorzowskie, jeleniogórskie, koszańskie, legnickie, olsztyńskie, piotrkowskie, radomskie, śląskie, suwalskie, toruńskie, wałbrzyskie, wrocławskie (n=13)
2	białopodlaskie, bydgoskie, ciechanowskie, chełmskie, kaliskie, konińskie, krośnieńskie, łomżyńskie, ostrołęckie, nowosądeckie, płockie, przemyskie, siedleckie, sieradzkie, skierniewickie, rzeszowskie, tarnobrzyskie, tarnowskie, zamojskie (n=19)
3	białostockie, bielskie, częstochowskie, gdańskie, leszczyńskie, katowickie, kieleckie, lubelskie, opolskie, poznańskie, pilskie, szczecińskie, wrocławskie, zielonogórskie (n=14)
4	warszawskie (n=1)
5	krakowskie (n=1)
6	łódzkie (n=1)

^a Grupy województw przedstawiono według rosnącej wartości odległości.

Źródło: jak przy tabl. 1.

TABL. 4. JEDNORODNE GRUPY WOJEWÓDZTW CHARAKTERYZOWANE PRZEZ ZMIENNE ZNORMALIZOWANE W OPISIE SYTUACJI NA RYNKU PRACY

Grupy ^a	Województwa
1	bydgoskie, wałbrzyskie, elbąskie, śląskie, gorzowskie, jeleniogórskie, wrocławskie, koszańskie, legnickie, łomżyńskie, ostrołęckie, pilskie, piotrkowskie, toruńskie, skierniewickie, zielonogórskie (n=16)
2	białostockie, płockie, kieleckie, konińskie, łódzkie, ciechanowskie, olsztyńskie, radomskie, suwalskie (n=9)
3	częstochowskie, siedleckie, kaliskie, białopodlaskie, chełmskie, krośnieńskie, leszczyńskie, tarnowskie, lubelskie, nowosądeckie, przemyskie, rzeszowskie, sieradzkie, tarnobrzyskie, zamojskie (n=15)
4	bielskie, opolskie, gdańskie, poznańskie, szczecińskie, katowickie, wrocławskie (n=7)
5	warszawskie, krakowskie (n=2)

^a Jak przy tabl. 3.

Źródło: jak przy tabl. 1.

Dla zmiennych poddanych procedurze standaryzacji wyodrębniono 6 jednorodnych grup województw, charakteryzujących się różną liczbą obiektów wchodzących w ich skład (trzy z nich zawierają po jednym elemencie). W przypadku zmiennych poddanych procedurze normalizacji uzyskano 5 grup województw, również o różnej liczbie obiektów wchodzących w ich skład, ale bez skupisk jednoelementowych. Porównując wyniki uzyskane dla tych zgrupowań można zauważyć, że w skład wyodrębnionych grup nie wchodzi te same województwa. Niektóre z nich tworzą skupienia z innymi obiektami lub pozostają grupami jednoelementowymi. W tabl. 5 przedstawiono obiekty tworzące podobne skupiska dla pierwszej i drugiej sytuacji. Do podobnych wniosków dochodzi się, porównując utworzone grupy województw podobnych oraz elementy wchodzące do grupy z wynikami uzyskanymi w analizie wykorzystującej syntetyczny miernik rozwoju jako sumę rang.

TABL. 5. GRUPY WOJEWÓDZTW TWORZĄCE PODOBNE SKUPISKA DLA ZMIENNYCH STANDARYZOWANYCH I ZNORMALIZOWANYCH W OPISIE SYTUACJI NA RYNKU PRACY

Grupy	Województwa
1	kaliskie, chełmskie, sieradzkie, przemyskie, rzeszowskie, białkopodlaskie, siedleckie, nowosądeckie, zamojskie, krośnieńskie, tarnobrzskie, tarnowskie ($n=12$)
2	łomżyńskie, suwalskie, skierniewickie, ostrołęckie, olsztyńskie, radomskie, ciechanowskie, bydgoskie, płockie, konińskie ($n=10$)
3	piotrkowskie, koszalińskie, słupskie, elbląskie, gorzowskie, legnickie, wałbrzyskie, wrocławskie, jeleniogórskie, toruńskie ($n=10$)
4	bielskie, katowickie, gdańskie, opolskie, wrocławskie, szczecińskie, poznańskie ($n=7$)
5	białostockie, częstochowskie, leszczyńskie, lubelskie, kieleckie ($n=5$)
6	pilskie, zielonogórskie ($n=2$)
7	łódzkie ($n=1$)
8	warszawskie ($n=1$)
9	krakowskie ($n=1$)

Źródło: obliczenia własne na podstawie tabl. 3 i 4.

Istotnym elementem przy wyodrębnianiu homogenicznych grup jest ocena dokonanego podziału przestrzeni wielowymiarowej na jednorodne podprzestrzenie. W tym celu wykorzystuje się miary stopnia podobieństwa wewnątrzgrupowego oraz międzygrupowego. W metodzie aglomeracyjnej dla obu rozważanych sytuacji uzyskano relatywnie duże podobieństwo obiektów należących do danego skupiska oraz względnie małe podobieństwo między nimi. Średnia odległość wewnątrzgrupowa dla zmiennych standaryzowanych wynosiła 0,9, a zmiennych normalizowanych — 2,2. Średnia odległość międzygrupowa była odpowiednio prawie 8-krotnie i 9-krotnie wyższa. Wyznaczając miarę popraw-

ności skupień jako iloraz odległości wewnątrzgrupowej i międzygrupowej uzyskano wartości 0,11 i 0,24. Wskazuje to, że jednorodne grupy województw wyodrębnione ze względu na ocenę sytuacji na rynku pracy były poprawne.

Reasumując w wielowymiarowej analizie statystycznej, przy uwzględnieniu tych samych zmiennych, ale różnego sposobu sprowadzania ich do porównywalności, uzyskano 5 lub 6 grup województw podobnych, o różnej liczbie obiektów wchodzących w ich skład. Ponadto, w skład tych grup nie zawsze wchodziły te same obiekty. Porównując województwa wchodzące w skład tych samych skupień z ich przynależnością do klas utworzonych w analizie jednowymiarowej można zauważyć, że tylko w niewielkim stopniu się pokrywają. Nie oznacza to jednak, że ocena sytuacji na rynku pracy przy wykorzystaniu rozmaitej liczby zmiennych oraz różnych metod wyodrębniania grup obiektów podobnych może prowadzić do błędnych wyników. Każda z tych sytuacji opisuje zjawisko z innej strony. Dlatego tak ważne jest precyzyjne ustalenie celu badania, określenie własności zmiennych w nich wykorzystywanych oraz dobór odpowiedniej metody.

Uwagi końcowe

Popularność stosowania metod taksonomicznych sugeruje uniwersalną poprawność ich stosowania. Niestety, nie zawsze się tak dzieje. Często do opisu badanego zjawiska wykorzystuje się wszystkie znane (możliwe do wykorzystania) cechy, nie zastanawiając się czy można wykazać ich logiczny związek z opisywaną sytuacją albo czy zmienne wykorzystywane w analizie nie powielają informacji. Ponadto nie przywiązuje się wagi do przekształcania zmiennych w ten sposób, aby ich skala oraz kierunek wpływu na opisywane zjawisko były zgodne z innymi zmiennymi. Dobór metody do analizy jest też nierzadko przypadkowy, nieuwzględniający właściwości zmiennych w niej wykorzystywanych. Wszystko to powoduje, że wnioski uzyskane z prowadzonych analiz mogą być obciążone dużymi błędami.

dr Małgorzata Podogrodzka — SGH

LITERATURA

- Bartosiewicz S. (1976), *Wariacje na temat wzorców rozwoju*, „Przegląd Statystyczny”, nr 3, *Encyklopedia Popularna* (1982), PWN, Warszawa
- Gorzelak G. (1981), *Statystyczna analiza porównawcza — teoria a praktyka*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 8
- Grabiński T., Ludwiczak B., Malina A., Zeliaś A. (1991), *Ekonometria przestrzenna*, PWE, Warszawa
- Grabiński T., Szymanowicz K., Woźniak M., Zeliaś A. (1976), *O pewnej metodzie grupowania zmiennych*, „Przegląd Statystyczny”, nr 4

- Hellwig Z. (1968), *Zastosowanie metody taksonomicznej do typologicznego podziału krajów ze względu na poziom ich rozwoju oraz zasoby i strukturę wykwalifikowanych kadr*, „Przegląd Statystyczny”, nr 4
- Hellwig Z., Walter C. (1979), *Taksonomiczne i ekonometryczne podejście do analizy danych statystycznych*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 9
- Jabłoński R., Robaszek A. (2000), *Przestrzenne zróżnicowanie warunków środowiskowych w powiatach województwa łódzkiego*, Seria: Analizy Statystyczne, Urząd Statystyczny w Łodzi
- Kowalski A. (1977), *Charakterystyka niektórych metod taksonomicznych*, PWN, Warszawa
- Młodak A. (2006), *Analiza taksonomiczna w statystyce regionalnej*, Difin, Warszawa
- Nowak E. (1990), *Metody taksonomiczne w klasyfikacji obiektów społeczno-gospodarczych*, PWE, Warszawa
- Nowak E. (1985), *Metoda statystycznych analiz porównawczych efektywności obiektów rolniczych*, „Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu”, nr 292
- Pluta W. (1986), *Wielowymiarowa analiza porównawcza w badaniach ekonometrycznych*, PWN, Warszawa
- Pluta W. (1977), *Wielowymiarowa analiza porównawcza w badaniach ekonomicznych. Metody taksonomiczne i analizy czynnikowej*, PWE, Warszawa
- Podolec B., Sokołowski A. (1984), *Metody badania przestrzennej zwartości podzbiorów otrzymanych w wyniku taksonomicznego grupowania jednostek terytorialnych*, „Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu”, nr 262
- Strahl D. (1980), *Modelowanie zjawisk złożonych. Modele infrastruktury społecznej*, „Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu”, nr 158
- Styczeń M. (1971), *Ogólna charakterystyka metod taksonomicznych*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 8
- Wysocki F. (1996), *Metody statystycznej analizy wielowymiarowej w rozpoznawaniu typów struktury przestrzennej rolnictwa*, Roczniki Akademii Rolniczej im. A. Cieszkowskiego w Poznaniu, Poznań

SUMMARY

Popularity of methods used in the taxonomic analysis of comparative socio-economic phenomena contributes to reflect on the correctness of their application. The article presents the research topics that use these methods and describes the proper conditions for their use, with particular emphasis on methods of agglomeration and synthetic development measure.

РЕЗЮМЕ

Популярность использования таксономических методов в сопоставительном анализе социально-экономических явлений является причиной рассмотрения правильности их использования. В статье были представлены обследовательские темы использующие эти методы, а также были охарактеризованы условия правильного их использования, обращая особое внимание на агломерационный метод и метод синтетического измерителя развития.

Igor TIMOFIEJUK

Dochody realne w sferze budżetowej w 2010 r.

Przystępując do analizy dochodów w sferze budżetowej nieodłącznie przychodzi mi na myśl problem dotyczący zdefiniowania pracy produkcyjnej i nieprodukcyjnej, który kiedyś był poddawany intensywnej dyskusji. W dzisiejszej rzeczywistości problem ten nie istnieje. W praktyce międzynarodowej ukształtowały się dwa systemy rachunków w zakresie efektów pracy społeczeństwa — MPS (Material Product System) oraz SNA (System of National Accounts). Dwadzieścia lat temu statystyka publiczna wykorzystywała system rachunków MPS, po czym stopniowo (ale dość szybko) przeszła na SNA. Tyle o kwestii ogólnej, a teraz *ad rem*.

Sfera budżetowa nigdy samodzielnie nie mogła decydować o swoich wyngrodzeniach lub innych wydatkach, ale mogła mniej lub bardziej oszczędnie je rozdysponowywać. Rozpatrzmy, jak to zrobiono w Polsce w 2010 r.

I

Sfera budżetowa, jak zawsze podkreślano w dotychczasowych analizach, była uzależniona od sfery rządowej, decydującej o wydatkach budżetu państwa. Ale dziedziny działalności sfery budżetowej mają swoją specyfikę i także pewien zakres niezależności. Tak więc przyjrzyjmy się, jak kształtowały się wynagrodzenia w sferze budżetowej.

**TABL. 1. PRZECIĘTNE MIESIĘCZNE WYNAGRODZENIA NOMINALNE BRUTTO
W SFERZE BUDŻETOWEJ W ZŁ**

L a t a Kwartaly	Sfera budżetowa ogółem	Administracja publiczna i obrona narodowa	Edukacja	Opieka zdrowotna i pomoc społeczna
2009 IV	3304,14	4125,53	3114,84	3165,16
2010 I	4052,00	4722,97	3923,53	3248,46
II	3183,02	3787,97	3052,89	3109,26
III	3218,10	3764,98	3189,94	3173,79
IV	3566,00	4355,06	3406,14	3260,62

Ź r ó d ł o: „Biuletyn Statystyczny” nr 3 (2011), GUS.

Dane dotyczą przeciętnych miesięcznych wynagrodzeń brutto. Uwzględniając obowiązujące w naszym kraju stopy podatkowe, w istocie prawie liniowe, rela-

cje wynagrodzeń pomniejszych o podatek (czyli wynagrodzeń netto) zostają prawie te same.

W kwotach bezwzględnych najwyższe wynagrodzenia odnotowano w administracji i obronie narodowej. Przytoczone dane statystyczne dają obraz obiektywny. Trzeba też jednak wspomnieć, że jest to również odczucie społeczeństwa. Warto odnotować, że w IV kwartale badanego roku wynagrodzenia przekraczają poziom z tego kwartału roku poprzedniego. Wynik ten nie jest jednoznaczny w przypadku porównań tych samych okresów w innych działach gospodarki czy też świadczeń społecznych (mimo że tzw. trzynastki pojawiają się tu w I kwartale roku badanego lub też w IV kwartale roku poprzedniego). Mowa tu o średnich kwartalnych, a nie o wynagrodzeniach w sektorze przedsiębiorstw lub świadczeniach społecznych z grudnia roku badanego.

Zajmijmy się dynamiką wskaźników jednopodstawowych, przyjmując IV kwartał roku poprzedniego jako podstawę do ich obliczania.

TABL. 2. JEDNOPODSTAWOWE WSKAŹNIKI DYNAMIKI PRZECIĘTNYCH MIESIĘCZNYCH W KWARTALE WYNAGRODZEŃ NOMINALNYCH BRUTTO W SFERZE BUDŻETOWEJ W 2010 R. (IV kwartał 2009=100)

Kwartały	Sfera budżetowa ogółem	Administracja publiczna i obrona narodowa	Edukacja	Opieka zdrowotna i pomoc społeczna
I	122,6	114,5	126,0	102,6
II	96,3	91,8	98,0	98,2
III	97,4	91,3	102,4	100,3
IV	107,9	105,6	109,4	103,0
$\sum_{I}^{IV}$	424,2	403,2	435,8	404,1

Ź r ó d ł o: obliczenia własne na podstawie tabl. 1.

Zatem średnie kwortalne tempo wzrostu wynagrodzeń miesięcznych nominalnych w 2010 r. kształtuje się następująco:

TABL. 3. ŚREDNIE KWARTALNE TEMPO WZROSTU PRZECIĘTNYCH MIESIĘCZNYCH WYNAGRODZEŃ NOMINALNYCH BRUTTO W SFERZE BUDŻETOWEJ W 2010 R. W %

Metoda pomiaru	Sfera budżetowa ogółem	Administracja publiczna i obrona narodowa	Edukacja	Opieka zdrowotna i pomoc społeczna
r_g	1,92	1,37	2,27	0,74
$\bar{r}$	2,36	0,32	3,46	0,41

Ź r ó d ł o: obliczenia własne na podstawie tabl. 2.

Wartości średnich stóp wzrostu znacznie różniły się między sobą w zależności od metody pomiaru i to w obu kierunkach $r_g > \bar{r}$, a także $r_g < \bar{r}$. Wynika z tego, że przeprowadzenie analizy nierównomierności zmian jest niezbędne.

TABL. 4. NIERÓWNOMIERNOŚĆ ZMIAN W SKALI KWARTALNEJ PRZECIĘTNYCH MIESIĘCZNYCH WYNAGRODZEŃ NOMINALNYCH BRUTTO W SFERZE BUDŻETOWEJ W 2010 R. W %

Wyszczególnienie	Metoda pomiaru	
	$r_g - \bar{r}^a$	$(r_g - \bar{r}) : r_g$
Sfera budżetowa ogółem	-0,44	-22,92
Administracja publiczna i obrona narodowa	1,05	76,64
Edukacja	-1,19	-52,42
Opieka zdrowotna i pomoc społeczna	0,33	44,59

^a W punktach procentowych.

Źródło: obliczenia własne na podstawie tabl. 3.

W administracji publicznej i obronie narodowej wystąpiła największa nierównomierność wzrostu wynagrodzeń, mierzona względną różnicą wyników metod r_g i $\bar{r}$, przy czym metoda nieważonej średniej geometrycznej znacząco przeszacowuje dynamikę wynagrodzeń. Można było zaobserwować to na podstawie danych w tabl. 2, a dane z tabl. 4 jednoznacznie to potwierdziły. Należy ten przypadek zbadać dokładniej.

TABL. 5. SZEREGI FAKTYCZNY I TEORETYCZNE WSKAŹNIKÓW DYNAMIKI PRZECIĘTNYCH MIESIĘCZNYCH WYNAGRODZEŃ W SKALI KWARTALNEJ W ADMINISTRACJI PUBLICZNEJ I OBRONIE NARODOWEJ W 2010 R. (IV kwartał 2009=100)

Kwartały	Szereg faktyczny	Szereg teoretyczny według		Szereg faktyczny minus teoretyczny		Kwadrat odchyień	
		$r_g = 1,37\%$	$\bar{r} = 0,32\%$	$r_g = 1,37\%$	$\bar{r} = 0,32\%$	$r_g = 1,37\%$	$\bar{r} = 1,32\%$
I	114,5	101,4	100,3	13,1	14,2	171,61	201,64
II	91,8	102,8	100,7	-11,0	-8,5	121,00	72,25
III	91,3	104,2	100,9	-12,9	-9,6	166,41	92,16
IV	105,6	105,6	101,3	0,0	4,3	0,00	18,49
$\sum_{I}^{IV}$	403,2	414,0	403,2	-10,8	0,4 ^a	459,02	384,45

^a Różnica wynika z zaokrągleń. Powinno być 0,0.

Źródło: obliczenia własne na podstawie tabl. 2 i 3.

Jednoznaczne wyniki z tabl. 4 przenieśmy na wykres.

Analiza danych przedstawionych w tabl. 5 oraz wykresu dowodzą wyrażenie, jak znacząca nierównomierność cechowała zmiany wynagrodzeń w sferze admi-

nistracji publicznej i obronie narodowej. Wynika to z polityki rządowej, charakteryzującej się stabilizacją płac w roku poprzednim i wypłaceniem trzynastki w I kwartale, gdy w sektorze przedsiębiorstw dokonano tego w grudniu, a więc w IV kwartale roku poprzedniego.

II

Porównanie uzyskanych wyników analizy z wynagrodzeniami w sektorze przedsiębiorstw oraz świadczeniami społecznymi wymaga uwzględnienia dynamiki miesięcznej w sferze budżetowej, którą podano w okresach kwartalnych. Zgodnie z tym, jaki tok postępowania przedstawiłem w moich analizach publikowanych na łamach „Wiadomości Statystycznych”, należy przyjąć do obliczeń równomierny wzrost wynagrodzeń miesięcznych w skali kwartału. Zatem miesięczna dynamika stanowi pierwiastek trzeciego stopnia z dynamiki kwartalnej w metodzie r_g , ale i $\bar{r}$.

