
KOLEGIUM REDAKCYJNE:

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

REDAKCJA

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

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

Wersja internetowa jest wersją pierwotną czasopisma.

RADA PROGRAMOWA:

dr Halina Dmochowska (przewodnicząca, tel. 22 608-34-25), mgr Ewa Czumaj, prof. dr hab.
Czesław Domański, dr Jacek Kowalewski, mgr Krzysztof Kurkowski, mgr Izabella Zagożdżińska,
mgr Katarzyna Jaszczyk-El Guerouani (sekretarz, tel. 22 608-32-19, k.jaszczyk@stat.gov.pl)

ZAKŁAD WYDAWNICTW STATYSTYCZNYCH



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

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

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

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

Indeks 381306

WARUNKI PRENUMERATY REALIZOWANEJ PRZEZ RUCH S.A.

Prenumerata krajowa:

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

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

Prenumerata opłacana w złotych ze zleceniem wysyłki za granicę:

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

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

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

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

Warunkiem rozpoczęcia wysyłki prenumeraty jest dokonanie wpłaty na nasze konto.

Terminy przyjmowania wpłat na prenumeratę „WIADOMOŚCI STATYSTYCZNYCH”:

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

do 05.03 — na II kwartał roku bieżącego,

do 05.06 — na III kwartał roku bieżącego,

do 05.09 — na IV kwartał roku bieżącego.

STULECIE POLSKIEGO TOWARZYSTWA STATYSTYCZNEGO

Kazimierz KRUSZKA

Polskie Towarzystwo Statystyczne w Wielkopolsce

Polskie Towarzystwo Statystyczne (PTS), którego jubileusz 100-lecia działalności niedługo będziemy świętować, powstało w Krakowie w 1912 r. Wielką zasługą zrzeszonych w nim osób było wydanie w 1915 r. opracowania pt. *Statystyka Polski*, które w swej istocie było pierwszym rocznikiem statystycznym Polski w granicach przedrozbiorowych, uwzględniającym dane ze wszystkich trzech zaborów. Wśród współpracowników Zespołu Redakcyjnego tej publikacji był dr Marcin Nadobnik (Krzyżanowski, Kumaniecki, 1915), Wielkopolek z urodzenia¹, pracujący wówczas w Krajowym Biurze Statystycznym we Lwowie (*Statystyczna karta...*, 2008). Można powiedzieć, że tak rozpoczęła się — trwająca do dziś — „przygoda” Wielkopolski z PTS.

OKRES MIĘDZYWOJENNY

Po wydaniu *Statystyki Polski* działalność PTS zamarła, co wiązało się z działaniami wojennymi. Po zakończeniu I wojny światowej nie podjęto próby przywrócenia aktywności PTS, ale stowarzyszenie nie zostało prawnie rozwiązane. Zainteresowani statystyką, głównie w aspekcie praktycznym, zaczęli się wów-

¹ Urodził się w Wielichowie (obecnie pow. grodziski) (*Byli...*, 2006, s. 157).

czas skupiać w powstałym w 1917 r. Towarzystwie Ekonomistów i Statystyków Polskich (TEiSP), a zwłaszcza w działającej w nim Sekcji Statystyki. Wśród członków TEiSP największą część stanowili reprezentanci Warszawy, ale na liście z 1919 r. (*Ekonomista*, 1920) znajdowało się także sporo osób z Poznania. Byli wśród nich: ks. Stanisław Adamski (1875—1956)², Kazimierz Hącia (1877—1934)³, Witold Hedinger (1876—1932)⁴, Marcin Nadobnik (1883—1953)⁵, Stanisław Pernaczyński (1872—1930)⁶, Stefan Rosiński (1888—1964)⁷, Jan Rutkowski (1886—1949)⁸, Edward Taylor (1884—1964)⁹ i Stefan Zaleski

² Urodził się we wsi Zielonagóra (pow. szamotulski). Ukończył seminarium duchowne w Poznaniu. Po śmierci ks. Piotra Wawrzyniaka został patronem (prezesem) Związku Spółek Zarobkowych i Gospodarczych. W okresie powstania wielkopolskiego był komisarzem Naczelnej Rady Ludowej w Poznaniu (1918 i 1919). W latach 1919—1922 poseł na Sejm Ustawodawczy, w okresie 1922—1927 senator. Od września 1930 r. był biskupem diecezjalnym katowickim (*Wielkopolski Słownik...*, 1983, s. 19, 20).

³ Studiował w Berlinie i Würzburgu, dr prawa i ekonomii. Przez wiele lat pracował w bankowości w Poznaniu, a w latach 1907—1914 był radnym miejskim. W 1919 r. został ministrem przemysłu i handlu w rządzie Ignacego Jana Paderewskiego (*Kto...*, 1994).

⁴ Urodził się w Poznaniu. W 1918 r. delegat na Sejm Dzielnicowy w Poznaniu, w czasie powstania wielkopolskiego członek Naczelnej Rady Ludowej. W latach 1924—1930 przewodniczący Rady Miejskiej Poznania, senator RP II kadencji (1928—1930), konsul polski w Szwecji (*Wielkopolski Słownik...*, 1983, s. 246, 247).

⁵ Statystyk i demograf. Ukończył gimnazjum w Poznaniu. Studiował filozofię, ekonomię i statystykę na uniwersytetach w Krakowie, Berlinie i Gryfii, gdzie uzyskał stopień doktora. Habilitował się na Uniwersytecie we Lwowie w 1920 r. Od 1919 r. na stałe związał się z Poznaniem (*Statystyczna karta...*, 2008, s. 227, 228).

⁶ Urodził się we Wrześni. Studiował w Berlinie i Monachium, dr prawa i ekonomii. Znany działacz gospodarczy i społeczny, prezes Izby Przemysłowo-Handlowej i Kuratorium Wyższej Szkoły Handlowej (WSH) w Poznaniu, członek Rady Miejskiej w Poznaniu, członek Rady Głównej Powstania Krajowej (PWK), organizator „Bratniej Pomocy Kupieckiej”, pierwszy ojciec Korporacji Akademickiej Hermesia (*Wielkopolski Słownik...*, 1983, s. 562).

⁷ Ekonomista, specjalista w zakresie nauki o pieniądzu. Urodził się w Radomiu. Studia uniwersyteckie, zakończone uzyskaniem stopnia doktora, odbył we Lwowie i w Monachium. Od 1919 r. na stałe związany z Poznaniem. W końcu tego roku został naczelnikiem wydziału, a następnie dyrektorem Departamentu Przemysłu i Handlu w Ministerstwie b. Dzielnicy Pruskiej. W 1920 r. podjął pracę jako zastępca profesora na Uniwersytecie Poznańskim, a w późniejszych latach łączył ją z zajęciami na WSH i w Akademii Handlowej (AH) w Poznaniu. Habilitował się w 1930 r., tytuł profesora otrzymał w 1945 r. Po przekształceniu AH w WSE pracował w tej uczelni do 1951 r., zmuszony został do jej opuszczenia szykanami w okresie stalinowskim (*Byli...*, 2006, s. 204—207).

⁸ Historyk gospodarczy, demograf. Urodził się w Warszawie. Maturę zdał we Lwowie, tutaj też odbył studia historyczne zakończone doktoratem w 1909 r. W latach 1909—1912 przebywał we Włoszech i Francji. W Paryżu studiował pod kierunkiem A. Landry, wybitnego przedstawiciela nowoczesnej demografii historycznej. Po powrocie do kraju podjął pracę w Krajowym Biurze Statystycznym we Lwowie, w czasie I wojny światowej przebywał w Wiedniu. Habilitował się na Uniwersytecie we Lwowie w 1917 r., a od maja 1918 r. do kwietnia 1919 r. pracował w kształtującym się wówczas GUS. Od wiosny 1919 r. związał się z Poznaniem, gdzie działał do śmierci (*Wielkopolski Słownik...*, 1983, s. 633, 634).

⁹ Wybitny ekonomista, twórca tzw. poznańskiej szkoły ekonomicznej. Urodził się w Kielcach. Studiował na UJ, gdzie uzyskał stopień doktora praw w 1909 r. W latach 1909—1917 pracował w Wydziale Krajowym we Lwowie. W 1917 r. habilitował się na UJ z zakresu ekonomii i skarbowości. Od 1919 r. na stałe związał się z Poznaniem, gdzie został profesorem na Uniwersytecie Poznańskim (UP), a w 1926 r. również w WSH, radny miejski w Poznaniu w latach 1930—1932, działacz wielu towarzystw naukowych, współtwórca TEiSP w 1917 r. i PTE w 1945 r. (*Wielkopolski Słownik...*, 1983, s. 762, 763; *Byli...*, 2006, s. 253—262).

(1888—1959)¹⁰. Każda z tych osób, pojedynczo i w różnych gremiach, odgrywała ważną rolę w życiu społecznym, gospodarczym, politycznym, kulturalnym i naukowym Wielkopolski, a zwłaszcza jej stolicy, tudzież w skali całego odradzającego się państwa polskiego. Najbliżej statystyki znajdowali się Jan Rutkowski i Marcin Nadobnik, ale i pozostali działacze byli zawsze jej sprzymierzeńcami, doceniającymi i propagującymi metody ilościowej charakterystyki zjawisk.

Jan Rutkowski uznawany jest za pioniera i propagatora zastosowań metod statystycznych w badaniach historyczno-gospodarczych. Jego stosunek do tych metod, jako narzędzia bardzo przydatnego historykowi, w znacznej mierze ukształtował się w wyniku studiów demograficznych we Francji oraz pracy w urzędach statystycznych (Lwów, Warszawa). W Poznaniu, zwłaszcza jako profesor kierujący Katedrą Historii Gospodarczej na Uniwersytecie Poznańskim, przyczynił się do upowszechnienia instrumentarium statystycznego w działalności badawczej nad dziejami gospodarczymi Polski. Wychował też wielu uczniów powiększających ten dorobek.

Marcin Nadobnik, zmuszony ze względów politycznych do opuszczenia Wielkopolski, w 1909 r. wyjechał do Lwowa i przez 10 lat był pracownikiem naukowym w Krajowym Biurze Statystycznym, którym kierował prof. Józef Buzek. W 1919 r. przeniósł się do Warszawy, gdzie przez kilka miesięcy pracował na stanowisku naczelnika wydziału w GUS, którego był współorganizatorem. Jesienią tego roku został naczelnikiem Wydziału Budżetowego w Ministerstwie b. Dzielnicy Pruskiej w Poznaniu. W 1920 r. objął zorganizowaną przez siebie Katedrę Statystyki na Wydziale Prawno-Ekonomicznym Uniwersytetu Poznańskiego, którego był współtwórcą. Był także współorganizatorem utworzonej w 1926 r. Wyższej Szkoły Handlowej (przekształconej w 1938 r. w Akademię Handlową; obecnie jest to Uniwersytet Ekonomiczny). Tutaj prowadził wykłady i seminarium ze statystyki, równolegle pracując na Uniwersytecie Poznańskim. Opublikował m.in. następujące prace: *Pierwszy spis ludności w Polsce* (1922), *Ludność Polski* (1922), *Niemcy w województwach zachodnich w świetle spisu ludności z 1931 r.* (1933), *Wyludnianie się wsi wielkopolskiej* (1937). W 1929 r. wydał podręcznik *Statystyka teoretyczna*, który odegrał wielką rolę w procesie dydaktycznym nie tylko w środowisku poznańskim (Kruszka, 2010).

Przywołać trzeba również działalność Zygmunta Zaleskiego¹¹, co prawda nie był członkiem TEiSP, ale przyczynił się wydatnie do rozwoju statystyki miej-

¹⁰ Ekonomista i demograf. Urodził się w Klonowcu (pow. radomski). W latach 1908—1913 studiował nauki społeczne w Genewie i Paryżu. W 1919 r. uczestniczył w pracach polskiej delegacji ekonomicznej na konferencję pokojową w Paryżu. W 1920 r. uzyskał stopień doktora nauk ekonomiczno-politycznych na UP. Tutaj rozpoczął pracę jako wykładowca i habilitował się w 1925 r., był dziekanem Wydziału Prawno-Ekonomicznego w latach 1929—1931, współpracował z prof. E. Taylorem. W 1938 r. przeniósł się do Warszawy (*Wielkopolski Słownik...*, 1983, s. 861, 862).

¹¹ Z. Zaleski (1894—1940) urodził się w Gozdaninie k. Mogilna. Gimnazjum ukończył w Gnieźnie, studiował prawo i ekonomię w Kolonii, Berlinie i we Wrocławiu. Przed wybuchem powstania wielkopolskiego przyjechał do Poznania i uczestniczył w pracach Sejmu Dzielnicowego

skiej i powstania (reaktywowania) PTS w 1937 r.¹² Z chwilą utworzenia Urzędu Statystycznego Stołecznego Miasta Poznania w 1920 r. Z. Zaleski został jego dyrektorem. Rozwinął szeroko zakrojoną działalność badawczą i publikacyjną tego Urzędu. Był również inspiratorem zacieśnienia współpracy statystyków miejskich w Polsce. Pod jego kierunkiem rozpoczęto w 1923 r. wydawanie *Rocznika Statystycznego Stołecznego Miasta Poznania* oraz *Wiadomości Statystycznych Miasta Poznania*, a od 1923 r. także *Kroniki Miasta Poznania*.

Na forum ogólnym TEiSP działalność statystyków wielkopolskich nie była widoczna i dostrzegana, nawet z chwilą powstania Sekcji Statystycznej w końcu 1933 r.¹³ Podobnie jak większość statystyków polskich odczuwali oni potrzebę stworzenia własnej organizacji, na wzór istniejących w innych krajach. Dali temu wyraz już na starcie nowo zorganizowanego PTS. W skład Komisji Wykonawczej Komitetu Organizacyjnego PTS, powołanej w styczniu 1937 r., wszedł Z. Zaleski, a na Walnym Zgromadzeniu Konstytucyjnym PTS 31 października 1937 r. do Prezydium Zjazdu zaproszono prof. M. Nadobnika. W wyniku wyborów M. Nadobnik i Z. Zaleski zostali członkami Rady PTS (*Przegląd...*, 1938).

Statut PTS przewidywał powoływanie sekcji i oddziałów w ramach całego stowarzyszenia. Pierwszy powstał Oddział Śląsko-Dąbrowski (26 kwietnia 1938 r.), zorganizowany przez R. Buławskiego. Następnie utworzony został Poznański Oddział PTS (14 listopada 1938 r.). W skład jego Zarządu weszli: prof. M. Nadobnik (przewodniczący), dr J. Pilecki (sekretarz i delegat do Rady PTS), dr J. Rzóśka — skarbnik. W programie prac tego Oddziału było badanie stosunków ludnościowych i gospodarczych Polski Zachodniej oraz kwestii niemieckiej w województwach poznańskim i pomorskim. Jeszcze w 1938 r. odbyło się zebranie naukowe Oddziału, na którym dr J. Rzóśka przedstawił referat pt. *Przeobrażenia narodowościowe w Poznańskim w wieku XIX i po wojnie*. 18 i 19 marca 1939 r. obradował w Poznaniu V Zjazd Statystyków Miejskich poświęcony sprawom spisu powszechnego w miastach, którego współorganizatorami i uczestnikami byli niektórzy członkowie Poznańskiego Oddziału PTS.

jako reprezentant ludności polskiej mieszkającej we Wrocławiu. Brał udział w tworzeniu władzy polskiej w oswobodzonym Poznaniu. W listopadzie 1937 r. został wiceprezydentem Poznania. W 1939 r., z chwilą wybuchu II wojny światowej, wyjechał z Poznania (*Statystyczna karta...*, 2008, s. 230, 231).

¹² W Poznaniu działał w tym czasie również dr Rajmund Buławski (1892—1947), który był jednym z głównych inicjatorów odrodzenia PTS w 1937 r. Urodził się w Rogoźnie. Gimnazjum ukończył w Wągrowcu, w latach 1912—1916 studiował w Lipsku, Berlinie i Getyndze. W 1918 r. doktoryzował się z prawa, w 1945 r. habilitował się ze statystyki na UP. W latach 1920 i 1921 był zatrudniony w Urzędzie Statystycznym b. Dzielnicy Pruskiej. W końcu 1921 r. przeniósł się do Warszawy i pracował w GUS. Na Powszechnej Wystawie Krajowej w Poznaniu w 1929 r. przygotował dział statystyczny w pawilonie rządowym. W 1933 r. wyjechał do Katowic, gdzie zorganizował Śląskie Biuro Statystyczne i został jego dyrektorem. W 1937 r. założył Śląsko-Dąbrowski Oddział PTS. Od 1939 r. mieszkał i działał w Krakowie (*Statystyczna karta...*, 2008, s. 221, 222).

¹³ Na liście członków rzeczywistych TEiSP, sporządzonej według stanu 31 grudnia 1937 r., znajdował się już tylko jeden przedstawiciel Wielkopolski, którym był wojewoda poznański Artur Maruszewski (*Ekonomista*, 1937).

W połowie 1939 r. (*Przegląd Statystyczny*, 1939) do PTS w Oddziale Poznańskim należeli: Florian Barciński (1901—1987)¹⁴, Olgierd Grzymałowski (1899—1940)¹⁵, Witold Misterek (1903—1997)¹⁶, Marcin Nadobnik, Stanisław Pawłowski (1882—1940)¹⁷, Jerzy Pilecki, Józef Rżóska (1897—1972)¹⁸, Witalis Talejko, Stanisław Waszak (1906—1974)¹⁹, Zygmunt Zaleski, Julian Ziemski, Franciszek Zeidler. Na Zwyczajnym Walnym Zgromadzeniu PTS w kwietniu 1939 r., którego obradom przewodniczył prof. M. Nadobnik, ponownie do Rady PTS wybrano M. Nadobnika i Z. Zaleskiego.

II WOJNA ŚWIATOWA

Wybuch II wojny światowej przerwał działalność PTS, pokrzyżował też plany i poplątał losy jego członków z Oddziału Poznańskiego. Informacje (które udało się dotąd zebrać) o tym, co działo się do początku 1945 r. z kilkoma osobami, spośród widniejących na wykazie, należącymi do PTS w Poznaniu, pozwalają zaledwie naszkicować fragmenty ich biogramów.

¹⁴ Urodził się w Skarżysku-Kamiennej, zmarł w Poznaniu. Geograf, ekonomista, absolwent UP (1927). Doktoryzował się tutaj w 1931 r., habilitował w 1945 r. Profesor UP, AH i WSE w Poznaniu, kierownik Katedry Geografii Ekonomicznej, rektor AH w latach 1948—1951. Przewodniczący Rady Naukowej Instytutu Geografii PAN w latach 1963—1969, członek Rady Naukowej GUS, dr h.c. Akademii Ekonomicznej w Poznaniu (*Złota ...*, 2006, s. 9, 10).

¹⁵ Urodził się w Odessie. Inżynier rolnik, pracował w Poznaniu w fabryce H. Cegielskiego. Zaśluzony działacz harcerstwa, uczestnik wojny polsko-rosyjskiej w 1920 r. i wojny obronnej w 1939 r. (*Polski Słownik...*, 1961).

¹⁶ Urodził się w Bydgoszczy, studiował na UP (1921—1925), wicestarosta Torunia (1927), pracownik ZUS w Poznaniu (1928—1939), po wojnie m.in. pracownik GUS (1959—1962). Pochowany na warszawskich Powązkach.

¹⁷ Urodził się w Dębowcu (pow. jasielski). Geograf, profesor UP od 1919 r., rektor tej uczelni w roku akademickim 1932/33, członek korespondent Polskiej Akademii Umiejętności od 1936 r., wiceprezydent Międzynarodowej Unii Geograficznej (1938). Zginął w Poznaniu, rozstrzelany przez hitlerowców w Forcie VII (*Wielkopolski Słownik...*, 1983, s. 560, 561).

¹⁸ Urodził się w Kamieńcu (pow. mogileński). Uczęszczał do Gimnazjum św. Marii Magdaleny w Poznaniu, skąd został relegowany za działalność patriotyczną; maturę zdał w Głogowie (1915). W czasie I wojny światowej został wcielony do armii pruskiej. Powrócił z wojny do Poznania, gdzie współorganizował powstanie wielkopolskie. W 1919 r. podjął studia historyczne i ekonomiczne na UP, przerywane udziałem w akcji plebiscytowej na Śląsku, w I i III powstaniu śląskim oraz w wojnie polsko-rosyjskiej. Studia ekonomiczne ukończył w 1923 r., a w 1926 r. uzyskał stopień doktora nauk ekonomiczno-politycznych. W latach 1930—1935 był posłem na Sejm RP, w 1939 r. wszedł do Rady m. Poznania. W latach 1936—1939 i 1945—1962 był związany pracą dydaktyczną z UP i AH oraz WSE w Poznaniu (*Byli...*, 2006, s. 217—219).

¹⁹ Statystyk i demograf. Urodził się w Sławsku Górnym pod Kruszwicą. Ukończył studia na Wydziale Prawno-Ekonomicznym UP w 1927 r. Stopień doktora uzyskał w 1945 r., habilitował się w 1951 r., a profesorem zwyczajnym został w 1969 r. Współpracownik prof. M. Nadobnika na UP, współtwórca i kierownik Katedry Statystyki WSE w Poznaniu (1950—1965), w latach 1936—1939 zastępca dyrektora Urzędu Statystycznego Stołecznego Miasta Poznania (dyrektorem był Z. Zaleski), naczelnik Miejskiego Biura Statystycznego w Poznaniu (1946—1950). Jego imię nosi jedna z ulic Inowrocławia (*Statystyczna karta...*, 2008, s. 229, 230).

Florian Barciński, od 1938 r. zastępca profesora w poznańskiej Akademii Handlowej, brał udział w wojnie obronnej i we wrześniu 1939 r. został wzięty do niewoli niemieckiej. Trafił do obozu jenieckiego w Lublinie, skąd udało mu się zbiec. Po ucieczce podejmował różne prace na Kielecczyźnie. W marcu 1945 r. powrócił do Poznania.

Olgierd Grzymałowski walczył w wojnie obronnej w 1939 r. jako ppor. wojsk kolejowych w 2. Batalionie Mostów Kolejowych, został wzięty do niewoli sowieckiej we Lwowie i osadzony w Starobielsku. Pamiętano mu zapewne to, że w 1915 r. był członkiem Naczelnictwa Harcerskiego w Kijowie, organizował służbę wywiadowczą POW na Wschodzie i uczestniczył w wojnie polsko-rosyjskiej w 1920 r. jako oficer techniczny pociągu pancernego „Bartosz Głowacki”. Został zamordowany przez NKWD w Charkowie.

Witold Misterek, jako porucznik rezerwy, został zmobilizowany w 1939 r. Brał udział m.in. w obronie Modlina, będąc dowódcą baterii w 67. Dywizjonie Artylerii Lekkiej. Wzięty do niewoli, był więźniem niemieckich oflagów (m.in. Oflagu VII A w Murnau). Po wojnie zamieszkał i pracował w Warszawie.

Marcin Nadobnik w 1940 r. został wysiedlony z Poznania do Generalnego Gubernatorstwa. Mieszkał w Warszawie i pracował w Biurze Statystycznym Ubezpieczalni Społecznej. Jednocześnie prowadził wykłady na tajnym Uniwersytecie Ziemi Zachodnich i prace badawcze na zlecenie Delegatury Rządu na Kraj. Po upadku powstania warszawskiego został wywieziony do obozu w Pruszkowie, a po wyjściu z niego pracował w Ubezpieczalni Społecznej w Miechowie. W marcu 1945 r. wrócił do Poznania.

Prof. Stanisław Pawłowski we wrześniu 1939 r. pomagał w zabezpieczeniu majątku Uniwersytetu Poznańskiego. W październiku został aresztowany i osadzony w więzieniu przy ul. Młyńskiej, skąd w połowie grudnia przeniesiono go do Fortu VII i 6 stycznia 1941 r. rozstrzelano (jego córka i jeden z synów zginęli w Oświęcimiu). 6 stycznia 2010 r. na Wydziale Nauk Geograficznych i Geologicznych Uniwersytetu im. Adama Mickiewicza w Poznaniu odbyła się uroczystość nadania Collegium Geographicum imienia profesora Stanisława Pawłowskiego.

Dr Józef Rzóska został wysiedlony do Generalnego Gubernatorstwa, przez cały czas okupacji hitlerowskiej działał w Armii Krajowej pod pseudonimem „Rektor” w ugrupowaniu „Obroza”. Redagował gazetki, prowadził tajne nauczanie (pod nazwiskiem Borzyszkowski), a w latach 1944 i 1945 był intendentem szpitala dla umysłowo chorych w Drewnicy pod Warszawą. W 1951 r. usunięty z Wyższej Szkoły Ekonomicznej w Poznaniu i uwięziony. Zrehabilitowano go w 1956 r.

Witalis Talejko brał udział w wojnie obronnej 1939 r. jako porucznik. Wzięty do niewoli niemieckiej trafił do Oflagu II C Woldenberg. Trzeba tu nadmienić, że w tym samym obozie był również syn M. Nadobnika — por. Kazimierz Nadobnik, który — w uzgodnieniu z profesorami tajnego Uniwersytetu Ziemi Zachodnich w Warszawie (M. Nadobnikiem, J. Rutkowskim i S. Zaleskim) — prowadził tam seminarium statystyczne.

Stanisław Waszak w 1939 r. został wysiedlony do Generalnego Gubernatorstwa, przebywał w Ostrowcu Świętokrzyskim i Kielcach. Korzystając ze zbiorów Biblioteki Wydziału Statystycznego Magistratu Warszawy prowadził studia nad statystyką i demografią, których wyniki wykorzystał w późniejszej pracy naukowej. W 1945 r. wrócił do Poznania.

Zygmunt Zaleski zaraz po wybuchu wojny w 1939 r., prawdopodobnie w obawie przed represjami ze strony Niemców, wyjechał z Poznania na Wschodnie Kresy Polski. Niektóre źródła podają, że stamtąd został deportowany w głąb ZSRR, w okolice Mołogi k. Rybińska, gdzie zmarł jesienią 1940 r.

O życiu i działalności pozostałych członków PTS, których ujęto w ewidencji z połowy 1939 r., nie udało się dotąd znaleźć wiarygodnych informacji. Można przypuszczać, że były to osoby mniej znane i nie zapisały się w dostępnych źródłach.

LATA 1945—1981

W latach 1945 i 1946 PTS nie działało, a w Wielkopolsce jego członkowie i statystycy pozostający poza nim skupiali się głównie na budowaniu i rozwijaniu szkolnictwa akademickiego oraz prowadzeniu szeregu pilnych badań. Wspomnieć tu trzeba zwłaszcza M. Nadobnika i S. Waszaka.

Profesor Nadobnik powrócił do Poznania w marcu 1945 r. i ponownie objął kierownictwo Katedry Statystyki na Uniwersytecie Poznańskim, tworząc jednocześnie Katedrę Statystyki w poznańskiej Akademii Handlowej (obecnie Uniwersytet Ekonomiczny). Prowadzone przez niego seminarium statystyczne (na poziomie magisterskim i doktoranckim), obok kwestii metodologicznych, obejmowało przede wszystkim zagadnienia demograficzne, a także aplikacje metod statystycznych w badaniu różnych aspektów społeczno-ekonomicznego życia regionu i kraju. Z kręgu jego uczestników wywodziło się wielu znanych później profesorów i menadżerów.

Również w 1945 r. na Uniwersytet Poznański wrócił S. Waszak. Po uzyskaniu w tymże roku stopnia doktora, pracował jako adiunkt w Katedrze Statystyki kierowanej przez M. Nadobnika. Do praktyki statystycznej włączył się w połowie 1946 r., gdy został naczelnikiem Miejskiego Biura Statystycznego w Poznaniu, którym kierował przez cały czas jego istnienia, czyli do kwietnia 1950 r.

Kiedy na wniosek prof. Stefana Szulca²⁰, ówczesnego dyrektora (prezesa) GUS, w marcu 1947 r. reaktywowane zostało PTS, zarówno M. Nadobnik jak i S. Waszak potwierdzili swoje członkostwo w tej organizacji. Podobnie postąpił prof. August Zierhoffer²¹, a nowym członkiem został Feliks Wu-

²⁰ Zaliczamy go też do Wielkopolan, gdyż urodził się w miejscowości Prażuchy k. Kalisza (*Słownik...*, 1998, s. 326).

²¹ Przed wojną był członkiem Oddziału Lwowskiego PTS. W marcu 1945 r. wyjechał do Przemysła, a po przeniesieniu do Poznania objął Katedrę Geografii na UP.

jec²². Dołączył do nich prof. Jan Czekanowski (1882—1965)²³, który od maja 1946 r. kierował Katedrą Antropologii na Uniwersytecie Poznańskim. Zgromadzenie PTS w Warszawie 15 czerwca 1947 r. wybrało dra S. Waszaka na zastępcę członka Zarządu²⁴, a J. Czekanowskiego i M. Nadobnika — na członków Rady PTS. W 1949 r. na Walnym Zgromadzeniu w Warszawie J. Czekanowski i M. Nadobnik ponownie zostali wybrani do Rady PTS (*Polskie Towarzystwo...*, 1992).

Wspomniana grupa wielkopolskich członków PTS nie rozwinęła szerszej działalności, którą (podobnie jak w całym PTS) ograniczały przede wszystkim ówczesne warunki polityczne. W szczególności wpłynęły na to szykany wobec M. Nadobnika²⁵, któremu zarzucano „brak klasowego ujęcia treści wykładów” i zmuszono do przejścia na emeryturę w 1951 r. Po likwidacji PTS i utworzeniu Sekcji Statystyki w Polskim Towarzystwie Ekonomicznym (PTE) statystycy wielkopolscy zaczęli grupować się w tej organizacji.

Sekcja Statystyki PTE w Poznaniu powstała 7 maja 1953 r. Pod koniec 1954 r. miała ona 17 członków, a przewodniczył jej prof. S. Waszak. Działalność tej sekcji nie zaznaczyła się specjalnymi dokonaniem, ale wskazywała na istnienie grupy osób szczególnie zainteresowanych teorią i praktyką statystyczną. Tworzyła ona forum wymiany poglądów i doświadczeń. Rosnąca rola statystyki w kształceniu akademickim i praktycznych zastosowaniach, utworzenie terenowych organów statystyki państwowej — to były czynniki sprzyjające rozwojowi sekcji, która w 1968 r. przekształciła się w Sekcję Statystyki i Ekonometrii. Do 1976 r. kierował nią prof. Tadeusz Puchalski, a później — aż do jej likwidacji w ramach Poznańskiego Oddziału PTE — prof. Zbigniew Czerwiński. Sekretarzami byli kolejno: dr Kazimierz Kruska, dr Wojciech Sikora i dr Emil Panek (*Statystyczna karta...*, 2008). W końcowym okresie istnienia tej sekcji należało do niej 28 członków PTE. Byli to przede wszystkim pracownicy wyższych uczelni i urzędów statystycznych. Większość z nich zapisała się do reaktywowanego w 1981 r. PTS, nie zawsze rezygnując z przynależności do PTE.

²² Przed wojną nauczyciel w Łabiszynie, a od 1934 r. kierownik szkoły w Sławsku Wielkim (w pobliżu tej miejscowości urodził się prof. S. Waszak).

²³ Uczony o światowej sławie, twórca nowej metody taksonomicznej (tzw. tablicy i diagramu Czekanowskiego), autor pierwszego podręcznika statystyki matematycznej w naukach biologicznych. Jego szczególną zasługą było wprowadzenie metod statystycznych do instrumentarium badawczego w antropologii, etnografii i językoznawstwie. Wiceprezes PTS w latach 1937—1939. Doktor h.c. Uniwersytetu Wrocławskiego i UAM w Poznaniu. Jego imię nosi jedna z ulic Poznania (*Statystyczna karta...*, 2008).

²⁴ Powierzono mu też zorganizowanie Poznańskiego Oddziału PTS.

²⁵ Prof. M. Nadobnik sympatyzował z ruchem ludowym i w tym też duchu wychował swego syna Kazimierza (absolwenta UP, więźnia oflagu, pierwszego po wyzwoleniu wiceprezydenta Poznania), który z powodów politycznych został aresztowany i osadzony w Rawiczu (zrehabilitowano go w 1956 r.). Ojcem chrzestnym wnuczki profesora — Wandy Nadobnik (córką Kazimierza) — był Stanisław Mikołajczyk.

PO REAKTYWACJI PTS W 1981 R.

Zgromadzenie Założycielskie PTS odbyło się w Warszawie 16 kwietnia 1981 r. Jako przedstawiciele środowiska statystyków wielkopolskich uczestniczyli w nim mgr Witold Grodzki (1936—2007)²⁶ i dr Kazimierz Kruszka²⁷. W ten sposób rozpoczął się nowy etap działalności PTS w regionie wielkopolskim. Na wniosek grupy inicjatywnej powołany został Oddział PTS w Poznaniu, który pod koniec 1981 r. liczył 20 członków (w większości byli to pracownicy naukowcy), a jego siedziba znajdowała się w budynku ówczesnej Akademii Ekonomicznej (obecnie Uniwersytet Ekonomiczny). Radę Oddziału tworzyli²⁸: dr K. Kruszka (przewodniczący), doc. dr Stefan Abt (zastępca przewodniczącego), dr Jerzy Muzalewski (sekretarz), Bogumił Ziółek (skarbnik) i doc. dr Stanisław Wierzchosławski (członek). Skład Komisji Rewizyjnej był następujący: doc. dr Mieczysław Kędelski (przewodniczący), dr Krystyna Gorzelańczyk i dr Helena Poetschke (członkinie). Po przejściu J. Muzalewskiego do Oddziału PTS w Bydgoszczy (w 1987 r.) sekretarzem RO w Poznaniu była dr Walentyna Ignatczyk (obecnie profesor Uniwersytetu Ekonomicznego w Poznaniu). W następnych kadencjach do Rady Oddziału należeli również: prof. Iwona Roeske-Słomka, dr Aleksandra Witkowska i prof. Józef Garczarczyk. W 1992 r. siedzibę Oddziału przeniesiono do budynku Urzędu Statystycznego w Poznaniu.

