

Cena zł 12,00  
(VAT 5%)

Indeks 381306  
PL ISSN 0043-518X

# WIADOMOŚCI STATYSTYCZNE

GŁÓWNY  
URZĄD  
STATYSTYCZNY

POLSKIE  
TOWARZYSTWO  
STATYSTYCZNE

MIESIĘCZNIK  
ROK LIX  
WARSZAWA  
MARZEC 2014

3

w numerze m.in.:

JAN KORDOS

Od twierdzenia Jakuba Bernoulliego do współczesnych badań  
reprezentacyjnych

DOMINIK ŚLIWICKI

Ekonometryczna analiza odpływów z bezrobocia



---

## KOLEGIUM REDAKCYJNE:

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

---

## REDAKCJA

al. Niepodległości 208, 00-925 Warszawa, gmach GUS, pok. 353, tel. 22 608-32-25

[http://www.stat.gov.pl/pts/16\\_PLK\\_HTML.htm](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 Izabella Zagoździńska, mgr Justyna Wójtowicz  
(sekretarz, tel. 22 608-34-37, j.wojtowicz@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 Gorczycy, mgr Andrzej Kajkowski (wykresy).

## Indeks 381306

### Prenumerata realizowana przez RUCH S.A.:

Zamówienia na prenumeratę w wersji papierowej i na e-wydania można składać bezpośrednio na stronie  
[www.prenumerata.ruch.com.pl](http://www.prenumerata.ruch.com.pl).

Ewentualne pytania prosimy kierować na adres e-mail: [prenumerata@ruch.com.pl](mailto:prenumerata@ruch.com.pl) lub kontaktując się  
z Centrum Obsługi Klienta „RUCH” pod numerami: 22 693 70 00 lub 801 800 803 — czynne w dni robocze  
w godzinach 7<sup>00</sup>—17<sup>00</sup>.

Koszt połączenia wg taryfy operatora.

---

MIĘDZYNARODOWY ROK STATYSTYKI 2013  
KONFERENCJA NAUKOWA  
*STATYSTYKA — WIEDZA — ROZWÓJ*

**Jan KORDOS**

## Od twierdzenia Jakuba Bernoulliego do współczesnych badań reprezentacyjnych<sup>1</sup>

---

Publikacji *Ars Conjectandi (Sztuka Przewidywania)* Jakuba Bernoulliego, wydanej 300 lat temu, poświęcono wiele opracowań i analiz naukowych, podkreślając jej znaczenie dla rozwoju rachunku prawdopodobieństwa i innych dziedzin naukowych<sup>2</sup>. Zapewne w ub. roku z okazji obchodzonego Międzynarodowego Roku Statystyki powstało wiele interesujących opracowań poświęconych tej publikacji, które rzucą nowe światło na rozwój rachunku prawdopodobieństwa i statystyki, a szczególnie na zastosowania tych dyscyplin w różnych dziedzinach.

Od twierdzenia Bernoulliego do współczesnych badań reprezentacyjnych daleka droga, ale wydaje się celowe dokonanie podróży przez trzy stulecia i prześledzenie rozwoju poszczególnych komponentów badań reprezentacyj-

---

<sup>1</sup> Jest to rozszerzona i uaktualniona wersja referatu wygłoszonego na ogólnopolskiej konferencji naukowej *Statystyka — wiedza — rozwój* zorganizowanej w Łodzi (17 i 18 października 2013 r.), z okazji Międzynarodowego Roku Statystyki.

<sup>2</sup> [http://books.google.pl/books?id=-xgwSAjTh34C&pg=PR9&lpg=PR9&ots=8v1Wj\\_bd\\_1&dq=jakob+bernoulli+law+of+large+numbers](http://books.google.pl/books?id=-xgwSAjTh34C&pg=PR9&lpg=PR9&ots=8v1Wj_bd_1&dq=jakob+bernoulli+law+of+large+numbers)

nych, wskazując na ważniejsze momenty, które odegrały istotną rolę w tym rozwoju.

Rozpocznię od znaczenia tego twierdzenia dla wyboru próby z populacji, czyli przejścia od teorii do praktyki, prowadzącego do konstrukcji tablic liczb losowych, które umożliwiają spełnienie w praktyce teoretycznego założenia o niezależności zmiennych losowych. Chciałbym przypomnieć, w ogólnym zarysie, wkład różnych matematyków i statystyków, którzy przyczynili się do rozwoju teorii wykorzystywanych w praktycznych zastosowaniach badań reprezentacyjnych w różnych dziedzinach życia gospodarczego i społecznego.

Wykorzystując twierdzenie Bernoulliego spróbuję wykazać, dlaczego próbę z populacji należy wylosować, a nie wybrać w inny sposób, aby uzyskane oceny można było uogólnić na populację z określoną precyzją. Wspomnę przy okazji o tworzeniu tablic liczb losowych przez niektórych badaczy, a także o generatorach liczb losowych wykorzystywanych w symulacjach komputerowych i różnych badaniach naukowych.

Następnie będę rozważał rozwój różnych komponentów badań reprezentacyjnych, zmierzających do zwiększenia precyzji i dokładności uzyskiwanych ocen. Nawiążę do publikacji Bayesa<sup>3</sup>, wydanej 250 lat temu, a głównie do *bayesizmu*, jednego z paradygmatów w statystyce, którego podejście wykorzystywane jest w badaniach reprezentacyjnych, a szczególnie przy estymacji złożonych ocen. Podkreślę znaczenie fundamentalnych prac prof. Jerzego Neymana, głównego twórcy drugiego paradygmatu w statystyce, *podejścia częstościowego*, dla rozwoju badań reprezentacyjnych. Wspomnę także o wykorzystywaniu w szerokim zakresie różnego rodzaju modeli przy estymacji parametrów i ich analizie, a także o niebezpieczeństwach występujących w niektórych praktycznych zastosowaniach. Nawiążę tu do słynnego stwierdzenia Boxa, iż: *wszystkie modele są złe, ale niektóre są użyteczne*<sup>4</sup>.

Rozważę także znaczenie metod uzyskiwania danych od wybranych jednostek w rozmaitych typach badań, wykorzystywanie dodatkowych źródeł informacji przy wyborze próby i uogólnieniu wyników, a także napotykane trudności oraz postęp przy stosowaniu w szerokim zakresie nowoczesnej techniki obliczeniowej.

W zakończeniu opiszę ogólnie ostatnie zastosowania złożonych metod w badaniach reprezentacyjnych, w których wykorzystane są skomplikowane plany prób, modele, metody symulacyjne i inne techniki badawcze prowadzące do zwiększenia precyzji i dokładności ocen, ale wymagające znacznej uwagi przy interpretacji uzyskanych wyników. W uwagach końcowych wspomnę o pracach, jakie prowadzi ostatnio Eurostat w zakresie jakości, zmierzających stopniowo do wprowadzenia globalnego zarządzania jakością także w badaniach reprezentacyjnych<sup>5</sup>.

---

<sup>3</sup> Bayes T. (1763), s. 370—418.

<sup>4</sup> Box G. E. P. (1976), s. 791—799.

<sup>5</sup> *Handbook on improving...* (2013).

## TWIERDZENIE JAKUBA BERNOULLIEGO I JEGO NASTĘPCY

Opublikowanie *Ars Conjectandi* jest niewątpliwie wydarzeniem przełomowym co najmniej z dwóch powodów. Mianowicie, opracowanie zawiera wyraźne określenie pojęcia prawdopodobieństwa oraz opisanie jego własności, a także pierwsze sformułowanie prawa wielkich liczb. Wielu znakomitych uczonych zajmowało się tymi zagadnieniami w poszukiwaniu ilościowych sposobów oceny zjawisk losowych. Nie byli oni jednak w stanie dokonać ostatecznego kroku — wprowadzenia pojęcia prawdopodobieństwa, choć bliscy tego byli B. Pascal (1623—1662) i C. Huygens (1629—1695). Dokonali oni tego, że powstał fundament pod wprowadzenie tego pojęcia. Było ono analizowane do końca XIX w., w szczególności przez A. Moivre'a (1657—1754) w publikacji *The Doctrine of Chances*, wydanej w Londynie w 1756 r. oraz P. S. Laplace'a (1749—1827), ale dopiero A. N. Kołmogorow w 1933 r. rozwiązał ostatecznie to zagadnienie.

Twórczość Bernoulliego miała dla teorii prawdopodobieństwa znaczenie zasadnicze. Jego odkrycia w tej dziedzinie przedstawione są, jak już wspomniałem, w publikacji *Ars Conjectandi* wydanej pośmiertnie przez Mikołaja Bernoulliego w Bazylei w 1713 r. Książka J. Bernoulliego składa się z czterech części. Pierwszą część stanowi dzieło Huygensa, lecz Bernoulli podał swoje uwagi do prawie wszystkich wypowiedzi Huygensa, przy czym w niektórych przypadkach są one nawet bardziej istotne; w innej części rozwiązane są różnorodne zadania z teorii prawdopodobieństwa. Bernoulli przedstawił przede wszystkim ogólne pojęcia o naturze zdarzeń losowych, a następnie dowiódł twierdzenia, noszącego obecnie jego imię, stanowiącego podstawę wszystkich badań nad prawidłowościami masowych zjawisk losowych.

Twierdzenie Bernoulliego było pierwszym i najprostszy z wielu twierdzeń składających się na „prawo wielkich liczb” — termin ten wprowadził w 1835 r. francuski matematyk S. Poisson. Wraz z twierdzeniem Moivre'a-Laplace'a i jego uogólnieniami, „prawo wielkich liczb” i „centralne twierdzenie graniczne” należą do twierdzeń granicznych teorii prawdopodobieństwa, których pryncypalne znaczenie polega na tym, że na nich opierają się wszystkie zastosowania tej nauki do badania zjawisk przyrodniczych i społecznych.

Twierdzenie Bernoulliego dało matematyczną interpretację dobrze z doświadczenia znanego faktu, że występujące masowo zdarzenia losowe wykazują określone prawidłowości. Jeśli prawdopodobieństwo zajścia zdarzenia losowego  $A$  w następstwie niezależnych prób jest stałe i równe  $p$  w każdej próbie, to dla każdej dowolnie małej liczby dodatniej  $\varepsilon$  można twierdzić z prawdopodobieństwem dowolnie zbliżonym do jedności, że różnica  $\frac{m}{n} - p$ , co do bezwzględnej wartości, okaże się mniejsza niż  $\varepsilon$ . Twierdzenie to krócej można wyrazić przy pomocy następującego zapisu:

$$\Pr\left\{\left|\frac{m}{n} - p\right| \leq \varepsilon\right\} \geq 1 - \eta \quad \text{przy dostatecznie wielkich } n$$

gdzie:

$m$  — liczba realizacji zdarzenia losowego  $A$  w wyniku  $n$  prób niezależnych,  
 $\varepsilon$  i  $\eta$  — dowolnie małe liczby dodatnie.

Z analizy tego twierdzenia wynika także, że istnieje możliwość oceny częstości względnej  $p$  odnoszącej się do całej zbiorowości generalnej z określonym stopniem dokładności na podstawie wyników uzyskanych tylko od części tej zbiorowości, liczącej  $n$  jednostek. Pozostaje tylko do określenia stopień dokładności szacunku — wielkość prawdopodobieństwa. Trzeba określić ufność naszego wnioskowania oraz ustalić minimalną liczebność próbki  $n$ . Z takimi właśnie problemami spotykamy się w metodzie reprezentacyjnej, a więc dopuszczamy przy szacunku błąd, którego rozmiary możemy dowolnie regulować zwiększając odpowiednio liczebność próbki  $n$ . Zakładamy przy tym, że dane uzyskane od wybranych jednostek są zgodne ze stanem faktycznym.

Następnie matematycy i statystycy dowiedli, że prawo wielkich liczb zachodzi nie tylko dla częstości względnych i średnich, ale także dla innych cech zbiorowości, co ma szczególnie znaczenie w przypadku badań reprezentacyjnych (zagadnienie to rozwiązał matematyk rosyjski P. L. Czebyszew, 1821—1894). Oznacza to, że z prawdopodobieństwem dowolnie bliskim jedności można wnioskować, że różnice co do wartości bezwzględnej między charakterystyką dla całej zbiorowości i charakterystyką dla próbki nie różnią się więcej niż  $\varepsilon$ , gdy  $n$  jest dostatecznie duże, przy określonych warunkach.

Teoria rozkładów granicznych stanowi jeden z większych i ważniejszych działów rachunku prawdopodobieństwa, który rozwinął się szczególnie szybko w ostatnich kilkudziesięciu latach, jakkolwiek niektóre twierdzenia z tego zakresu zostały udowodnione jeszcze w wiekach XVIII i XIX. Jako pionierów prac badawczych w tej dziedzinie należy wymienić A. de Moivre'a, C. F. Gaussa i P. S. Laplace'a, odkrywców rozkładu normalnego odgrywającego w twierdzeniach granicznych podstawową rolę. Dalsze prace wielu wybitnych uczonych, a przede wszystkim prace Levy'ego, Lindeberga, Lapunowa, Fellera i Chinczyzna doprowadziły do pełnego rozwiązania tego zagadnienia. Sformułowano i udowodniono kilka ważnych twierdzeń, podając warunki, które muszą być spełnione, aby zmienna losowa miała rozkład normalny lub zbieżny do tego rozkładu. Twierdzenia te od 1920 r. znane są pod wspólną nazwą „centralnego twierdzenia granicznego” (Fischer, 2011).

Prawo wielkich liczb nie daje gwarancji, że przy poszczególnych szacunkach błąd nie wypadnie większy niż przyjęta dowolna liczba. Stwierdza tylko, że przypadek taki staje się tym mniej prawdopodobny, im większa jest liczba obserwacji. Tak np., gdy szacujemy średnie wydatki gospodarstwa domowego na

określony produkt na podstawie próbki wylosowanej ze zbiorowości generalnej gospodarstw domowych to jest rzeczą mało prawdopodobną, że wylosujemy przypadkowo same gospodarstwa o niskich wydatkach i że w skutek tego szacunek średnich wydatków odbiegnie daleko od wartości rzeczywistej. Prawo wielkich liczb twierdzi jednak, że im większa liczba obserwacji, tym mniejsze jest prawdopodobieństwo otrzymania takiego rezultatu.

Do dalszych rozważań podam „słabe prawo wielkich liczb”, nieco zmodyfikowane, według S. Zubrzyckiego<sup>6</sup>:

*Jeśli  $X_1, X_2, \dots, X_n$  jest ciągiem niezależnych zmiennych losowych o jednokowym rozkładzie prawdopodobieństwa z wartością oczekiwaną  $\mu$  i odchyleniem*

*standardowym  $\sigma$ , a  $\bar{X}_n = \frac{\sum_{i=1}^n X_i}{n}$  oznacza średnią pierwszych  $n$  zmiennych losowych, to dla każdego  $\varepsilon > 0$  i  $\eta > 0$  zachodzi nierówność, gdy  $n$  jest dostatecznie duże:*

$$P(|\bar{x}_n - \mu| < \varepsilon) > 1 - \eta$$

W pierwszej kolejności należy wyjaśnić, w jaki sposób próba powinna być wybrana ze zbiorowości generalnej, wykorzystując twierdzenie Bernoulliego. Pierwsza część słabego prawa wielkich liczb głosi (Kordos, 2009):

*Jeśli  $X_1, X_2, \dots, X_n$  jest ciągiem niezależnych zmiennych losowych o jednokowym rozkładzie prawdopodobieństwa z wartością oczekiwaną  $\mu$  i odchyleniem standardowym  $\sigma$ ”. Podkreśliłem słowo „niezależnych” zmiennych losowych, gdyż w praktyce, aby spełnić ten warunek teoretyczny statystycy zbudowali „tablice liczb losowych”. Przy pomocy tablic liczb losowych wybieramy najpierw  $x_1$  i traktujemy jako realizację zmiennej losowej  $X_1$ , a następnie  $x_2$  — jako realizację zmiennej losowej  $X_2$  itd. Próba  $x_1, x_2, \dots, x_n$  jest traktowana jako pojedyncza realizacja  $n$ -wymiarowej zmiennej losowej  $(X_1, X_2, \dots, X_n)$ . Tak więc jednostki badania wybierane są do próby przy pomocy „tablic liczb losowych”, aby spełnić warunek niezależności.*

Druga część twierdzenia słabego prawa wielkich liczb brzmi: *wtedy dla każdego  $\varepsilon > 0$  i  $0 < \eta < 1$  zachodzi  $P\{|\bar{x}_n - \mu| < \varepsilon\} > 1 - \eta$ , gdy  $n$  jest dostatecznie duże.* Wydaje mi się, że prof. J. Neyman (1933, 1934) przy tworzeniu przedziałów ufności wykorzystał nierówność  $P\{|\bar{x}_n - \mu| < \varepsilon\} > 1 - \eta$  i zastąpił ją  $P\{|\bar{x}_n - \mu| < \varepsilon\} = 1 - \alpha$ , gdzie  $\varepsilon$  oznacza precyzję oceny, a  $1 - \alpha$  poziom ufności. Ale tego nie potrafię udowodnić.

Prawo wielkich liczb, jak już podkreślono, stanowi podstawę teoretyczną badań reprezentacyjnych. Można z niego wyciągnąć bardzo ważny i praktyczny

<sup>6</sup> Zubrzycki S. (1966), s. 139.

wniosek, że o parametrach zbiorowości generalnej (populacji) można wnioskować na podstawie badania tylko części tej zbiorowości, wylosowanej z całej populacji. Jeżeli próbka będzie dostatecznie liczna, to precyzja takiego wnioskowania może być dowolnie wysoka (tzn. błędy mogą być dowolnie małe), przy czym prawdopodobieństwo słuszności takiego wnioskowania, zwane poziomem ufności, może być odpowiednio zbliżone do pewności. Jednakże tak sformułowane samo prawo wielkich liczb nie rozwiązuje jeszcze podstawowych problemów badań reprezentacyjnych. Na przykład nie można odpowiedzieć, w jaki sposób należy określić minimalną liczebność próbki, aby zapewnić żądaną precyzję oszacowań przy zadanym poziomie ufności; jak obliczyć prawdopodobieństwo słuszności wypowiedianych sądów (poziomu ufności); w jaki sposób oszacować precyzję badanych parametrów po przeprowadzeniu badania. Do rozwiązania tych problemów wykorzystano, po odpowiednim przystosowaniu, różne twierdzenia graniczne rachunku prawdopodobieństwa, a szczególną rolę odgrywa tu „centralne twierdzenie graniczne”. Rozważam dalej także inne problemy metodologiczne badań reprezentacyjnych, a twierdzenie Bernoulliego traktuję jako teoretyczny wstęp do badań reprezentacyjnych.

### *METODOLOGICZNE PROBLEMY BADAŃ REPREZENTACYJNYCH*

Metodologicznie badania reprezentacyjne dotyczą trzech różnych, lecz równie ważnych pytań:

- 1) w jaki sposób próba powinna być wybrana z danej populacji, aby uzyskane wyniki uogólnić na populację (*metody wyboru próby*),
- 2) w jaki sposób wyciągnąć wnioski o populacji na podstawie danych otrzymanych z wybranej próby oraz dostępnych informacji oraz określić precyzję takiej oceny (*metody estymacji*) oraz
- 3) w jaki sposób uzyskać informacje od jednostek wybranych do próby i dostępnych źródeł (*metody uzyskiwania danych*), aby były zgodne ze stanem faktycznym.

### *ROZWÓJ METODYKI BADAŃ REPREZENTACYJNYCH*

Badania częściowe, w których jednostki do badania były wybierane przy pomocy jednej z metod wyboru celowego, stosowano zwykle w badaniach społecznych, związanych z badaniami warunków bytu, ubóstwa lub badania opinii. Na przełomie wieków XIX i XX szczególną rolę odegrały badania monograficzne, w których stosowano metodę wywiadu, rejestracji i obserwacji w celu uzyskania informacji od badanych jednostek. W badaniach eksperymentalnych, głównie rolniczych, stosowano zwykle jedną z metod wyboru celowego, a później wykorzystywano także wybór losowy, stosując twierdzenie Bernoulliego.



Po raz pierwszy idea wnioskowania statystycznego została przedstawiona przez francuskiego naukowca P. S. Laplace'a. W 1781 r. opublikował on plan badania częściowego, w którym określił wielkość próby potrzebnej do osiągnięcia pożądanej dokładności w ocenie wyniku. Plan opierał się na zasadzie odwrotnych prawdopodobieństw Laplace'a i wyprowadzeniu centralnego twierdzenia granicznego. Został on opublikowany w 1774 r. i jest jednym z rewolucyjnych dokumentów w historii wnioskowania statystycznego. Model wnioskowania Laplace'a opierał się na próbach Bernoulliego i rozkładzie binominalnym. Zakładał on, że populacja ciągle się zmienia. Został przedstawiony przy założeniu rozkładów *a priori* dla parametrów. Model wnioskowania Laplace'a zdominował myślenie statystyczne przez cały wiek. Dobór próby w badaniach Laplace'a był celowy (Kuusela, 2011). Dalej rozważam tylko losowy wybór próby.

### **Metody wyboru próby — liczby losowe i ich zastosowania**

Tablice liczb losowych zostały zbudowane, aby w praktyce zastosować twierdzenie Bernoulliego i inne twierdzenia graniczne. Rozważmy więc kto i kiedy zbudował tablice liczb losowych oraz ich zastosowanie w różnych dziedzinach badań. Wybór próby z populacji generalnej jest tylko jednym z elementów badań reprezentacyjnych. W praktyce mamy do czynienia z populacjami złożonymi, wymagającymi zastosowania skomplikowanych procedur badawczych, aby uzyskać wiarygodne oceny dla całej populacji. Przedstawmy więc w ogólnym zarysie rozwój planów próby do zbadania złożonych układów populacji, wymagających zastosowania specjalnych metod uzyskiwania danych, a także wykorzystania danych z innych źródeł, w celu zwiększenia jakości wyników. Szczególną uwagę zwrócę na błędy nielosowe, których minimalizacja jest jednym z podstawowych celów badań reprezentacyjnych.

Dlaczego należy wybrać jednostki do badania częściowego przy pomocy tablicy liczb losowych, aby uzyskane wyniki można było uogólnić na populację generalną z określonym błędem losowym, wykorzystując twierdzenie Jakuba Bernoulliego? Kto pierwszy i kiedy zbudował tablice liczb losowych nie potrafiłem ustalić. Losowanie i liczby losowe wykorzystywano już w XVIII w. i później w ruletkach, badaniach eksperymentalnych, a także na mniejszą skalę w badaniach częściowych. Pierwsze tablice liczb losowych wydał w roku 1927 L. H. Tippett pod tytułem *Random Sampling Numbers*. K. Pearson we wstępie do tej publikacji wyjaśnia, w jaki sposób w ostatnich latach dokonywano losowania prób. Zwykle dotyczyło to badań eksperymentalnych i badań naukowych na mniejszą skalę. Omawia też sposoby weryfikacji losowości tych liczb, a także wskazuje na pewne wątpliwości odnośnie losowości tablic Tippetta.

Następnie opublikowano tablice liczb losowych:

- w 1938 r. — *Fisher's and Yates Tables*,
- w 1939 r. — *Kendall and Babington Smith's Random numbers*,

- w 1955 r. — *Rand Corporation Table of Random numbers*,
- w 1966 r. — *C. R. Rao. Mitra and Mathai Table of Random numbers*.

W Polsce w roku 1951 prof. E. Vielrose opracował dla potrzeb GUS tablice liczb losowych, wykorzystując do tego paski do drukujących maszyn liczących<sup>7</sup>. W późniejszym okresie konstrukcją liczb losowych zajmował się także prof. H. Steinhaus<sup>8</sup>.

Liczby losowe wykorzystywane są w reprezentacyjnych badaniach statystycznych (przy losowaniu próby z populacji generalnej lub, szerzej, planowaniu schematu losowania), a zatem we wszelkich badaniach ekonomicznych, społecznych, marketingowych, badaniach opinii, w zagadnieniach statystycznej kontroli jakości produktów itp. Innym sposobem wykorzystania liczb losowych są badania symulacyjne. Są to metody wykorzystujące techniki obliczeniowe, w których przedstawiany jest przebieg realnego zjawiska, opisanego odpowiednimi równaniami, uwzględniając wpływające na nie czynniki losowe. Badania takie są często jedynym sposobem ilościowej analizy skomplikowanego procesu technologicznego lub zjawiska przyrodniczego (Kotulski, 2001; Zieliński, 1972).

W ostatnim czasie liczby losowe zyskały ogromnie na znaczeniu, są one stosowane w kryptografii (np. w wojskowości i dyplomacji) czy też szerzej rozumianej ochronie informacji. W ostatnich latach powstały nowe pola stosowania liczb losowych, dotyczą one współczesnych sposobów przesyłania danych masowych (przy użyciu telefonii komórkowej i sieci komputerowych), w których niezbędna jest ochrona informacji (Kotulski, 2001). Temat zastosowania i tworzenia liczb losowych i pseudolosowych jest przedstawiony szeroko w Internecie<sup>9</sup>.

### ***Początki metody reprezentacyjnej***

Metodę badania częściowego na szerszą skalę wykorzystano już w 1891 r. w spisie ludności w Norwegii. Została ona nazwana „metodą reprezentacyjną”. Metoda ta była zaprezentowana na sesji Międzynarodowego Instytutu Statystycznego (MIS) w Bernie w 1895 r. przez A. Kiaera (1897). Dlatego rok 1895 uważany jest za początek badań reprezentacyjnych w statystyce oficjalnej. Kiaer dowodził, że badanie częściowe może dać rzetelne wyniki pod warunkiem, że obserwacje tworzą reprezentatywny obraz całej badanej zbiorowości. Próba powinna, jego zdaniem, odzwierciedlać populację ze względu na ważne cechy. Uważano wtedy, że reprezentatywność próby może być osiągnięta na dwa sposoby, przez wybór:

- a) zrandomizowany (losowy) z całej populacji oraz
- b) celowy, który odzwierciedla populację ze względu na wybrane zmienne.

<sup>7</sup> Vielrose E. (1951).

<sup>8</sup> Steinhaus H. (1956), s. 51—65.

<sup>9</sup> Na przykład: <http://www.random.org/randomness/>.

W pierwszych dekadach XX w. badania reprezentacyjne były przeprowadzane przy wykorzystaniu jednej z tych metod, a do połowy lat 30. ub. wieku na pytanie, która z nich jest „lepsza” nie znano odpowiedzi.

### ***Przełom w metodzie wyboru próby***

Fundamentalny wkład w rozwój teorii metody reprezentacyjnej wniósł Jerzy Neyman, światowej sławy statystyk polskiego pochodzenia. W swoim słynnym artykule<sup>10</sup> zmienił teoretyczne podstawy wnioskowania na podstawie badań częściowych, wprowadzając błędy losowe oparte na randomizacji rozkładu. Wprowadził „optymalną lokalizację próby” w losowaniu warstwowym, a także „przedziały ufności”<sup>11</sup>. Użył on terminu „reprezentatywny” w nowym znaczeniu. Jerzy Neyman był współtwórcą, wspólnie z R. A. Fisherem, K. Pearsonem i E. Pearsonem, nowego paradygmatu w statystyce „podejścia częstościowego”, który zdominował badania reprezentacyjne w latach 1950—1990 (Kuusela, 2011).

Jednakże w pierwszych dekadach XX w. podejmowane były już badania częściowe na szerszą skalę. Należy wspomnieć o badaniach prowadzonych i opisanych przez A. L. Bowleya (1915, 1926), a także badania bezrobocia prowadzone w latach 1934—1942 w Stanach Zjednoczonych, które w 1943 r. przekształciły się w sławne badania siły roboczej prowadzone przez amerykańskie Biuro Spisów<sup>12</sup>.

Należy zaznaczyć, że MIS uznał metodę reprezentacyjną w statystyce oficjalnej w 1925 r., A. L. Bowley, pierwszy profesor statystyki w London School of Economics and Political Science — przez swoje prace o pomiarze<sup>13</sup> oraz o doborze próby<sup>14</sup>, był pierwszą z głównych postaci rozwoju naukowego doboru próby, opartego na zasadach rachunku prawdopodobieństwa.

### ***Rozwój metodyki badań reprezentacyjnych w drugiej połowie XX w.***

Intensywny rozwój metodyki badań reprezentacyjnych rozpoczął się po 1945 r. Ukazało się 5 podręczników na ten temat w języku angielskim, które opracowali: F. Yates (1949), W. E. Deming (1950), W. G. Cochran (1953), M. H. Hansen, W. N. Hurwitch i W. G. Madow (1953) oraz P. V. Sukhatme i B. V. Sukhatme (1954). W szerokim zakresie rozpoczęto również stosowanie metody reprezentacyjnej w rozmaitych dziedzinach. Po ukazaniu się wspomnianych podręczników zorganizowano wiele kursów z metody reprezentacyjnej

---

<sup>10</sup> Neyman J. (1934), s. 558—606.

<sup>11</sup> Neyman J. (1933); (1938), s. 101—116.

<sup>12</sup> Kish L. (1996), s. 3—16.

<sup>13</sup> Bowley A. L. (1915).

<sup>14</sup> Bowley A. L. (1926), s. 1—62.

w Indiach, Stanach Zjednoczonych, Wielkiej Brytanii i wielu innych krajach. W Polsce współzależność między rozwojem teorii i praktyki badań reprezentacyjnych próbowałem przedstawić na łamach „Wiadomości Statystycznych”<sup>15</sup>.