Z danych przedstawionych w tabl. 6 wynika, że przeciętna miesięczna dynamika wynagrodzeń nominalnych brutto w sferze budżetowej jest mocno zróżni-

cowana i to zarówno według działów składowych sfery, jak i ze względu na metody pomiaru. Generalnie, zróżnicowanie to zawiera się w granicach od 0,07% do 0,85% wskaźnika tempa miesięcznie. Biorąc pod uwagę dziedziny sfery budżetowej wyniki te przedstawiają się różnie, np. tempo analizowanych zmian w administracji publicznej i obronie narodowej wyniosło według r_g 0,35%, natomiast według $\bar{r}$ — 0,07%. Pokazuje to, że sytuacja w opiece zdrowotnej i opiece społecznej jest niekorzystna, ponieważ r_g osiągnęło wartość 0,17%, a $\bar{r}$ — tylko 0,10%.

TABL. 6. ŚREDNIE MIESIĘCZNE TEMPO ZMIAN MIESIĘCZNYCH WYNAGRODZEŃ NOMINALNYCH BRUTTO W SFERZE BUDŻETOWEJ W 2010 R.

Wyszczególnienie	Metoda pomiaru	
	r_g	$\bar{r}$
Sfera budżetowa ogółem	0,47	0,58
Administracja publiczna i obrona narodowa	0,35	0,07
Edukacja	0,57	0,85
Opieka zdrowotna i pomoc społeczna	0,17	0,10

Źródło: obliczenia własne na podstawie tabl. 3.

III

Zajmijmy się zatem realnym wymiarem wynagrodzeń w sferze budżetowej. W opublikowanym wcześniej artykule przedstawiłem deflatory w analizie dotyczącej wynagrodzeń w sektorze przedsiębiorstw i świadczeń społecznych¹. Mają one następujące wartości liczbowe:

- a) towary i usługi konsumpcyjne ogółem — $r_g=0,25\%$ i $\bar{r}=0,28\%$,
- b) żywność — $r_g=0,34\%$ i $\bar{r}=0,39\%$.

Uzyskaliśmy zatem pełne dane do obliczenia dynamiki wynagrodzeń realnych brutto w sferze budżetowej.

TABL. 7. ŚREDNIE MIESIĘCZNE TEMPO ZMIAN MIESIĘCZNYCH WYNAGRODZEŃ REALNYCH BRUTTO W SFERZE BUDŻETOWEJ WEDŁUG DEFLATORÓW W 2010 R. W %

Wyszczególnienie	Towary i usługi konsumpcyjne ogółem		Żywność	
	r_g	$\bar{r}$	r_g	$\bar{r}$
Sfera budżetowa ogółem	0,22	0,30	-0,13	0,19
Administracja publiczna i obrona narodowa	0,10	-0,21	0,01	-0,32
Edukacja	0,32	0,59	0,23	0,46
Opieka zdrowotna i pomoc społeczna	-0,08	-0,18	-0,17	-0,29

Źródło: obliczenia własne na podstawie tabl. 6 oraz I. Timofiejuk (2011), *Dochody realne pracowników sektora przedsiębiorstw i emerytów*, tabl. 8, „Wiadomości Statystyczne”, nr 6.

¹ Timofiejuk I. (2011), *Dochody realne pracowników sektora przedsiębiorstw i emerytów w 2010 r.*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 6.

We wszystkich działach sfery budżetowej dynamika przeciętnych miesięcznych wynagrodzeń realnych według obu metod pomiaru jest zróżnicowana na plus i na minus. Odmienne wyniki uzyskano w ochronie zdrowia i opiece społecznej, gdzie niezależnie od metod rachunku wynik jest ujemny. Płace realne spadły w granicach od $-0,08\%$ do $-0,29\%$ średnio miesięcznie. Wskazywałoby to na potrzebę wprowadzenia regulacji wynagrodzeń w ochronie zdrowia i opiece społecznej.

IV

W analizie przedstawiłem obraz sytuacji w sferze budżetowej w 2010 r. Porównanie z sytuacją w sektorze przedsiębiorstw i w zakresie świadczeń społecznych Czytelnik znajdzie w moim poprzednim opracowaniu. Zajmę się zatem porównaniem powyższych danych z podobnymi wynikami za 2009 r. Stopy (tempo) zmian płacy realnej w poprzednich dwóch latach mieliśmy: w 2009 r. — -8^2 , w 2010 r. — -7 . Różnica wprowadzie nieznaczna, ale trzeba ją odnotować. Ogólnie rzecz można, że sytuacja w zasadzie pozostała ta sama.

Dyskusje *stricte* teoretyczne nie odbywają się zbyt często. Jedną z nich jest, wspomniana na wstępie artykułu, kwestia pracy produkcyjnej i nieprodukcyjnej, a więc efektów rocznej pracy społeczeństwa (PKB lub dochód narodowy brutto).

Drugą z kwestii teoretycznych są relacje wynagrodzeń między sferami gospodarki narodowej, jak i wewnątrz nich. Struktura wynagrodzeń zależy od wielu czynników, m.in. od budżetu państwa, długu publicznego itp., ale także od zaszczości.

Problem wynagrodzeń w sektorze opieki zdrowotnej i pomocy społecznej będzie zapewne dyskutowany, bowiem wiąże się z tym także problem jakości i dostępności usług służby zdrowia.

*
* *

Nasze rozważania dotyczyły dynamiki wynagrodzeń w sferze budżetowej. Biorąc pod uwagę wynagrodzenia w sektorze przedsiębiorstw, a także świadczenia społeczne, istotny staje się problem struktury wynagrodzeń i ogólniej dochodów. Problemy te są przedmiotem dyskusji zarówno teoretyków ekonomii, jak i praktyków, dotyczy to zarówno polityki państwa, jak i prywatnej wytwórczości.

prof. dr hab. Igor Timofiejuk — *Warszawa*

² Timofiejuk I. (2010), *Dochody realne w 2009 r.*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 11.

SUMMARY

The article analyzes the real wages of employees of budgetary sphere in 2010. A monthly income and growth components dynamics (nominal incomes and prices) were tested by r_g — the unweighted geometric mean method as well as by $\bar{r}$ — method taking into account the sum of the terms of a time series.

РЕЗЮМЕ

В статье обследовались реальные вознаграждения служащих государственного сектора в 2010 г. Месячная динамика доходов и их компонентов (номинальных доходов и цен) обследовалась методом r_g — невзвешенной геометрической средней и методом $\bar{r}$ — учитывающим сумму выражений временного ряда.

Małgorzata IDCZAK

Wpływ płacy minimalnej na zatrudnienie¹

Płaca minimalna, jako kategoria ekonomiczna, wywiera wpływ m.in. na koszty pracy oraz likwidowanie niekorzystnych form konkurencji. Jako kategoria społeczna ma na celu przede wszystkim zapewnienie niezbędnych środków utrzymania oraz zmniejszanie napięć społecznych poprzez redukcję rozpiętości płac. Wyższa płaca minimalna wpływa na zwiększenie kosztu funkcjonowania przedsiębiorstw, zwłaszcza tych, które zatrudniają osoby niewykwalifikowane lub bez doświadczenia. W efekcie tego przedsiębiorcy decydujący się na zwiększenie produkcji starają się nie zwiększać zatrudnienia lub nawet je redukować, natomiast poprawiają wydajność firmy poprzez zakup nowych maszyn lub zwiększenie wydajności pracowników dotychczas zatrudnionych.

Celem analizy jest określenie najkorzystniejszej dla wielkości zatrudnienia relacji płacy minimalnej do płacy przeciętnej, czyli tzw. uproszczonego współczynnika Kaitza. Zweryfikowana zostanie hipoteza zakładająca, że współczynnik Kaitza wpływa w sposób nieliniowy (paraboliczny) na poziom zatrudnienia

¹ Artykuł oparty na pracy magisterskiej Małgorzaty Fic (obecnie Idczak) *Wpływ płacy minimalnej na bezrobocie i zatrudnienie* napisanej pod kierunkiem prof. dra hab. J. J. Sztudyngera, przy współpracy dra P. Baranowskiego.

w Polsce. Określenie wpływu tego współczynnika na zatrudnienie pokaże, czy i w jakim stopniu płaca minimalna ogranicza możliwości pracy. Pozwoli również oszacować optymalny poziom tego współczynnika dla Polski.

W pierwszej części artykułu przedstawiono ekonomiczne teorie dotyczące rynku pracy, definicje, funkcje oraz kształtowanie się płacy minimalnej w Polsce i na świecie.

W kolejnej części podano wyniki dotychczasowych badań. Przedstawiona metodologia badań, zmienne użyte do budowy modelu oraz uzyskane wyniki ukierunkowały dalsze podejście do badanego problemu.

Na koniec opracowania zostanie opisany model rynku pracy w Polsce, jego estymacja oraz weryfikacja otrzymanych wyników. Model powstał po przekształceniu neoklasycznej funkcji produkcji w celu zweryfikowania siły oraz kierunku oddziaływania płacy minimalnej na zatrudnienie.

PODSTAWY TEORETYCZNE

Według neoklasycznej teorii ekonomii zjawisko bezrobocia występuje tylko w przypadku ograniczania mechanizmów wolnorynkowej gospodarki. *Wiąząc bezrobocie ze sztywnościami występującymi na rynku pracy, neoklasycy wysunęli postulaty nieskrępowanego działania mechanizmów rynkowych, giętkich płac, poprawy mobilności siły roboczej i zaostrzenia konkurencji między pracownikami w celu zapewnienia pełnego zatrudnienia*². W teorii tej szczególne znaczenie przypisuje się działalności związków zawodowych. Trudności w negocjacjach ze związkami oraz istnienie zasiłków dla bezrobotnych powodują powstawanie tzw. bezrobocia dobrowolnego, które jest powiązane z nadwyżką globalnej podaży pracy nad popytem na pracę. Likwidacja tego problemu nie jest uzależniona od aktywnej ingerencji państwa, a jedynie od usprawnienia mechanizmów ekonomicznych (prowadzących głównie do zmian stawek płac).

Neoklasyczna teoria bezrobocia wywołuje jednak liczne wątpliwości. Krytykuje się m.in. przekonanie o skutecznym działaniu mechanizmów gospodarki wolnorynkowej, jak również obarczanie związków zawodowych winą za usztywnienia płac oraz powstawanie bezrobocia. Teoria ta mimo licznej grupy zwolenników przyczyniła się do rozwoju wielu przeciwstawnych idei.

Teoria, której twórcą był J. M. Keynes, podważa założenie neoklasyków o skuteczności działania mechanizmów rynkowych. Przyjmuje ona założenie o sztywności płac nominalnych oraz tezę, że bezrobocie jest nieodłącznym elementem swobodnego funkcjonowania gospodarki wolnorynkowej. Poziom bezrobocia kształtowany jest przez wielkość efektywnego popytu na towary. Niewystarczający popyt powoduje zmniejszenie produkcji i prowadzi do redukcji zatrudnienia. *Sytuacja taka występuje wówczas, gdy suma zamierzonych inwestycji w gospodarce jest mniejsza od sumy oszczędności odpowiadających dochodowi przy pełnym*

² E. Kwiatkowski (2002), s. 107 i 108.

zatrudnieniu³. Silne związki zawodowe uniemożliwiają obniżanie płac, co według neoklasyków przyczynia się do likwidacji bezrobocia. Jednak zgodnie z teorią Keynesowską, obniżenie płac spowodowałoby zmniejszenie dochodów i wydatków konsumpcyjnych, a co za tym idzie produkcji i zatrudnienia. Keynes wysunął twierdzenie, że podaż pracy jest doskonale elastyczna przed osiągnięciem poziomu pełnego zatrudnienia, natomiast po osiągnięciu pełnego zatrudnienia wzrost podaży pracy związany jest ze wzrostem stawek płac realnych.

Płaca minimalna oznacza kwotę, poniżej której nie można opłacać pracownika zatrudnionego w pełnym wymiarze czasu pracy⁴. Jako kategoria społeczna ustalana jest w celu podniesienia standardów życia najmniej zarabiających grup społecznych oraz w celu zmniejszenia rozpiętości płacowych, ... *zaś ekonomiczny aspekt wynika z faktu, że płaca minimalna jest elementem polityki płac, która z kolei ma wpływ na koszty pracy, konkurencyjność przedsiębiorstw i rynek pracy*⁵.

Według teorii neoklasyków ingerencja państwa ogranicza działanie mechanizmów rynkowych, tak więc ustawowe wyznaczenie poziomu płacy minimalnej powoduje zmniejszenie kapitału, a co za tym idzie spadek poziomu zatrudnienia. Zgodnie z tą teorią poziom płacy minimalnej powinien być stosunkowo niski, lecz dający możliwość zaspokojenia podstawowych potrzeb⁶.

Najczęstszą funkcją wynagrodzenia minimalnego jest podnoszenie standardów życia pracowników niskopłatnych pełniących funkcje niewymagające wysokich kwalifikacji oraz zmniejszanie rozpiętości płacowej. Równocześnie zachodzi jednak usztywnianie pułapów dochodowych od dołu, spowalniając procesy dostosowawcze rynku pracy oraz ograniczając elastyczność popytu i podaży pracy. Jest to również narzędzie wykorzystywane (jako jeden z elementów) w krajach uprzemysłowionych, w celu podniesienia standardów życia najmniej zarabiających grup społecznych.

Występuje kilka koncepcji mówiących o tym, do jakiego poziomu powinna zostać podniesiona wielkość płacy minimalnej. Jedną z propozycji (będącą jednocześnie najczęstszym głosem na forum europejskim) jest podniesienie płacy minimalnej do poziomu minimum socjalnego. Kolejna koncepcja (najczęściej podnoszona przez brukselskich urzędników) to ustalenie płacy minimalnej na poziomie 60% średniego wynagrodzenia. Takie związanie tych wartości zdaje się być najkorzystniejsze dla zasobniejszej części państw Unii Europejskiej (UE). Oznaczałoby to znaczne podwyżki dla kilku milionów Polaków. Jednak ostatnia propozycja to system stosowany z powodzeniem w W. Brytanii. Według tej propozycji regularnie wprowadzane podwyżki, znacznie przewyższające wzrost średniej płacy, są receptą na zmniejszenie dyspersji zarobków.

W świetle teorii ekonomii płaca minimalna nie gwarantuje realizacji stawianych przed nią celów, gdyż zamiast zwiększać dochody najgorzej wynagradza-

³ R. Milewski (2002), s. 545.

⁴ Z. Jacukowicz (1992), s. 5.

⁵ B. Kłos (2005), s. 2.

⁶ Tamże, s. 5.

nych pracowników, może przyczynić się do spadku zatrudnienia i wzrostu bezrobocia w obrębie tej grupy. Na takie skutki stosowania minimalnego wynagrodzenia wskazuje neoklasyczny model doskonale konkurencyjnego rynku pracy. Dzieje się tak wówczas, gdy płaca minimalna przewyższa poziom wynagrodzenia równoważącego rynek pracy, powodując jednocześnie spadek popytu na pracę i wzrost podaży pracy oraz zablokowanie samoczynnego mechanizmu równoważenia się rynku. (...) Bezpośrednim następstwem spadku zatrudnienia jest nieefektywna alokacja zasobów pracy w gospodarce i spadek produkcji krajowej. Te niekorzystne skutki spowodowane wprowadzeniem płacy minimalnej mogą zostać częściowo zniwelowane, jeżeli ustanowienie najniższego wynagrodzenia wywoła u niektórych pracodawców swego rodzaju wstrząs, pod wpływem którego podniosą efektywność działania swoich przedsiębiorstw w ramach posiadanych zasobów⁷.

Wynagrodzenie minimalne jest ustalane w Polsce od 1956 r. Jego rola w systemie płac oraz przyznawaniu innych świadczeń w ciągu lat ulegała licznym zmianom. Od 10 października 2002 r. obowiązuje ustawa o minimalnym wynagrodzeniu za pracę⁸. Według niej wysokość płacy minimalnej jest w każdym roku negocjowana przez Komisję Trójstronną, w skład której wchodzi rząd, pracodawcy oraz przedstawiciele związków zawodowych. Jeżeli decyzja nie zostaje podjęta, wówczas podejmuje ją rząd. Według ustawy z 2005 r. (w zmianie do ustawy o minimalnym wynagrodzeniu za pracę⁹) wysokość minimalnego wynagrodzenia wzrasta w danym roku w stopniu nie niższym niż prognozowany na dany rok wskaźnik wzrostu cen towarów i usług konsumpcyjnych, powiększony o 2/3 wskaźnika prognozowanego realnego przyrostu PKB. Zasada ta ma na celu doprowadzenie do sytuacji, w której płaca minimalna stanowiłaby 50% wynagrodzenia przeciętnego.

PRZEGLĄD BADAŃ EMPIRYCZNYCH

W pracy autorstwa C. Browna, C. Gilroya oraz A. Kohena (1982) przedstawiono najważniejsze obserwacje z 24 badań wykonanych od roku 1970 do 1981 r. w Stanach Zjednoczonych.

Autorzy artykułu, jako wyjściowy, podają model:

$$Y = f(MW, D, X_1, \dots, X_n)$$

gdzie:

- Y* — miara statusu siły zatrudnienia,
- MW* — miara płacy minimalnej,
- D* — zagregowany popyt (cykl koniunkturalny).

⁷ W. Golnau (2007), s. 69.

⁸ Dziennik Ustaw z 30 listopada 2002 r. Nr 200, poz. 1679.

⁹ Dziennik Ustaw z 1 lipca 2005 r. Nr 157, poz. 1314.

$X_1, ..., X_n$ — inne zmienne egzogeniczne, które zostały wykorzystane w różnych badaniach wpływu płacy minimalnej na zatrudnienie (m.in. udział w populacji, odbywanie służby wojskowej, wskaźnik skolaryzacji, programy zatrudnieniowe, czas zatrudnienia).

Przegląd badań wskazuje na redukcję zatrudnienia nastolatków na poziomie pomiędzy jeden a trzy punkty procentowe w rezultacie 10-procentowego wzrostu federalnej płacy minimalnej. Uważamy, że ta niższa granica jest bardziej wiarygodna, ponieważ znajduje odbicie w większości badań z lat siedemdziesiątych, które zostały przeprowadzone z uwzględnieniem stopnia objęcia ochroną. Innym ważnym odkryciem jest znaczące wycofanie się nastolatków z zasobów siły roboczej w odpowiedzi na wzrost płacy minimalnej, w pewnej mierze wpływ na bezrobocie okazuje się być znacznie słabszy niż wpływ na zatrudnienie¹⁰.

W latach 80. i 90. ub. wieku kontynuowano badania empiryczne z wykorzystaniem szeregów czasowych. Rezultaty ich wskazywały na mniejsze efekty płacy minimalnej niż w przypadku badań opisanych w artykule cytowanym wcześniej. Wyniki trzech badań przeprowadzonych w Stanach Zjednoczonych zamieszczono w tabl. 1¹¹.

TABL. 1. SZACOWANY WPLYW PODWYŻKI PŁACY MINIMALNEJ O 10 P.PROC. NA ZATRUDNIENIE 16—19-LATKÓW

Badania empiryczne (autorzy)	Okresy	Procentowe zmiany w zatrudnieniu
Solon (1985)	1954—1979	–0,99
Wellington (1991)	1954—1986	–0,60
Klerman (1992)	1954—1988	–0,52
Średnia	x	–0,70

Źródło: M. Dąbrowski (1998).

Z przeprowadzonych badań wynika, że płaca minimalna ma negatywny wpływ na zatrudnienie, jednak żaden z autorów nie uzyskał rezultatu wyższego niż 1%. Jedynie wyniki Solona są zbliżone do tej granicy, która w badaniach została wyznaczona jako przypuszczalny stopień redukcji zatrudnienia. Kolejne badania wykazują coraz niższy wpływ minimum płacowego na zatrudnienie. W badaniu przeprowadzonym przez Klermana redukcja zatrudnienia wyniosła 0,5% na każde 10% zwiększenia płacy minimalnej.