W końcu 1993 r. Poznański Oddział PTS liczył 42 członków, którzy rekrutowali się głównie spośród pracowników naukowych Akademii Ekonomicznej oraz urzędów statystycznych w Poznaniu i Lesznie. W 1994 r. przyjęto do niego 9 pracowników Wojewódzkiego Urzędu Statystycznego w Koninie i pod koniec 1995 r. do Oddziału Poznańskiego PTS należało 68 osób. We wrześniu 2000 r. do PTS wstąpiło 23 pracowników zatrudnionych w kaliskim Oddziale Urzędu Statystycznego w Poznaniu, a w końcu tegoż roku Poznański Oddział PTS liczył 99 członków.

W latach 1982—2000 istniał również Oddział PTS w Pile. Do Rady Oddziału w początkowym okresie jego działalności należeli: Barbara Cichoń (przewodnicząca), Marian Galus (zastępca przewodniczącej), Konrad Skórczewski (sekretarz), Ryszard Henclewski (skarbnik) i Ksawery Ryń (członek). Komisja Rewizyjna działała w składzie: Teresa Wilgusz (przewodnicząca), Irena Florczak i Wioletta Andrzejewska (członkinie). Później w składzie RO byli: Elżbieta Zaremba, Anna Pawlikowska, Renata Walkowiak i Jadwiga Ciechacka, a w Komisji Rewizyjnej: Irena Jadach, Alicja Rycyk i Władysław Bykowski. Na

²⁶ Wówczas kierownik Wydziału Koordynacji Wojewódzkiego Urzędu Statystycznego w Poznaniu. Zasłużony pracownik statystyki publicznej i działacz PTS (*Statystyczna karta...*, 2008, s. 225).

²⁷ Wtedy adiunkt w Katedrze Statystyki Akademii Ekonomicznej w Poznaniu.

²⁸ S. Abt (1937—2002), M. Kędelski (1946—1998), J. Muzalewski (1940—1998), B. Ziółek (1930—1992) (*Statystyczna karta...*, 2008), S. Wierzchosławski (1926—2009), członek honorowy PTS od 2005 r. (*Studia...*, 2009).

początku 2000 r. uchwałą Rady Głównej PTS Oddział Pilski został zlikwidowany, a część jego członków przeszła do Oddziału Poznańskiego.

We władzach naczelnych Towarzystwa Poznański Oddział PTS był reprezentowany od momentu jego reaktywacji w 1981 r. Członkiem Tymczasowej Rady Głównej w latach 1981 i 1982 został dr Kazimierz Kruszka, którego później wybierano do Rady Głównej PTS we wszystkich kadencjach, gdzie pełnił też szereg funkcji w jej kierownictwie; był członkiem Prezydium RG PTS (1990—1994), wiceprezesem PTS (1994—2000), sekretarzem (2000—2005) i prezesem PTS (2005—2010). Członkami Rady Głównej PTS z Wielkopolski byli również mgr Bogumił Ziólek (w latach 1982—1985), prof. Jan Paradysz (w kadencji 1994—2000) i prof. dr hab. Bronisław Ceranka (w kadencji 2000—2005). Dwukrotnie (w latach 1994—2000 i 2000—2005) przewodniczącym Głównej Komisji Rewizyjnej PTS był dr Marian Kucharski. W skład Sądu Koleżeńskiego PTS w latach 1994—2000 wchodził mgr Czesław Jerzak, a w kadencji 2005—2010 zastępcą przewodniczącego tego Sądu był dr hab. Andrzej Młodak.

W aktualnej strukturze Poznański Oddział PTS liczy 114 członków (stan w połowie 2011 r.). Największą grupę (67 osób) wśród nich stanowią zamieszkali (pracujący) w Poznaniu. Z rejonu Kalisza jest 14 osób, z Kościana — 12, z Piły — 11 i z Konina — 10. W ogólnej liczbie należących do PTS w Poznaniu znajduje się 54 pracowników naukowych wyższych uczelni (według głównego miejsca pracy), w służbach statystyki publicznej pracuje 43 członków, a pozostali (17 osób) są nauczycielami szkół średnich lub emerytami. Z ewidencji Oddziału PTS w Poznaniu wynika, że tylko 9 jego członków nie ma wykształcenia magisterskiego, a wśród pozostałych są 32 osoby ze stopniem naukowym doktora i 24 ze stopniem doktora habilitowanego.

W tym samym okresie rozszerzał się też krąg wyższych uczelni reprezentowanych w Poznańskim Oddziale PTS. 30 czerwca 2011 r. na liście jego członków znajdowało się 31 pracowników naukowych z Uniwersytetu Przyrodniczego, 17 z Uniwersytetu Ekonomicznego, 3 z Uniwersytetu im. A. Mickiewicza i po 1 pracowniku z Politechniki Poznańskiej, Uniwersytetu Medycznego oraz Wyższej Szkoły Zarządzania i Bankowości w Poznaniu. W większości należeli oni również do działających w ramach PTS Sekcji Klasyfikacji i Analizy Danych oraz Sekcji Statystyki Matematycznej.

Od 28 stycznia 2010 r. Rada Oddziału PTS w Poznaniu działa w składzie: dr hab. prof. UEP Elżbieta Gołata (przewodnicząca), dr Tomasz Klimanek (zastępca przewodniczącej), dr hab. prof. Państwowej Wyższej Szkoły Zawodowej w Kaliszu Andrzej Młodak (sekretarz), mgr Aleksandra Śliwa (skarbnik) oraz dr Kazimierz Kruszka, prof. dr hab. Mirosław Krzyśko i prof. dr hab. Iwona Roeske-Słomka (członkowie). Komisję Rewizyjną tworzą: dr Krystyna Gorzełańczyk (przewodnicząca), dr Karol Andrzejczak (zastępca przewodniczącej) i mgr Marek Magdziarek (członek). Spośród członków Oddziału PTS w Poznaniu do władz naczelnych na kadencję 2010—2014 wybrani zostali: do Rady Głównej — prof. dr hab. Bronisław Ceranka, dr Kazimierz Kruszka i prof.

dr hab. Mirosław Krzyśko, a zastępcą przewodniczącego Sądu Koleżeńskiego został ponownie dr hab. Andrzej Młodak.

Po 1981 r. PTS w Wielkopolsce rozwijało się nie tylko w wymiarze organizacyjnym, ale również pod względem prowadzonej działalności statutowej. Znamienne i ważną cechą, a zarazem czynnikiem tego rozwoju była współpraca pomiędzy członkami reprezentującymi teorię i praktykę statystyczną, indywidualnie lub w ramach instytucjonalnych. PTS, również w Wielkopolsce, dla naukowców i pracowników urzędów statystycznych było i jest nadal niezastąpionym forum twórczej wymiany myśli i doświadczeń. Daje ono wiele możliwości prezentacji środowiska statystyków w regionie i w kraju, a także sprzyja wydawnie tworzeniu przyjaznej atmosfery wokół badań statystycznych i ułatwia upowszechnianie oraz właściwą interpretację ich wyników.

Obszerniejsza charakterystyka działalności statutowej PTS w Wielkopolsce wymagałaby odrębnego opracowania. W tym miejscu ograniczymy się jedynie do wymienienia kilku istotnych jej przejawów i form. Najczęściej były to odczyty i referaty na ogólnych zebraniach Oddziału. Organizowano też wykłady otwarte, seminaria i konferencje naukowe, wystawy okolicznościowe i wystąpienia w środkach masowej komunikacji, a także wykorzystywano inne możliwości promocji i popularyzacji statystyki, nie zaniedbując również działalności publikacyjnej. Za pośrednictwem Biura Badań i Analiz Statystycznych przy RG PTS przeprowadzono kilka badań na zlecenie jednostek samorządu terytorialnego (głównie na rzecz Urzędu m. Poznania) oraz podejmowano działania eksperckie i konsultacyjne. Dość często prowadzone były szkolenia i warsztaty dla członków PTS i innych uczestników (dziennikarzy, samorządowców, przedstawicieli biznesu itp.). Należy również wspomnieć o bardzo istotnych kontaktach z młodzieżą akademicką i uczniami szkół średnich, a zwłaszcza ze studentami kołami naukowymi i szkołami ponadgimnazjalnymi (*Wielkopolski Konkurs...*, 2011).

Poznański Oddział PTS od 1981 r. współpracował z Urzędem Statystycznym w Poznaniu i Katedrą Statystyki UEP, a następnie również z innymi jednostkami dydaktycznymi uczelni wielkopolskich. Na podkreślenie zasługują także związki PTS z innymi stowarzyszeniami (Polskie Towarzystwo Demograficzne, Polskie Towarzystwo Ekonomiczne, Poznańskie Towarzystwo Przyjaciół Nauk, Kaliskie Towarzystwo Przyjaciół Nauk), ośrodkami badawczymi (np. Centrum Statystyki Regionalnej) oraz agendami samorządu terytorialnego (Kruszka, 1995, 2010).

Można sądzić, że dorobek Poznańskiego Oddziału PTS, jego potencjał i doświadczenie oraz przysłowiowa wielkopolska solidność były przesłankami do decyzji Rady Głównej PTS o powierzeniu temu środowisku organizacji Kongresu Statystyki Polskiej, który ma się odbyć w Poznaniu w dniach od 18 do 20 kwietnia 2012 r. Należy mieć nadzieję, że będzie to jedno z najważniejszych wydarzeń w obchodach setnej rocznicy powstania PTS.

Refleksja osobista

Czasem trudno uwierzyć, że dzieje PTS w Wielkopolsce to już blisko stuletnia historia, w której się samemu uczestniczyło przez prawie pół wieku i spotkało na jej szlaku bardzo wiele osób wymienionych w tym szkicu. Patrząc z tej perspektywy na minione lata można śmiało stwierdzić, że nawiązywać do jego historii warto i trzeba. Zwłaszcza dlatego, że dorobek ogólny wielkopolskich członków PTS oraz wysiłek i zasługi poszczególnych ludzi tworzących jego historię, z pewnością zasługują na upamiętnienie i twórcze wykorzystanie.

PTS jest już bliskie jubileuszu 100-lecia swego istnienia i niemało przeżyło. Nie oznacza to jednak, że jest przeżytkiem lub skansenem. Wręcz przeciwnie, jest to organizacja nadal potrzebna i witalna, stale odmładzająca się przez nowo wstępujących w jej szeregi, podejmująca wyzwania czasu i realizująca zadania w formach do niego adekwatnych. Świątując jubileusz PTS nie można jednak zapominać o perspektywie nowego wieku działalności. Trzeba zastanowić się nad strategią i formułą jej rozwoju. Kolejne sukcesy powinny być większe od dotychczasowych, czego szczerze życzymy wszystkim członkom PTS, całemu Towarzystwu i jego Oddziałowi w Poznaniu!

dr Kazimierz Kruszka — *Urząd Statystyczny w Poznaniu, Rada Główna PTS*

LITERATURA

- Byli wśród nas* (2006), red. Z. Knakiewicz, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Poznaniu, Poznań
- Ekonomista* (1920), t. II
- Ekonomista* (1937), t. IV
- Kruszka K. (2010), *Myśl i praktyka statystyczna w Wielkopolsce*, [w:] *Pomiar i informacja w gospodarce*, red. E. Gołata, „Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego w Poznaniu”, nr 149, Wydawnictwo UEP, Poznań
- Kruszka K. (1995), *Statystyka w regionie, region w statystyce*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 7
- Krzyżanowski A., Kumaniecki K. (1915), *Statystyka Polski*, PTS, Kraków
- Kto był kim w Drugiej Rzeczypospolitej* (1994), red. J. M. Majchrowski, Polska Oficyna Wydawnicza „BGW”, Warszawa
- Polskie Towarzystwo Statystyczne 1912—1992* (1992), PTS, Warszawa
- Polski Słownik Biograficzny* (1961), t. 9, PAN, Wrocław-Warszawa-Kraków
- „Przegląd Statystyczny” (1938), t. I
- „Przegląd Statystyczny” (1939), t. II
- Słownik Biograficzny Statystyków Polskich* (1998), GUS i PTS, Warszawa
- Statystyczna karta historii Poznania* (2008), red. K. Kruszk, Urząd Statystyczny w Poznaniu, Poznań
- Studia Demograficzne* (2009), nr 1/155
- Wielkopolski Konkurs „Statystyka mnie dotyczy”* (2011), oprac. E. Bogacka, „Wiadomości Statystyczne”, nr 7/8
- Wielkopolski Słownik Biograficzny* (1983), PWN, Warszawa-Poznań
- Złota Księga 80-lecia Akademii Ekonomicznej w Poznaniu* (2006), Wydawnictwo HELION, Gliwice

SUMMARY

Polish Statistical Association (PTS) was established in Kraków in 1912. The history of the PTS in Wielkopolska region began in 1915. The study shows the stages with particular emphasis on those persons who have formed the organisation and its leaders. The four compartments were extracted: the interwar period (1915—1939), World War II (1939—1945), post-war period (1945—1981) and the period after PTS reactivation in 1981.

РЕЗЮМЕ

Польское статистическое общество (ПСО) было образовано в Кракове в 1912 г. История ПСО в Велькопольской области началась в 1915 г. Статья представляет очередные ее этапы с особым учетом людей, которые ее образовали в районе и в руководстве ПСО. В периодизации были выделены 4 этапа: межвоенный период (1915—1939), Вторая мировая война (1939—1945), послевоенный период (1945—1981) и после реактивации ПСО в 1981 г.

STUDIA METODOLOGICZNE

Barbara DAŃSKA-BORSIAK

Zróżnicowanie łącznej produktywności czynników produkcji według województw

Postęp techniczny jest we współczesnej gospodarce coraz bardziej istotnym czynnikiem produkcji, ponieważ to właśnie on sprawia, że gospodarka znajduje się na drodze rozwoju. Mianem postępu technicznego określa się zmiany w technologii i organizacji produkcji, prowadzące do zwiększania efektywności procesów gospodarowania.

Efektem działania postępu technicznego jest przyrost produkcji, który nie wynika ze wzrostu zasobów czynników produkcji. Prowadzi on w ostatecznym

efekcie do wzrostu poziomu życia społeczeństw. Syntetycznym sposobem oceny zmian efektywności procesów produkcyjnych, zachodzących pod wpływem postępu technicznego, jest wzrost łącznej produktywności czynników produkcji (*total factor productivity* — TFP).

Głównym celem artykułu jest wskazanie czynników wpływających na kształtowanie się poziomu TFP w województwach. Jest to zmienna niemierzalna, dlatego pierwszym etapem badania było oszacowanie jej wartości według województw. Jako narzędzie analizy zastosowano modele panelowe.

PODSTAWY EKONOMICZNE ANALIZY PRODUKTYWNOŚCI

Definicja postępu technicznego w ujęciu makroekonomicznym, rozumianego jako postęp technologiczno-organizacyjny, została sformułowana w pracy Solowa (1957), w kontekście neoklasycznej, dwuczynnikowej funkcji produkcji, w postaci: $Y = f(K, L)$, gdzie: Y — wielkość produkcji, K — zasoby kapitału, L — nakłady pracy. Z definicji tej¹ wynika, że efektem działania tego postępu jest każdy wzrost strumienia produktu, który nie wynika z akumulacji kapitału ani ze wzrostu nakładów pracy.

W dalszych rozważaniach pojawiać się będzie pojęcie postępu technicznego według Hicksa. Jest to taki typ postępu neutralnego, w którym nie zmienia się krańcowa stopa substytucji pracy kapitałem. Dwuczynnikowa funkcja produkcji z postępem technicznym w sensie Hicksa ma więc postać:

$$Y_t = A(t) f(K_t, L_t) \quad (1)$$

gdzie $A(t)$ — czynnik opisujący technologię produkcji, przy czym $\frac{dA}{dt} \geq 0$.

Efektem postępu technicznego są zmiany efektywności produkcji. Sposób oceny tych efektów jest zależny od skali analizy. W ujęciu mikroekonomicznym ocenia się pojedyncze przedsięwzięcia innowacyjne. W ujęciu makroekonomicznym oceniane są natomiast zmiany efektywności, wyrażające się poprzez zmiany w: strukturze czynników produkcji i relacji między nimi (mierzone najczęściej wzrostem technicznego uzbrojenia pracy), strukturze produkcji, produktywności pojedynczych czynników (np. wydajności, kapitałochłonności itd.) lub produktywności wszystkich czynników (tzn. TFP).

Produktywność pojedynczego czynnika mierzona jest jako wielkość produkcji przypadającej na jednostkę tego czynnika. TFP jest natomiast zmienną nieobserwowalną. Definiowana jest ona jako wielkość produkcji przypadającej na jednostkę kombinacji czynników produkcji. Jest więc, w odróżnieniu od produktywności poszczególnych czynników, syntetycznym miernikiem efektywności

¹ Przytoczonej w pracy Świeczewskiej (2007), s. 59.

procesu produkcyjnego, wynikającej z szeroko rozumianego postępu technicznego.

Wyznaczenia TFP dokonać można jedną z dwóch metod. Jedną z nich wykorzystuje metody indeksowe², a druga — funkcję produkcji. Jeśli funkcja produkcji ma postać Cobba-Douglasa, to poziom TFP (określany jako produkcja wytworzona z jednostki kombinacji czynników produkcji) w okresie t wyraża się jako:

$$TFP_t = \frac{Y_t}{f(K_t, L_t)} \quad (2)$$

Przekształcenie wyrażenia (2) do postaci:

$$Y_t = TFP_t \cdot f(K_t, L_t) \quad (3)$$

i porównanie (3) z (1) prowadzi do wniosku, że poziom TFP odpowiada czynnikowi $A(t)$, opisującemu technologię produkcji w dwuczynnikowej funkcji produkcji z neutralnym postępem technologicznym w sensie Hicksa.

Oszacowanie elastyczności jest możliwe po sprecyzowaniu postaci funkcji produkcji. Zazwyczaj przyjmuje się dwuczynnikową funkcję Cobba-Douglasa w postaci potęgowej:

$$Y_t = A_t K_t^\alpha L_t^{1-\alpha} \quad (4)$$

gdzie:

- Y_t — wielkość produkcji w cenach stałych,
- A_t — łączna produktywność czynników produkcji ($A_t = TFP_t$),
- K_t — wartość kapitału w cenach stałych,
- L_t — nakłady pracy,
- $\alpha, (1 - \alpha)$ — elastyczność produkcji odpowiednio względem nakładów kapitału i pracy.

Zrózniczkowanie (4) względem czasu i przyjęcie założenia, że każdy czynnik produkcji jest opłacany według jego produktu krańcowego prowadzą do równania:

$$\frac{\dot{TFP}_t}{TFP_t} = \frac{\dot{Y}_t}{Y_t} - \alpha_t^K \frac{\dot{K}_t}{K_t} - (1 - \alpha_t^K) \frac{\dot{L}_t}{L_t} \quad (5)$$

² Bliższe informacje na temat metod indeksowych zawarte są np. w pracy Świeczewskiej (2007), s. 68—71.

gdzie:

$\dot{Y}_t$, $\dot{TFP}_t$, $\dot{K}_t$, $\dot{L}_t$ — pochodne po czasie odpowiednich zmiennych,

α_t^K — udział nakładu kapitału w produkcji,

$(1 - \alpha_t^K) = \alpha_t^L$ — udział nakładu pracy w produkcji.

Równanie (5) jest nazywane równaniem reszt Solowa. Wynika z niego, że do oszacowania stopy wzrostu TFP wystarcza znajomość elastyczności produkcji względem poszczególnych jej czynników.

W powyższych rozważaniach postęp techniczny, a zatem również łączna produktywność czynników produkcji traktowane były egzogenicznie. Próby wyjaśnienia źródeł postępu technicznego (wzrostu TFP) są podejmowane na podstawie teorii wzrostu endogenicznego. Szersze omówienie teorii endogenizacji postępu technicznego i światowych badań empirycznych znaleźć można w pracy Świeczewskiej (2007). Z kolei wyniki badań empirycznych dotyczących Polski przedstawiono m.in. w pracach Welfe (2001) i Zienkowskiego (2003).

METODOLOGIA

Modelami panelowymi nazywane są modele szacowane na podstawie szczególnego rodzaju danych przekrojowo-czasowych, w których liczba obserwowanych obiektów N przekracza (niekiedy znacznie) liczbę punktów w czasie T . Cechą charakterystyczną ich konstrukcji jest wyróżnienie stałego efektu grupowego, specyficznego dla danego obiektu³. Dynamiczny model panelowy ma postać:

$$y_{it} = \alpha_0 + \gamma_{i,t-1} + \mathbf{x}_{it}^T \boldsymbol{\beta} + (\alpha_i + \varepsilon_{it}) \quad (6)$$

dla $i = 1, \dots, N$, $t = 1, \dots, T$.

Opóźniona zmienna objaśniana jest skorelowana ze stałymi efektami grupowymi α_i . Powoduje to, że metody stosowane do estymacji statycznych modeli panelowych nie mogą być stosowane do estymacji modelu (6), gdyż estymatory te byłyby niezgodne i obciążone. W literaturze przedmiotu proponuje się alternatywne metody estymacji panelowych modeli dynamicznych. Ich przegląd znaleźć można np. u Baltagi (2008), Hsiao (2003). Metody te oparte są na metodzie zmiennych instrumentalnych, metodzie największej wiarygodności lub uogólnionej metodzie momentów. Zaletą tej ostatniej (GMM) jest m.in. możliwość uwzględnienia alternatywnych założeń korelacji zmiennych objaśniających

³ Można też wyodrębnić dodatkowo trzecią składową, stałą względem obiektów, zwaną efektem czasowym.

(elementów wektora $\mathbf{x}_{it}$ modelu (6) ze składnikiem losowym ε_{it} . Zmienne $\mathbf{x}_{it}$ (wszystkie lub część z nich) można traktować jako:

- endogeniczne, to znaczy $\mathbf{x}_{it}$ są skorelowane z wartością bieżącą ε_{it} i wartością opóźnioną $\varepsilon_{i,t-s}$, ale nieskorelowane z wartością przyszłą $\varepsilon_{i,t+s}$,
- z góry ustalone (słabo egzogeniczne), to znaczy $\mathbf{x}_{it}$ są nieskorelowane z ε_{it} i $\varepsilon_{i,t+s}$, ale skorelowane z $\varepsilon_{i,t-s}$,
- ściśle egzogeniczne, tzn. $\mathbf{x}_{it}$ są nieskorelowane z ε_{it} , $\varepsilon_{i,t+s}$ i $\varepsilon_{i,t-s}$.

Do estymacji modelu kształtowania się TFP, opisaney w artykule, zastosowano dwie (obecnie najpopularniejsze) metody: GMM pierwszych różnic (FDGMM) przedstawioną przez Arellano i Bonda (1991) oraz systemową GMM (SGMM) Blundella i Bonda (1998).

Zastosowanie FDGMM wymaga przyjęcia założenia, że składnik losowy ε_{it} w równaniu (6) nie wykazuje autokorelacji. W celu usunięcia efektów grupowych α_i oblicza się pierwsze różnice modelu (6). W tak powstałym modelu, postaci:

$$y_{it} - y_{i,t-1} = \gamma(y_{i,t-1} - y_{i,t-2}) + (\mathbf{x}_{it}^T - \mathbf{x}_{i,t-1}^T)\boldsymbol{\beta} + (\varepsilon_{it} - \varepsilon_{i,t-1}) \quad (7)$$

zmienne objaśniające zastępuje się instrumentami, którymi są opóźnione poziomy zmiennych z góry ustalonych i endogenicznych oraz pierwsze różnice zmiennych egzogenicznych. Jedno- i dwustopniowy estymator uzyskany przy zastosowaniu GMM z wykorzystaniem wskazanych instrumentów zaproponowali Arellano i Bond (1991). Nosi on nazwę estymatora GMM pierwszych różnic (ang. *first-differenced GMM*, FDGMM). Opracowali oni również odporny estymator wariancji dla metody jednostopniowej⁴.

Estymatory FDGMM mogą być silnie obciążone w przypadku, kiedy opóźnione poziomy zmiennych są słabymi instrumentami dla zmiennych zróżnicowanych. Sytuacja taka ma miejsce m.in. wtedy, gdy liczba obserwacji w czasie jest mała, ocena parametru autoregresyjnego zbliża się do 1 lub gdy stosunek wariancji efektu grupowego do wariancji właściwego składnika losowego jest zbyt duży. W takich przypadkach lepsze rezultaty daje stosowanie systemowego estymatora GMM (ang. *system GMM*, SGMM) Blundella i Bonda (1998).

Zasadnicza idea SGMM polega na oszacowaniu systemu równań: modelu (7) i modelu (6), a więc przyrostów i poziomów tego samego modelu. Dla równań na przyrostach postępowanie jest identyczne, jak w przypadku FDGMM. Natomiast w równaniach na poziomach instrumentami dla z góry ustalonych i endogenicznych zmiennych objaśniających są opóźnione pierwsze różnice odpowiednich zmiennych. Instrumenty te są właściwe przy założeniu, że ε_{it} nie wykazuje autokorelacji i że prawdziwe są warunki początkowe, postaci: $E(\alpha_i \Delta y_{i2}) = 0$ dla $i = 1, \dots, N$.

Oceny jakości modelu oszacowanego FDGMM lub SGMM dokonać można na podstawie testu autokorelacji Arellano-Bonda, testu Sargana lub różnicowego

⁴ Standardowy estymator wariancji dla metody dwustopniowej jest silnie obciążony w dół. Odporny estymator dla metody dwustopniowej zaproponował Windmeijer (2005).

testu Sargana. Są to testy badające, czy warunki momentów, będące w GMM podstawą wyznaczania estymatorów parametrów strukturalnych, są spełnione, a więc czy zastosowane zmienne instrumentalne są właściwe.

Dodatkową możliwość sprawdzenia, czy oceny parametrów uzyskane na podstawie FDGMM lub SGMM są nieobciążone, daje porównanie ich z ocenami wyznaczonymi na podstawie estymatora wewnątrzgrupowego (WG) i estymatora KMNK modelu *pooled*⁵. Nickell (1981) wykazał, że estymator WG parametru autoregresyjnego γ jest, przy ustalonym T , obciążony w dół, a estymator KMNK jest obciążony w górę. Wartość zgodnego estymatora parametru γ powinna zawierać się zatem pomiędzy tymi dwoma estymatorami.

OSZACOWANIE WARTOŚCI TFP WEDŁUG WOJEWÓDZTW

Dane statystyczne wykorzystane w badaniu dotyczą województw w okresie od 2000 r. do 2007 r. Pochodzą z badań GUS.

Do oszacowania wartości TFP wykorzystano dwie alternatywne metody, które zaproponowane zostały przez Tokarskiego (2008) oraz Ascari i Di Cosmo (2004). Obie wykorzystują funkcję produkcji Cobb-Douglasa postaci (4).

Metoda Tokarskiego wymaga oszacowania parametrów modelu wydajności. Model ten ma postać:

$$\ln\left(\frac{Y_{it}}{L_{it}}\right) = \sum_{i=1}^{16} \beta_i d_i + gt + \alpha \ln\left(\frac{K_{it}}{L_{it}}\right) + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

gdzie:

Y — wartość produkcji sprzedanej w mln zł⁶,

L — nakłady pracy (wyrażone w tys. pracujących),

K — nakłady kapitału rzeczowego (mierzone wartością środków trwałych brutto w mln zł),

t — zmienna czasowa,

g — stopa postępu technicznego w sensie Hicksa,

α — elastyczność zmiennej Y względem zmiennej K ,

d_i ($i = 1, \dots, 16$) — zmienne zero-jedynkowe, przyjmujące wartość 1 dla i -tego województwa.

TFP dla poszczególnych województw określa wyrażenie: $TFP = \exp\left(\sum_{i=1}^{16} \beta_i d_i + gt\right)$.

⁵ Estymator wewnątrzgrupowy jest stosowany do szacowania modeli statycznych, w których efekty grupowe α_i są nielosowe (modeli FEM). Model *pooled* to model szacowany na podstawie danych panelowych, w którym jednak nie wyróżnia się efektów grupowych ani czasowych i zakłada się, że macierz wariancji-kowariancji składnika losowego jest sferyczna.

⁶ Oszacowano również model, w którym za Y przyjęto wartość dodaną brutto w mln zł, ale wyniki były znacznie gorsze.

Model (8) jest modelem szacowanym na podstawie danych czasowo-przekrojowych, przy założeniu występowania w nim heteroskedastyczności grupowej, będącej efektem zróżnicowania województw pod względem technicznego uzbrojenia pracy. Do estymacji zastosowano uogólnioną metodę najmniejszych kwadratów (UMNK) dla danych czasowo-przekrojowych⁷.

Wyniki estymacji modelu wydajności przedstawiono w tabl. 1. Wydają się one zadowalające. Oszacowana stopa postępu technicznego w sensie Hicksa wynosi prawie 2% rocznie, a elastyczność wydajności pracy względem technicznego uzbrojenia pracy jest równa 0,67. Są to wartości bardzo zbliżone do uzyskanych przez Tokarskiego (1998) dla próby z lat 1995—2005. Ponadto, wszystkie zmienne są statystycznie istotne, a dopasowanie modelu mierzone współczynnikiem determinacji — bardzo dobre. Na podstawie wyników estymacji modelu (8) oszacowano następnie wartości TFP w województwie i w roku t według wzoru:

$$TFP_{it}^{tok} = \frac{(Y_{it} / L_{it})}{(K_{it} / L_{it})^{0,665807}} \quad (9)$$

gdzie wartość wykładnika w mianowniku jest oceną parametru α modelu (8).

TABL. 1. WYNIKI ESTYMACJI MODELU WYDAJNOŚCI DLA WOJEWÓDZTW

Zmienne	Ocena parametru	Średni błąd szacunku	Istotność zmiennej (p-value)	Zmienne	Ocena parametru	Średni błąd szacunku	Istotność zmiennej (p-value)
$\ln(K/L)$	0,6658	0,0267	0,000	d_8	0,1798	0,0673	0,009
t	0,0174	0,0009	0,000	d_9	0,2137	0,0946	0,026
d_1	0,4259	0,1249	0,001	d_{10}	0,2045	0,0951	0,034
d_2	0,4525	0,1187	0,000	d_{11}	0,4282	0,1264	0,001
d_3	0,1550	0,0546	0,005	d_{12}	0,4745	0,1249	0,000
d_4	0,3575	0,1235	0,004	d_{13}	0,2221	0,0979	0,025
d_5	0,3590	0,1160	0,002	d_{14}	0,2939	0,1210	0,015
d_6	0,3461	0,1175	0,003	d_{15}	0,4407	0,1216	0,000
d_7	0,4384	0,1326	0,001	d_{16}	0,3752	0,1273	0,003

$R^2 = 0,986$

Źródło: opracowanie własne.

Zróżnicowanie TFP według województw obliczonego według wzoru (9) przedstawiono na wykresie.

Mimo dobrej jakości ocen TFP uzyskanych metodą Tokarskiego podjęto próbę oszacowania TFP alternatywną metodą, zaproponowaną przez Ascari i Di Cosmo. Wykorzystuje ona również funkcję produkcji Cobba-Douglasa. Ocenę parametru α_i , będącego elastycznością produkcji względem nakładu pracy, wy-

⁷ Idea tej metody została omówiona np. w pracy Dańskiej-Borsiak i Laskowskiej (2006).

znacza się na podstawie zależności $\alpha_i = w_i \cdot L_i / Y_i$, gdzie w_i jest przeciętnym wynagrodzeniem, a L_i — przeciętnym zatrudnieniem w województwie i , zaś Y_i — PKB wytworzonym w i -tym województwie. Tak wyznaczone α_i jest z założenia stałym parametrem technologicznym.

W kolejnym kroku szacuje się TFP, korzystając z zależności:

$$TFP_{it}^{ac} = \frac{Y_{it}}{(K_{it}^{1-\alpha_i} L_{it}^{\alpha_i})} \quad (10)$$

Wykres prezentuje również zróżnicowanie TFP według województw, obliczonej według wzoru (10). Wartości obu zmiennych są niemianowane, przyjęto zatem, że przeciętne TFP dla województwa, w którym poziom tej zmiennej jest najwyższy, równe są 100. Dla zmiennej TFP_{it}^{tok} jest to woj. śląskie, a dla zmiennej TFP_{it}^{ac} — woj. kujawsko-pomorskie.

Wartości TFP wyznaczone na podstawie wzoru (10) są nieco bardziej „spłaszczone” niż uzyskane ze wzoru (9). Współczynnik zmienności, liczony na podstawie wszystkich 128 obserwacji jako stosunek odchylenia standardowego

do średniej arytmetycznej, wynosi 0,097 dla zmiennej TFP_{it}^{ac} , a 0,114 dla zmiennej TFP_{it}^{tok} . Wykres pokazuje, że wartości TFP wyznaczone według wzorów (9) i (10) kształtują się bardzo podobnie. Współczynnik korelacji między tymi zmiennymi $r(TFP_{it}^{tok}, TFP_{it}^{ac}) = 0,894$. Dlatego model ekonometryczny kształtowania się TFP według województw skonstruowany został w dwóch wariantach: dla zmiennej objaśnianej TFP_{it}^{tok} i TFP_{it}^{ac} .