W latach 1940—1960, a okres ten uważany jest za złotą erę w badaniach reprezentacyjnych, szczególną rolę w tej dziedzinie badań odegrali Hansen, Hurwitz, Madow, Waksberg, Bershad, Tepping i in. (Kish, 1996; Kuusela, 2011). Uważa się, że Hansen odegrał główną rolę w rozwoju metodologii badań reprezentacyjnych w XX w. Hansen i Hurwitz<sup>16</sup> zastosowali losowanie warstwowe wielostopniowe z jedną jednostką pierwszego stopnia w warstwie z prawdopodobieństwem proporcjonalnym do wielkości, aby zapewnić zrównoważony schemat losowania. Wprowadzili estymację złożoną do bieżących badań ludności stosując losowanie rotacyjne w celu redukcji obciążenia respondentów (Hansen i in., 1953). Zastosowali więc koncepcję Neymana do praktyki statystycznej na szeroką skalę. Wydaje mi się, że głównie Hansen i jego zespół przyczynili się w znacznym stopniu do rozpowszechnienia metodologii opracowanej przez Neymana. W latach 1950—1990 dominowało stosowanie idei „podejścia częstościowego” w badaniach reprezentacyjnych (Kuusela, 2011). Od 1990 r., po wprowadzeniu na szerszą skalę nowoczesnej techniki obliczeniowej, zaczęła powracać w badaniach reprezentacyjnych dominacja *bayesizmu*, wykorzystująca na szeroką skalę dostępne informacje z różnych źródeł, przy zastosowaniu różnorodnych modeli. W szerszym zakresie zaczęła być wykorzystywana empiryczna i hierarchiczna estymacja bayesowska (Lyberg i in., 1998; Groves i in., 2004; Rao, 2003, 2005).

Instytut Statystyczny w Indiach, kierowany przez Mahalanobisa<sup>17</sup>, stał się drugim centrum badań reprezentacyjnych o znaczeniu międzynarodowym. *Indyjskie Narodowe Badanie Reprezentacyjne (Indian National Sample Surveys)* zdobyło sławę międzynarodową<sup>18</sup>. Mahalanobis (1944) już w 1937 r. w Indiach wykorzystał losowanie wielostopniowe (wsi, poletek i zdjęć fotograficznych) do badania plonów. Wykorzystał funkcje kosztu badania i wariancje przy planowaniu badania, a więc zastosował w praktyce teorie opracowane przez J. Neymana.

W aspekcie międzynarodowym znaczną rolę odgrywają także sesje naukowe MIS, odbywające się co dwa lata. Na sesjach tych prezentowane są zarówno osiągnięcia teoretyczne, jak i praktyczne w dziedzinie badań reprezentacyjnych uzyskane przez ośrodki badawcze, a także przez urzędy statystyczne różnych krajów. Istotną rolę w rozwoju metodologii badań reprezentacyjnych odgrywa także jedna z sekcji MIS — International Association of Survey Statisticians (IASS), która jest organizatorem lub współorganizatorem wielu konferencji międzynarodowych.

---

<sup>15</sup> Kordos J. (2012), s. 61—86.

<sup>16</sup> Hansen M. H., Hurwitz W. N. (1943), s. 333—362.

<sup>17</sup> Mahalanbis P. C. (1944), s. 329—451; (1952), s. 1—7.

<sup>18</sup> Sukhatme P. V., Sukhatme B. V. (1954).

## ***Metody pozyskiwania danych***

Ważnym komponentem badań reprezentacyjnych są metody uzyskiwania danych od jednostek wybranych do próby. Chodzi o to, aby informacje uzyskane od jednostek badanych były zgodne ze stanem faktycznym, odzwierciedlające badaną rzeczywistość. Okazuje się jednak, że w wielu jednostkach w badaniach reprezentacyjnych występują poważne trudności w uzyskiwaniu danych zgodnych ze stanem faktycznym. Część wylosowanych jednostek, z różnych przyczyn, nie bierze udziału w badaniu, a inne nie udzielają wiarygodnych informacji. Dotyczy to głównie badań społecznych, ale mogą one wystąpić również w badaniach ekonomicznych.

Metody zbierania danych, stosowane w badaniach reprezentacyjnych, można ogólnie podzielić na następujące grupy (Dillman i in., 2009; Groves i in., 2004): a) bezpośrednie wywiady indywidualne, b) wywiady telefoniczne, c) metody oparte na systemie pocztowym, d) metody wykorzystujące Internet, e) metody pomiaru, f) samo spisywanie, g) metody obserwacji, h) metody wykorzystujące różnego rodzaju rejestry.

Problematykę uzyskiwania danych oraz trudności napotymane w badaniach szeroko przedstawiłem w monografiach nt. jakości danych statystycznych i błędów w badaniach społecznych (Kordos, 1987, 1988).

We wczesnym okresie badań społecznych metoda zbierania danych w badaniach w żadnym przypadku nie była zestandaryzowana. W klasycznych studiach nad ubóstwem nie komunikowano się bezpośrednio z jednostkami, o których zbierano dane. Praktykowano gromadzenie zapisów ankietera bez odnoszenia się do respondentów. Obecnie praktyka ta jest kontynuowana w ograniczonym zakresie w przypadku niektórych informacji (Kuusela, 2011).

W projektowaniu kwestionariuszy poczyniono znaczne postępy w porównaniu z klasyczną już dziś pracą Payne'a opublikowaną w 1951 r. na temat sztuki zadawania pytań. Problematyka ta została szeroko przedstawiona w pracach takich autorów, jak Sudman i Brandburn (1982) oraz Kalton i Kasprzyk (1986)<sup>19</sup>. Pytania są znacznie lepiej konstruowane i formułowane, bardziej przejrzyste rozłożone na kwestionariuszu oraz w większym stopniu korzysta się z badań pilotażowych, które przyczyniają się do zmniejszenia błędów nielosowych.

Znaczną korzyścią w kontrolowaniu błędów nielosowych jest wprowadzenie do badań statystycznych wywiadów z zastosowaniem komputera, które zostały rozwinięte przez metodologów, takich jak Bethlehem i Keller z Holandii, z zamiarem kontrolowania całego procesu badawczego (Bethlehem, 2009). Przyczyniło się to do zredukowania kosztów badania, a szczególnie kontroli opracowania (Biemer i in., 1991; Dillman i in., 2009; Groves i in., 2002; Lyberg i in., 1998).

---

<sup>19</sup> S. 1—16.

We wczesnych latach 60. XX w. ważnym krokiem było wprowadzenie wywiadu telefonicznego. W Stanach Zjednoczonych ok. 1970 r. po raz pierwszy rozwinięto system wywiadów telefonicznych wspomaganych komputerem (CATI), głównie przez agencje badania rynku (Groves i in., 2004).

Ostatnio obserwuje się przesunięcie zainteresowania nad rozwojem metod zbierania danych w kierunku problemów związanych z pomiarem i błędem pomiaru. Znaczny wkład wniósł tu Groves (1989) syntezując psychometrię, statystykę i nauki społeczne w celu uzyskania obszernego przeglądu błędów badania i możliwych ich przyczyn. Kładzie on nacisk na estymację błędu i połączenie błędu oceny z kosztami badania.

W 1990 r. zorganizowano międzynarodową konferencję poświęconą pomiarom błędów w badaniach, a jej wyniki opublikowano w 1991 r. w specjalnej monografii (Lyberg, Kasprzyk, 1991), w której podano przegląd metod zbierania danych i pomiaru błędów. Nadal prowadzone są prace w kierunku minimalizacji błędów nielosowych, wykorzystując dostępne źródła informacji oraz Internet.

### ***Koncentracja na błędach nielosowych***

Błędy nielosowe w znacznym stopniu popełniane są przy uzyskiwaniu danych od wylosowanych jednostek do próbki, na skutek różnych przyczyn. Jak już wspomniano, po drugiej wojnie światowej teoria i praktyka badań reprezentacyjnych rozwijały się intensywnie (Kish, 1996; O’Muirheartaigh, Wong, 1981<sup>20</sup>; Smith, 1994<sup>21</sup>; Rao, 2005). W latach 50. ub. wieku prawie zakończono rozwój teorii randomizacji, a zainteresowanie statystyków przesunęło się stopniowo z błędów losowych w kierunku błędów nielosowych, do czego w szczególności przyczynił się M. H. Hansen i jego współpracownicy (Hansen, Hurwitz, 1943, 1946<sup>22</sup>; Hansen i in., 1953; Hansen i in., 1961<sup>23</sup>; Hansen, Waksberg, 1970<sup>24</sup>; Kuusela, 2011). W tym czasie obserwuje się znaczny rozwój badań reprezentacyjnych, chociaż nie zawsze zgodnie z aktualnym rozwojem teorii. Niejednokrotnie praktyka wyprzedzała teorię, które opracowali: O’Muirheartaigh, Wong (1981); Smith (1994). Dotyczy to szczególnie początków lat 80. ub. wieku.

W historycznym rozwoju badań reprezentacyjnych występują trzy wyraźne kierunki związane z badaniem błędów nielosowych:

- a) badania związane ze statystyką oficjalną,
- b) badania akademickie (zwykle związane ze studiami społecznymi),
- c) badania rynku (związane z handlem i biznesem).

---

<sup>20</sup> S. 437—446.

<sup>21</sup> S. 3—34.

<sup>22</sup> S. 517—529.

<sup>23</sup> S. 359—374

<sup>24</sup> S. 317—332.

Każdy z tych kierunków wniósł do badań własny potencjał intelektualny oraz własną perspektywę dyscypliny, a także kryteria oceny sukcesu lub niepowodzenia (Groves i in., 2002, 2004; O’Muircheartaigh, Wong, 1981).

Zasadnicze wpływy na te kierunki rozwoju wywarły ruch reform społecznych i wyłaniająca się dyscyplina socjologii. Niektórzy pionierzy badań reprezentacyjnych łączyli zarówno statystykę oficjalną, jak i badania społeczne. W szczególności Bowley (mający istotny wpływ na rozwój doboru próby do badań) w 1915 r. przedstawił pracę o pomiarze społecznym, która pomogła w zdefiniowaniu parametrów jakości danych i błędu dla informacji faktologicznych i behawiorystycznych. Tak więc dziedzina studiów nad badaniem ustalona w latach 40. i 50. XX w. objęła trzy sektory: rządowy, akademicki oraz biznesu. Miały one trzy bazy dyscyplinarne — statystykę, socjologię oraz psychologię eksperymentalną — a w tych dziedzinach rozwinięto różne struktury i terminologię.

Jasne jest, że jakkolwiek model procesu badania, a przeto jakiś ogólny model błędu badania będzie musiał włączyć te elementy. Jedna z możliwych struktur zarysowana jest w książce Kisha o statystycznych planach prac badawczych (Kish, 1987).

Kish sugeruje, że występują trzy zagadnienia, w zakresie których badacz powinien zastosować plan pracy badawczej. Proponuje, aby podobną typologię można było wykorzystać do klasyfikacji rozmiarów, które mogłyby objąć większość źródeł błędów. Każdy z tych rozmiarów jest wielowymiarowy. Oto one: reprezentacja, randomizacja oraz realizm. „Reprezentacja” obejmuje zagadnienia takie, jak: użycie probabilistycznego wyboru próby, warstwowanie, unikanie obciążenia wyboru oraz rozważania o braku odpowiedzi. „Randomizacja” (a jej odwrotnością w tym kontekście jest kontrola) obejmuje zagadnienia eksperymentowania i kontroli badanych zmiennych. Warto podkreślić, że randomizacja lub przynajmniej wybór losowy jest także użyta w celu osiągnięcia reprezentatywności w probabilistycznym wyborze próby. „Realizm” powstaje jako problem w tym kontekście na dwa sposoby. „Realizm odnośnie zmiennych” pokazuje, w jakim stopniu mierzone lub obserwowane zmienne odnoszą się do konstrukcji, które mają opisywać. „Realizm w otoczeniu” dotyczy stopnia, w jakim układ zbieranych danych lub eksperymentu jest podobny do kontekstu rzeczywistości, którą badacz jest zainteresowany. „Replikacje” pozostają podstawowym narzędziem statystyków w przypadku błędów. Tradycyjny podział między „wariancję”, czyli zmienność przez replikacje oraz „obciążenie”, czyli systematyczne odchylenie od pewnej poprawnej lub prawdziwej wartości, informuje o statystycznym podejściu do błędów.

Replikacja (lub interpenetracja Mahalanobisa) jest metodą produkującą mierzalność w sensie możliwości oceny zmienności z wnętrza procesu. W losowaniu dokonywane to jest przez wybór niezależny pewnej liczby jednostek losowania oraz wykorzystanie różnic między nimi jako przewodnika właściwej stabilności lub niestabilności ogólnych ocen. W przypadku prostej wariancji odpowiedzi statystycy po prostu powtarzają obserwację podzbioru respondentów

i porównują wyniki. Zwykle nazywa się to programem ponownych wywiadów, co daje replikację w sensie powtórzenia.

We wczesnych latach 60. ub. wieku widzieliśmy kolejny postęp w rozważaniach statystyków na temat błędu badania. Hansen i in. (1961) przedstawili pracę, która znana jest jako model błędu Biura Spisów Stanów Zjednoczonych (*U.S. Census Bureau model of survey error*). Wariancja została zdefiniowana w stosunku do tych podstawowych warunków badania. Obserwacja widziana jest jako złożona z dwóch części, jej wartości prawdziwej i odchylenia od tej wartości — odchylenie odpowiedzi.

Chociaż Hansen i jego współpracownicy dobrze zdawali sobie sprawę, że pojęcie „prawdziwej wartości” jest problematyczne, to proponowali je jako użyteczną podstawę definicji, a następnie estymacji błędu. Ich model jest w zasadzie modelem wariancji/kowariancji, bo pozwala na znaczne uogólnienia<sup>25</sup> i był niezwykle popularny wśród statystyków badań reprezentacyjnych. Umożliwia on włączenie efektów ankieterów i kontrolerów oraz możliwość skorelowanych błędów wewnątrz gospodarstw domowych. Tak więc w podejściu tym mogą być włączone: błędy opracowania, brak odpowiedzi, niedoszacowanie zbiorowości i błędy pomiaru. Dla ogólności, jakiegokolwiek obciążenia (bez względu na ich źródło) mogą również być dodane, dając średni błąd kwadratowy jako całkowity błąd oceny. Ta koncentracja ocen pojedynczego parametru opisowego powstała częściowo ze statystyki oficjalnej (która często dotyczyła oceny pojedynczej ważnej cechy populacji, takiej jak wskaźnik bezrobocia), a częściowo z ogólnej tradycji statystycznej przedziałowej estymacji parametrów rozkładu.

Tematyce błędów nielosowych w badaniach reprezentacyjnych poświęcono wiele uwagi i dostępna jest obszerna literatura, ale w artykule wymieniam tylko wybrane pozycje (Biemer i in., 1991; Fellegi, 1974; Groves, 1989; Groves i in., 2002; Hansen i in., 1961; Lessler, Kalsbeek, 1992; Lyberg i in., 1998; Zarkovich, 1966).

#### *AKTUALNY ROZWÓJ METODYKI WSPÓŁCZESNYCH BADAŃ REPREZENTACYJNYCH*

Metodyka badań reprezentacyjnych ulega usprawnieniom zarówno w zakresie wyboru próby, metod estymacji, jak i sposobów pozyskiwania danych z różnych źródeł. Wynika to z ogólnego rozwoju teorii, jak i sztuki badań reprezentacyjnych. W znacznym stopniu przyczynia się do tego rozwój nowoczesnej techniki obliczeniowej i informatyki, dostarczający odpowiednich algorytmów przetwarzania danych, a także rozwój różnych źródeł danych, które wykorzystywane są w coraz szerszym zakresie w badaniach reprezentacyjnych. Podam tu tylko niektóre kierunki badań, które, moim zdaniem, odgrywają istotną rolę w rozwoju badań reprezentacyjnych.

---

<sup>25</sup> Fellegi I. (1974), 496—501.



## ***Podjęcie wspomagane modelem***

Estymację opartą na modelach stosowano od połowy lat 60. XX w. Estymacja ta nie wykorzystywała planu próby (łącznie prawdopodobieństwo wyboru elementów), lecz formalny model, który odnosił się do różnych zmiennych w analizie i ich związków między sobą, niezależnie od konfiguracji próby. Metody statystyczne wykorzystywane w tych analizach są zwykle oparte na uogólnionym modelu liniowym. Taki model prawie zawsze zakłada niezależne i identyczne rozkłady obserwacji, a także normalność rozkładu błędów. Nacisk położony jest często na specyfikację modelu i testowanie (Biemer i in., 1991; Groves i in., 2004; Hansen i in., 1983<sup>26</sup>; Särndal i in., 1992; Särndal, Lundström, 2005).

Należy zauważyć, że w badaniach reprezentacyjnych niekiedy uzyskuje się oceny bardzo precyzyjne, a zarazem niedokładne. Dotyczy to niektórych ocen w badaniach społecznych uzyskanych metodą wywiadu, np. z zakresu dochodów, w których obciążenie nieraz przewyższa 10%, a precyzja kształtuje się poniżej 2%.

W takich przypadkach nie ma sensu budowania przedziałów ufności, gdyż wprowadza się użytkownika w błąd, twierdząc, że: *podany przedział ufności pokrywa prawdziwą wartość szacowanego parametru przy danym poziomie ufności*. Warto o tym pamiętać przy planowaniu badania reprezentacyjnego, a następnie przy analizie uzyskanych wyników. Z tych powodów prof. J. Neyman podczas konsultacji dla Komisji Matematycznej GUS w 1958 r. nie zalecał stosowania metody reprezentacyjnej w badaniach budżetów rodzinnych<sup>27</sup>.

A przecież w wielu badaniach reprezentacyjnych prowadzonych przez urzędy statystyczne na wielką skalę pewna frakcja badanych jednostek nie podejmuje badań, występują błędy odpowiedzi lub pomiaru oraz innego rodzaju błędy nielosowe. W takich przypadkach nie można twierdzić, iż podany przedział ufności pokrywa prawdziwą wartość parametru na określonym poziomie ufności. Jesteśmy w stanie tylko określić wielkość precyzji. Mój pogląd w tej sprawie wyrażałem na kilku konferencjach, a także zaznaczyłem go wyraźnie w publikacji w języku angielskim<sup>28</sup>. Przed szerokim wykorzystaniem modeli statystycznych ostrzegał także Box (1976), kładąc nacisk na przyjęte założenia. Wiadomo, że modele statystyczne wykorzystywane są efektywnie w różnych analizach i zastosowaniach praktycznych. Chodzi tu głównie o to, aby przy ich budowie oraz interpretacji uzyskanych wyników uwzględnić realność założeń, na których się one opierają.

## ***Metody estymacji dla małych obszarów***

Od ponad trzydziestu lat statystycy zajmują się problematyką estymacji dla małych obszarów, gdy wyniki z badań reprezentacyjnych w tych układach oka-

---

<sup>26</sup> S. 776—793.

<sup>27</sup> Zasepa R. (1958), s. 7—12.

<sup>28</sup> Kordos J. (2011), s. 112—122.

zują się nierzetelne. W ostatnich latach odbyło się kilka międzynarodowych konferencji i seminariów naukowych, na których prezentowano dorobek w tej dziedzinie badań. Bibliografia dotycząca estymacji wyników dla małych obszarów jest dość obszerna. Na szczególną uwagę zasługuje międzynarodowe sympozjum zorganizowane w 1985 r. w Ottawie (Platek i in., 1987) oraz międzynarodowa konferencja naukowa w 1992 r. w Warszawie (Kalton i in., 1993). Ta ostatnia miała znaczący wpływ na szersze zainteresowanie się tą tematyką badawczą w Polsce<sup>29</sup>.

Metodologia estymacji dla małych obszarów (SAE) zaczyna odgrywać ważną rolę w nowoczesnym systemie informacji, który ma na celu zmniejszenie kosztów badań, obniżenie obciążenia respondentów oraz dostarczenie wiarygodnych oszacowań na niższych poziomach agregacji. Powstała Europejska Grupa Robocza ds. Estymacji dla Małych Obszarów (*European Working Group on Small Area Estimation*), która skupia specjalistów zarówno z kręgów akademickich, jak i statystyki oficjalnej oraz organizuje międzynarodowe konferencje. Dotychczas odbyły się takie konferencje: w 2005 r. w Finlandii (Jyväskylä), w 2007 r. we Włoszech (Piza), w 2009 r. w Hiszpanii (Elche), w 2011 r. w Niemczech (Trier), a w Polsce odbędzie się międzynarodowa konferencja od 3 do 5 września 2014 r. w Poznaniu. Teoria estymacji dla małych obszarów przedstawiona jest obszernie również w książce J. N. K Rao (2003).

### ***Złożone metody estymacji — imputacja, kalibracja, metody bootstrapowe***

Występowanie braków odpowiedzi w wielu badaniach statystycznych jest istotnym problemem związanym z ich realizacją, a sposoby radzenia sobie z tym zjawiskiem i ograniczania jego negatywnych konsekwencji dla wyników badań stanowią ważne wyzwanie metodologiczne. W praktyce stosuje się więc różne techniki obliczeniowe. Prowadzone są prace badawcze w celu minimalizacji skutków braku odpowiedzi. Należy tu wymienić przede wszystkim różne metody imputacji i kalibracji, a przy trudnościach w ocenie wariancji w złożonych metodach konfiguracjach prób — metody bootstrapowe.

#### **1. Imputacja**

W stosunku do pozycyjnych braków odpowiedzi (takich, gdy jednostka statystyczna bierze udział w badaniu, ale z jakichś powodów nie udziela odpowiedzi na niektóre pytania) możliwe jest przyjęcie przez badacza różnej strategii. Przyjęcie restrykcyjnych wymogów co do kompletności zbieranych wywiadów (ograniczenie możliwości nieudzielenia odpowiedzi przez respondenta na poszczególne pytania) pozwala uzyskać spójne i kompletne zbiory danych wynikowych, jednak może powodować wzrost częstości występowania jednostkowych braków odpowiedzi, czyli takich, gdy jednostka statystyczna w ogóle nie

---

<sup>29</sup> Domański C., Pruska K. ((2000), s. 1—26.

bierze udziału w badaniu. Dopuszczenie odmów odpowiedzi na poszczególne pytania pozwala ograniczyć występowanie odmów udzielenia wywiadu w ogóle, pogarsza jednak kompletność i spójność wewnętrzną oraz może zmniejszać użyteczność uzyskanego zbioru danych wynikowych. W takim przypadku w zbiorze danych wynikowych pojawiają się pozycyjne braki danych, wymagające przyjęcia jakiejś procedury postępowania z nimi.

Rozwiązaniem przywracającym w dużym stopniu zbiorowi danych niekompletnych użyteczność i funkcjonalność zbliżoną, jak w przypadku danych kompletnych (choć z zastrzeżeniami co do wnioskowania, o których należy pamiętać) może być „imputacja”. Statystycy dalej zajmują się intensywnie tymi problemami i prowadzą prace badawcze mające na celu ich rozwiązanie. Rozwijana jest nowa metodologia imputacji (*The New Imputation Methodology*)<sup>30</sup> (Chambers, 2003; Rubin, 1987).

## 2. Kalibracja

Kalibracja jako metoda szacowania parametrów w populacji generalnej jest techniką statystyczną wykorzystywaną w badaniach reprezentacyjnych (Deville, Särndal, 1992). Punkt wyjścia do jej zastosowania stanowi odpowiedni sposób ustalania wag. Kalibracja stała się ważnym narzędziem metodologicznym. Polega ona na skorygowaniu wag wynikających ze schematu losowania próby z wykorzystaniem zmiennych pomocniczych tak, aby spełnione były odpowiednie równania kalibracyjne. W tradycyjnym podejściu, na etapie poszukiwania wag kalibracyjnych, zakłada się, że powinny być one bliskie — w sensie przyjętej funkcji odległości — wyjściowym wagom wynikającym ze schematu losowania próby (Särndal, Lundström, 2005).

Wiele urzędów statystycznych stosuje podejście kalibracyjne wykorzystując specjalne algorytmy w celu redukcji obciążenia i poprawy efektywności, w sensie mniejszej wariancji stosowanych estymatorów. Z doświadczeń państw stosujących kalibrację w badaniach statystycznych wynika, że jest to metoda, która może stanowić remedium na ten rodzaj błędów nielosowych.

Kalibracja jest metodą bardzo intuicyjną w zastosowaniu i może być wykorzystana zarówno w badaniach częściowych prowadzonych metodą reprezentacyjną, jak i w badaniach pełnych. Może ona przy tym nabrać szczególnego znaczenia, zwłaszcza w tych badaniach, które opierać się będą na maksymalnym wykorzystaniu danych pochodzących z różnych źródeł, w tym z rejestrów administracyjnych. Jej wykorzystanie będzie również ważne z punktu widzenia badań pełnych, w których także występuje problem braków danych. Metoda kalibracji, polegająca na korygowaniu sztucznie utworzonych wag, może stanowić cenną technikę statystyczną, wykorzystywaną w tego typu badaniach na etapie tworze-

---

<sup>30</sup> Zob.: Euredit: <http://www.cs.york.ac.uk/euredit/>.

nia tablic wynikowych. W konsekwencji przyczyni się to do poprawy jakości publikowanych wyników, z punktu widzenia ich dokładności, a także zapewni ich większą akceptację przez odbiorców informacji statystycznych. Należy jednak pamiętać o założeniach, na których opiera się ta metoda badawcza (Särndal, 2007).

### 3. Metody bootstrapowe

Od opublikowania przez Efrona (1979) metody bootstrapowe znajdują coraz szersze zastosowania w statystyce. Bootstrap stanowi wysokiej klasy technikę statystyczną opartą na tzw. ponownym próbkowaniu, którego celem jest ocena szukanej wielkości na podstawie próby, często niewielkiej i w warunkach braku dodatkowych założeń. Ponowne próbkowanie albo replikacja bootstrapowa w różnych wariantach ma na celu oszacowanie rozkładu błędów estymacji, jest przydatna szczególnie w warunkach nieznanego rozkładu w populacji. W istocie bootstrap jest pojęciem bardzo pojemnym, rozróżnia się wiele jego typów, w tym osobne podejście do analizy szeregów czasowych (Efron, Tibshirani, 1993). W ostatnich latach stosuje się coraz powszechniej tę metodę. Można jej używać także do wyznaczania przedziałów ufności określonych parametrów<sup>31</sup>.

#### ***Ocena całkowitego błędu badania***

Osiągnięcie wysokiej jakości lub zredukowanie całkowitego błędu jest ważnym celem jakości. Modele całkowitych błędów badania stały się dla statystyków próbą pomiaru najważniejszych komponentów całkowitego błędu. Dla niektórych powolny postęp w modelowaniu całkowitego błędu badania jest zniechęcający. Smith (1976) zauważa, że: *(...) potrzebny jest systematyczny plan redukcji błędów całkowitego, jeśli mamy mieć na uwadze w badaniach ogólne zarządzanie jakością*. Ten sam autor kilkanaście lat później (1994) zauważył: *Porażka zarówno statystyków teoretyków jak i praktyków w zintegrowaniu błędów losowych i nielosowych w wyrażeniu całkowitego błędu badania nawet po 50 latach intensywnej pracy badawczej, musi być uważana jako jedna z najbardziej dokuczliwych porażek tej ważnej branży statystyki*.

Lessler i Kalsbeek (1992) oraz Linacre i Trewin (1993) podkreślają, że należy tak zaplanować badanie, aby zredukować „całkowite błędy badania”, a nie tylko błędy losowe. Oczywiście, w celu zaplanowania badania, aby zminimalizować całkowity błąd, należy wiedzieć, jakie są główne komponenty błędów. Wynika stąd, że planowanie badania wymaga podejścia interdyscyplinarnego. Niezbędna jest wiedza i doświadczenie z zakresu statystycznej teorii badań złożonych, pla-

---

<sup>31</sup> Shao J. (2003), s. 191—198.

nowania eksperymentów, statystycznego procesu kontroli, złożonych modeli, psychologii eksperymentalnej, zarządzania i etnografii.

Potrzebę uwzględnienia całkowitego błędu badania podniósł dość wcześnie W. E. Deming (1944) rozważając błędy losowe spowodowane: wywiadem, zbieraniem danych, planowaniem kwestionariusza, brakiem odpowiedzi i pomiarem. Napisał on jeden z pierwszych podręczników z metody reprezentacyjnej (Deming, 1950), który wyraźnie podkreśla odpowiedzialność statystyka za dokładność całego badania. Należy zaznaczyć, że Deming uważany jest za ojca globalnego zarządzania jakością, a wiele pomysłów z jego prac (Deming, 1986, 1987<sup>32</sup>) zostało uwzględnionych przy współczesnych badaniach jakości w statystyce (*Handbook on Data...*, 2007; *Handbook on Quality...*, 2009). Globalne zarządzanie jakością wkracza również do badań reprezentacyjnych (*Handbook on improving...*, 2013).

## Uwagi końcowe

Z przeprowadzonego ogólnego przeglądu rozwoju podstawowych komponentów badań reprezentacyjnych wyraźnie otrzymujemy obraz, w jaki sposób rozwijały się te elementy w poszczególnych okresach. W dużym stopniu miała na to wpływ rozwój teorii statystycznej, zespołów naukowych, postęp techniki obliczeniowej, praktyki urzędów statystycznych, a także osobowości poszczególnych badaczy. Wraz z rozwojem ekonomicznym i społecznym, doskonaleniem techniki obliczeniowej oraz dostępności danych z różnych źródeł, zmieniało się także zapotrzebowanie na dane statystyczne, które stale wzrasta.

W wyniku globalizacji, wzrostu konkurencji, rozwoju metod zarządzania, a w szczególności globalnego zarządzania jakością, rozwija się myślenie statystyczne. Stanowi ono pewnego rodzaju pomost pomiędzy użytkownikami danych a wykorzystaniem metod statystycznych. W coraz szerszym zakresie wykorzystuje się ogromne zbiory danych przy pomocy Internetu i nowoczesnej techniki obliczeniowej, jak również zaawansowanej techniki analiz statystycznych, w której z pewnością będą stosowane metody próbkowania, modele statystyczne, symulacja, imputacja, kalibracja i metody bootstrapowe. W szerszym zakresie będą wykorzystywane metody badania jakości uzyskanych wyników. Jak już wspomniano Eurostat podjął obecnie intensywne badania w dziedzinie jakości statystyki (Eurostat, 2007, 2009), a także w zakresie jakości badań reprezentacyjnych, w których próbuje zastosować globalne zarządzanie jakością w szerokim zakresie (Eurostat, 2013).

---

prof. dr hab. Jan Kordos — Główny Urząd Statystyczny, Wyższa Szkoła Menedżerska w Warszawie

---

<sup>32</sup> S. 355—369.