Kolejne badania (Neumark, Wascher, 2004) przeprowadzone zostały na danych z lat 1975—2000 w 17 krajach OECD. Potwierdziły one przypuszczenia o tendencji obniżania poziomu zatrudnienia wśród młodzieży przy wzroście płacy minimalnej.

¹⁰ C. Brown i in. (1982), s. 508.

¹¹ M. Dąbrowski (1998), s. 45.

Pojawiły się również takie badania, w których potwierdzono pozytywny wpływ płacy minimalnej na zatrudnienie. W badaniu przeprowadzonym przez Stephena Machina i Alana Manninga (1994) podjęto próbę zbadania wpływu płac minimalnych na rozproszenie i zatrudnienie w W. Brytanii w latach 80. ub. wieku.

Wyniki badań przeprowadzonych w Polsce potwierdzają również wyniki badań S. Machina i A. Manninga. *Badania potwierdzają raczej hipotezę, iż jeżeli gospodarka jest w sytuacji transformacji lub recesji, kiedy popyt globalny nie jest wystarczający dla zagwarantowania pełnego zatrudnienia, to popyt na pracę może być zdeterminowany przez poziom produkcji (wzrost PKB) a nie przez płace*¹².

TEORETYCZNE PODSTAWY MODELU

Badanie zostało przeprowadzone na podstawie danych o częstotliwości kwartalnej z lat 1995—2007, pochodzących z GUS oraz Ministerstwa Pracy i Polityki Społecznej.

Model powstał po przekształceniu neoklasycznej funkcji produkcji ze zmiennymi egzogenicznymi pracą i środkami trwałymi:

$$Y = AK^\beta L^{1-\beta} \quad K, L \geq 0 \quad \text{oraz} \quad A, \beta > 0$$

która opisuje relację pomiędzy nakładami pracy L , kapitałem K a wielkością wytworzonego produktu Y .

W celu znalezienia postaci modelu, która najlepiej opisywałaby badane zjawisko, wprowadzono nieliniowo do modelu zmienną WK , definiowaną jako udział płacy minimalnej w płacy przeciętnej¹³. Postać funkcyjna wyjściowego modelu wygląda następująco:

$$L = AK^{\alpha_1} Y^{\alpha_2} W^{\alpha_3} e^{\alpha_4 WK + \alpha_5 WK^2}$$

Równanie to logarytmujemy stronami. Otrzymujemy:

$$\ln L = \ln A + \alpha_1 \ln K + \alpha_2 \ln Y + \alpha_3 \ln W + \alpha_4 WK + \alpha_5 WK^2$$

Po przekształceniu funkcji na przyrosty oraz po podstawieniu właściwych zmiennych z bazy danych, otrzymujemy:

$$\dot{L} = \alpha_0 + \alpha_1 \dot{SI} + \alpha_2 \dot{Y} + \alpha_3 \dot{W} + \alpha_4 \Delta WK + \alpha_5 \Delta WK^2 \quad (1)$$

¹² B. Suchecki (1999), s. 186.

¹³ Pomysł autorski, opracowany przy współpracy prof. dra hab. J. J. Sztudyngera.

gdzie:

$$\alpha_0 = -\frac{\dot{A}}{(1-\beta)}$$

$$\alpha_1 = -\frac{\dot{\beta}}{(1-\beta)}$$

$$\alpha_2 = \frac{1}{(1-\beta)}$$

$\dot{A}$, $\dot{L}$, $\dot{Y}$, $\dot{W}$ — tempo wzrostu aproksymowane przyrostem logarytmów. W dalszej części artykułu będziemy używać tych oznaczeń.

Do estymacji zostały wykorzystane następujące zmienne:

L — liczba osób pracujących, wyrażona w tysiącach,

SI — stopa inwestycji, definiowana jako stosunek nakładów brutto na środki trwałe w cenach bieżących wyrażonych w milionach złotych do średniorocznego PKB w cenach bieżących wyrażonego w milionach, w ułamku dziesiętnym,

Y — PKB w cenach stałych, wyrażony w milionach złotych,

W — przeciętne wynagrodzenie miesięczne brutto w cenach stałych, wyrażone w złotych,

WK — udział płacy minimalnej w płacy przeciętnej, w ułamku dziesiętnym.

Po analizie reszt wartości teoretycznych i empirycznych do modelu zostały wprowadzone zmienne zero-jedynkowe, które pozwoliły wyeliminować nietypowe obserwacje. Oszacowania parametrów modelu po wprowadzeniu zmiennych zero-jedynkowych nie odbiegają jednak od oszacowań parametrów modelu bez tych zmiennych.

Wprowadzone zmienne to:

$Z1$ — zmienna przyjmująca następujące wartości: dla IV kw. 1996 r. i I kw. 1997 r. — 1 i pozostałych kwartałów — 0. W przypadku dwóch kwartałów — IV kw. 1996 r. i I kw. 1997 r. — zaobserwowano pojedyncze odchylenie tempa wzrostu zatrudnienia (bez widocznych efektów w długim okresie);

$Z2$ — zmienna przyjmująca następujące wartości: dla I kw. 2007 r. — 1 i pozostałych kwartałów — 0.

Dla pierwszego kwartału 2007 r. zaobserwowano specyficzne wartości liczby zatrudnionych. Tempo wzrostu zatrudnienia przyjmuje drugą co do wartości wielkość spośród pierwszych kwartałów w badanym okresie. Wzrost liczby zatrudnionych mógł być spowodowany działaniami ówczesnego rządu.

Najważniejszą zmienną przedstawioną w tym badaniu jest WK . Wyrażenie tej zmiennej jako relacji płacy minimalnej do płacy przeciętnej stanowi pewne uproszczenie współczynnika Kaitza, który w pełnej postaci *jest mierzony jako współczynnik nominalnej płacy minimalnej do przeciętnych zarobków na*

godzinę pracy ważonych przez stopień objęcia siły roboczej ochroną¹⁴. Wagi dla każdego ze współczynników stanowią udział zatrudnionych pracowników chronionych do całkowitego zatrudnienia w poszczególnych gałęziach.

WYNIKI I OMÓWIENIE BADAŃ

Dalszej analizie zostanie poddany model (2), który po wprowadzeniu zmiennych zero-jedynkowych okazał się istotny statystycznie, spełnia wszystkie założenia Gaussa-Markowa oraz charakteryzuje się bardzo dobrym dopasowaniem. Wszystkie oszacowania parametrów otrzymanego modelu posiadają znaki zgodne z oczekiwanymi. Po uwzględnieniu opóźnień estymacja została przeprowadzona z uwzględnieniem 47 obserwacji (1996:2 — 2007:4). Wynik estymacji modelu zatrudnienia jest następujący (w nawiasach podano statystyki *t*-Studenta)¹⁵:

$$\begin{aligned} \dot{L} = & 0,052 - 0,250 SL_{-4} + 0,184 \dot{Y}_{-4} - 0,150 \dot{W}_{-2} + \\ & \begin{matrix} (9,616) & (-9,459) & (7,246) & (-4,868) \end{matrix} \\ & + 5,433 \Delta WK - 6,583 \Delta WK^2 - 0,027 Z1 + 0,022 Z2 \\ & \begin{matrix} (4,391) & (-4,100) & (-5,117) & (2,999) \end{matrix} \end{aligned} \quad (2)$$

$$R^2 = 0,896 \quad R^2_{sk.} = 0,877 \quad BIC = 314,989$$

gdzie:

R^2 — współczynnik determinacji,

$R^2_{sk.}$ — skorygowany współczynnik determinacji,

BIC — kryterium bayesowskie Schwarza.

Wartość skorygowanego współczynnika determinacji wskazuje na bardzo dobre dopasowanie modelu. Pokazuje on, że 88% zmienności przyrostu logarytmu pracujących zostało objaśnione przez zmienne egzogeniczne występujące w tym modelu.

A oto wyniki testów statystycznych, które pozwoliły na zweryfikowanie klasycznych założeń.

Pierwszy test weryfikujący normalność rozkładu reszt wykorzystuje statystykę Jarque-Bera (H_0 — składnik losowy ma rozkład normalny). Otrzymany wynik pokazuje, że nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej, czyli składnik losowy ma rozkład normalny.

Statystyka testu: Chi-kwadrat (2) = 0,345 z wartością $p = 0,8414$.

W kolejnym kroku zweryfikowano występowanie autokorelacji składnika losowego (test LM_{k-go} rzędu). Hipoteza zerowa wskazuje na brak autokorelacji tego składnika. Pierwszy test przeprowadzony został w celu sprawdzenia występowania autokorelacji pierwszego rzędu. Ze względu na użyte do estymacji modelu

¹⁴ C. Brown, C. Gilroy, A. Kohen (1982), s. 499 i 500.

¹⁵ Obliczenia wykonano za pomocą programu Gretl.

dane kwartalne przeprowadzono również test sprawdzający występowanie autokorelacji rzędu czwartego stopnia. W przypadku obu testów nie mamy podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej, więc autokorelacja składnika losowego nie występuje.

LM₁ — statystyka testu: LMF=0,604 z wartością $p=P(F(1,37)>0,604)=0,442$

LM₄ — statystyka testu: LMF=1,177 z wartością $p=P(F(4,31)>1,177)=0,340$

Następnie zweryfikowano występowanie heteroskedastyczności reszt (test White'a). Hipoteza zerowa mówi o braku zmienności wariancji resztowej. Również w przypadku tego testu nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej.

Statystyka testu: $TR^2=25,462$ z wartością $p=P(\text{Chi-Square}(23)>25,462)=0,327$.

Interpretacja oszacowań parametrów otrzymanego modelu jest następująca (przy założeniu *ceteris paribus*):

- jednopunktowy wzrost stopy inwestycji spowoduje spadek zmiennej endogenicznej o ok. 0,25%. Zmienna ta wpływa na zmienną objaśnianą z opóźnieniem o 4 okresy. Zwiększenie nakładów kapitałowych przyczynia się do spadku zatrudnienia, ale jego efekty będą widoczne po 4 kwartałach;
- parametr stojący przy $\dot{Y}_{-4}$ przyjmuje zgodnie z teorią ekonomii wartość dodatnią. Wynosi on w przybliżeniu 0,18, co oznacza, że przyrost PKB o 1% spowoduje przyrost liczby pracujących o ok. 0,18%;
- wzrost płacy przeciętnej o 1% spowoduje opóźniony o dwa kwartały spadek liczby pracujących o ok. 0,15%. Wynika to prawdopodobnie z tego, że pracodawcy przetrzymują pracowników, licząc na wzrost popytu. *Zwalnianie ludzi łączy się z ryzykiem, że nowi pracownicy nie będą równie efektywni, bierze się także pod uwagę dodatkowe koszty szkolenia itd. Stąd występuje zjawisko przechowywania pracowników (ang. labour hoarding), które wyjaśnia pewną inercję towarzyszącą zmianom w zatrudnieniu*¹⁶.
- zmienne zero-jedynkowe Z1 oraz Z2 przyjmują odpowiednio wartość -0,027 oraz 0,022. Oznacza to, że w IV kw. 1996 r. oraz w I kw. 1997 r. zatrudnienie zmniejszyło się o ok. 2,7%, natomiast w I kw. 2007 r. zwiększyło się o ok. 2,2%, niezależnie od zmian spowodowanych przez zmienne występujące w modelu.
- wynik oszacowania parametru kolejnej zmiennej, czyli przyrostu współczynnika Kaitza, jest niezbędny, aby odpowiedzieć na pytanie postawione w tezie opracowania, czyli jaki wpływ ma płaca minimalna na zatrudnienie (dokładniej na liczbę pracujących) oraz jaki jest optymalny poziom tego współczynnika. Wpływ ten opisuje funkcja postaci:

$$\dot{L} = 5,433\Delta WK_{-1} - 6,583\Delta WK^2_{-1}$$

¹⁶ W. Welfe, A. Welfe (2004), s. 69.

Na podstawie funkcji $\hat{L}$ możemy zapisać, że wpływ stosunku płacy minimalnej do płacy przeciętnej na zatrudnienie opisuje funkcja postaci¹⁷:

$$\hat{L} = e^{5,433\Delta WK - 1 - 6,583\Delta WK^2 - 1} \quad (3)$$

Funkcja osiąga swoje maksimum w punkcie, w którym WK wynosi 0,41. Przy takim poziomie współczynnika Kaitza, pracuje najwięcej osób, czyli najczęściej dochodzi do porozumienia między pracodawcami a pracownikami. Po przekroczeniu tej wartości zatrudnianie nowych pracowników nie przyczyni się do wzrostu zatrudnienia.

Wykres przedstawia funkcję (3) ograniczoną ze względu na rzeczywiste wartości, jakimi wyrażony jest stosunek płacy minimalnej do płacy przeciętnej (od 0,30 do 0,45). Jeśli współczynnik Kaitza przekroczy 41% płaca minimalna zacznie mieć negatywny wpływ na zatrudnienie. W Polsce od kilku lat nie przekroczył on wartości 0,38, jednak biorąc pod uwagę, że zgodnie z wspomnianą ustawą z 2005 r. płaca minimalna w 2011 r. ma osiągnąć poziom 50% przeciętnego wynagrodzenia, sytuacja ta może się bardzo szybko zmienić.

¹⁷ $\hat{L}$ można określić mianem mnożnika obrazującego wpływ współczynnika Kaitza na zatrudnienie.

Tablica 2 pokazuje przyrosty funkcji (3) obliczone dla poziomów udziału płacy minimalnej do płacy przeciętnej zaobserwowanych w badanym okresie. Badana funkcja charakteryzuje się tym, że przyrosty zatrudnienia wywołane zmianami współczynnika Kaitza, są coraz mniejsze w miarę zbliżania się do wartości 0,41. Od 1995 r. poziom udziału płacy minimalnej w płacy przeciętnej tylko raz przekroczył wartość 41% i tylko dla tej wartości spośród zaobserwowanych występuje spadek zatrudnienia.

TABL. 2. PRZYROSTY DLA FUNKCJI OBRAZUJĄCEJ NIELINIOWOŚĆ WSPÓŁCZYNNIKA KAITZA (wartości z próby)

<i>WK</i>	<i>L</i>	krańcowy przyrost w %
0,32	2,899	3,7
0,33	2,933	3,4
0,34	2,963	3,0
0,35	2,989	2,6
0,36	3,012	2,3
0,37	3,031	1,9
0,38	3,046	1,5
0,39	3,057	1,1
0,40	3,064	0,7
0,41	3,067	0,3
0,42	3,066	-0,1
0,43	3,061	-0,5
0,44	3,052	-0,9
0,45	3,039	-1,3

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

Uzyskany wynik potwierdza hipotezę o nieliniowym wpływie współczynnika Kaitza na zatrudnienie. Wynika z niego, że zwiększanie wynagrodzenia minimalnego aż do wartości, przy której jego udział w wynagrodzeniu przeciętnym wyniesie 41%, jest korzystne, natomiast po przekroczeniu tej wartości zatrudnienie zacznie spadać. Pracodawcy będą mniej skłonni do zatrudniania nowych pracowników o niskich kwalifikacjach, którzy pracują za płacę minimalną lub zbliżoną do płacy minimalnej. Bardziej opłacalne stanie się zwiększenie wydajności pracy, poprzez nakłady kapitałowe, np. na usprawnienie maszyn, czy też zwiększanie wydajności etatowych pracowników poprzez dodatkowe szkolenia lub też poprzez pracę w nadgodzinach.

Zakończenie

Przeprowadzone badania empiryczne pozwalają wysunąć kilka wniosków. Wynika z nich m.in., że płaca minimalna ma istotny wpływ na relacje na rynku pracy. Uzyskane wyniki sugerują, że przy ustalaniu płacy minimalnej należy zachować pewną ostrożność, albowiem wpływ stosunku płacy minimalnej do płacy przeciętnej na zatrudnienie jest dwukierunkowy. Wzrost współczynnika Kaitza oddziaływać będzie negatywnie na poziom zatrudnienia tylko od pewnej wartości. Wyniki badań pozwoliły na stwierdzenie, przy jakich poziomach płacy

minimalnej w stosunku do płacy przeciętnej wynagrodzenie minimalne będzie miało pozytywny, a przy jakich negatywny wpływ na zatrudnienie. Pokazują one również, że siła, z jaką płaca minimalna działa na zatrudnienie powiązana jest ściśle ze zmianami płacy przeciętnej.

W ciągu ostatnich kilku lat współczynnik Kaitza nie przekroczył poziomu 0,38, a zatem jest to sytuacja korzystna. Podniesienie płacy minimalnej tak, aby jej udział w przeciętnym wynagrodzeniu nie przekroczył 41% spowodowałoby, że praca byłaby bardziej atrakcyjna dla osób o niskich kwalifikacjach, a jednocześnie koszty związane z zatrudnianiem nowych pracowników byłyby akceptowalne dla pracodawców. Negatywne skutki wzrostu współczynnika Kaitza będą zauważalne dopiero po przekroczeniu poziomu 0,41.

mgr Małgorzata Idczak — *BRE Bank S.A.*

LITERATURA

- Brown C., Gilroy C., Cohen A. (1982), *The Effect of the Minimum Wage on Employment and Unemployment*, „Journal of Economic Literature”, vol. 20
- Dąbrowski M. (1998), *Wpływ płacy minimalnej na zatrudnienie*, „Gospodarka Narodowa”, nr 7
- Golnau W. (2007), *Znaczenie płacy minimalnej dla funkcjonowania rynku pracy*, Wydawnictwo Uniwersytetu Gdańskiego, Gdańsk
- Jacukowicz Z. (1992), *Płaca minimalna w Polsce i w innych krajach o gospodarce rynkowej*, Instytut Pracy i Spraw Socjalnych, Warszawa
- Kłós B. (2005), *Płaca minimalna w państwach członkowskich Unii Europejskiej*, Kancelaria Sejmu Biuro Studiów i Ekspertyz, Warszawa
- Kwiatkowski E. (2002), *Bezrobocie. Podstawy teoretyczne*, PWN, Warszawa
- Machin S., Manning A. (1994), *The Effects of the Minimum Wage on Wage Dispersion and Employment: Evidence from the U. K. Wages Council*, Industrial and Labour Relations Review, vol. 47
- Milewski R. (red.) (2002), *Podstawy ekonomii*, PWN, Warszawa
- Neumark D., Wascher W. (2004), *Minimum wages, labor market institution, and youth employment: a crossnational analysis*, „Industrial and Labour Relations Review”, vol. 57
- Suchecky B. (1999), *Narzędzia kształtowania dochodu godziwego w Polsce*, [w:] Borkowska S. (red.), *Wynagrodzenie godziwe. Koncepcja i pomiar*, IPISS, Warszawa
- Welfe W., Welfe A. (2004), *Ekometria stosowana*, PWE, Warszawa

SUMMARY

The Author has attempted to empirically verify the non-linear (parabolic) effect relationship of the minimum wage to average wage, ie. Influence of the Kaitz factor on the size of employment in Poland. The purpose of the analysis is to estimate the optimum Kaitz ratio. The obtained result confirmed the hypothesis of non-linear impact Kaitz factor on employment. Necessity to maintain some caution in determining the minimum wage is indicated, because the impact of

minimum wage relative to average wage employment is bidirectional. The Kaitz factor growth affects negatively the level of employment only on a certain value. The results of the study allowed to show at what level of the minimum wage relative to average wage, the minimum wage has a positive effect and at what limits the size of employment.

РЕЗЮМЕ

В статье была сделана попытка эмпирической проверки нелинейного (параболического) влияния отношений минимальной и средней заработной платы, то есть так называемого коэффициента (показателя) Кайтца, на размер занятости в Польше. Целью анализа является оптимальная оценка коэффициента Кайтца.

Полученный результат подтвердил гипотезу о нелинейном воздействии коэффициента Кайтца на занятость. Статья указывает на то, что необходимым является поддержание определенной степени осторожности при определении минимальной заработной платы, так как влияние отношений минимальной и средней заработной платы на занятость имеет характер двух направлений. Рост коэффициента Кайтца отрицательно воздействует на уровень занятости только от определенной величины. Результаты обследования позволили показать, при каком уровне отношения минимальной и средней заработной платы, минимальное вознаграждение влияет положительно, а при каком размере ограничивает занятость.