MODEL KSZTAŁTOWANIA SIĘ TFP WEDŁUG WOJEWÓDZTW

Na podstawie opracowań o charakterze teoretycznym i empirycznym, znanych z literatury światowej⁸, wytypowano czynniki mogące wpływać na poziom TFP. Oszacowano kilkanaście modeli, w których w roli zmiennych objaśniających uwzględniano alternatywne miary czynników, mogących mieć wpływ na produktywność. Zbiór potencjalnych zmiennych objaśniających obejmuje cechy wykorzystywanych do określenia:

- wielkości kapitału fizycznego:
 tup — techniczne uzbrojenie pracy, mierzone wartością środków trwałych brutto na pracującego, w tys. zł;
- wielkości inwestycji:
 $sinw$ — stopa inwestycji, liczona jako udział nakładów inwestycyjnych w PKB,
 $inwpr$ — nakłady inwestycyjne na pracującego w zł;
- wielkości nakładów na działalność badawczo-rozwojową (BiR):
 $snbr$ — nakłady na BiR w relacji do PKB w %,
 $nbrpc$ — nakłady na BiR na mieszkańca w zł,
 $nbrinw$ — nakłady na BiR w relacji do nakładów inwestycyjnych;
- kapitału ludzkiego:

hk — kapitał ludzki obliczony według wzoru $hk = \sum_{i=0}^4 \frac{h_i}{h_0} lprac_i$, gdzie:

h_i — liczba lat kształcenia dla i -tego poziomu wykształcenia (indeks 0 oznacza wykształcenie podstawowe, 1 — zasadnicze zawodowe, 2 — średnie ogólnokształcące, 3 — policealne oraz średnie zawodowe, 4 — wyższe),

$lprac_i$ — liczba pracujących z i -tym poziomem wykształcenia,

edu — kapitał ludzki, obliczony jako suma udziałów pracujących z kolejnymi poziomami wykształcenia, mnożonych przez liczbę lat nauki.

Dane statystyczne, na podstawie których oszacowano model kształtowania się TFP w województwach obejmują okres od 2002 r. do 2007 r. Wcześniejsze lata zostały pominięte ze względu na niedostępność danych wojewódzkich o pracu-

⁸ Cameron (2006); Griffith, Redding, Van Reen (2003); Coe, Helpman (1995); Acharya, Keller (2007).

jących według poziomu wykształcenia. Wszystkie zmienne wyrażone są w cenach stałych z 2000 r.

Zmienną objaśnianą szacowanych modeli była zmienna TFP_{it}^{tok} lub TFP_{it}^{ac} . Model dla zmiennej TFP_{it}^{tok} , który charakteryzował się najlepszymi własnościami statystyczno-merytorycznymi ma postać:

$$\ln(TFP_{it}^{tok}) = \alpha_0 + \gamma \ln(TFP_{i,t-1}) + \beta_1 \ln(edu_{it}) + \beta_2 \ln(nbrinw_{i,t-2}) + \beta_3 \ln(tup_{i,t-1}) + (\alpha_i + \varepsilon_{it}) \quad (11)$$

TABL. 2. WYNIKI ESTYMACJI MODELU KSZTAŁTOWANIA SIĘ ZMIENNEJ TFP_{it}^{tok}

Zmienne objaśniające/testy statystyczne	Metoda estymacji				
	SGMM endo	SGMM egzo	FDGMM endo	WG	KMNK
	1	2	3	4	5
$\ln(TFP_{i,t-1}^{tok})$	0,5609*	0,3136	0,3613*	0,2689*	0,9485*
$\ln(edu_{it})$	0,5020**	1,1075	0,7789	1,1765*	-0,3229
$\ln(nbrinw_{i,t-2})$	0,0291**	0,0671	0,0196	0,0258	0,0075
$\ln(tup_{i,t-1})$	0,4067**	0,209	0,3556**	0,0279	0,0490
cons	-1,0560	-3,2670	-2,0764	-2,7070*	0,6636
m_1 [p-value]	-2,455 [0,014]	-1,458 [0,145]	-1,842 [0,066]	—	—
m_2 [p-value]	-1,166 [0,244]	-1,256 [0,209]	-1,790 [0,073]	—	—
Sargan [p-value]	42,761 [0,237]	24,141 [0,020]	27,693 [0,322]	—	—
dif-Sargan [p-value]	15,068 [0,238]	9,989 [0,041]	—	—	—
R^2	—	—	—	0,792	0,933

U w a g a. Symbol * przy ocenie parametru oznacza, że wartość p dla testu t -Studenta $p < 0,05$; symbol ** oznacza $p \leq 0,1$; pozostałych zmiennych nie można uznać za istotne.

m_1 i m_2 oznaczają wartości empiryczne testu autokorelacji Arellano-Bonda, odpowiednio AR(1) i AR(2), w nawiasach kwadratowych — wartości p dla H_0 : autokorelacja pierwszego (drugiego) rzędu nie występuje.

Sargan i dif-Sargan oznaczają wartości empiryczne testu Sargana i różnicowego testu Sargana, w nawiasach kwadratowych — wartości p dla H_0 : warunki ponadidentyfikujące są spełnione, odczytane dla odpowiedniej liczby stopni swobody, zależnej od liczby wykorzystanych instrumentów.

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

Wyniki estymacji modelu (11) przy zastosowaniu alternatywnych metod na podstawie metody GMM przedstawiono w tabl. 2. Model ten estymowany był za pomocą jednostopniowych FDGMM i SGMM, przy czym przyjmowano alternatywne założenia o endogeniczności (lub egzogeniczności) zmiennych objaśniających. Ostatecznie uznano, że zmiennymi endogenicznymi są zmienne tup i edu . Oznaczenia „endo” i „egzo” przy nazwach SGMM i FDGMM oznaczają sposób traktowania tych zmiennych odpowiednio jako endogeniczne i egzogeniczne.

Analiza wyników estymacji z tabl. 2 wskazuje na poprawę jakości modelu spowodowaną uwzględnieniem nieegzogeniczności zmiennych objaśniających i zastosowaniem SGMM. Widoczna jest ona zarówno we wzroście precyzji estymacji, jak i w wynikach testów statystycznych. Efektywność SGMM wzrasta po uwzględnieniu endogeniczności zmiennych objaśniających (kolumny 1

i 2). Porównanie SGMM i FDGMM z uwzględnieniem endogeniczności (kolumny 1 i 3) pozwala stwierdzić przewagę tej pierwszej metody. Właściwość instrumentów wykorzystanych w SGMM z założeniem egzogeniczności zmiennych objaśniających (kolumna 2) i FDGMM (kolumna 3) jest wątpliwa, ponieważ wyniki testów Arellano-Bonda i Sargana są niejednoznaczne. Wynik testu Sargana w kolumnie 2 świadczy o niepoprawności ponadidentyfikujących warunków momentów wykorzystanych do estymacji GMM modelu pierwszych różnic. Wynik różnicowego testu Sargana również przemawia w tym przypadku za odrzuceniem H_0 . Oznacza to, że dodatkowe warunki momentów, których spełnienie zakłada się stosując SGMM (a więc szacując, oprócz modelu pierwszych różnic, model na poziomach), również nie są spełnione. Natomiast test Arellano-Bonda nie dał podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej, co oznacza, że warunki momentów są spełnione. Wydaje się, że opisana niejednoznaczność wyników może być spowodowana niejednorodnością wariancji składnika losowego modelu (11). Test Sargana bywa wówczas obciążony na niekorzyść hipotezy zerowej.

Podobne wątpliwości związane z jakością instrumentów nasuwają się w przypadku FDGMM. O ile wyniki obu testów Sargana w kolumnie 3 nie dają podstaw do odrzucenia H_0 , to test Arellano-Bonda stwierdza występowanie autokorelacji drugiego rzędu w modelu pierwszych różnic. Oznacza to, że warunki momentów są niespełnione.

Z naszych rozważań jednoznacznie wynika, że SGMM z uwzględnieniem endogeniczności zmiennych *tup* i *edu* dała najbardziej poprawne wyniki. Oprócz wyników testów Arellano-Bonda i Sargana świadczy o tym porównanie oceny SGMM parametru autoregresyjnego z ocenami WG i KMNK tego parametru. Zawiera się ona pomiędzy oceną WG a oceną KMNK, co jest zjawiskiem pożądanym. Za wyborem SGMM z uwzględnieniem endogeniczności zmiennych *tup* i *edu* jako najlepszej metody estymacji modelu (11) przemawia również istotność wszystkich zmiennych objaśniających i merytoryczna poprawność ocen parametrów strukturalnych.

Wątpliwości co do pełnej poprawności wyników estymacji przedstawionych w kolumnie 1 może wzbudzić oszacowana wartość parametru autoregresyjnego. Ocena $\hat{\gamma}_{SGMMendo} = 0,56$ może wydawać się zbyt niska. Dla porównania, oceny uzyskane przez wspomnianych już Ascari i Di Cosmo w badaniu dotyczącym 20 regionów Włoch były wyższe — wahały się od 0,79 do 0,86. Przyczyną zaniżonej wartości oceny parametru przy zmiennej $TFP_{i,t-1}^{tok}$ oraz innej niedoskonałości modelu może być m.in. nieuwzględnienie zmiennych odzwierciedlających transfer technologii.

Model zmiennej TFP_{it}^{ac} charakteryzujący się najlepszymi własnościami statystyczno-merytorycznymi ma postać:

$$\ln(TFP_{it}^{ac}) = \alpha_0 + \gamma \ln(TFP_{i,t-1}) + \beta_1 edu_{it} + \beta_2 nbrinw_{i,t-2} + \beta_3 tup_{i,t-1} + (\alpha_i + \varepsilon_{it}) \quad (12)$$

Zbiór zmiennych objaśniających jest identyczny, jak w modelu kształtowania się zmiennej TFP_{it}^{tok} , ale postać funkcyjna musiała ulec zmianie, ponieważ wyniki estymacji modelu potęgowego nie były zadowalające. W modelu (12) jest ona taka sama, jak stosowana przez Ascari i Di Cosmo. Parametry tego modelu nie mają interpretacji ekonomicznej, co jest wadą w stosunku do modelu (11). Do estymacji modelu (12) zastosowano analogiczne metody, jak w przypadku modelu (11), przy czym w wyniku wielu prób uznano, że endogeniczną zmienną objaśniającą jest zmienna tup . Wyniki estymacji modelu (12) przedstawiono w tabl. 3.

TABL. 3. WYNIKI ESTYMACJI MODELU KSZTAŁTOWANIA SIĘ ZMIENNEJ TFP_{it}^{ac}

Zmienne objaśniające/testy statystyczne	Metoda estymacji				
	SGMM endo	SGMM egzo	FDGMM endo	WG	KMNK
	1	2	3	4	5
$\ln(TFP_{i,t-1}^{ac})$	0,4400*	0,2257	0,3733*	0,02539*	0,8948*
edu_{it}	0,0681**	0,0865**	0,0695*	0,0747**	-0,0003
$nbrinw_{i,t-2}$	0,1470**	1,4995	0,5836	0,7569	0,1489
$tup_{i,t-1}$	0,0044*	-0,0025	0,0045**	-0,0007	0,0001
$cons$	-1,0773	-1,6462**	-1,2839	-1,5713*	-0,0631
m_1 [p-value]	-2,096 [0,036]	-2,204 [0,028]	-2,167 [0,030]	—	—
m_2 [p-value]	-1,631 [0,103]	-1,011 [0,312]	-1,471 [0,141]	—	—
$Sargan$ [p-value]	32,207 [0,122]	24,397 [0,018]	25,591 [0,033]	—	—
$dif\text{-}Sargan$ [p-value]	6,616 [0,579]	11,141 [0,025]	—	—	—
R^2	—	—	—	0,490	0,900

U w a g a. Oznaczenia jak w tabl. 2.

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

Z punktu widzenia statystycznej jakości modelu stwierdzić trzeba, że wyniki uzyskane na podstawie SGMM z endogenicznością zmiennej tup (tabl. 3, kolumna 1) są akceptowalne. Wyniki testów Arellano-Bonda i Sargana nie dają podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o właściwości zastosowanych instrumentów, a ocena parametru przy zmiennej $TFP_{i,t-1}^{ac}$ zawiera się pomiędzy ocenami WG i KMNK. Podobnie jak w przypadku wyników estymacji modelu (11), w tabl. 2 rezultaty uzyskane na podstawie SGMM z egzogenicznością wszystkich zmiennych objaśniających (kolumna 2) i na podstawie FDGMM (kolumna 3) są gorsze. Efektywność estymatorów jest w obu przypadkach niższa, a wyniki testów Sargana sugerują niewłaściwość użytych instrumentów. Na podstawie rezultatów testu Arellano-Bonda, który w obu przypadkach stwierdza brak podstaw do odrzucenia H_0 , można przypuszczać, że wyniki testu Sargana są obciążone na niekorzyść hipotezy zerowej z powodu niejednorodności wariancji składnika losowego modelu (12).

Z punktu widzenia merytorycznego uzyskane obecnie wyniki są gorsze niż wyniki uzyskane na podstawie modelu (11). Przede wszystkim wartość oceny parametru przy zmiennej $TFP_{i,t-1}^{ac}$ wydaje się zaniżona. Jej wartość (0,44) jest niższa niż wartość (0,56) uzyskana dla parametru przy zmiennej $TFP_{i,t-1}^{tok}$, która już budziła wątpliwości. Poza tym brak możliwości interpretacji ekonomicznej parametrów modelu (12) obniża jego wartość poznawczą.

Zakończenie

W opisanym badaniu analizie poddano TFP według województw i wskazano czynniki, które wpływają na kształtowanie się tej zmiennej. Jako narzędzie analizy zastosowano panelowe modele dynamiczne. Na pierwszym etapie badania oszacowano wartości TFP. Najwyższą wartość TFP stwierdzono w województwach o rozwiniętym przemyśle: śląskim, kujawsko-pomorskim, wielkopolskim, mazowieckim, pomorskim i dolnośląskim. Najmniejsze wartości TFP charakterystyczne były dla województw: świętokrzyskiego, podkarpackiego, podlaskiego, opolskiego i lubelskiego. Te wyniki są spójne z zauważanym od lat podziałem kraju na bardziej i mniej rozwinięty gospodarczo (tzw. Polska A i Polska B).

Po oszacowaniu modelu kształtowania się TFP stwierdzono relatywnie dużą stabilność wartości tej zmiennej (ocena parametru autoregresyjnego wynosiła 0,56). Jest to wynik niepokojący, ponieważ świadczy o utrwalaniu niekorzystnego podziału Polski na obszar gospodarczo efektywny i nieefektywny. Stwierdzono ponadto, że na wartość TFP istotny wpływ mają: kapitał ludzki, opóźniona o 1 okres wartość technicznego uzbrojenia pracy i opóźniona o 2 okresy relacja nakładów na BiR do ogólnych nakładów inwestycyjnych. Ten wynik może być wskazówką, w jakie czynniki należałoby zainwestować, aby przyspieszyć postęp techniczny, a co za tym idzie, zwiększyć efektywność procesu produkcyjnego w województwach słabiej rozwiniętych.

dr Barbara Dańska-Borsiak — Uniwersytet Łódzki

LITERATURA

- Acharya R. C., Keller W. (2007), *Technology Transfer through Imports*, NBER Working Paper, No. 13086
- Arellano M., Bond S. (1991), *Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations*, „Review of Economic Studies”, No. 58
- Ascari G., Di Cosmo V. (2004), *Determinants of Total Factor Productivity in the Italian Regions*, University of Pavia, Department of Economics
- Baltagi B. H. (2008), *Econometric Analysis of Panel Data*, 4th edn., Wiley&Sons, Chichester
- Blundell R., Bond S. (1998), *Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models*, „Journal of Econometrics”, vol. 87, No. 1

- Cameron G. (2006), *Openness, R&D, and growth at the industry level*, [w:] *Perspectives on Economic Growth*, L. A. Finley (ed), Nova Publishers: Hauppauge NY
- Coe D., Helpman E. (1995), *International R&D Spillovers*, „European Economic Review”, No. 39
- Dańska-Borsiak B., Laskowska I. (2006), *Heteroskedastyczność grupowa i korelacja przekrojowa w analizach wykorzystujących próby czasowo-przekrojowe*, „Prace Naukowe AE we Wrocławiu, Taksonomia”, nr 13, Wrocław
- Dańska-Borsiak B., Laskowska I. (2006), *Wybrane problemy estymacji modeli opartych na danych czasowo-przekrojowych*, „Przegląd Statystyczny”, tom 53 (3), Warszawa
- Griffith R., Redding S., Van Reen J. (2003), *R&D and absorptive capacity: theory and empirical evidence*, „Scandinavian Journal of Economics”, No. 105
- Hsiao C. (2003), *Analysis of Panel Data*, 2nd edn., Cambridge University Press
- Nickel S. (1981), *Biases in dynamic models with fixed effects*, „Econometrica”, No. 49
- Solow R. (1957), *Technical Change and the Aggregate Production Function*, „The Review of Economics and Statistics”, vol. 39, No. 3
- Świeczewska D. (2007), *Łączna produktywność czynników produkcji. Ucieleśniony kapitał wiedzy*, [w:] Welfe W. (red.), *Gospodarka oparta na wiedzy*, PWE, Warszawa
- Tokarski T. (2008), *Oszacowanie regionalnych funkcji produkcji*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 10
- Welfe W. (red.) (2001), *Ekonometryczny model wzrostu gospodarczego*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź
- Windmeijer F. (2005), *A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators*, „Journal of Econometrics”
- Zienkowski L. (red.) (2003), *Wiedza a wzrost gospodarczy*, Scholar, Warszawa

SUMMARY

Growth analysis of total factor productivity (TFP) is a synthetic method to assess changes in the efficiency of production processes, occurring under the influence of technical progress. The study analyzed the evolution of TFP by voivodships and identified the factors that affect this variable. The first stage of this study was to estimate the immeasurable value of the TFP variable based on a time-transversal sample. The results showed significant differences in estimates of the TFP in the voivodships. The next stage of analysis was to estimate the dynamic panel model describing the evolution of TFP. It was found relatively high stability of the variable value and the significant impact of human capital, delayed by 1 period of the technical equipment of work and delayed by 2 periods of the relationship in R&D to investment.

РЕЗЮМЕ

Анализ роста общей производительности факторов производства (TFP — Total factor productivity) является синтетическим способом оценки изменений эффективности производственных процессов, которые происходят под влиянием технического прогресса.

В обследовании было проанализировано формирование TFP по воеводствам и были указаны факторы, которые влияют на эту переменную. Первый этап обследования касался оценки неизмеряемого значения переменной TFP на основе временно-разрезной выборки. Результаты оценки показали существенную дифференциацию значения TFP в воеводствах. Очередным этапом анализа была оценка динамической панельной модели представляющей формирование TFP. Была обнаружена относительно большая стабильность значения этой переменной, а также существенное влияние человеческого капитала с опозданием времени на 1 период значения технического оснащения труда и на 2 периода отношения затрат на обследования, развитие и по капиталовложениям.

Katarzyna CHUDY-LASKOWSKA, Maria WIERZBIŃSKA

Prognozowanie transportu towarowego

Transport stał się jednym z ważniejszych działów gospodarki. Polskie firmy transportowe dokonują przemieszczeń towarów zarówno wewnątrz kraju, jak i międzynarodowych. Liczy się zwłaszcza tranzyt w kierunkach południe-północ oraz wschód-zachód i odwrotnie¹.

Celem artykułu było przygotowanie prognozy dla transportu towarowego (przewozu ładunków) w Polsce od września 2010 r. do marca 2011 r.

CHARAKTERYSTYKA DANYCH STATYSTYCZNYCH I IDENTYFIKACJA ICH SZEREGU CZASOWEGO

Do analiz wykorzystano dane dotyczące przewozu ładunków w Polsce od lipca 2001 r. do lipca 2010 r.²

Analizując dane dotyczące przewozu ładunków zaobserwować można niewielką tendencję wzrostową oraz wahania sezonowe i przypadkowe. Począwszy od 2001 r. wzrastała wielkość przewozu ładunków. Najwyższe wartości odnoto-

¹ www.polandtransport.eu

² www.stat.gov.pl

wywano najczęściej we wrześniu (czasem w październiku), natomiast naniższe — zazwyczaj w styczniu i lutym. Z przeprowadzonego testu ANOVA³ wynika, że istnieje statystyczna różnica w średnich przewozach ładunków w poszczególnych miesiącach, o czym świadczy wartość $p < \alpha$, ($F=2,91$; $p=0,005621$, $\alpha = 0,05$).

Do wyodrębnienia podstawowych składowych szeregu wykorzystano metodę dekompozycji sezonowej (Makridakis, Wheelwright, Mc Gee, 1983). Ogólna idea dekompozycji sezonowej jest prosta. Celem metody jest wyodrębnienie składników szeregu i ich dekompozycja na efekt trendu, efekty sezonowe i pozostałą zmienność.

O przewozie ładunków można powiedzieć, że składa się z czterech składników: sezonowego (określanego jako S_t , gdzie t oznacza określony punkt w czasie); trendu (T_t); cyklicznego (C_t); losowego błędu lub nieregularności (I_t). Różnica między składnikiem cyklicznym a sezonowym polega na tym, że ten drugi

³ Analiza wariancji (ANOVA) jest zbiorem metod umożliwiających porównanie średnich w kilku badanych grupach i sprawdzenie, czy założony (wybrany) czynnik ma wpływ na średni poziom analizowanej zmiennej. Do badań wykorzystano test F.

pojawia się w regularnych (sezonowych) odstępach, podczas gdy czynniki cykliczne mają zwykle dłuższy, niekiedy zmieniający się okres. W metodzie Census I⁴ trend i wahania cykliczne zostają zwyczajowo połączone w składnik wahań długookresowych i trendu (trend-cykl, TC_I). Szczegółowa zależność funkcyjna między tymi składnikami może przybierać różne formy (addytywną lub multiplikatywną bądź ich kombinację).

Dekompozycja składowych badanego szeregu pozwala sformułować hipotezę, że przewóz ładunków charakteryzuje się tendencją wzrostową o charakterze wykładniczym. Rozkład zaś składnika losowego (białego szumu) jest rozkładem normalnym, $p > \alpha$ ($p = 0,33852$), a wahania okresowe mają charakter addytywny. Ostateczny zmodyfikowany szereg nieregularny powstał przez zastąpienie wartości w ostatecznym składniku nieregularnym zerem (model addytywny) w przypadku, gdy były one zidentyfikowane jako ekstremalne. Ekstrema w składniku sezonowym uwidaczniają się dzięki temu, że od trendu i wahań długookresowych odejmuje się wartość szeregu pierwotnego, skorygowanego ze względu na liczbę dni handlowych i zmienność wstępną. Po czym na tak ukształtowanym szeregu przeprowadza się analizę wariancji względem miesiąca w celu przetestowania obecności stabilnej i istotnej sezonowości.

⁴ Statistica, Volume III: Statistics II, StatSoft, Inc. Tulsa OK. (1995), s. 3391—3400.

METODY BADAWCZE

Do prognozowania przewozu ładunków wykorzystano dwie metody: wygładzanie wykładnicze oraz metodologię ARIMA.

Prognozy otrzymane za pomocą wygładzania wykładniczego

Istota wygładzania wykładniczego polega na tym, że szereg czasowy zmiennej prognozowanej wygładza się za pomocą średniej ruchomej ważonej, a wagi ustalone są według funkcji wykładniczej. Prognoza oparta jest na średniej ważonej aktualnych i retrospekcyjnych wartościach szeregu (Aczel, 2000). Wygładzanie wykładnicze może być oparte na różnych modelach, odpowiednich do rodzaju składowych analizowanego szeregu czasowego.

Do określenia opóźnień sezonowych w modelu posłużył korelogram, czyli wykres funkcji autokorelacji szeregu. Z korelogramu wynika, że opóźnienie sezonowe wynosi dwanaście, czyli dla co dwunastej obserwacji notuje się wartości maksymalne szeregu.

W kolejnym etapie został oszacowany model wygładzania wykładniczego z trendem wykładniczym i wahaniami addytywnymi oraz multiplikatywnymi. Dekompozycja sezonowa wskazuje, że wahania są addytywne, lecz w ostatnich dwóch latach amplituda wahań wyraźnie zwiększa się, nie biorąc pod uwagę trendu. Dlatego zostaną oszacowane dwa modele i ten, który będzie obarczony mniejszymi błędami⁵, posłuży za model prognostyczny.

W przypadku modeli wygładzania wykładniczego kluczową sprawą jest wybór wartości parametrów modelu. W literaturze przedmiotu podaje się kilka sposobów wyboru parametrów (Gardner, 1985). Jeśli poszczególne składowe zmieniają się szybko, to uważa się, że wartości parametrów wygładzania należy ustalić na poziomie bliskim jedności, w przeciwnym wypadku na poziomie bliskim zeru. Wartości parametrów można dobrać także metodą eksperymentu, minimalizując wybrane błędy.

TABL. 1. ZESTAWIENIE BŁĘDÓW DLA WYBRANYCH MODELI WYGŁADZANIA WYKŁADNICZEGO

Rodzaje błędów	Modele	
	trend wykładniczy wahania addytywne parametry: $\alpha=0,7; \delta=0,1; \gamma=0,1$	trend wykładniczy wahania multiplikatywne parametry: $\alpha=0,7; \delta=0,1; \gamma=0,1$
Błąd średni	-0,012	-0,019
Średni błąd bezwzględny	0,894	0,875
Suma kwadratów	185,405	172,341
Średni błąd kwadratowy	1,685	1,567
Średni błąd procentowy	-0,14073	-0,14088
Średni bezwzględny błąd procentowy	3,119	3,043

α — parametr charakteryzujący stopień wygładzania jest niezbędny we wszystkich modelach; δ — parametr wygładzania sezonowego i określany tylko w przypadku wyboru modeli sezonowych; γ — parametr wygładzania trendu liniowego i wykładniczego; φ — parametr określany w przypadku trendu gasnącego.

Źródło: opracowanie własne.

Analiza błędów wskazuje, że bardziej dopasowany jest model trendu wykładniczego z wahaniami multiplikatywnymi. Cztery z przedstawionych błędów przyjmują mniejszą wartość. Tak więc do prognozowania przewozu ładunków od września 2010 r. do marca 2011 r. posłuży model z trendem wykładniczym oraz wahaniami multiplikatywnymi. Postać modelu przedstawia się następująco:

$$F_{t-1} = \alpha(y_{t-1} - C_{t-1-r}) + (1 - \alpha)(F_{t-2} - S_{t-2}) \quad (1)$$

$$S_{t-1} = \gamma(F_{t-1} - F_{t-2}) + (1 - \gamma)S_{t-2} \quad (2)$$

⁵ Zestaw błędów, spośród których wybrany został najbardziej precyzyjny model, przedstawia tabl. 1.

$$C_{t-1} = \delta \frac{y_{t-1}}{F_{t-1}} + (1 - \gamma) C_{t-1-r} \quad (3)$$

gdzie:

- F_{t-1} — odpowiednik wygładzonej wartości otrzymanej z prostego modelu wygładzania wykładniczego (ocena wartości średniej),
- S_{t-1} — ocena przyrostu trendu w momencie lub okresie $t-1$,
- C_{t-1} — ocena wskaźnika sezonowości w momencie lub okresie $t-1$,
- r — długość cyklu sezonowego — liczba faz,
- α, γ, δ — parametry modelu przyjmujące wartości z przedziału od [0 do 1].

Równanie prognozy w momencie lub okresie $t > n$ (n jest liczbą wyrazów szeregu zmiennej prognozowanej) dla wersji multiplikatywnej modelu dane wzorem:

$$y_t^* = [F_n + S_n(t - n)] C_{t-r} \quad (4)$$

jest wyznaczoną na podstawie szeregu czasowego średnią ilorazów odpowiadających tej samej fazie cyklu sezonowego wartości zmiennej prognozowanej i wygładzonych wartości trendu (Cieślak, 2001).

Reszty modelu charakteryzują się rozkładem normalnym $p < \alpha$, ($p = 0,10961$), a więc model jest poprawnie oszacowany.

**TABL. 2. PROGNOZA PRZEWOZU ŁADUNKÓW
OD WRZEŚNIA 2010 R. DO MARCA 2011 R.**

Miesiące	Prognoza
Wrzesień 2010	36,2
Październik 2010	37,5
Listopad 2010	36,1
Grudzień 2010	32,9
Styczeń 2011	31,0
Luty 2011	30,7
Marzec 2011	34,3

Źródło: jak przy tabl. 1.

Wyniki otrzymanych prognoz zachowują tendencję oraz wahania szeregu obserwowanego.

Prognozowanie na podstawie modelu ARIMA

W identyfikacji zjawisk gospodarczych można wyróżnić czynniki, które wskazują na występowanie opóźnień w przebiegu niektórych zjawisk. Zasada echa głosi, że „popyt restytucyjny na trwałe dobra konsumpcyjne jest echem popytu z lat wcześniejszych, przy czym odbicie następuje w okresach równych okresowi zużycia tych dóbr” (Dittmann, 2005). Biorąc pod uwagę dane dotyczące przewozu ładunków zauważyć można wyraźne wahania okresowe, które pojawiają się w odstępach dwunastomiesięcznych, gdzie najwyższe wartości przewozu ładunków odnotowuje się najczęściej w październiku, a najniższe — zazwyczaj w lutym. W tego rodzaju sytuacjach znajdują zastosowanie modele autoregresyjne, w których wartość zmiennej prognozowanej jest funkcją wartości tej zmiennej w momentach lub okresach poprzedzających okres badany oraz składnika losowego.

Model ARIMA (Box, Jenkins, 1983) został wprowadzony w 1976 r. Może być stosowany do modelowania szeregów stacjonarnych, w których występują jedynie wahania losowe wokół średniej lub niestacjonarnych, sprowadzanych do stacjonarnych. Budowa modelu oparta jest na zjawisku autokorelacji. Model ARIMA zawiera dwa podstawowe procesy: autoregresji i średniej ruchomej. W niektórych okolicznościach występują one razem. Postać modelu autoregresji jest następująca:

$$Y_t = \varphi_0 + \varphi_1 Y_{t-1} + \varphi_2 Y_{t-2} + \dots + \varphi_p Y_{t-p} + e_t \quad (5)$$

Równanie (5) nazywa się procesem autoregresji rzędu p , $AR(p)$, gdzie:

Y_t, Y_{t-1}, Y_{t-p} — wartość zmiennej objaśnianej w okresie $t, t-1, t-2, t-p$,
 $\varphi_0, \varphi_1, \varphi_2, \varphi_p$ — parametry modelu,
 e_t — reszta modelu dla okresu t ,
 p — wielkość opóźnienia.

Szeregi czasowe składają się zazwyczaj z obserwacji wzajemnie zależnych tak, że można oszacować współczynniki modelu, które opisują kolejne elementy szeregu na podstawie opóźnionych w czasie poprzednich elementów. Każda obserwacja jest sumą składnika losowego oraz kombinacji liniowej poprzednich obserwacji. Proces AR będzie stabilny, jeśli parametry będą należeć do przedziału $(-1, 1)$. Jest to tzw. wymóg stacjonarności szeregu.

Postać modelu średniej ruchomej (MA):

$$Y_t = \theta_0 + e_t - \theta_1 e_{t-1} - \theta_2 e_{t-2} - \dots - \theta_q e_{t-q} \quad (6)$$

Równanie (6) nazywa się procesem średniej ruchomej⁶ rzędu q , $MA(q)$, gdzie:

Y_t — wartość zmiennej objaśnianej w okresie t ,
 $\theta_0, \theta_1, \theta_2, \theta_q$ — parametry modelu,
 $e_t, e_{t-1}, e_{t-2}, e_{t-q}$ — reszty modelu w okresach $t, \dots, t-q$,
 q — wielkość opóźnienia.

W średniej ruchomej każda obserwacja składa się ze składnika losowego oraz kombinacji liniowej składników losowych z przeszłości. Równanie średniej ruchomej da się zapisać w formie autoregresyjnej. Można to wykonać tylko wtedy, gdy parametry średniej ruchomej spełniają określone warunki, tzn. jeśli model jest odwracalny. Do osiągnięcia większej elastyczności w dopasowaniu modelu do szeregu czasowego celowe jest połączenie obu modeli:

$$Y_t = \varphi_0 + \varphi_1 Y_{t-1} + \varphi_2 Y_{t-2} + \dots + \varphi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t + \theta_0 - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q} \quad (7)$$

Proces taki nazywa się procesem autoregresji i średniej ruchomej rzędu $(p \text{ i } q)$, co w skrócie zapisuje się $ARMA(p, q)$.

W modelu zakłada się, że wartość zmiennej prognozowanej w momencie lub okresie t zależy od poprzedniej jej wielkości oraz od różnicy pomiędzy przeszłą wartością rzeczywistą zmiennej prognozowanej a jej wartością uzyskaną z modelu. Model $ARIMA$ zawiera parametry autoregresyjne, średniej ruchomej oraz wprowadza operator różnicowania. W modelu $ARIMA(p, d, q)$ wyróżniamy

⁶ Termin „średnia ruchoma” jest nieco mylący, ponieważ suma wag nie jest równa jedności, jednakże jest on ogólnie przyjęty i używany w tym modelu.

więc trzy parametry: autoregresyjne p , rząd różnicowania d , średniej ruchomej q . Wymagane jest, aby wejściowy szereg dla metody ARIMA był stacjonarny, tzn. powinien mieć stałą w czasie średnią, wariancję i brak autokorelacji. Dlatego szereg zazwyczaj potrzebuje różnicowania aż do otrzymania stacjonarności — ile razy szereg powinien być różnicowany wyraża parametr d . Bardzo rzadko liczby parametrów p i q muszą być większe od 2. Są także modele sezonowe, w których dodatkowo określa się trzy parametry sezonowości ARIMA (p_s, d_s, q_s): sezonowe autoregresyjne p_s , sezonowe różnicowania d_s oraz sezonowe średniej ruchomej q_s .