## LITERATURA

- Bayes T. (1763), *An essay towards solving a problem in the doctrine of chances*, „Philosophical Transactions of the Royal Society”, No. 53
- Bethlehem J. G. (2009), *Applied Survey Methods, A Statistical Perspective*, John Wiley, New York
- Biemer P. R., Groves L., Lyberg N., Mathiowetz and Sudman S. (Eds.) (1991), *Measurement Errors in Surveys*, John Wiley, New York
- Bowley A. L. (1915), *The Nature and Purpose of the Measurement of Social Phenomena*, London, P. S. King and Son, Ltd
- Bowley A. L. (1926), *Measurement of the Precision Attained in Sampling*, „Bulletin of the International Statistical Institute”, Vol. 22, No. 1
- Box G. E. P. (1976), *Science and Statistics*, „Journal of the American Statistical Association”, Vol. 71
- Chambers R. (2003), *Evaluation Criteria for Statistical Editing and Imputation*, [w:] *Methods and Experimental Results from the EUREDIT Project* (ed. J. R. H. Charlton), <http://www.cs.york.uk/euredit>
- Cochran W. G. (1953), *Sampling Techniques*, 3rd ed., John Wiley, New York
- Dalenius T. (1957), *Sampling in Sweden. Contributions to the Methods and Theories of Sample Survey Practice*, Uppsala
- Deming W. E. (1944), *On errors in surveys*, „American Sociological Review”, Vol. 9
- Deming W. E. (1950), *Some Theory of Sampling*, John Wiley, New York
- Deming W. E. (1986), *Out of the crisis*, MA: Massachusetts Institute of Technology
- Deming W. E. (1987), *On the Statistician's Contribution to Quality*, „Bulletin of the International Statistical Institute”, Proceedings of the 46th Session, No. 2
- Deville J-C., Särndal C-E. (1992), *Calibration Estimators in Survey Sampling*, „Journal of the American Statistical Association”, Vol. 87
- Dillman D. A., Smyth J. D & Christian L. M. (2009), *Internet, Mail and Mixed-mode Surveys, The Tailored Design Method*, John Wiley, New York
- Domański C., Pruska K. (2000), *Nieklasyczne metody statystyczne*, PWE, Warszawa
- Efron B. (1979), *Bootstrap methods: another look at the jackknife*, „The Annals of Statistics”, Vol. 7, No. 1
- Efron B., Tibshirani R. J. (1993), *An introduction to the Bootstrap*, Chapman & Hall, London
- Fellegi I. (1974), *An Improved Method of Estimating the Correlated Response Variance*, „Journal of the American Statistical Association”, No. 69
- Fischer H. (2011), *A History of the Central Limit Theorem*, Sources of Studies in the History of Mathematics and Physical Sciences, Springer Science + Business Media, LLC 2011
- Groves R. M. (1989), *Survey Errors and Survey Costs*, John Wiley, New York
- Groves R. M., Dillman D., Eltinge J., Little R. (2002), *Survey Nonresponse*, John Wiley, New York
- Groves R. M., Fowler F., Couper Jr. M., Lepkowski J., Singer E., Tourangeau R. (2004), *Survey Methodology*, John Wiley, New York
- Handbook on Data Quality Assessment: Methods and Tools* (2007), Eurostat
- Handbook on Quality Reports* (2009), Eurostat
- Handbook on improving quality by analysis of process variables* (2013), Eurostat
- Hansen M. H., Hurwitz W. N. (1943), *On the theory of sampling from a finite population*, „Annals of Mathematical Statistics”, No. 14

- Hansen M. H., Hurwitz W. N. (1946), *The problem of non-response in sample surveys*, „Journal of the American Statistical Association”, Vol. 17
- Hansen M. H., Hurwitz W. N., Madow W. G. (1953), *Sample Survey Methods and Theory*, Vol. 1 i 2, New York
- Hansen M. H., Hurwitz W. N., Bershad M. A. (1961), *Measurement errors in censuses and surveys*, „Bulletin of the International Statistical Institute”, Vol. 38
- Hansen M. H., Waksberg J. (1970), *Research on non-sampling errors in censuses and surveys*, „Review of International Statistical Institute”, Vol. 38
- Hansen M. H., Madow W. G., Tepping B. J. (1983), *An evaluation of model dependent and probability-sampling inferences in sample surveys*, „Journal of the American Statistical Association”, Vol. 78
- Kalton G., Kasprzyk D. (1986), *The treatment of missing survey data*, „Survey Methodology”, No. 12
- Kalton G., Kordos J., Platek R. (1993), *Small Area Statistics and Survey Designs*, Vol. I: *Invited Papers*; Vol. II: *Contributed Papers and Panel Discussion*, Central Statistical Office, Warsaw
- Kiaer A. (1897), *The representative method of statistical surveys* (angielskie tłumaczenie z norweskiego oryginału z 1976 r.), Central Bureau of Statistics of Norway, Oslo
- Kish L. (1987), *Statistical Design for Research*, John Wiley, New York
- Kish L. (1996), *Stulecie zmagania o badania reprezentacyjne*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 8
- Kordos J. (1987), *Dokładność danych w badaniach społecznych*, „Biblioteka Wiadomości Statystycznych”, t. 35, GUS
- Kordos J. (1988), *Jakość danych statystycznych*, PWE, Warszawa
- Kordos J. (2009), *Z doświadczeń nauczania statystyki matematycznej i wnioskowania statystycznego na uczelniach ekonomicznych*, „Folia Oeconomica”, nr 227, „Metody ilościowe w globalnej gospodarce”, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego
- Kordos J. (2011), *Professor Jerzy Neyman — some Reflections*, „Lithuanian Journal of Statistics”, No. 1, [www.statisticsjournal.lt](http://www.statisticsjournal.lt)
- Kordos J. (2012), *Współzależność pomiędzy rozwojem teorii i praktyki badań reprezentacyjnych w Polsce*, „Przegląd Statystyczny”, Numer specjalny, nr 1
- Kotulski Z. (2001), *Generatory liczb losowych: algorytmy, testowanie, zastosowania*, „Matematyka stosowana”, nr 2, <http://www.ippt.gov.pl/~zkotulsk/MS.pdf>
- Kuusela V. (2011), *Paradigms in Statistical Inference for Finite Populations Up to the 1950*, „Research Reports”, No. 257, Statistics Finland, <http://helda.helsinki.fi/bitstream/handle/10138/27416/paradigm.pdf?sequence=3>
- Lessler J. T., Kalsbeek W. (1992), *Nonsampling errors in surveys*, John Wiley, New York
- Linacre S. J., Trewin D. J. (1993), *Total survey design — Application to a collection of the construction industry*, „Journal of official Statistics”, Vol. 9
- Lyberg L. E., Kasprzyk D. (1991), *Data Collection Methods and Measurement Error: An Overview*, „Chapter”, No. 13, [w:] Biemer P. P., Groves R. M., Lyberg L. E., Mathiowetz N. A., Sudman S. (eds.), *Measurement Errors in Surveys*, John Wiley, New York
- Lyberg L., Biemer P., Japac L. (1998), *Quality improvement in surveys — process perspective*, Joint Statistical Meetings, American Statistical Association, Dallas
- Mahalanobis P. C. (1944), *On large-scale sample surveys*, „Philosophical Transactions of the Royal Society of London”, vol. 231
- Mahalanobis P. C. (1952), *Some aspects of the design of sample surveys*, „Sankhya”, Vol. 12
- Neyman J. (1933), *Zarys teorii i praktyki badania struktury ludności metodą reprezentacyjną*, Instytut Gospodarstwa Społecznego, Warszawa

- Neyman J. (1934), *On the Two Different Aspects of the Representative Method: The Method of Stratified Sampling and the Method of Purposive Selection*, „Journal of the Royal Statistical Society”, nr 97
- Neyman J. (1938), *Contribution to the Theory of Sampling Human Population*, „Journal of American Statistical Association”, nr 33
- O’Muircheartaigh C., Wong S. T. (1981), *The impact of sampling theory on survey sampling practice: a review*, „Bulletin of International Statistical Institute”, Invited Paper 49 (I)
- Platek R., Rao J. N. K., Särndal C-E., Singh M. P. (1987), *Small Area Statistics — An International Symposium*, John Wiley, New York
- Rao J. N. K. (2003), *Small area Estimation*, John Wiley, New York
- Rao J. N. K. (2005), *Interplay between sample survey theory and practice: An appraisal*, „Survey Methodology”, Vol. 31
- Rubin D. B. (1987), *Multiple Imputation for Nonresponse in Surveys*, John Wiley, New York
- Särndal C-E., Swensson B., Wretman J. (1992), *Model Assisted Survey Sampling*, New York: Springer-Varlag
- Särndal C-E. (2007), *The Calibration Approach in Survey Theory and Practice*, „Survey Methodology”, Vol. 33, No. 2
- Särndal C-E., Lundström S. (2005), *Estimation in Surveys with Nonresponse*, John Wiley, New York
- Shao J. (2003), *Impact of the Bootstrap on Sample Surveys*, „Statistical Science”, Vol. 18, No. 2
- Smith T. M. F. (1976), *The foundations of Survey Sampling: a review*, „Journal of Royal Statistical Society”, No. 139
- Smith T. M. F. (1994), *Sample Surveys 1975—1990; an age of reconciliation?*, „International Statistical Review”, No. 62
- Steinhaus H. (1956), *Liczyby złote i żelazne*, „Zastosowania Matematyki”, z. 3
- Sudman S., Bradburn N. M. (1982), *Asking questions*, San Francisco, Jossey-Bass
- Sukhatme P. V., Sukhatme B. V. (1954), *Sampling Theory of Surveys with Applications*, Asia Publishing House, London
- Vielrose E. (1951), *Tablice liczb losowych*, GUS
- Yates F. (1949), *Sampling Methods for Censuses and Surveys*, London
- Zarkovich S. S. (1966), *Quality of Statistical Data*, FAO, Rome
- Zasępa R. (1958), *Problematyka badań reprezentacyjnych GUS w świetle konsultacji z prof. J. Neymanem*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 6
- Zieliński R. (1972), *Generatory liczb losowych*, WNT, Warszawa
- Zubrzycki S. (1966), *Wykłady z rachunku prawdopodobieństwa i statystyki matematycznej*, PWN

## SUMMARY

*The author discusses the importance of Jacob Bernoulli's theorem, published in 1713, for the development of sample surveys, next mentioning the many prominent mathematicians, statisticians and other scientists who developed the idea of the methods used in implementation of the modern sample surveys in the last three hundred years. He starts with showing on the basis of this theorem, why a sample from a population should be selected, using random numbers, to generalize the estimates for the whole population with a certain precision.*



*Next, different methods of sample selection, estimation methods, modes of data collection, using data from different sources, and methods of data analysis in the last three hundred years are generally discussed. At the end some conclusions related to data quality undertaken by Eurostat are given.*

## РЕЗЮМЕ

*Автор обсуждает значение теоремы Якуба Берноулли (публикация в 1713 г.) для развития выборочных обследований. Одновременно знакомит нас с многими выдающимися математиками и статистиками, которые разработали его идею используемую в выборочном методе. В дальнейшем используя эту теорему показывает, почему мы должны делать выборку, чтобы полученные результаты можно было обобщать на всю совокупность с определенной точностью. Рассматривает также основные стороны выборочных обследований, подчеркивая влияние значения методов сбора данных на качество полученных оценок.*

*Кроме того автор рассматривает использование в выборочных обследованиях сложных методов, а также разных моделей, которые должны учитываться в интерпретации результатов. В конце статьи были указаны выводы, касающиеся работы предпринятой Евростатом в области качества данных.*

**Dominik ŚLIWICKI**

## Ekonometryczna analiza odpływów z bezrobocia

---

Efektywność funkcjonowania rynku pracy można oceniać poprzez liczbę podejmujących zatrudnienie przez osoby poszukujące pracy. Czynniki warunkujące zatrudnienie są: po stronie bezrobotnych — motywacja do poszukiwania pracy wspomagana przez działalność instytucji rynku pracy; po stronie pracodawców — charakter postępowania rekrutacyjnego oraz sposób ogłaszania informacji o wolnych miejscach pracy. Kolejną grupę czynników stanowią zmiany instytucjonalne, do których zaliczane są m.in. wydatki na aktywne programy rynku pracy (Gałęcka, 2007).

Celem artykułu jest próba określenia wpływu głównych zmiennych makroekonomicznych na odpływy z bezrobocia ogółem oraz z bezrobocia do zatrudnienia. Jako narzędzie badawcze wykorzystano rozszerzoną funkcję dopasowań, skonstruowaną zgodnie z zasadami budowy dynamicznych modeli przyczynowo-skutkowych.

### TEORETYCZNE PODSTAWY FUNKCJI DOPASOWAŃ

Funkcja dopasowań jest matematycznym ujęciem procesu łączenia graczy na rynku pracy, tj. z jednej strony — osób poszukujących pracy, z drugiej — pracodawców. Ponadto wyraża ona zależność pomiędzy odpływami z bezrobocia i podstawowymi zasobami. Jest także narzędziem stosowanym do określenia wpływu zmian w gospodarce na stan równowagi na rynku pracy (Gałęcka, 2007).

Klasyczna funkcja dopasowań przyjmuje postać (Kaczorowski, Tokarski, 1997):

$$O_t = a(t)f(U_t, V_t)$$

gdzie:

- $t$  — zmienna czasowa,
- $O_t$  — odpływ bezrobotnych,
- $U_t$  — liczba bezrobotnych,
- $V_t$  — liczba wolnych miejsc pracy,

$a(t) = e^{\alpha_0 + \alpha_1 t}$  — wyrażenie określające efektywność funkcjonowania rynku pracy,  
 $f(U_t, V_t) = U_t^{\beta_1} V_t^{\beta_2}$  — zależność funkcyjna.

Efektywność funkcjonowania rynku pracy może być funkcją nie tylko czasu, ale również innych czynników. Wyrażenie opisujące  $a(t)$  przyjmuje wówczas postać:

$$a(t) = e^{\alpha_0 + \alpha_1 t + \gamma_1 x_{t1} + \gamma_2 x_{t2} + \dots + \gamma_k x_{tk}}$$

gdzie  $x_{ij}$  —  $j$ -ta zmienna objaśniająca efektywność funkcjonowania rynku pracy;  $j = 1, 2, \dots, k$ .

Jeżeli  $\frac{\partial a(t)}{\partial t} > 0$ , to odpływy z bezrobocia rosną wraz z upływem czasu, jeżeli  $\frac{\partial a(t)}{\partial t} < 0$ , to maleją. Przyjmuje się założenie o dodatnim wpływie liczby ofert pracy oraz liczby bezrobotnych na wielkość odpływów z bezrobocia. Wzrost liczby ofert pracy skutkuje tym, że więcej bezrobotnych może otrzymać zatrudnienie. Wzrost liczby bezrobotnych z kolei wpływa pozytywnie na intensywność poszukiwania pracy przez bezrobotnych, a w konsekwencji na zwiększony odpływ z bezrobocia (Kwiatkowski, 1998).

Funkcja dopasowań, w której uwzględnione są obok czasu również inne czynniki wywierające wpływ na efektywność rynku pracy, nazywana jest rozszerzoną funkcją dopasowań. Funkcję dopasowań można oszacować estymatorem według metody najmniejszych kwadratów po sprowadzeniu jej do postaci liniowej poprzez logarytmowanie. Przyjmuje ona wtedy postać:

$$\ln O_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \gamma_1 x_{t1} + \gamma_2 x_{t2} + \dots + \gamma_k x_{tk} + \beta_1 \ln U_t + \beta_2 \ln V_t + \varepsilon_t$$

gdzie  $\varepsilon_t$  — składnik losowy modelu.

Parametr  $\alpha_0$  jest stałą modelu i nie ma interpretacji ekonomicznej. Parametr  $\alpha_1$  obrazuje względną zmianę wielkości odpływów z bezrobocia powstałą jako efekt oddziaływania czynników, których nie uwzględniono w modelu. Czynniki tymi mogą być intensywność oraz efektywność poszukiwania pracy przez bezrobotnych oraz funkcjonowanie urzędów pracy (Kubiak, 2005).  $\alpha_1 \cdot 100\%$  oznacza zmianę wielkości odpływu z bezrobocia w kolejnych momentach. Parametr  $\gamma_j$  przy zmiennych egzogenicznych odzwierciedla procentową zmianę odpływu z bezrobocia spowodowaną jednostkową zmianą zmiennej  $x_{ij}$ , co oznacza, że jeżeli wartość zmiennej  $x_{ij}$  wzrośnie o jednostkę, to odpływ z bezrobocia zmieni się o  $\gamma_j \cdot 100\%$  (Kaczorowski, Tokarski, 1998). Parametr  $\beta_1$  jest

elastycznością odpływu z bezrobocia względem wielkości bezrobocia, a  $\beta_2$  — elastycznością odpływu z bezrobocia względem napływu ofert pracy. Jeżeli liczba bezrobotnych wzrośnie o 1%, to odpływ bezrobotnych zmieni się o  $\beta_1 \cdot 100\%$ . Analogicznie, jeżeli liczba ofert pracy wzrośnie o 1%, to odpływ bezrobotnych zmieni się o  $\beta_2 \cdot 100\%$  (Stasiak, Tokarski, 1998).

### TEORETYCZNE PODSTAWY BUDOWY MODELI PRZYCZYNOWO-SKUTKOWYCH

Modelami przyczynowo-skutkowymi są te modele, w których pomiędzy zmienną objaśnianą i zmiennymi objaśniającymi zachodzi związek przyczynowo-skutkowy. Zmienna objaśniana modelu stanowi skutek będący rezultatem oddziaływania zmiennych objaśniających. Jednym z podejść do modelowania przyczynowo-skutkowego jest koncepcja dynamicznych modeli zgodnych.

Przez zgodność modelu rozumie się zgodność harmonicznej struktury procesu objaśnianego z łączną harmoniczną strukturą procesów objaśniających oraz procesu resztowego, który jest niezależny od procesów objaśniających. Kluczową kwestią w konstrukcji modelu zgodnego jest rozpoznanie wewnętrznej struktury badanych procesów.

Przyjmijmy, że  $Y_t$  oraz  $X_{it}$  ( $i = 1, 2, \dots, k$ ) oznaczają odpowiednio proces objaśniany oraz wektor procesów objaśniających. Budowę modelu rozpoczyna się od badania wewnętrznej struktury tych procesów i określenia ich modeli podstawowych (Kufel, 2002):

- trendu i sezonowości, opisujących niestacjonarność w średniej procesu:

$$Y_t = P_{y_t} + S_{y_t} + \eta_{y_t}$$

$$X_{it} = P_{x_{it}} + S_{x_{it}} + \eta_{x_{it}}$$

gdzie:

$P_{y_t}, P_{x_{it}}$  — wielomianowe funkcje trendu stopnia  $r$ ,

$S_{y_t}, S_{x_{it}}$  — składniki sezonowe,

$\eta_{y_t}, \eta_{x_{it}}$  — stacjonarne autoregresyjne procesy dla  $Y_t$  oraz  $X_{it}$ ;

- modeli autoregresyjnych:

$$\varphi_y(B)\eta_{y_t} = \varepsilon_{y_t}$$

$$\varphi_{xi}(B)\eta_{x_{it}} = \varepsilon_{x_{it}}$$

gdzie:

$$\varphi_y(B) = \sum_{s=0}^{q_y} \varphi_s B^s, \quad \varphi_{xi}(B) = \sum_{s=0}^{q_{xi}} \varphi_{is} B^s \quad \text{— operatory autoregresyjne, dla których}$$

wszystkie pierwiastki równań  $|\varphi_y(B)|=0$  i  $|\varphi_{xi}(B)|=0$  leżą poza okręgiem jednostkowym,

$\varepsilon_{y_t}, \varepsilon_{x_{it}}$  — białe szumy dla  $Y_t$  oraz  $X_{it}$ ,

$q_y$  oraz  $q_{xi}$  — rząd autoregresji procesów  $Y_t$  oraz  $X_{it}$ ,

$B^s$  — operator przesunięcia —  $B^s Y_t = Y_{t-s}$  oraz  $B^s X_{it} = X_{it-s}$ .

Znajomość wewnętrznej struktury wszystkich badanych procesów umożliwia zbudowanie modelu zgodnego na podstawie zależności składników białoszumowych postaci:

$$\varepsilon_{y_t} = \sum_{i=1}^k \rho_i \varepsilon_{x_{it}} + \varepsilon_t$$

gdzie  $\rho_i$  — parametr strukturalny opisujący siłę oraz kierunek wpływu białoszumowego procesu resztowego z modelu podstawowego zmiennej  $X_{it}$  na białoszumowy proces z modelu podstawowego zmiennej  $Y_t$ .

Podstawiając do tego równania modele autoregresyjne otrzymuje się model zgodny, opisujący zależność pomiędzy rzeczywistymi procesami  $Y_t$  oraz  $X_{it}$ :

$$\varphi_y(B) \eta_{y_t} = \sum_{i=1}^k \rho_i \varphi_{xi}(B) \eta_{x_{it}} + \varepsilon_t$$

Następnie podstawiając do tego modelu  $\eta_{y_t} = Y_t - P_{y_t} - S_{y_t}$  oraz  $\eta_{x_{it}} = X_{it} - P_{x_{it}} - S_{x_{it}}$  powstaje:

$$\varphi_y(B)(Y_t - P_{y_t} - S_{y_t}) = \sum_{i=1}^k \rho_i \varphi_{xi}(B)(X_{it} - P_{x_{it}} - S_{x_{it}}) + \varepsilon_t$$

a po przekształceniach otrzymujemy:

$$\varphi_y(B) Y_t = \sum_{i=1}^k \rho_i \varphi_{xi}(B) X_{it} - P_t + S_t + \varepsilon_t$$

gdzie:

$$P_t = \varphi_y(B) P_{y_t} - \sum_{i=1}^k \rho_i \varphi_{xi}(B) P_{x_{it}} \quad \text{— wynikowy trend,}$$

$$S_t = \varphi_y(B)S_{y_t} - \sum_{i=1}^k \rho_i \varphi_{xi}(B)S_{x_{it}} \text{ — wynikowa sezonowość.}$$

Uwzględniając operatory przesunięcia powstaje model:

$$\sum_{s=0}^{q_y} \varphi_s B^s Y_t = \sum_{i=1}^k \sum_{s=0}^{q_{xi}} \rho_i \varphi_{is} B^s X_{it} + P_t + S_t + \varepsilon_t$$

Ostatecznie dynamiczny model przyczynowo-skutkowy przyjmuje postać:

$$Y_t = \sum_{s=1}^{q_y} \varphi_{ys} Y_{t-s} + \sum_{i=1}^k \sum_{s=0}^{q_{xi}} \varphi_{is}^* X_{it-s} + P_t + S_t + \varepsilon_t$$

gdzie  $\varphi_0 = 1$ ,  $\varphi_{ys} = -\varphi_s$  oraz  $\varphi_{is}^* = \rho_i \varphi_{is}$  — parametr strukturalny modelu.

Specyfikacja tego modelu wynika z wewnętrznej struktury poszczególnych procesów. Po oszacowaniu w pełnym modelu mogą występować zatem zmienne nieistotne, które należy eliminować. Usuwanie ich doprowadza do otrzymania zredukowanego modelu zgodnego, przedstawiającego prawdziwą zależność, jeżeli w modelu wyjściowym uwzględniono wszystkie niezbędne procesy i proces resztowy ma własność białego szumu (Piłatowska, 2003). Zgodnie z zasadami budowy dynamicznego modelu przyczynowo-skutkowego skonstruowano rozszerzoną funkcję dopasowań.

#### *DANE STATYSTYCZNE WYKORZYSTANE DO OSZACOWANIA MODELII*

W celu oszacowania modeli dopasowań, opisujących wpływ wielkości makroekonomicznych na wyrejestrowanie z bezrobocia, wykorzystano dane miesięczne z okresu od stycznia 1998 r. do grudnia 2012 r. — łącznie 180 obserwacji. W badaniu uwzględniono zmienne:

*BEZROB* — liczba osób bezrobotnych zarejestrowanych w tys. (stan na koniec miesiąca),

*BEZROB\_WYR* — liczba osób bezrobotnych wyrejestrowanych w ciągu miesiąca w tys.,

*BEZROB\_WYR\_PP* — liczba osób bezrobotnych wyrejestrowanych z powodu podjęcia pracy w ciągu miesiąca w tys.,

*OPCM* — liczba napływających ofert pracy w ciągu miesiąca,

*PSP* — produkcja sprzedana przemysłu w mln zł w cenach stałych z XII 2012 r.,

*EKSP* — eksport w mln zł w cenach stałych z XII 2012 r.,

*IMP* — import w mln zł w cenach stałych z XII 2012 r.,

WYN — przeciętne wynagrodzenie w sektorze przedsiębiorstw w zł w cenach stałych z XII 2012 r.,

MIN\_WYN — minimalne wynagrodzenie w zł w cenach stałych z XII 2012 r.

Definicję osoby bezrobotnej zawiera specjalna ustawa<sup>1</sup>.

Do bezrobotnych wyrejestrowanych z tytułu podjęcia pracy<sup>2</sup> zaliczono wszystkie osoby, które podjęły pracę niesubsydiowaną<sup>3</sup>, w tym sezonową oraz subsydiowaną<sup>4</sup> — prace interwencyjne, roboty publiczne, podjęły działalność gospodarczą, podjęły pracę w ramach refundacji kosztów zatrudnienia bezrobotnego, podjęły inną formę pracy subsydiowanej.

Do bezrobotnych wyrejestrowanych ogółem zaliczane są wszystkie osoby wyrejestrowane z powodu podjęcia pracy oraz te, które rozpoczęły: szkolenie, staż, przygotowanie zawodowe dorosłych, prace społecznie użyteczne bądź realizację indywidualnego programu zatrudnienia socjalnego lub podpisały kontrakt socjalny. Odływ z bezrobocia tworzą również osoby, które odmówiły bez uzasadnionej przyczyny przyjęcia propozycji odpowiedniej pracy<sup>5</sup> lub innej formy pomocy, nie potwierdziły gotowości do pracy, dobrowolnie zrezygnowały ze statusu bezrobotnego, podjęły naukę, ukończyły 60/65 lat, nabyły prawa emerytalne lub rentowe, nabyły prawa do świadczenia przedemerytalnego albo wystąpiły inne przyczyny będące powodem wyrejestrowania<sup>6</sup>.

Oferty pracy (wolne miejsca pracy i miejsca aktywizacji zawodowej) są to zgłoszone przez pracodawców do powiatowego urzędu pracy (co najmniej jedno) wolne miejsca zatrudnienia i miejsca przygotowania zawodowego na stanowisku pracy oraz przyjęte do realizacji miejsca pracy w ramach prac interwencyjnych, robót publicznych i stażu, a także w ramach umów-zlecenia i umów o dzieło (*Bezrobocie...*, 2013).

Analizując liczbę wolnych miejsc pracy podkreślić należy, że kategoria ta jest niedoszacowana w skali gospodarki narodowej. Obejmuje ona tylko te oferty pracy, które zgłoszono do powiatowych urzędów pracy. Często są to oferty przeznaczone dla osób o bardzo niskich kwalifikacjach. Nieznana jest relacja liczby ofert zgłaszanych do urzędów pracy w stosunku do wszystkich ofert pracy w całej gospodarce narodowej (Gałęcka, 2007).

---

<sup>1</sup> Ustawa z 20 kwietnia 2004 r. o promocji zatrudnienia i instytucjach rynku pracy.

<sup>2</sup> Sprawozdanie o rynku pracy o symbolu MPiPS-01, GUS.

<sup>3</sup> Praca niesubsydiowana — praca finansowana w całości przez pracodawcę.

<sup>4</sup> Praca subsydiowana — praca wspierana finansowo ze środków publicznych, np. z Funduszu Pracy.

<sup>5</sup> Według zapisów ustawy z 20 kwietnia 2004 r. o promocji zatrudnienia i instytucjach rynku pracy, przez pojęcie odpowiedniej pracy należy rozumieć zatrudnienie lub inną pracę zarobkową, które podlegają ubezpieczeniu społecznym i do wykonywania których bezrobotny ma wystarczające kwalifikacje lub doświadczenie zawodowe lub może je wykonywać po uprzednim szkoleniu albo przygotowaniu zawodowym dorosłych, a stan zdrowia pozwala mu na ich wykonywanie oraz łączny czas dojazdu do miejsca pracy i z powrotem środkami transportu zbiorowego nie przekracza 3 godzin, za wykonywanie których osiąga miesięczne wynagrodzenie brutto w wysokości co najmniej minimalnego wynagrodzenia za pracę w przeliczeniu na pełny wymiar czasu pracy.

<sup>6</sup> Sprawozdanie o rynku pracy o symbolu MPiPS-01, GUS.

W postaci zlinearyzowanej modeli dopasowań występują logarytmy naturalne zmiennych *BEZROB*, *BEZROB\_WYR*, *BEZROB\_WYR\_PP*, *OPCM*.

Dla każdej zmiennej ustalono stopień wielomianu trendu, występowanie sezonowości<sup>7</sup> oraz rząd autoregresji. Stopień wielomianu trendu określono na podstawie wyników testu *F* na istotność spadku wariancji resztowej pomiędzy modelami trendu liniowego i kwadratowego oraz kwadratowego i wielomianowego stopnia trzeciego. Występowanie sezonowości określono na podstawie testu istotności parametrów przy zmiennych sezonowych. Występowała ona, jeżeli przynajmniej jedna ze zmiennych sezonowych okazała się istotna. Rząd autoregresji zidentyfikowano na podstawie przebiegu funkcji autokorelacji cząstkowej procesu resztowego modelu trendu z sezonowością.

**TABL. 1. STRUKTURA ZMIENNYCH WYSTĘPUJĄCYCH W MODELU**

Zmienne	Stopień wielomianu trendu ( <i>r</i> )	Sezonowość	Rząd autoregresji ( <i>q</i> )
<i>lnBEZROB</i> .....	3	+	2
<i>lnBEZROB_WYR</i> .....	1	+	3
<i>lnBEZROB_WYR_PP</i> .....	2	+	3
<i>lnOPCM</i> .....	3	+	1
<i>PSP</i> .....	1	+	3
<i>EKSP</i> .....	1	+	3
<i>IMP</i> .....	1	+	3
<i>WYN</i> .....	1	+	3
<i>MIN_WYN</i> .....	1	-	1

Źródło: opracowanie własne.

### WYNIKI ESTYMACJI MODELU

Przedstawione modele zawierają zmienne istotne statystycznie na poziomie istotności równym 10%. Zmienne nieistotne eliminowano z modeli metodą *a posteriori*.