STATYSTYKA REGIONALNA

Andrzej PAWLIK

Zróżnicowanie rozwoju społeczno-gospodarczego woj. świętokrzyskiego

Rozwój społeczno-gospodarczy jest kategorią świadczącą o kierunkach i natężeniu aktywności ludzi zamieszkujących pewien region. Jest rezultatem łącznego oddziaływania różnorodnych sił sprawczych, co rodzi potrzebę dokonania ich typologii. Nie jest to zadanie łatwe, bo niektóre z nich są niemierzalne, a wśród mierzalnych mogą być stosowane rozmaite miary, utrudniające porów-

nywalność. Oprócz zmian ilościowych w gospodarce rozwój ten obejmuje również zmiany jakościowe w strukturze społeczno-ekonomicznej kraju¹. Celem podjętych badań jest analiza i ocena zróżnicowania rozwoju społeczno-gospodarczego woj. świętokrzyskiego.

OGÓLNA CHARAKTERYSTYKA WOJ. ŚWIĘTOKRZYSKIEGO

Województwo świętokrzyskie położone jest na skrzyżowaniu ważnych szlaków komunikacyjnych. Jest to jedno z najmniejszych województw. Zajmuje ono 11,7 tys. km² — 3,7 % powierzchni kraju i liczy 1270,1 tys. mieszkańców, co stanowi 3,3% krajowej populacji. Administracyjnie województwo dzieli się na 13 powiatów ziemskich i 1 miasto na prawach powiatu (Kielce), 5 gmin miejskich, 26 gmin wiejsko-miejskich oraz 71 wiejskich². Jest ono zaliczane do regionów słabo rozwiniętych pod względem społeczno-gospodarczym.

**TABL. 1. WSKAŹNIKI ROZWOJU SPOŁECZNO-GOSPODARCZEGO
WOJ. ŚWIĘTOKRZYSKIEGO I POLSKI W 2009 R.**

Wskaźniki	Woj. świętokrzyskie	Polska
Stopa bezrobocia rejestrowanego w %	14,7	11,9
Gęstość zaludnienia na 1 km ²	108,00	122,00
Odsetek ludności miejskiej	45,2	61,0
Wskaźnik zatrudnienia osób w wieku produkcyjnym w %	64,6	65,0
Studenci szkół wyższych na 10 tys. ludności	376	493
Współczynnik skolaryzacji brutto (licea ogólnokształcące) w %	54,33	56,75
Przyrost naturalny na 1000 ludności	−0,8	0,9
Przeciętne wynagrodzenie miesięczne brutto w zł ...	2868,09	3315,38
Podmioty gospodarki narodowej na 10 tys. ludności	832	981
Przeciętna powierzchnia użytkowa mieszkania na 1 osobę w m ²	23,7	24,6
Liczba samochodów osobowych na 1000 osób	405,1	432,2

Ź r ó d ł o: *Świętokrzyskie w liczbach*, Urząd Statystyczny, Kielce 2010; Bank Danych Lokalnych GUS.

Woj. świętokrzyskie charakteryzuje się znacznym zróżnicowaniem powiatów pod względem powierzchni, stosunków demograficznych i potencjału gospodarczego (tabl. 2). Największą powierzchnię ma powiat kielecki, a najmniejszą — powiat skarżyski. Biorąc natomiast pod uwagę potencjał ludnościowy do największych należą: Kielce, powiaty kielecki i ostrowiecki, a najmniejszym jest powiat kazimierski.

¹ Woźniak M. G. (2004), *Wzrost gospodarczy — podstawy teoretyczne*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej, Kraków, s. 20.

² *Powiaty województwa świętokrzyskiego w latach 2005—2008*, Urząd Statystyczny, Kielce 2009, s. 25.

Duże zróżnicowanie przestrzenne wykazuje gęstość zaludnienia. Przy średnim zaludnieniu w kraju 122 osób na 1 km² powierzchni, w woj. świętokrzyskim wskaźnik ten wynosi 108 osób. Najniższe wskaźniki gęstości zaludnienia wykazują powiaty włoszczowski i opatowski.

Największy potencjał gospodarczy mierzony wielkością pracujących w gospodarce skoncentrowany był w Kielcach oraz w powiatach: ostrowieckim, starachowickim i skarżyskim. Najmniej pracujących w gospodarce wykazały powiaty: kazimierski, pińczowski i opatowski.

Województwo świętokrzyskie jest obszarem o zróżnicowanej strukturze wewnętrznej. Uwarunkowania naturalne (urodzajne ziemie) oraz historyczne procesy gospodarcze (Centralny Okręg Przemysłowy) ukształtowały trzy strefy funkcjonalne:

- strefa południowa wyróżnia się głównie w zakresie rolnictwa i gospodarki uzdrowiskowej,
- strefa północna charakteryzuje się stosunkowo wysokim stopniem urbanizacji oraz koncentracją przemysłu (Ostrowiec Świętokrzyski, Starachowice i Skarżysko Kamienna),
- strefa środkowa z Kielcami jako dominującym ośrodkiem gospodarczym i naukowym.

Pomiędzy wymienionymi strefami istnieją silne związki i zależności, które mają charakter środowiskowy oraz gospodarczy.

W 2008 r. wartość wytworzonego PKB w woj. świętokrzyskim w cenach bieżących wynosiła 34086 mln zł i stanowiła 2,7% ogółu PKB dla całego kraju. Poziom PKB w woj. świętokrzyskim w przeliczeniu na mieszkańca wyniósł 26763 zł (w kraju 33462 zł).

**TABL. 2. PODSTAWOWE WSKAŹNIKI CHARAKTERYZUJĄCE POWIATY
WOJ. ŚWIĘTOKRZYSKIEGO W 2009 R.**

Powiaty	Powierzchnia w km ²	Ludność w tys.	Gęstość zaludnienia na 1 km ²	Pracujący na 1000 ludności ^a
Buski	968	73127	76	140,0
Jędrzejowski	1257	88665	71	134,6
Kazimierski	422	35088	83	94,3
Kielecki	2246	201643	90	94,7
Konecki	1140	83005	73	156,4
Kielce	110	204835	1868	354,5
Opatowski	911	55471	61	111,6
Ostrowiecki	617	114670	186	177,9
Pińczowski	613	41282	67	136,0
Sandomierski	676	80709	119	149,9
Skarżyski	395	78400	198	187,9
Starachowicki	523	93280	178	195,9
Staszowski	925	73277	79	180,6
Włoszczowski	908	46668	51	170,8

^a Dane dotyczą podmiotów gospodarczych, w których liczba pracujących przekracza 9 osób, bez pracujących w rolnictwie indywidualnym.

Źródło: *Statystyczne Vadecum Samorządowca* (2010), Urząd Statystyczny w Kielcach.

ANALIZA POZIOMU ROZWOJU SPOŁECZNO-GOSPODARCZEGO POWIATÓW

Zróznicowanie rozwoju społeczno-gospodarczego woj. świętokrzyskiego rodzi konieczność znalezienia metody pozwalającej na zastosowanie jednego, agregatowego wskaźnika dla każdego powiatu. W literaturze możemy znaleźć odniesienie do wielu metod³.

Klasyfikację powiatów w artykule przeprowadzono za pomocą modelowej metody statystyczno-matematycznej Z. Hellwiga, który w polskiej literaturze ekonometrycznej jako pierwszy zaproponował miarę syntetyczną do określenia poziomu rozwoju gospodarczego⁴.

Metoda ta składa się z kilku etapów. Na początku zbierane są informacje źródłowe, które służą do określenia wartości mierników rozwoju. Wstępną listę cech diagnostycznych ustalono na podstawie analizy merytorycznej.

Ważne jest, aby dobrane zmienne w istotnie pełny sposób charakteryzowały badane warunki rozwoju oraz dały możliwość analizy poszczególnych zagadnień cząstkowych. Dobór odpowiednich mierników decyduje o wartości przeprowadzonych badań. Doboru dokonujemy w dwóch etapach. Etap pierwszy polega na doborze i typizacji zestawu mierników, etap drugi — na eliminacji z pierwszego zestawu cech o mniejszych walorach „diagnostyczności”.

Następnie dokonujemy sprowadzenia różnych wartości cech do wielkości porównywalnych, niezbędnych do dalszych obliczeń (standaryzacja zero-jedynkowa) według następującego wzoru:

$$t_{ij} = \frac{x_{ij} - \bar{x}_j}{S_j}$$

gdzie:

t_{ij} — standaryzowana wartość cechy j w regionie i ,

x_{ij} — wartość cechy j w regionie i ,

$\bar{x}_j$ — średnia arytmetyczna cechy j ,

S_j — odchylenie standardowe cechy j .

³ Grabiński T. (1992), *Metody taksonometrii*, Akademia Ekonomiczna w Krakowie, Kraków, s. 102; Zeliaś A. (2000) (red.), *Taksonomiczna analiza przestrzennego zróżnicowania poziomu życia w Polsce w ujęciu dynamicznym*, Akademia Ekonomiczna w Krakowie, Kraków, s. 98; Malina A. (2004), *Wielowymiarowa analiza przestrzennego zróżnicowania struktury gospodarki Polski według województw*, Akademia Ekonomiczna w Krakowie, s. 78; Młodak A. (2006), *Analiza taksonomiczna w statystyce regionalnej*, Difin, Warszawa, s. 27 i 28.

⁴ Hellwig Z. (1968), *Zastosowanie metody taksonomicznej do typologicznego podziału krajów ze względu na poziom ich rozwoju oraz zasoby i strukturę wykształcenia kadr*, „Przegląd Statystyczny”, nr 4, Warszawa.

Kolejnym etapem będzie określenie zmiennych poprzez wyróżnienie spośród nich stymulant i destymulant rozwoju społeczno-gospodarczego. Określenie tych dwóch podzbiorów jest warunkiem umożliwiającym zastosowanie wzorca rozwoju pozwalającego na hierarchiczną klasyfikację w badanych przekrojach. Wzorec powinien być zdefiniowany jako obiekt charakteryzujący się najwyższymi wartościami dla stymulant i najniższymi dla destymulant.

$$t_{0j} = \begin{cases} \max(t_{ij}) & \text{— jeśli } x_j \text{ jest stymulantą} \\ \min(t_{ij}) & \text{— jeśli } x_j \text{ jest destymulantą} \end{cases}$$

Zestandaryzowane cechy są danymi wyjściowymi do obliczenia odległości taksonomicznych pomiędzy poszczególnymi powiatami a wzorcem rozwoju, oznaczonych jako C :

$$C_{i0} = \sqrt{\sum_{j=1}^m (t_{ij} - t_{0j})^2} \quad (j = 1, 2, 3, \dots, n)$$

Zmienna C nie jest unormowana. Aby spełnić ten postulat, konstruowany jest tzw. względny taksonomiczny miernik rozwoju, który obliczamy według wzoru:

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

gdzie:

$$c_0 = \bar{c}_0 + 2s_0,$$

$\bar{c}_0, s$ — średnia arytmetyczna i odchylenie standardowe ciągu (c_{i0}) ,

$(i = 1, 2, 3, \dots, n)$, przy czym:

$$\bar{c}_0 = \frac{1}{N} \sum_{i=0}^N c_{i0}$$

oraz
$$S_0 = \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (c_{i0} - \bar{c}_0)^2}$$

Wartości wskaźnika rozwoju D są miarą unormowaną. Górną jego granicą jest 1, niewielkie jest prawdopodobieństwo wartości mniejszej niż 0. Sytuacja taka występuje tylko w przypadku bardzo dużych odległości cechy od jej wzorca. Wyliczone wartości wskaźników umożliwiają monotoniczne uporządkowanie zbioru pod względem badanego zjawiska, wyznaczając jednocześnie rangę każdego z nich w relacji do pozostałych. Dlatego im wartość miary D jest

wyższa (tzn. bliższa jedności), tym dany region jest mniej oddalony od wzorca i charakteryzuje się wyższym poziomem rozwoju społeczno-gospodarczego. Ponadto wartość ta może być podstawą oceny wskazującej na dystans dzielący dany region od jednostki modelowej.

Następnie obliczamy wskaźnik syntetyczny według wzoru:

$$W_i = \frac{\sum D_{i(cz)}}{r}$$

Podstawą wyznaczenia wskaźnika syntetycznego są wyliczone uprzednio wartości dla każdego z czynników:

$$W_i = \frac{\sum D_{i(cz)}}{r}$$

gdzie:

$D_{i(cz)}$ — suma wskaźników D obliczonych dla każdego czynnika,
 r — liczba czynników rozwoju.

Do badania zróżnicowania rozwoju społeczno-gospodarczego woj. świętokrzyskiego przyjęto 26 wskaźników. Konstruując tak bogaty zestaw mierników zwrócono uwagę na ulegającą zmianie rolę poszczególnych czynników rozwoju w procesie historycznym. Przez stulecia najważniejsze determinanty wzrostu stanowiły ziemia i praca, a ich obfitość była źródłem bogactwa i rozwoju. Ostatnia dekada XX w. przyniosła silne dowartościowanie wysokich technologii, innowacji, wiedzy, informacji i kapitału społecznego. Cechy ujęto w następujących pięciu układach:

- procesy demograficzne,
- aktywność gospodarcza,
- dostęp do dóbr,
- infrastruktura społeczna,
- bezpieczeństwo publiczne.

W tych układach wyróżniono następujące mierniki:

1) procesy demograficzne:

- gęstość zaludnienia,
- współczynnik młodości,
- zgony niemowląt na 1000 urodzeń,
- przyrost naturalny;

2) aktywność gospodarcza:

- pracujący w gospodarce,
- stopa bezrobocia rejestrowanego,

- liczba ofert pracy na 1000 bezrobotnych,
- liczba podmiotów na 10 tys. ludności;

3) dostęp do dóbr:

- przeciętne miesięczne wynagrodzenie brutto w zł,
- mieszkania oddane do użytku na 1000 zawartych małżeństw,
- przeciętna powierzchnia użytkowa mieszkania,
- mieszkańcy placówek pomocy społecznej na 10 tys. mieszkańców,
- liczba samochodów na 1000 ludności,
- zużycie energii elektrycznej na 1 mieszkańca;

4) infrastruktura społeczna:

- liczba uczniów na 1 komputer,
- liczba lekarzy na 10 tys. ludności,
- liczba ludności na 1 placówkę biblioteczną,
- liczba ludności na 1 aptekę,
- liczba ludności na 1 miejsce w kinie,
- łóżka w szpitalach na 10 tys. ludności,
- miejsca noclegowe na 10 tys. ludności,
- korzystający z noclegów na 1 miejsce,
- ochrona środowiska — emisja zanieczyszczeń powietrza z zakładów szczególnie uciążliwych;

5) bezpieczeństwo publiczne:

- wypadki drogowe,
- ofiary śmiertelne wypadków drogowych na 100 tys. mieszkańców,
- ofiary wypadków (ranni).

Spośród przedstawionego zbioru mierników za destymulanty przyjęto:

- liczbę ludności na 1 aptekę,
- liczbę ludności na 1 placówkę biblioteczną,
- stopę bezrobocia rejestrowanego,
- zgony niemowląt na 1000 urodzeń żywych,
- wypadki drogowe,
- ofiary śmiertelne wypadków drogowych,
- ofiary wypadków (ranni),
- emisję zanieczyszczeń powietrza,
- liczbę ludności na 1 miejsce w kinie,
- liczbę uczniów na 1 komputer w szkole gimnazjalnej.

Wskaźnik syntetyczny rozwoju społeczno-gospodarczego, który wynika z analizy wskaźników badań dla poszczególnych powiatów w latach 2007—2009 przedstawiono w zestawieniu.

W ramach czynnika „procesy demograficzne” najwyższe wartości wskaźnika syntetycznego rozwoju społeczno-gospodarczego zanotowano w pow. kieleckim i w Kielcach. Z kolei bardzo wyraźnie zaznacza się słabość pow. kazimierskiego, a następnie pow. buskiego.

**ZESTAWIENIE SYNTETYCZNYCH WSKAŹNIKÓW ROZWOJU SPOŁECZNO-
-GOSPODARCZEGO POWIATÓW WOJ. ŚWIĘTOKRZYSKIEGO**

2007		2008		2009	
Buski	0,2969	sandomierski	0,2924	buski	0,2891
Kielce	0,2474	buski	0,2551	Kielce	0,2776
Sandomierski	0,2358	Kielce	0,2327	sandomierski	0,2614
Włoszczowski	0,1610	staszowski	0,1762	staszowski	0,1699
Starachowicki	0,1601	starachowicki	0,1571	ostrowiecki	0,1591
Pińczowski	0,1561	ostrowiecki	0,1451	starachowicki	0,1519
Staszowski	0,1409	włoszczowski	0,1392	włoszczowski	0,1446
Ostrowiecki	0,1395	opatowski	0,1248	pińczowski	0,1250
Konecki	0,1265	jędrzejowski	0,1229	konecki	0,1076
Jędrzejowski	0,1115	pińczowski	0,1208	opatowski	0,1057
Opatowski	0,1019	skarżyski	0,1130	skarżyski	0,0947
Skarżyski	0,0814	kazimierski	0,0984	kazimierski	0,0947
Kazimierski	0,0548	konecki	0,0488	jędrzejowski	0,0916
Kielecki	0,0365	kielecki	0,0289	kielecki	0,0419

Źródło: obliczenia własne.

Opisując aktywność gospodarczą należy podkreślić niski poziom rozwoju gospodarki powiatów: kazimierskiego, kieleckiego i koneckiego. Wysokie wartości wskaźnika można zauważyć w Kielcach i powiatach sandomierskim i buskim.

Istotnym wyznacznikiem rozwoju społeczno-gospodarczego powiatów była infrastruktura społeczna. Widoczna jest tu przewaga powiatów sandomierskiego i buskiego.

Biorąc pod uwagę „dostęp do dóbr” najwyższą pozycję miał pow. buski, najniższe zaś wartości wskaźnika kształtowały się w powiatach: starachowickim, ostrowieckim i skarżyskim.

Najgorzej natomiast pod względem bezpieczeństwa publicznego wypadł pow. kielecki (–0,37) i Kielce, pozostałe powiaty miały bardzo zbliżone wskaźniki (od 0,75 do 1,00).

Uwagi końcowe

Obserwując wartości wskaźnika syntetycznego można wyróżnić trzy grupy powiatów, które potwierdzają przedstawione na wstępie opracowania trzy ukształtowane strefy.

Grupa I obejmowała trzy jednostki o najwyższych wartościach wskaźnika mieszczących się w granicach od 0,23 do 0,29. Jednostki te można uznać za obszary względnie wysokiego poziomu rozwoju społeczno-gospodarczego. Są to powiaty: buski, sandomierski i Kielce.

Grupę II stanowiły powiaty: włoszczowski, starachowicki, pińczowski, staszowski, ostrowiecki, konecki, jędrzejowski i opatowski, gdzie wskaźniki oscylowały w przedziale od 0,10 do 0,17.

Do grupy III należy zaliczyć powiaty o najniższym poziomie rozwoju społeczno-gospodarczego: skarżyski, kazimierski i kielecki. Szczególnie niskim wskaźnikiem (0,04) charakteryzuje się pow. kielecki, który w widoczny sposób odbiega od innych powiatów i stolicy województwa.

Przedstawiony obraz struktury przestrzennej rozwoju społeczno-gospodarczego woj. świętokrzyskiego w latach 2007—2009 odznacza się charakterystycznym układem „wyspowym”. Składają się na niego trzy miasta: Kielce, Sandomierz i Busko Zdrój, będące regionalnymi ośrodkami wzrostu gospodarczego. Jednostki o średnim poziomie rozwoju społeczno-gospodarczego koncentrowały się głównie w północnej części województwa, a powiaty o najniższym poziomie rozwoju — w środkowej.