Podstawowy szereg danych o przewozach ładunków charakteryzuje się tendencją wzrostową, wahaniami sezonowymi i przypadkowymi, tak więc nie ma ani stałej średniej, ani wariancji. Dlatego też, aby doprowadzić szereg do stacjonarności, czego wymagają założenia metodologiczne, należało zlogarytmować dane oraz dokonać jednokrotnego różnicowania. Po tych zabiegach szereg można było poddać modelowaniu za pomocą procesu ARIMA.

Po wstępnych przekształceniach szereg uzyskał stacjonarność: ma stałą średnią i wariancję ($p=0,999069$). Najlepszym zestawem parametrów dla modelu

ARIMA po sprawdzeniu kilku kombinacji okazał się: jeden parametr autoregresyjny p , jeden parametr różnicowania (szereg był raz różnicowany) d , jeden parametr średniej ruchomej q oraz jeden parametr autoregresyjny sezonowy p_s , tzn. model ARIMA (1, 1, 1), (1, 0, 0).

TABL. 3. OCENY PARAMETRÓW MODELU

Parametry	Wielkość parametru	Błąd standardowy	Statystyka t (106)	p
$p(1)$	0,62	0,09	6,95	0,000000
$q(1)$	0,95	0,03	31,58	0,000000
$p_s(1)$	0,66	0,10	6,86	0,000000

Źródło: jak przy tabl. 1.

Wszystkie parametry są istotne statystycznie, ponadto sprawdzono autokorelogram, który nie wykazuje żadnych związków pomiędzy obserwacjami (brak autokorelacji), co jest wyznacznikiem poprawności dopasowania modelu.

Dla tak opracowanego modelu wyznaczono prognozę ładunków na kolejne okresy, którą przedstawiono w tabl. 4 i na wykr. 8.

Wyniki otrzymanych prognoz zachowują tendencję oraz wahania szeregu obserwowanego. W okresie prognozowanym zachowują się podobnie jak w prognozie wykonanej modelem wykładniczym.

TABL. 4. PROGNOZA PRZEWOZU ŁADUNKÓW OD WRZEŚNIA 2010 R. DO MARCA 2011 R. OTRZYMANA ZA POMOCĄ MODELU ARIMA (1, 1, 1), (1, 0, 0)

Okresy	Prognoza		
	punktowa	przedziałowa	
		dolna 95%	górna 95%
Wrzesień 2010	37,51	33,82	41,61
Październik 2010	38,03	33,57	43,09
Listopad 2010	37,34	32,66	42,70
Grudzień 2010	34,48	30,02	39,61
Styczeń 2011	29,80	25,87	34,32
Luty 2011	30,86	26,74	35,61
Marzec 2011.....	34,02	29,44	39,31

Źródło: opracowanie własne.

PORÓWNANIE PROGNOZ WYZNACZONYCH DWOMA METODAMI

Prognozowanie transportu towarowego przedstawiono na przykładzie szeregu czasowego danych z Polski, były to dane miesięczne. Analiza kształtowania się danych przyjętych do badań umożliwiła wykorzystanie odpowiednich procedur

badawczych. Obliczono również miary prognoz, które umożliwiły odpowiedź na pytanie, które wyniki prognoz mogą być najefektywniejsze (wykr. 9).

Wyniki prognoz otrzymanych obiema metodami zachowują podobne tendencje. Do tych wyników jednak należy podchodzić z dużą ostrożnością. Powszechnie wiadomo, że prognozowanie jest obciążone błędami natury obiektywnej, jak i subiektywnej. Otrzymane prognozy mogą jednak stanowić źródło informacji dla podejmujących decyzje w obrębie rynku transportu towarowego. Przeprowadzone badania mogą dostarczyć również informacji dotyczących słabych i mocnych stron badanego rynku.

PORÓWNANIE PROGNOZ Z DANYMI RZECZYWISTYMI ZA CZWARTY KWARTAŁ 2010 R.

Można też było sprawdzić, jakimi błędami obarczone są prognozy skonstruowane na podstawie wybranych modeli w stosunku do danych rzeczywistych za IV kwartał 2010 r. Porównanie błędów *ex post* zawiera tabl. 5.

W metodzie ARIMA błędy prognoz były mniejsze w przypadku października i listopada 2010 r., natomiast bardziej trafne prognozy dla września i grudnia 2010 r. dała metoda wykładniczego. Prognozy wyznaczone obiema metodami charakteryzowały się błędami mniejszymi niż 3%, wyjątek stanowi wartość prognozy wyznaczona metodą ARIMA dla grudnia 2010 r., gdzie błąd wynosił 7%.

TABL. 5. PORÓWNANIE BŁĘDU WZGLĘDNEGO PROGNOZ (ex post)

Miesiące	Wartość faktyczna	Model prognozy		Błąd względny (%) (ex post)	
		ARIMA	wygładzanie wykładnicze	ARIMA	wygładzanie wykładnicze
Wrzesień	36,50	37,51	36,2	-2,8	0,8
Październik	38,40	38,03	37,5	1,0	2,3
Listopad	36,80	37,34	36,1	-1,5	1,9
Grudzień	32,20	34,48	32,9	-7,1	-2,2

Źródło: opracowanie własne.

dr Katarzyna Chudy-Laskowska, dr Maria Wierzbńska — Politechnika Rzeszowska

LITERATURA

- Aczel A. D. (2000), *Statystyka w zarządzaniu*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa
- Box G. E. P., Jenkins G. M. (1983), *Analiza szeregów czasowych — prognozowanie i sterowanie*, PWN, Warszawa
- Cieślak M. (2001), *Prognozowanie gospodarcze: metody i zastosowania*, PWN, Warszawa
- Dittman P. (2005), *Prognozowanie w przedsiębiorstwie: metody i ich zastosowania*, Wydawnictwo Oficyna Ekonomiczna, Kraków
- Gardner E. S. Jr. (1985), *Exponential smoothing: The state of the art*. „Journal of Forecasting”, 4, John Wiley & Sons, New York
- Makridakis S., Wheelwright S. C., Mc Gee V. E. (1983), *Forecasting: Methods and Applications*, 2nd edition, John Wiley & Sons, New York

SUMMARY

The aim of the article is to work out a short-term forecast on freight in Poland. The forecast process was conducted on the basis of monthly data and comprises the period from July 2001 to July 2010. The forecast concerns the fourth quarter 2010 and the first quarter 2011. In the researched series there were separated and identified the following elements: trends, seasonal and accidental fluctuations. Exponential smoothing and ARIMA methods were used to forecast the freight. Forecast measures were also calculated to assess which results can be the most likely. The prediction results were compared with the actual CSO data for the fourth quarter 2010.

РЕЗЮМЕ

Целью статьи является представление краткосрочного прогноза транспорта товаров. Обследование было проведено на основе месячных данных с июля 2001 г. по июль 2010 г. для периода сентябрь 2010 г. — март 2011 г. В обследуемом ряду были выделены и идентифицированы следующие составные элементы: тренды, сезонные и случайные колебания.

Для прогнозирования были использованы методы экспоненциального выравнивания и модель АРИМА. Были исчислены также меры прогнозов, что сделало возможным ответ на вопрос, какие результаты прогнозирования могут быть наиболее вероятными. Было сделано сравнение прогнозов за IV квартал 2010 г. с фактическими данными опубликованными в изданиях ЦСУ.

BADANIA I ANALIZY

Iwona BĄK

Analiza wyjazdów turystycznych emerytów

Zjawisko starzenia się społeczeństwa jest jednym z najważniejszych problemów społecznych współczesnego świata, a zwłaszcza krajów wysoko rozwiniętych gospodarczo. Szczególnie Europa staje się społeczeństwem szybko starzejącym. Określenie „Stary Kontynent” nabiera nowego znaczenia¹.

Według prognoz demograficznych do 2020 r. ponad miliard ludzi będzie mieć powyżej 60 lat, czyli będą stanowić prawie 1/6 ogółu mieszkańców świata. Znaczna liczba państw europejskich dotknięta jest zjawiskiem tzw. „starości demograficznej”. Dotyczy to również Polski. Obecnie w naszym kraju wskaźnik dożywiania przez obywateli 80. roku życia wynosi 45%. W latach 1952—1953 stanowił on niecałe 25%². Jednocześnie z każdym rokiem obserwuje się wzrost liczby osób, które przekroczyły 90. rok życia³.

W roku 1980 w ogólnej liczbie ludności Polski było 13,3% ludzi, którzy ukończyli 60 lat i więcej, w 2009 r. udział ten wynosił 18,8%. Przewiduje się, że starzenie się społeczeństwa polskiego będzie się pogłębiać i nasili znacznie w drugiej połowie XXI w. Według szacunków w 2050 r. w Polsce udział osób w wieku 60 lat i więcej w ogólnej strukturze społeczeństwa wzrośnie do 35,8%.

W wyniku zmian zachodzących w strukturze demograficznej stale rosnąca liczba osób starszych spowodowała, że producenci towarów oraz usługodawcy zaczęli dostosowywać ich rodzaje i asortymenty do potrzeb osób tej grupy wie-

¹ Fabiś (2005), s. 5.

² Szukalski (2007).

³ Kowalewska i in. (2005), s. 10.

kowej. Współcześni seniorzy różnią się od swoich poprzedników tym, że żyją dłużej, są bogatsi, lepiej wykształceni i zdrowsi. Także inaczej patrzą na wiek emerytalny — chcą realizować swoje marzenia i rozwijać pasje, a rynek towarów, zwłaszcza usług, ma im w tym pomagać. Rynek zachodni proponuje seniorom m.in.: osiedla dostosowane do potrzeb starszego pokolenia, czasopisma, gry komputerowe, specjalne sklepy, wycieczki turystyczne z opieką lekarską (Woszczyń, 2009).

Polska, podobnie jak większość państw zachodnich, staje się krajem starym demograficznie. Wzrastający odsetek ludzi starszych powinien spowodować wzrost zainteresowania tą grupą wiekową producentów produktów oraz podmiotów świadczących usługi z zakresu: ochrony zdrowia, edukacji, kultury i turystyki.

Rosnąca liczba osób starszych, a szczególnie przebywających na emeryturze⁴, może stać się ważnym czynnikiem rozwoju przemysłu turystycznego. Znaczący odsetek osób przechodzących na emeryturę stanowią osoby wykształcone, często bardzo ambitne, o rozbudzonych zainteresowaniach i potrzebach, a także charakteryzujące się dobrym stanem zdrowia. Pragną one utratę ról zawodowych kompensować aktywnością nie tylko rodzinną, lecz również hobbystyczną, edukacyjną, kulturalną czy turystyczną. Zdaniem wielu autorów prowadzenie aktywnego stylu życia umożliwi zachowanie dobrej sprawności psychofizycznej w starości i czerpanie radości także i w tej fazie życia⁵.

Emeryci dysponują dużymi zasobami wolnego czasu i to w ciągu całego roku. Pozytywny wpływ aktywności turystycznej na zdrowie i samopoczucie starszych osób jest potwierdzony wieloma wynikami badań. Turystyka stała się elementem rehabilitacji geriatrycznej, pełniąc dużą rolę w zaspokajaniu nie tylko potrzeb ruchowych człowieka, ale również psychicznych i intelektualnych (Śniadek, 2007).

Celem artykułu jest identyfikacja czynników mających wpływ na wybór wyjazdu turystycznego w gospodarstwach domowych, których głównym źródłem utrzymania jest emerytura. Poddano badaniu powiązania rodzaju wyjazdu ze zmiennymi charakteryzującymi wyjazdy turystyczne badanej grupy społecznej. Dane statystyczne dotyczące turystyki wyjazdowej gospodarstw domowych emerytów zaczerpnięto z badania ankietowego *Turystyka i wypoczynek w gospodarstwach domowych* przeprowadzonego przez GUS w 2009 r. Badanie dotyczyło wyjazdów w okresie 1.10.2008 r. — 30.09.2009 r. Kwestionariusze wypełniane przez respondentów dotyczyły każdego wyjazdu krajowego trwającego 5 dni i dłużej lub wyjazdu zagranicznego trwającego co najmniej 2 dni. Dotyczyły one charakterystyki wyjazdu i zawierały pytania o usługi zakupione u oferenta, transport wykorzystywany na dojazd, obiekty noclegowe, cel, formę wyjazdu, odległość od miejsca zamieszkania, sposób spędzania czasu oraz sza-

⁴ Jak wynika z danych ZUS, Polacy średnio przechodzą na emeryturę w wieku 58—60 lat, a Polki w wieku 54—56 lat. Eksperti Światowej Organizacji Zdrowia wiek ten określają wiekiem przedstarzym, a od 60. roku jako początek starości. Dla wielu osób starość jest równoznaczna z przejściem na emeryturę. Dla potrzeb artykułu przyjęto, że określenia: osoby starsze, seniorzy i emeryci będą używane zamiennie.

⁵ Susułowska (1989), Trafialek (2006), Zych (1999).

cunkową wielkość wydatków z nim związanych. Jako narzędzie badawcze wykorzystano analizę zgodności. Do obliczeń i graficznej prezentacji wyników wykorzystano moduł analizy zgodności.

AKTYWNOŚĆ TURYSTYCZNA W GOSPODARSTWACH DOMOWYCH EMERYTÓW

W 2009 r. istniało w Polsce 13337 tys. gospodarstw domowych (*Turystyka...*, 2010), z których 28,5% stanowiły gospodarstwa emerytów. Były to głównie gospodarstwa bezdzietne, jedno- i dwuosobowe, większość emerytów mieszkała w miastach.

Z informacji dotyczących ulubionego sposobu spędzania czasu wolnego przeznaczonego na wypoczynek 28% badanych na pierwszym miejscu wskazało słuchanie radia, muzyki i oglądanie telewizji. Na drugim miejscu deklarowano wypoczynek bierny — opalanie się, relaks (13,6%), a prace na działce wybrało niespełna 10% respondentów. Aktywne formy spędzania wolnego czasu były zdecydowanie mniej popularne wśród badanych gospodarstw. Odwiedzanie muzeów, wystaw, zabytków, zwiedzanie i imprezy objazdowe wskazało zaledwie 2% gospodarstw.

Gospodarstwa domowe emerytów, w porównaniu do innych gospodarstw, charakteryzowały się dość słabym wyposażeniem w sprzęt turystyczny. Około 34% gospodarstw posiadało samochód osobowy, nieco ponad 50% rower, ponad 31% gospodarstw dysponowało plecakami turystycznymi, śpiworami i materacami, 12% było właścicielami lub użytkownikami działek rekreacyjnych, ok. 9% miało namiot, a ponad 9% sprzęt wędkarski (wykr. 1).

Najwyższą aktywnością charakteryzowały się gospodarstwa pracujących na stanowisku nierobotniczym oraz gospodarstwa pracujących na rachunek własny poza gospodarstwem rolnym (tabl. 1). Zdecydowanie najniższą aktywność turystyczną odnotowano w gospodarstwach rolników — 39,1%, a także rencistów — 40,3% i emerytów — 42,4%.

TABL. 1. GOSPODARSTWA DOMOWE UCZESTNICZĄCE W WYJAZDACH TURYSTYCZNYCH W ODSETKACH GOSPODARSTW W DANEJ GRUPIE W OKRESIE 1.10.2008 r.—30.09.2009 r.

Według głównego źródła utrzymania gospodarstwa domowego	Razem	W kraju na		Za granicę na	
		2—4 dni	5 dni i dłużej	1 dzień	2 dni i dłużej
Pracowników	65,5	36,5	41,1	1,3	15,3
Pracujących na stanowisku robotniczym	55,2	30,0	31,9	1,0	8,9
Pracujących na stanowisku nierobotniczym	78,4	44,7	52,6	1,7	23,4
Rolników	39,1	27,5	17,1	1,1	3,8
Pracujących na rachunek własny poza gospodarstwem rolnym	73,8	44,7	41,6	2,5	22,9
Emerytów	42,4	21,8	24,8	1,4	7,7
Rencistów	40,3	19,6	24,0	0,0	6,4
Utrzymujących się z niezarobkowych źródeł	50,6	26,5	32,2	1,0	8,9

Źródło: opracowanie własne na podstawie publikacji *Turystyka...* (2010).

W podróżach zrealizowanych przez członków gospodarstw domowych emerytów ponad połowa (55,8%) dotyczyła podróży krajowych krótkotrwałych, następnie długoterminowych (34,%) i zagranicznych trwających 2 dni i dłużej (8,5%), natomiast udział podróży za granicę trwającej 1 dzień był marginalny (1,7%). Na gospodarstwo domowe emerytów przypadało przeciętnie 2,6 wyjazdów turystycznych oraz 3,9 podróży krajowych krótkotrwałych. W przypadku uczestnictwa w długoterminowych wyjazdach krajowych wskaźniki te wynosiły odpowiednio: 1,4 wyjazdów oraz 3,3 podróży. Z kolei średnio na 1 gospodarstwo wyjeżdżające za granicę przypadało 1,2 wyjazdów oraz 1,7 podróży.

Z informacji zawartych w tabl. 1 wynika, że blisko 60% gospodarstw domowych emerytów nie uczestniczyło w wyjazdach turystycznych. Jako główne przyczyny tego stanu rzeczy wskazano przede wszystkim: brak pieniędzy, stan zdrowia, brak zainteresowania wyjazdami turystycznymi oraz obowiązki rodzinne (tabl. 2).

TABL. 2. PRZYZCZYNY ZANIECHANIA WYJAZDÓW TURYSTYCZNYCH W GOSPODARSTWACH DOMOWYCH EMERYTÓW

Wyszczególnienie	Wyjazdy krajowe		Wyjazdy zagraniczne
	krótkotrwałe	długoterminowe	
Stan zdrowia nie pozwala na wyjazdy	28,2	30,2	25,0
Obowiązki rodzinne	4,5	5,0	2,8
W tym roku brak pieniędzy, inne wydatki	7,6	8,6	6,8
Nie stać nas	24,7	31,3	38,9
Czas wolny przeznaczaliśmy na inne prace domowe	7,9	6,5	2,3
Nie jesteśmy zainteresowani takimi wyjazdami	19,0	13,3	18,1
Nie opłaca się, za daleko	2,3	0,2	2,0
Inne przyczyny	5,8	4,9	4,1

Źródło: jak przy tabl. 1.

W dalszej części opracowania bardziej szczegółowo zajmiemy się wyjazdami krajowymi trwającymi 5 dni i dłużej (wyjazdy długoterminowe) oraz wyjazdami zagranicznymi trwającymi co najmniej 2 dni. Głównym motywem tego typu wyjazdów poza miejsce zamieszkania była chęć odwiedzin krewnych lub znajomych oraz wypoczynek i rekreacja (wykr. 2). W przypadku wyjazdów zagranicznych 29,8% badanych gospodarstw jako główny cel wyjazdu podało zwiedzanie zabytków architektonicznych oraz poznanie bezpośrednio kultury i przyrody odwiedzanych państw. Taki cel podróży dotyczył tylko nieco ponad 3% wyjazdów krajowych długoterminowych. Udział w uroczystościach rodzinnych w kraju i za granicą wskazywało odpowiednio: 3,7% i 2,4% ankietowanych. Ponad 13% gospodarstw wybierało jako cel wyjazdów trwających dłużej niż 5 dni poprawę stanu zdrowia.

Wyjazdy turystyczne emerytów charakteryzowały się znacznym natężeniem sezonowości, przy jednoczesnym zróżnicowaniu jej skali w zależności od typu podróży. Zdecydowanie największe dodatnie odchylenia sezonowe związane były z podróżami wakacyjnymi w kraju. Od czerwca do sierpnia wykonano ok. 50% wyjazdów, przy czym szczyt przypadał w lipcu. W przypadku wyjazdów zagranicznych okres bardziej intensywnego ruchu rozpoczynał się w maju i trwał do września, z maksymalnym natężeniem w sierpniu.

Wśród krajowych podróży długoterminowych i zagranicznych zdecydowanie dominowały wyjazdy do miasta. Takie wyjazdy dotyczyły prawie 60% wszystkich wyjazdów zagranicznych i ponad 29% wyjazdów krajowych (wykr. 3). Drugim pod względem popularności obszarem w przypadku wyjazdów krajowych było morze (22%), a w wyjazdach zagranicznych — miejscowość turystyczna (13,7%). Obszary wiejskie stanowiły cel 14,5% wszystkich podróży krajowych i tylko 1,2% podróży zagranicznych.

W podróżach krajowych dominowały niewielkie odległości — ok. 40,0% podróży związanych było z przebyciem dystansu nieprzekraczającego w jedną stronę 200 km (wykr. 4). Trzeba jednak zauważyć, że znaczący był również udział podróży na odległość od 301 do 500 km, stanowiły one 26,2% wszystkich podróży. Podróże zagraniczne to przede wszystkim podróże powyżej 1000 km.

Podstawowym elementem rynku turystycznego są usługi noclegowe. Podróżujący emeryci, choć korzystali z komercyjnej bazy noclegowej, to jednak najczęściej wybierali na miejsce noclegu mieszkania krewnych i znajomych. Dotyczyło to zarówno podróży zagranicznych (44,8%), jak i długoterminowych podróży turystycznych w kraju, w trakcie których ten rodzaj zakwaterowania to 44,0% podróży. Innym popularnym rodzajem zakwaterowania podczas podróży zagranicznych były hotele, motele, zajazdy i pensjonaty — stanowiły one 40,5% podróży. W przypadku krajowych podróży wakacyjnych ten rodzaj zakwaterowania wybrano w trakcie 10,4% podróży. Zauważalny udział w świadczeniu usług noclegowych w trakcie podróży krajowych miały także kwatery prywatne (13,0%), sanatoria i zakłady lecznicze (10,9%) oraz ośrodki wczasowo-wypoczynkowe (8,3%).

Obok usług noclegowych drugim podstawowym elementem rynku turystycznego są usługi pośrednictwa i organizatorskie. Były one najczęściej wykorzystywane w przypadku podróży wakacyjnych za granicę. Z różnych form tych usług skorzystano przy przygotowywaniu 51,0% tego typu podróży, przy czym najczęściej (32,0%) korzystano z pełnych pakietów, a jeśli wybierano pojedyncze usługi, był to głównie nocleg (11,2%) i transport (7,8%). Korzystanie z takich usług było mniej popularne w przypadku podróży wakacyjnych w kraju (27,7%). W 11,8% były to pełne pakiety turystyczne, a w przypadku pojedynczych usług głównie noclegi (13,7%).

Gospodarstwa domowe emerytów najczęściej korzystały z następujących form wyjazdów: wycieczka lub impreza objazdowa, wyjazdy na działkę, wczasy i pielgrzymki. W podróżach zagranicznych ta pierwsza forma miała największy udział (32%). Na kolejnym miejscu znalazły się wyjazdy na wczasy (26,7%). W wakacyjnych podróżach krajowych dominowały wczasy (31,2%). Wycieczki i imprezy objazdowe stanowiły jedynie 5% wszystkich podróży.

W podróżach krajowych podstawowe znaczenie jako środek transportu miał samochód osobowy. Skorzystano z niego podczas ok. 60% podróży. Stosunkowo popularna była również kolej (20,3%) i linie autobusowe (12,8%). Podróże zagraniczne charakteryzowały się nieco odmienną strukturą wykorzystania środków transportu. Najczęściej korzystano podczas podróży z autokaru i samolotu (odpowiednio 38,0% i 37,9%), z samochodu osobowego skorzystano podczas 22,4% podróży.

CHARAKTERYSTYKA MATERIAŁU BADAWCZEGO

Z uwagi na cel artykułu wyróżniono cechę zależną zdefiniowaną jako rodzaj wyjazdu turystycznego. Jest to zmienna dychotomiczna, której warianty (wyjazd krajowy i wyjazd zagraniczny) zmierzono na skali nominalnej. W zbiorze zmiennych objaśniających uwzględniono takie zmienne, jak: forma wyjazdu, pośrednictwo w zakupie usług turystycznych, główny środek transportu wykorzystywany na dojazd, charakter odwiedzanego obszaru, cel wyjazdu, długość pobytu, baza noclegowa, odległość od miejsca zamieszkania, wydatki poniesio-

ne w związku z wyjazdem oraz miejsce zamieszkania (województwo) respondenta. W badaniu uwzględniono 539 indywidualnych wyjazdów zrealizowanych przez emerytów w 2009 r.

Kategoriom wymienionych zmiennych przypisano następujące symbole:

- rodzaj wyjazdu: R1 — krajowy, R2 — zagraniczny;
- forma wyjazdu: F1 — wczasy, F2 — wycieczki (impreza objazdowa, pielgrzymka), F3 — inna;
- pośrednictwo w zakupie usług turystycznych: P1 — korzystał, P2 — nie korzystał;
- główny środek transportu wykorzystywany na dojazd: T1 — kolej, T2 — PKS lub inna autobusowa linia przewozowa, T3 — autokar, T4 — samochód osobowy, T5 — inny;
- charakter odwiedzanego obszaru: O1 — obszar miejski (stolica, aglomeracje miejskie), O2 — miejscowość turystyczna, O3 — obszary górskie i wyżynne, O4 — obszary położone nad wodą (morze, akwen śródlądowy lub ciek wodny), O5 — uzdrowisko, O6 — obszar wiejski;
- cel wyjazdu: C1 — wypoczynek, rekreacja, wakacje, C2 — zwiedzanie, C3 — odwiedziny u krewnych lub znajomych, uroczystości rodzinne, C4 — zdrowotny, C5 — inny;
- długość pobytu: H1 — do 5 dni, H2 — od 6 do 10 dni, H3 — od 11 do 14 dni, H4 — powyżej 14 dni;
- baza noclegowa: B1 — mieszkanie u krewnych lub znajomych, B2 — komercyjna baza noclegowa (hotel, motel, pensjonat, schronisko), B3 — ośrodek wczasowy, B4 — wynajęta kwatera prywatna, B5 — sanatorium lub inny zakład leczniczy, B6 — inna;
- odległość wyjazdu: ODL1 — do 50 km, ODL2 — od 101 do 300 km, ODL3 — od 301 do 500 km, ODL4 — powyżej 500 km;
- wydatki ogółem poniesione w związku z wyjazdem: W1 — do 500 zł, W2 — 500—1000 zł, W3 — 1000—1500 zł, W4 — 1500—2000 zł, W5 — powyżej 2000 zł;
- województwo: D — dolnośląskie, K-P — kujawsko-pomorskie, L1 — lubelskie, L2 — lubuskie, Ł — łódzkie, M1 — małopolskie, M2 — mazowieckie, Op — opolskie, Pod1 — podkarpackie, Pod2 — podlaskie, Pom — pomorskie, Śl — śląskie, Św — świętokrzyskie, W-M — warmińsko-mazurskie, Wp — wielkopolskie, Z — zachodniopomorskie.

ANALIZA KORESPONDENCJI

Analiza zgodności jest metodą zaliczaną do statystycznej analizy wielowymiarowej. Metoda ta jest stosowana wówczas, gdy badane zmienne mierzone są na skali nominalnej i charakteryzują się współwystępowaniem; w zbiorze badanych zmiennych nie można wyróżnić w sposób jednoznaczny zmiennej zależnej (Gatnar, Walesiak, 2004). Punktem wyjścia w wielowymiarowej analizie zgod-

ności jest odpowiednie przygotowanie zbioru danych wejściowych. Liczebności przyporządkowane wariantom (kategoriom) zmiennych można zapisać w postaci: złożonej macierzy znaczników, macierzy Burta, wielowymiarowej tablicy kontyngencji i łącznej tablicy kontyngencji.

W artykule zastosowano wielowymiarową analizę zgodności z wykorzystaniem macierzy Burta. Procedura postępowania realizowana była w następujących etapach (Stanimir, 2005):

- 1) przygotowania macierzy Burta;
- 2) wyznaczenia wymiaru rzeczywistej przestrzeni współwystępowania na podstawie wzoru:

$$K = \sum_{q=1}^Q (J_q - 1) \quad (1)$$

gdzie:

J_q — liczba kategorii zmiennej q ($q=1, 2, \dots, Q$),
 Q — liczba zmiennych;

- 3) sprawdzenia, w jakim stopniu wartości własne (inercje główne) przestrzeni o niższym wymiarze wyjaśniają inercję całkowitą (λ)⁶; w tym celu zastosowano kryterium Greenacre'a, według którego za istotne dla badania uznaje się inercje główne większe niż odwrotność liczby analizowanych zmiennych ($\frac{1}{Q}$);
- 4) podwyższenia jakości odwzorowania w przestrzeni dwuwymiarowej poprzez modyfikację wartości własnych według propozycji Greenacre'a:

$$\tilde{\lambda}_k = \left(\frac{Q}{Q-1} \right)^2 \cdot \left(\sqrt{\lambda_{B,k}} - \frac{1}{Q} \right)^2 \quad (2)$$

gdzie:

Q — liczba analizowanych zmiennych,
 $\lambda_{B,k}$ — k -ta wartość własna ($k=1, 2, \dots, K$).

CHARAKTERYSTYKA BADANIA

Punktem wyjścia do zastosowania analizy zgodności było sprawdzenie, czy pytania z ankiety, istotne z punktu widzenia celu badania, są zależne. Odpowiedzi na większość pytań były zmierzone na skali nominalnej, zatem wykorzysta-

⁶ Inercja całkowita jest sumą K wartości własnych, gdzie K jest wymiarem rzeczywistej przestrzeni współwystępowania.

no test niezależności χ^2 . Weryfikację rozpoczęto od zbadania zależności pomiędzy rodzajem wyjazdu a pozostałymi zmiennymi. Wartości statystyki χ^2 wraz z prawdopodobieństwem odrzucenia hipotezy zerowej mówiącej o niezależności analizowanych zmiennych przedstawiono w tabl. 3.

TABL. 3. WARTOŚĆ STATYSTYKI χ^2 POMIĘDZY RODZAJEM WYJAZDU A POZOSTAŁYMI ZMIENNYMI

Zmienne	Statystyka χ^2 [prawdopodobieństwa]
Forma wyjazdu	63,722 [0,000]
Pośrednictwo w zakupie usług turystycznych	22,286 [0,000]
Główny środek transportu	263,418 [0,000]
Charakter odwiedzanego obszaru	55,678 [0,000]
Cel wyjazdu	92,522 [0,000]
Długość pobytu	7,039 [0,071]
Baza noclegowa	78,851 [0,000]
Odległość od miejsca zamieszkania	206,072 [0,000]
Wydatki ogółem poniesione w związku z wyjazdem	27,028 [0,000]
Województwo	24,681 [0,054]

Źródło: obliczenia własne.

Z przedstawionych w tabl. 3 wartości wynika, że nie wszystkie zmienne wykazują statystycznie istotne zależności z rodzajem wyjazdu. Nieistotne zmienne (długość pobytu i województwo) usunięto z dalszej analizy. Następnie sprawdzono, czy dla dwóch kategorii rodzajów wyjazdów badane cechy są zależne parami. Wyniki weryfikacji zamieszczono w tabl. 4.

TABL. 4. WARTOŚĆ STATYSTYKI χ^2 DLA KAŻDEJ PARY PYTAŃ WRAZ Z PRAWDOPODOBIENSTWEM

Pary pytań	Wyjazd krajowy	Wyjazd zagraniczny
Forma wyjazdu — pośrednictwo	31,982 [0,000]	26,538 [0,000]
Forma wyjazdu — środek transportu	50,640 [0,000]	23,940 [0,001]
Forma wyjazdu — charakter odwiedzanego obszaru	160,647 [0,000]	38,878 [0,000]
Forma wyjazdu — cel wyjazdu	241,570 [0,000]	110,516 [0,000]
Forma wyjazdu — baza noclegowa	181,852 [0,000]	75,453 [0,000]
Forma wyjazdu — odległość	38,022 [0,000]	4,798 [0,570]
Forma wyjazdu — wydatki	97,748 [0,000]	19,858 [0,011]
Pośrednictwo — środek transportu	86,854 [0,000]	18,999 [0,000]
Pośrednictwo — charakter odwiedzanego obszaru	87,411 [0,000]	14,989 [0,005]
Pośrednictwo — cel wyjazdu	121,605 [0,000]	56,449 [0,000]
Pośrednictwo — baza noclegowa	222,081 [0,000]	64,990 [0,000]
Pośrednictwo — odległość	14,517 [0,002]	5,900 [0,117]
Pośrednictwo — wydatki	75,793 [0,000]	17,164 [0,002]
Środek transportu — charakter odwiedzanego obszaru	45,912 [0,001]	16,378 [0,175]
Środek transportu — cel wyjazdu	83,792 [0,000]	29,869 [0,000]
Środek transportu — baza noclegowa	115,024 [0,000]	25,060 [0,015]
Środek transportu — odległość	25,153 [0,014]	32,734 [0,000]
Środek transportu — wydatki	34,175 [0,005]	18,626 [0,098]

**TABL. 4. WARTOŚĆ STATYSTYKI χ^2 DLA KAŻDEJ PARY PYTAŃ
WRAZ Z PRAWDOPODOBIENSTWEM (dok.)**

Pary pytań	Wyjazd krajowy	Wyjazd zagraniczny
Charakter odwiedzanego obszaru — cel wyjazdu	400,557 [0,000]	49,795 [0,000]
Charakter odwiedzanego obszaru — baza noclegowa	425,904 [0,000]	23,584 [0,099]
Charakter odwiedzanego obszaru — odległość	139,124 [0,000]	6,978 [0,859]
Charakter odwiedzanego obszaru — wydatki	145,6253 [0,000]	34,261 [0,005]
Cel wyjazdu — baza noclegowa	642,021 [0,000]	123,243 [0,000]
Cel wyjazdu — odległość	38,591 [0,000]	5,470 [0,792]
Cel wyjazdu — wydatki	108,364 [0,000]	37,502 [0,000]
Baza noclegowa — odległość	74,688 [0,000]	5,239 [0,949]
Baza noclegowa — wydatki	155,863 [0,000]	27,043 [0,041]
Odległość — wydatki	70,466 [0,000]	15,292 [0,226]

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 3.