**TABL. 2. CHARAKTERYSTYKA DOPASOWANIA OSZACOWANYCH MODELU**

Wyszczególnienie	Model odływów z bezrobocia	
	ogółem	w tym do zatrudnienia
Błąd standardowy reszt .....	0,049	0,073
Współczynnik determinanty <i>R</i> -kwadrat .....	0,961	0,920
Skorygowany <i>R</i> -kwadrat .....	0,955	0,905
Statystyka Durбина-Watsona .....	2,011	1,975
Współczynnik zmienności losowej .....	0,009	0,016

Źródło: jak przy tabl. 1.

<sup>7</sup> Jedyną zmienną niemającą charakteru sezonowego jest zmienna *MIN\_WYN* dotycząca płacy minimalnej. Ustalana jest ona arbitralnie na drodze rozporządzenia Rady Ministrów.



Oba modele mają bardzo wysoki stopień dopasowania do danych empirycznych — współczynniki determinacji wynoszą odpowiednio 92,0% oraz 96,1%, a współczynniki zmienności losowej odpowiednio 1,6% oraz 0,9%. Wartość statystyki Durбина-Watsona wskazuje, że autokorelacja nie wystąpiła.

**TABL. 3. WYNIKI ESTYMACJI PARAMETRÓW MODELU ODPLYWÓW Z BEZROBOCIA DO ZATRUDNIENIA**

Zmienne	Współczynniki	Statystyka <i>t</i> -Studenta	Wartość <i>p</i>
<i>const</i> .....	0,58950800	0,93	0,354
<i>lnBEZROB</i> (-1) .....	1,24880000	2,45	0,016 <sup>a</sup>
<i>lnBEZROB</i> (-2) .....	-0,92969000	-1,84	0,068 <sup>b</sup>
<i>lnOPCM</i> (-1) .....	0,08439210	1,67	0,097 <sup>b</sup>
<i>MIN WYN</i> .....	-0,00031599	-1,87	0,063 <sup>b</sup>
<i>WYN</i> .....	0,00042106	3,04	0,003 <sup>c</sup>
<i>WYN</i> (-1) .....	-0,00029914	-2,21	0,028 <sup>a</sup>
<i>WYN</i> (-3) .....	-0,00026966	-1,97	0,051 <sup>b</sup>
<i>EKSP</i> .....	-0,00002255	-3,32	0,001 <sup>c</sup>
<i>EKSP</i> (-2) .....	0,00002040	3,53	0,001 <sup>c</sup>
<i>IMP</i> .....	0,00001092	1,85	0,066 <sup>b</sup>
<i>IMP</i> (-1) .....	0,00001165	2,19	0,030 <sup>a</sup>
<i>IMP</i> (-2) .....	-0,00001855	-3,69	0,000 <sup>c</sup>
<i>PSP</i> .....	0,00000861	2,06	0,042 <sup>a</sup>
<i>PSP</i> (-1) .....	-0,00000782	-2,18	0,031 <sup>a</sup>
<i>time</i> <sup>2</sup> .....	0,00003563	1,75	0,083 <sup>b</sup>
<i>time</i> <sup>3</sup> .....	-0,00000014	-1,78	0,077 <sup>b</sup>
<i>dm1</i> .....	0,05957250	0,96	0,339
<i>dm2</i> .....	-0,03682470	-0,90	0,367
<i>dm3</i> .....	0,09838770	1,90	0,059 <sup>b</sup>
<i>dm4</i> .....	0,18251800	6,64	0,000 <sup>c</sup>
<i>dm5</i> .....	0,14881300	4,91	0,000 <sup>c</sup>
<i>dm6</i> .....	0,02000820	0,63	0,527
<i>dm7</i> .....	0,00494438	0,22	0,825
<i>dm8</i> .....	-0,11321400	-4,29	0,000 <sup>c</sup>
<i>dm9</i> .....	0,24469400	9,98	0,000 <sup>c</sup>
<i>dm10</i> .....	0,06434170	2,26	0,026 <sup>a</sup>
<i>dm11</i> .....	-0,22376300	-8,09	0,000 <sup>c</sup>
<i>lnBEZR_WYR_PP</i> (-1) .....	0,36432000	4,57	0,000 <sup>c</sup>

*a* – *c* Poziom istotności parametrów: *a* –  $\alpha = 0,05$ , *b* –  $\alpha = 0,10$ , *c* –  $\alpha = 0,01$ .

Z r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

Z oszacowanego modelu wynika, że wzrost liczby zarejestrowanych bezrobotnych o 1% miesiąc wcześniej powoduje przeciętny wzrost liczby bezrobotnych wyrejestrowanych z tytułu podjęcia pracy w miesiącu bieżącym o 124,88%. Z kolei wzrost liczby zarejestrowanych bezrobotnych o 1% dwa miesiące wcześniej powoduje przeciętny spadek liczby bezrobotnych wyrejestrowanych z tytułu podjęcia pracy w miesiącu bieżącym o 92,97%. Wzrost liczby ofert pracy w ciągu ostatniego, minionego miesiąca o 1% powoduje przeciętny wzrost odpływu bezrobotnych do zatrudnienia o 8,44%.

Wzrost płacy minimalnej o 100 zł powoduje przeciętny spadek odpływu z bezrobocia do zatrudnienia o 3,16%. Wzrost średniej płacy w sektorze przedsiębiorstw o 100 zł w miesiącu bieżącym powoduje przeciętny wzrost odpływu z bezrobocia do zatrudnienia o 4,21%. Z kolei wzrost średniej płacy w sektorze przedsiębiorstw o 100 zł miesiąc i trzy miesiące wcześniej powoduje spadek odpływu z bezrobocia do zatrudnienia odpowiednio o ok. 3,00% oraz 2,70%.

Wzrost eksportu w miesiącu bieżącym o 1 mld zł powoduje przeciętny spadek odpływu z bezrobocia do zatrudnienia o 2,26%. Jednakże wzrost eksportu dwa miesiące wcześniej o 1 mld zł powoduje wzrost wyrejestrowań z bezrobocia do zatrudnienia przeciętnie o 2,04%.

Wzrost importu w miesiącu bieżącym o 1 mld zł powoduje przeciętny wzrost odpływu z bezrobocia do zatrudnienia o 1,09%. Wzrost importu o 1 mld zł miesiąc wcześniej skutkuje wzrostem liczby wyrejestrowań z powodu podjęcia zatrudnienia przeciętnie o 1,17%. Z kolei wzrost importu o 1 mld zł dwa miesiące wcześniej skutkuje spadkiem liczby wyrejestrowań z tytułu podjęcia zatrudnienia przeciętnie o 1,86%.

Wzrost produkcji sprzedanej przemysłu w miesiącu bieżącym o 1 mld zł powoduje przeciętny wzrost wyrejestrowań z tytułu podjęcia zatrudnienia o 0,86%. Wzrost produkcji sprzedanej przemysłu o 1 mld zł miesiąc wcześniej skutkuje spadkiem odpływu do zatrudnienia średnio o 0,78%.

W oszacowanym modelu występują nieistotne wahania sezonowe dla miesięcy: styczeń, luty, czerwiec i lipiec. W przypadku pozostałych miesięcy efekty sezonowe są istotne. Największy wzrost w porównaniu z trendem wystąpił we wrześniu — o 24,47%, natomiast największy spadek w grudniu<sup>8</sup> — o 44,95%.

Wzrost liczby osób wyrejestrowanych z tytułu podjęcia zatrudnienia miesiąc wcześniej o 1% powoduje przeciętny wzrost liczby wyrejestrowań w miesiącu bieżącym o 36,43%.

Rozwiązując nierówność  $\frac{\partial a(t)}{\partial t} > 0$  możemy stwierdzić, że w okresie od stycznia 1998 r. do stycznia 2012 r. rosła liczba osób wyrejestrowanych z tytułu podjęcia zatrudnienia, a od lutego 2012 r. malała.

TABL. 4. WYNIKI ESTYMACJI PARAMETRÓW MODELU ODPLYWÓW Z BEZROBOCIA

Zmienne	Współczynniki	Statystyka <i>t</i> -Studenta	Wartość <i>p</i>
<i>const</i> .....	1,50128000	2,40	0,018 <sup>a</sup>
<i>lnBEZROB(-2)</i> .....	0,40672600	6,53	0,000 <sup>b</sup>
<i>lnOPCM(-1)</i> .....	0,23385100	8,25	0,000 <sup>b</sup>
<i>WYN</i> .....	0,00021903	2,52	0,013 <sup>a</sup>
<i>WYN(-1)</i> .....	-0,00033618	-3,88	0,000 <sup>b</sup>
<i>EKSP</i> .....	-0,00001165	-2,67	0,008 <sup>b</sup>
<i>EKSP(-2)</i> .....	0,00001187	3,19	0,002 <sup>b</sup>
<i>IMP</i> .....	0,00000786	2,20	0,030 <sup>a</sup>
<i>IMP(-2)</i> .....	-0,00001063	-3,31	0,001 <sup>b</sup>
<i>PSP</i> .....	0,00000553	2,02	0,045 <sup>a</sup>
<i>PSP(-1)</i> .....	-0,00000467	-3,09	0,002 <sup>b</sup>
<i>time</i> .....	-0,00608533	-2,40	0,018 <sup>a</sup>
<i>time</i> <sup>2</sup> .....	0,00013595	4,74	0,000 <sup>b</sup>
<i>time</i> <sup>3</sup> .....	-0,00000053	-5,47	0,000 <sup>b</sup>

*a*—*c* Poziom istotności parametrów: *a* —  $\alpha = 0,05$ , *b* —  $\alpha = 0,01$ , *c* —  $\alpha = 0,10$ .

<sup>8</sup> Efekt sezonowy dla grudnia ustala się jako sumę efektów sezonowych dla pozostałych miesięcy pomnożoną przez (-1). W modelu nie uwzględnia się zmiennej sezonowej dla grudnia ze względów estymacyjnych.

**TABL. 4. WYNIKI ESTYMACJI PARAMETRÓW MODELU ODPLYWÓW Z BEZROBOCIA (dok.)**

Zmienne	Współczynniki	Statystyka <i>t</i> -Studenta	Wartość <i>p</i>
<i>dm1</i> .....	-0,00059906	-0,02	0,988
<i>dm2</i> .....	-0,14175100	-7,45	0,000 <sup>b</sup>
<i>dm3</i> .....	-0,06053130	-3,45	0,001 <sup>b</sup>
<i>dm4</i> .....	0,10837400	7,00	0,000 <sup>b</sup>
<i>dm5</i> .....	0,10568200	6,65	0,000 <sup>b</sup>
<i>dm6</i> .....	0,03449240	2,32	0,022 <sup>a</sup>
<i>dm7</i> .....	0,07455170	5,51	0,000 <sup>b</sup>
<i>dm8</i> .....	-0,02904670	-1,90	0,059 <sup>c</sup>
<i>dm9</i> .....	0,13530500	8,99	0,000 <sup>b</sup>
<i>dm10</i> .....	0,14044300	8,02	0,000 <sup>b</sup>
<i>dm11</i> .....	-0,10926500	-6,61	0,000 <sup>b</sup>

*a*—*c* Poziom istotności parametrów: *a* —  $\alpha=0,05$ , *b* —  $\alpha=0,01$ , *c* —  $\alpha=0,10$ .

Źródło: jak przy tabl. 1.

Model wskazuje, że wzrost liczby zarejestrowanych bezrobotnych dwa miesiące wcześniej o 1% skutkuje wzrostem liczby wyrejestrowań z zasobów publicznych służb zatrudnienia o 40,67%. Z kolei wzrost liczby ofert pracy miesiąc wcześniej powoduje wzrost wyrejestrowań z bezrobocia średnio o 23,39%.

Kolejnym czynnikiem istotnie wpływającym na odpływy z bezrobocia jest średnie wynagrodzenie w sektorze przedsiębiorstw. Wzrost tego wynagrodzenia o 100 zł powoduje przeciętny wzrost odpływu z bezrobocia rejestrowanego o 2,19%. Jednakże wzrost średniego wynagrodzenia w sektorze przedsiębiorstw o 100 zł miesiąc wcześniej skutkuje spadkiem wyrejestrowań z bezrobocia o 3,36%.

Wzrost eksportu w miesiącu bieżącym o 1 mld zł powoduje przeciętny spadek odpływu z bezrobocia o 1,17%. Jednakże wzrost eksportu dwa miesiące wcześniej o 1 mld zł powoduje wzrost wyrejestrowań z bezrobocia przeciętnie o 1,19%.

Wzrost importu w miesiącu bieżącym o 1 mld zł powoduje przeciętny wzrost odpływu z bezrobocia o 0,79%. Z kolei wzrost importu o 1 mld zł dwa miesiące wcześniej, skutkuje spadkiem liczby wyrejestrowań z tytułu podjęcia zatrudnienia przeciętnie o 1,06%.

Wzrost produkcji sprzedanej przemysłu w miesiącu bieżącym o 1 mld zł powoduje przeciętny wzrost wyrejestrowań o 0,55%. Wzrost produkcji sprzedanej przemysłu o 1 mld zł miesiąc wcześniej skutkuje spadkiem odpływu do zatrudnienia średnio o 0,47%.

W oszacowanym modelu występuje nieistotne wahanie sezonowe dla stycznia. Największy wzrost wyrejestrowań z bezrobocia rejestrowanego w stosunku do trendu wystąpił w październiku — o 14,04%, natomiast największy spadek w grudniu — o 25,77%.

Rozwiązując nierówność  $\frac{\partial a(t)}{\partial t} > 0$  możemy stwierdzić, że w okresie od marca 2000 r. do grudnia 2009 r. rosła liczba wyrejestrowań z bezrobocia, a w pozostałym okresie malała.

## Podsumowanie

Oszacowane modele pozwoliły na określenie kierunku oraz siły wpływu głównych zmiennych makroekonomicznych na odpływy z bezrobocia. Dynamiczne modele dopasowań, których konstrukcja wynika ze struktury analizowanych procesów wskazały zależności przyczynowe uwzględniające wpływ stanu gospodarki (opisywanego przez: eksport, import, produkcję sprzedaną przemyśłu, przeciętne wynagrodzenie w sektorze przedsiębiorstw i minimalne wynagrodzenie) z bieżącego i przeszłych okresów na wielkość odpływów z bezrobocia w okresie bieżącym. Uwidocznione w modelach różnice występujące w kierunkach oraz sile wpływu poszczególnych czynników w przypadku przesunięć w czasie na odpływy z bezrobocia wynikają z sezonowego charakteru analizowanych zjawisk.

---

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

## LITERATURA

- Bezrobocie rejestrowane I—IV kwartał 2012* (2013), GUS
- Gałecka E. (2007), *Zastosowanie funkcji dopasowań do analizy efektywności rynku pracy*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 10
- Kaczorowski P., Tokarski T. (1997), *Restrukturyzacja a odpływy z bezrobocia (analiza oparta na rozszerzonej funkcji dopasowań)*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 11
- Kaczorowski P., Tokarski T. (1998), *Niektóre determinanty odpływów z bezrobocia w Polsce*, [w:] Kwiatkowski E. (red.), *Przepływ siły roboczej a efekty aktywnej polityki państwa na rynku pracy w Polsce*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego
- Kubiak P. (2005), *Efekty uczestnictwa bezrobotnych w aktywnych programach rynku pracy w Polsce*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego
- Kufel T. (2002), *Postulat zgodności w dynamicznych modelach ekonometrycznych*, Wydawnictwo UMK, Toruń
- Kwiatkowski E. (1998), *Aktywna polityka państwa na rynku pracy w Polsce*, [w:] Kryńska E., Kwiatkowski E., Zarychta H., *Polityka państwa na rynku pracy w Polsce w latach dziewięćdziesiątych*, Raport IPiSS, nr 12, Warszawa
- Piłatowska M. (2003), *Modelowanie niestacjonarnych procesów ekonomicznych. Studium metodologiczne*, Wydawnictwo UMK, Toruń
- Stasiak J., Tokarski T. (1998), *Analiza odpływów z bezrobocia. Funkcja dopasowań*, [w:] Kwiatkowski E. (red.), *Przepływy siły roboczej a efekty aktywnej polityki państwa na rynku pracy w Polsce*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego

## SUMMARY

*The effectiveness of the functioning of the labor market can be assessed by the number of facts of employment by job seekers. This article attempts to determine the impact of selected major macroeconomic variables on outflows from unemployment, defined as the total outflow from unemployment due to employment.*

*As a research tool an expanded matches function was used, which is a mathematical recognition combining test pieces (in this case, job seekers and employers). The tool is also used to determine the impact of economic changes on the balance of the labor market. The matches function was constructed in accordance with the principles of the construction of dynamic cause and effect models.*

## РЕЗЮМЕ

*Эффективность функционирования рынка труда можно оценить по количеству трудоустроен лиц ищущих работу. Статья является попыткой определения влияния избранных макроэкономических переменных на оттоки из безработицы, понимающиеся как общий отток из безработицы, а также соотношение с занятостью.*

*В качестве исследовательского инструмента была использована расширенная функция ответственности, которая является математическим подходом к соединению обследуемых элементов (в данном случае лиц ищущих работу и работодателей). Этот инструмент используется также для определения влияния экономических процессов на баланс на рынке труда. Функция соответствий разработана (построена) согласно принципам разработки динамических моделей причины и следствия.*

**Stanisław URBAN, Anna KOWALSKA**

## Mieszkalnictwo w Polsce

---

W naszym kraju występuje niedobór mieszkań. Ich liczba jest mniejsza niż liczba rodzin. Stąd bardzo ważny jest rozwój budownictwa mieszkaniowego. Mieszkanie według Ministerstwa Infrastruktury to: *zespół pomieszczeń mieszkalnych i pomocniczych, mający odrębne wejście, wydzielony stałymi przegrodami budowlanymi, umożliwiający stały pobyt ludzi i prowadzenie samodzielnego gospodarstwa domowego*<sup>1</sup>.

W latach 80. i 90. XX w. większość nowych mieszkań dostarczały na rynek spółdzielnie, duży był również udział gmin oraz zakładów pracy. Obecnie najczęściej mieszkań budowanych jest indywidualnie (na własność) lub przez firmy deweloperskie na sprzedaż albo wynajem<sup>2</sup>.

Celem artykułu jest analiza stanu mieszkalnictwa polskiego w latach 1995—2011, zmian jakie na nim zaszły oraz wyposażenia mieszkań w urządzenia techniczno-sanitarne.

### *MATERIAŁ ŹRÓDŁOWY I METODY BADAWCZE*

Badaniami objęto mieszkalnictwo w poszczególnych regionach oraz województwach. Dane uzyskano z wydawnictw GUS, Banku Danych Lokalnych (BDL) oraz Narodowego Spisu Powszechnego 2011 (NSP 2011).

Do zobrazowania zmian występujących w mieszkalnictwie w Polsce z uwzględnieniem podziału na miasta i wieś, a także według podregionów w badanych latach, wykorzystano liniową funkcję trendu oraz przedstawiono prognozę na kolejne dwa lata. Do oceny mieszkalnictwa w województwach posłużono się wielowymiarową analizą skupień. Przedstawiono średnią wielkość mieszkań oraz średnią liczbę pokoi, jak również dynamikę zmian, które zaszły w województwach. Przeanalizowano zmiany w wyposażeniu mieszkań w instalacje sanitarno-techniczne i w urządzenia trwałego użytku w latach 2003, 2007 i 2011.

---

<sup>1</sup> Rozporządzenie Ministra Infrastruktury z 12 kwietnia 2002 r. w sprawie warunków technicznych, jakim powinny odpowiadać budynki i ich usytuowanie (Dz. U. Nr 75, poz. 690 z 15 czerwca 2002 r.).

<sup>2</sup> Olech P. (2008), s. 251.

## TENDENCJE ZMIAN ZASOBÓW MIESZKANIOWYCH

Na podstawie danych statystycznych uzyskano 17-elementowy szereg czasowy liczby mieszkań z podziałem na miasta i wieś (wykr. 1). W miastach, jak również na obszarach wiejskich liczba mieszkań ma tendencję wzrostową. Obraz liczby mieszkań oraz funkcję liniową zmiennych wykreślono za pomocą arkusza kalkulacyjnego. Aby sprawdzić czy funkcje trendu poprawnie opisują rzeczywiste prawidłowości wyliczono współczynnik  $R^2$  dla każdej z nich. Założono, że uzyskanie odpowiedniego dopasowania funkcji do danych empirycznych zależy od spełnionego warunku  $R^2 \geq 0,60$ . Na podstawie analizy wykresu można stwierdzić, że linie trendu bardzo dobrze odzwierciedlają rzeczywistość —  $0,9555 < R^2 < 0,9826$ .

Za pomocą arkusza wykreślono prognozę wartości cech na kolejne lata. Na podstawie sprawdzonej funkcji można zauważyć, że tendencje są rosnące. Zwłaszcza jest to widoczne w aglomeracjach miejskich, gdzie liczba nowych mieszkań będzie rosła. Z równań można zaobserwować, że z każdym rokiem średni przyrost liczby mieszkań w Polsce wynosił 138,6 tys., w tym w mieście 97,9 tys., natomiast na wsi było to 40,7 tys.

Przedstawiono również szereg czasowy liczby mieszkań w poszczególnych podregionach w latach 1995—2011 (wykr. 2). Wyznaczono dla nich linie funk-

cji trendu oraz współczynnik determinacji  $R^2$ . Podobnie jak w całej Polsce oraz w miastach i na obszarach wiejskich również w poszczególnych podregionach funkcje trendu bardzo dobrze odzwierciedlały rzeczywistość —  $0,9545 < R^2 < 0,9914$ . Funkcje wykreślone według poszczególnych podregionów pokazują rosnący trend dla liczby obiektów w badanych latach. Z równań linii trendu wynika, że we wszystkich podregionach liczba mieszkań rosła. Największy średni roczny przyrost widoczny był w podregionie centralnym (o 37,4 tys.), natomiast najmniejszy w południowo-zachodnim, gdzie w każdym roku liczba mieszkań rosła o 13 tys.

### *ZMIANY WIELKOŚCI MIESZKAŃ*

W Polsce i w większości województw w badanych latach rosła średnia wielkość mieszkań oraz średnia liczba izb (tabl. 1). W 2011 r. ich średnia wielkość wynosiła 70,7 m<sup>2</sup>. Największe mieszkania znajdowały się w województwach: opolskim (78,2 m<sup>2</sup>), podkarpackim (77,8 m<sup>2</sup>) oraz wielkopolskim (77,4 m<sup>2</sup>), natomiast najmniejsze w województwach: warmińsko-mazurskim (65,6 m<sup>2</sup>), łódzkim (65,7 m<sup>2</sup>) i zachodniopomorskim (66,4 m<sup>2</sup>). W ciągu 16 lat największy średni przyrost powierzchni mieszkalnej zaobserwowano w województwach: świętokrzyskim, mazowieckim oraz lubelskim, gdzie średnia powierzchnia mieszkań zwiększyła się o 20—22%. Z kolei najmniejszą dynamikę zmian zano-



towano w województwach: opolskim, dolnośląskim i warmińsko-mazurskim, gdzie przyrost średniej powierzchni mieszkania kształtował się na poziomie 10—11%.

**TABL. 1. ŚREDNIA WIELKOŚĆ MIESZKAŃ ORAZ ŚREDNIA LICZBA IZB W MIESZKANIU WEDŁUG WOJEWÓDZTW**

Wyszczególnienie	Średnia wielkość mieszkań w m <sup>2</sup>						Średnia liczba izb					
	1995	1999	2003	2007	2011		1995	1999	2003	2007	2011	
						1995= =100						1995= =100
<b>P o l s k a</b> .....	<b>61,3</b>	<b>62,0</b>	<b>69,4</b>	<b>70,4</b>	<b>70,7</b>	<b>15,3</b>	<b>3,5</b>	<b>3,5</b>	<b>3,7</b>	<b>3,7</b>	<b>3,8</b>	<b>8,6</b>
Dolnośląskie .....	60,3	60,8	65,7	66,4	66,9	10,9	3,5	3,5	3,6	3,6	3,7	5,7
Kujawsko-pomorskie .....	58,7	59,2	65,2	66,0	66,9	14,0	3,5	3,5	3,6	3,6	3,7	5,7
Lubelskie .....	62,2	62,8	73,1	73,9	74,5	20,0	3,4	3,4	3,7	3,7	3,8	11,8
Lubuskie .....	62,1	62,8	68,0	69,0	69,9	12,6	3,7	3,7	3,8	3,8	3,9	5,4
Łódzkie .....	55,2	56,1	64,5	65,5	65,7	19,0	3,2	3,2	3,5	3,5	3,5	9,4
Małopolskie .....	62,7	63,9	73,2	74,3	74,4	18,7	3,4	3,5	3,8	3,8	3,9	14,7
Mazowieckie .....	56,2	57,6	66,6	67,9	68,2	21,4	3,2	3,3	3,5	3,5	3,6	12,5
Opolskie .....	71,2	71,6	76,4	77,0	78,2	9,8	3,9	3,9	4,0	4,1	4,1	5,1
Podkarpackie .....	65,7	66,6	76,5	77,7	77,8	18,4	3,5	3,5	3,9	4,0	4,0	14,3
Podlaskie .....	64,0	64,6	72,2	73,2	73,4	14,7	3,7	3,7	3,9	3,9	4,0	8,1
Pomorskie .....	59,2	60,1	67,4	68,5	68,5	15,7	3,5	3,6	3,7	3,7	3,8	8,6
Śląskie .....	59,8	60,5	65,7	66,8	66,7	11,5	3,4	3,4	3,6	3,6	3,7	8,8
Świętokrzyskie .....	58,8	59,5	70,3	71,0	71,6	21,8	3,3	3,3	3,6	3,6	3,7	12,1
Warmińsko-mazurskie .....	58,9	59,3	64,5	65,3	65,6	11,4	3,6	3,6	3,7	3,7	3,8	5,6
Wielkopolskie .....	66,2	66,9	75,9	77,1	77,4	16,9	3,7	3,7	3,9	3,9	4,0	8,1
Zachodniopomorskie .....	59,3	59,8	65,2	66,3	66,4	12,0	3,6	3,6	3,7	3,7	3,7	2,8

Ź r ó d ł o: opracowanie własne na podstawie Rocznika Statystycznego Rzeczypospolitej Polskiej (z odpowiednich lat), GUS; BDL.

Ogółem w Polsce w 2011 r. średnia liczba izb w mieszkaniu kształtowała się na poziomie 3,8. Największą średnią liczbą izb charakteryzowały się województwa: opolskie, podkarpackie, podlaskie oraz wielkopolskie (4 pokoje), natomiast najmniejszą łódzkie (3,5 pokoju). W ciągu 16 lat średnia ich liczba zwiększyła się o 9%. Największy przyrost odnotowano w woj. podkarpackim (15%), natomiast najmniejszy w województwach: lubuskim, warmińsko-mazurskim oraz zachodniopomorskim (po 5%).

#### *WYPOSAŻENIE MIESZKAŃ W INSTALACJE TECHNICZNO-SANITARNE*

W tabl. 2 pokazano, jak w latach 1999—2011 zmieniał się udział mieszkań posiadających instalacje techniczno-sanitarne. W Polsce w badanym okresie przybyło 13,3% mieszkań wyposażonych w ustęp spłukiwany, łazienkę — 10,8% i centralne ogrzewanie — 10,3%. Analizując infrastrukturę techniczno-

-sanitarną mieszkań w podziale na miasta i wieś, największy jej przyrost odnotowano na obszarach wiejskich. Poprawa stopnia wyposażenia mieszkań na wsi dotyczyła wszystkich instalacji, jednak największy przyrost zaobserwowano w wyposażeniu mieszkań w ustęp splukiwany (24,3%), centralne ogrzewanie (18%) oraz łazienkę (16,9%). Największy przyrost wyposażenia w te instalacje notowano w ostatnim badanym roku, gdyż na przełomie lat 2010 i 2011 zwiększył się on odpowiednio o: 11,8%, 6,1% i 6,9%. W 2011 r. na obszarach wiejskich 92,7% mieszkań wyposażonych było w wodociąg, 86,9% w ustęp splukiwany i 83,3% w łazienkę, ale tylko 21,2% mieszkań (domów) miało gaz z sieci i 71,3% centralne ogrzewanie.

**TABL. 2. UDZIAŁ MIESZKAŃ WYPOSAŻONYCH  
W INSTALACJE TECHNICZNO-SANITARNE W %**

Wyszczególnienie	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
<b>Wodociąg</b>													
<b>Polska</b> .....	<b>92,5</b>	<b>92,8</b>	<b>93,3</b>	<b>95,0</b>	<b>95,0</b>	<b>95,0</b>	<b>95,1</b>	<b>95,1</b>	<b>95,3</b>	<b>95,4</b>	<b>95,5</b>	<b>95,5</b>	<b>97,0</b>
Miasta .....	97,6	97,6	97,8	98,3	98,4	98,4	98,5	98,5	98,5	98,5	98,6	98,6	98,9
Wieś .....	82,1	83,1	84,3	88,2	88,0	88,1	88,2	88,3	88,7	88,9	89,0	89,1	92,7
<b>Ustęp splukiwany</b>													
<b>Polska</b> .....	<b>80,6</b>	<b>81,6</b>	<b>82,3</b>	<b>86,9</b>	<b>87,3</b>	<b>87,4</b>	<b>87,5</b>	<b>87,6</b>	<b>87,8</b>	<b>88,0</b>	<b>88,1</b>	<b>88,3</b>	<b>93,9</b>
Miasta .....	89,4	90,3	90,6	93,9	94,2	94,2	94,3	94,4	94,4	94,5	94,6	94,7	97,1
Wieś .....	62,6	63,8	65,0	72,6	73,1	73,3	73,5	73,7	74,2	74,5	74,8	75,1	86,9
<b>Łazienka</b>													
<b>Polska</b> .....	<b>80,8</b>	<b>81,5</b>	<b>82,2</b>	<b>85,7</b>	<b>86,1</b>	<b>86,2</b>	<b>86,3</b>	<b>86,5</b>	<b>86,7</b>	<b>86,9</b>	<b>87,1</b>	<b>87,2</b>	<b>91,6</b>
Miasta .....	87,9	88,3	88,7	91,4	91,8	91,9	92,0	92,0	92,1	92,2	92,4	92,4	95,3
Wieś .....	66,4	67,6	68,8	74,0	74,5	74,7	74,9	75,0	75,5	75,8	76,1	76,4	83,3
<b>Centralne ogrzewanie</b>													
<b>Polska</b> .....	<b>71,4</b>	<b>72,1</b>	<b>72,9</b>	<b>76,5</b>	<b>77,1</b>	<b>77,2</b>	<b>77,4</b>	<b>77,5</b>	<b>77,8</b>	<b>78,0</b>	<b>78,3</b>	<b>78,5</b>	<b>81,7</b>
Miasta .....	80,3	80,8	81,4	83,4	83,9	84,0	84,1	84,3	84,5	84,7	84,9	85,0	86,5
Wieś .....	53,3	54,4	55,4	62,4	63,1	63,3	63,5	63,7	64,0	64,4	64,8	65,2	71,3
<b>Gaz sieciowy</b>													
<b>Polska</b> .....	<b>56,2</b>	<b>56,7</b>	<b>57,2</b>	<b>55,3</b>	<b>55,4</b>	<b>55,5</b>	<b>55,5</b>	<b>55,6</b>	<b>55,7</b>	<b>55,6</b>	<b>56,5</b>	<b>56,4</b>	<b>57,7</b>
Miasta .....	76,4	76,7	77,0	73,9	74,1	74,1	74,0	73,9	73,9	73,6	74,0	73,9	74,4
Wieś .....	15,1	15,9	16,4	17,0	17,4	17,5	17,6	17,9	18,3	18,4	20,3	20,4	21,2

Źródło: jak przy tabl. 1.