Z przeprowadzonej analizy wynika (wykr.), że w latach 2007—2009 najwyższą pozycję w badanym rankingu powiatów miał powiat buski. Na tę pozycję wpływ ma przede wszystkim Busko Zdrój, miasto które ma najlepiej rozwinięty, ogólnie pojmowany potencjał oraz m.in. wymiar ogólnopolskiego uzdrowiska.

Na zakończenie należy stwierdzić, że ocena zróżnicowania rozwoju społeczno-gospodarczego badanych powiatów powinna stanowić istotny element polityki regionalnej w woj. świętokrzyskim. Z punktu widzenia polityki regionalnej konieczne jest wyrównywanie szans rozwojowych powiatów o niskim poziomie rozwoju społeczno-gospodarczego.

dr Andrzej Pawlik — Uniwersytet Humanistyczno-Przyrodniczy im. Jana Kochanowskiego w Kielcach, Urząd Statystyczny w Kielcach

SUMMARY

Differentiation of socio-economic development of powiats of the Świętokrzyskie voivodship in 2007—2009, as measured by various measures, has raised the need to find methods allowing us to bring these measures into a single aggregate index for each powiat (county). The classification of powiats was based on the Hellwig method. Highest position in powiat ranking took Buski Powiat, then Kielce-city and Sandomierz Powiat, and the lowest Kielce Powiat. The study shows that assessing the differentiation of socio-economic development of powiats should be an important element of regional policy.

РЕЗЮМЕ

Дифференциация социально-экономического развития повятов свентокшиского воеводства в 2007—2009 гг, измеряемая разными измерителями, обусловила необходимость определения метода позволяющего привести эти измерители к одному агрегированному показателю для каждого повята. Классификация повятов была проведена на основе метода Гельвига. Самую высокую позицию в ранкинге повятов занял буский повят, а за ним г. Кельце и сандомерский повят, а последнее место занял келецкий повят.

Проведенные обследования доказывают, что оценка дифференциации социально-экономического развития повятов должна быть важным элементом региональной политики.

Mirosław GORCZYCA

Mieszkalnictwo w Japonii¹

Specyficzną cechą zabudowy mieszkaniowej w Japonii jest jej koncentracja w niektórych regionach. Zdeterminowane jest to tym, że tylko część tego górzystego kraju, narażonego na zaburzenia sejsmiczne, nadaje się do wykorzystania w tym celu. Kształtowanie się liczby ludności tego kraju przedstawia tabl. 1.

TABL. 1. ZMIANY STANU LUDNOŚCI

Wyszczególnienie	1950	1960	1970	1980	1990	2000	2005	2007	2008	2009
Ludność w tys.	84115	94302	104665	117060	123611	126926	127768	127771	127629	127510
Przyrost ludności w %	2,4	8,4	11,5	7,8	3,3	2,0	−0,1	0,0	−0,6	−1,4
Przyrost naturalny w %	·	9,6	11,8	7,3	3,3	1,8	−0,2	−0,1	−0,4	·

Źródło: opracowanie własne na podstawie literatury przytoczonej w przypisie 1.

W okresie 1950—2009 liczba ludności Japonii wzrosła o 51,6%, w tempie 0,8% rocznie. Przyrost liczby ludności był zbliżony do poziomu przyrostu naturalnego. Świadczy to o nikłym wpływie salda migracji zagranicznych ludności. Rosnąca liczba ludności to także zasługa zwiększającej się przeciętnej długości trwania życia. W okresie 2005—2009 wzrosła ona prawie o rok i wynosiła 79,3 roku u mężczyzn i 86,4 roku u kobiet.

Mieszkańcy Japonii tworzą coraz mniejsze gospodarstwa domowe. W 1960 r. średnia liczba osób przypadających na jedno z nich wynosiła 4,14, natomiast w 2005 r. jedynie 2 osoby.

Siłą sprawczą japońskiego cudu gospodarczego był wyjątkowo wysoki udział inwestycji w PKB, przekraczający do lat 90. ub. wieku nawet 1/3 PKB. W latach późniejszych nastąpił znaczący spadek dynamiki rozwoju gospodarczego. PKB

¹ W opracowaniu wykorzystano: Gorczyca M. (1996), *Polski dysparytet mieszkaniowy na tle wybranych krajów*, ZBSE GUS i PAN, Warszawa; Gorczyca M. (2008), *Stan i perspektywy mieszkalnictwa w Polsce — na tle wybranych krajów*, Wyższa Szkoła Informatyki i Zarządzania w Rzeszowie (materiały powielane); *Japan Statistical Yearbook* (edycje dla odpowiednich lat), Statistics Bureau, Tokio; *Results of the 2008 Housing and Land Survey Released*, Statistics Bureau of Japan, „News Bulletin” 2010 nr 3; *Rocznik Statystyczny Rzeczypospolitej Polskiej 2010*, GUS, Warszawa 2010.

Japonii wynosił 4667,5 mld USD w 2000 r. oraz 5068,9 mld USD w 2009 r. W ujęciu *per capita* według siły nabywczej jena wzrósł on w tych latach z 25608 USD do 37945 USD, na co miał wpływ przede wszystkim spadek wartości dolara. Umiarkowany wzrost PKB w latach 2003—2007 przerwany został znaczącym spadkiem w 2008 r. (–11,2%) i w 2009 r. (–7,1%).

Inwestycje mieszkaniowe w latach 1960—1990 zawierały się w przedziale od 1/5 do 1/4 łącznych nakładów inwestycyjnych. Niewielki był w nich udział sektora publicznego. W sytuacji osłabienia wzrostu, a nawet spadku PKB, zmalał również poziom i udział w nim inwestycji mieszkaniowych. Jeśli w latach 1970—1990 budownictwo mieszkaniowe stanowiło prawie połowę produkcji budowlanej, to ostatnimi laty ponad dwa razy mniej.

Należy oczekiwać, że tragiczne skutki trzęsienia ziemi i tsunami przyczynią się paradoksalnie do ożywienia w budownictwie mieszkaniowym.

BUDOWNICTWO MIESZKANIOWE

Malejący poziom PKB skutkował spadkiem rozpoczynanego budownictwa mieszkaniowego (tabl. 2) w porównaniu z najlepszymi latami. Jednak intensywność budowania jest nadal godna uwagi, choć w 2008 r. budowano w przeliczeniu na 1 tys. ludności blisko 2 razy mniej mieszkań niż np. w 1970 r.

TABL. 2. MIESZKANIA, KTÓRYCH BUDOWĘ ROZPOCZĘTO

L a t a	Mieszkania w tys.	Powierzchnia użytkowa mieszkań w tys. m ²	Mieszkania	Powierzchnia użytkowa mieszkań w m ^{2a}	Średnia wielkość mieszkań w m ² pu		
					ogółem	w tym	
			na 1 tys. ludności			do celów własnych	na wynajem
1960	501	20972	5,3	200	42	76	32
1970	1566	103747	15,2	1000	67	95	43
1980	1483	119083	12,6	1000	80	119	57
1990	1836	114000	14,8	1200	78	136	46
2000	1230	119878	9,7	940	97	140	53
2005	1236	106593	9,6	830	86	134	47
2006	1290	108815	10,0	840	84	133	46
2007	1061	90651	8,1	690	85	132	46
2008	1093	90768	8,3	690	83	130	45

a Wielkości zaokrąglone do 10 m².

Źródło: jak przy tabl. 1.

97,3% mieszkań znajdowało się w obiektach przeznaczonych tylko do celów mieszkalnych. W 2008 r. mieszkania własne użytkowników stanowiły 61,1% łącznej ich liczby. Udział ich nie zmienił się w porównaniu z 2003 r.

Systematycznie poprawiał się też standard instalacyjny mieszkań. Według danych ze spisu w 2008 r. 90,7% mieszkań miało WC, 95,5% łazienkę, ale nadal prawie 10% z nich nie spełniało tzw. japońskiego minimalnego standardu

mieszkaniowego. Porównując dane z 2008 r. z danymi z lat wcześniejszych możemy stwierdzić, że dokonano tu radykalnego postępu. W 1963 r. tylko ok. 2/3 mieszkań miało instalację wodociagową, a już w 1978 r. — 93%.

Jeśli chodzi o strukturę mieszkań według wieku, to wynosiła ona: przed 1951 r. — 4%, w latach 50. — 2%, 60. — 8%, 70. — 20%, 80. — 22%, 90. — 25%, 2001—2008 — 19%.

ZASOBY MIESZKANIOWE

Jak wskazują wyniki spisu mieszkaniowego (w Japonii przeprowadzany jest co 5 lat), w 2008 r. było 57590 tys. mieszkań (tabl. 3). W latach 1963—2008 ich liczba wzrosła o 273,1%, w tym o 6,9% w porównaniu ze stanem sprzed pięciu lat. Jednocześnie odnotowano znaczny wzrost liczby mieszkań niezamieszkałych — ponad 11-krotny. Jest to zjawisko ogólnoświatowe, bowiem w warunkach wyższego nasycenia mieszkaniem rośnie również udział tych mieszkań, poza stale zamieszkanymi. O ile w 1963 r. na 1 tys. ludności Japonii przypadało tylko 217 mieszkań, to w 2008 r. było ich 451 ogółem oraz 389 stale zamieszkałych.

TABL. 3. STRUKTURA ZASOBÓW MIESZKANIOWYCH

Mieszkania	1963	1968	1973	1978	1983	1988	1993	1998	2003	2008
O g ó ł e m w tys.	21090	25591	31059	35451	38607	42007	45879	50246	53891	57590
w tym:										
Zamieszkane:										
w tys.	20372	24198	28731	32189	34705	37413	40773	43922	46863	49598
w %	96,6	94,6	92,5	90,8	89,9	89,1	88,9	87,4	87,0	86,1
Niezamieszkałe:										
w tys.	718	1393	2328	3262	3902	4594	5106	6324	7028	7992
w %	3,4	5,4	7,5	9,2	10,1	11,1	11,1	12,6	13,0	13,9

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

Średnia wielkość mieszkań wzrosła z 42 m² pum w 1960 r. do blisko 100 m² na przełomie wieków. O średniej wielkości decydowała struktura udziału mieszkań budowanych do celów własnych bądź na wynajem, przy czym te pierwsze były znacząco większe.

W nowym budownictwie mieszkaniowym w 2008 r. największy udział mieli inwestorzy indywidualni (60%) i kompanie mieszkaniowe (38%), z kolei udział władz centralnych i samorządowych był „śladowy”. Umiarkowany był natomiast wzrost cen budownictwa mieszkaniowego. W okresie 1980—2008 wzrosły one o 27,0%.

Odmłodzeniu i poprawie standardu instalacyjnego mieszkań służyła znacząca skala wyburzeń starej, substandardowej, nieodpornej sejsmicznie substancji mieszkaniowej. Skala tych wyburzeń zmalała z 283 tys. mieszkań w 1990 r. do 210 tys. w 2007 r.

WARUNKI MIESZKANIOWE LUDNOŚCI

Dynamika rozwoju budownictwa mieszkaniowego doprowadziła do istotnej poprawy warunków mieszkaniowych ludności. Od 1988 r. nastąpiły nieznaczne zmiany w strukturze wielkości mieszkań (tabl. 4), wynikające głównie ze struktury własnościowej ich użytkowników, bowiem mieszkania własne miały blisko 3 razy większą powierzchnię od czynszowych.

TABL. 4. WIELKOŚĆ MIESZKAŃ

L a t a	Średnia liczba izb			Średnia pum w m ²		
	ogółem	w obiektach mieszkalnych	w mieszkaniu własnym	ogółem	mieszkania	
					własne	wynajmowane
1988	4,86	4,80	6,02	89,3	112,1	43,1
1993	4,88	4,79	6,08	91,9	117,5	44,3
1998	4,79	4,74	6,00	92,4	120,0	43,8
2003	4,77	4,73	5,91	92,5	121,7	45,6
2008	4,67	4,64	5,79	94,1	121,0	45,1

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

W spisie mieszkaniowym w 2008 r. odnotowano niewielkie zwiększenie liczby lokali zamieszkałych przez gospodarstwa domowe (49958 tys. mieszkań i 49973 tys. gospodarstwa domowe). Wskazuje to, że według międzynarodowych standardów nastąpiło w Japonii zakończenie etapu ilościowego rozwiązywania problemu mieszkaniowego.

W 2008 r. średnio na gospodarstwo domowe w mieszkaniu przypadało 2,55 osoby, a powierzchnia użytkowa mieszkania wynosiła 94,1 m², czyli przestronność jego zaludnienia stanowiła prawie 37 m² pum *per capita*. Było to blisko dwa razy więcej niż w 1968 r. (18,7 m²) oraz o 4% więcej niż przed pięcioma laty (35,4 m²).

Skutki ubytku liczby mieszkań w wyniku ostatnich trzęsień ziemi i tsunami będą znane po przeprowadzeniu spisu mieszkaniowego w 2013 r.

WYDATKI NA MIESZKANIE

Wydatki na mieszkanie w 2008 r. stanowiły ok. 10,0% ogółu wydatków japońskich gospodarstw domowych, w tym ponad połowę stanowiły wydatki na media energetyczne. Ich udział w 1985 r. wynosił 8,6%. Wydatki na żywność stanowiły w 2008 r. 7,1%, wobec 20,6% w 1985 r. Udział ich malał zgodnie z prawem Engla im wyższe dochody, tym niższy udział wydatków na żywność.

Podsumowanie

Japonia przez lata wyjątkowo wysokiego wzrostu ekonomicznego realizowała strategię dość „ascetycznego” modelu poprawiania warunków mieszkaniowych ludności. Priorytet rozwoju ekonomicznego sprawił, że japoński standard mieszka-

niowy jest znacznie niższy niż w rozwiniętych krajach Europy Zachodniej, gdzie pum *per capita* wynosi 50 m² czy w Stanach Zjednoczonych — 70 m². Jej miejsce w rankingu mieszkaniowym nie odpowiada lokacie w rankingu ekonomicznym.

dr hab. Mirosław Gorczyca — profesor Wyższej Szkoły Informatyki i Zarządzania w Rzeszowie

SUMMARY

The article presents a condition of the housing in Japan in 2008 as well as in retrospection. Considerations of the housing development, conditions in the housing construction, reserves and housing conditions as well as expenditures for dwellings are discussed in the article.

РЕЗЮМЕ

Статья характеризует ситуацию жилищного хозяйства в Японии в 2008 г. в ретроспективном подходе. Были обсуждены демографические и экономические обусловленности развития жилищного хозяйства, ситуация в жилищном строительстве, фонды и условия проживания, а также издержки на жилье.

SPOŁECZEŃSTWO INFORMACYJNE

Agata SZCZUKOCKA

Rozwój usług elektronicznych w Polsce

Sektor usług zarówno w Polsce, jak i na świecie jest najbardziej dynamicznie rozwijającym się działem gospodarki. Udział usług w tworzeniu PKB w państwach rozwiniętych przekracza 60—70%. Na podobnym poziomie kształtuje się także wielkość zatrudnionych w tym sektorze, która także określa poziom rozwoju usług. W naszym kraju liczba pracujących w usługach szacowana jest na 7,0—7,2 mln osób.

Tempo życia, potrzeby społeczne, ustawiczny rozwój gospodarki opartej na wiedzy oraz dostęp do Internetu wytworzyły nową formę działalności usługowej tzw. e-usługi. Są one wyrazem postępu i rozwoju społeczeństwa informacyjnego. Wiązana jest z nimi nadzieja na usprawnienie załatwiania codziennych spraw, oszczędność czasu i pieniędzy oraz na szybką wymianę informacji.

Celem artykułu jest zwrócenie uwagi na rozwój e-usług i jego bariery.

E-usługa¹ jest to usługa wykonywana za pośrednictwem mediów elektronicznych, świadczona na indywidualne życzenie usługobiorcy. Nie wymaga ona obecności stron w tym samym czasie i miejscu, jest to usługa wykonywana w sposób automatyczny za pośrednictwem systemu informatycznego.

W artykule opisano następujące rodzaje usług elektronicznych: e-administracja, e-zdrowie, e-bankowość, e-handel, e-ubezpieczenia, e-edukacja, e-kultura, e-turystyka. Wybór tych usług podyktowany został obserwacją rynku, z której wynika, że cieszą się one dużą popularnością i istnieje potrzeba ich szybkiego rozwoju.

E-administracja

Informatyzacja administracji publicznej jest tematem coraz częściej poruszanym, jest procesem nieodwracalnym i koniecznym ze względu na ogólny postęp techniczny. Komisja Europejska definiuje e-administrację jako wykorzystanie technologii informacyjnych i telekomunikacyjnych w administracji publicznej, w powiązaniu ze zmianami natury organizacyjnej i zdobywaniem nowych umiejętności w celu poprawienia jakości świadczonych przez administrację usług. E-administracja jest ciągłym doskonaleniem jakości rządzenia i świadczenia usług administracyjnych poprzez przekształcanie relacji wewnętrznych i zewnętrznych z wykorzystaniem Internetu i nowoczesnych środków komunikacji².

Nieco inną definicję podaje A. Dąbrowska³. W definicji tej zwraca uwagę na cele i korzyści. Autorka pisze, że e-administracja to zintegrowane działanie dążące do stworzenia tańszej, efektywniejszej administracji, jest to dążenie prowadzące do poprawy zarządzania państwem i obniżenia kosztów administracji. Celem tych dążeń jest także uproszczenie załatwiania spraw urzędowych oraz uzyskania informacji na ich temat. W celu umożliwienia zbadania stopnia rozwoju e-administracji zostały utworzone cztery poziomy pozwalające określić ich rozwój (Grodzka, 2007):

A. Stopień pierwszy (tzw. informacja *on-line*) jest to możliwość wyszukania informacji o danym urzędzie i świadczonych przez ten urząd usługach;

¹ Szczegółową definicję e-usług podaje art. 11 w związku z art. 12 rozporządzenia Rady (WE), nr 1777/2005 z 17.10.2005 r. ustanawiającego środki wykonawcze do dyrektywy 77/388/EWG w sprawie wspólnego systemu podatku od wartości dodanej. Wymieniony artykuł 11 przedstawia klasyfikację e-usług. Rozporządzenie podaje także rodzaje usług, które według wymienionego art. 12 nie są e-usługami.

² <http://pl.wikipedia.org/wiki/E-government>

³ A. Dąbrowska i in. (2009).

- B. Stopień drugi (tzw. interakcja jednokierunkowa) polega na możliwości wyszukania informacji oraz pobrania oficjalnych formularzy ze strony internetowej urzędu;
- C. Stopień trzeci (tzw. interakcja dwukierunkowa) daje możliwość wyszukania informacji, pobrania oraz odesłania wypełnionych formularzy za pomocą Internetu;
- D. Stopień czwarty (tzw. transakcja) stanowi pełną obsługę procesu. Do tego poziomu zaliczamy wszystkie czynności, które są niezbędne do załatwienia danej sprawy urzędowej drogą elektroniczną, począwszy od uzyskania informacji poprzez pobranie formularzy, odesłanie po wypełnieniu, złożenie podpisu elektronicznego (jeśli jest wymagany), wniesienie odpowiednich opłat aż do otrzymania odpowiedniego dokumentu, o który dana osoba występuje.

Umożniwiona jest przyjmowanie się, że wymienionym etapom rozwoju e-administracji odpowiadają wartości na skali procentowej (odpowiednio: pełna realizacja A=25%, B=50%, C=75%, D=100%). Stosowanie tej czterostopniowej skali pozwala na dokonanie oceny stopnia zaawansowania rozwoju e-administracji. Badania wykazują, że aktualnie e-usługi w Polsce osiągnęły drugi stopień rozwoju. Z badania realizowanego w 2010 r. wspólnie przez Ministerstwo Spraw Wewnętrznych i Administracji oraz pięciu najpopularniejszych portali internetowych na próbie 3121 osób na temat *E-administracja w oczach internautów* wynika, że do najpopularniejszych spraw urzędowych, do których wykorzystujemy Internet zaliczamy: rozliczanie podatków, wyrobienie prawa jazdy, dowodu rejestracyjnego pojazdu, dowodu osobistego oraz paszportu. Załatwianie wymienionych spraw drogą tradycyjną jest bardzo czasochłonne i niejednokrotnie sprowadza się do odbycia kilku wizyt w danym urzędzie.