Większość pytań wykazuje istotne zależności, jedynie w przypadku odległości i środka transportu stwierdzono brak zależności dla wyjazdów zagranicznych z niektórymi cechami.

Analizę zgodności przeprowadzono na podstawie macierzy Burta o wymiarach 38×38 utworzonej z ośmiu zmiennych, których kategorie zostały zdefiniowane w charakterystyce materiału badawczego. Wymiar rzeczywistej przestrzeni współwystępowania odpowiedzi na analizowane pytania wynosi 29.

W następnym etapie sprawdzono, w jakim stopniu wartości własne przestrzeni o niższym wymiarze wyjaśniają inercję całkowitą ($\lambda=3,2222$). W tym celu zastosowano kryterium Greenacre'a, według którego za istotne dla badania uznaje się inercje główne większe niż $\frac{1}{Q} = \frac{1}{8} = 0,1111$. Z tabl. 5 wynika, że są to inercje dla

K przyjmującego wartości co najwyżej 10. Dla tych wymiarów przeanalizowano wartości miernika τ_k i okazało się, że stopień wyjaśnienia inercji w przestrzeni dwuwymiarowej wynosi 24,63%, a w przestrzeni trójwymiarowej — 33,85%. Po modyfikacji trzy pierwsze wartości własne stanowią 59,42% zmodyfikowanej inercji całkowitej. Dodatkowo sporządzono wykres wartości własnych (wykr. 5).

**TABL. 5. WARTOŚCI OSOBLIWE ORAZ WARTOŚCI WŁASNE WRAZ ZE STOPNIEM
WYJAŚNIENIA INERCJI CAŁKOWITEJ W WERSJI PIERWOTNEJ I ZMODYFIKOWANEJ**

K	Wartości osobliwe γ_k	Wartości własne λ_k	Procent bezwładności λ_k / λ	Procent skumulowany τ_k	$\tilde{\lambda}_k$	$\tilde{\lambda}_k / \tilde{\lambda}$	$\tilde{\tau}_k$
1	0,6678	0,4460	13,8408	13,8408	0,3922	25,3275	25,3275
2	0,5896	0,3476	10,7867	24,6275	0,2897	18,7065	44,0340
3	0,5450	0,2970	9,2186	33,8460	0,2383	15,3862	59,4202
4	0,4431	0,1963	6,0923	39,9383	0,1395	9,0052	68,4254
5	0,3946	0,1557	4,8314	44,7698	0,1017	6,5659	74,9914
6	0,3787	0,1435	4,4519	49,2217	0,0907	5,8537	80,8451
7	0,3698	0,1368	4,2447	53,4663	0,0847	5,4700	86,3151
8	0,3582	0,1283	3,9818	57,4481	0,0773	4,9890	91,3041

TABL. 5. WARTOŚCI OSOBLIWE ORAZ WARTOŚCI WŁASNE WRAZ ZE STOPNIEM WYJAŚNIENIA INERCJI CAŁKOWITEJ W WERSJI PIERWOTNEJ I ZMODYFIKOWANEJ (dok.)

K	Wartości osobliwe γ_k	Wartości własne λ_k	Procent bezwładności λ_k / λ	Procent skumulowany τ_k	$\tilde{\lambda}_k$	$\tilde{\lambda}_k / \tilde{\lambda}$	$\tilde{\tau}_k$
9	0,3494	0,1221	3,7891	61,2372	0,0719	4,6410	95,9451
10	0,3339	0,1115	3,4592	64,6964	0,0628	4,0549	100,0000
11	0,3331	0,1109	3,4428	68,1392	$\tilde{\lambda}_k = 1,5487$		
12	0,3211	0,1031	3,2006	71,3398			
13	0,3128	0,0979	3,0370	74,3768			
14	0,3034	0,0920	2,8558	77,2326			
15	0,2952	0,0871	2,7041	79,9367			
16	0,2811	0,0790	2,4531	82,3898			
17	0,2765	0,0764	2,3725	84,7623			
18	0,2638	0,0696	2,1594	86,9217			
19	0,2618	0,0685	2,1264	89,0481			
20	0,2457	0,0604	1,8734	90,9215			
21	0,2257	0,0510	1,5814	92,5030			
22	0,2175	0,0473	1,4683	93,9712			
23	0,2084	0,0434	1,3474	95,3186			
24	0,1932	0,0373	1,1579	96,4765			
25	0,1762	0,0310	0,9633	97,4398			
26	0,1726	0,0298	0,9247	98,3646			
27	0,1566	0,0245	0,7609	99,1255			
28	0,1296	0,0168	0,5211	99,6466			
29	0,1067	0,0114	0,3534	100,0000			

Ź r ó ł o: jak przy tabl. 3.

Przebieg krzywej łączącej wartości własne wskazuje, że przestrzeń prezentacji współwystępowania kategorii cech powinna być najwyżej pięciowymiarowa, ale największe załamanie krzywej widoczne jest dla $k=3$. Wynika z tego, że należy dokonać wyboru między prezentacją w przestrzeni trójwymiarowej lub pięciowymiarowej. Należy jednak zauważyć, że zwiększanie liczby wymiarów ponad trzy utrudnia interpretację geometryczną badanych powiązań. Zdecydowano się więc na graficzną prezentację wyników analizy zgodności w przestrzeni trójwymiarowej tym bardziej, że wymiary te odwzorowują ponad połowę bezwładności związanej z analizowaną tablicą danych (wykr. 6). Nowe wartości współrzędnych w przestrzeni trójwymiarowej dla kategorii zmiennych zostały wyznaczone z wykorzystaniem wzoru:

$$\tilde{F} = F^* \cdot \Gamma^{-1} \cdot \tilde{A} \quad (3)$$

gdzie:

- $\tilde{F}$ — macierz nowych wartości współrzędnych dla kategorii zmiennych (wymiar 32×3),
- F^* — macierz pierwotnych wartości współrzędnych dla kategorii zmiennych (wymiar 32×3),
- Γ^{-1} — diagonalna macierz odwrotna wartości osobliwych (wymiar 3×3),
- $\tilde{A}$ — diagonalna macierz zmodyfikowanych wartości własnych (wymiar 3×3).

Z uwagi na dużą liczbę analizowanych zmiennych i ich wariantów bezpośrednia interpretacja wyników w przestrzeni trójwymiarowej jest skomplikowana. Taką interpretację umożliwia wykorzystanie metody Warda, która pozwala na wyznaczenie powiązań pomiędzy wariantami zmiennych. Na wyk. 7 przedstawiającym łączenia kategorii w klasy zaznaczono poziomą linią miejsce, w którym przerwano łączenie klas⁷. Na podstawie uzyskanej klasyfikacji można wyodrębnić cztery grupy gospodarstw domowych charakteryzujących się jednorodnymi cechami:

Klasa I (R2, B2, T3, C2, F2, W5, P1, ODL4, C5, T5) obejmuje osoby wyjeżdżające za granicę w celu zwiedzania (architektura, kultura, przyroda). Korzystały one z pośrednictwa w zakupie usług turystycznych. Formą wyjazdu była wycieczka samolotem lub autokarem na odległość powyżej 500 km. Podczas wyjazdu turyści korzystali z komercyjnej bazy noclegowej (hotele, motele, pensjonaty). Wydatki poniesione w związku z tym wyjazdem mogły przekroczyć 2 tys. zł.

⁷ W celu podziału dendrogramu i określenia liczby skupień wykorzystano następujący miernik (Grabiński, 1992): $q_i = \frac{d_i}{d_{i-1}}$, gdzie d_i to i -ta odległość. Największa wartość q_i wskazuje miejsce podziału dendrogramu.

- Klasa II** (C4, B5, O5) dotyczy emerytów, którzy wyjeżdżają w celach zdrowotnych do sanatorium, nocowali w uzdrowiskach.
- Klasa III** (B1, C3, W1, O1, ODL1, O6, T1, P2, T2, F3) obejmuje emerytów, dla których głównym celem wyjazdów poza miejsce zamieszkania była chęć odwiedzin krewnych lub znajomych. Wyjazdy te organizowane były bez pośrednika, głównym środkiem transportu była kolej, PKS lub inna linia autobusowa. Wyjazdy związane były z przebyciem dystansu nieprzekraczającego w jedną stronę 50 km. W czasie wyjazdu korzystano z noclegów u krewnych lub znajomych, a wydatki ogółem poniesione przy takim wyjeździe nie przekroczyły 500 zł.
- Klasa IV** (R1, B4, B3, W4, C1, O4, F1, ODL3, W3, O3, O2, ODL2, W2, B6, T4) obejmuje emerytów odbywających wyjazdy turystyczne w kraju w celu wypoczynku i rekreacji. Odwiedzali oni przede wszystkim miejscowości turystyczne, obszary położone nad morzem lub w górach, wyjeżdżali na wczasy, nocowali w ośrodkach wczasowych, wynajętych kwaterach prywatnych lub w innych obiektach (na kempingach, polach biwakowych i w bungalowach). Wydatki poniesione wahały się tutaj od 0,5 do 2 tys. zł. Podróż odbywała się najczęściej samochodem osobowym.

Podsumowanie

Z przeprowadzonej analizy wynika, że gospodarstwa domowe emerytów w Polsce uczestniczyły w imprezach turystycznych znacznie rzadziej niż członkowie pozostałych rodzajów gospodarstw domowych. Zdecydowanie rzadziej i na krótszy okres wyjeżdżali oni w celach turystyczno-wypoczynkowych, a znacznie częściej w odwiedziny do krewnych lub znajomych. Głównymi powodami nieuczestniczenia seniorów w turystyce były zazwyczaj względy finansowe, choroba, podeszły wiek, a także brak ochoty i potrzeby wyjazdu.

Zastosowanie analizy zgodności, a szczególnie jej wykorzystanie w klasyfikacji hierarchicznej, pozwoliło na wyznaczenie powiązań pomiędzy kategoriami zmiennych. Okazało się, że głównym celem krajowych wyjazdów turystycznych był przede wszystkim wypoczynek i rekreacja. Ten cel wyjazdu wskazywało ponad 41% respondentów, którzy podróżowali samochodem osobowym, odwiedzali najczęściej miejscowości turystyczne i wydawali na wyjazd od 0,5 do 2 tys. zł. Wyjazd zagraniczny zaś wybierały osoby, które mogły przeznaczyć na ten cel powyżej 2 tys. zł. Jako formę wypoczynku preferowały one wycieczki, a środkiem transportu do miejsca docelowego był najczęściej samolot lub autokar.

Wykorzystanie metody Warda pozwoliło na wyodrębnienie dodatkowo dwóch segmentów wyjazdów turystycznych. Pierwszy z nich dotyczył wyjazdów związanych z poprawą zdrowia (głównie wyjazdy do sanatorium), drugi zaś obejmował osoby odbywające podróże w celu odwiedzin krewnych lub znajo-

mych. Odwiedziny krewnych lub znajomych dotyczyły ok. 35% respondentów odbywających wyjazdy krajowe i nieco ponad 40% odbywających wyjazdy zagraniczne. W czasie wyjazdu korzystano z noclegów u krewnych lub znajomych, a wydatki ogółem na ten cel nie przekroczyły 500 zł.

dr Iwona Bąk — Zachodniopomorski Uniwersytet Technologiczny w Szczecinie

LITERATURA

- Fabiś A. (red.) (2005), *Seniorzy w rodzinie, instytucji i społeczeństwie. Wybrane zagadnienia współczesnej gerontologii*, Wydawnictwo Wyższej Szkoły Zarządzania i Marketingu, Sosnowiec
- Gatnar E. (red.), Walesiak M. (red.) (2004), *Metody statystycznej analizy wielowymiarowej w badaniach marketingowych*, Wydawnictwo AE we Wrocławiu, Wrocław
- Grabiński T. (1992), *Metody aksonometrii*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Krakowie
- Kowalewska A., Jaczewski A., Komosińska K. (2005), *Problemy wieku starczego*, [w:] *Seniorzy w rodzinie, instytucji i społeczeństwie*, red. Fabiś A., *Wybrane zagadnienia współczesnej gerontologii*, Wydawnictwo Wyższej Szkoły Zarządzania i Marketingu, Sosnowiec
- Stanimir A. (2005), *Analiza korespondencji jako narzędzie do badania zjawisk ekonomicznych*, Wydawnictwo AE we Wrocławiu, Wrocław
- Susułowska M. (1989), *Psychologia starzenia się i starości*, Wydawnictwo PWN, Warszawa
- Szukalski P. (2007), *Umieralność osób bardzo starych w Polsce w latach 1931/1932—2005*, „Gerontologia Polska”, t. 15, nr 1 i 2
- Śniadek J. (2007), *Konsumpcja turystyczna polskich seniorów na tle globalnych tendencji w turystyce*, „Gerontologia Polska”, tom 15, nr 1 i 2
- Trafiałek E. (2006), *Starzenie się i starość. Wybór tekstów z gerontologii społecznej*, Wszechnica Świętokrzyska, Kielce
- Turystyka i wypoczynek w gospodarstwach domowych w 2009 roku* (2010), GUS
- Woszczyn P. (2009), *Rynek usług i dóbr konsumpcyjnych dla seniorów — stan obecny i perspektywy*, [w:] *Przyszłość demograficzna Polski*, red. J.T. Kowalski, A. Rossa, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź
- Zych A. (1999), *Człowiek wobec starości — szkice z gerontologii społecznej*, Wydawnictwo Śląsk, Katowice

SUMMARY

The article tries to answer the question about what factors have had an influence to decision taken by pensioners about touristic trips. The study was conducted on the basis of the results of a sample survey of individual trips made by retired in 2009. A multivariate analysis of compliance was used as a research tool. The Ward's method was used due to the large number of variants of the analyzed variables. It allowed to determine links between variations of variables.

РЕЗЮМЕ

В статье была предпринята попытка ответить на вопрос, какие факторы имели существенное влияние на решение пенсионеров, касающиеся выбора вида туристической поездки. Анализ был проведен на основе результатов выборочного обследования индивидуальных поездок пенсионеров в 2009 г. В качестве исследовательского инструмента использовался многомерный анализ соответствия. Из-за большого числа вариантов обследуемых переменных был использован метод Уорда, который сделал возможным определение связей между вариантами переменных.

Paweł STRAWIŃSKI

Społeczno-ekonomiczne determinanty aktywności sportowej

Promowanie uczestnictwa w sporcie zajmuje obecnie ważną rolę w polityce edukacyjnej. Zaangażowanie władzy publicznej w sport jest uzasadnione, ponieważ z uczestnictwem tym wiążą się pozytywne efekty: lepsze zdrowie (Cawley, 2004), pozytywny wpływ na osiągnięcia edukacyjne (Cornelisen, Pfeifer, 2010), lepsza pozycja na rynku pracy i zwiększona wydajność pracy (Lechner, 2008), intensyfikacja życia towarzyskiego (Downward, Riordan, 2007) oraz niższy wskaźnik przestępczości (Caruso, 2010). Znacznie mniej wiadomo na temat czynników ekonomicznych determinujących zaangażowanie w aktywność fizyczną oraz relacji między nimi i uczestnictwem w sporcie.

Według definicji Rady Europy (1992) sport obejmuje wszystkie formy aktywności fizycznej, które mają na celu poprawienie kondycji fizycznej i psychicznej, a także stosunków społecznych lub osiągnięcie sukcesów na wszystkich szczeblach współzawodnictwa. Dlatego uzasadnione jest łączne ujmowanie sportu i rekreacji.

Celem artykułu jest przedstawienie głównych społeczno-ekonomicznych determinant aktywności fizycznej. Jest kilka ciekawych pozycji w literaturze, których autorzy wcześniej zajmowali się tym tematem. Poziom dochodu odgrywa

znaczącą rolę w aktywności sportowej. Osoby z wyższymi dochodami są bardziej skłonne do uczestnictwa w sporcie (Farrel, Shields, 2002; Humphreys, Ruseski, 2006). Wykazano też, że czas poświęcony na opiekę nad dziećmi lub krewnymi ma negatywny wpływ na tę aktywność (Breuer i in., 2010), natomiast zarówno uczęszczanie do szkoły, jak i praca zawodowa mają pozytywny wpływ na udział w sporcie. Stwierdzono również, że wraz z poziomem wykształcenia rośnie udział w sporcie. Można to wytłumaczyć faktem, że bardziej wykształcone osoby mają większą świadomość znaczenia aktywności fizycznej i sportu.

W opracowaniu wyznaczono względny wpływ czynników ekonomicznych i demograficznych na zapotrzebowanie na zajęcia sportowe w Polsce. W tym celu wykorzystano dwa duże zbiory danych społeczno-ekonomicznych: *Badanie budżetów gospodarstw domowych* (BBGD) i dodatkowe dane na temat uczestnictwa w sporcie, uzyskane z badania modułowego *Uczestnictwo Polaków w sporcie i rekreacji ruchowej*. W szczególności jesteśmy zainteresowani określeniem względnego wpływu takich cech, jak wiek: wykształcenie, miejsce zamieszkania i poziom dochodu na prawdopodobieństwo udziału w zajęciach sportowych oraz spojrzenie na ekonomiczne i społeczne uwarunkowania uczestnictwa w sporcie. Chcemy sprawdzić, czy profil uczestnika zajęć sportowych jest podobny do wskazywanego w innych badaniach oraz czy istnieją niepowtarzalne cechy charakterystyczne dla Polski. Biorąc pod uwagę, że w ostatnich latach wzrosło zainteresowanie sportem, nastąpiła duża poprawa stanu infrastruktury sportowej oraz fakt, że Polska będzie współorganizatorem piłkarskich mistrzostw Europy i innych imprez o charakterze międzynarodowym, pojawiają się pytania z zakresu prowadzonej polityki gospodarczej. Czy niski poziom dochodów działa jako istotna bariera do uprawiania sportu oraz czy istnieją regionalne różnice w uczestnictwie sportowym? Analiza koncentruje się wokół jedenastu najbardziej popularnych dyscyplin sportowych wśród osób dorosłych.

PRZEGLĄD LITERATURY

W wyborze literatury dotyczącej ekonomicznych uwarunkowań działalności sportowej Humphreys i Ruseski (2009, 2010) pokazują, że czynniki ekonomiczne, takie jak przychody i koszty związane z wyceną czasu, są ważnymi determinantami aktywności fizycznej, a ona sama powinna być traktowana w modelowaniu ekonomicznym jako dobro normalne. W swoich wcześniejszych badaniach Humphreys i Ruseski (2006) dowiedli, że wyższy dochód w gospodarstwie domowym powiązany jest z większym prawdopodobieństwem udziału w aktywności fizycznej. Jednak czas poświęcony tej działalności zmniejsza się wraz z rosnącym poziomem dochodów. Oznacza to, że czynniki, które prowadzą do zwiększenia prawdopodobieństwa uczestnictwa w sporcie powodują również zmniejszenie czasu poświęcanego na aktywność fizyczną. Podobne wnioski wyciągają wspomniani na wstępie Breuer i współautorzy

(2010). Wykazali oni, że wydatki na sport są dodatnio skorelowane z poziomem dochodu. Oznacza to, że osoby z wyższym dochodem są w stanie przeznaczać więcej pieniędzy na sport. Ponadto wydatki na sport są niższe wśród pracowników niewykwalifikowanych lub nisko kwalifikowanych w stosunku do kierowników lub specjalistów wysokiej klasy.

Dodatkowo fakt bycia zatrudnionym jest dodatnio skorelowany z konsumpcją sportową, ale negatywnie powiązany z udziałem w sporcie. Zjawisko to można wyjaśnić za pomocą konieczności wyboru między dochodem a czasem wolnym, przy występowaniu ograniczenia czasowego (Downward, Riordan, 2007). Według tych autorów wyższy dochód jest związany z większą liczbą godzin pracy, a w konsekwencji mniejszą ilością wolnego czasu. Dlatego osoby zatrudnione są nieco mniej skłonne do uprawiania sportu niż osoby bezrobotne. To zjawisko również może być wyjaśnione przez fakt, że bezrobotni mają więcej czasu wolnego niż ludzie pracujący i dzięki temu mogą częściej lub przez dłuższy okres uczestniczyć w aktywności fizycznej. Podobne wyniki dotyczące wpływu stanu zatrudnienia na uczestnictwo w aktywności sportowej uzyskali Farrel i Shields.

Wszystkie cytowane badania potwierdzają znaczny wpływ cech społeczno-ekonomicznych, takich jak formy zatrudnienia i poziom wykształcenia na uczestnictwo w sporcie, w przeciwieństwie do cech ekonomicznych, takich jak liczba godzin pracy i poziom dochodów gospodarstw domowych, które mogą wskazywać na występowanie efektu dochodowego i substytucyjnego. Różni autorzy wskazują na znaczenie cech demograficznych (szczególnie płci) i cech gospodarstwa domowego (np. obecność dzieci) wpływających na udział w poszczególnych dyscyplinach sportowych. Okazało się, że mężczyźni mają tendencję do większego udziału w sporcie niż kobiety, z kolei spadek poziomu uczestnictwa w sporcie jest związany z wiekiem, życiem w związku rodzinnym i obecnością dzieci w gospodarstwie domowym. Cecha ta ma szczególnie istotny wpływ na udział w sporcie w przypadku kobiet. Ponadto, jak pokazują badania „stylu życia” w W. Brytanii, wpływ czynników, takich jak spożycie alkoholu i deklarowanie lepszego zdrowia sprzyjają zwiększonemu udziałowi w sporcie, z kolei palenie tytoniu zmniejsza ten udział.

Ponadto Humphreys i Ruseski stwierdzili, że każdy dodatkowy rok życia zmniejsza prawdopodobieństwo uczestnictwa danej osoby w sporcie o 0,3%. Jednak prawdopodobieństwo udziału w aktywności fizycznej wzrasta wraz z poziomem wykształcenia. Autorzy ci podali też, że kobiety są mniej skłonne do uczestnictwa w sporcie niż mężczyźni. Farrel i Shields stwierdzili także, iż mężczyźni są znacznie bardziej skłonni do uczestnictwa w jakiejkolwiek aktywności sportowej niż kobiety.

Raport GUS (2008) zawiera analizę opisową uczestnictwa rodaków w poszczególnych dyscyplinach sportowych. Stwierdzono, że uczestnictwo w sporcie spada wraz z wiekiem i wzrostem zobowiązań wobec rodziny. Wyniki te potwierdzają również badania innych krajów.

OPIS I ANALIZA DANYCH EMPIRYCZNYCH

W 2008 r. GUS przeprowadził badanie *Uczestnictwo Polaków w sporcie i rekreacji*, które jest naszym najważniejszym źródłem danych empirycznych. Głównym celem badania było określenie preferowanych sposobów spędzania wolnego czasu poświęconego na sport lub rekreację ruchową przez członków gospodarstw domowych. Podjęto również próbę zbadania przeciętnych wydatków na ten cel, określenia wyposażenia gospodarstw domowych w sprzęt sportowy i oszacowania średnich wydatków na zakup i utrzymanie sprzętu sportowego, jak również na uczestnictwo w obozach sportowych.

Badanie *Uczestnictwo Polaków w sporcie i rekreacji* przeprowadzono jako moduł w *Badaniu Budżetów Gospodarstw Domowych* (BBGD). Przebadano próbkę 4704 gospodarstw domowych uczestniczących w badaniu w trzecim kwartale 2008 r. Próba objęła 13605 respondentów. Dla każdego z nich wypełniono kwestionariusz metodą wywiadu bezpośredniego. W ankiecie zawarte były pytania dotyczące udziału w ponad 30 dyscyplinach sportowych i rekreacyjnych oraz zakupu sprzętu sportowego w okresie od 01.10.2007 r. do 30.09.2008 r.

Drugim źródłem danych empirycznych, uzupełniającym w stosunku do pierwszego, jest BBGD. Odgrywa ono ważną rolę w analizie standardu życia. Jest to podstawowe źródło informacji o przychodach, wydatkach, ilościowym spożyciu żywności i innych aspektach warunków życia poszczególnych grup ludności. Dostarcza szczegółowych informacji o strukturze demograficznej gospodarstw domowych, o działalności gospodarczej jednostki należącej do gospodarstwa domowego, a co najważniejsze z punktu widzenia naszej analizy, o poziomie i źródłach uzyskiwanych dochodów oraz poziomie i strukturze wydatków, rodzaju nabytych towarów i usług. Dane pochodzące z tego badania mogą być użyte do analizy warunków życia ludności i do oceny wpływu różnych czynników na poziom i strukturę podstawowych grup społecznych gospodarstw domowych. Dodatkowo wykorzystujemy informacje zebrane z modułu sportowego. Ten krok jest szczególnie ważny, ponieważ pozwolił nam zbadać wpływ czynników ekonomicznych, jak również społeczno-demograficznych na uczestnictwo w sporcie.

Średni wskaźnik uczestnictwa w sporcie wynosi w Europie nieco ponad 40%, jednak jest on niższy w południowej i wyższy w północnej części kontynentu (Gratton, Taylor, 2000). Udział w sporcie w Polsce jest niższy. Tylko 37,6% respondentów zadeklarowało udział w co najmniej jednej z 32 rodzajów aktywności sportowej w ciągu 4 tygodni przed badaniem. Wywodzą się oni z ponad połowy analizowanych gospodarstw domowych (50,2%). Ponadto wyniki wykazują niewielką różnicę między mężczyznami i kobietami. Zestawienie popularności dyscyplin sportowych pod względem aktywnego uczestnictwa przedstawiono w tabl. 1. Trzy najbardziej popularne dyscypliny sportowe w Polsce to kolarstwo (deklarowane przez 21,2% ludności), pływanie (13,9%) i piłka nożna (10,0%). W następnej grupie zainteresowań jest jogging i spacer (9,2%), siatkówka (5,7%), wrotki (3,3%), koszykówka (3,2%), badminton (3,1%), gimna-

styka (3,0%), narciarstwo (2,8%). Wskaźnik udziału w każdej z pozostałych dyscyplin sportowych nie przekracza 2,5%, z wyjątkiem gier świetlicowych (4,2%), które traktujemy jako czystą rekreację a nie sport. Należy zauważyć, że gimnastyka obejmuje fitness, a sporty siłowe — ćwiczenia w siłowni.

TABL. 1. UCZESTNICTWO W SPORCIE

Dyscypliny sportowe	Udział populacji w %
Co najmniej jedna	37,57
Kolarstwo, jazda na rowerze	21,24
Pływanie	13,87
Piłka nożna	10,03
Jogging, spacer, nordic walking	9,23
Piłka siatkowa	5,69
Gry świetlicowe	4,15
Jazda na łyżworolkach, deskorolkach, wrotkach	3,36
Koszykówka	3,23
Badminton	3,10
Saneczkarstwo	3,04
Gimnastyka	2,98
Narciarstwo, snowboard	2,77
Taniec	2,44
Kulturystryka i sporty siłowe	2,40
Tenis stołowy	2,33
Łyżwiarstwo	2,31
Piłka ręczna	2,01
Szachy	1,82
Lekkoatletyka	1,68
Wędkarstwo	1,62
Kregle	1,59
Inne rodzaje sportu i rekreacji	1,26
Sporty wodne	1,09
Tenis ziemny, squash	0,94
Bilard, snooker	0,78
Jeździectwo, jazda konna	0,73
Judo, karate, tai-chi	0,70
Żeglarstwo	0,62
Brydż	0,48
Inne zespołowe gry sportowe	0,38
Nurkowanie	0,33
Joga	0,17

Źródło: obliczenia własne na podstawie *Uczestnictwo...* (2008).

Dane pokazują znaczne zróżnicowanie w dyscyplinach sportu uprawianych przez mężczyzn i kobiety. Na wyk. 1 oraz w tabl. 2 przedstawiono odsetek kobiet i mężczyzn w najbardziej popularnych dyscyplinach. Mężczyźni preferują raczej kolarstwo, piłkę nożną, pływanie i jogging, podczas gdy kobiety wolą kolarstwo, pływanie, jogging i siatkówkę. Największe różnice na korzyść męż-

czyżn obserwuje się w piłce nożnej, koszykówce i narciarstwie. Kobiety natomiast dominują w joggingu, gimnastyce i badmintonie.

Kolejne tablice pokazują uczestnictwo w sporcie według wskaźników społeczno-demograficznych. Jak można było oczekiwać wiek odgrywa ważną rolę w oddziaływaniu na uczestnictwo w sporcie. Na podstawie danych w tabl. 3 można zaobserwować, że uczestnictwo w sporcie rozpoczyna się w wieku przedszkolnym. Najwięcej uczestników zajęć sportowych było w grupie 7—14 lat (62,7%) oraz wśród młodzieży w wieku 15—25 lat pozostającej w systemie szkolnym (61,7%). W tej samej grupie wieku populacji pozostającej poza szkołą, stopa uczestnictwa w sporcie wynosiła 42,1%. W starszych wiekowo kohortach partycypacja jest jeszcze niższa.

Do aktywnego uprawniania sportu niezbędne są dobra kondycja i ogólna sprawność, zatem spadek udziału uczestnictwa jest znacznie większy w sportach ich wymagających, np. w piłce nożnej, koszykówce i siatkówce. Odmienna tendencja jest obserwowana w przypadku joggingu i spacerów, gdzie spadek stopy uczestnictwa jest znacznie mniejszy. Potwierdza to spostrzeżenie, że osoby starsze raczej wybierają dyscypliny mniej wymagające fizycznie. Odmiennym rozkładem względem wieku od pozostałych dyscyplin sportowych charakteryzuje się jazda na łyżworolkach. Największy procent uczestników jest obserwowany wśród uczniów szkół pierwszego stopnia, dla innych grup wiekowych jest to dyscyplina o niewielkim znaczeniu.

TABL. 2. UCZESTNICTWO W WYBRANYCH DYSCYPLINACH SPORTOWYCH W %

Dyscypliny sportowe	Ogółem	Mężczyźni	Kobiety
Co najmniej jedna	37,57	40,04	35,16
Piłka nożna	10,03	18,74	1,58
Koszykówka	3,23	4,37	2,12
Piłka siatkowa	5,69	6,09	5,30
Pływanie	13,87	15,17	12,61
Kolarstwo, jazda na rowerze	21,24	21,87	20,63
Narciarstwo, snowboard	2,77	3,53	2,03
Saneczkarstwo	3,04	3,21	2,88
Badminton	3,10	2,54	3,65
Gimnastyka	2,98	1,03	4,86
Jogging, spacer, nordic walking	9,23	7,23	11,17
Jazda na łyżworolkach	3,36	2,89	3,81

Źródło: jak przy tabl. 1.

TABL. 3. UCZESTNICTWO W WYBRANYCH DYSCYPLINACH SPORTOWYCH WEDŁUG GRUP WIEKOWYCH UCZESTNIKÓW W %

Dyscypliny sportowe	0—2 lata	3—6	7—14	15—25 ^a	15—25 ^b	25—50	50 lat i więcej
Co najmniej jedna	0,57	43,92	62,70	61,67	42,09	34,10	21,08
Piłka nożna	0,00	10,27	28,48	23,92	13,45	5,06	0,52
Koszykówka	0,00	0,16	7,89	9,00	4,34	1,94	0,35
Piłka siatkowa	0,00	1,10	12,44	13,60	5,61	4,86	1,02
Pływanie	0,00	11,21	25,12	27,06	18,58	13,32	3,10
Kolarstwo, jazda na rowerze	0,57	25,38	40,83	32,92	19,10	19,65	10,82
Narciarstwo, snowboard	0,00	2,25	4,50	4,94	2,61	3,21	0,71
Saneczkarstwo	0,00	12,29	11,14	2,35	1,16	1,87	0,13
Badminton	0,00	2,70	5,67	4,88	1,89	3,89	0,68
Gimnastyka	0,00	3,62	2,62	3,79	3,77	3,63	2,03
Jogging, spacer, nordic walking	0,00	8,45	6,85	7,96	9,90	11,54	9,77
Jazda na łyżworolkach	0,00	5,54	14,32	6,73	1,78	0,75	0,13

^a Pozostający w systemie szkolnym. ^b Pozostający poza szkołą.

Źródło: jak przy tabl. 1.

Edukacja okazuje się być ważnym wyznacznikiem uczestnictwa w sporcie (tabl. 4). Ponad 50% osób z wyższym wykształceniem brało aktywny udział w sporcie. Dla osób z wykształceniem średnim wartość wskaźnika wynosiła 37,8%. Osoby z wykształceniem zawodowym charakteryzowały się jeszcze niższą stopą uczestnictwa w sporcie (25,6%). Względnie wysoka wartość stopy uczestnictwa w aktywności sportowej dla grupy osób o wykształceniu podstawowym wynika z zaliczenia do niej dzieci i młodzieży szkolnej. Bez uwzględniania osób uczących się stopa uczestnictwa w sporcie w grupie osób o wykształceniu podstawowym wynosiła niecałe 16%. Takie dysproporcje są niezależne od dyscypliny sportowej. Sugeruje to, że ludzie wykształceni lepiej dostrzegają korzyści z posiadania dobrego zdrowia i kondycji.