Znacznie lepszym wyposażeniem mieszkań w te instalacje charakteryzowały się miasta. Na ich terenach największa dynamika przyrostu w instalacje sanitarne-techniczne (choć znacznie niższa niż na obszarach wiejskich) dotyczyła ustępu splukiwanego, łazienek i centralnego ogrzewania, natomiast najmniej przyby-

ło wodociągów. Z kolei wyposażenie w instalacje gazu sieciowego w omawianych latach zmniejszyło się o 2%, przy czym największy spadek udziałów mieszkań mających te instalacje nastąpił w 2002 r. — o 3%.

W tabl. 3 przedstawiono liczbę mieszkań ogółem w Polsce i w województwach w latach 2003, 2007 i 2011 oraz ich wyposażenie w wodociąg, ustęp, łazienkę, centralne ogrzewanie i gaz z sieci.

Liczba mieszkań w Polsce w 2003 r. wynosiła prawie 12,6 mln i wzrosła do 13,5 mln w 2011 r. Najwięcej mieszkań było w województwach mazowieckim i śląskim, natomiast najmniej w województwach: lubuskim, opolskim i podlaskim. Najwięcej mieszkań przybyło w badanym okresie w województwach mazowieckim i wielkopolskim, natomiast najmniej w województwach opolskim i świętokrzyskim.

Wyposażenie mieszkań w wodociąg zmniejszyło się z 95% do 94,3%. Wynikało to z faktu, że część nowo budowanych mieszkań, zwłaszcza na wsi, nie ma możliwości podłączenia ich do wodociągów. Najniższy udział mieszkań podłączonych do wodociągu wykazały województwa świętokrzyskie i lubelskie, najlepiej zaś wyposażone w wodociąg były mieszkania w województwach zachodniopomorskim i śląskim. Jedynie w województwie łódzkim nastąpił niewielki wzrost udziału takich mieszkań.

Wyposażenie mieszkań w ustępy ogółem w kraju poprawiło się, w badanym okresie wskaźnik wzrósł z 87,3% do 91,8%. Najniższy wskaźnik wyposażenia mieszkań w ustępy odnotowano w województwach lubelskim i świętokrzyskim, a największy w województwach pomorskim i zachodniopomorskim.

Poprawiło się również wyposażenie mieszkań w łazienkę ogółem w Polsce. Udział tych mieszkań wzrósł w badanym okresie z 86,1% do 91,8%. Najwięcej mieszkań wyposażonych w łazienkę było w województwach: zachodniopomorskim, śląskim, pomorskim i opolskim, a najmniej w województwach lubelskim i świętokrzyskim.

Instalacje centralnego ogrzewania w 2003 r. miało 77,1% mieszkań ogółem w Polsce, przy czym do 2007 r. następował ich wzrost (77,8%), a następnie zaobserwowano spadek do 74,0% w 2011 r. Tę zmianę można tłumaczyć wysokimi kosztami eksploatacyjnymi oraz rozpowszechnianiem się ogrzewania alternatywnego, np.: kominkowego, słonecznego i geotermalnego.

Zmniejszenie udziału mieszkań z centralnym ogrzewaniem wystąpiło we wszystkich województwach, a największe w charakteryzujących się najwyższym udziałem mieszkań z tego rodzaju ogrzewaniem, tj. zachodniopomorskim i mazowieckim. Najslabiej wyposażone w centralne ogrzewanie były mieszkania w województwach: lubelskim, podkarpackim i łódzkim.

Zaopatrzenie w gaz z sieci w 2003 r. miało w Polsce 55,4% mieszkań ogółem, a w 2011 r. wskaźnik ten osiągnął 56,1%. Najlepiej wyposażone w przyłącza do sieci gazowej były mieszkania w województwach: podkarpackim, dolnośląskim i małopolskim, natomiast zdecydowanie najslabiej w województwie podlaskim.

TABL. 3. MIESZKANIA W POLSCE I W WOJEWÓDZTWACH ORAZ ICH WYPOSAŻENIE W INSTALACJE SANITARNO-TECHNICZNE

Wyszczególnienie	Mieszkania ogółem w tys.						W tym w % ogółu mieszkań wyposażone w											
	2007		2011		wodociągi		ustęp			łazienkę			centralne ogrzewanie			gaz z sieci		
	2003	2007	2011	2007	2003	2007	2011	2003	2007	2011	2003	2007	2011	2003	2007	2011	2003	2007
<b>Polska</b>	<b>12595,9</b>	<b>12993,7</b>	<b>13495,0</b>	<b>95,0</b>	<b>94,3</b>	<b>87,3</b>	<b>91,8</b>	<b>86,1</b>	<b>86,7</b>	<b>91,8</b>	<b>86,1</b>	<b>86,7</b>	<b>77,1</b>	<b>77,8</b>	<b>74,0</b>	<b>55,4</b>	<b>55,7</b>	<b>56,1</b>
Dolnośląskie	999,6	1027,5	1074,6	97,7	97,8	88,1	88,4	86,4	86,9	95,8	86,4	86,9	75,8	76,5	72,9	66,6	66,3	66,2
Kujawsko-pomorskie	662,9	678,6	705,0	96,8	96,9	89,0	89,2	86,0	86,4	94,3	86,0	86,4	77,0	77,6	75,2	50,1	50,2	49,7
Lubelskie	692,9	710,2	734,4	88,1	88,4	87,6	76,1	75,8	76,4	80,7	75,8	76,4	70,6	71,3	68,7	38,6	40,6	41,4
Lubuskie	328,7	339,4	351,1	97,2	97,4	96,6	90,0	88,5	88,5	94,8	88,5	88,5	74,9	75,6	72,9	53,7	54,3	56,2
Łódzkie	941,4	955,9	977,2	92,3	92,5	92,7	81,1	81,6	88,9	79,1	79,6	88,8	72,4	73,0	70,8	44,1	43,9	44,1
Małopolskie	1002,1	1043,0	1079,5	94,9	95,2	94,3	89,0	89,5	92,2	89,0	89,5	92,4	76,6	77,5	72,9	65,6	65,9	66,4
Mazowieckie	1831,9	1927,2	2067,0	92,3	93,5	91,9	86,5	87,9	89,6	85,2	86,6	89,5	81,1	82,0	75,9	59,3	59,7	59,1
Opolskie	332,3	336,6	344,2	97,7	97,8	97,1	90,1	90,4	96,4	90,0	90,3	96,5	78,7	79,2	76,6	45,8	45,7	45,7
Podkarpackie	594,9	609,7	620,9	92,2	92,4	91,4	83,7	84,2	88,1	84,8	85,2	88,2	72,0	72,8	69,8	71,2	71,6	73,7
Podlaskie	393,7	405,6	421,0	90,7	90,9	90,0	81,4	82,0	85,3	81,6	82,2	85,3	73,7	74,6	71,9	28,7	29,5	30,0
Pomorskie	705,3	739,0	782,7	98,7	98,8	95,9	94,2	94,5	94,9	91,3	91,8	94,7	81,1	81,6	76,8	58,4	57,3	56,2
Śląskie	1659,7	1688,9	1698,4	98,2	98,3	97,7	91,4	91,7	96,5	90,2	90,5	96,4	78,5	79,2	76,0	63,4	63,4	64,0
Świętokrzyskie	410,6	417,6	426,1	88,0	88,3	87,0	76,0	76,5	80,7	76,5	77,0	80,8	74,1	74,6	71,7	39,1	40,0	40,1
Warmińsko-mazurskie	450,7	467,2	484,0	96,3	96,5	96,2	89,2	89,6	94,0	87,6	88,1	93,8	77,8	78,6	76,6	48,0	47,7	47,7
Wielkopolskie	1023,3	1061,9	1114,5	97,6	97,7	95,8	90,5	90,9	93,8	89,0	89,4	93,6	77,7	78,2	73,5	49,1	49,4	52,0
Zachodniopomorskie	566,0	585,5	614,4	98,7	98,8	97,4	92,3	92,5	96,3	90,8	91,1	96,1	81,4	82,0	78,2	61,3	62,2	63,2

Źródło: obliczenia własne na podstawie BDL.

## SKUPIENIA WOJEWÓDZTW

Stosując analizę skupień podzielono województwa na grupy, w których udział mieszkań przypadających na osobę oraz zmiany w mieszkalnictwie w latach 1995—2011 były zbliżone (wykr. 3).

Analiza ta pozwoliła wyłonić pięć istotnie różniących się grup. W pierwszej z nich znalazły się województwa: dolnośląskie, podlaskie i zachodniopomorskie, gdzie na osobę przypadało średnio 36% mieszkania. Największy przyrost udziału mieszkań na osobę (o 6%) w badanym okresie wystąpił w województwach dolnośląskim i zachodniopomorskim.

Drugą grupę stanowią podobne województwa: mazowieckie i śląskie oraz w mniejszym stopniu łódzkie, które charakteryzują się największym udziałem mieszkań przypadających na mieszkańca. W 1995 r. udział ten kształtował się na poziomie 32%, a po 16 latach zwiększył się do 37—39%. Wśród tych województw największy przyrost w omawianym okresie wystąpił w województwie mazowieckim i wyniósł 8%, w pozostałych województwach był on na poziomie 5%.

Największą grupę — trzecią — stanowiły województwa: kujawsko-pomorskie, lubelskie, świętokrzyskie, opolskie, warmińsko-mazurskie oraz trochę odbiegające od nich województwa lubuskie i pomorskie, w których w 1995 r. przypadało na mieszkańca ok. 29% mieszkania. W 2011 r. największy przyrost tego udziału na mieszkańca odnotowano w województwie pomorskim (6%), natomiast najmniejszy w województwach kujawsko-pomorskim i świętokrzyskim (o 4%).

Do czwartej grupy należą województwa małopolskie i wielkopolskie. Charakteryzowały się one znacznie mniejszym udziałem mieszkania przypadającego na mieszkańca. W 1995 r. ich udział kształtował się na podobnym poziomie 27—28%. Największy przyrost udziału przypadającego na mieszkańca wystąpił w województwie małopolskim (5%). Po 16 latach w tej grupie udział mieszkania przypadającego na mieszkańca wyniósł 32%. Ostatnią grupę stanowiło województwo podkarpackie, gdzie na jednego mieszkańca przypadała w 1995 r. prawie 1/4 mieszkania. Również przyrost tego wskaźnika w badanym okresie był najniższy i wyniósł tylko 3%.

#### *ZMIANY W STRUKTURZE WŁASNOŚCIOWEJ MIESZKAŃ*

GUS klasyfikuje mieszkania według następujących form własności: gminne (komunalne), spółdzielni mieszkaniowych, zakładów pracy, towarzystw budownictwa społecznego (TBS), wspólnot mieszkaniowych oraz osób fizycznych<sup>3</sup>.

W analizowanych latach obserwowano istotne zmiany w strukturze własności lokali mieszkalnych (wykr. 4). Bardzo dynamicznie rozwijało się budownictwo należące do osób fizycznych, tzn. mieszkania, do których prawo własności posiada osoba fizyczna.

W 2011 r. mieszkania należące do osób fizycznych stanowiły ponad 73% wszystkich lokali mieszkalnych. Zmniejszył się natomiast udział lokali należących do spółdzielni mieszkaniowych, gmin (mieszkania komunalne), jak również zakładów pracy, w tym także mieszkań Skarbu Państwa. W badanym okresie udział mieszkań spółdzielczych zmniejszył się o 10% oraz lokali komunalnych i mieszkań należących do zakładów pracy o 3%. Niewielki udział w strukturze własnościowej mieszkań w Polsce zajmują lokale należące do Towarzystwa Budownictwa Społecznego (TBS) — wzrósł on od 2003 r. o 0,3% i w 2011 r. stanowił 0,7% wszystkich mieszkań w Polsce.

Istotne zmiany widoczne są również w formie własności mieszkań w podziale na miasta i wieś (tabl. 4). Na terenach wiejskich przeważają mieszkania należące do osób fizycznych i stanowią one ponad 90% mieszkań znajdujących się na tych obszarach. W miastach struktura ta przedstawia się inaczej i z biegiem lat nieco się zmienia. W 2003 r. najwięcej mieszkań należało do spółdzielni miesz-

<sup>3</sup> *Gospodarka...* (2011), s. 8.

kaniowych (40,2%) i osób fizycznych (40,1%), natomiast w 2011 r. zaczęły przeważać mieszkania należące do osób fizycznych (52,5%), a udział mieszkań należących do spółdzielni systematycznie malał. W 2011 r. należała do nich już tylko 1/4 wszystkich mieszkań w miastach. Zmniejszył się również udział mieszkań należących do gmin, natomiast wzrósł należących do TBS, jednak w strukturze tych udziałów nie odgrywa istotnej roli. W 2011 r. w strukturze własnościowej mieszkań istotnie zwiększył się udział pozostałych i nieokreślonych podmiotów. W miastach było to prawie 7,7%, na wsi 5,7%.

**TABL. 4. STRUKTURA MIESZKAŃ WEDŁUG FORMY WŁASNOŚCI**

Mieszkania	2003		2005		2007		2011	
	miasta	wieś	miasta	wieś	miasta	wieś	miasta	wieś
Osób fizycznych .....	40,07	92,86	42,17	93,38	47,57	93,96	52,48	90,11
Spółdzielni mieszkaniowych .....	40,22	1,30	39,33	1,30	35,74	1,19	25,66	0,65
Gmin .....	14,45	2,27	13,49	2,19	12,44	2,07	11,52	2,10
Zakładów pracy .....	3,95	3,22	3,03	2,70	2,31	2,33	1,74	1,37
TBS .....	0,55	0,02	0,71	0,03	0,80	0,04	0,93	0,05
pozostałych i nieokreślonych podmiotów .....	0,78	0,34	1,27	0,41	1,15	0,41	7,67	5,72

Źródło: opracowanie własne na podstawie BDL i NSP 2011.

## Wnioski

W Polsce ogółem przybywa mieszkań, co ma miejsce również we wszystkich województwach. Z roku na rok zwiększa się również średnia powierzchnia mieszkań oraz liczba izb. Pod tym względem wyróżniają się województwa: mazowieckie, lubelskie, małopolskie, podkarpackie i świętokrzyskie.

Poprawia się też wyposażenie mieszkań w instalacje i obiekty sanitarne. Zahamowaniu uległo wyposażenie mieszkań w wodociągi i instalacje centralnego ogrzewania. W Polsce mieszkania są dobrze wyposażone w wodociągi, ustępy i łazienki. Gorzej przedstawia się wyposażenie mieszkań w centralne ogrzewanie i gaz z sieci. Jednak wyposażenie mieszkań w instalacje sanitarno-techniczne w województwach jest zróżnicowane. Najlepiej wyposażone w te instalacje były mieszkania w województwach: mazowieckim, zachodniopomorskim i śląskim, a najslabiej w województwach: lubelskim, podkarpackim i świętokrzyskim. Zróżnicowanie to znajduje swoje źródło w zasobności finansowej mieszkańców, ale też i inne czynniki mają na to wpływ.

Zmiany w udziale różnych form własności mieszkań świadczą o tym, że obecnie większość rodzin kupuje mieszkania z własnych oszczędności lub przy udziale banku (kredyt hipoteczny). Z kolei znacznie maleje udział mieszkań gminnych, spółdzielczych oraz należących do zakładów pracy.

---

prof. dr hab. inż. Stanisław Urban, dr inż. Anna Kowalska — *Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu*

## LITERATURA

Bank Danych Lokalnych (dane z lat 1995—2011), [www.stat.gov.pl/bdl](http://www.stat.gov.pl/bdl)

*Gospodarka mieszkaniowa w 2011 r.* (2012), GUS

Olech P. (2008), *Mieszkalnictwo i bezdomność. Raport z wpływu sytuacji mieszkaniowej w Polsce na zjawisko bezdomności i wykluczenia mieszkaniowego*, Europejskiej Federacji Organizacji Pracujących z Ludźmi Bezdomnymi FEANTSA, Materiały z konferencji, która odbyła się 13 i 14 listopada 2008 r. w Cardiff. s. 251, [www.pfwb.org.pl/wp-content/uploads/2010/01/20091.pdf](http://www.pfwb.org.pl/wp-content/uploads/2010/01/20091.pdf)

*Rocznik Statystyczny Rzeczypospolitej Polskiej* (z lat 1995—2011), GUS

## SUMMARY

*Analyses of housing in Poland was made using data obtained from the Local Data Bank, National Census of Population and Housing 2011 and CSO publications. A linear trend function, multi-dimensional cluster analysis and the dynamics of change were used to analyze the topic.*



*In Poland, both in urban and in rural areas the number of apartments is increasing, which is evident especially in urban areas. In most voivodships also increased the average size of a dwelling and the average number of chambers. Also the average number of rooms in a dwelling increased. Diminished role of public housing and cooperative, and flourished construction condominiums and development for the purpose of sale or rent were observed, too. Furnishing in water, lavatories and bathrooms improved, while dwellings are less equipped with central heating and mains gas.*

## РЕЗЮМЕ

*Анализ жилищного строительства в Польше был проведен с использованием данных полученных из Банка локальных данных, Всеобщей переписи населения и квартир 2011 г., а также из публикаций ЦСУ. Для обследования темы были использованы линейная функция тренда, многомерный кластерный анализ и динамика изменений.*

*В Польше как в городах так и в сельских районах число квартир растет, это особенно заметно в городских агломерациях. В большинстве воеводств увеличился средний размер квартир и среднее число камер. Увеличилось также среднее число камер в квартире. Замечается уменьшение роли государственного жилья и кооператива, в то время развивается строительство кондоминиумов и строительных компаний для продажи или аренды. Повысился стандарт квартир, у которых водоснабжение, туалеты и ваннные комнаты. В то же время снабжение квартир центральным отоплением и газопроводом на низком уровне.*

**Dominik PAPROTNY**

## Poziom rozwoju Polski w relacji do państw zachodnich

---

Badania porównawcze między państwami są powszechnie spotykane w ekonomii, historii czy geografii. Polegają one na analizie wskaźników opisujących gospodarkę, społeczeństwo czy środowisko, często przy tym prowadzą do grupowań krajów według poziomu rozwoju rozpatrywanego według rozmaitych kryteriów. Polska w tych porównaniach plasuje się na ogół w grupie państw o średnim poziomie rozwoju, za bogatymi krajami Europy Zachodniej, Ameryki Północnej, Azji Wschodniej czy Oceanii. Stwierdzenie, że nasz kraj był i nadal jest słabiej rozwinięty od szeroko pojmowanego Zachodu stanowi truizm. Nasuwa się jednak pytanie, jak zmieniał się ten cywilizacyjny dystans do światowej czołówki w długiej perspektywie czasowej. Artykuł jest próbą jego określenia na podstawie danych od uzyskania przez Polskę niepodległości aż do współczesności.

Porównanie polegało na określeniu, kiedy wartość danego wskaźnika dla Polski z danego roku została osiągnięta w krajach wybranych do porównania i obliczeniu różnicy między tymi latami. Powtarzając procedurę dla innych lat, państw oraz wskaźników otrzymano obraz tempa rozwoju kraju. Podejście takie różni się od typowego porównywania wartości dla różnych państw z tego samego roku, które nie daje właściwego wymiaru zmian dynamicznych, gdyż kraje o różnym stopniu rozwoju modernizują się w innym tempie (Jabłoński, 2008; Landau, 1973).

### *DOBÓR WSKAŹNIKÓW I PAŃSTW*

Odpowiedni dobór wskaźników stanowił sprawę kluczową. Samo pojęcie rozwoju, rozumianego jako wzrost zamożności i jakości życia społeczeństwa oraz postęp technologiczny, jest wykorzystywane w niezliczonych opracowaniach i bazach danych. *Raport o rozwoju społecznym*, publikowany cyklicznie przez ONZ od 1990 r., zawiera syntetyczny indyktor (*Human Development Index — wskaźnik rozwoju społecznego*) powstały z danych opisujących bogactwo, zdrowotność i wyedukowanie społeczeństwa (*Human...*, 2013). Bank Światowy utrzymuje bazę danych *Światowe wskaźniki rozwoju*, która zawiera ponad 300 wskaźników gospodarczych, ekologicznych, technologicznych i społecznych (*World Development...*, 2013).

*System Monitorowania Rozwoju GUS (System..., 2013)* integruje jeszcze większą liczbę indyktorów z rozmaitych źródeł polskich i europejskich. Wśród nich znalazła się rządowa *Długookresowa Strategia Rozwoju Kraju*, która podaje jako swój cel wzrost poziomu jakości życia ludzi, a także lepszy poziom wykształcenia obywateli, ich stan zdrowia czy zasoby kapitału społecznego (*Polska 2030..., 2013*). Ten ostatni dokument, jako jeden z dwóch głównych wskaźników pomiaru rozwoju, określa PKB liczony na mieszkańca w relacji do najbogatszego państwa Unii Europejskiej (UE)<sup>1</sup>.

Wskaźniki wzięte pod uwagę do wykorzystania w tym opracowaniu musiały spełniać szereg kryteriów. Po pierwsze, powinny cechować się dobrą porównywalnością między krajami, czyli żeby ich definicje i sposób pomiaru były w jak największym stopniu zbliżone oraz zmienność wartości wskaźnika była możliwie niezależna od lokalnych uwarunkowań geograficznych, kulturowych czy administracyjnych. Po drugie, powinny być indyktorami poziomu rozwoju kraju zarówno współcześnie, jak i w okresie międzywojennym. Przykładowo, odsetek ludności mającej dostęp do Internetu jest ważnym wskaźnikiem w czasach obecnych, ale technologia ta powstała zaledwie ćwierć wieku temu. Dawniej przy porównywaniu poziomu rozwoju posilkowano się przede wszystkim danymi opisującymi przemysł ciężki, a więc takimi, jak produkcja cementu czy stali surowej (Landau, 1973), której znaczenie w krajach rozwiniętych od dziesięcioleci zmniejsza się w szybkim tempie. Oba wskaźniki należało zatem wykluczyć z rozważań. Po trzecie, zasób danych musiał obejmować okres międzywojenny oraz powojenny do 2012 r., zarówno dla Polski jak i dla możliwie dużej liczby krajów wysoko rozwiniętych.

Jako spełniające wszystkie wymagania uznano pięć wskaźników, w tym jeden w dwóch wariantach, co dało łącznie sześć aspektów analizy: jeden gospodarczy, trzy zdrowotne i dwa technologiczne. Są to:

- PKB na mieszkańca;
- umieralność niemowląt;
- przeciętne dalsze trwanie życia przy urodzeniu (mężczyzn i kobiet);
- liczba użytkowanych samochodów osobowych na 100 mieszkańców;
- liczba abonentów telefonów stacjonarnych i komórkowych na 100 mieszkańców.

PKB w przeliczeniu na mieszkańca jest zdecydowanie najpopularniejszą miarą zamożności państwa, określającą wielkość produkcji dóbr i usług. Wprawdzie wskaźnik opracowano w latach 30. XX w., ale w Polsce jest stosowany w pełni dopiero od 1991 r., jego pomiar stanowi ważną część ekonomii i jest dzięki temu dostępna znaczna liczba szacunków historycznego PKB (Maddison, 2004; *Zarys..., 2012*). Rozbieżności metodologiczne w obliczaniu PKB między kraja-

---

<sup>1</sup> Drugi to wspomniany wskaźnik rozwoju społecznego (HDI).

mi nie mają dużego znaczenia, jakkolwiek kalkulacje dla dawnych lat są często dokonywane na podstawie danych pośrednich i mogą mieć ograniczoną dokładność. Dodać należy, że PKB można na różny sposób przeliczać między walutami i latami. W tym badaniu wykorzystano PKB liczony w parytecie siły nabywczej<sup>2</sup> i cenach stałych z 2012 r.

Umieralność niemowląt jest dobrym wyznacznikiem jakości służby zdrowia. Kategoria ta obejmuje zgony dzieci w ciągu pierwszego roku życia, bez urodzeń martwych, przeliczone na 1000 urodzeń żywych (*Rocznik Demograficzny...*, 2012). Między krajami spotyka się jedynie niewielkie rozbieżności metodologiczne (rozgraniczenie urodzeń żywych i martwych), chociaż część danych historycznych może być zaniżonych, gdyż niektóre kraje pomijały w statystyce zgony niemowląt, które nastąpiły przed rejestracją urodzenia (*Demographic...*, 1949).

Przeciętne dalsze trwanie życia przy urodzeniu jest jedną z najpopularniejszych miar jakości życia. Określa ona, ile średnio będzie żył noworodek przy założeniu niezmienności umieralności z roku, dla którego przygotowano tablice trwania życia. Na świecie wskaźnik ten jest liczony w bardzo zbliżony sposób, jednocześnie jednak wymaga — nie zawsze dostępnych — dokładnych danych o liczbie ludności i zgonach według wieku. Ponadto dane historyczne są często dostępne tylko dla lat spisowych lub w okresach wieloletnich. Wskaźnik ten analizowany był oddzielnie dla mężczyzn i kobiet.

Liczba użytkowanych samochodów osobowych na 100 mieszkańców, zwana też poziomem motoryzacji, jest dosyć efektywną miarą zamożności społeczeństwa. Ze względu na istnienie (od zarania automobilizmu) obowiązku rejestracji aut, można skorzystać ze znacznej liczby dobrej jakości danych na ten temat. Definicje samochodu osobowego w różnych krajach są zazwyczaj zbliżone, aczkolwiek np. w Stanach Zjednoczonych pojazdy terenowe, pick-upy i vany są uznawane za samochody ciężarowe<sup>3</sup>.

Liczba abonentów telefonów stacjonarnych i komórkowych na 100 mieszkańców świadczy o rozwoju telekomunikacji w danym kraju. Dane te są dobrze porównywalne między krajami i rutynowo zbierane przez administrację. Niestety, użyteczność wskaźnika jako indykatora poziomu rozwoju w ostatnich kilku latach zmniejszyła się, ze względu na niezwykle dynamiczny wzrost dostępności i spadek kosztów telefonii komórkowej nawet w najuboższych krajach świata (*Statistics*, 2013c). Telefon stanowi już na świecie niemalże dobro wszechobecne.

---

<sup>2</sup> Oznacza to obliczanie PKB dla różnych krajów w taki sposób, który zakłada taki sam poziom cen dóbr i usług w tych krajach. Dane wykorzystane w tej pracy uwzględniają parytety oszacowane przez Bank Światowy dla roku 2005 (*Total...*, 2013).

<sup>3</sup> Zmiana definicji wyłączająca wiele kategorii pojazdów z aut osobowych nastąpiła w 1985 r. (*Highway...*, 1995); Polska nie osiągnęła do 2012 r. amerykańskiego poziomu motoryzacji z tamtego roku, wskutek czego ta alteracja nie wpływa na wyniki badania.

Ze względu na kompletność wyводу należy jeszcze wspomnieć o wskaźnikach, z których zrezygnowano z rozmaitych względów. W badaniu nie uwzględniono takich indyktorów, jak np.:

- odsetek zatrudnionych w sektorze rolniczym — bardzo dobrze obrazuje stopień rozwoju gospodarczego, jednak zasób danych historycznych (sprzed 1960 r.) ogranicza się w większości do spisów powszechnych; brakuje ponadto odpowiedniego ciągu danych zapewniających porównanie z Polską, gdzie w 1931 r. aż 66% ludności pracowało w rolnictwie (*Zarys...*, 2012)<sup>4</sup>;
- zatrudnieni lub wielkość siły roboczej jako odsetek populacji (według wieku lub płci) — wskaźnik mocno zależny od specyfiki gospodarki, polityki społecznej czy stosowanych w statystyce publicznej definicji; nie wzrasta także jednoznacznie wraz z rozwojem gospodarki. Dodatkowo, dane sprzed 1960 r. są zwykle ograniczone do spisów powszechnych;
- wskaźniki edukacyjne, takie jak analfabetyzm (odsetek osób nieumiejących czytać i pisać), skolaryzacja (odsetek osób w danym wieku uczęszczających do szkoły), przeciętna liczba lat nauki czy struktura wykształcenia ludności — wraz z poziomem rozwoju kraju rośnie uczęszczanie do szkół i długość okresu nauki, ale zasób danych na ten temat okazał się być niewystarczający do porównania;
- wydajność produkcji rolnej — wraz z rozwojem gospodarczym i technologicznym rośnie produktywność rolnictwa. Wskaźnik efektywności produkcji roślinnej (plony z hektara) nie jest jednak odpowiedni do porównania, gdyż jest zbyt uzależniony od klimatu i typu rolnictwa (intensywnego albo ekstensywnego). Produkcja zwierzęca (mięsa, mleka, jaj w stosunku do liczby zwierząt) jest lepszym indykatorem, ale liczba historycznych danych była zbyt mała, żeby ją uwzględnić;
- zużycie energii na mieszkańca — dotychczas wskaźnik ten wykazywał wyższe wartości wraz z rozwojem gospodarki, ale współcześnie w Polsce i większości krajów rozwiniętych wykazuje tendencję spadkową (*OECD Factbook...*, 2013). Zależy także w dużym stopniu od struktury gospodarki oraz czynników geograficznych.