E-zdrowie

Termin e-zdrowie określa nowe podejście w dziedzinie zarządzania służbą zdrowia. Pojęcie to jest czasami także określane jako e-medycyna lub telemedycyna i oznacza wszelkie zastosowania technologii teleinformatycznych w zapobieganiu chorobom, diagnostyce, leczeniu oraz prowadzeniu zdrowego trybu życia. We wprowadzeniu technologii informatycznych w medycynie ma pomóc opracowana przez Ministerstwo Zdrowia *Strategia e-Zdrowie Polska 2009—2015*. Założeniem strategii jest pomoc pacjentom w dostępie do informacji o ochronie zdrowia oraz wzrost efektywności systemu opieki zdrowotnej przy wykorzystaniu elektronicznego obiegu dokumentacji medycznej.

E-bankowość

Bankowość elektroniczna (e-banking) jest to forma usług, jaką oferują banki swym klientom za pośrednictwem urządzeń elektronicznych i łącza telekomunikacyjnego w celu dostępu do rachunku bankowego. Pojęcie e-bankowości można

także określić jako *wszelkie rozwiązania biznesowe i technologiczne umożliwiające: interakcję banku i jego klientów przez urządzenia techniczne przekazujące dane za pomocą Internetu bądź przez inne kanały elektroniczne*⁴. Według B. Kosińskiego (2001) jest to *oparte na zastosowaniu elektronicznych urządzeń telekomunikacyjnych świadczenie usług bankowych na odległość, które pozwala klientowi na korzystanie z tych usług w siedzibie własnej firmy lub w miejscu zamieszkania*.

E-handel

Handel elektroniczny możemy określić jako szczególny rodzaj handlu wykorzystujący sieć internetową do zawarcia transakcji. Handel elektroniczny nie wymaga papierowej dokumentacji. Cechuje się przejrzystością i jawnością transakcji. W skład handlu elektronicznego wchodzi sprzedaż towarów i usług, przyjmowanie i potwierdzanie zamówień, promocja i marketing, obsługa płatności bezgotówkowych, a w przypadku produktów cyfrowych — dostawa.

Zasady rozwoju i funkcjonowania handlu elektronicznego określa dyrektywa 2000/31/WE. Podaje ona wymagane informacje na temat dostaw świadczonych usług *on-line*, umów elektronicznych i odpowiedzialności prawnej podmiotów pośredniczących w świadczeniu usług. W Polsce handel elektroniczny jest regulowany wieloma aktami prawnymi, m.in.: ustawą z 29 sierpnia 1997 r. — Prawo bankowe (Dz. U. Nr 140, poz. 939), ustawą z 6 czerwca 1997 r. — Kodeks karny (Dz. U. Nr 88, poz. 553), ustawą z 19 listopada 1999 r. — Prawo działalności gospodarczej (Dz. U. Nr 101, poz. 1178) oraz ustawami o ochronie praw konsumentów, baz danych, o podpisie elektronicznym, o świadczeniu usług drogą elektroniczną i innymi.

Do głównych form handlu elektronicznego zalicza się aukcje elektroniczne, sklepy internetowe, pasażer handlowe grupujące sklepy internetowe, platformy elektroniczne i katalogi elektroniczne. Najbardziej rozpowszechnioną formą handlu elektronicznego są jednak sklepy internetowe. Szacuje się, że sprzedaż elektroniczna w sektorze spożywczym w ciągu pięciu lat może wzrosnąć do 1,7 mld zł. Według danych firmy Kelkoo wartość polskiego e-ryнку w roku 2009 wynosiła 2,2 mld funtów brytyjskich, co stanowiło ok. 2% wartości całego rynku sprzedaży detalicznej.

Z raportu firmy Collin Stewart wynika, że do czołówki państw ze względu na największą liczbę transakcji sprzedaży internetowej należą państwa Europy Zachodniej, szczególnie W. Brytania, Niemcy, Francja oraz kraje Beneluksu.

E-ubezpieczenia

E-ubezpieczenia są niematerialną usługą, w ramach której ubezpieczający się wykupuje umowny obowiązek świadczenia ubezpieczyciela, jeśli w życiu, zdrowiu lub mieniu podmiotu ubezpieczającego pojawi się zdarzenie. Ubezpieczy-

⁴ J. Stryczyński, T. Zarzycki (2000).

ciel ma wówczas obowiązek wypłacić odszkodowanie z funduszu powstałego ze składek, jakie płacą ubezpieczający się⁵. W skład e-ubezpieczenia wchodzi: zakup ubezpieczenia, kontakt z agentem, zgłoszenie szkody, doradztwo ubezpieczeniowe, porady w doborze ubezpieczenia (kalkulatory, porównywarki), obliczanie wysokości składki oraz promocja usługi ubezpieczenia. E-ubezpieczenia są na gruncie polskim jeszcze mało popularne. Przyczyn takiego stanu rzeczy można szukać w silnym przyzwyczajeniu do tradycyjnych form ubezpieczeń.

E-edukacja

E-edukacja to usługa, technika szkolenia, dzięki której przy wykorzystaniu mediów elektronicznych możemy uzupełniać swoją wiedzę. O nauczaniu na odległość możemy mówić wówczas, gdy istnieje pewna odległość między nauczycielem a uczniami, odległość ta ma wymiar geograficzny (nauczyciel i uczniowie oddaleni są od siebie o setki kilometrów) oraz często wymiar czasowy. Nauczyciel i uczeń wykonują swoje zadania niezależnie, kontaktując się ze sobą w momencie powstania problemów, przy czym interakcja drugiej strony nie musi być natychmiastowa.

E-kultura

E-kultura są to usługi przekazywane drogą elektroniczną, mające w zdecydowanej mierze charakter informacyjny, dostarczają one informacji na temat wydarzeń kulturalnych i osób związanych z kulturą i rozrywką. Możemy do nich zaliczyć: czytanie *on-line*, pobieranie plików z gazetami i czasopismami, granie w gry komputerowe oraz pobieranie plików z gramami, z muzyką i filmami. Do elektronicznych usług kulturalnych zaliczamy także słuchanie radia i oglądanie telewizji przez Internet. E-kultura umożliwia nam także w dowolnym miejscu i czasie wirtualne podziwianie eksponatów muzealnych. Jest to branża o dużych możliwościach rozwoju.

E-turystyka

E-turystyka staje się coraz bardziej popularna na świecie. W Polsce ta forma usług również ma duże szanse na rozwój. Podstawową funkcją, jaką pełni jest informacja turystyczna, do której obok miejsca wyjazdu zaliczamy także środek transportu, rezerwację miejsca wyjazdu oraz sposób opłaty. Przez Internet kupować można wczasy, wycieczki, bilety autobusowe, kolejowe i lotnicze, zasięgać opinii na temat oferowanych usług oraz rezerwować hotele. Internet coraz częściej jest pierwszym źródłem informacji, daje nam możliwość porównywania cen z ofertami konkurencji i umożliwia podjęcie trafnej decyzji. Ze względu na duże zainteresowanie internetowymi usługami turystycznymi zwiększa się zakres oferowanych produktów turystycznych.

⁵ www.ipo.pl/ubezpieczenia

ANALIZA RYNKU USŁUG ELEKTRONICZNYCH

Problematyka badania koncentrowała się wokół zagadnień związanych z wykorzystywaniem Internetu w usługach świadczonych drogą elektroniczną. Szczególna uwaga została zwrócona na cele, motywy oraz bariery korzystania z usług internetowych typu: e-administracja, e-bankowość, e-ubezpieczenia, e-handel, e-edukacja, e-kultura, e-zdrowie oraz e-turystyka. Badanie zostało przeprowadzone za pomocą ankiety umieszczonej w Internecie. Respondenci to użytkownicy portali oraz for internetowych o największym zasięgu i liczbie użytkowników.

Zgodnie z przyjętym celem badawczym, zakres tematyczny ankiety obejmował:

- cele korzystania z Internetu,
- częstotliwość korzystania z usług internetowych,
- motywy korzystania z e-usług,
- przegląd wybranych rodzajów usług internetowych, częstotliwość korzystania z nich oraz ocenę poziomu świadczenia danego rodzaju e-usług,
- bariery korzystania z e-usług,
- ocenę tempa rozwoju poszczególnych e-usług w ostatnich latach,
- ocenę częstotliwości korzystania w ostatnich latach z e-usług.

Badanie przeprowadzono w 2010 r., wzięły w nim udział 304 osoby, w tym 49% kobiet. W badaniu uczestniczyły osoby w wieku od 16 do 64 i więcej lat (tabl. 1). Spośród badanych 53,95% stwierdziło, że korzysta z Internetu często.

TABL. 1. STRUKTURA WIEKU BADANYCH OSÓB

Grupy wiekowe	Liczba badanych	Udział w %
16—24 lata	171	56,25
25—34	84	27,63
35—44	26	8,55
45—54	10	3,29
55—64	7	2,30
powyżej 64 lat	6	1,97

Źródło: opracowanie własne na podstawie wyników badania.

Poziom wykształcenia badanych usługobiorców przedstawia tabl. 2.

TABL. 2. STRUKTURA WYKSZTAŁCENIA BADANYCH OSÓB

Poziom wykształcenia	Liczba badanych	Udział w %
Podstawowe	16	5,26
Średnie	187	61,51
Wyższe	101	33,22

Źródło: jak przy tabl. 1.

Strukturę osób badanych ze względu na miejsce zamieszkania przedstawia tabl. 3.

TABL. 3. STRUKTURA ZAMIESZKANIA BADANYCH OSÓB

Miejsce zamieszkania	Liczba badanych	Udział w %
Wieś	45	14,80
Miasta: do 100 tys. mieszkańców	78	25,66
do 500 tys. mieszkańców	40	13,16
powyżej 500 tys. mieszkańców	138	45,39
Brak odpowiedzi	3	0,99

Źródło: jak przy tabl. 1.

Z otrzymanych danych wynika, że dominującą grupą osób korzystających z Internetu są ludzie młodzi w wieku 16—24 lata (56,25%), drugą grupę stanowią osoby w wieku 25—34 lata (27,63%). Są to osoby przede wszystkim z wykształceniem średnim (61,51%). Ankietowani w zdecydowanej mierze (89,47%) jako miejsce korzystania z Internetu podawali dom. Należy zauważyć, że badania *on-line* są coraz częstszym sposobem badania rynku. Na temat przeprowadzania badań sondażowych przez Internet wypowiadała się także M. Szpunar (2007), podając zarówno zalety, jak i wady tego typu badań.

W wyniku przeprowadzonego badania otrzymano dane, które zostały poddane analizie statystycznej pozwalającej na zaobserwowanie tendencji, jakie zachodzą w rozwoju usług elektronicznych. Ze względu na rozmiary otrzymanego materiału ograniczono się do przedstawienia najważniejszych spostrzeżeń (tabl. 4). Należy stwierdzić, że zdecydowana większość respondentów (63,82%) korzystała z Internetu przede wszystkim w celu wyszukiwania informacji oraz korzystania z portali internetowych. Niewiele mniej respondentów twierdziło, że najczęstszą formą spędzania czasu w Internecie jest komunikowanie się za pomocą wiadomości e-mail i komunikatorów (48,03% respondentów) oraz korzystanie z serwisów społecznościowych (facebook, grono, nasza-klasa itp.).

TABL. 4. CEL KORZYSTANIA Z INTERNETU

Cel korzystania z Internetu	Liczba badanych	Udział w %
Wyszukiwanie informacji oraz korzystanie z portali internetowych	194	63,82
Serwisy społecznościowe (np. facebook, grono, nasza-klasa itp.)	132	43,42
Komunikacja (e-mail, komunikatory itp.)	146	48,03
Usługi (bankowe, turystyczne, medyczne, kulturalne, zakupy itp.)	57	18,75
Rozrywka (muzyka, gry, wideo)	58	19,08

Źródło: jak przy tabl. 1.

Duża część respondentów (ponad 82%) korzystała z usług internetowych często bądź od czasu do czasu. Jedynie niespełna 5% badanych deklaroowało, że w ogóle nie korzystało z e-usług. Najważniejszymi motywami korzystania z e-usług były wygoda (wskazywana przez 66,78% respondentów) oraz oszczędność czasu (63,49%). Jako najmniej istotny czynnik postrzegano anonimowość, która była deklarowana jedynie przez 3,29% badanych (tabl. 5).

TABL. 5. MOTYWY KORZYSTANIA Z E-USŁUG

Motywy korzystania z e-usług	Liczba badanych	Udział w %
Oszczędność czasu	193	63,49
Wygoda	203	66,78
Oszczędność pieniędzy	45	14,80
Różnorodna oferta	66	21,71
Możliwość poznania opinii innych użytkowników	41	13,49
Anonimowość	10	3,29

Źródło: jak przy tabl. 1.

Respondenci zostali poproszeni również o odpowiedź na dwa pytania dotyczące każdego z ośmiu rodzajów e-usług. Dotyczyły one częstotliwości korzystania oraz oceny poziomu świadczenia poszczególnych e-usług w Polsce. Uzyskane odpowiedzi dostarczyły następujących wniosków:

Nieco ponad 40% badanych deklaroowało korzystanie z internetowych usług administracyjnych (np. pobieranie formularzy, wypełnianie ich itp.) co najmniej kilka razy w miesiącu. Ponad 47% badanych stwierdziło, że korzysta z podobnych usług kilka razy w roku lub rzadziej. Respondenci pytani o poziom świadczenia tych usług w Polsce twierdzili w ponad 46%, że poziom jest zdecydowanie lub raczej dobry. Jedynie co dziesiąty badany deklaroował, że ocenia je zdecydowanie bądź raczej źle.

Popularność bankowości elektronicznej kształtuje się zdecydowanie lepiej. Około 73% badanych deklaroowało korzystanie z tej usługi co najmniej kilka razy w miesiącu, natomiast nieco ponad 16% respondentów korzystało z usług bankowości elektronicznej kilka razy w roku bądź rzadziej. Bankowość elektroniczna, pod względem poziomu świadczenia usług, należała do czołówki najlepiej ocenianych e-usług. Prawie 80% badanych stwierdziło, że ocenia jej poziom zdecydowanie bądź raczej dobrze.

Internetowe usługi związane z ubezpieczeniami nie cieszą się popularnością. Jedynie 5,26% badanych deklaroowało korzystanie z nich co najmniej kilka razy w miesiącu, natomiast 87,5% respondentów twierdziło, że korzysta z nich kilka razy w roku bądź rzadziej. Zdecydowana większość respondentów (ok. 68%) pytanych o poziom internetowych usług ubezpieczeniowych twierdziło, że nie ma zdania na ten temat. Może to wynikać z faktu małej popularności tego rodzaju e-usług w Polsce. Zdecydowanie lub raczej dobrze oceniało tę usługę nieco ponad 20% badanych.

Z usług handlu elektronicznego kilka razy w miesiącu lub częściej korzystała prawie połowa badanych (48,68%), natomiast jedynie nieco ponad 26% korzystała z nich kilka razy w roku bądź rzadziej. E-commerce jest kolejną, obok bankowości elektronicznej, e-usługą, której poziom świadczonych usług w Polsce oceniany jest jako jeden z najlepszych. Prawie 82% badanych oceniało go zdecydowanie bądź raczej dobrze. Natomiast jedynie niecałe 3% respondentów twierdziło, że wypada on zdecydowanie bądź raczej źle.

Prawie połowa badanych (48,68%) korzystała z e-usług edukacyjnych (studia, e-learning, kursy, szkolenia itp.) kilka razy w miesiącu bądź częściej. Nieco ponad 26% respondentów korzystało z nich kilka razy w roku bądź rzadziej. Prawie 39% badanych oceniało poziom e-usług edukacyjnych jako zdecydowanie bądź raczej dobry. Prawie połowa badanych (47,7%) nie miała zdania na ten temat.

Prawie 30% badanych stwierdziło, że korzysta z internetowych usług kulturalnych kilka razy w miesiącu lub częściej. Znacznie więcej jednak (52,96%) korzystało z nich kilka razy w roku bądź rzadziej. E-usługi kulturalne są kolejnymi należącymi do czołówki pod względem oceny poziomu świadczenia usług w Polsce. Około 65% badanych oceniało ich poziom jako zdecydowanie bądź raczej dobry.

Internetowe usługi zdrowotne (apteki internetowe, konsultacje, portale poświęcone tematyce zdrowotnej itp.) to obok usług ubezpieczeniowych najmniej popularne e-usługi. Jedynie 12,49% respondentów korzystało z nich kilka razy w miesiącu bądź częściej, natomiast aż 72,37% badanych skorzystało z nich jedynie kilka razy w roku bądź rzadziej. Wciąż mała popularność e-usług zdrowotnych wpływa bezpośrednio na ilość osób mogących ocenić ich poziom.

Internetowe usługi turystyczne również nie należą do najbardziej popularnych wśród respondentów biorących udział w badaniu. Jedynie ok. 15% skorzystało z nich kilka razy w miesiącu bądź rzadziej, natomiast ok. 72% respondentów deklarowało korzystanie z nich kilka razy w roku bądź rzadziej. W tym przypadku jednak brak intensywnego korzystania z tego typu e-usług można argumentować dużą sezonowością produktu oraz wahaniem popytu wynikającymi ze specyfiki branży.

Badani byli też pytani o korzystanie z usług internetowych świadczonych przez usługodawców zagranicznych. W ponad 33% przypadków twierdzili, że korzystają z takich usług często bądź od czasu do czasu.

W tablicy 6 pokazano, które bariery korzystania z e-usług sprawiły największe trudności respondentom.

Kolejną kwestią poruszoną w badaniu była dynamika rozwoju poszczególnych e-usług w ostatnich latach w Polsce. Badani jako najprężniej rozwijające się rodzaje e-usług wskazali bankowość elektroniczną i handel elektroniczny. Najniżej, pod względem rozwoju, oceniane e-usługi to internetowe usługi ubezpieczeniowe, zdrowotne oraz e-administracja.

TABL. 6. BARIERY KORZYSTANIA Z E-USŁUG

Rodzaje napotykaných barier	Liczba badanych	Udział w %
Brak zaufania do sprzedawców	150	49,34
Brak możliwości obejrzenia towaru (dotyk, zapach, inne walory estetyczne)	249	81,91
Dodatkowe koszty (np. przesyłka)	138	45,39
Ryzyko związane z bezpieczeństwem danych osobowych	74	24,34
Spam, wirusy	58	19,08
Ograniczony dostęp do Internetu	11	3,62
Brak wystarczającej informacji o produkcie/usłudze	77	25,33
Brak biegłości w obsłudze komputera i wyszukiwaniu informacji	19	6,25
Niższa jakość e-usług w stosunku do usług świadczonych drogą tradycyjną	5	1,64
Inne	5	1,64

Źródło: jak przy tabl. 1.

Podobne wyniki uzyskano w pytaniu dotyczącym dynamiki korzystania z poszczególnych e-usług. W ostatnich latach respondenci coraz częściej korzystali z usług bankowości elektronicznej oraz handlu elektronicznego. Najmniejszą dynamiką zmian w częstotliwości użytkowania wykazały się e-usługi ubezpieczeniowe, zdrowotne oraz e-administracyjne.

Wnioski końcowe

Przeprowadzone badanie nie dostarczyło wyczerpującej wiedzy na temat rynku usług elektronicznych w Polsce, co dało jednak pewien obraz kierunków ich rozwoju, popularności i napotykaných barier. Do główných czynników mających wpływ na rozwój e-usług zalicza się czynniki ekonomiczne związane z kosztami korzystania z sieci, zakupem sprzętu, oprogramowania, brakiem dostosowania warunków prawnych oraz brakiem poczucia bezpieczeństwa szczególnie w sferze finansów i danych osobowych. Duże znaczenie miała także wiedza na temat możliwości, jakie dają usługi elektroniczne, chęć skorzystania z nich oraz pozbycie się lęku i obaw z tym związanych.