**TABL. 4. UCZESTNICTWO W WYBRANYCH DYSCYPLINACH SPORTOWYCH
WEDŁUG WYKSZTAŁCENIA ORAZ KLASY MIEJSCA ZAMIESZKANIA W %**

Dyscypliny sportowe	Wykształcenie				Miejsce zamieszkania		
	podsta- wowe	zawodowe	średnie	wyższe	miasta o liczbie ludności w tys.		wieś
					100 i więcej	5—100	
Co najmniej jedna	40,53	25,58	37,80	51,01	42,30	38,77	34,54
Piłka nożna	15,92	4,04	6,47	5,98	10,35	8,85	10,89
Koszykówka	4,53	1,22	2,55	3,68	4,70	3,24	2,60
Piłka siatkowa	7,05	2,00	5,27	9,07	8,83	5,55	4,49
Pływanie	14,90	6,14	14,61	25,09	20,82	16,24	8,92
Kolarstwo, jazda na rowerze	24,21	14,40	20,08	26,47	22,21	20,23	21,69
Narciarstwo, snowboard	2,52	0,76	2,49	9,43	5,49	2,24	2,07
Saneczkarstwo	5,17	0,91	1,24	2,93	4,63	1,81	3,42
Badminton	3,08	1,64	3,13	6,54	5,41	2,85	2,35
Gimnastyka	1,99	1,29	3,80	9,36	6,61	3,18	1,28
Jogging, spacer, nordic walking	6,06	9,54	11,33	17,71	13,67	9,39	7,22
Jazda na łyżworolkach	6,50	0,15	1,35	1,56	3,98	3,85	2,68

Źródło: jak przy tabl. 1.

Jeśli chodzi o bariery w dostępie do sportu, to ogólnie można stwierdzić, że ludzie żyjący w miastach mają większą możliwość uczestnictwa w różnych dyscyplinach sportowych i lepszy dostęp do infrastruktury sportowej niż na wsi. Różnica pomiędzy dużymi miastami (powyżej 100 tys. mieszkańców) a obszarami wiejskimi jest dość znaczna. W pierwszym przypadku ponad 42% respondentów deklaroowało uczestnictwo w sporcie, podczas gdy w drugiej grupie — 35%. Różnice są obserwowane we wszystkich rodzajach działalności sportowej, ale w przypadku piłki nożnej i jazdy na rowerze są one małe. Powodem niewielkiej różnicy w stopie uczestnictwa w grze w piłkę nożną jest jej popularność niezależnie od obszaru zamieszkiwania. Powszechność jazdy na rowerze na wsi można wyjaśnić tym, że rower jest pojazdem codziennego użytku, a zatem dlatego duża grupa osób podała uprawianie tego sportu.

Także luka dochodowa różnicuje uczestnictwo w sporcie. Prawie 52% członków z najbogatszych gospodarstw domowych deklaroowało uprawianie sportu, a tylko nieco ponad 31% wśród najbiedniejszych gospodarstw domowych. W tabl. 5 wyraźnie widać zwiększającą się stopę uczestnictwa w sporcie wraz z rosnącym dochodem na osobę w gospodarstwie domowym. Dodatkowo warto zauważyć skokowy wzrost pomiędzy czwartą a piątą grupą kwintylową.

Największe różnice wystąpiły w uczestnictwie w jeździe na nartach i pływaniu, które mogą być wyjaśnione wysokimi kosztami związanymi z uprawianiem tych dyscyplin, ale do uprawiania gimnastyki i siatkówki nie jest wymagany ani wyrafinowany sprzęt sportowy, ani nie są z nimi związane wysokie koszty wynajmu obiektu sportowego. Z kolei najbardziej egalitarnymi dyscyplinami sportowymi są piłka nożna i kolarstwo. W przypadku tej pierwszej dyscypliny obserwowany jest spadek zaangażowania wraz z rosnącymi dochodami. W przypadku kolarstwa stopa uczestnictwa niemal we wszystkich grupach dochodo-

wych jest zbliżona, a jedynie wśród najbogatszych gospodarstw domowych jest więcej osób uprawiających tę dyscyplinę sportu.

TABL. 5. UCZESTNICTWO W WYBRANYCH DYSCYPLINACH SPORTOWYCH WEDŁUG DOCHODU GOSPODARSTWA DOMOWEGO W %

Dyscypliny sportowe	Grupy kwintylowe dochodów				
	1	2	3	4	5
Co najmniej jedna	31,04	34,70	36,86	42,08	51,56
Piłka nożna	10,43	10,77	9,60	8,27	9,95
Koszykówka	1,85	2,76	3,64	3,20	5,53
Piłka siatkowa	3,37	5,52	5,42	6,43	8,66
Pływanie	8,01	10,52	14,08	19,97	24,82
Kolarstwo, jazda na rowerze	19,86	20,43	20,56	22,10	26,32
Narciarstwo, snowboard	0,71	1,77	1,93	5,00	8,05
Saneczkarstwo	5,46	2,75	2,38	3,16	2,82
Badminton	2,13	2,08	3,73	4,15	5,12
Gimnastyka	1,07	1,46	3,23	4,52	8,12
Jogging, spacer, nordic walking	5,31	7,67	8,79	11,39	17,77
Jazda na łyżworolkach	2,80	3,85	2,86	2,68	4,17

Źródło: jak przy tabl. 1.

Ostatnim aspektem, jaki został poddany analizie było regionalne zróżnicowanie stopy uczestnictwa w sporcie i rekreacji (tabl. 6). Nie jest zaskoczeniem, że najwyższa stopa partycypacji w sporcie (43,1%) była obserwowana w regionie centralnym, który jest najbogatszy. Powyżej wartości średniej dla Polski plasowały się także zachodnie regiony kraju. Natomiast najniższa stopa uczestnictwa wystąpiła w regionie północnym i południowym. Jednak dla poszczególnych dyscyplin rozkład regionalny uczestnictwa w sporcie różni się od tej ogólnej tendencji. Jest on determinowany przez warunki naturalne i dostępność infrastruktury sportowej. Dyscypliny takie, jak pływanie czy nordic walking są częściej uprawiane w rozwiniętych gospodarczo regionach centralnej i północno-zachodniej Polski, a kolarstwo — w regionach słabiej zurbanizowanych. Narciarstwo dużo częściej jest deklarowane przez mieszkańców regionu południowego niż pozostałych (warunki naturalne do uprawiania). W przypadku dyscyplin o bardziej rekreacyjnym charakterze, takich jak jazda na łyżworolkach czy badminton, zróżnicowanie regionalne jest nieznaczne.

TABL. 6. ZRÓŻNICOWANIE REGIONALNE UCZESTNICTWA W WYBRANYCH DYSCYPLINACH SPORTOWYCH W %

Dyscypliny sportowe	Regiony					
	centralny	południowy	wschodni	północno-zachodni	południowo-zachodni	północny
Co najmniej jedna	43,08	33,20	36,86	41,20	39,30	32,25
Piłka nożna	11,17	8,90	12,26	9,33	7,49	9,35
Koszykówka	4,66	2,52	3,15	2,64	2,64	3,49
Piłka siatkowa	7,61	6,23	6,67	2,64	4,98	4,88
Pływanie	19,13	14,57	9,79	13,68	12,09	12,93

**TABL. 6. ZRÓŻNICOWANIE REGIONALNE UCZESTNICTWA W WYBRANYCH
DYSCYPLINACH SPORTOWYCH W % (dok.)**

Dyscypliny sportowe	Regiony					
	centralny	południowy	wschodni	północno- zachodni	południowo- zachodni	północny
Kolarstwo, jazda na rowerze	19,13	17,09	23,54	23,94	19,41	15,90
Narciarstwo, snowboard	2,43	5,45	2,26	1,52	3,15	1,28
Saneczkarstwo	3,31	2,41	4,81	2,10	2,07	2,77
Badminton	4,38	2,02	3,77	2,22	3,07	3,04
Gimnastyka	4,39	1,97	1,99	2,66	3,96	3,67
Jogging, spacer, nornic walking	13,38	6,34	7,46	12,37	8,70	7,08
Jazda na łyżworolkach ...	4,33	2,67	3,33	3,67	2,14	3,48

Źródło: jak przy tabl. 1.

Podsumowanie

W artykule przedstawiono analizę statystyczną cech ekonomicznych i demograficznych, które decydują o uczestnictwie w zajęciach sportowych w naszym kraju.

Stopień uczestnictwa w sporcie był najwyższy wśród młodzieży szkolnej i nieznacznie spadał wraz z wiekiem. Tę zależność zaobserwowano w niemal wszystkich dyscyplinach sportu. Wyjątkiem były gimnastyka oraz jogging i spacer. Zróżnicowanie uczestnictwa w sporcie pod względem płci, które jest obserwowane w badaniach zagranicznych, nie jest istotne w Polsce. Mężczyźni przede wszystkim wybierają jazdę na rowerze, pływanie, piłkę nożną i jogging, podczas gdy kobiety preferują kolarstwo, jogging, pływanie i siatkówkę. Mężczyźni charakteryzują się znacznie wyższym niż kobiety wskaźnikiem udziału w piłce nożnej, koszykówce i narciarstwie, podczas gdy odwrotna zależność występuje w gimnastyce, joggingu oraz badmintonie.

Pod względem wpływu edukacji na uczestnictwo w sporcie Polska jest bardzo podobna do innych krajów. Edukacja okazała się dodatnio skorelowana z uczestnictwem w sporcie. Ponad połowa osób z wykształceniem wyższym deklarowała aktywność sportową, podczas gdy dla najbardziej rozpowszechnionego poziomu wykształcenia zawodowego wskaźnik był prawie dwukrotnie niższy i wynosił niewiele ponad 25%. Także wielkość miejscowości zamieszkania miała wpływ na stopień uczestnictwa w sporcie, ale wpływ tego czynnika był znacznie niższy niż wieku i wykształcenia.

Sytuacja materialna gospodarstwa domowego również okazała się ważnym czynnikiem determinującym uprawianie sportu i rekreacji. Wraz z rosnącym dochodem rośnie uczestnictwo w niemal wszystkich dyscyplinach sportowych. Prowadzi to do konkluzji, że przyjęta przez władze polityka budowy infrastruktury, szczególnie na obszarach wiejskich, wydaje się być słuszna i ekonomicznie uzasadniona.

LITERATURA

- Breuer Ch., Hallmann K., Wicker P., Feiler S. (2010), *Socio-economic patterns of sport demand and ageing*, European Review of Aging and Physical Activity, in press
- Caruso R. (2010), *Crime and sport participation: evidence from Italian regions over the period 1997—2003*, The Journal of Socio-Economics
- Cawley J. (2004), *An economic framework for understanding physical activity and eating behaviors*, „American Journal of Preventive Medicine”, vol. 27/3S
- Cornelisen T., Pfeifer C. (2010), *The Impact of participation in sport on educational attainment: new evidence from Germany*, „Economics of Education Review”, vol. 29/1
- Downward P., Riordan J. (2007), *Social interactions and the demand for sport: an economic analysis*, „Contemporary Economic Policy”, vol. 25, Nr 4
- Farrell L., Shields M. (2002), *Investigating the economic and demographic determinants of sporting participation in England*, „Journal of Royal Statistical Society A”, vol. 165
- Gratton Ch., Taylor P. (2000), *Economics of sport and recreation*, Routledge
- Humphreys B., Ruseski J. (2006), *Economic determinants of participation in physical activity and sport*, IASE Working Paper 06—13
- Humphreys B., Ruseski J. (2009), *The economic of participation and time spent in physical activity*, University of Alberta Working Paper 2009—09
- Humphreys B., Ruseski J. (2010), *The economic choice of participation and time spent in physical activity and sport in Canada*, University of Alberta Working Paper 2010—14
- Lechner M. (2008), *Long-run labour market effects of individual sports activities*, „Journal of Health Economics”, IZA Discussion Paper 3559
- Uczestnictwo Polaków w sporcie i rekreacji (2008), GUS

SUMMARY

During recent years in European countries, including Poland, increasing involvement in sport and physical activity is observed. The article tackles the problem of identifying the key determinants of participation in sport and physical activity. Using individual data from the Polish research participation in sport and recreation and the household budget surveys the impact of individual social, demographic and economic characteristics are estimated on sports and recreational activity. Characteristics such as age, education as well as a per capita income in the household are key determinants of the participation in sport.

РЕЗЮМЕ

В последние годы в европейских странах, в том числе и в Польше, наблюдаем более активное участие в спорте и физическую активность общества. В статье была предпринята попытка определения важных факторов влияющих на участие в этой деятельности. Используя данные ЦСУ из Обследования участия поляков в спорте и физических формах отдыха а также из Обследования бюджетов домашних хозяйств было

оценено влияние общественных, демографических и экономических признаков на занятия спортом и физическую активность. Было показано, что такие признаки как возраст и уровень образования являются важными определителями участия в этой области культуры. Также доход на душу населения в домашнем хозяйстве является важным определителем занятия спортом.

Piotr SZUKALSKI

Małżeństwa powtórne w Polsce w 2009 r.

Analiza związków małżeńskich nie należy do podejmowanych często tematów badawczych w polskiej demografii. W ramach zbiorowości nowo zawieranych małżeństw wyodrębnić można kilka dodatkowych kategorii. W ostatnich latach tylko małżeństwa osób różnych narodowości doczekały się głębszej uwagi badaczy, co wynika z zainteresowania różnorodnymi konsekwencjami przystąpienia Polski do UE. Na marginesie pozostają małżeństwa osób nieletnich oraz starszych, a także małżeństwa wyznaniowe czy powtórne.

Obserwowany w ostatnich latach wzrost liczby orzekanych rozwodów powinien zwrócić większą uwagę badaczy na małżeństwa powtórne. Zgodnie bowiem z naukami społecznymi wzrost liczby osób rozwiedzionych wpływa z pewnym opóźnieniem na zwiększenie liczby małżeństw, w których przynajmniej jedna z osób ma już za sobą doświadczenie życia w związku zarejestrowanym.

Celem artykułu jest przedstawienie obrazu małżeństw powtórnych, wynikającego z analizy danych za 2009 r. We wcześniejszym opracowaniu przedstawiono najważniejsze informacje o tendencjach w badanej kategorii w latach 1927—2009 (Szukalski, 2011). Przypomnę, że odnotowano tam następujące prawidłowości:

- 1) na skutek spadku wskaźnika umieralności zmalało znaczenie małżeństw powtórnych zawieranych przez osoby owdowiałe;
- 2) wzrost znaczenia małżeństw osób rozwiedzionych;
- 3) wzrost znaczenia małżeństw powtórnych;
- 4) podwyższanie się typowego wieku wdów i wdowców (przy braku większych zmian wieku osób rozwiedzionych) zawierających ponowne związki;
- 5) utrzymywanie się wysokiego stopnia homogamii ze względu na poprzedni stan cywilny powtórnych małżeństw.

Tym razem chciałbym bliżej przyjrzeć się danym o małżeństwach powtórnych w Polsce w 2009 r., próbując opisać ich specyfikę. Koncentrować się będę na dwóch najistotniejszych moim zdaniem elementach: określeniu wpływu wieku nowożeńców na skalę związków powtórnych oraz na próbie wyjaśnienia przestrzennego zróżnicowania częstości występowania małżeństw powtórnych.

Źródłem analizowanych danych (o ile nie zaznaczono inaczej) jest dostępna na stronie internetowej GUS¹ baza *Demografia*, umożliwiająca wygenerowanie poszukiwanych szczegółowych danych.

WIEK NOWOŻEŃCÓW JAKO CZYNNIK WARUNKUJĄCY WYSTĘPOWANIE MAŁŻEŃSTW POWTÓRNYCH

Najważniejszym czynnikiem w skali mikro determinującym wystąpienie małżeństwa powtórnego jest wiek. Rzuca on na możliwość zawarcia kolejnego związku formalnego poprzez określenie okresu życia, w jakim wystąpiły uprzednie doświadczenia matrymonialne.

Najważniejszym czynnikiem różnicującym zbiorowość osób o różnym stanie cywilnym zawierających ponowne związki małżeńskie okazał się ich wiek (wykr. 1).

O ile w przypadku panien i kawalerów wciąż dominują osoby młode, przed 30. urodzinami, o tyle zbiorowość osób owdowiałych i rozwiedzionych odznacza się przewagą starszych grup wieku. Wśród wdów największy udział mają panie pięćdziesięcioletnie, wśród wdowców — panowie mający przynajmniej 60 lat. Z kolei największą część osób rozwiedzionych stanowią trzydziestolatkowie.

Nie dziwi zatem, że wraz z przechodzeniem do kolejnych grup wieku zmienia się znaczenie stanu cywilnego ponownych małżonków (wykr. 2). Wśród młodych osób dominują panny i kawalerowie. Przekroczenie 40. roku życia związane jest z wystąpieniem przewagi osób rozwiedzionych, przy czym znaczenie tego stanu zaznacza się silniej u mężczyzn niż u kobiet². W wieku 40—65 lat ponad połowa mężczyzn zawierających ponownie związek małżeński ma za sobą doświadczenie rozwodu, a w przypadku kobiet dotyczy to wieku 40—59 lat. Wśród najstarszych nowożeńców dominują osoby owdowiałe. Prawdopodobnie ta występuje u kobiet po 60. roku życia, natomiast w zbiorowości mężczyzn po przekroczeniu 65 lat.

Małżeństwa powtórne w 2009 r. stanowiły ponad połowę zawieranych związków wśród kobiet po 35. i mężczyzn po 40. roku życia, zaś w przypadku osób mających przynajmniej 50 lat zdecydowanie przeważały (80%).

¹ www.stat.gov.pl

² W roku 2009 w wieku 35—39 lat zawarło związek małżeński 9844 kawalerów i 4748 rozwiedzionych, natomiast w następnej grupie wiekowej 40—44 lata odpowiednio 2917 i 4748. Wśród kobiet było to: w wieku 35—39 lat — 4866 i 3770, w następnej grupie 1259 i 2475.

Ważnym zagadnieniem jest określenie wpływu statusu matrymonialnego na szansę zawarcia nowego związku małżeńskiego. W tym celu możemy wykorzystać dane NSP'2002 i na tej podstawie obliczyć współczynniki określające natężenie zawierania małżeństw przez osoby stanu wolnego w zależności od ich wieku i stanu cywilnego³ (wykr. 3).

W przypadku osób mających mniej niż 30 lat najwyższe natężenie zawieranych małżeństw dotyczyło panien i kawalerów (przewaga rozwiedzionych kobiet w wieku poniżej 20 lat wynika z faktu niewielkiej liczby zdarzeń, a zatem pośrednio z wpływu czynnika losowego). Po 30. roku życia sytuacja ulega zmianie. Najpierw zmiana następuje w zbiorowości mężczyzn, w której zarówno rozwiedzeni, jak i wdowcy odznaczają się wyższą szansą zawarcia małżeństwa w porównaniu do kawalerów, natomiast po 35. roku życia podobna sytuacja występuje również wśród kobiet. Po ukończeniu 40 lat osoby niemające doświadczeń małżeńskich mają najmniejsze szanse zmiany swego statusu matrymonialnego.

³ Dokonałem przy tym samoograniczenia, obliczając współczynniki dla osób mających przynajmniej ukończonych 18 lat oraz eliminując współczynniki dla wdowców i rozwiedzionych w wieku 18—19 lat (w obu przypadkach mężczyźni w tym wieku nie byli w związku małżeńskim).

Ostatnim wątkiem, jaki chciałbym opisać w tej części artykułu, jest wpływ statusu matrymonialnego partnera na typowy wiek nowożeńców (tabl. 1).

TABL. 1. MEDIANA WIEKU NOWOŻEŃCÓW WEDŁUG STANU CYWILNEGO WŁASNEGO ORAZ ICH PARTNERÓW W 2009 R.

Mężczyźni		Kobiety	
stan cywilny	mediana wieku	stan cywilny	mediana wieku
Kawaler	27,26	Panna	25,39
z panną	27,10	z kawalerem	25,23
z wdową	41,92	z wdowcem	39,35
z rozwiedzioną	32,24	z rozwiedzionym	29,91
Rozwiedziony	41,01	Rozwiedziona	34,81
z panną	36,93	z kawalerem	29,90
z wdową	54,45	z wdowcem	52,45
z rozwiedzioną	45,58	z rozwiedzionym	40,72
Wdowiec	60,73	Wdowa	54,46
z panną	51,33	z kawalerem	39,30
z wdową	63,19	z wdowcem	60,81
z rozwiedzioną	58,74	z rozwiedzionym	51,97

Źródło: obliczenia własne na podstawie bazy *Demografia* GUS⁴.

Jak łatwo się domyślić, stan cywilny nowożeńców determinuje ich wiek. Osoby owdowiałe zawierające ponownie małżeństwo są najstarsze wśród powtórnych nowożeńców, natomiast osoby wступujące w związek po raz pierwszy są najmłodsze. Wiek nowożeńców zależy również od stanu cywilnego ich wybranków. Można zaobserwować prawidłowość, że osoby decydujące się na nowy związek, wybierające partnerów niemających doświadczeń małżeńskich, są najmłodsze w swojej grupie, zaś zawierające małżeństwo z osobą owdowiałą — najstarsze. Jest to przejaw doboru małżonka, oparty na selekcji ukierunkowanej na wiązanie się osób w podobnym wieku.

Jednocześnie należy zaznaczyć, że małżeństwa powtórne odznaczają się zdecydowanie wyższym poziomem dyspersji wieku nowożeńców niż małżeństwa pierwsze dla obojga partnerów.

PRZESTRZENNE ZRÓŻNICOWANIE CZĘSTOŚCI WYSTĘPOWANIA MAŁŻEŃSTW POWTÓRNYCH

Kluczem do zrozumienia mechanizmu upowszechniania się nietradycyjnych zachowań demograficznych w Polsce jest według mnie bardziej wnikliwa analiza przestrzennego zróżnicowania badanych zjawisk. Dotyczy to zarówno związków o charakterze tradycyjnym, jak też występowania alternatywnych form

⁴ Wiek wdów i wdowców obliczono przy założeniu, że przedział 60 lat i więcej nie jest otwarty, lecz obejmuje okres 10 lat.

życia małżeńsko-rodzinnego. Dlatego warto analizować urodzenia pozamałżeńskie, rozwody, płodność nastolatek oraz zawierane małżeństwa (w tym wyznaniowe). Do tej kategorii zdarzeń należą również małżeństwa powtórne (przede wszystkim zawierane przez osoby rozwiedzione). Z jednej strony są one wyznacznikiem skłonności do rozwiązywania małżeństwa poprzez rozwód, a z drugiej — społecznej akceptacji dla ponownego, formalnego „układania sobie życia”.

W pierwszej kolejności przyjrzymy się zatem przestrzennemu zróżnicowaniu struktury nowożeńców według stanu cywilnego (tabl. 2).

**TABL. 2. STRUKTURA MAŁŻEŃSTW WEDŁUG STANU CYWILNEGO NOWOŻEŃCÓW
I WOJEWÓDZTW W 2009 R. (w % ogółu małżeństw w danym województwie)**

Wyszczególnienie	Panna/ /kawaler	Panna/ /wdowiec	Panna/ /rozwie- dziony	Wdowa/ /kawaler	Wdowa/ /wdowiec	Wdowa/ /rozwie- dziony	Rozwie- dziona/ /kawaler	Rozwie- dziona/ /wdowiec	Rozwie- dziona/ /rozwie- dziony
P o l s k a	84,8	0,3	4,5	0,5	0,7	0,7	3,9	0,6	4,1
Dolnośląskie	79,6	0,3	6,0	0,5	0,8	0,7	5,4	0,8	5,9
Kujawsko-pomorskie	83,7	0,3	4,5	0,5	0,7	0,8	4,1	0,6	4,8
Lubelskie	89,1	0,2	3,5	0,5	0,5	0,5	2,9	0,4	2,3
Lubuskie	81,5	0,2	5,2	0,7	0,8	0,9	4,8	0,6	5,2
Łódzkie	84,5	0,2	4,5	0,5	0,6	0,7	4,0	0,6	4,3
Małopolskie	89,2	0,4	3,5	0,5	0,5	0,4	2,8	0,4	2,4
Mazowieckie	84,0	0,2	5,1	0,5	0,7	0,6	3,7	0,6	4,5
Opolskie	83,6	0,3	4,9	0,6	0,7	0,6	4,3	0,6	4,5
Podkarpackie	92,0	0,3	2,3	0,4	0,4	0,3	2,4	0,2	1,7
Podlaskie	87,9	0,3	3,7	0,6	0,5	0,4	3,1	0,5	3,0
Pomorskie	83,3	0,3	4,8	0,5	0,8	0,8	4,4	0,5	4,5
Śląskie	81,9	0,3	4,8	0,5	0,9	1,1	4,5	0,8	5,2
Świętokrzyskie	89,0	0,2	3,5	0,5	0,5	0,4	2,7	0,3	3,0
Warmińsko-mazurskie	84,3	0,4	4,6	0,6	0,5	0,5	4,2	0,6	4,3
Wielkopolskie	86,3	0,3	4,2	0,5	0,6	0,7	3,4	0,4	3,6
Zachodniopomorskie ..	78,2	0,3	6,2	0,6	0,8	1,1	5,6	0,8	6,4

Ź r ó d ł o: opracowanie własne.

Zastanawia występujące duże zróżnicowanie częstości zawierania małżeństw powtórnych — stanowią one jedynie 8% związków zawartych w 2009 r. w woj. podkarpackim, a jednocześnie 21,8% w woj. zachodniopomorskim i 20,4% w woj. dolnośląskim (wykr. 6 A). Domniemywać można, że wynika to ze zróżnicowanego udziału małżeństw zawieranych przez osoby rozwiedzione, odzwierciedlającego w dużym stopniu różnicę nasilenia występowania rozwodów (wykr. 6 B). Przyjrzymy się zatem, jaki jest udział małżeństw zawieranych przez osoby mające doświadczenie małżeńskie, których związki zakończyły się rozwodem lub na skutek zgonu małżonka (tabl. 3).

**TABL. 3. ODSETEK MAŁŻEŃSTW POWTÓRNYCH W NOWO ZAWIERANYCH
MAŁŻEŃSTWACH WEDŁUG WOJEWÓDZTW W 2009 R.**

Wyszczególnienie	Małżeństwa z osobami ^a		Indeks „ciążenia” Beniniego dla osób rozwiezionych
	rozwiezionymi	owdowiałymi	
P o l s k a	13,8	2,8	0,388
Dolnośląskie	18,8	3,1	0,395
Kujawsko-pomorskie	14,8	2,9	0,420
Lubelskie	9,6	2,1	0,327
Lubuskie	16,7	3,2	0,396
Łódzkie	14,1	2,6	0,399
Małopolskie	9,5	2,2	0,344
Mazowieckie	14,5	2,6	0,387
Opolskie	14,9	2,8	0,393
Podkarpackie	6,9	1,6	0,368
Podlaskie	10,7	2,3	0,382
Pomorskie	15,0	2,9	0,388
Śląskie	16,4	3,6	0,406
Świętokrzyskie	9,9	1,9	0,399
Warmińsko-mazurskie	14,2	2,6	0,403
Wielkopolskie	12,3	2,5	0,377
Zachodniopomorskie	20,1	3,6	0,389

^a Suma nie daje odsetka małżeństw powtórnych z uwagi na dwukrotne sumowanie, np. małżeństw wdów z rozwiezionymi.

Źródło: opracowanie własne.

Możemy zaobserwować tu prawidłowość, że im niższy jest udział małżeństw zawieranych przez osoby rozwiedzione, tym niższy odsetek małżeństw wdów i wdowców. A zatem wydaje się, że mamy do czynienia z występowaniem mniejszej akceptacji tworzenia ponownego związku w przypadku zakończenia tego pierwszego, niezależnie od zdarzenia go kończącego (rozwód czy śmierć partnera)⁵. Zróżnicowanie społecznego przyzwolenia na opisywane zjawisko można zaobserwować również w przypadku innego sposobu tworzenia nowego związku — w formie niezarejestrowanego związku kohabitacyjnego. Widoczne jest również uporządkowanie województw zgodnie z regułą — mniejsza liczba małżeństw powtórnych i także niższy udział związków kohabitacyjnych (NSP’2002) (Szukalski, 2006).

I w tym przypadku można zaobserwować podział Polski (widoczny w analizie innych zachowań demograficznych: urodzeń pozamałżeńskich, związków kohabitacyjnych, płodności nastolatek) na niechętną nowym normom obyczajowym

⁵ Należy zdawać sobie sprawę, że jednostki administracyjne o najniższym udziale małżeństw osób owdowiałych mają jednocześnie najniższy wskaźnik umieralności. Z kolei wśród województw o najniższych wartościach trwania życia znajdują się obszary, na których występuje wyższa od średniej skłonność do zawierania małżeństw przez osoby owdowiałe i rozwiedzione. Zatem zróżnicowanie poziomu umieralności może pośrednio rzutować na dostępność na rynku matrymonialnym relatywnie młodych osób — mających większą szansę na znalezienie kolejnego partnera życiowego — wdów i wdowców.

(część południowo-wschodnia) oraz pragmatyczną (ludność województw zachodniopomorskiego i warmińsko-mazurskiego oraz mazowieckiego i łódzkiego). Te ostatnie po wyeliminowaniu zachowań ludności wielkich miast (Warszawa, Łódź) przypominają zachowania ludności pierwszego z wymienionych regionów. Do wątku specyfiki wielkich miast powrócimy w dalszych rozważaniach.

Domniemanie, że to poziom społecznej akceptacji dla rozwodów i ponownego ożenku/zamążpójścia osób rozwiedzionych jest głównym czynnikiem warunkującym częstość małżeństw powtórnych, prowadzi do oczekiwania, iż na obszarach o niższym poziomie tej akceptacji powinna występować większa siła przyciągania ku sobie osób rozwiedzionych.

W tej sytuacji panny/kawalerowie oraz osoby owdowiałe powinny w naturalny sposób unikać osób rozwiedzionych jako „nieodpowiednich” do zawarcia małżeństwa, skazując je na poszukiwanie partnera o takim samym statusie matrymonialnym. Jednak obliczenia (tabl. 3), dokonane za pomocą indeksu „ciężenia” cech nowożeńców Beniniego (Kędelski, Paradysz, 2006), nie potwierdzają takiego przewidywania. Uzyskane wyniki nie dają jednoznacznego obrazu — najwyższy poziom miernika homogamii obliczonego dla rozwiedzionych mężczyzn można zaobserwować w tych jednostkach administracyjnych, w których odnotowano najwyższy poziom małżeństw powtórnych i najwyższą częstość rozpadu małżeństw wskutek rozwodów.

W analizach małżeństw powtórnych podkreśla się, że ich występowanie zależy przede wszystkim od natężenia rozwodów. Z uwagi na powiązanie klasy miejscowości zamieszkiwania i liczby rozwodów oczekiwać należy, że wśród mieszkańców wsi występuje niższy odsetek małżeństw powtórnych niż w miastach, natomiast wraz ze wzrostem wielkości ośrodka miejskiego obserwować można wzrost częstości interesującego nas typu związków. Tym samym można przyjąć, że w największych ośrodkach, w których występuje najwyższa liczba rozwodów, jednocześnie występować będzie najwyższy udział związków powtórnych. Polskie badania statystyczne potwierdziły te oczekiwania. Wskazywały na to wcześniejsze badania (Kluzowa i in., 1991), według których w 1985 r., przy średniej dla Polski — 14,8% i dla miast — 19,8%, udział małżeństw powtórnych sięgał: 31,9% w Warszawie; 29,9% w Łodzi; 27,7% w Szczecinie; 25,6% we Wrocławiu.

Generalnie występuje prawidłowość — z im większym skupiskiem ludzkim mamy do czynienia, tym większą część zawieranych tam małżeństw stanowią związki powtórne, przede wszystkim tworzone przez osoby rozwiedzione. W 2009 r. w miastach do 100 tys. mieszkańców małżeństwa powtórne stanowiły 19% ogółu zawartych związków, w miastach od 100 tys. do 500 tys. — 20,7%, natomiast w 5 największych miastach udział ten wyniósł średnio 22%.

TABL. 4. UDZIAŁ MAŁŻEŃSTW POWTÓRNYCH W OGÓLEM MAŁŻEŃSTW W NAJWIĘKSZYCH POLSKICH MIASTACH W 2009 R. W %

Miasta	W miastach	W województwie, którego dane miasto jest stolicą	Małżeństwa powtórne zawarte przez co najmniej jedną osobę po rozwodzie	
			w miastach	w województwie, którego dane miasto jest stolicą
Warszawa	24,2	16,0	22,4	14,6
Kraków	18,2	10,8	16,9	9,4
Łódź	22,9	15,5	21,5	14,1
Wrocław	21,2	20,4	19,8	18,8
Poznań	20,6	13,7	19,2	12,3

Źródło: opracowanie własne.

W przypadku największych polskich miast udział małżeństw powtórnych jest znacząco wyższy nie tylko od średniej krajowej, lecz również od wartości odnotowywanych w województwach, w których te metropolie są zlokalizowane. Warto jednak zaznaczyć, że w praktyce występująca różnica sprowadza się do częstości występowania małżeństw, gdy jedno z małżonków było wcześniej

rozwiedzione. Nie powinno to dziwić, ponieważ współczynniki rozwodów w wielkich miastach są o wiele wyższe niż wartości dotyczące województw, których stolicami są owe największe miasta.