Do badania wyselekcjonowano te państwa, które są określane przez MFW jako mające zaawansowaną gospodarkę (*World Economic...*, 2013). 10 krajów z tej grupy odrzucono ze względu na zbyt małą liczbę danych historycznych: Cypr, Czechy, Estonię, Hongkong, Izrael, Maltę, San Marino, Singapur, Słowację i Słowenię<sup>5</sup>. W efekcie uzyskano grupę porównawczą 25 państw. Przedstawiono je w tabl. 1.

---

<sup>4</sup> Już w 1700 r. odsetek zatrudnionych w rolnictwie w Holandii spadł do 40%, a w Wielkiej Brytanii do 56% (Maddison, 2001).

<sup>5</sup> W większości przypadków wynika to z dosyć krótkiego okresu niepodległości tych państw.

**TABL. 1. POLSKA ORAZ PAŃSTWA WYBRANE DO GRUPY PORÓWNAWCZEJ  
WEDŁUG POZYCJI W ŚWIATOWYM RANKINGU  
WSKAŹNIKA ROZWOJU SPOŁECZNEGO (HDI) W 2013 R.**

Ranking	Kraje	Ranking	Kraje	Ranking	Kraje
1 .....	Norwegia	10 .....	Japonia	23 .....	Hiszpania
2 .....	Australia	11 .....	Kanada	25 .....	Włochy
3 .....	Stany Zjednoczone	12 .....	Korea Południowa	26 .....	Luksemburg
4 .....	Holandia	13 .....	Islandia	26 .....	Wielka Brytania
5 .....	Niemcy	15 .....	Dania	29 .....	Grecja
6 .....	Nowa Zelandia	17 .....	Belgia	<b>39</b> .....	<b>P o l s k a</b>
7 .....	Irlandia	18 .....	Austria	43 .....	Portugalia
7 .....	Szwecja	20 .....	Francja	Brak danych	Tajwan
9 .....	Szwajcaria	21 .....	Finlandia		

Źródło: opracowanie własne na podstawie *Human Development...* (2013).

### ŹRÓDŁA DANYCH

Potrzebne dane zebrano z rozmaitych źródeł: baz danych i publikacji narodowych urzędów statystycznych oraz instytucji międzynarodowych, a także wyników badań naukowych. Szczegółowe źródła poszczególnych wskaźników są następujące:

- PKB na mieszkańca: dane za lata 1950—2012 pochodzą z bazy danych *Total Economy Database (Total..., 2013)*; dane do 1949 r. zaczerpnięto w większości od Maddisona (2010); część informacji dla Grecji, Holandii, Stanów Zjednoczonych i Wielkiej Brytanii uzupełniono za Boltem i Van Zandenem (2013), dla Islandii z tamtejszego urzędu statystycznego, a dla Polski za lata 1948 i 1949 z GUS (*Zarys..., 2012*);
- umieralność niemowląt: dane dla Polski według wydawnictw GUS (*Mały..., 1939; Rocznik Demograficzny..., 2012*); dla pozostałych państw większość danych uzyskano ze stron internetowych krajowych urzędów statystycznych; informacje dla części krajów europejskich po 1960 r. uzupełniono na podstawie *Statistics (2013b)*, a pozaeuropejskich za *World Development...* (2013); dane za lata 1930—1959 uzupełniono za *Demographic...* (1949) i wydaniem późniejszymi; dane za lata 1921—1929 podano za *Statistical Yearbook of the League...* (1931) i późniejszymi wydaniem; informacje sprzed 1920 r. podano za *Statistisches Jahrbuch...* (1906) i późniejszymi wydaniem; dane dla Korei Południowej i Tajwanu uzupełniono za *World Population...* (2013); Irlandii i Wielkiej Brytanii za Mitchellem (1988), a niektóre dane uzyskano z *The Human Mortality...* (2013), *The Human Life-Table...* (2013) oraz *Statistisk årsbok...* (1925) i późniejszych wydań;
- przeciętne dalsze trwanie życia: dane dla Polski według publikacji GUS (*Mały Rocznik..., 1939; Rocznik Statystyczny..., 1955; Trwanie życia..., 2013*) i na podstawie opracowania Ormickiego (1939); dla pozostałych państw po 1960 r. według narodowych instytucji statystycznych, Eurostatu oraz *OECD Health...* (2013); część danych za lata 1950—1970 uzupełniono według

*World Population...* (2013); informacje sprzed 1960 r. uzyskano w większości z *The Human Mortality...* (2013); pojedyncze dane uzupełniono za *Demographic...* (1949), *Statistical Yearbook of the League...* (1931) oraz *The Human Life-Table...* (2013);

- liczba użytkowanych samochodów osobowych: dane dla Polski według roczników statystycznych GUS (1939, 1975, 1981, 1987, 1993, 1996, 1999, 2005, 2012, 2013); dane dla pozostałych państw po 1980 r. według krajowych urzędów statystycznych i Eurostatu; dane sprzed 1980 r. głównie na podstawie (Comin, Hobijn, 2003); część danych z okresu międzywojennego uzupełniono za *International Statistical...* (1927) i późniejszymi wydaniem oraz *Statistisk årsbok...* (1925); dane dla Portugalii za lata 2001—2010 uzyskano z *Statistics* (2013a);
- liczba abonentów telefonów stacjonarnych i komórkowych: dane dla Polski według roczników statystycznych GUS (1939, 1975, 1981, 1987, 1993, 1996, 1999, 2005, 2012, 2013); dla pozostałych państw dane za lata 2000—2012 według *Statistics* (2013c), dla lat 1975—1999 według *World Development...* (2013), za rok 1974 i wcześniejsze lata na podstawie Comin, Hobijn (2003); dla Szwajcarii sprzed 1976 r. według *Historical Statistics...* (2013).

Dwa ostatnie wskaźniki podzielono przez liczbę mieszkańców, którą zaczerpnięto z kilku źródeł. W przypadku Polski dane za lata 1946—2012 pochodziły z GUS (*Rocznik Demograficzny...*, 2012; *Mały Rocznik...*, 2013), natomiast za lata 1918—1939 z pracy Gawryszewskiego (2005). Informacje dla pozostałych krajów z lat 1950—2012 zaczerpnięto z *World Population...* (2013), a dane sprzed 1950 r. z pracy Maddisona (2010) oraz *International Statistical...* (1927).

W przypadku Polski uzyskano dane z następujących lat (wykr. 1):

- PKB na mieszkańca — 1929—1938 i 1948—2012,
- umieralność niemowląt — 1927—1938 i 1946—2012,
- przeciętne dalsze trwanie życia mężczyzn i kobiet — 1927, 1931, 1948 i 1950—2012,
- użytkowane samochody osobowe — 1925—1938 i 1946—2012,
- abonenci telefonów stacjonarnych i komórkowych — 1923—1938 i 1946—2012.

Dla państw z grupy porównawczej uzyskano ciągi danych bardzo zróżnicowane pod względem długości. W większości przypadków są one kompletne lub niemal kompletne, by dokonać porównania z Polską. Luki w danych interpolowano liniowo, natomiast drobne braki informacji starszych niż posiadane ekstrapolowano, zakładając, że zmiany wartości danego wskaźnika w określonym kraju przebiegały w taki sam sposób, jak w innym, bliskim geograficznie, dla którego statystyka jest dostępna (dla Belgii i Hiszpanii z wykorzystaniem wartości z Francji, dla Kanady ze Stanów Zjednoczonych itd.). W kilku przypadkach konieczne było pominięcie z dalszych wyliczeń państwa, dla których zgromadzono zbyt małą liczbę informacji. Listę krajów, których dane zmodyfikowano w ten sposób lub w ogóle pominięto w badaniu przedstawia tabl. 2.

**TABL. 2. MODYFIKACJA ZESTAWU DANYCH DLA KRAJÓW Z GRUPY PORÓWNAWCZEJ**

Wskaźniki	Kraje, dla których zasób danych został uzupełniony interpolacją lub ekstrapolacją	Kraje wyłączone z badania ze względu na zbyt małą liczbę danych
PKB na mieszkańca .....	Austria, Belgia, Holandia, Irlandia, Islandia, Nowa Zelandia, Wielka Brytania	Luksemburg
Umieralność niemowląt .....	Australia, Belgia, Grecja, Irlandia, Japonia, Kanada, Korea Południowa, Nowa Zelandia, Tajwan	x
Przeciętne dalsze trwanie życia	Australia, Austria, Grecja, Irlandia, Kanada, Niemcy, Nowa Zelandia, Portugalia, Tajwan	x
Samochody osobowe .....	wszystkie z wyjątkiem Stanów Zjednoczonych i Japonii	Tajwan, Korea Południowa



**TABL. 2. MODYFIKACJA ZESTAWU DANYCH DLA KRAJÓW Z GRUPY PORÓWNAWCZEJ (dok.)**

Wskaźniki	Kraje, dla których zasób danych został uzupełniony interpolacją lub ekstrapolacją	Kraje wyłączone z badania ze względu na zbyt małą liczbę danych
Abonenci telefoniczni .....	Australia, Austria, Belgia, Dania, Finlandia, Grecja, Hiszpania, Holandia, Irlandia, Kanada, Korea Południowa, Niemcy, Norwegia, Szwecja, Wielka Brytania, Włochy	Islandia, Luksemburg, Tajwan

U w a g a. Dla krajów, których nie wymieniono w tabeli był wystarczający zasób danych.  
 Ź r ó d ł o: opracowanie własne.

Oddzielnie potraktowano braki w danych wynikające z faktu, że w niektórych przypadkach wskaźniki dla Polski za 2012 r. mają wyższe wartości niż w państwach wysoko rozwiniętych. Konieczne zatem było uzupełnienie danych statystycznych za 2013 r. i kolejne lata.

W przypadku umieralności niemowląt wykorzystano prognozę ONZ (*World Population...*, 2013), natomiast liczbę samochodów i abonentów telefonicznych ekstrapolowano wykorzystując trend liniowy z lat 2003—2012. W przypadku pozostałych wskaźników wykonanie ekstrapolacji nie było potrzebne.

Należy jeszcze dodać, że część danych historycznych dotyczy znacząco odmiennego zakresu terytorialnego od współczesnego. I tak, dane dotyczące Austrii sprzed 1919 r. odnoszą się do Austro-Węgier (z wyjątkiem danych o PKB na mieszkańca, dotyczących Austrii w granicach współczesnych); w przypadku Irlandii sprzed 1921 r. dotyczą całej wyspy zamiast części, która uzyskała niepodległość; dla Wielkiej Brytanii dane o trwaniu życia i umieralności niemowląt sprzed 1921 r. obejmują tylko Anglię i Walię; dla Korei Południowej dane sprzed roku 1950 r. dotyczą także Korei Północnej; część danych dla Niemiec dotyczy tylko Niemiec Zachodnich (PKB na mieszkańca w latach 1950—1989, trwanie życia za okres 1946—1949 i liczba samochodów osobowych w latach 1949—1993). Ponadto wskaźniki zdrowotne dla Nowej Zelandii sprzed II wojny światowej pomijają ludność maoryską.

### METODYKA BADANIA

Istotą badania było określenie, kiedy wartość danego wskaźnika dla Polski z danego roku została osiągnięta w krajach wybranych do porównania i obliczenie różnicy między tymi latami. Przykładowo, jeżeli w Polsce w 2012 r. PKB na mieszkańca w parytecie siły nabywczej wyniósł 20956 USD, to Hiszpania osiągnęła ten poziom w roku 1989 (*Total Economy Database...*, 2013), a więc w roku 2012 Polskę od Hiszpanii dzielił dystans 23 lat. Wartość wskaźnika dotyczącego państwa, z którym Polska jest porównywana, mogła kilkukrotnie

wzrastać powyżej i spadać poniżej poziomu dla Polski. Dlatego liczone było ostatnie „przekroczenie”, jakie miało miejsce do roku, dla którego kalkulacja jest wykonywana. W przypadku umieralności niemowląt „przekroczenie” oznacza wartość niższą niż w Polsce w danym roku, a dla pozostałych wskaźników — wyższą. Czasami jednak to Polska wyprzedzała w rozwoju niektóre kraje — obliczano wtedy, ile lat zajęło (lub zajmie w przyszłości) danemu państwu osiągnięcie wartości wskaźnika dla Polski.

Według poszczególnych lat i wskaźników obliczano średnią arytmetyczną ze wszystkich państw grupy porównawczej, przypisując „opóźnieniu” Polski wartość ujemną, a „wyprzedzeniu” innych krajów — dodatnią. Alternatywą byłoby wykorzystanie średniej ważonej według liczby ludności, ale wówczas całe porównanie zostałoby zdominowane przez kilka państw, zwłaszcza Stany Zjednoczone, Japonię i Niemcy.

## WYNIKI

Na wykry. 2 przedstawiono wyniki obliczeń dla jedyne go wskaźnika ekonomicznego w zestawieniu, czyli PKB na mieszkańca. W 1929 r. (kiedy rozpoczął się wielki kryzys) Polska była opóźniona do państw Zachodu średnio o 30,3 roku. Najwięcej dzieliło ją od Holandii i Stanów Zjednoczonych (odpowiednio 93 i 81 lat), jednocześnie była krajem zamożniejszym od Portugalii, Japonii, Tajwanu i Korei — w przypadku tego ostatniego państwa była aż o 44 lata bardziej zaawansowana w rozwoju. Wielki kryzys spowodował do 1933 r. spadek PKB Polski o ponad jedną czwartą, w efekcie podwajając dystans dzielący nasz kraj od Zachodu. Polska gospodarka zdołała odbudować się i do 1938 r. przekroczyć przedkryzysowy poziom PKB *per capita*, ale opóźnienie w rozwoju zwiększyło się o prawie 6 lat w stosunku do 1929 r.

Po II wojnie światowej polska gospodarka przeszła szybką rekonstrukcję i w 1950 r. opóźnienie do państw Zachodu zmniejszyło się do 32,3 roku (z 36,1 roku w 1938 r.). Wynikało to z faktu, że poważne zniszczenia wojenne w gospodarce dokonały się także w wielu innych krajach z grupy porównawczej, a także ze względu na zmiany terytorialne, ponieważ Polska uzyskała obszary lepiej uprzemysłowione od utraconych Kresów Wschodnich. PKB na mieszkańca w kolejnych latach w większości rósł na tyle szybko, że dystans do państw wysoko rozwiniętych zmniejszył się w 1968 r. do 19,8 roku. Później, mimo wysokiego wzrostu gospodarczego w latach 70. XX w., Polska zaczęła powoli odstawać od światowej gospodarki. W efekcie opóźnienie w PKB *per capita*, po osiągnięciu najniższego poziomu w 1973 r. (19 lat), wzrosło do 24,5 roku w 1980 r., 33,9 roku w 1989 r. i do najwyższego poziomu 40,3 roku w 1993 r. i 1994 r. Od tego czasu, mimo że PKB na osobę podwoił się, odrabianie dystansu do państw Zachodu jest powolne i w 2012 r. wyniosło 34,1 roku — niemal tyle samo co w 1989 r. Najmniej — 12 lat — dzieliło Polskę od Korei Południowej, a najwięcej od Szwajcarii — 56 lat.

Wskaźniki zdrowotne pokazują podobny obraz (wykr. 3). Umieralność niemowląt zmniejszyła się w niewielkim stopniu między latami 1927 i 1938, w efekcie czego opóźnienie Polski wzrosło z 21,2 roku do 28,4 roku. Trwanie życia dla całej Polski jest znane tylko dla 1927 r. oraz lat 1931 i 1932, a opóźnienie w tym ostatnim roku wynosiło 13,4 roku (mężczyźni) i 14,1 roku (kobiety). W zakresie tych wskaźników największy dystans Polski odnotowano do Nowej Zelandii (ponad 50 lat).

Pierwsze dane powojenne — o umieralności niemowląt za 1946 r. oraz trwaniu życia za 1948 r. — pokazują zdecydowanie lepszy obraz niż sprzed 1939 r. Poziom opóźnienia w stosunku do państw Zachodu był mniejszy. Przyczyna jest podobna do opisanej dla PKB *per capita*. Wszystkie wskaźniki poprawiały się przez kolejne 20 lat na tyle szybko, że dystans do krajów grupy porównawczej stopniowo zmniejszał się. Zmiana tego trendu nastąpiła w latach 60. XX w. Wskaźnik przeciętnego dalszego trwania życia mężczyzn osiągnął najmniejsze opóźnienie w 1966 r. (jedynie 5,6 roku), po czym jego wartości szybko wzrastały, osiągając w 1991 r. opóźnienie 34,6 roku. Opóźnienie Polski w pozostałych dwóch wskaźnikach pozostawało na podobnym poziomie w latach 1960—1974 (z minimum w 1968 r., odpowiednio 13 lat i 3,9 roku dla umieralności niemowląt i trwania życia kobiet), po czym nastąpił wzrost, choć nie tak duży, jak w przypadku wskaźnika trwania życia mężczyzn.

W 1990 r. wskaźnik umieralności niemowląt różnił Polskę o 20,8 roku w stosunku do państw Zachodu, a wskaźnik trwania życia kobiet w 1991 r. — o 20 lat. Od tego czasu notuje się systematyczny postęp, dzięki czemu Polska według wskaźnika umieralności niemowląt w 2011 r. była opóźniona „tylko” o 8 lat — mniej niż kiedykolwiek wcześniej po 1918 r. (jednak w 2012 r. nastąpił wzrost do 8,7 roku). Polska wyprzedziła już Stany Zjednoczone i zrównała się z Kanadą, Nową Zelandią i Tajwanem. Tymczasem wartość wskaźnika trwania życia, choć również znacząco poprawiła się, wykazuje większe opóźnienie niż w latach 1948—1983. Najmniej, bo tylko 2 lata wyniosło zapóźnienie w trwaniu życia kobiet w stosunku do Stanów Zjednoczonych, a najwięcej (36 lat) w trwaniu życia mężczyzn w relacji do Islandii.

Nieco inaczej przedstawiały się wartości wskaźników określających poziom motoryzacji i telefonizacji (wykr. 4). W okresie dwudziestolecia międzywojennego odnotowano ich wzrost jedynie w niewielkim stopniu, wskutek czego opóźnienie do państw Zachodu zwiększyło się znacząco — w przypadku liczby samochodów osobowych przypadających na 100 osób zwiększyło się z 12 lat do 22,3 roku (w latach 1925—1938), a abonentów telefonicznych liczonych na 100 osób wzrosło z 12,5 roku do 21,8 roku (w latach 1923—1938).

Kolejny wzrost dystansu nastąpił wskutek II wojny światowej — do 27,7 roku (samochody) i 32 lat (telefony). W kolejnych latach liczba samochodów wykazywała znaczne wahania, ale od 1955 r. wskaźnik ten wzrastał do 2012 r. Tymczasem wielkość opóźnienia, po szybkim wzroście i spadku w latach 50. XX w., ustabilizowała się na początku lat 60. XX w. i pozostała praktycznie na niezmiennym poziomie ok. 25 lat aż do początku XXI w. Dopiero po wejściu Polski do UE i wielkim napływie aut używanych nastąpiła gwałtowna zmiana — w ciągu ośmiu lat zacofanie zmniejszyło się z 22,9 roku do 5 lat. W 2012 r. Polska była bardziej zmotoryzowana niż osiem państw z grupy porównawczej, choć od Stanów Zjednoczonych nadal dzieli ją 38 lat.

Różnica w liczbie abonentów telefonicznych pozostawała niezmienna w latach 50. XX w. oraz na początku lat 60. XX w. — ok. 30 lat, by potem powoli zwiększyć się do 33,5 roku w 1983 r. W kolejnych latach nastąpiła zmiana trendu i Polska z roku na rok coraz szybciej skracala dystans do państw Zachodu. Największy postęp nastąpił w latach 1996—2002 (z 25,9 roku do 5,6 roku) za sprawą rozwoju telefonii komórkowej, która właśnie w 2002 r. miała po raz pierwszy więcej abonentów od telefonii stacjonarnej. W kolejnych latach notowano już mniejsze postępy, gdyż Polska praktycznie zrównała się z krajami wysoko rozwiniętymi — opóźnienie w 2012 r. wyniosło średnio zaledwie 2 lata. Polska wyprzedza obecnie siedem państw, a najbardziej zacofana jest w stosunku do Szwecji i Szwajcarii — o 9 lat.

Sumaryczny wskaźnik opóźnienia Polski do państw Zachodu przedstawiono na wyk. 5. Ze względu na brak części danych założono, że dystans w trwaniu życia w latach 1932—1938 zmieniał się w takim samym stopniu, jak w przypadku umieralności niemowląt; wartości dla lat 1928—1930 i 1949 r. interpolowano. Dla lat 1927 i 1928 przyjęto, że opóźnienie w PKB *per capita* wyniosło tyle samo co w 1929 r.

W latach 20. ub.w. opóźnienie do państw wysoko rozwiniętych systematycznie zwiększało się. Gdy nastąpił wielki kryzys wzrosło ono z ok. 18 lat do 25 lat w 1938 r.

Po II wojnie światowej następowało stopniowe nadrobienie zaległości — przez 12 lat (1948—1960) zacofanie zmniejszyło się o 8 lat. Przez lata 60. XX w. i początek lat 70. XX w. Polska rozwijała się na równi z krajami grupy porównawczej, z najmniejszym opóźnieniem odnotowanym w 1968 r. (16,7 roku). Od 1974 r. do 1991 r. rozwój był o wiele wolniejszy, co w efekcie spowodowało wzrost dystansu do 28,4 roku. W kolejnych latach nastąpiła zmiana trendu i dynamiczny rozwój prowadzący do historycznego minimum opóźnienia w 2012 r. (14,3 roku). Jednak postęp dokonany w tym okresie w najmniejszym stopniu dotyczył zamożności mierzonej w PKB na mieszkańca.

Widać zatem, że wskaźniki zdrowotne i technologiczne poprawiły się w większym zakresie niż wynikałoby z sytuacji ekonomicznej. W tabl. 3 przedstawiono średnie wartości tych wskaźników dla krajów grupy porównawczej, określonych dla pierwszych lat, kiedy kraje te przekroczyły poziom PKB na mieszkańca Polski z 2012 r.

**TABL. 3. PORÓWNANIE WSKAŹNIKÓW DLA POLSKI W 2012 R. I KRAJÓW GRUPY PORÓWNAWCZEJ**

Wskaźniki	Polska	Średnie wartości dla krajów grupy porównawczej <sup>a</sup>
Umieralność niemowląt na 1000 urodzeń żywych .....	4,6	14,6
Przeciętne dalsze trwanie życia noworodka:		
mężczyźni .....	72,7	70,2
kobiety .....	81,0	76,5
Samochody osobowe na 100 mieszkańców .....	48,6	25,8
Abonenci telefoniczni na 100 mieszkańców .....	156,6	32,4

<sup>a</sup> Dla pierwszych lat, kiedy dany kraj przekroczył wartość PKB na mieszkańca Polski z 2012 r. Przy obliczaniu średniej uwzględniono wyliczenia dotyczące Luksemburga, który pominięto z racji zbyt krótkiego ciągu danych z obliczeń opóźnienia Polski w PKB na mieszkańca.

Z r ó d ł o: opracowanie własne na podstawie źródeł wymienionych w tekście.

Polska jest zatem bardziej rozwinięta niż wynikałoby z samego potencjału ekonomicznego. Wynika to m.in. z postępu naukowego i technologicznego — większość państw wysoko rozwiniętych osiągnęło poziom PKB *per capita*, podobny jak współczesna Polska, zanim wynaleziono telefon komórkowy, który zrewolucjonizował łączność i uczynił ją łatwiej dostępną. Dyfuzja wiedzy i technologii medycznych umożliwiła natomiast osiągnięcie dłuższego życia ludzi i mniejszej umieralności niemowląt niższym kosztem. Wejście do UE z kolei pozwoliło na ogromny import używanych (a więc tańszych) samochodów z Europy Zachodniej.

Na zakończenie należy jeszcze wspomnieć o możliwych zastosowaniach praktycznych metody opisanej w artykule. Mogłaby ona posłużyć jako pomoc przy wyznaczaniu wartości wskaźników w popularnych obecnie „strategiach rozwoju”. Przykładowo, rządowa strategia *Polska 2030...* (2013) wyznacza rozmaite „wartości docelowe” na rok 2030. W opracowaniu punktem wyjścia jest rok 2010; jeżeli więc wykorzystamy wyniki opisanej analizy dla tego roku, a więc kiedy państwa z grupy porównawczej osiągnęły wartości wskaźnika dla Polski z 2010 r., to możliwe jest określenie, jaki postęp dokonał się w tych państwach przez kolejne 20 lat<sup>6</sup> (tabl. 4).

<sup>6</sup> Dla niektórych krajów 20 lat wypada po 2012 r., dlatego do obliczeń wykorzystano prognozy MFV (*World Economic...*, 2013) oraz ONZ (*World Population...*, 2013).

**TABL. 4. WSKAŹNIKI ROZWOJU POLSKI W 2030 R.**

Wskaźniki	Na podstawie danych dla krajów grupy porównawczej	Cele strategii <i>Polska 2030</i>
PKB na mieszkańca w parytecie siły nabywczej <sup>a</sup> w USD	32129	~ 45000 <sup>b</sup>
Przeciętne dalsze trwanie życia noworodka w latach:		
mężczyźni .....	77,2	78,0
kobiety .....	84,3	84,0

<sup>a</sup> Ceny stałe z 2012 r. <sup>b</sup> Wartość szacunkowa — wskaźnik zdefiniowany jako 75% najbogatszego kraju UE.  
Źródło: opracowanie własne.

Cele strategii *Polska 2030* w zakresie dalszego trwania życia są zbieżne z przeciętnym postępowaniem państw wysoko rozwiniętych w okresie 20 lat. Inaczej przedstawia się sytuacja z PKB na mieszkańca — 75% najbogatszego państwa UE w 2030 r. będzie najprawdopodobniej wynosić więcej niż udało się uzyskać jakimkolwiek państwu wysoko rozwiniętemu przez 20 lat, licząc od poziomu zamożności Polski w 2010 r. Najwięcej, bo do 39,7 tys. USD zdołała zwiększyć swój PKB *per capita* Irlandia (*Total Economy Database...*, 2013; *World Economic...*, 2013).

## Podsumowanie

Analiza porównawcza między Polską i 25 państwami wysoko rozwiniętymi wykazała, że opóźnienie Polski zmieniało się istotnie w ostatnim stuleciu. Zaobserwowano tu kilka faz:

- powolny wzrost opóźnienia od końca lat 20. XX w. do II wojny światowej;
- szybkie zmniejszanie opóźnienia do połowy lat 60. XX w., a następnie trwająca ok. dekady stagnacja;
- ponowny wzrost zacofania od połowy lat 70. XX w. do historycznego maksimum w 1991 r.;
- dynamiczny rozwój i istotne skrócenie dystansu do państw Zachodu po 1991 r.

Część wskaźników jest obecnie najbliższej wartości osiągniętej przez państwa wysoko rozwinięte w historii Polski po 1918 r. — umieralność niemowląt oraz motoryzacja i telefonizacja społeczeństwa. Opóźnienie w przeciętnym trwaniu życia kobiet w ostatnim 20-leciu jest zbliżone do większości lat istnienia PRL, a w przypadku mężczyzn znacznie większe niż w okresie PRL, a nawet międzywojennym. PKB na mieszkańca to wskaźnik, w którym Polska ma obecnie największe zaległości — są one większe niż w latach 1950—1989, a także przed wielkim kryzysem w latach 30. XX w.