E-usługi w Polsce rozwijają się w szybkim tempie. Analiza rozwoju poszczególných rodzajów wskazuje, że w przyszłości zdecydowanie najszybciej będą rozwijać się e-usługi mobilne, które można będzie odbierać za pomocą telefonu komórkowego lub innego tego typu urządzenia. Przewiduje się intensywny rozwój usług elektronicznych w dziedzinie finansów i handlu. Należy pamiętać, że intensywny rozwój e-usług jest kreowany dużym i stabilnym popytem na nie. Podstawą tegoż popytu zaś jest zaufanie usługom elektronicznym. Analizując wyniki różnych badań należy stwierdzić, że rynek usług elektronicznych w Polsce rozwija się dynamicznie.

LITERATURA

- Grodzka D. (2007), *E-administracja w Polsce*, „Infos”, nr 18
- Dąbrowska A., Janoś-Kresło M., Wódkowski A. (2009), *E-usługi a społeczeństwo informacyjne*, Wydawnictwo Difin, Warszawa
- Kosiński B. (2001), *Zarządzanie bankiem*, [w:] W. L. Jaworski, Z. Zawadzka (red.), *Bankowość. Podręcznik akademicki*, Poltex, Warszawa
- Stryczyński J., Zarzycki T. (2000), *Bank ery gospodarki elektronicznej*, „Bank”, nr 9, NBP, Warszawa
- Szpunar M. (2007), *Realizacja badań drogą on-line na przykładzie Systemu Zarządzania Badaniami eBadania.pl*, [w:] A. Szewczyk (red.), *Problemy społeczeństwa informacyjnego*, Urząd Statystyczny w Szczecinie

SUMMARY

Increasing competition in services and the desire to save time, money and ensure the quality of life led to the emergence of electronic services. This market has created new jobs. The article analyzes the objectives and the motive underlying the people (consumers) who use this form of service. The barriers to using e-services were highlighted. Considerations focus on e-services, which enjoy the greatest interest of society: banking, commerce, government, health, insurance, tourism, education and culture. Furthermore, the findings are presented and problems concerning the development of electronic services, which as a result of the study appeared to be most important.

РЕЗЮМЕ

Усиление конкуренции на рынке услуг и стремление к экономии времени, денег и обеспечение качества жизни являются причиной появления электронных услуг. Этот рынок создал новые места труда.

В статье были анализированы цели и мотивы, которыми руководятся люди (потребители) использующие этот вид услуг. Было обращено внимание на барьеры для использования э-услуг. Обсуждение было сосредоточено на э-услугах пользующихся наибольшим интересом общества: банковском деле, торговле, администрации, здоровью, страховании, туризме, образовании и культуре. Кроме того в статье представляются наблюдения и проблемы касающиеся развития электронных услуг, которые в результате проведенного обследования казались наиболее важными.

VII konferencja *Metoda reprezentacyjna w badaniach ekonomiczno-społecznych* w 60. rocznicę utworzenia Katedry Statystyki

W dniach 18—20 września 2011 r. odbyła się w Katowicach VII międzynarodowa konferencja pt. *Metoda reprezentacyjna w badaniach ekonomiczno-społecznych* (*Survey Sampling in Economic and Social Research*). W tym roku była ona związana z sześćdziesiątą rocznicą powstania Katedry Statystyki w ówczesnej uczelni ekonomicznej, która po przekształceniach stała się Uniwersytetem Ekonomicznym. Współorganizatorami konferencji byli Katedra Metod Statystycznych Uniwersytetu Łódzkiego i Polskie Towarzystwo Statystyczne.

W konferencji wzięły udział czterdzieści dwie osoby reprezentujące polskie i zagraniczne uczelnie, ośrodki badawcze oraz firmy zajmujące się badaniami próbkowymi. Już od kilku edycji konferencja (w tym prezentacja referatów) jest prowadzona wyłącznie w języku angielskim. Niemal połowa referatów została wygłoszona przez gości z zagranicznych uczelni lub ośrodków naukowo-badawczych z Czech, Francji, Grecji, Hiszpanii, Niemiec, Litwy, Stanów Zjednoczonych i W. Brytanii. Uczestnikami konferencji byli znani i cenieni statystycy zajmujący się metodą reprezentacyjną.

W konferencji wzięła udział większość polskich specjalistów metody reprezentacyjnej, m.in. przewodniczący Prezydium Komitetu Statystyki i Ekonometrii PAN prof. dr hab. Stanisław Barczak, prezes PTS prof. dr hab. Czesław Domański i senior badań reprezentacyjnych w Polsce prof. dr hab. Jan Kordos.

Sesję inauguracyjną zaszczyciła swoją obecnością dziekan Wydziału Zarządzania prof. dr hab. Krystyna Jędralska, która otworzyła obrady.

Tematyka konferencji obejmowała teoretyczne i praktyczne aspekty badań próbkowych. Warto podkreślić, że metoda reprezentacyjna ma niezwykle istotne znaczenie jako źródło informacji przy podejmowaniu wszelkich decyzji o charakterze społeczno-ekonomicznym. Należy tu uwzględniać zarówno zasięg mikroekonomiczny (np. dostarczanie informacji o szacunkach wskaźników ubóstwa nawet w małych regionach nieobjętych badaniem próbkowym), jak i makroekonomiczny (np. szacowanie ogólnokrajowej charakterystyki gospodarczej, co umożliwia następnie stawianie prognoz na kolejne okresy).

Tym razem zorganizowano cztery sesje plenarne, podczas których referaty wygłosili:

- prof. Malay Ghosh (University of Florida, Stany Zjednoczone), *Estimation of median incomes for small areas: a bayesian semiparametric approach*,
- prof. Jean-Claude Deville (École Nationale de la Statistique et de l'Analyse de l'Information, Laboratoire de Statistique d'Enquete, Francja), *Uses of ca-*

libration and balanced sampling for the correction of non-response in surveys,

- prof. Parthasarathi Lahiri (University of Maryland, Stany Zjednoczone), *Robust small area estimation,*
- prof. Nicholas T. Longford (Universitat Pompeu Fabra, Hiszpania), *Policy-related small-area estimation.*

Szczegóły dotyczące organizacji konferencji, w tym streszczenia wszystkich referatów znajdują się na stronie internetowej konferencji <http://web.ue.katowice.pl/metoda>. Podsumowaniem przedstawionych prezentacji i dyskusji będzie wydanie monografii w języku angielskim.

Do sukcesu konferencji przyczyniło się wsparcie finansowe zapewnione przez Jego Magnificencję Rektora Uniwersytetu Ekonomicznego w Katowicach oraz przez sponsorów konferencji — Urząd Miasta Katowice i firmę SPSS Polska.

Oprac. **Tomasz Żądło**

XL Ogólnopolski Konkurs Statystyczny

We wrześniu 2011 r. Centralna Biblioteka Statystyczna (CBS) zakończyła prace związane z XL Ogólnopolskim Konkursem Statystycznym dla młodzieży szkół średnich, przeprowadzonym pod patronatem prezesa GUS.

Na jubileuszowe współzawodnictwo nadesłano ponad 1300 prac z prawie 100 szkół.

W roku bieżącym został przeprowadzony Narodowy Spis Powszechny Ludności i Mieszkań, dlatego pytania konkursowe dotyczyły zagadnień ludnościowych. Młodzież miała do wyboru napisanie opracowania na jeden z trzech tematów:

1. Na podstawie rozdziału 4 *Małego Rocznika Statystycznego Polski* (wyd. 2010 lub 2009) scharakteryzuj ludność w Polsce.
2. Napisz na podstawie rozdziału 4 *Małego Rocznika Statystycznego Polski* (wyd. 2010 lub 2009), jakie są główne problemy demograficzne Polski.
3. Na podstawie rozdziału 4 *Małego Rocznika Statystycznego Polski* (wyd. 2010 lub 2009) spróbuj opracować prognozę demograficzną dla Polski do 2030 r.

Najlepszą pracę przysłała Katarzyna Chudzińska, uczennica Zespołu Szkół nr 2 w Stargardzie Szczecińskim. Praca napisana pod kierunkiem Jolanty Stepczyńskiej na temat głównych problemów demograficznych Polski pokazała świetne umiejętności analityczne uczennicy. Wykorzystano w niej maksymalnie informacje z *Małego Rocznika Statystycznego Polski*. Opracowanie charakteryzowała duża kreatywność zastosowanej formy pracy (autorka napisała *quazi-dziennik*

wykorzystujący zarówno dane z Rocznika, jak i wyniki badania przeprowadzonego przez uczennicę w swoim mieście). Do pracy dołączono płytę CD z filmem zawierającym wywiady z ważnymi przedstawicielami władzy Stargardu i prezentację multimedialną przedstawiającą wyniki pierwotnego badania problemów demograficznych w tym mieście. Zwycięstwo w Konkursie nagrodzono laptopem.

Autorzy prac, którzy zdobyli *ex aequo* drugie miejsce, to: Przemysław Koto-wicz z XI Liceum Ogólnokształcącego im. Rotmistrza W. Pileckiego w Białymstoku (praca pod kierunkiem Katarzyny Łogwiniuk), Marcin Szałapski z Zespołu Szkół nr 2 w Tomaszowie Lubelskim (praca pod kierunkiem Jolanty Kidy) i Paweł Synaszko z Zespołu Szkół Elektronicznych w Bielsku-Białej (praca pod kierunkiem Anny Rohm). Opracowali oni bardzo dobre pod względem formalnym prace konkursowe także wykazali się własnymi, oryginalnymi, przemyśleniami oraz wiedzą spoza źródeł publikowanych przez GUS. Staranna forma ich prac i dodatkowe opracowanie na płytach DVD zdecydowały o przyznaniu im II miejsca w Konkursie. Jury przyznało im odtwarzacze DVD.

Trzecie miejsce *ex aequo* uzyskały Ewelina Świenc (z XI Liceum Ogólnokształcącego im. Rotmistrza W. Pileckiego w Białymstoku) i Ewa Kruk (z Zespołu Szkół Ponadgimnazjalnych im. M. Kopernika w Siedlcach). Ich opracowania wyróżniała przede wszystkim bardzo oryginalna forma. Ewelina napisała esej historyczny, do którego dołączyła prezentację na płycie CD odnoszącą się do problemów demograficznych rodzinnego miasta, a Ewa — pracę w formie quizu z okazji Powszechnego Spisu Ludności i Mieszkań 2011. Nagrodą były radiomagnetofony CD.

Poza tym Jury konkursowe przyznało albumy i leksykony za IV miejsce, otrzymali je:

Daria Bednarek, praca pod kierunkiem Beaty Panasiuk (Zespół Szkół Ekonomicznych w Zielonej Górze), Maja Celińska, praca pod kierunkiem Hanny Pietrucin (I Liceum Ogólnokształcące im. B. Krzywoustego w Nakle nad Notecią), Daria Gaidzik, praca pod kierunkiem Rity Majnusz (Zespół Szkół nr 3 im. M. Reja w Kędzierzynie-Koźlu), Joanna Gill, praca pod kierunkiem Hanny Pietrucin (I Liceum Ogólnokształcące im. B. Krzywoustego w Nakle nad Notecią), Agnieszka Gozdek, praca pod kierunkiem Jolanty Kidy (Zespół Szkół nr 2 w Tomaszowie Lubelskim), Sylwia Klupś, praca pod kierunkiem Krystyny Kostrabij (Zespół Szkół im. gen. S. Kaliskiego w Górze), Kamil Kowal, praca pod kierunkiem Jolanty Kidy (Zespół Szkół nr 2 w Tomaszowie Lubelskim), Małgorzata Kuska, praca pod kierunkiem Pawła Ptaka (Zespół Szkół Ekonomicznych w Raciborzu), Agnieszka Lewandowska, praca pod kierunkiem Janusza Kwiatkowskiego (Zespół Szkół Ekonomicznych im. S. Starzyńskiego w Gorzowie Wielkopolskim), Krystian Maciejca, praca pod kierunkiem Arkadiusza Palla (II Liceum Ogólnokształcące im. W. Broniewskiego w Koszalinie), Joanna Maczan, praca pod kierunkiem Krystyny Kostrabij (Zespół Szkół im. gen. S. Kaliskiego w Górze), Piotr Mioduszewski, praca pod kierunkiem Agnieszki Gra-

bowskiej (Zespół Szkół Zawodowych im. St. Staszica w Wysokim Mazowieckiem), Krzysztof Moczydłowski, praca pod kierunkiem Anny Sławek (Zespół Szkół Zawodowych nr 1 w Starachowicach), Iwona Moksza, praca pod kierunkiem Hanny Pietrucin (I Liceum Ogólnokształcące im. B. Krzywoustego w Nakle nad Notecią), Martyna Mura, praca pod kierunkiem Elżbiety Wilczek (Zespół Szkół Ekonomiczno-Usługowych w Rybniku), Justyna Pawlik, praca pod kierunkiem Grażyny Szopy (Zespół Szkół Ekonomiczno-Chemicznych w Trzebinii), Mikołaj Prus, praca pod kierunkiem Anny Jachurskiej (Zespół Szkół Ekonomicznych i Ogólnokształcących w Słupsku), Marcin Sikora, praca pod kierunkiem Reginy Zagórnjak (Liceum Ogólnokształcące im. S. Banacha w Żaganie), Agnieszka Skorczyk, praca pod kierunkiem Katarzyny Głowczak (I Liceum Ogólnokształcące im. O. Kolberga w Kościanie), Justyna Sobek, praca pod kierunkiem Katarzyny Gembarzewskiej (Zespół Szkół Ekonomicznych w Przemyśle), Joanna Śpik, praca pod kierunkiem Beaty Kucii (II Liceum Ogólnokształcące im. St. Wyspiańskiego w Legnicy), Paweł Tomczyk, praca pod kierunkiem Elżbiety Gronowskiej (II Liceum Ogólnokształcące im. W. Broniewskiego w Koszalinie), Anna Wieczorek, praca pod kierunkiem Anny Jachurskiej (Zespół Szkół Ekonomicznych i Ogólnokształcących w Słupsku), Natalia Zołotar, praca pod kierunkiem A. Jachurskiej (Zespół Szkół Ekonomicznych i Ogólnokształcących w Słupsku).

Przyznano też albumy i leksykony za V miejsce w konkursie, otrzymali je: Szymon Banasiak, praca pod kierunkiem Aleksandry Dopierały (Zespół Szkół Ponadgimnazjalnych nr 4 „Ekonomik” w Inowrocławiu), Paweł Marek Drubkowski, praca pod kierunkiem Rafała Burczyńskiego (Zespół Szkół Ponadgimnazjalnych im. St. Reymonta w Chorzeli), Agata Duwer, praca pod kierunkiem Elżbiety Niewolskiej (Zespół Szkół Technicznych w Strzyżowie), Magdalena Rewerenda, praca pod kierunkiem Moniki Kudry (Zespół Szkół Zawodowych w Brzegu), Iga Jakubowska, praca pod kierunkiem Andrzeja Liska (I Liceum Ogólnokształcące im. J. Dąbrowskiego w Rawiczu), Agnieszka Jurkowska, praca pod kierunkiem Jolanty Górskiej (XI Liceum Ogólnokształcące z Oddziałami Integracyjnymi im. St. Staszica w Radomiu), Daria Kmiecik, praca pod kierunkiem Rafała Jędrzejaka (Zespół Szkół Zawodowych im. Stefana Bobrowskiego w Rawiczu), Justyna Ksel, praca pod kierunkiem Anny Sz wajor (Zespół Szkół Ekonomicznych im. Oskara Langego w Kielcach), Aleksandra Madej, praca pod kierunkiem Jacka Poławskiego (Publiczne Liceum Ogólnokształcące Politechniki Łódzkiej), Michał Mościcki, praca pod kierunkiem Agnieszki Grabowskiej (Zespół Szkół Zawodowych im. St. Staszica w Wysokim Mazowieckiem), Justyna Rolka, praca pod kierunkiem Grażyny Jędras (Zespół Szkół nr 1 im. E. Kwiatkowskiego w Myszkowie), Dominik Szczecha, praca pod kierunkiem Bożeny Dobosik (IV Liceum Ogólnokształcące im. H. Sienkiewicza w Częstochowie), Radosław Szymański, praca pod kierunkiem Agnieszki Paździoch (Zespół Szkół Ekonomicznych w Mińsku Mazowieckim).

W kategorii największego uczestnictwa w rywalizacji konkursowej przyznano nagrody:

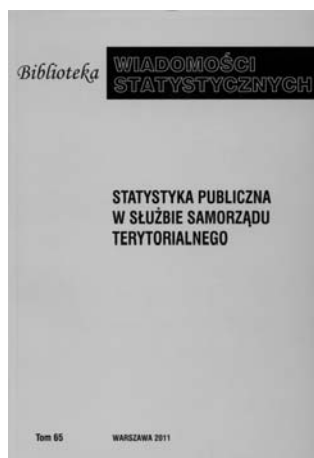
- I miejsce — laptop — XII Liceum Ogólnokształcące im. St. Wyspiańskiego w Łodzi (282 prace przygotowane pod kierunkiem Piotra Wiercińskiego i Jacka Poławskiego),
- II miejsce — odtwarzacz DVD — I Liceum Ogólnokształcące im. St. Staszica w Chrzanowie (269 prac przygotowanych pod kierunkiem Barbary Wawrzyniak i Jolanty Staniszewskiej),
- III miejsce — radiomagnetofon CD — Zespół Szkół Ponadgimnazjalnych nr 1 im. Kresowiaków w Bartoszycach (213 prac przygotowanych pod kierunkiem Sylwii Jarzębowicz-Sudujko).

Laureatom I, II i III miejsca nagrody wręczali dyrektorzy urzędów statystycznych w Szczecinie, Łodzi i Białymstoku oraz dyrektor CBS. Pozostałe nagrody przesłane zostały pocztą kurierską.

W Konkursie wzięła udział młodzież z całej Polski. Dobrze to świadczy o promocji statystyki wśród młodzieży szkół średnich przez wojewódzkie urzędy statystyczne.

Oprac. **Bożena Łazowska**

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



Publikacja „**Statystyka publiczna w służbie samorządu terytorialnego**” poświęcona jest ogólnopolskiej konferencji naukowej, która odbyła się we Wrocławiu 7 i 8 marca 2011 r. Przyczynkiem do zorganizowania konferencji były obchody Dnia Statystyki Polskiej ustanowionego na 9 marca. Statystyka publiczna naszego kraju upamiętnia w ten sposób wystąpienie hrabiego Moszyńskiego podczas obrad Sejmu Czteroletniego, które dotyczyło koncepcji pierwszego spisu ludności. Polscy statystycy traktują ten dzień jako okazję do namysłu nad rolą statystyki, a zarazem do analizy stanu współczesnej statystyki publicznej i projektowania kierunków jej rozwoju.

Przedstawione w publikacji wystąpienia okolicznościowe, a także wygłoszone referaty zawierają treści dotyczące potrzeb informacyjnych jednostek samorządu terytorialnego oraz oferty resortu statystyki publicznej w tym zakresie. Rosnąca rola instytucji samorządu terytorialnego, odpowiedzialnych za realizację znaczącej części zadań publicznych, zobowiązuje statystykę publiczną do gromadzenia i opracowywania informacji niezbędnych jednostkom samorządu terytorialnego w programowaniu i realizacji zadań.

Opracowanie składa się z dwóch części: wystąpień okolicznościowych oraz referatów. Wśród autorów znajdują się zarówno przedstawiciele statystyki publicznej, jak i organów administracji rządowej, samorządowej, a także środowiska naukowego. Wielostronna wymiana wiedzy, doświadczeń i poglądów podczas konferencji miała na celu przyczynienie się do rozwoju oferty informacyjno-analitycznej dla samorządu terytorialnego, przygotowanej przez resort statystyki publicznej.