MAŁŻEŃSTWA POWTÓRNE JAKO PODGRUPA MAŁŻEŃSTW WYZNANIOWYCH

Kończąc rozważania chciałbym poświęcić kilka zdań związkom pomiędzy małżeństwami powtórnymi a wyborem typu ślubnej ceremonii. Oczywiście jest, że w przypadku małżeństw wyznaniowych występuje zdecydowana nadreprezentacja małżeństw pierwszych dla obojga stron. Jeśli ograniczymy się do trzech najbardziej popularnych wyznań, w których zawarto przynajmniej po 300 związków w roku 2009, małżeństwa powtórne zawierane w danym obrządku odpowiadają za wielokrotnie niższy odsetek niż średnia ogólnopolska (15,2%), co pokazuje zestawienie danych:

Kościół Katolicki — 3,3%,

Polski Autokefaliczny Kościół Prawosławny — 5,1%,

Kościół Ewangelicko-Augsburski — 8,4%.

O ile niski udział małżeństw powtórnych zawartych przez katolików jest zrozumiały (osoby rozwiedzione są z założenia wykluczone, chyba że pierwsze małżeństwo nie zostało zawarte przed ołtarzem lub zostało unieważnione przez sąd kościelny), o tyle dwa pozostałe wyznania dopuszczają rozwód, a mimo tego interesująca nas frakcja i tak jest znacznie niższa od średniej. Wynika to zapewne z obserwacji, że osoby religijne (niezależnie od wyznania) są mniej skłonne do nietradycyjnych zachowań demograficznych, a ich małżeństwa są zdecydowanie bardziej trwałe. Zainteresowanych tym wątkiem odsyłam do innego opracowania (Szukalski, 2010), w którym dokładniej omówiono wpływ stanu cywilnego nowożeńców na wybór religijnej oprawy ceremonii zawarcia małżeństwa.

Podsumowanie

Można przypuszczać, że w nadchodzących dekadach ważność problematyki małżeństw powtórnych będzie wzrastać. Dziać się będzie tak zarówno pod wpływem czynnika kohortowego, jak i pod wpływem coraz większej akceptacji rozwodu w przypadku nieudanego związku małżeńskiego. Jeśli prawdziwa byłaby teza (budowana na podstawie obserwacji nietradycyjnych zachowań demograficznych w kolejnych generacjach młodych ludzi) o czekającym nas w najbliższych latach przyspieszeniu przemian obyczajowych (Szukalski, 2009), to w ciągu 5—10 lat udział małżeństw powtórnych może wzrosnąć do 20—25%

ogółu formalnie zawieranych związków⁶. Dodatkowo czeka nas zapewne szybki wzrost częstości występowania wielokrotnych małżeństw, czyli osób zawierających trzeci, czwarty lub kolejny związek.

W efekcie może zwiększyć się również znaczenie małżeństw powtórnych dla reprodukcji. Za takim stwierdzeniem przemawia wspólne oddziaływanie wzrostu liczby małżeństw powtórnych i odraczania decyzji prokreacyjnych, zwiększającego możliwość urodzeń po 35. roku życia, mimo niższej płodności par zawierających ponowny związek (ze względu na wyższy wiek) w stosunku do osób zawierających pierwsze małżeństwo.

dr Piotr Szukalski — Uniwersytet Łódzki

LITERATURA

- Kędelski M., Paradysz J., 2006, *Demografia*, Wyd. AE, Poznań, 323
- Kluzowa K., Kusz F., Slany K. (1991), *Małżeństwa powtórne w Polsce: Typy, przyczyny powstania, funkcjonowanie*, Wyd. UJ, Kraków
- NSP'2002. *Ludność. Stan i struktura demograficzno-społeczna* (2003), GUS
- Szukalski P. (2006), *Przestrzenne zróżnicowanie związków kohabitacyjnych w Polsce*, [w:] P. Szukalski (red.), *Szansa na sukces. Recepty współczesnych Polaków*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź
- Szukalski P. (2009), *Przemiany polskiej rodziny — na marginesie badań nad urodzeniami pozamałżeńskimi*, „Polityka Społeczna”, nr 8
- Szukalski P. (2010), *Małżeństwa wyznaniowe w Polsce w latach 1998—2007*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 6
- Szukalski P. (2011), *Małżeństwa powtórne w powojennej Polsce*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 4

⁶ Wielkość ta i tak będzie znacznie niższa od udziałów małżeństw powtórnych odnotowywanych w Europie Zachodniej, przykładowo w W. Brytanii w 2008 r. aż 37% nowo zawieranych małżeństw było powtórny, przynajmniej dla jednego z nowożeńców, w tym 17% dla obojga. Warto przy tym zaznaczyć, że jeszcze w 1940 r. małżeństwa powtórne stanowiły tam jedynie 9% (*Marriages in England and Wales 2008*, „Statistical Bulletin”, dostępne na www.statistics.gov.uk/pdffdir/marr0210.pdf). W tym samym roku we Francji 20,5% mężczyzn i 19,5% kobiet zawierających związek małżeński miało już za sobą doświadczenia małżeńskie, podczas gdy w 1946 r. było to odpowiednio 11% i 9,8%. Obecna sytuacja w Polsce przypomina obserwowaną we Włoszech — w 2008 r. małżeństwa powtórne stanowiły tam 13,8%, przy czym jedynie 1,8% to małżeństwa dotyczące osób owdowiałych, podczas gdy 12,7% nowo zawieranych małżeństw to związki nowożeńców po rozwodzie. W Hiszpanii w 2008 r. małżeństwa powtórne stanowiły 18,9%. Generalnie, według danych OECD, w 29 państwach europejskich w 2006 r. było więcej małżeństw powtórnych w porównaniu z rokiem 1970 (z reguły o 8—10 p.proc) i jedynie w 3 krajach (Słowenia, Dania i Estonia) w 2006 r. było minimalnie mniej małżeństw powtórnych w stosunku do 1995 r.

SUMMARY

Second marriage in contemporary Poland is seventh of the total of partnership. This article aims to show how their formation is shaped by the age and place of residence (region, city class). Age affected by duration of current marriage (a chance to experience divorce or widowhood) and the binding effect of similar age persons. The region and class of a residence by community customs and cultural patterns, determine tendencies to enter into second marriage as well as the number of potential candidates for their conclusion.

РЕЗЮМЕ

Повторные браки в современной Польше это 1/7 часть всех зарегистрированных браков. Целью статьи является характеристика влияния на их регистрацию возраста и места проживания (район, класс местности). Возраст влияет через продолжительность предыдущего брака (шансы испытания опыта развода или вдовства) и явление вступления в брак лиц похожего возраста. В свою очередь район и класс местности проживания через типичную для данного общества образа жизни и культурного образца, детерминируют склонность к повторным бракам и потенциальное число желающих вступить в него.

STATYSTYKA REGIONALNA

Beata BIESZK-STOLORZ

Analiza szans podjęcia pracy za granicą przez bezrobotnych w Szczecinie

Bezrobocie powoduje, że część osób bez pracy poszukuje zatrudnienia za granicą. Temu zjawisku sprzyja otwarcie rynków pracy w Unii Europejskiej. Dlatego sporo Polek i Polaków wyjeżdża za granicę do pracy legalnej. W takiej sytuacji od wielu lat byli marynarze pracujący na statkach zarejestrowanych pod obcą banderą. Jednak te kontrakty nie gwarantowały ubezpieczenia społecznego i bezpłatnej opieki lekarskiej między kolejnymi kontraktami. Podobny problem był w przypadku stoczniowców, którzy pracowali poza granicami kraju. Takie osoby po powrocie do kraju rejestrowały się w urzędach pracy, uzyskując w ten sposób status bezrobotnego, a jednocześnie przywileje z tym związane. Po pod-

pisaniu nowego kontraktu zgłaszały fakt wyjazdu za granicę, co wiązało się z wykreśleniem z rejestru. Oczywiście w podobnej sytuacji było wielu pracowników z innych grup zawodowych. Wobec swobodnego przepływu osób trudno jest określić rzeczywistą liczbę bezrobotnych wyjeżdżających do pracy za granicę. Szacuje się, że w latach 2007—2009 poza Polską powyżej trzech miesięcy przebywało odpowiednio ok.: 2270 tys., 2210 tys. i 1870 tys. naszych obywateli¹.

Celem artykułu² jest zbadanie wpływu płci, wieku i wykształcenia na szansę wyrejestrowania się bezrobotnych z Powiatowego Urzędu Pracy (PUP) w Szczecinie z powodu wyjazdu za granicę. Analizie poddano osoby, które wyrejestrowały się w latach 2007—2009. Przy wykorzystaniu regresji logistycznej obliczono ilorazy szans na wyjazd za granicę dla osób bezrobotnych z poszczególnych grup wieku i wykształcenia w stosunku do średniej wszystkich grup oraz wpływ płci na szansę takiego wyjazdu.

DANE STATYSTYCZNE

Badanie przeprowadzono na podstawie danych o 63052 bezrobotnych wyrejestrowanych z PUP w Szczecinie w latach 2007—2009. Uzyskane informacje dotyczyły płci, wieku, wykształcenia i powodu wyrejestrowania. Przyjęto podział na 5 grup wykształcenia i 6 grup wieku stosowany przez powiatowe urzędy pracy i w statystyce publicznej.

ZESTAWIENIE GRUP WYKSZTAŁCENIA I WIEKU

Wyszczególnienie	Numer grupy
Wykształcenie	
Brak lub niepełne podstawowe	1
Podstawowe	
Gimnazjalne	
Zasadnicze zawodowe	2
Średnie ogólnokształcące	3
Średnie zawodowe 4-letnie	4
Średnie zawodowe	
Pomaturalne/policealne	
Wyższe (w tym licencjat)	5
Grupy wieku	
18—25 lat	1
25—35	2
35—45	3
45—55	4
55—60	5
60—65 lat	6

U w a g a. Poszczególne warianty wykształcenia i grup wieku zostały ponumerowane w celu wykorzystania w dalszej prezentacji wyników analizy.

Ź r ó d ł o: opracowanie własne na podstawie klasyfikacji stosowanej przez powiatowe urzędy pracy.

¹ Informacja... (2010).

² W artykule przedstawiono wyniki etapu badań prowadzonych w ramach projektu badawczego MNiSW N N111 273538, finansowanego ze środków na naukę w latach 2010—2012.

Powody wyrejestrowania mogą być różne. Są to m.in.: podjęcie nauki, wyjazd za granicę na okres co najmniej 30 dni, odmowa przyjęcia propozycji zatrudnienia, niestawienie się w PUP w wyznaczonym terminie, osiągnięcie wieku emerytalnego czy rozpoczęcie działalności gospodarczej. W tabl. 1 przedstawiono strukturę bezrobotnych wyrejestrowanych z Powiatowego Urzędu Pracy w Szczecinie w latach 2007—2009 według płci, wykształcenia i wieku z uwzględnieniem liczby osób, które jako powód wyrejestrowania podały wyjazd za granicę. Autorka założyła, że w tym przypadku wyjazd za granicę osoby zarejestrowanej jako bezrobotna wiąże się z podjęciem pracy. Wśród przebadanych łącznie 63052 osób nie uwzględniono bezrobotnych skierowanych przez Urząd na staże u pracodawców, szkolenia i przygotowanie zawodowe. W tych przypadkach nie ma formalnego nawiązania stosunku pracy i takie osoby nie są wyrejestrowywane z PUP, a zatem nie uwzględniono tych osób w analizowanych danych.

TABL. 1. STRUKTURA OSÓB BEZROBOTNYCH WEDŁUG PŁCI ORAZ GRUP WYKSZTAŁCENIA I WIEKU

Wyszczególnienie	2007		2008		2009	
	bezrobotni wyrejestrowani	wyjazd za granicę	bezrobotni wyrejestrowani	wyjazd za granicę	bezrobotni wyrejestrowani	wyjazd za granicę
Płeć						
Kobiety	11875	200	10170	91	8726	197
Mężczyźni	12011	178	9598	68	10672	146
Wykształcenie						
Brak lub niepełne podstawowe, podstawowe, gimnazjalne (1)	9040	73	7234	28	6420	72
Zasadnicze zawodowe (2)	4991	59	3952	30	3913	63
Średnie ogólnokształcące (3)	2265	55	1992	14	2230	38
Średnie zawodowe 4-letnie, średnie zawodowe, pomaturalne/policealne (4)	4118	82	3468	37	3346	78
Wyższe (w tym licencjat) (5)	3472	109	3122	50	3489	92
Wiek						
18—25 lat (1)	4438	76	3496	20	3927	51
25—35 (2)	8155	164	6681	81	7058	139
35—45 (3)	4073	54	3219	25	3180	65
45—55 (4)	5412	69	4476	27	3601	68
55—60 (5)	1482	14	1505	3	1316	20
60—65 lat (6)	326	1	391	3	316	0

Źródło: badanie własne na podstawie danych Powiatowego Urzędu Pracy w Szczecinie.

W latach 2007—2009 odpowiednio 378, 159 i 343 osoby wyrejestrowały się, podając jako przyczynę dłuższy niż 30 dni wyjazd za granicę. W 2008 r. (rozpoczynającym kryzys na rynkach światowych) w Szczecinie nie zanotowano dużych zwolnień grupowych³. Być może było to przyczyną zmniejszonej liczby wyjazdów za granicę. W 2009 r. zanotowano więcej zwolnień grupowych (dotyczących często wyspecjalizowanych pracowników) i jednocześnie wzrosło zain-

³ Rynek... (2009).

interesowanie pracą za granicą⁴. Wiele osób ze Szczecina było zainteresowanych możliwością znalezienia legalnego zatrudnienia za zachodnią granicą bez konieczności emigracji. Do momentu otwarcia rynku pracy w Niemczech istniała możliwość podejmowania legalnie prac sezonowych oraz w dużej mierze zarabiania w sposób nielegalny, z czego korzystała od wielu lat ludność z województw przygranicznych.

MODEL LOGITOWY W ANALIZIE SZANS WYJAZDÓW ZA GRANICĘ

Do analizy danych został wykorzystany model logitowy:

$$\text{logit}(p) = \ln\left(\frac{p}{1-p}\right) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \alpha_i x_i \quad (1)$$

gdzie:

p — prawdopodobieństwo osiągnięcia sukcesu (lub porażki),

$\frac{p}{1-p}$ — szansa (lub ryzyko) wystąpienia określonego zdarzenia.

Im większa wartość współczynnika regresji α_i , tym większy wpływ zmiennej objaśniającej x_i na prawdopodobieństwo sukcesu (lub porażki). Jednak do interpretacji wykorzystuje się najczęściej iloraz szans (lub ryzyka), czyli e^{α_i} .

Iloraz szans (*OR odds ratio*), czyli stosunkowa zmiana relacji prawdopodobieństwa zajścia zdarzenia do jego niezajścia, przy zmianie jednej ze zmiennych objaśniających x_i o jednostkę (pozostałe zmienne objaśniające pozostają bez zmian) określony jest wzorem:

$$OR = \frac{P(x_i + 1)}{1 - P(x_i + 1)} \div \frac{P(x_i)}{1 - P(x_i)} = \frac{e^{\alpha_0} \cdot e^{\alpha_i x_i + 1}}{e^{\alpha_0} \cdot e^{\alpha_i x_i}} = e^{\alpha_i (x_i + 1 - x_i)} = e^{\alpha_i \cdot 1} = e^{\alpha_i} \quad (2)$$

gdzie $P(x_i)$ jest prawdopodobieństwem zajścia zdarzenia.

Model logitowy, w którym przyjmuje się rozkład logistyczny, jest wykorzystywany do analizy zero-jedynkowej zmiennej objaśnianej. Najczęściej spotykanym w literaturze sposobem kodowania dychotomicznych zmiennych objaśniających jest kodowanie 0;1. W ten sposób możliwe jest wyznaczenie szans badanych grup w stosunku do jednej wybranej grupy.

Możliwe jest również inne podejście⁵. Jest to kodowanie -1, 0, 1, które umożliwia obliczenie szans wszystkich grup w stosunku do średniej szansy tych grup. W artykule wykorzystano oba podejścia⁶. Płeć ma charakter dychotomiczny,

⁴ Rynek... (2010).

⁵ Obie procedury przedstawione zostały w pracy D.W. Hosmera i S. Lemeshowa (2000).

⁶ Markowicz, Stolorz (2009).

dlatego w tym przypadku zastosowano kodowanie 0;1. Wydaje się, że bardziej czytelna jest wówczas interpretacja ilorazu szans (kobiety w stosunku do mężczyzn). Drugie podejście wykorzystano do analizy grup wieku i wykształcenia. Umożliwiło to wyznaczenie i porównanie szans na podjęcie pracy wyrejestrowanych bezrobotnych poszczególnych grup wieku i wykształcenia w stosunku do średniej szansy wszystkich grup w poszczególnych kategoriach.

WYNIKI ANALIZY SZANS WYJAZDU ZA GRANICĘ

Na decyzję o poszukiwaniu i podjęciu pracy z pewnością ma wpływ wiele czynników ekonomicznych i rodzinnych. Interesujące są natomiast dane charakteryzujące cechy strukturalne osób wyjeżdżających za granicę, zwłaszcza według płci, wieku i wykształcenia⁷. Z danych zgromadzonych przez GUS wynika, że największa fala emigracji zarobkowej Polaków przypadała na lata 2006—2009⁸, przy czym zjawisko to ulegało stopniowemu zmniejszeniu. Przyczyną tego jest światowy kryzys ekonomiczny i zwiększające się bezrobocie w krajach będących celem emigracji. W dalszej analizie do oceny zależności wyrejestrowania z powodu wyjazdu za granicę wykorzystane zostaną ilorazy szans.

W latach 2007—2009 ilorazy szans dla płci są odpowiednio równe: 1,14; 1,27; 1,67 (wykr. 1). Oznacza to, że w Szczecinie szansa kobiet na podjęcie decyzji o wyjeździe za granicę była odpowiednio o 14%, 27% i 67% większa niż szansa mężczyzn (dostępne dane nie pozwalają jednak na określenie, czy wyjazdy te związane są z podjęciem pracy czy też w niektórych przypadkach jest to efekt łączenia rodzin). Z dużym prawdopodobieństwem należy założyć, że nie jest to wyjazd w celach turystycznych.

Charakterystykę struktury poziomu wykształcenia według płci przedstawiono na wykr. 2.

We wszystkich latach wśród osób z wykształceniem ogólnokształcącym, ogólnokształcącym zawodowym i wyższym przeważały kobiety (wykr. 2). Na wykr. 3, korzystając z ilorazów szans, przedstawiono, w jaki sposób wykształcenie wpływało na podjęcie decyzji o wyjeździe za granicę. Osoby z wykształceniem wyższym taką decyzję podejmowały częściej niż wszyscy pozostali (odpowiednio o 86%, 99%, 48% więcej w stosunku do średniej wszystkich grup), natomiast osoby z wykształceniem co najwyżej gimnazjalnym robiły to znacznie rzadziej (odpowiednio o 53%, 53% i 38% mniej w stosunku do średniej wszystkich grup, gdyż ilorazy szans są równe 0,47; 0,47; 0,62). W roku 2007 osoby z wykształceniem średnim ogólnokształcącym częściej niż w latach następnych podawały jako powód wyrejestrowania wyjazd za granicę. Był to rok, kiedy emigracja związana z poszukiwaniem pracy była największa.

Udział kobiet i mężczyzn w poszczególnych grupach wieku osób wyjeżdżających za granicę ilustruje wykr. 4.

⁷ Szerzej o czynnikach wpływających na prawdopodobieństwo podjęcia zatrudnienia w pracy Markowicz i Stolorz (2007).

⁸ *Informacja...* (2010).

Można zauważyć, że wraz z wiekiem maleje udział kobiet wśród osób bezrobotnych decydujących się na wyjazd za granicę, a rośnie udział mężczyzn. W roku 2009 wśród bezrobotnych najstarszych (byli to mężczyźni powyżej 60 lat) nie zanotowano osób wyrejestrowanych z powodu wyjazdu za granicę.

Na szansę wyrejestrowania się z powodu wyjazdu za granicę dłuższego niż 30 dni miał wpływ również wiek osoby bezrobotnej.

Analizując ilorazy szans można zauważyć, że taką decyzję częściej niż pozostali podejmowały osoby młode i w średnim wieku (wykr. 5). W latach 2007 i 2008 były to osoby w wieku 25—35 lat, a w roku 2009 bezrobotni w wieku 35—45 lat, przy czym szanse osób w wieku 25—35 i 45—55 były niewiele mniejsze. W roku 2007 do pracy za granicą wyjechało dużo osób w wieku 18—25 lat. Prawdopodobieństwo wyrejestrowania tych osób z powodu wyjazdu za granicę było o 58% większe niż w pozostałych grupach wieku, a w latach kolejnych było mniejsze niż średnia całej badanej zbiorowości (odpowiednio o 6% i o 25%). W grupie osób najstarszych (powyżej 60 lat) w 2007 r. i 2008 r. byli sami mężczyźni. W 2007 r. w Szczecinie bezrobotni w tym wieku najrzadziej deklarowali wyjazd za granicę, natomiast w 2009 r. w ogóle nie podano takiego powodu wyrejestrowania. Za to w roku 2008 osoby najstarsze podawały wyjazd za granicę jako powód wyrejestrowania o 27% częściej niż średnia wszystkich grup.

LITERATURA

- Hosmer D.W., Lemeshow S. (2000), *Applied Logistic Regression*, John Wiley & Sons, Inc.
- Informacja o rozmiarach i kierunkach emigracji z Polski w latach 2004—2009* (2010), GUS
- Markowicz I., Stolorz B. (2007), *Identyfikacja determinant czasu oczekiwania na pracę bezrobotnych w Szczecinie*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 12
- Markowicz I., Stolorz B. (2009), *Wpływ sposobu kodowania zmiennych na interpretację parametrów modelu regresji logistycznej*, Modelowanie i prognozowanie gospodarki narodowej, Prace i Materiały Wydział Zarządzania Uniwersytetu Gdańskiego, 4/2/2009, Wydział Zarządzania Uniwersytetu Gdańskiego, Fundacja Rozwoju Uniwersytetu Gdańskiego, Sopot
- Rynek pracy w mieście Szczecinie w 2008 r. i styczniu 2009 r.* (2009), Powiatowy Urząd Pracy w Szczecinie, Szczecin
- Rynek pracy w mieście Szczecinie w 2009 r. i styczniu 2010 r.* (2010), Powiatowy Urząd Pracy w Szczecinie, Szczecin

SUMMARY

The article presents the results of a study on the impact of gender, age and education for the chance to de-register from the Register of unemployed in the District Labour Office in Szczecin, due to go abroad in years 2007—2009. The logit model was used for the analysis of unemployed opportunities to travel abroad. During the period of deregistration due to longer than 30 days stay abroad frequently declared the young or middle aged with higher and secondary vocational educations. In each of the three years studied women decided to travel abroad more often than men.

РЕЗЮМЕ

Статья представляет результаты обследования касающегося влияния пола, возраста и образования на шансы выхода из реестра безработных районного управления труда в г. Щецине из-за выезда за границу в 2007—2009 гг. Для анализа шансов выезда за границу безработных была использована логит-модель. В обследуемый период выход из реестра из-за продолжающегося более 30 дней выезда за границу объявляли чаще всего молодые лица или лица среднего возраста с высшим образованием и средним профессиональным образованием. В каждом году из трех обследуемых лет женщины решали выехать за границу чаще чем мужчины.

Witold Małachowski:

Migracje we współczesnym świecie.

Implikacje dla Polski,

Oficyna Wydawnicza SGH, Warszawa 2010

Najnowsza monografia prof. Witolda Małachowskiego podejmuje aktualny i niezwykle ważny temat migracji międzynarodowych, który rozszerza dotychczasowy zakres jego zainteresowań badawczych. Autor jest profesorem w Kolegium Gospodarki Światowej SGH w Warszawie i znawcą problematyki gospodarczej, zwłaszcza Niemiec.

Jak wyjaśnia W. Małachowski we wstępie, przygotowania do wydania monografii o migracjach we współczesnym świecie trwały wiele lat. Określony wpływ na zajęcie się tym tematem miały osobiste doświadczenia Autora, związane z licznymi zagranicznymi pobytami badawczymi i wieloletnią pracą w korporacjach ponadnarodowych. Stopniowo gromadził on literaturę źródłową i bibliografię. Problematyka migracji była przedmiotem wielu krajowych i zagranicznych seminariów i wykładów, przede wszystkim w SGH i Akademii Finansów w Warszawie. W. Małachowski realizował projekty badawcze poświęcone migracji oraz organizował międzynarodowe konferencje naukowe na ten temat.

Pod koniec XX w. migracje zagraniczne stały się ważnym zjawiskiem globalnym ze względu na swój powszechny charakter. Swym zasięgiem obejmują niemal wszystkie kraje i regiony świata. Obiektywne i subiektywne przyczyny w różnych państwach sprzyjają przemieszczeniom, które obecnie przybierają takie rozmiary, iż zasługują na miano „migracji światowych”. Migracje we współczesnym świecie wywierają ważny wpływ na politykę oraz gospodarkę poszczególnych państw zarówno tych, które przyjmują migrantów, jak i tych, które migrujący opuszczają.

Skalę współczesnych migracji wyraża liczba ponad 200 mln ludzi (3% ludności świata).

Celem recenzowanej monografii jest przedstawienie aktualnego obrazu migracji oraz ich implikacji, przede wszystkim ekonomicznych. W. Małachowski dokonał również analizy migracji w Polsce — kraju szczególnie w ostatnich latach dotkniętego jej dobrodziejstwami i zagrożeniami.

Polacy od wielu pokoleń, z różnym natężeniem, uczestniczą w procesach migracyjnych. Ostatni przełom wieków charakteryzował się zdynamizowaniem migracji Polaków. Nowy impuls do wyjazdów dało przystąpienie Polski do Unii Europejskiej (UE).

Zjawisko migracji nabrało u nas charakteru masowego. Ponad dwa miliony Polaków wyemigrowały z Polski i trudno jest ocenić, jaki procent z tej liczby

stanowi emigracja na stałe, a jaki tymczasowa. Choć migracje nie są zjawiskiem nowym, akcesja państw regionu Europy Środkowej i Wschodniej otworzyła nowe możliwości przemieszczania się osób oraz świadczenia pracy i usług na niespotykaną dotąd skalę. Zwłaszcza że niektóre państwa członkowskie UE respektują swobody integracji europejskiej.

Skala migracji w XXI w. nie będzie maleć, lecz odwrotnie będzie wzrastać. Autor dokonał starannej analizy teoretycznych uwarunkowań migracji we współczesnym świecie i tendencji rozwoju tego procesu i jego skutków.

Warto podkreślić, że ze względu na bardzo złożony charakter migracji, stanowi ona przedmiot zainteresowań nie tylko ekonomii (makro i mikro), ale również historii, politologii, socjologii, psychologii, prawa, geografii, demografii czy medycyny. Można zatem stwierdzić, że migracja jako problem badawczy wymaga podejścia interdyscyplinarnego. Na podkreślenie zasługuje, że W. Małachowski starał się w monografii ukazać nie tylko skutki ekonomiczne i społeczne migracji, ale i konsekwencje tego zjawiska dla bezpieczeństwa międzynarodowego.

Dominacja analizy ekonomicznej wynika nie tylko z predyspozycji Autora, ale przede wszystkim z uwarunkowań migracyjnych zarówno od strony przyczyn, jak i skutków.

Literatura przedmiotu jest niezwykle bogata; dotyczy to materiałów źródłowych instytucji międzynarodowych, w tym ONZ oraz instytucji państwowych i organizacji pozarządowych, setek, a nawet tysięcy książek, artykułów naukowych i popularnonaukowych. W tym przypadku problemu nie stanowił dostęp do materiałów, lecz ich selekcja, której Autor dokonał w sposób uzasadniony.

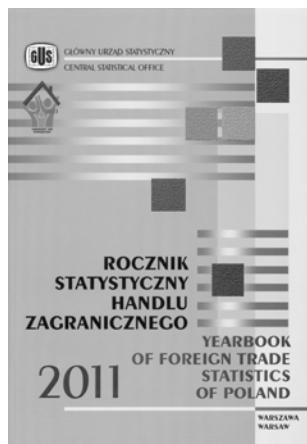
W badaniach zwraca się przede wszystkim uwagę na uniwersalny wymiar migracji w czasie i przestrzeni. Badane są zjawiska migracji i ich konsekwencje dla państw i społeczeństw. Migracja jest jednak głównie zjawiskiem wynikającym z podjęcia decyzji o przemieszczaniu się przez jednostkę lub jej zmuszeniu do tej decyzji. W każdym wypadku jest to decyzja dramatyczna. W pracy ten jednostkowy wymiar migracji nie stanowi jednak dominującego nurtu. Analizując procesy migracyjne, ich wielorakie aspekty i konsekwencje W. Małachowski starał się uchwycić określone tendencje i prawidłowości. W rezultacie powstała praca, w której uwzględnione zostały wszystkie najważniejsze elementy analizowanej problematyki.

Autor dążył do udowodnienia tezy, że biorąc pod uwagę rozwiązania liberalne i restryktywne, zdecydowanie większe korzyści ekonomiczne przynosi liberalna polityka migracyjna. Szczególnie przekonująca egemplifikacja tej tezy zawarta jest w rozdziale poświęconym polityce i doświadczeniom migracyjnym Republiki Federalnej Niemiec.

O zaletach recenzowanej monografii W. Małachowskiego decydują w szczególności następujące jej cechy: logiczna konstrukcja, właściwy dobór źródeł i bardzo dobry warsztat naukowy, zachowanie dyscypliny merytoryczno-chronologicznej. Wybór tematu należy też uznać za bardzo trafny, gdyż dotyczy aktualnego i wymagającego pogłębionych badań problemu. Książka z pewnością spotka się z zainteresowaniem licznych czytelników i badaczy.

Oprac. **Roman Popiński**

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



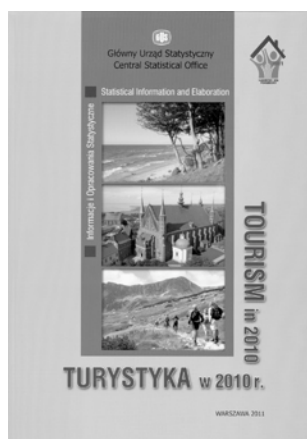
W czterdziestej szóstej edycji **„Rocznika Statystycznego Handlu Zagranicznego 2011”** przedstawiono informacje charakteryzujące tytułowy handel w 2010 r. na tle danych za lata poprzednie, a także — po raz pierwszy — zaprezentowano dane o międzynarodowym handlu usługami. Informacje opisujące wielkość eksportu i importu, jego dynamikę i saldo obrotów podano w cenach bieżących i stałych według grup krajów.

Sytuację w polskim handlu zagranicznym scharakteryzowano na podstawie danych uzyskanych z dwóch systemów funkcjonujących od 1 maja 2004 r., daty przystąpienia Polski do Unii Europejskiej (UE) — EXTRASTAT-u, obejmującego obroty towarowe Polski realizowane z krajami niebędącymi członkami UE oraz z INTRASTAT-u, rejestrującego obroty towarowe Polski z państwami członkowskimi UE (w ścisłym powiązaniu z systemem podatkowym VAT). Obydwa systemy (działające równolegle) od 1 stycznia 2006 r. uzupełniają alternatywne źródła danych odnoszące się do rejestracji obrotów tzw. „towarami specyficznymi” (statki morskie i powietrzne, produkty morskie).

Obroty towarowe w handlu zagranicznym — rejestrowane na podstawie badań prowadzonych zgodnie z metodologią ONZ — począwszy od przystąpienia Polski do UE, podawane są według 8-znakowej Scalonej Nomenklatury Towarowej (CN), która podlega corocznej weryfikacji.

W pierwszej części publikacji przedstawiono dane zbiorcze m.in. według: krajów, grup krajów, towarów, cen stałych, rozdysponowania importu i eksportu według głównych kategorii ekonomicznych, międzynarodowej wymiany usług, bilansu płatniczego i zadłużenia zagranicznego Polski. Wartości podano w złotych, w euro i dolarach USA. Obroty towarowe pokazano według nomenklatur SITC, CN i PKWiU. Część druga wydawnictwa (nie jest zamieszczana w Internecie) zawiera szczegółowe dane towarowe według nomenklatur CN i SITC w podziale na wybrane kraje.

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



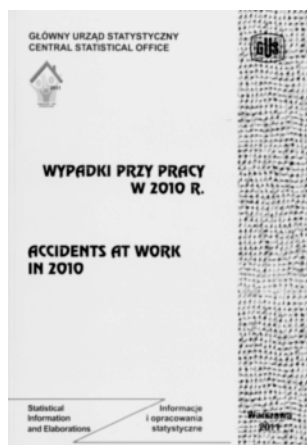
„Turystyka w 2010 r.” przedstawia podstawowe informacje o infrastrukturze turystycznej, wykorzystaniu turystycznych obiektów zbiorowego zakwaterowania oraz o ruchu granicznym. Od 2008 r. dane dotyczące przekroczeń granic obejmują wyłącznie granice Polski będące jednocześnie zewnętrznymi granicami UE (m.in. przyjazdy cudzoziemców i wyjazdy obywateli polskich). Wynika to z przystąpienia Polski do strefy Schengen 21 grudnia 2007 r. W publikacji przedstawiono również porównania międzynarodowe na podstawie danych Eurostatu.