## LITERATURA

- Bolt J., Van Zanden J. (2013), *The First Update of the Maddison Project; Re-Estimating Growth Before 1820*, Maddison Project Working Paper 4
- Comin D., Hobijn B. (2003), *Historical Cross-Country Technology Adoption Dataset*, The National Bureau of Economic Research, [www.nber.org/hccta/hcctad.xls](http://www.nber.org/hccta/hcctad.xls)
- Demographic Yearbook 1948* (1949), ONZ, Nowy Jork
- Gawryszewski A. (2005), *Ludność Polski w XX wieku*, Instytut Geografii i Przestrzennego Zagospodarowania PAN, Warszawa
- Highway Statistics Summary to 1995* (1995), Federal Highway Administration, US Department of Transportation, Waszyngton
- Historical Statistics of Switzerland* (2013), Universität Zürich, [www.fsw.uzh.ch/histstat/main.php](http://www.fsw.uzh.ch/histstat/main.php) (ostatni dostęp 09.09.2013)
- Human Development Report 2013* (2013), United Nations Development Programme, Nowy Jork
- International Statistical Yearbook 1926* (1927), Liga Narodów, League of Nations Economic and Financial Section, Geneva
- Jabłoński Ł. (2008), *Ewolucja poglądów na temat konwergencji w ekonomii rozwoju*, „Gospodarka narodowa”, nr 5—6
- Landau Z. (1973), *Badania porównawcze nad długookresowym wzrostem gospodarczym Polski*, „Kwartalnik Historyczny”, nr 1
- Maddison A. (2001), *The World Economy: A Millennial Perspective*, OECD, Paryż
- Maddison A. (2004), *Macromasurement Before and After Colin Clark*, Groningen Growth and Development Centre, [www.ggdc.net/maddison/articles/colin\\_clark.pdf](http://www.ggdc.net/maddison/articles/colin_clark.pdf)
- Maddison A. (2010), *Historical Statistics of the World Economy: 1—2008 AD*, Groningen Growth and Development Centre, [www.ggdc.net/maddison/Historical\\_Statistics/horizontal-file\\_02-2010.xls](http://www.ggdc.net/maddison/Historical_Statistics/horizontal-file_02-2010.xls)
- Mały Rocznik Statystyczny 1939* (1939), GUS
- Mały Rocznik Statystyczny Polski 2013* (2013), GUS
- Mitchell B. R. (1988), *British Historical Statistics*, Cambridge University Press, Cambridge
- OECD Factbook 2013* (2013), OECD, [www.oecd-ilibrary.org/economics/oecd-factbook\\_18147364](http://www.oecd-ilibrary.org/economics/oecd-factbook_18147364) (ostatni dostęp 08.09.2013)
- OECD Health Data 2013* (2013), OECD, [www.oecd.org/health/health-systems/oecdhealthdata.htm](http://www.oecd.org/health/health-systems/oecdhealthdata.htm) (ostatni dostęp 09.09.2013)
- Ormicki W. (1939), *O polski program ludnościowy*, Wydawnictwo Tygodnika „Naród i Państwo”, Warszawa
- Polska 2030. Trzecia fala nowoczesności. Długookresowa Strategia Rozwoju Kraju* (2013), Ministerstwo Administracji i Cyfryzacji, Warszawa
- Rocznik Demograficzny 2012* (2012), GUS
- Rocznik Statystyczny* (z lat 1955, 1975, 1981, 1993, 1996), GUS
- Rocznik Statystyczny Rzeczypospolitej Polskiej* (z lat 1999, 2005, 2012), GUS
- Statistisches Jahrbuch für das Deutsche Reich* (1906), Kaiserlichen Statistischen Amt, Berlin
- Statistical Yearbook of the League of Nations 1930/31* (1931), Liga Narodów, League of Nations Economic Intelligence Service, Genewa
- Statistics* (2013a), ACEA, [www.acea.be/collection/statistics](http://www.acea.be/collection/statistics) (ostatni dostęp 09.09.2013)
- Statistics* (2013b), Eurostat, [epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/statistics/themes](http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/statistics/themes) (ostatni dostęp 09.09.2013)

- Statistics* (2013c), International Telecommunication Union, <http://www.itu.int/en/ITU-D/Statistics/Pages/stat/default.aspx> (ostatni dostep 09.09.2013)
- Statistisk årsbok för Sverige 1925* (1925), Statistiska Centralbyrån, Sztokholm
- System Monitorowania Rozwoju* (2013), GUS, [strateg.stat.gov.pl](http://strateg.stat.gov.pl) (ostatni dostep 30.09.2013)
- The Human Life-Table Database* (2013), Max Planck Institute for Demographic Research, [www.lifetable.de](http://www.lifetable.de) (ostatni dostep 09.09.2013)
- The Human Mortality Database* (2013), University of California, Max Planck Institute for Demographic Research, [www.mortality.org](http://www.mortality.org) (ostatni dostep 09.09.2013)
- Total Economy Database: Output, Labor and Labor Productivity Country Details, 1950–2012* (2013), The Conference Board, [www.conference-board.org/retrievefile.cfm?filename=TEDI\\_Jan201311.xls&type=subtitle](http://www.conference-board.org/retrievefile.cfm?filename=TEDI_Jan201311.xls&type=subtitle)
- Trwanie życia w 2012 r.* (2013), GUS
- World Development Indicators* (2013), Bank Światowy, [data.worldbank.org/data-catalog/world-development-indicators](http://data.worldbank.org/data-catalog/world-development-indicators) (ostatni dostep 05.09.2013)
- World Economic Outlook Database* (2013), Międzynarodowy Fundusz Walutowy, [www.imf.org/external/pubs/ft/weo/2013/01/weodata/index.aspx](http://www.imf.org/external/pubs/ft/weo/2013/01/weodata/index.aspx) (ostatni dostep 21.09.2013)
- World Population Prospects: The 2012 Revision* (2013), ONZ, Department of Economic and Social Affairs, Population Division, [esa.un.org/unpd/wpp/index.htm](http://esa.un.org/unpd/wpp/index.htm) (ostatni dostep 09.09.2013)
- Zarys historii Polski w liczbach* (2012), GUS

## SUMMARY

*The purpose of this article is to anticipate how the development gap between Poland and rich Western countries changed from gaining independence up to day. Six indicators were analyzed: GDP per capita, male and female life expectancy, infant mortality, passenger cars and telephone subscribers per 100 persons. After collecting historical data for 25 developed countries the Author calculated when (how many years earlier) did those states achieved a defined indicator value for Poland.*

*The results show that during the interwar period the backwardness of Poland increased. After the war it was steadily decreasing until mid-1960s, only to rise again to an all-time high in late 1980s/early 1990s. During the last 20 years the gap between Poland and the West was substantially reduced.*

## РЕЗЮМЕ

*Целью статьи является определение, как изменялась задержка Польши в развитии в отношении к высокоразвитым странам в период от получения независимости к современности. Были проанализированы шесть показателей: ВВП на душу населения, средняя продолжительность жизни для мужчин и женщин, смертность младенцев, а также число автомобилей и телефонных абонентов на 100 человек.*

*Используя ресурсы исторических данных для Польши и 25 развитых стран было вычислено, сколько лет раньше (или позже) страны достигли сравнимого значения определенного показателя для Польши. Полученные результаты показывают, что в межвоенный период задержка увеличивалась, а после войны до половины 60-х годов прошлого века уменьшалась, чтобы снова увеличиться до исторического максимума в конце 80-х и 90-х годов XX века. За последние 20 лет имело место систематическое сокращение расстояния в отношении к высокоразвитым странам, а после 2005 г. задержка была ниже, чем полученная в 60-х годах прошлого века.*

## Zróżnicowanie trwania życia, natężenia urodzeń i zgonów w państwach Unii Europejskiej

---

Celem artykułu jest prezentacja zróżnicowania przeciętnego trwania życia, współczynników płodności, umieralności niemowląt oraz ogólnych współczynników zgonów między państwami Unii Europejskiej (UE). Posłużą one do wyodrębnienia grup krajów podobnych ze względu na te zmienne.

Badanie oparto na informacjach pochodzących z Eurostatu<sup>1</sup>, dotyczących głównie roku 2011.

Przyjęte do badania zmienne są głównymi cechami rozwoju demograficznego. Charakteryzują one podstawowe uwarunkowania rozwoju społeczno-gospodarczego państw. Zatem znajomość ich kształtowania się, a także wzajemnych relacji między krajami, winna leżeć u podstaw kreowania polityki gospodarczo-społecznej w ramach wspólnotowych działań UE. Dlatego podejmowane są demograficzne badania porównawcze m.in. w pracach: E. Sojka (2011), J. Krupowicz (2011), J. Kowaleski i A. Gajdzińska (2012), W. Wróblewska (2012), J. Kurkiewicz (2008, 2011, 2012) oraz I. Kuroпка (2008, 2011, 2012).

Jednakże na wstępie należy podkreślić, że dwie z przyjętych do badania zmiennych, tj. przeciętne dalsze trwanie życia ( $x_1$ ) i współczynnik płodności ( $x_2$ ) mają charakter tzw. stymulant (pożądana jest najwyższa ich wartość), natomiast pozostałe dwie, tj. współczynnik zgonów niemowląt ( $x_3$ ) i ogólny współczynnik zgonów ( $x_4$ ) są destymulantami (pożądaną jest możliwie najniższy poziom ich wartości).

Realizacja badania polegała na wyodrębnieniu państw podobnych ze względu na poziom każdej z przyjętych do badania zmiennych oraz wszystkich łącznie. W wyniku tego działania powstały cztery grupy krajów podobnych, spełniających następujące nierówności:

— w przypadku klasyfikacji na podstawie każdej zmiennej odrębnie:

1 grupa:  $x_i > \bar{x} + S_x$ ,

2 grupa:  $\bar{x} + S_x > x_i \geq \bar{x}$ ,

3 grupa:  $\bar{x} > x_i \geq \bar{x} - S_x$ ,

4 grupa:  $x_i < \bar{x} - S_x$ ,

gdzie:

$x_i$  — wartość danej zmiennej dla  $i$ -tego państwa UE,

$\bar{x}$  — średnia wartość danej zmiennej,

$S_x$  — odchylenie standardowe tej zmiennej;

---

<sup>1</sup> <http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/eurostat/home>.

— w przypadku klasyfikacji na podstawie wszystkich zmiennych łącznie — na podstawie syntetycznych mierników rozwoju państw  $z_i$  (uwzględniających poziom czterech wytypowanych do badania zmiennych) powstały cztery grupy krajów. Do pierwszej grupy zaliczono państwa o wartości syntetycznego miernika rozwoju większego niż:

$$\bar{z} + S_z \quad (1a)$$

natomiast do kolejnych — kraje spełniające w zakresie syntetycznego miernika rozwoju nierówności:

$$\bar{z} + S_z > z_i \geq \bar{z} \quad (2 \text{ grupa}) \quad (1b)$$

$$\bar{z} > z_i \geq \bar{z} - S_z \quad (3 \text{ grupa}) \quad (1c)$$

$$z_i < \bar{z} - S_z \quad (4 \text{ grupa}) \quad (1d)$$

przy czym  $\bar{z}$  oznacza średni syntetyczny miernik rozwoju obliczany według wzoru:

$$\bar{z} = \frac{\sum_{i=1}^{16} z_i}{16} \quad (2)$$

zaś  $S_z$  — odchylenie standardowe syntetycznego miernika rozwoju obliczane według wzoru:

$$S_z = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{16} (z_i - \bar{z})^2}{16}} \quad (3)$$

Procedura oszacowania syntetycznego miernika rozwoju wymaga przeprowadzenia standaryzacji zmiennych, która w przypadku omawianego badania oznacza wykorzystanie tzw. wzorcowej formuły standaryzacji. Polega ona na tym, że w przypadku stymulant rzeczywistą wartość zmiennej dla danego państwa dzieli się przez jej wartość maksymalną w zbiorze wszystkich państw UE, natomiast w przypadku destymulant minimalną wartość zmiennej wśród państw UE dzieli się przez wartości, jakie ta zmienna osiągała w poszczególnych krajach (tabl.).

Po przeprowadzeniu standaryzacji zmiennych obliczono odległości każdego kraju UE od państwa będącego obiektem wzorcowym, według wzoru:

$$d_{i0} = \sqrt{\sum_{j=1}^8 (z_{ij} - z_{0j})^2} \quad (4)$$

gdzie:

$i$  — państwo,

$j$  — zmienna,

0 — wzorzec (jego wartość standaryzowana wynosi 1).

Następnie obliczono średnią odległość:

$$\bar{d} = \frac{\sum_{i=1}^{16} d_{i0}}{16} \quad (5)$$

oraz odchylenie standardowe odległości:

$$S_0 = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{16} (d_{i0} - \bar{d})^2}{16}} \quad (6)$$

Syntetyczny miernik rozwoju danego ( $i$ -tego) państwa określa wzór:

$$z_i = 1 - \frac{d_{i0}}{d_0} \quad (7)$$

w którym:

$$d_0 = \bar{d} + 2S_0 \quad (7a)$$

W przypadku zmiennych o charakterze stymulant (zmiennie  $x_1$  i  $x_2$ ) najbardziej pożądana sytuacja wyznaczana jest przez wartości najwyższe, natomiast w przypadku destymulant odwrotnie (zmiennie  $x_3$  i  $x_4$ ). W graficznej prezentacji podziału państw UE (wykr. 1 i 2) wzrost natężenia barwy oznacza odpowiednio gorszą sytuację danego państwa.

## WYNIKI BADANIA

Przeciętne dalsze trwanie życia jest nie tylko jednym z głównych mierników demograficznych, ale także jednym z podstawowych wskaźników rozwoju społeczno-gospodarczego.

Ze względu na powszechnie występującą stosunkowo wysoką umieralność niemowląt w porównaniu z innymi grupami wiekowymi ludności, w badaniu

posłużono się przeciętnym dalszym trwaniem życia dziecka w wieku ukończonego 1 roku, a ponadto odrębnej analizie poddano współczynniki umieralności niemowląt.

W badanym okresie różnica między maksymalną i minimalną wartością przeciętnego trwania życia w państwach UE wynosiła 9 lat, a więc jest ona znacząca. Jednakże stopień zróżnicowania przeciętnego trwania życia w krajach UE jest najniższy spośród zmiennych przyjętych do badania. Odchylenie standardowe w przypadku tego parametru stanowi tylko nieco ponad 3,5% średniej, która w UE kształtuje się na poziomie 78,57 roku. Najdłuższe przeciętne trwanie życia notowano dla Włoch, natomiast najkrótsze dla Litwy. W Polsce przeciętne trwanie życia wynosiło 76,2 roku.

Do grupy pierwszej, a więc krajów o najdłuższym przeciętnym trwaniu życia — poza Włochami — należą Hiszpania i Francja.

Najliczniejszą grupę, o przeciętnym trwaniu życia od 81,0 roku do 79,1 roku tworzyły następujące państwa: Szwecja, Holandia, Wielka Brytania, Cypr, Austria, Malta, Luksemburg, Portugalia, Niemcy, Grecja, Irlandia, Finlandia, Belgia, Słowenia i Dania.

Do trzeciej grupy zaliczono Czechy i Polskę.

Pozostałe państwa, tj.: Estonia, Słowacja, Węgry, Rumunia, Bułgaria, Łotwa i Litwa utworzyły czwartą, ostatnią grupę o najkrótszym przeciętnym dalszym trwaniu życia (75,7—73,1 roku).

Ogólny współczynnik płodności, będący stosunkiem liczby urodzeń żywych do liczby kobiet w wieku 15—49 ukończonych lat, jest podstawową determinantą stanu i struktury ludności, a także innych zjawisk demograficznych.

Maksymalną wartością ogólnego współczynnika płodności cechowała się Irlandia, natomiast minimalną — Niemcy. W Irlandii na 1000 kobiet w wieku rozrodczym przypadało 63,57 urodzenia żywego, a w Niemczech tylko 35,9.

Ogólny współczynnik płodności dla Polski o wartości 40,82 jest niższy niż średnia unijna wynosząca 44,7. Odchylenie standardowe ogólnego współczynnika płodności stanowi prawie 15% średniej unijnej. Tak więc stopień zróżnicowania państw UE pod tym względem nie jest zbyt duży, jakkolwiek ponad 4-krotnie wyższy niż pod względem długości trwania życia.

Do państw o najwyższej płodności należały: Francja, Finlandia, Irlandia, Szwecja i Wielka Brytania.

Drugą grupę krajów, o współczynniku płodności z przedziału 50,9—45,1, stanowiły: Belgia, Dania, Estonia, Litwa, Holandia i Słowenia.

Najliczniejszą grupę krajów o ogólnym współczynniku płodności 44,5—38,4, tworzyły — oprócz Polski — następujące kraje: Malta, Luksemburg, Słowacja, Czechy, Bułgaria, Cypr, Hiszpania, Grecja, Włochy, Portugalia i Austria.

Łotwa, Węgry, Rumunia i Niemcy należały do ostatniej grupy krajów charakteryzujących się najniższymi wartościami ogólnego współczynnika płodności, zawierającymi się w przedziale 37,7—35,9.

Poziom współczynnika zgonów niemowląt w analizach porównawczych stanowi jeden z podstawowych wskaźników rozwoju społeczno-gospodarczego.

Najniższym współczynnikiem zgonów niemowląt cechowały się Szwecja i Finlandia. Państwa te wykazywały od 2,10 do 2,38 zgonu na 1000 urodzeń żywych.

Najliczniejszą grupę krajów o współczynnikach zgonów niemowląt od 2,45 do 3,63 tworzyły: Estonia, Czechy, Słowenia, Portugalia, Cypr, Hiszpania, Włochy, Belgia, Grecja, Francja, Irlandia, Dania, Austria, Holandia i Niemcy.

Polska — obok Litwy, Wielkiej Brytanii, Luksemburga, Węgier i Słowacji — należała do państw trzeciej grupy o współczynnikach zgonów od 4,19 do 4,93.

Najwyższymi współczynnikami zgonów niemowląt od 6,30 do 9,43 cechowały się Malta, Łotwa, Bułgaria i Rumunia.

Średni unijny współczynnik zgonów niemowląt wynosił 4,12 (dla Polski — 4,73). Najniższy współczynnik zgonów niemowląt wykazała Szwecja, natomiast najwyższy — Rumunia. Współczynnik zgonów niemowląt cechuje się najwyższym stopniem zróżnicowania w UE w porównaniu z pozostałymi zmiennymi przyjętymi do badania. Współczynnik zmienności (stosunek odchylenia standardowego do średniej) w przypadku współczynników zgonów niemowląt wynosił bowiem prawie 42%.

Drugą zmienną o najwyższym stopniu zróżnicowania w UE był ogólny współczynnik zgonów. Jednakże jego współczynnik zmienności wynosił niewiele ponad 20%, a więc był o ponad połowę niższy niż zgonów niemowląt. Najniższym ogólnym współczynnikiem zgonów cechowała się Irlandia (0,64), najwyższym natomiast Bułgaria (1,47).

Ogólne współczynniki zgonów, stanowiące ich najniższe wartości (0,64—0,79), wyznaczyły pierwszą grupę krajów, do której zaliczono: Irlandię, Cypr, Luksemburg i Malte.

Drugą i najliczniejszą grupę państw utworzyły: Holandia, Hiszpania, Francja, Wielka Brytania, Austria, Słowenia, Finlandia, Dania, Szwecja, Słowacja, Włochy, Portugalia, Belgia, Polska i Grecja. Państwa te cechowały się ogólnym współczynnikiem zgonów od 0,82 do 0,99.

Trzecią grupę, o ogólnym współczynniku zgonów z przedziału 1,03—1,18, tworzyły: Czechy, Niemcy, Estonia i Rumunia.

Najwyższym poziomem ogólnych współczynników zgonów (1,30—1,47) cechowały się kraje: Węgry, Litwa, Łotwa i Bułgaria; utworzyły one czwartą grupę (wykr. 1).

Należy podkreślić, że średni unijny ogólny współczynnik zgonów wynosił 0,99 i był tylko o jedną setną wyższy od tego współczynnika dla Polski.

Przyjęte do badania zmienne wyrażają poziom i specyfikę podstawowych zjawisk demograficznych kształtujących stan i strukturę ludności. Zjawiska te są ze sobą powiązane, ale charakter i siła związków między poszczególnymi parami zmiennych, które je charakteryzują, nie są jednakowe.







Związek między przeciętnym dalszym trwaniem życia i współczynnikiem płodności, określany współczynnikiem korelacji Pearsona — 0,323, jest dodatni, ale pozostaje poniżej wartości granicznej wynoszącej na poziomie istotności 0,05 i przy 25 stopniach swobody (27 państw UE w 2011 r.) — 0,381, co oznacza brak statystycznej istotności tego związku. Znamienne jest więc to, że w państwach UE, dla których odnotowuje się dłuższe trwanie życia, występuje wyższa płodność.

Podobnie dodatni związek, ale statystycznie istotny ( $r_{x_3x_4} = 0,499$ ), występuje między poziomem ogólnego współczynnika zgonów i współczynnikiem zgonów niemowląt.

W przypadku pozostałych par zmiennych stwierdzono ujemny charakter związków i — poza jednym przypadkiem dotyczącym siły związku współczynnika płodności i umieralności niemowląt ( $r_{x_2x_3} = -0,35$ ) — statystycznie istotny. Najsilniejszy (odwrotny) związek występuje między przeciętnym dalszym trwaniem życia i ogólnym współczynnikiem zgonów, wyrażający się współczynnikiem Pearsona — 0,815. Podobnie ujemny i silny związek dotyczy przeciętnego trwania życia i współczynnika zgonów niemowląt ( $r_{x_1x_3} = -0,602$ ).

W grupie związków istotnych stosunkowo najslabszy (odwrotny) stwierdzono między współczynnikami płodności i ogólnym współczynnikiem zgonów. Przywołajmy — podany wcześniej — ujemny, co prawda nieistotny, związek między współczynnikiem płodności a współczynnikiem umieralności niemowląt. Może to skłaniać do hipotezy, że w państwach o generalnie wysokim poziomie rozwoju gospodarczego — a takimi bez wątplenia są państwa UE — wyższemu poziomowi umieralności towarzyszy niższy poziom płodności. Hipoteza ta wymaga zweryfikowania pogłębionymi studiami, jednakże można podać podstawowe uwarunkowanie tego związku, jakim jest wyłączenie ludzi z procesu prokreacji w wyniku wysokiej umieralności.

Jak podano wcześniej, przyjęte do badania zmienne stanowią podstawę budowy syntetycznych mierników rozwoju demograficznego państw.

Państwem o najwyższej wartości syntetycznego miernika rozwoju demograficznego była Szwecja. Do grupy państw charakteryzujących się syntetycznym miernikiem rozwoju demograficznego o wartości wyższej od 0,525 należą, poza Szwecją, również Irlandia i Finlandia.

Drugą i najliczniejszą grupę państw wykazujących się poziomem syntetycznego miernika rozwoju od 0,525 do 0,350 utworzyły: Cypr, Francja, Słowenia, Hiszpania, Belgia, Holandia, Czechy, Estonia, Dania, Wielka Brytania, Luksemburg, Portugalia, Włochy i Grecja.

Polska, obok Austrii, Niemiec, Słowacji, Malty i Litwy, należała do trzeciej grupy państw o wartości syntetycznego miernika rozwoju z przedziału od 0,35 do 0,175.

Państwami o najniższej wartości syntetycznego miernika rozwoju demograficznego, tj. mniejszymi niż 0,175 były: Węgry, Łotwa, Rumunia i Bułgaria.

**POZIOMY ZMIENNYCH, ICH WARTOŚCI STANDARDYZOWANE ORAZ SYNTETYCZNY MIERNIK  
ROZWOJU DEMOGRAFICZNEGO PAŃSTW W 2011 R.**

Państwa UE	Przeciętne dalsze trwanie życia		Współczynnik plodności		Współczynnik zgonów niemowląt		Ogólny współczynnik zgonów		Syntetyczny miernik rozwoju demogra- ficznego $\bar{x}_i$
	$x_1$	$x'_1$	$x_2$	$x'^2$	$x_3$	$x'^3$	$x_4$	$x'^4$	
	Austria .....	80,5	0,981	38,41	0,604	3,60	0,584	0,92	
Belgia .....	79,8	0,972	50,92	0,801	3,31	0,635	0,98	0,652	0,448
Bulgaria .....	73,9	0,900	42,32	0,666	8,48	0,248	1,47	0,433	-0,022
Cypr .....	80,5	0,981	41,96	0,660	3,12	0,674	0,66	0,968	0,519
Czechy .....	77,2	0,940	43,33	0,682	2,74	0,767	1,03	0,622	0,440
Dania .....	79,1	0,963	46,79	0,736	3,53	0,596	0,95	0,671	0,405
Estonia .....	75,7	0,922	45,12	0,710	2,45	0,857	1,15	0,556	0,436
Finlandia .....	79,8	0,972	51,35	0,808	2,38	0,882	0,95	0,673	0,595
Francja .....	81,6	0,994	55,73	0,877	3,45	0,609	0,84	0,756	0,514
Grecja .....	80,0	0,974	40,99	0,645	3,35	0,627	0,99	0,646	0,363
Hiszpania .....	81,7	0,995	41,50	0,653	3,14	0,670	0,84	0,758	0,454
Holandia .....	80,6	0,982	46,78	0,736	3,63	0,579	0,82	0,779	0,446
Irlandia .....	79,9	0,973	63,57	1,000	3,46	0,608	0,64	1,000	0,601
Litwa .....	73,1	0,890	46,26	0,728	4,19	0,502	1,35	0,472	0,203
Luksemburg .....	80,4	0,979	44,38	0,698	4,26	0,494	0,75	0,852	0,381
Łotwa .....	73,4	0,894	37,74	0,594	6,59	0,319	1,38	0,462	0,019
Malta .....	80,4	0,979	44,46	0,699	6,30	0,334	0,79	0,807	0,230
Niemcy .....	80,1	0,976	35,90	0,565	3,63	0,579	1,05	0,609	0,266
Polska .....	76,2	0,928	40,82	0,642	4,73	0,445	0,98	0,652	0,237
Portugalia .....	80,1	0,976	38,52	0,606	3,11	0,677	0,98	0,653	0,372
Rumunia .....	74,3	0,905	36,63	0,576	9,43	0,223	1,18	0,543	-0,018
Słowacja .....	75,5	0,920	44,11	0,694	4,93	0,426	0,97	0,660	0,249
Słowenia .....	79,4	0,967	45,96	0,723	2,92	0,721	0,92	0,695	0,493
Szwecja .....	81,0	0,987	52,61	0,827	2,10	1,000	0,96	0,662	0,614
Węgry .....	74,5	0,907	37,07	0,583	4,92	0,428	1,30	0,493	0,109
Wielka Brytania .....	80,5	0,981	54,64	0,859	4,23	0,497	0,89	0,718	0,396
Włochy .....	82,1	1,000	39,15	0,616	3,22	0,652	0,97	0,659	0,369

U w a g a. Wartości zmiennych dotyczą roku 2010 w przypadku: Belgii — zmienna 3, Wielkiej Brytanii — zmienna 2 i 4, Włoch — zmienna 3.

Ź r ó ł o: obliczenia własne na podstawie danych zaczerpniętych z Eurostatu.

UE stanowi obszar dość znacznie zróżnicowany pod względem wartości syntetycznych mierników rozwoju demograficznego państw. Współczynnik zmienności tego miernika wynosił 0,5, co oznacza, że odchylenie standardowe stanowiło 50% średniej wartości syntetycznego miernika rozwoju demograficznego, która dla państw UE ukształtowała się na poziomie 0,35. Stopień zróżnicowania syntetycznego miernika rozwoju demograficznego państw UE jest zdecydowanie wyższy niż stopień zróżnicowania każdej z odrębnie przyjętych zmiennych do badania.

---

**prof. dr hab. Iwona Roeske-Słomka** — *Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu*

#### LITERATURA

- Kowaleski J., Gajdzińska A. (2012), *Starzenie się populacji krajów Unii Europejskiej — nieodległa przeszłość i prognoza*, „Studia Demograficzne”, nr 161, KND, Warszawa
- Krupowicz J. (2011), *Cykliczność procesu rozrodczości w krajach europejskich*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 3, GUS
- Kurkiewicz J. (z lat 2008, 2011, 2012), *Urodzenia i płodność*, [w:] *Sytuacja demograficzna Polski*, Rządowa Rada Ludnościowa, raporty z lat: 2006—2007, 2009—2011 i wcześniejsze
- Kuropka I. (2006—2011), *Umieralność i trwanie życia*, [w:] *Sytuacja demograficzna Polski*, Rządowa Rada Ludnościowa, raporty z lat: 2006—2007, 2009—2011 i wcześniejsze
- Sojka E. (2011), *Urodzenia i płodność kobiet w wybranych krajach Unii Europejskiej*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 6, GUS
- Wróblewska W. (2012), *Długowieczność i zmiany maksymalnego trwania życia — wyzwania dla statystyki*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 11, GUS

#### SUMMARY

*The aim of the article is to present the diversity of life expectancy, fertility rates, infant mortality and overall mortality rates in the European Union, as well as an attempt to distinguish groups of similar countries due to each of the variables as well as because of all these variables together.*

*The procedure to estimate a synthetic development measure required to carry out the standardization of variables, which in the described case used so-called check-parcel standardization method.*

#### РЕЗЮМЕ

*Целью статьи является представление дифференциации средней продолжительности жизни, коэффициентов рождаемости, смертности младенцев (младенческой смертности), а также общих коэффициентов смертности в странах Европейского союза. Кроме того в статье была сделана попытка выделения групп стран похожих друг на друга в отношении к каждой из переменных, а также в отношении ко всем переменным вместе.*

*Процедура оценивания синтетического измерителя развития требовала проведения стандартизации переменных, которая в случае разрабатываемого обследования заключалась в использовании так называемой образцовой формулы стандартизации.*

## Posiedzenie Naukowej Rady Statystycznej — grudzień 2013 r.

---

10 grudnia 2013 r. odbyło się kolejne posiedzenie Naukowej Rady Statystycznej (NRS) przy prezesie GUS. W obradach wzięli udział przedstawiciele kierownictwa GUS wraz z wiceprezes dr Haliną Dmochowską.

W 2013 r. środowisko ekonometryków i statystyków poniosło niepowetowaną stratę. 7 lutego ub.r. zmarł prof. dr hab. Władysław Welfe, wieloletni członek NRS, a wcześniej m.in. redaktor naczelny „Wiadomości Statystycznych”, członek korespondent PAN. Pozostanie w naszej pamięci nie tylko jako wybitny uczyony, ale i bardzo życzliwy, otwarty na problemy ludzi człowiek.

Posiedzenie grudniowe otworzył przewodniczący Rady prof. Aleksander Welfe. Następnie wiceprezes Halina Dmochowska wręczyła członkom Rady pamiątkowe medale z okazji 95-lecia GUS oraz Międzynarodowego Roku Statystyki.

Zasadniczym tematem spotkania były drażliwe, ale ważne kwestie związane ze statystyką działalności nielegalnej i półlegalnej w Polsce.

Na wstępie dyrektor Departamentu Rachunków Narodowych GUS Maria Jeznach podkreśliła, że badania podjęto w następstwie wytycznych Eurostatu, który zobowiązał narodowe urzędy statystyczne do weryfikacji PKB poprzez uwzględnienie w nich działalności nielegalnej lub półlegalnej, jeżeli tylko ma to związek z produkcją lub usługami, czyli z tworzeniem PKB. Celem nadrzędnym tych prac jest weryfikacja rozmiarów składek członkowskich, jakie każdy kraj winien wносить do kasy Unii Europejskiej (UE).

Eurostat kieruje do każdego kraju listy zastrzeżeń, przy czym część ma charakter specyficzny dla danego kraju, część zaś przekrojowy (dla całej UE). Nieprzekraczalnym terminem na usunięcie błędów szacunku PKB jest 22 września 2014 r. Podstawą prawną zaś jest rozporządzenie Rady UE 2223/96 z 25 czerwca 1996 r. w sprawie europejskiego systemu rachunków narodowych i regionalnych we Wspólnocie. Ten zapis został powtórzony 21 maja 2013 r. w rozporządzeniu Parlamentu Europejskiego i Rady UE 549/2013 (z mocą obowiązującą od 22 września 2014 r.).

W celu dostosowania się do wymogów unijnych powołano zespół ds. metodologii, mający zapewnić porównywalność w czasie i przestrzeni. Przyjęto, zarówno na podstawie zaleceń unijnych, jak i analiz badawczych, następujące założenia:

- 1) priorytetem będzie oszacowanie przemytu, prostytucji i rynku narkotyków;
- 2) wykorzystanie danych m.in. z oficjalnych raportów ośrodków naukowych, instytucji badawczych, raportów policyjnych oraz dane z ministerstw, a więc z każdego dostępnego, wiarygodnego źródła;

3) niezbędna jest wielowymiarowa analiza danych źródłowych ponieważ są one niedokładne, a także nie odpowiadają wprost potrzebom rachunków narodowych.