Publikacja dostępna na stronach internetowych GUS.

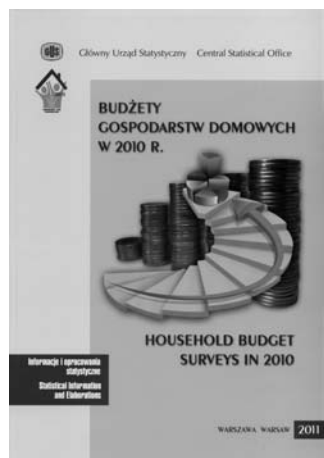


„Ruch graniczny oraz przepływ towarów i usług na zewnętrznej granicy Unii Europejskiej na terenie Polski w 2010 r.” prezentuje wyniki badania osób przekraczających granicę Polski z Rosją, Białorusią i Ukrainą. „Ruch graniczny...” zrealizowano na podstawie badania obrotu towarów i usług w ruchu granicznym, wznowionego (realizowane w latach 1994—2002) w kontekście nowych uwarunkowań międzynarodowych — przystąpienia Polski do Unii Europejskiej oraz do strefy Schengen.

Informacje przedstawione w publikacji dotyczą obrotu towarów i usług: wysokości i struktury wydatków poniesionych w Polsce przez cudzoziemców i Polaków za granicą, odległości od granicy zamieszkania oraz miejsca dokonania zakupów. Ponadto, pokazano dane o osobach przekraczających granicę w ramach małego ruchu granicznego. Opracowanie charakteryzuje natężenie ruchu granicznego i jego strukturę m.in. ze względu na cel podróży czy częstotliwość przekraczania granicy. Wyniki badania wykorzystano do opracowania delimitacji obszarów oddziaływania granicy. Informacje zamieszczone w publi-

kacji zaprezentowano według odcinków granic Polski i danego kraju, województw, a niektóre wybrane dane według przejść granicznych.

Publikacja dostępna na płycie CD oraz na stronach internetowych GUS.



Roczne wydawnictwo „**Budżety gospodarstw domowych w 2010 r.**” zawiera informacje umożliwiające dokonywanie analiz warunków życia ludności oraz ocenę wpływu różnych czynników na kształtowanie się poziomu i zróżnicowania sytuacji bytowej podstawowych grup gospodarstw domowych. Celem tytułowego badania jest dostarczenie źródłowych informacji o przychodach, rozchodach, spożyciu ilościowym żywności oraz innych aspektach warunków życia określonych grup ludności. W badaniu tym uczestniczyły gospodarstwa: pracowników, rolników, pracujących na własny rachunek, emerytów i rencistów oraz utrzymujące się z niezarobkowych źródeł.

Publikacja zawiera uwagi metodyczne dotyczące zasad przeprowadzenia badania, m.in.: metody doboru próby, jego organizacji, źródeł danych o przychodach i rozchodach, definicji, grupowania danych oraz oceny precyzji wybranych parametrów.

Informacje zawarte w publikacji podano według: pięciu grup społeczno-ekonomicznych ludności i gospodarstw domowych ogółem, wielkości gospodarstwa domowego określonej liczbą osób, klasy miejscowości jego zamieszkania, grup kwintalowych według dochodu rozporządzalnego na osobę, typu biologicznego gospodarstwa domowego, osób niepełnosprawnych, wykształcenia osoby odniesienia, gospodarstw, w których dany dochód/wydatek wystąpił. Dane te ujęto w opracowaniu według regionów i województw.

Wyniki badania budżetów domowych dostarczają szczegółowych informacji o: strukturze demograficzno-społecznej gospodarstw domowych (liczbie, wieku, płci, wykształceniu, niepełnosprawności, aktywności ekonomicznej osób wchodzących w skład badanego gospodarstwa domowego); poziomie i strukturze realizowanych wydatków; poziomie spożycia podstawowych artykułów żywnościowych; cenach płaconych przez gospodarstwa domowe za wybrane towary i usługi; poziomie i źródłach osiąganych dochodów; wyposażeniu gospodarstw domowych w dobra trwałego użytku; warunkach mieszkaniowych. Z lektury dowiemy się też, jaka jest subiektywna ocena sytuacji materialnej gospodarstw domowych.

W aneksie do publikacji zamieszczono: dane dotyczące szacunku błędów uzyskanych wyników, klasyfikację wydatków na towary i usługi konsumpcyjne, tablice przekrojowe za lata 2000—2010 oraz wskaźniki koncentracji Giniego i rozkładu decylogowego dochodów.

Publikacja w wersji polsko-angielskiej dostępna na płycie CD oraz stronach internetowych GUS.

Ponadto wydano we wrześniu br. publikacje: **„Łączność — wyniki działalności w 2010 r.”**, **„Nakłady i wyniki przemysłu I—II kwartał 2011 r.”**, **„Zatrudnienie i wynagrodzenia w gospodarce narodowej w I półroczu 2011 r.”**. Wydawnictwa te prezentują zakres informacji analogiczny do wydań poprzednich, zebranych według niezmienionej metodologii.

oprac. Alina Świdarska

Informacja o sytuacji społeczno-gospodarczej kraju — I—III kwartał 2011 r.

W okresie trzech kwartałów br. obserwowano stabilne, umiarkowane tempo wzrostu polskiej gospodarki, mimo utrzymującej się niepewności w gospodarce światowej i osłabienia koniunktury w wielu krajach europejskich. Pomimo krótkookresowych wahań, dość wysokie tempo wzrostu wykazywała produkcja w przemyśle. Utrzymywał się znaczny wzrost produkcji budowlano-montażowej, sprzedaży usług w transporcie oraz w handlu detalicznym. Tendencjom wzrostowym w gospodarce towarzyszyła podwyższona inflacja i nieco większe niż przed rokiem bezrobocie, przy umiarkowanej dynamice wynagrodzeń w sektorze przedsiębiorstw.

Pozytywne zmiany w zakresie przeciętnego zatrudnienia wskazują na nieco lepszą niż w okresie dziewięciu miesięcy ub. roku sytuację na rynku pracy, jednak ulegały one osłabieniu w kolejnych kwartałach. Przeciętne zatrudnienie w sektorze przedsiębiorstw w okresie styczeń—wrzesień br. zwiększyło się o 3,6% w skali roku. Wysoki wzrost notowano w niektórych obszarach usług i w budownictwie. Bezrobocie w kolejnych miesiącach było wyższe niż odpowiednio przed rokiem. Stopa bezrobocia rejestrowanego na koniec września br. była podobna do notowanej w poprzednich dwóch miesiącach i wyniosła 11,8%, tj. o 0,3 pkt. proc. więcej niż przed rokiem (wykres 1).

Produkcja sprzedana przemysłu w okresie trzech kwartałów br. była wyższa niż przed rokiem o 7,0%, a najwyższy wzrost obserwowano w I kwartale. Na osłabienie znacznej dynamiki w kolejnych kwartałach wpłynęło przede wszystkim wyhamowanie tempa wzrostu produkcji w przetwórstwie przemysłowym w czerwcu i w lipcu br. (wykres 2). Nadal najszybciej rosła produkcja dóbr

zaopatrzeniowych i inwestycyjnych. Wydajność pracy w przemyśle była o 4,5% wyższa niż przed rokiem, przy wzroście zatrudnienia o 2,4%.

Po niewielkim spadku w okresie dziewięciu miesięcy ub. roku produkcja budowlano-montażowa wykazywała w kolejnych okresach znaczną dynamikę i po trzech kwartałach br. sprzedaż była o 18,2% wyższa niż przed rokiem (wykres 3). Bardzo wysokie tempo wzrostu obserwowano w jednostkach inżynierii

lądowej i wodnej oraz robót specjalistycznych, przy wolniejszym — w grupie przedsiębiorstw zajmujących się budową budynków.

Badania koniunktury gospodarczej z października br. wskazują na negatywne oceny klimatu koniunktury w przetwórstwie przemysłowym, budownictwie oraz handlu detalicznym. Na niekorzystną wartość wskaźnika w jednostkach przetwórstwa przemysłowego wpływa pogorszenie ocen progностycznych, m.in. dotyczących ograniczenia portfela zamówień i produkcji. Oceny bieżące w tym zakresie są natomiast korzystniejsze niż w poprzednich miesiącach. Firmy wskazują nadal na trudności w regulowaniu bieżących i przyszłych zobowiązań. W budownictwie bardziej pesymistyczne niż przed miesiącem są bieżące i przyszłe oceny produkcji, portfela zamówień oraz sytuacji finansowej. W najbliższych miesiącach przedsiębiorcy przewidują spadek cen realizacji robót budowlano-montażowych. W handlu detalicznym, przy niekorzystnych ocenach bieżących, pozytywne są wskazania dotyczące przyszłej sprzedaży oraz popytu na towary. Pogłębiają się trudności w regulowaniu zobowiązań finansowych firm handlowych.

W większym stopniu niż w okresie trzech kwartałów ub. roku wzrosły w skali roku ceny towarów i usług konsumpcyjnych (4,2%, wobec 2,5%). Na wzrost wskaźnika ogółem w tym okresie w głównej mierze wpłynęła znaczna dynamika cen żywności i napojów bezalkoholowych, towarów i usług związanych z mieszkaniem oraz transportu. We wrześniu br. ceny w zakresie żywności i napojów bezalkoholowych wzrosły w mniejszym stopniu niż w poprzednich miesiącach i w rezultacie dynamika cen towarów i usług konsumpcyjnych uległa spowolnieniu (wykres 4). Ceny producentów w przemyśle rosły w okresie trzech kwartałów br. wyraźnie szybciej niż w analogicznym okresie ub. roku, w budownictwie natomiast kształtowały się na poziomie nieznacznie wyższym niż przed rokiem (kiedy notowano niewielki ich spadek).

Przeciętne nominalne wynagrodzenia w sektorze przedsiębiorstw rosły w umiarkowanym tempie (w okresie dziewięciu miesięcy br. wzrost o 5,1% w skali roku), a przy relatywnie korzystnej sytuacji finansowej przedsiębiorstw niefinansowych, w kolejnych kwartałach br. obserwowano stopniowe umacnianie ich dynamiki. W warunkach podwyższonej inflacji siła nabywcza przeciętnych płac w nieznacznym stopniu przekraczała poziom sprzed roku. Niewiele wyższe niż w okresie trzech kwartałów ub. roku były realne emerytury i renty w systemie świadczeń pracowniczych, a siła nabywcza emerytur i rent rolników indywidualnych ukształtowała się poniżej poziomu sprzed roku.

Na rynku rolnym, przy zwiększonej podaży, średnie ceny większości podstawowych produktów rolnych w okresie styczeń—wrzesień br. były wyższe niż przed rokiem. Więcej płacono m.in. za zboża, żywiec rzeźny oraz mleko (wykres 5). Niższe były ceny prosiąt do dalszego chowu. Przy wyjątkowo wysokim poziomie cen ziarna wskaźnik opłacalności tuczu trzody chlewnej utrzymywał się na niskim poziomie. Wyniki reprezentacyjnego badania trzody chlewnej z lipca br. wskazują na pogłębienie odnotowanego w marcu br. spadku pogłowia w skali roku. Według przedwynikowego szacunku tegoroczne zbiory zbóż są niższe od ubiegłorocznych.

Obroty towarowe w handlu zagranicznym w okresie styczeń—sierpień br. rosły w zbliżonym tempie po stronie eksportu i importu (wykres 6). Ujemne saldo obrotów ogółem pogłębiło się w porównaniu z analogicznym okresem ub. roku, co wynikało głównie z pogorszenia ujemnego salda wymiany z krajami Europy Środkowo-Wschodniej. Wzrosła wymiana towarowa ze wszystkimi grupami krajów, w największym stopniu z krajami Europy Środkowo-Wschodniej. W strukturze obrotów zwiększył się udział krajów Europy Środkowo-Wschodniej, a zmniejszył — krajów UE.

W okresie styczeń—wrzesień br. wydatki budżetu państwa ukształtowały się na poziomie 226,9 mld zł, a dochody — 205,0 mld zł. W rezultacie odnotowano deficyt w wysokości 21,9 mld zł, co stanowiło 54,5% kwoty założonej w ustawie budżetowej na 2011 r.

Departament Analiz i Opracowań Zbiorczych, GUS

SPIS TREŚCI

STULECIE POLSKIEGO TOWARZYSTWA STATYSTYCZNEGO

<i>Andrzej Jopkiewicz</i> — Towarzystwa statystyczne w okresie międzywojennym	1
---	---

STUDIA METODOLOGICZNE

<i>Dorota Szaltys, Radosław Stepień</i> — Narodowy Spis Powszechny Ludności i Mieszkań w 2011 r.	11
<i>Małgorzata Podogrodzka</i> — Analiza zjawisk społeczno-ekonomicznych z zastosowaniem metod taksonomicznych	26

BADANIA I ANALIZY

<i>Igor Timofiejuk</i> — Dochody realne w sferze budżetowej w 2010 r.	42
<i>Małgorzata Idczak</i> — Wpływ płacy minimalnej na zatrudnienie	48

STATYSTYKA REGIONALNA

<i>Andrzej Pawlik</i> — Zróżnicowanie rozwoju społeczno-gospodarczego woj. świętokrzyskiego	60
---	----

STATYSTYKA MIĘDZYNARODOWA

<i>Mirosław Gorczyca</i> — Mieszkalnictwo w Japonii	70
---	----

SPOŁECZEŃSTWO INFORMACYJNE

<i>Agata Szczukocka</i> — Rozwój usług elektronicznych w Polsce	74
---	----

INFORMACJE. PRZEGLĄDY. RECENZJE

VII konferencja <i>Metoda reprezentacyjna w badaniach ekonomiczno-społecznych</i> w 60. rocznicę utworzenia Katedry Statystyki (oprac. <i>Tomasz Żądło</i>)	85
XL Ogólnopolski Konkurs Statystyczny (oprac. <i>Bożena Łazowska</i>)	86
Nowości wydawnicze GUS i urzędów statystycznych (wrzesień 2011 r.) (oprac. <i>Alina Świdarska</i>)	89
Informacja o sytuacji społeczno-gospodarczej kraju — wrzesień 2011 r. (oprac. <i>Departament Analiz i Opracowań Zbiorczych, GUS</i>)	92

CONTENTS

THE 100th ANNIVERSARY OF THE POLISH STATISTICAL SOCIETY

<i>Andrzej Jopkiewicz</i> — Statistical societies in the interwar period	1
--	---

METHODOLOGICAL STUDIES

<i>Dorota Szaltys, Radosław Stępień</i> — National Population and Housing Census 2011	11
<i>Małgorzata Podogrodzka</i> — Analysis of socio-economic phenomena by taxonomic methods	26

SURVEYS AND ANALYSES

<i>Igor Timofiejuk</i> — Real incomes in the budget sector in 2010	42
<i>Małgorzata Idczak</i> — Impact of minimal wage on employment	48

REGIONAL STATISTICS

<i>Andrzej Pawlik</i> — Differentiation of socio-economic development in Świętokrzyskie voivodship	60
--	----

INTERNATIONAL STATISTICS

<i>Mirosław Gorczyca</i> — Housing in Japan	70
---	----

INFORMATION SOCIETY

<i>Agata Szczukocka</i> — Development of electronic services in Poland	74
--	----

INFORMATION. REVIEWS. COMMENTS

VII conference <i>Sampling method in socio-economic studies in the 60th anniversary of the department of statistics creation</i> (by <i>Tomasz Żądło</i>)	85
The XL National Statistical Competition (by <i>Bożena Łazowska</i>)	86
New publications of the CSO of Poland and Regional Statistical Offices in September 2011 (by <i>Alina Świdorska</i>)	89
Information on the socio-economic situation of Poland in September 2011 (by <i>Aggregated Studies Division, CSO</i>)	92

TABLE DES MATIÈRES

CENTIÈME ANNIVERSAIRE DE L'ASSOCIATION POLONAISE DE STATISTIQUE

<i>Andrzej Jopkiewicz</i> — L'Association de Statistique entre les deux guerres mondiales	1
---	---

ÉTUDES MÉTHODOLOGIQUES

<i>Dorota Szaltys, Radosław Stepień</i> — Recensement de la Population — 2011	11
<i>Małgorzata Podgrodzka</i> — Analyse des phénomènes socio-économiques en utilisant les méthodes taxonomiques	26

ÉTUDES ET ANALYSES

<i>Igor Timofiejuk</i> — Revenus réels relatifs au secteur de l'État en 2010	42
<i>Małgorzata Idczak</i> — Impact du salaire minimum sur l'emploi	48

STATISTIQUES RÉGIONALES

<i>Andrzej Pawlik</i> — Inégalités de développement socio-économique relatives à la voïevodie de Świętokrzyskie	60
---	----

STATISTIQUES INTERNATIONALES

<i>Mirosław Gorczyca</i> — Logement au Japon	70
--	----

SOCIÉTÉ DE L'INFORMATION

<i>Agata Szczukocka</i> — Développement des services électroniques en Pologne	74
---	----

INFORMATIONS. REVUES. COMPTE-RENDUS

VIIème Conférence sur le 60ème anniversaire de la création de la Faculté de Statistique <i>Méthode représentative appliquée aux enquêtes économiques et sociales</i> (par <i>Tomasz Żądło</i>)	85
XLème Concours Statistique de la Pologne (par <i>Bożena Łazowska</i>)	86
Nouveautés éditoriales du GUS et des offices statistiques régionaux (septembre 2011) (par <i>Alina Świdorska</i>)	89
Information sur la situation socio-économique du pays — Septembre 2011 (par <i>Département d'Analyses et d'Élaborations Agrégées, GUS</i>) ...	92

СОДЕРЖАНИЕ

СТОЛЕТИЕ ПОЛЬСКОГО СТАТИСТИЧЕСКОГО ОБЩЕСТВА

<i>Анджей Йопкевич</i> — Статистические общества в межвоенный период	1
--	---

МЕТОДОЛОГИЧЕСКИЕ ИЗУЧЕНИЯ

<i>Дорота Шалтыс, Радослав Стемпень</i> — Всеобщая перепись населения и квартир в 2011 г.	11
<i>Малгожата Подоградзка</i> — Анализ социально-экономических явлений с использованием таксономических методов	26

ОБСЛЕДОВАНИЯ И АНАЛИЗЫ

<i>Игорь Тимофеюк</i> — Реальные доходы в государственном секторе в 2010 г.	42
<i>Малгожата Идчак</i> — Влияние минимальной заработной платы на занятость	48

РЕГИОНАЛЬНАЯ СТАТИСТИКА

<i>Анджей Павлик</i> — Дифференциация социально-экономического развития свентокшиского воеводства	60
---	----

МЕЖДУНАРОДНАЯ СТАТИСТИКА

<i>Мирослав Горчица</i> — Жилищное хозяйство в Японии	70
---	----

ИНФОРМАЦИОННОЕ ОБЩЕСТВО

<i>Агата Щукоцка</i> — Развитие электронных услуг в Польше	74
--	----

ИНФОРМАЦИИ. ОБЗОРЫ. РЕЦЕНЗИИ

VII конференция <i>Выборочный метод в экономично-социальных обследованиях</i> по случаю шестидесятилетия со дня образования Кафедры по статистике (разраб. <i>Томаш Жондло</i>)	85
XL Польский статистический конкурс (разраб. <i>Божена Лазовска</i>)	86
Издательские новости ЦСУ и статистических управлений (сентябрь 2011 г.) (разраб. <i>Алина Свицерска</i>)	89
Информация о социально-экономическом положении страны — сентябрь 2011 г. (разраб. <i>Отдел анализа и сводных разработок, ЦСУ</i>)	92



**Informacja
o Kongresie Statystyki Polskiej
z okazji jubileuszu 100-lecia
Polskiego Towarzystwa
Statystycznego**

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.

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, odstępy półtoej 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.