Publikacja zawiera komentarz analityczny dotyczący m.in. uczestnictwa mieszkańców Polski w podróżach turystycznych oraz podstawowych wielkości z rachunku satelitarne go turystyki za 2008 r.

Opracowanie podzielono na dwie części. W pierwszej znajdują się uwagi metodologiczne i komentarz analityczny, w drugiej — tablice zgrupowane w pięciu działach tematycznych. W dziale I pokazano liczbę turystycznych obiektów zbiorowego zakwaterowania, natomiast w dziale II wykorzystanie tych obiektów według miesięcy. Dział III dotyczy ruchu granicznego Polaków oraz cudzoziemców, opisuje też graniczny ruch środków transportu. Dział IV przybliża system organizacyjny i działalność PTTK. Ostatni dział zawiera podstawowe dane o obiektach zbiorowego zakwaterowania i ich wykorzystaniu w krajach UE oraz aktywności turystycznej jej mieszkańców w latach 2002—2009.

Dane uzyskano z badań GUS, Straży Granicznej, Instytutu Turystyki, zestawień PTTK oraz opracowań Eurostatu.

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



Publikacja „Wypadki przy pracy w 2010 r.” stanowi kontynuację wydań poprzednich opisujących tę tematykę. W opracowaniu przedstawiono informacje charakteryzujące osoby poszkodowane, skutki i przebieg wypadków oraz absencję nimi spowodowaną. Badaniem statystycznym objęto wszystkie wypadki przy pracy, jak również wypadki traktowane na równi z wypadkami przy pracy, niezależnie od tego, czy na karcie wykazana została niezdolność do pracy czy nie (np. z powodu odmowy przyjęcia zwolnienia lekarskiego przez poszkodowanego). Dane charakteryzują zarówno osoby, które uległy wypadkom indywidualnym, jak i zbiorowym.

Dane zawarte w publikacji pozwalają na ocenę stanu tytułowych wypadków oraz rozpoznanie ich rozmiarów, przyczyn, okoliczności, a także ich konsekwencje. Analizy opracowywane na podstawie tych danych są istotne przede wszystkim dla profilaktyki i podejmowania działań zapewniających poprawę warunków pracy w skali kraju i w poszczególnych zakładach.

Zawarte w opracowaniu dane o wypadkach przy pracy dotyczą osób pracujących w gospodarce narodowej w latach 2008—2010, z wyjątkiem jednostek budżetowych prowadzących działalność w zakresie obrony narodowej i bezpieczeństwa publicznego, w których informacje dotyczą tylko pracowników cywilnych. Są to informacje rejestrowane w zakładach pracy (poza indywidualnymi gospodarstwami rolnymi) dotyczące poszkodowanych w wypadkach, zebrane na podstawie statystycznej karty wypadku przy pracy.

Wypadki przy pracy w indywidualnych gospodarstwach rolnych (rejestrowane przez KRUS) dotyczą tylko tych wypadków, w wyniku których poszkodowani otrzymali w danym roku jednorazowe odszkodowania z tytułu stałego lub długotrwałego uszczerbku na zdrowiu.

Publikacja składa się z uwag metodycznych i syntetycznego omówienia wypadków przy pracy oraz tablic zawierających szczegółowe dane. Czytelnicy znajdą tam informacje dotyczące m.in.: poszkodowanych w wypadkach przy pracy (według sektorów własności oraz sekcji i podsekcji gospodarki narodowej), przyczyn wypadków i absencji spowodowanej wypadkami przy pracy. Dane przedstawiono również w przekrojach regionalnych.

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



W wyniku współpracy urzędów statystycznych w Kaliningradzie oraz w Olsztynie ukazało się folderowe wydanie opracowania **„Obwód kaliningradzki i województwo warmińsko-mazurskie w liczbach 2011”**. Publikacja dostarcza czytelnikom bogatego

zestawu danych za 2010 r., charakteryzujących dziedziny życia społecznego i gospodarczego obwodu kaliningradzkiego i województwa warmińsko-mazurskiego. Przedstawione w opracowaniu dane dotyczą: ludności i aktywności zawodowej, dochodów i wydatków, ochrony zdrowia, edukacji, kultury i turystyki, produkcji przemysłowej i rolniczej, transportu i łączności, aktywności podmiotów gospodarczych oraz produktu krajowego brutto.

Ze względu na charakter opracowania, pominięto szczegółowe wyjaśnienia dotyczące różnic metodologicznych, wynikających z zastosowanych metod badawczych, co należy uwzględnić przy dokonywaniu porównań.

Publikacja w wersji rosyjsko-polskiej, dostępna na stronach internetowych GUS.

W październiku br. wydano ponadto publikacje: **„Aktywność ekonomiczna ludności Polski. II kwartał 2011 r.”**, **„Bezrobocie rejestrowane. I—II kwartał 2011 r.”**, **„Obrót nieruchomościami w 2010 r.”**.

Oprac. Alina Świdarska

Informacja o sytuacji społeczno-gospodarczej kraju — październik 2011 r.

W III kwartale br. Polska należała do grupy krajów o dynamice PKB znacznie przewyższającej przeciętną dla UE. Realny wzrost produktu krajowego brutto był zbliżony do notowanego w I półroczu br. i wyniósł 4,2% w skali roku (wykres 1). Po wyeliminowaniu wpływu czynników o charakterze sezonowym PKB w III kwartale br. zwiększył się w porównaniu z poprzednim kwartałem o 1,0%.

Wartość dodana brutto ogółem była wyższa niż przed rokiem o 4,0% (wykres 2). Najbardziej, ale wolniej niż w poprzednich okresach, wzrosła wartość dodana brutto w budownictwie (o 11,9%). Utrzymał się wzrost wartości dodanej w przemyśle (o 5,5%) oraz handlu; naprawie pojazdów samochodowych (o 5,3%). Głównym czynnikiem kreującym wzrost PKB był nadal popyt krajowy, przy czym dynamika popytu konsumpcyjnego uległa osłabieniu, natomiast umocnił się wzrost popytu inwestycyjnego. Mimo niekorzystnych warunków zewnętrznych, dodatni (wobec ujemnego w II kwartale br.) był wpływ eksportu netto na wzrost PKB.

Sytuacja finansowa badanych przedsiębiorstw w okresie trzech kwartałów br. kształtowała się korzystniej niż przed rokiem — wyższe były wyniki finansowe, nieco poprawiły się podstawowe relacje ekonomiczno-finansowe (wykres 3). Wykazano wyższy niż w okresie styczeń—wrzesień ub. roku poziom przychodów ze sprzedaży na eksport. Eksporterzy osiągnęli znacznie lepsze niż przed rokiem wyniki finansowe, a podstawowe wskaźniki ekonomiczno-finansowe w tej grupie podmiotów były korzystniejsze niż dla ogółu przedsiębiorstw oraz niż w okresie trzech kwartałów ub. roku. Nakłady inwestycyjne ogółem w okresie styczeń—wrzesień br. zwiększyły się o 12,0% w ujęciu rocznym, po głębokim spadku przed rokiem. Nakłady na budynki i budowle wzrosły o 3,5%, natomiast na zakupy — o 18,1% (wykres 4). Bardziej niż przeciętnie zwiększyły się nakłady ogółem w jednostkach z kapitałem zagranicznym. Wyższa niż przed rokiem była liczba inwestycji rozpoczętych oraz ich wartość kosztorysowa.

W październiku br. w części obszarów obserwowano osłabienie relatywnie wysokiej aktywności gospodarczej. Produkcja sprzedana przemysłu nadal rosła w ujęciu rocznym w dość dobrym tempie, chociaż nieco wolniejszym niż w dwóch poprzednich miesiącach. Niższa od wysokiej w poprzednich okresach była dynamika produkcji budowlano-montażowej. Wolniej rosła również sprzedaż detaliczna. Utrzymał się natomiast znaczny wzrost sprzedaży usług w transporcie. Popyt krajowy kształtował się w warunkach podwyższonej inflacji, przy stabilizacji umiarkowanego tempa wzrostu przeciętnych nominalnych wynagrodzeń i świadczeń emerytalno-rentowych.

Na rynku pracy utrzymało się, obserwowane od początku br., spowolnienie tempa wzrostu przeciętnego zatrudnienia w sektorze przedsiębiorstw w ujęciu rocznym. Stopa bezrobocia rejestrowanego na koniec października br. utrzymała się na poziomie notowanym w trzech poprzednich miesiącach (11,8%, tj. o 0,3 pkt. proc. więcej niż przed rokiem) (wykres 5). Wstępne wyniki badania aktywności ekonomicznej ludności za III kwartał br. wskazują na niewielki wzrost liczby pracujących w ujęciu rocznym. Poprawił się nieco współczynnik aktywności zawodowej i relacja liczby osób niepracujących do pracujących. Stopa bezrobocia według BAEL obniżyła się w porównaniu z poprzednim kwartałem br., ale była wyższa niż przed rokiem i wyniosła 9,3%.

Produkcja sprzedana przemysłu w październiku br. była wyższa niż przed rokiem o 6,5%, a po wyeliminowaniu czynników o charakterze sezonowym —

o 7,0% (wykres 6). Wzrost miał miejsce we wszystkich sekcjach, z wyjątkiem górnictwa i wydobywania. Wśród głównych grupowań przemysłowych najbardziej rosła produkcja w zakresie dóbr inwestycyjnych, przy spadku sprzedaży dóbr związanych z energią. Produkcja budowlano-montażowa w październiku br. zwiększyła się o 8,9% w skali roku, a po wyeliminowaniu czynników sezonowych notowano wzrost o 14,9% (wykres 7).

Według listopadowych badań ogólny klimat koniunktury gospodarczej w przetwórstwie przemysłowym i budownictwie jest oceniany bardziej pesymistycznie niż przed miesiącem. Wpływają na to słabsze niż w październiku bieżące i przyszłe oceny w zakresie portfela zamówień oraz produkcji. Pogorszyły się negatywne przewidywania dotyczące sytuacji finansowej. Ceny wyrobów przemysłowych mogą rosnąć nieco wolniej, a robót budowlano-montażowych — nieznacznie szybciej niż w październiku. Wskaźnik ogólnego klimatu koniunktury w handlu detalicznym jest niekorzystny, nieco gorszy niż przed miesiącem. Kształtuje się on pod wpływem nadal niekorzystnych bieżących i przyszłych ocen dotyczących zdolności do regulowania zobowiązań finansowych. Bieżąca sprzedaż oceniana jest nieco mniej pesymistycznie niż przed miesiącem, a w zakresie przyszłej sprzedaży przedsiębiorstwa nadal wykazują niewielki optymizm. Jednostki handlowe sygnalizują możliwość szybszego niż w poprzednich miesiącach wzrostu cen towarów.

Wzrost cen towarów i usług konsumpcyjnych w skali roku był w październiku br. większy niż przed miesiącem, głównie w wyniku znacznej dynamiki cen towarów i usług w zakresie transportu oraz żywności i napojów bezalkoholowych (wykres 8). Utrzymywał się znaczny wzrost cen producentów w przemyśle, a niewielki — w budownictwie.

Na rynku rolnym w październiku br. ceny większości podstawowych produktów rolnych kształtowały się na poziomie znacznie wyższym od ubiegłorocznego. W skali miesiąca wzrosły ceny żywca wieprzowego i wołowego oraz mleka, natomiast ceny zbóż (z wyjątkiem żyta), ziemniaków i drobiu rzeźnego uległy obniżeniu (wykres 9). Opłacalność tuczu trzody chlewnej pozostała na poziomie notowanym przed miesiącem.

Obroty towarowe handlu zagranicznego wzrosły w porównaniu z okresem styczeń—październik ub. roku w zbliżonej skali w eksporcie i imporcie (wykres 10).

Zwiększyła się wymiana towarowa ze wszystkimi grupami krajów, w tym szczególnie z krajami Europy Środkowo-Wschodniej. W okresie ośmiu miesięcy br. eksport w cenach stałych wzrósł o 7,3%, a import — o 6,4%. Pogorszeniu uległy warunki wymiany — wskaźnik terms of trade był niekorzystny i wyniósł 98,4, wobec 99,1 w okresie styczeń—sierpień ub. roku.

Deficyt budżetu państwa po dziesięciu miesiącach br. wyniósł 22,5 mld zł, co stanowiło 56,1% kwoty założonej w ustawie budżetowej na 2011 r.

Departament Analiz i Opracowań Zbiorczych, GUS

Wiadomości statystyczne

SPIS TREŚCI
NUMERÓW
1—12
ROK 2011

CZASOPISMO GŁÓWNEGO URZĘDU STATYSTYCZNEGO I POLSKIEGO TOWARZYSTWA STATYSTYCZNEGO

	ROK NR	LVI STR.
Marciniak Grażyna — Przewodnictwo Polski w Radzie Unii Europejskiej w dziedzinie statystyki	7/8	2
Od Redakcji	7/8	1
Stefanowicz Bogdan — Etyka informacji	1	11
Szukielaj-Bieńkuńska Anna, Walczak Tadeusz — Statystyczny pomiar postępu społeczno-gospodarczego w zmieniającym się świecie	7/8	9
Walczak Tadeusz — Pierwszy Światowy Dzień Statystyki	1	1

STULECIE POLSKIEGO TOWARZYSTWA STATYSTYCZNEGO

Domański Czesław — Setna rocznica powstania Polskiego Towarzystwa Statystycznego	9	1
Jopkiewicz Andrzej — Towarzystwa statystyczne w okresie międzywojennym	11	1
Kruszka Kazimierz — Polskie Towarzystwo Statystyczne w Wielkopolsce	12	1
Pociecha Józef — Powstanie Polskiego Towarzystwa Statystycznego w Krakowie. Juliusz Leo — pierwszy prezes Towarzystwa	10	1

STUDIA METODOLOGICZNE

Chudy-Laskowska Katarzyna, Wierzbńska Maria — Prognozowanie transportu towarowego	12	27
Dańska-Borsiak Barbara — Zróżnicowanie łącznej produktywności czynników produkcji według województw	12	13

Domańska Wiesława — Wdrażanie strategii <i>Europa 2020</i>	9	11
Domaszewicz Barbara, Łaczyński Artur — Powszechny Spis Rolny 2010	10	10
Dygaszewicz Janusz — System informacji geograficznej w statystyce publicznej	9	19
Florczak Waldemar — Produktywność czynników wzrostu PKB	2	8
Halka Aleksandra — Determinanty wydatków gospodarstw domowych na usługi związane z wypoczynkiem	5	1
Kasprzyk Beata, Fura Barbara — Wykorzystanie modeli logitowych do identyfikacji gospodarstw domowych zagrożonych ubóstwem	6	1
Komentarz do artykułu Roberta Wyszynskiego <i>Metoda korekty danych wstępnych dotyczących zatrudnienia i wynagrodzeń w sektorze przedsiębiorstw</i> (oprac. Departament Pracy, GUS)	10	39
Kozuń-Cieślak Grażyna — Wykorzystanie metody DEA do oceny efektywności w usługach sektora publicznego	3	14
Leszczyńska Agnieszka — Ceny usług związanych z użytkowaniem mieszkań przez właścicieli we wskaźniku cen towarów i usług konsumpcyjnych	3	1
Morawski Leszek — Imputacja wynagrodzeń brutto z pracy stałej w badaniach budżetów gospodarstw domowych	1	19
Muraszew Marcin — Algorytm ustalania arbitralnej aproksymacji całkowitoliczbowej wielowymiarowego wektora danych rzeczywistych w kontekście badań reprezentacyjnych	2	1
Ostasiewicz Walenty — Kultura języka statystycznego	7/8	42
Paradysz Jan — Apologia demografii, czyli istnienie demografii bez ludności	2	27
Podogrodzka Małgorzata — Analiza zjawisk społeczno-ekonomicznych z zastosowaniem metod taksonomicznych	11	26
Przychodzeń Wojciech — Identyfikacja nieciągłości dynamiki PKB za pomocą analizy falkowej	7/8	30
Rechnio Renata — Komentarz do artykułu Agnieszki Leszczyńskiej	3	11
Sieńko Barbara — Obliczanie stopy procentowej z uwzględnieniem zmienności stóp podokresów	9	31
Stefanowicz Bogdan — O demografii bez ludności	2	36
Szałtys Dorota, Stępień Radosław — Narodowy Spis Powszechny Ludności i Mieszkań w 2011 r.	11	11

Woźniak Rafał — Metody rozszacowania kwartalnych indeksów koniunktury konsumenckiej	4	1
Wyszyński Robert — Metoda korekty danych wstępnych dotyczących zatrudnienia i wynagrodzeń w sektorze przedsiębiorstw	10	22
Zych Adam — Zamówienia na produkty w sprawozdawczości statystycznej przedsiębiorstwa	6	16

BADANIA I ANALIZY

Bartoszczuk Paweł, Marczyk Magdalena — Zagospodarowanie odpadów	6	28
Bąk Iwona — Analiza wyjazdów turystycznych emerytów	12	41
Białynicki-Birula Paweł — Tendencje zmian w szkolnictwie wyższym	1	30
Gondek Anna — Prognozowanie rodności w Polsce metodą analogii przestrzenno-czasowych	2	48
Idczak Małgorzata — Wpływ płacy minimalnej na zatrudnienie	11	48
Kwasek Mariola — Spożycie żywności na wsi z uwzględnieniem zmodyfikowanej skali ekwiwalentności przyjętej w OECD	10	41
Markowicz Iwona — Wpływ cech klientów na ocenę jakości usług świadczonych przez jednostki samorządu terytorialnego	10	54
Ptaszyńska Barbara — Restrukturyzacja zadłużenia zagranicznego Polski	2	37
Ptaszyńska Barbara — Pomoc publiczna dla przedsiębiorstw w Polsce	3	43
Roeske-Słomka Iwona — Wydatki na alkohol w gospodarstwach domowych	7/8	44
Sidoruk Maria — Preferencje konsumentów na rynku piwowarskim	1	43
Strawiński Paweł — Wydatki gospodarstw domowych związane ze sportem	7/8	56
Strawiński Paweł — Społeczno-ekonomiczne determinanty aktywności sportowej	12	57
Szukalski Piotr — Małżeństwa powtarne w powojennej Polsce	4	11
Szukalski Piotr — Małżeństwa powtarne w Polsce w 2009 r.	12	68
Timofiejuk Igor — Dochody realne pracowników sektora przedsiębiorstw i emerytów w 2010 r.	6	20

Timofiejuk Igor — Dochody realne w sferze budżetowej w 2010 r.	11	42
Tomczuk Marta — Zmiany zachowań konsumpcyjnych w Polsce	9	50
Widlak Marta, Nehrebecka Natalia — Wykorzystanie regresji kwantylowej w analizie różnicowania cen mieszkań	5	17

STATYSTYKA REGIONALNA

Bajorski Bogdan, Tokarski Tomasz — Przestrzenne zróżnicowanie rozwoju ekonomicznego powiatów woj. podkarpackiego	5	47
Bieszk-Stolorz Beata — Analiza szans podjęcia pracy za granicą przez bezrobotnych w Szczecinie	12	80
Czempas Jan — Zmiany struktury finansowania inwestycji w miastach woj. śląskiego	10	62
Dolata Malgorzata, Lira Jarosław — Rozwój infrastruktury wodno-ściekowej na obszarach wiejskich woj. wielkopolskiego	6	36
Kiepas-Kokot Anna, Kokot Sebastian — Efekty suburbanizacji aglomeracji szczecińskiej	7/8	67
Kolodziejczyk Danuta — Ocena potencjału demograficznego w gminach	4	23
Pawlik Andrzej — Zróżnicowanie rozwoju społeczno-gospodarczego woj. świętokrzyskiego	11	60
Rak Grzegorz, Pstrocka-Rak Malgorzata — Analiza przestrzennego zróżnicowania rozwoju turystyki w Polsce	3	54
Salamaga Marcin — Konkurencyjność inwestycyjna województw w ujęciu dynamicznym	1	52
Sompolska-Rzechuła Agnieszka — Identyfikacja warunków życia ludności w woj. zachodniopomorskim	9	65

STATYSTYKA MIĘDZYNARODOWA

Baruk Jerzy — Wspomaganie innowacji finansowanych przez przedsiębiorstwa w Unii Europejskiej	1	63
Gorczyca Mirosław — Mieszkalnictwo w Norwegii	1	74
Gorczyca Mirosław — Mieszkalnictwo w Szwajcarii	2	69
Gorczyca Mirosław — Mieszkalnictwo w Szwecji	3	86

Gorczyca Mirosław — Mieszkalnictwo w Stanach Zjednoczonych	4	49
Gorczyca Mirosław — Mieszkalnictwo w Chinach	9	82
Gorczyca Mirosław — Mieszkalnictwo w Islandii	10	78
Gorczyca Mirosław — Mieszkalnictwo w Japonii	11	70
Krupowicz Joanna — Cykliczność procesu rozrodczości w krajach europejskich	3	71
Kruszka Michał — Znaczenie kapitału zagranicznego w sektorach bankowych Europy Środkowo-Wschodniej	7/8	85
Piekut Marlena — Działalność badawczo-rozwojowa w krajach Unii Europejskiej oraz Japonii i w Stanach Zjednoczonych	5	78
Salamaga Marcin — Bezpośrednie inwestycje zagraniczne krajów Unii Europejskiej w przetwórstwie przemysłowym	4	38
Salamaga Marcin — Specjalizacja w zakresie bezpośrednich inwestycji zagranicznych w przemyśle przetwórczym krajów OECD	5	69
Sojka Elżbieta — Urodzenia i płodność kobiet w wybranych krajach Unii Europejskiej	6	49
Ziemiecki Jacek — Wpływ zmian wielkości długu publicznego na tempo wzrostu dochodu narodowego w Europie	2	59

SPOŁECZEŃSTWO INFORMACYJNE

Dworak Edyta — Wpływ gospodarki opartej na wiedzy na kategorie makroekonomiczne	7/8	99
Piekut Marlena — Wykorzystanie technologii i usług teleinformatycznych w Polsce i innych krajach	4	58
Piekut Marlena — Konsumenci korzystający z usług elektronicznych	10	82
Stec Małgorzata — Funkcjonowanie e-administracji publicznej	6	67
Szczukocka Agata — Rozwój usług elektronicznych w Polsce	11	74

Z PRAC RADY STATYSTYKI

Żurawicz Antoni — Działalność Rady Statystyki w II półroczu 2010 r.	4	72
Żurawicz Antoni — Działalność Rady Statystyki w I półroczu 2011 r.	9	86

INFORMACJE. PRZEGLĄDY. RECENZJE

VII konferencja <i>Metoda reprezentacyjna w badaniach ekonomiczno-społecznych</i> — w 60. rocznicę utworzenia Katedry Statystyki (oprac. Tomasz Żądło)	11	85
XXIX konferencja <i>Wielowymiarowa analiza statystyczna</i> (oprac. Monika Zielińska-Sitkiewicz, Anna Witaszczyk)	2	77
XL Ogólnopolski Konkurs Statystyczny (oprac. Bożena Łazowska)	11	86
Herudziński Radosław — Zamierzenia edukacyjno-zawodowe młodzieży w pow. bełchatowskim	10	95
Informacja o sytuacji społeczno-gospodarczej kraju — listopad 2010 r.	1	87
Informacja o sytuacji społeczno-gospodarczej kraju — rok 2010	2	94
Informacja o sytuacji społeczno-gospodarczej kraju — styczeń 2011 r.	3	99
Informacja o sytuacji społeczno-gospodarczej kraju — luty 2011 r.	4	82
Informacja o sytuacji społeczno-gospodarczej kraju — I kwartał 2011 r.	5	110
Informacja o sytuacji społeczno-gospodarczej kraju — kwiecień 2011 r.	6	83
Informacja o sytuacji społeczno-gospodarczej kraju — I półrocze 2011 r.	7/8	130
Informacja o sytuacji społeczno-gospodarczej kraju — lipiec 2011 r.	9	94
Informacja o sytuacji społeczno-gospodarczej kraju — sierpień 2011 r.	10	102
Informacja o sytuacji społeczno-gospodarczej kraju — I—III kwartał 2011 r.	11	92
Informacja o sytuacji społeczno-gospodarczej kraju — październik 2011 r. (oprac. Departament Opracowań Zbiorczych, GUS)	12	94
Konferencja <i>Statystyka publiczna w służbie samorządu terytorialnego</i> (oprac. Urząd Statystyczny we Wrocławiu)	5	92
Mieczysław Sobczyk: <i>Statystyka matematyczna</i> , Wydawnictwo C. H. Beck, Warszawa 2010 (oprac. Marek Witkowski)	2	86
Nowości wydawnicze GUS i urzędów statystycznych (listopad 2010 r.)	1	84

Nowości wydawnicze GUS i urzędów statystycznych (grudzień 2010 r.)	2	89
Nowości wydawnicze GUS i urzędów statystycznych (styczeń 2011 r.)	3	94
Nowości wydawnicze GUS i urzędów statystycznych (luty 2011 r.)	4	78
Nowości wydawnicze GUS i urzędów statystycznych (marzec 2011 r.)	5	105
Nowości wydawnicze GUS i urzędów statystycznych (kwiecień 2011 r.)	6	81
Nowości wydawnicze GUS i urzędów statystycznych (maj/czerwiec 2011 r.)	7/8	125
Nowości wydawnicze GUS i urzędów statystycznych (lipiec 2011 r.)	9	92
Nowości wydawnicze GUS i urzędów statystycznych (sierpień 2011 r.)	10	100
Nowości wydawnicze GUS i urzędów statystycznych (wrzesień 2011 r.)	11	89
Nowości wydawnicze GUS i urzędów statystycznych (październik 2011 r.) (oprac. Alina Świdorska)	12	91
Przeszłość i perspektywy migracji zarobkowej (oprac. Eugeniusz Kowalczyk)	7/8	115
Roczny spis treści	12	101
Wielkopolski konkurs <i>Statystyka mnie dotyka</i> (oprac. Emilia Bogacka)	7/8	123
Wiesława Makać: <i>Statystyka ekonomiczna. Wybrane mierniki makroekonomiczne</i> , Wydawnictwo Uniwersytetu Gdańskiego, Gdańsk 2010 (oprac. Tomasz Jurkiewicz)	3	91
Witold Małachowski: <i>Migracje we współczesnym świecie. Implikacje dla Polski</i> , Oficyna Wydawnicza SGH, Warszawa 2010 (oprac. Roman Popiński)	12	88
Wystawa: <i>Statystyka narodowościowa w Polsce w zbiorach Centralnej Biblioteki Statystycznej</i> (oprac. Bożena Łazowska)	1	78
Wystawa: <i>Statystyka w służbie administracji publicznej — rys historyczny</i> (oprac. Bożena Łazowska)	5	98

SPIS TREŚCI

STULECIE POLSKIEGO TOWARZYSTWA STATYSTYCZNEGO

<i>Kazimierz Kruszka</i> — Polskie Towarzystwo Statystyczne w Wielkopolsce	1
--	---

STUDIA METODOLOGICZNE

<i>Barbara Dańska-Borsiak</i> — Zróznicowanie łącznej produktywności czynników produkcji według województw	13
<i>Katarzyna Chudy-Laskowska, Maria Wierzińska</i> — Prognozowanie transportu towarowego	27

BADANIA I ANALIZY

<i>Iwona Bąk</i> — Analiza wyjazdów turystycznych emerytów	41
<i>Paweł Strawiński</i> — Społeczno-ekonomiczne determinanty aktywności sportowej	57
<i>Piotr Szukalski</i> — Małżeństwa powtórne w Polsce w 2009 r.	68

STATYSTYKA REGIONALNA

<i>Beata Bieszk-Stolorz</i> — Analiza szans podjęcia pracy za granicą przez bezrobotnych w Szczecinie	80
---	----

INFORMACJE. PRZEGLĄDY. RECENZJE

Witold Małachowski: <i>Migracje we współczesnym świecie. Implikacje dla Polski</i> , Oficyna Wydawnicza SGH, Warszawa 2010 (oprac. <i>Roman Popiński</i>)	89
Nowości wydawnicze GUS i urzędów statystycznych (październik 2011 r.) (oprac. <i>Alina Świdorska</i>)	91
Informacja o sytuacji społeczno-gospodarczej kraju — październik 2011 r. (oprac. <i>Departament Analiz i Opracowań Zbiorczych, GUS</i>)	94
Roczny spis treści	101

CONTENTS

THE 100th ANNIVERSARY OF THE POLISH STATISTICAL SOCIETY

<i>Kazimierz Kruska</i> — Polish Statistical Society in Wielkopolska Region	1
---	---

METHODOLOGICAL STUDIES

<i>Barbara Dańska-Borsiak</i> — Differentiation of the total productivity factors by voivodships	13
<i>Katarzyna Chudy-Laskowska, Maria Wierzbńska</i> — Forecasting of transport of goods	27

SURVEYS AND ANALYSES

<i>Iwona Bąk</i> — Analysis of pensioners tourist trips	41
<i>Paweł Strawiński</i> — Socio-economic determinants of sport activities	57
<i>Piotr Szukalski</i> — Second marriages in Poland in 2009	68

REGIONAL STATISTICS

<i>Beata Bieszk-Stolorz</i> — Opportunities to work abroad for the unemployed in Szczecin	80
---	----

INFORMATION. REVIEWS. COMMENTS

Witold Małachowski: <i>Migration in the modern world. Implications for Poland</i> , Warsaw School of Economics Publishing House, 2010 (by <i>Roman Popiński</i>)	89
New publications of the CSO of Poland and Regional Statistical Offices in October 2011 (by <i>Alina Świdorska</i>)	91
Information on the socio-economic situation of Poland in October 2011 (by <i>Aggregated Studies Division, CSO</i>)	94
The annual table of contents	101

TABLE DES MATIÈRES

CENTENAIRE DE L'ASSOCIATION STATISTIQUE POLONAISE

<i>Kazimierz Kruszka</i> — Association Statistique Polonaise dans la région Grande Pologne	1
--	---

ÉTUDES MÉTHODOLOGIQUES

<i>Barbara Dańska-Borsiak</i> — Différenciation relative à la productivité de l'ensemble des facteurs de la production selon les voïevodies	13
<i>Katarzyna Chudy-Laskowska, Maria Wierzbńska</i> — Prévisions relatives au transport des marchandises	27

ÉTUDES ET ANALYSES

<i>Iwona Bąk</i> — Analyse relative au départs touristiques des retraités	41
<i>Paweł Strawiński</i> — Déterminants socio-économiques relatifs à l'activité sportive	57
<i>Piotr Szukalski</i> — Remariages de l'année 2009 en Pologne	68

STATISTIQUES RÉGIONALES

<i>Beata Bieszk-Stolarz</i> — Analyse des possibilités pour les chômeurs en Szczecin de trouver un emploi à l'étranger	80
--	----

INFORMATIONS. REVUES. COMPTE-RENDUS

Witold Małachowski: <i>Migrations de l'époque contemporaine. Implications pour la Pologne</i> . Maison d'édition SGH, Varsovie, 2010 (par <i>Roman Popiński</i>)	89
Nouveautés éditoriales du GUS et des offices statistiques régionaux (octobre 2011) (par <i>Alina Świdarska</i>)	91
Information sur la situation socio-économique du pays — octobre 2011 (Département d'Analyses et d'Élaborations Agrégées, GUS)	94
Table des matières annuelle	101

СОДЕРЖАНИЕ

СТОЛЕТИЕ ПОЛЬСКОГО СТАТИСТИЧЕСКОГО ОБЩЕСТВА

<i>Казимеж Крушка</i> — Польское статистическое общество в Велькопольской области	1
---	---

МЕТОДОЛОГИЧЕСКИЕ ИЗУЧЕНИЯ

<i>Барбара Даньска-Борсяк</i> — Дифференциация общей производительности факторов производства по воеводствам	13
<i>Катажина Худы-Ласковска, Мариа Вежбиньска</i> — Прогнозирование грузового транспорта	27

ОБСЛЕДОВАНИЯ И АНАЛИЗЫ

<i>Ивона Бонк</i> — Анализ туристических поездок пенсионеров	41
<i>Павел Стравиньски</i> — Социально-экономические детерминанты спортивной активности	57
<i>Пiotр Шукальски</i> — Повторные браки в Польше в 2009 г.	68

РЕГИОНАЛЬНАЯ СТАТИСТИКА

<i>Бэата Бешк-Столуж</i> — Анализ шансов работы за границей для безработных в г. Щецине	80
---	----

ИНФОРМАЦИИ. ОБЗОРЫ. РЕЦЕНЗИИ

<i>Витольд Малаховски: Миграции в современном мире. Импликации для Польши</i> , Издательство ВШЭ, Варшава, 2010 (разраб. <i>Роман Попиньски</i>)	89
Издательские новости ЦСУ и статистических управлений (октябрь 2011 г.) (разраб. <i>Алина Свидерска</i>)	91
Информация о социально-экономическом положении страны — октябрь 2011 г. (разраб. <i>Отдел анализа и сводных разработок, ЦСУ</i>)	94
Годовое содержание «Статистических ведомостей» 2011 г.	101

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 półtorej linii między wierszami, marginesy 2,5 cm ze wszystkich stron). Należy go dostarczyć pocztą elektroniczną lub na dyskietce oraz w dwóch egzemplarzach jednostronnego wydruku, bez odrębnych poprawek.

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

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

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

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

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

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

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

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



**Kongres pod Honorowym Patronatem
Prezydenta Rzeczypospolitej Polskiej
Bronisława Komorowskiego**

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

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

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

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

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

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