Wynikają z nich liczne wnioski badawcze, a także wyzwania. Istnieje bowiem niebezpieczeństwo podwójnych szacunków. Problemem jest też definicja wielu zjawisk. Na przykład nie wiadomo, jak zakwalifikować prostytutkę dziecięcą, która jest poważnym przestępstwem (z punktu widzenia PKB jest ona, podobnie jak prostytutka osób pełnoletnich, postrzegana jako realizacja umowy z klientem). Często też działalność półlegalną trudno odseparować od oficjalnej działalności gospodarczej (np. salony masażu, gdzie część dochodów jest wykazywana i legalnie opodatkowana, wyjazdy „turystyczne” do niektórych krajów, np. azjatyckich). Problemem są też pojawiające się w działalności nielegalnej „półprodukty”, które same w sobie znamion przestępstwa nie mają (sprzęt wykorzystywany nie tylko do produkcji narkotyków czy uprawy maku). Są to źródła podwójnych szacunków (kwestia spożycia pośredniego i bezpośredniego).

Ogólnie, przyczyną małej precyzji danych jest zbyt dużo nieskoordynowanych rachunków eksperckich. W Polsce w analizie tego rodzaju działalności w 2007 r. zdecydowano, aby skoncentrować badanie w Urzędzie Statystycznym w Kielcach. Jego dyrektor Agnieszka Piotrowska-Piątek oraz kierująca Ośrodkiem Badań Gospodarki Nierejestrowanej Bożena Dawidowicz-Tyrała przedstawiły zasadniczy referat. W pracach badawczych nacisk położono na trendy, a nie czynniki krótko- oraz średniookresowe. Badania podporządkowane były zaleceniom unijnym (zarówno szczegółowym, jak i przekrojowym). W odniesieniu do prostitucji Eurostat zgłosił 10 zastrzeżeń, ale trzy nie zostały uwzględnione. Z braku danych nie oszacowano prostitucji na rzecz turystów. Z tych samych względów nie weryfikowano, czy koszty ponoszone przez rezydentów na rzecz osóbprostituujących się (nierezydentek) są odpowiednio uwzględniane w bilansach turystyki. Nie oszacowano też udziału dochodów generowanych i przekazywanych za granicę ani związanego z tym udziału osóbprostituujących się z zagranicy.

W przypadku rynku narkotyków nie uwzględniono tylko dwóch z 10 zaleceń Eurostatu. Dotyczyły one udziału nierezydentów w krajowym handlu narkotykami. Nie sprawdzono też, czy i w jakim stopniu dochody generowane w przemyśle narkotyków przez nierezydentów i prawdopodobnie transferowane za granicę są już uwzględnione w szacunkach przy przejściu z PKB do PNB, z tym że to zalecenie już wkrótce powinno być spełnione.

W przypadku przemytu nie uwzględniono jednego z 11 zaleceń Eurostatu. Dotyczyło ono sprawdzenia, w jakim stopniu dochód generowany przez przemysł dokonywany przez nierezydentów i prawdopodobnie transferowany za granicę jest już uwzględniony w szacunkach przy przejściu z PKB do PNB. To zalecenie będzie również wkrótce spełnione.

Bożena Dawidowicz-Tyrała omawiała także szczegółowo specyfikę każdego ze wspomnianych sektorów. Struktura ich prezentacji była podobna. Najpierw przedstawiane były uwarunkowania prawne, następnie obraz i struktura rynku

w świetle literatury przedmiotu, następnie źródła danych i ocena ich wiarygodności, a potem metody oszacowań.

W odniesieniu do źródeł danych największą wagę miały informacje z agend oficjalnych (policja, służby celne, ABW, straż graniczna, MSW) lub uznanych organizacji międzynarodowych (biura ONZ, Międzynarodowa Rada ds. Kontroli Narkotyków) czy też poważnych ośrodków badawczych specjalizujących się w tego typu badaniach. Warto nadmienić, że GUS nie prowadził w tym zakresie badań własnych (wyjątkiem są tu badania budżetów gospodarstw domowych, które posłużyły do oszacowania spożycia papierosów). W stosunku do metod analizy, rynek prostytucji analizowany był od strony podaży, dwa pozostałe od strony popytu.

W przypadku osób prostytuujących się wyodrębniono zatrudnione w agencjach, poza agencją oraz prostytutki uliczne (pracujące przy drogach). W tych grupach zróżnicowane są ceny usług, liczba przyjmowanych klientów i udział cudzoziemek (mogą one stanowić do 40%). Oszacowano też liczbę dni pracy prostytutki w roku, wynoszącą dla wspomnianych grup odpowiednio: 150, 150 i 300. Różne są też pory dnia, w których pracują. Część z nich pracuje samodzielnie, a część jest pod opieką sutenera. Oszacowano ceny usług, a w ślad za tym wartość sektora prostytucji. Przy szacowaniu importu tego rodzaju usług uwzględniono, że osoby pracujące w jakimś państwie mniej niż rok uznawane są za nierezydentki, natomiast pozostałe to cudzoziemki rezydentki. Z uwagi na brak potwierdzonych informacji, udział nierezydentek wśród cudzoziemek przyjęto na podstawie założeń własnych (50% cudzoziemek prostytuujących się na ulicy to nierezydentki). Dla każdego rodzaju prostytucji oszacowano zużycie pośrednie. Uwzględniono wydatki na kosmetyki, ubrania, wynajem lokalu, badania lekarskie i reklamę. Dla prostytucji niezwiązanej z agencją usługi sutenerów są uwzględnione w zużyciu pośrednim. Jednocześnie usługi te stanowią produkcję nielegalną działalności ochroniarzkiej.

W przypadku rynku narkotyków zwrócono uwagę, że Polska obecnie ma udział w trzech kategoriach narkobiznesu jako producent i eksporter, obszar tranzytowy oraz rynek zbytu. Nasz kraj jest w dalszym ciągu producentem heroiny na rynek wewnętrzny, jednak znaczenie tego narkotyku maleje. Polską specjalnością stała się produkcja amfetaminy, mającej duży udział w zaopatrywaniu nielegalnych rynków europejskich. W kraju występują też nielegalne uprawy konopi indyjskich, z których produkowana jest marihuana, głównie na rynek wewnętrzny. Na rynku pojawiają się też nowe narkotyki, np. GHB. W odniesieniu do tranzytu przez Polskę przemycane są duże ilości heroiny, marihuany i haszyszu, kokainy oraz ecstasy. Kierunki przemytu wiodą głównie na zachód Europy.

Analizując zjawisko pod kątem rynku zbytu to nadal króluje polska heroina, ale od pewnego czasu jest ona wypierana przez amfetaminę, marihuanę i haszysz. Wzrasta też zainteresowanie mocniejszymi narkotykami — kokainą, heroiną pochodzącą z przemytu oraz ecstasy.

Oszacowanie od strony popytu jest bardziej wiarygodne, gdyż dane o popycie są bardziej stabilne. Oszacowanie sektora narkotykowego od strony podaży mia-



ło więc jedynie charakter pomocniczy. Stwierdzono bowiem, że dane dotyczące przejęć, zarówno narkotyków jak i surowców do ich produkcji, wykazują duże wahania w kolejnych latach. Jednocześnie nie jest możliwe przyjęcie jednolitej metody obliczeń dla wszystkich narkotyków. Przyczyną są różne sposoby organizacji produkcji i handlu oraz rozmaite metody zażywania zależne od rodzaju narkotyku.

Ważnym etapem prac było ustalenie liczby osób zażywających narkotyki. Określono liczbę osób zażywających narkotyki regularnie (regularni biorcy) i sporadycznie (sporadyczni biorcy) oraz założono częstotliwość spożywania narkotyków dla każdej z tych grup. Istotnym czynnikiem w przypadku tych szacunków był charakter zażywanych narkotyków (czy uzależniają silnie, umiarkowanie, czy też słabo). Jednak nawet w odniesieniu do narkotyków silnie uzależniających barierą może być cena (heroina, kokaina). Oszacowanie wartości sektora narkotyków poprzedzone zostało aproksymacją cen detalicznych oraz hurtowych narkotyków. Wydzielono 7 grup: polską heroinę, marihuanę i haszysz, heroinę, kokainę, amfetaminę, ecstasy oraz LSD.

W przypadku przemytu skoncentrowano się na papierosach, gdyż to one dominują na polskim rynku przemytniczym. Przemysł alkoholu stanowi w Polsce znikomy odsetek, dlatego będzie uwzględniony dopiero w następnym etapie badań. Należy bowiem pamiętać, że zgodnie z zaleceniami Eurostatu wkrótce zając się trzeba będzie przemysłem alkoholu, samochodów, motocykli, waluty oraz dóbr kultury.

Spożycie papierosów, wyraźnie niższe od wartości dostaw sugeruje występowanie nielegalnego eksportu legalnej produkcji (znaczący nielegalny eksport legalnej produkcji jest polską specyfiką). Nasz kraj znajduje się na szlakach przemytniczych papierosów, głównie ze wschodu (Ukrainy, Rosji, Białorusi) do krajów Europy Zachodniej. Część papierosów przeznaczona jest na rynek krajowy, są to jednak niewielkie ilości w porównaniu z przemysłem, który trafia na zachód. Pojawiają się też na rynku krajowym papierosy z nielegalnej produkcji krajowej, ich udział rośnie znacząco, ale trudno rozważać ten problem w kategorii przemytu.

W trakcie szacunków zbilansowano rynek papierosów opierając się na danych o spożyciu, a więc od strony popytowej. Badania spożycia papierosów nie zawierają informacji o ich legalnym lub nielegalnym pochodzeniu. W badaniu oszacowano również legalną podaż i spożycie papierosów. W celu oszacowania dochodów z nielegalnego rynku papierosów wyodrębniono te elementy rynku, które generują dochód. Przemysł, dla którego Polska jest krajem tranzytowym, nie generuje dochodów dla naszego PKB. Zatem w obliczeniach uwzględniono: część przemytu przeznaczoną do konsumpcji na rynku krajowym, nielegalną produkcję krajową (konsumpcja krajowa i eksport) oraz nielegalny wywóz legalnej produkcji.

Podsumowując, udział działalności nielegalnej w PKB oszacowano na 1,17% w 2010 r. (w poprzednich latach wielkość ta oscylowała pomiędzy 0,98% a 1,31%).

Prof. Józef Zegar, który nie mógł uczestniczyć w posiedzeniu przesłał swoje uwagi na piśmie. Ze względu na ich szeroki, a jednocześnie bardzo szczegółowy charakter stały się one nieformalnym koreferatem, z którym członkowie NRS oraz władze GUS mogli zapoznać się przed posiedzeniem.

Prof. J. Zegar zaznaczył, że należy podkreślić duży wkład i zaangażowanie pracowników GUS i Urzędu Statystycznego w Kielcach w rozpoznanie możliwości pozyskania informacji, ocenę adekwatności zaleceń Eurostatu do zastosowań w warunkach polskich, zaproponowanie konkretnych rozwiązań i oszacowanie danych w trzech sektorach gospodarki nielegalnej. Nie wyczerpują one wszystkich form przynoszącej dochody działalności nielegalnej, ale w odniesieniu do Polski wydają się być najważniejsze zarówno w wymiarze gospodarczym, jak i społecznym. Referat powinien jednak być poprzedzony szerszym wprowadzeniem, obejmującym skutki wliczania do PKB efektów działania całości szarej gospodarki. Dotyczy to zarówno warsztatu metod (praktyk a nie postulatów), skutków prawnych i finansowych dla gospodarki poszczególnych państw, które wprowadziły już podobne rozwiązania, wyartykułowania różnych unormowań prawnych, a w konsekwencji różnych efektów skali szacunków. Jest to szczególnie ważne dla porównań międzynarodowych.

Kategoria PKB dotyczy kluczowego wskaźnika oceny stanu i rozwoju gospodarki. Przy wszystkich, już obecnie licznych, zastrzeżeniach w odniesieniu do stopnia precyzji tego miernika zwiększanie obszarów i skali szacunków (przy ograniczonej możliwości ich empirycznej weryfikacji) konsekwentnie prowadzi do nasilania się wątpliwości w odniesieniu do międzynarodowej porównywalności danych. W przypadku krajów UE ma to szczególne znaczenie, gdyż znaczna liczba parametrów oceny zróżnicowania regionalnego, kryteriów podziału środków finansowych, wpłat do budżetu i szeregu innych instrumentów jest uzależniona od kształtowania się poziomu PKB na mieszkańca. Tymczasem znane są nawet przypadki celowych manipulacji tą wielkością dla osiągnięcia celów politycznych, społecznych czy gospodarczych. Im większa jest zatem skala składników i kategorii trudnych do zdefiniowania, a jeszcze trudniejszych do rzetelnej wyceny, tym bardziej PKB traci swój wymierny ekonomiczny charakter. Z punktu widzenia rządów, każde zwiększenie PKB poprawia relację długu publicznego do PKB, a zatem jest czynnikiem politycznie pożądanym.

Obecnie w szacunkach PKB w krajach UE uwzględniane są już więc szacunki tzw. „legalnej szarej strefy”, np. w Polsce rachunki narodowe uwzględniają działalność polegającą na wytwarzaniu wyrobów lub świadczeniu usług, których prawo nie zabrania, jednak rozmiary tej działalności są przynajmniej w części ukrywane przed organami administracji państwowej (podatkowymi, celnymi, ubezpieczeń społecznych czy statystycznymi). Według opartych na miarodajnych źródłach i metodach szacunków GUS dla gospodarki nielegalnej, udział tej działalności w PKB w 2010 r. wynosił 12,8%, co stanowiło kwotę 181,3 mld złotych. Gdyby natomiast uznać za wiarygodne szacunki działalności nielegalnej (prostyucja, narkotyki, przemyt) podane w referacie, PKB zwiększy-

łby się w Polsce dodatkowo o 16,8 mld zł, co stanowiłoby 1,17% wartości PKB w 2010 r.

Do podobnych, a nawet jeszcze ostrzejszych wniosków o zaniżaniu udziału szarej strefy w Polsce doszli też badacze z innych krajów UE. Przykładowo, w najnowszym raporcie przygotowanym przez prof. Friedricha Schneidera z Uniwersytetu Johanesa Keplera w Linzu udział szarej gospodarki w Polsce w 2010 r. oszacowano na 25,4% i osiągnął on tym samym wielkość prawie 90 mld euro (*The shadow economy in Europe*, 2013). W opracowaniu nie podano jednak metody korekty rachunków narodowych w przekrojach regionalnych.

W referacie brakowało omówienia bieżącej sytuacji, praktyk i zamierzeń zarówno Eurostatu, jak też krajów UE w zakresie szacowania rozmiarów szarej gospodarki i uwzględniania jej w rachunkach narodowych PKB. Z opracowania nie wynika jasno, na ile i od kiedy uwzględnianie działalności nielegalnej w PKB jest obligatoryjne i jak różne kraje będą rozwiązywały ten problem.

Prof. Józef Zegar przedstawił też uwagi szczegółowe oraz pytania. **Po pierwsze**, propozycje opracowane przez Eurostat mają charakter bardzo ogólny i dają duży margines uznaniowości krajowym urzędom statystycznym w wyborze metod, źródeł informacji i szacunków. Nie jest też jasne, dlaczego w odniesieniu do prostytucji zalecane jest podejście do szacunków od strony podaży, a w sektorach narkomanii i przemytu od strony popytu. Jednocześnie w tych sektorach można zastosować inne podejścia, pod warunkiem, że będą starannie uzasadnione. Czy Eurostat będzie mógł ocenić ich prawidłowość i jak taka dowolność wpłynie na porównywalność danych pomiędzy krajami? **Po drugie**, we wszystkich sektorach dominują zalecenia wykorzystania ocen ekspertów w przypadku braku danych. Tego typu rozumowanie wydaje się niezrozumiałe w sytuacji, gdy formułowane jest przez instytucję mającą zapewnić rzetelne i porównywalne dane statystyczne dla wielkiego obszaru, jakim jest UE. Kto oceni wiarygodność tych ekspertów? **Po trzecie**, najbardziej realistyczne (co nie oznacza, że w wystarczającym stopniu wiarygodne) źródła informacji dotyczą sektora przemytu papierosów. W sektorze prostytucji i rynku narkotyków w opracowaniu stwierdza się istnienie wielu źródeł danych, podając listę wykorzystanych do opracowania szacunków. Autorki referatu przyznają jednak, że dostępne dane są często wrywkowe. Fragmentaryczne są także dane instytucji państwowych zajmujących się zwalczaniem przestępczości związanej z narkotykami. **Po czwarte**, w opracowywaniu poszczególnych elementów rachunków ujmowanych w tablicach przyjmowano szereg założeń. Trudno wypowiedzieć się, co do ich poprawności w sytuacji wielu zastrzeżeń, uczciwie zresztą sformułowanych przez zespół autorski. Nie podano też, które informacje mają charakter danych „twardych”, a które są najmniej wiarygodne. Należy zgodzić się chyba, że najbardziej wiarygodne źródła danych i możliwości szacunków istnieją przy ocenie nielegalnego rynku papierosów.

Prof. Mariusz Plich, który również nie mógł uczestniczyć w posiedzeniu także przesłał swoje uwagi do protokołu. Podzielił większość opinii przedstawionych

przez prof. J. Zegara. Zauważył jednocześnie, że szacunki przedstawione w opracowaniu mają charakter eksperymentalny. Właśnie z uwagi na ten charakter należałoby wzmocnić argumentację na rzecz słuszności przyjętych założeń i metod, np. przez pokazanie punktów odniesienia. I tak rolę mogłyby pełnić podobne badania przeprowadzone w innych krajach. Dotyczy to zarówno przyjmowanych założeń, jak i wyników. Porównanie ich z założeniami i wynikami dla Polski dawałoby możliwość zauważenia podobieństw oraz dyskusji o istotnych różnicach pomiędzy stosowanymi podejściami. Mogłoby to służyć do weryfikacji słuszności założeń i przyjętych metod szacowania. Rzuciłoby też światło na międzynarodową porównywalność wyników.

Prof. Aleksander Welfe zaznaczył, że temat jest trudny nie tylko od strony metod, ale i ze względu na jego drażliwość, a nawet z tego powodu, że język używany w tradycyjnej debacie naukowej niezbyt przystaje do tej tematyki. Jest to problem nie tylko statystyczny, ale też społeczny, prawny i polityczny.

Prof. Łucja Tomaszewicz wróciła do kwestii porównywalności wyników badań. W tym kontekście kluczowe jest, jak przeprowadzono je w krajach pionierskich. Nie wszyscy prawdopodobnie oszacowali z akceptowalną precyzją zakres szarej strefy we wszystkich trzech kluczowych sektorach. To z kolei wpływa na niedoszacowanie szarej strefy i stąd być może wyniknęło to zaniżone niecałe 2%.

Odpowiadając na głosy w dyskusji dyrektor Maria Jeznach zauważyła, że trudno jest w skali UE ujednoczyć metodę badań, ale raport jest m.in. po to, by ułatwić zorientowanie się w niuansach metodologicznych i pokazać, gdzie tkwią potencjalne źródła ograniczonej porównywalności. Źródła danych są w całej UE podobne, np. dane ze źródeł policyjnych, ale różnice tkwią w metodach. Dotyczą one nie tylko różnic pomiędzy krajami, ale i innego podejścia badawczego w odniesieniu do każdego z trzech sektorów. W konsekwencji rozbieżności szacunków są niestety bardzo duże.

Nawiązując do tej wypowiedzi, prof. Aleksander Welfe uznał za celowy postulat uzupełnienia opracowania o tabelaryczne zestawienie metod szacunku stosowanych w Polsce oraz w innych krajach. Jak zaznaczyła dyr. Maria Jeznach, uczynił to już Komitet Dochodu Narodowego Eurostatu. Różnice metod mają niekiedy obiektywne przyczyny, wynikają bowiem z odmienności uregulowań prawnych w krajach UE. Warto podkreślić, że dane te staną się oficjalne dopiero po ich uwzględnieniu w PKB krajów unijnych.

Prof. Marek Gruszczyński zauważył, że temat jest fascynujący badawczo właśnie z uwagi na trudności metodyczne. Pojawił się jednak dodatkowy problem, jak dotąd pomijany w dyskusjach. Badania szarej strefy rozpoczęto w Polsce ok. 10 lat temu. W tym czasie pojawiły się nowe zjawiska kwalifikujące się do szarej strefy, w szczególności przestępczość *on line* (a tam m.in. nowe formy hazardu czy wirtualna produkcja). Niejasne jest też, jaki jest stopień tajności tych danych.

Maria Jeznach w odpowiedzi zaznaczyła, że działania nie ograniczają się do trzech sektorów, ale one mają, zgodnie z zaleceniami UE, priorytet. Podręcznik

*Non-observed Economy* z 2002 r. będzie wkrótce uaktualniony, w szczególności o przestępczość wirtualną. Należy jednak pamiętać, że celem szacunków GUS i pozostałych urzędów statystycznych krajów UE jest nie tyle aproksymacja działalności nielegalnej, która rzutuje na dochody osobiste świata przestępczego, ale ta, której utajnienie (poprzez zaniżenie wpływów podatkowych) oddziałuje na PKB. W kontekście tajności danych większość z nich będzie dostępna od 2014 r.

Jeszcze inny wątek znalazł się w wypowiedzi prof. Grzegorza Gorzelaka. W Polsce prostytutka nie jest (w przeciwieństwie do przemytu) przestępstwem, nielegalne jest jedynie czerpanie korzyści z nierządu (np. sutenerstwo). W tym sensie bardziej nielegalna jest np. praca w szarej strefie (skądinąd już ją oszacowano na 12% PKB). Prof. G. Gorzelak zwrócił także uwagę na możliwy efekt mnożnikowy działalności półlegalnej, np. osób prostytuujących się. Istotny jest też efekt terytorialny, np. problem, jak budowa autostrad wpłynęła na rozmieszczenie osób prostytuujących się przy drogach. Jaki ma to wpływ na szacowanie działalności półlegalnej w ujęciu regionalnym?

Maria Jeznach zwróciła uwagę, że wprawdzie prostytutka nie jest nielegalna, ale umowa osoba prostytuująca się—klient nosi już takie znamiona, choćby przez jej nieopodatkowanie (przez co nie tworzy PKB). Dlatego dochody z prostytutki uwzględnia się w działalności nielegalnej. Po włączeniu działalności półlegalnej do rachunków narodowych, kolejne transakcje będą wpływały na PKB, przez co uruchomi się swoisty efekt mnożnikowy.

W kwestii zróżnicowania terytorialnego przeszkodą jest to, że dane mają na ogół charakter globalny (ogólnopolski). Zróżnicowanie regionalne w kontekście budżetów samorządowych będzie istotne, dlatego GUS z uwagą odnotowuje ten postulat. Na razie dysponujemy tylko wynikami regionalnymi dla Warszawy (badania dra Mariusza Jędrzejki z Wyższej Szkoły Humanistycznej im. Aleksandra Gieysztora). Do chwili otrzymania bardziej wiarygodnych danych dla innych regionów zespół badawczy przyjmuje, że największe nasilenie badanych zjawisk nielegalnych i półlegalnych (zwłaszcza prostytutki) jest w największych aglomeracjach (miastach powyżej 200 tys. mieszkańców), niższe w pozostałych ośrodkach miejskich, a najmniejsze na wsi (zaproponowano proporcje 4:2:1).

Prof. Stanisław Kot jako kolejny dyskutant podkreślił, że szacowanie PKB obarczone jest błędem. Nowym wątkiem było to, że należy na to patrzeć w szerszym kontekście, błędnie oszacowana może być również działalność legalna, a to z kolei może wpływać na zaniżony udział działalności legalnej i półlegalnej.

Odpowiadając Maria Jeznach zaznaczyła, że rachunki PKB co dwa lata pozytywnie przechodzą audyt wewnętrzny, również pozytywne są opinie Europejskiego Trybunału Obrachunkowego. Należy więc sądzić, że skala błędu nie jest poważna.

Duża rozbieżność szacunków skłoniła prof. Aleksandra Welfego do zgłoszenia kolejnego postulatu. Jak zauważył, zbyt wiele założeń badawczych przyjmowanych jest nadmiernie arbitralnie (np. wspomniane wagi 4:2:1).

Wobec tego warto zaproponować analizy wariantowe, które przynajmniej zapobiegą błędowi systematycznemu (przeszacowywaniu lub niedoszacowywaniu strefy).

Prof. Jacek Szlachta powrócił do zasygnalizowanego przez prof. Marka Gruszczyńskiego wątku przestępczości w sieci. Ta nielegalna działalność w Internecie rozwija się dynamicznie (tam przenosi się wiele usług). Sprawozdawczość statystyczna jest z samej swojej natury konserwatywna, odnotowuje zjawiska już w jakiejś mierze ugruntowane. Warto jednak uczynić krok w przyszłość. Postulat ten w pełni poparł przewodniczący Rady.

Dyrektor Maria Jeznach przypomniała, że wybór trzech sektorów wynikał ze wskazań Eurostatu, a także stopnia gotowości krajowych urzędów statystycznych do podjęcia wyzwania badawczego. Z pewnością w najbliższej przyszłości warto zająć się problematyką przestępczości w sieci, potrzebne są do tego jednak dodatkowe fundusze. Pojawia się też problem źródeł, trudno bowiem pozyskiwać wiarygodne dane. Na niewiarygodność danych oraz bezradność policji w przypadku przestępstw internetowych zwrócił też uwagę prof. G. Gorzelak.

Dr Tomasz Łyziak wobec prawdopodobnej niskiej precyzji szacunków działalności nielegalnej i półlegalnej zwrócił się do GUS o rozważenie celowości podjęcia badań własnych w tym zakresie. Problem jest trudny, ale jak zaznaczali przedmówcy bardzo istotny społecznie.

Odpowiadając, dyr. Bożena Dawidowicz-Tyrała podkreśliła, że realne możliwości nie są niestety duże, rozwiązaniem może być potencjalnie współpraca z kompetentnym ośrodkiem badawczym zajmującym się danymi zjawiskami (np. prostytutką). Zdecydowana większość urzędów statystycznych krajów UE nie prowadzi badań własnych w tym zakresie.

Prof. Adam Kurzynowski nawiązał do kwestii porównywalności między krajami. Trzeba dobrze i precyzyjnie zdefiniować fakt (zjawisko będące przedmiotem badań), aby później na etapie porównań uniknąć błędnych wniosków. Inna może być bowiem, w świetle uregulowań prawnych, ale też i „zwyczajów” definicja prostitucji czy przemytu w różnych krajach. Zwrócił też uwagę na sprawę przemytu. UE to jeden rynek, a więc jak traktować przemyt pomiędzy krajami wewnątrz UE. Jednocześnie nawiązując do postulatu prof. G. Gorzelaka prof. A. Kurzynowski podkreślił wagę i znaczenie analizy przestrzennej w kontekście pozyskiwania pieniędzy unijnych przez regiony. Zazaczył też, że wszystkie badane i proponowane do analizy rodzaje działalności legalnej i półlegalnej (zwłaszcza przestępczość internetowa) będą niestety nasilać się, co jest ceną, jaką płacimy za swobodny przepływ towarów, ludzi i usług. Warto też zwrócić uwagę na sprzeczność — im lepiej (precyzyjniej) oszacujemy tę sferę, tym więcej zapłacimy składki do UE, co oczywiście w żaden sposób nie powinno skłaniać nas do celowego niedoszacowywania działalności legalnej i półlegalnej. Prof. Kurzynowski nawiązał też do historii — do pierwszych szacunków tej strefy. W 1994 r. „Financial Times” oszacował, że stanowi ona 24% PKB Włoch, zaś aż 30% PKB Grecji.

Dr Piotr Boguszewski zwrócił uwagę, że niekoniecznie musi rozwijać się przestępczość internetowa. W ślad za rozwojem sieci następuje bowiem coraz znaczniejsza inwigilacja tej sieci przez służby specjalne. Warto więc uświadomić sobie, że w dużej mierze nielegalna działalność w Internecie może być zjawiskiem bardziej nagannym z punktu widzenia etyki niż negatywnego wpływu na PKB.

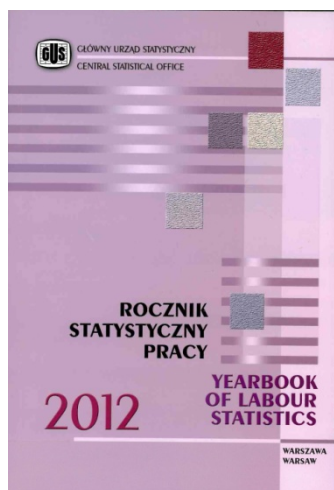
Prof. Antoni Rajkiewicz zwrócił w tym kontekście uwagę, że szara strefa to zjawisko w gruncie rzeczy odwieczne. W PAN już przed laty działał Zespół Patologii Społecznych. Wobec rozbieżności szacunków dotyczących jej rozmiarów prof. A. Rajkiewicz zauważył, że najczęściej przyjmuje się, iż jest to 12—13% PKB, zaś wspomniane 1—2% PKB to patologie w jakimś stopniu „legalne” (np. prostytutcja). Wobec tego w badaniu zbyt wielką wagę przywiązano do prostytutki, a zbyt małą do np. przemytu alkoholu czy pominiętego w badaniu hazardu. Zwrócił też uwagę, że niekiedy legalnie działające firmy (posiadające oficjalny REGON) są przykrywką dla działalności nielegalnej, co dodatkowo utrudnia szacunki. Nawiązując do postulatu prof. G. Gorzelaka, w kwestii różnicowania regionalnego analizy, prof. A. Rajkiewicz zauważył, że ważne jest to również wobec szacowania faktycznego bezrobocia.

Przewodniczący Rady prof. A. Welfe podsumowując dyskusję stwierdził, że wszystkie zgłaszane pod adresem Auterek opracowania zastrzeżenia i postulaty nie zmieniają ogólnie bardzo wysokiej oceny podjętego przez zespół badawczy wysiłku oraz już osiągniętych dokonań.

Wiceprezes GUS dr Halina Dmochowska dziękując za dyskusję jeszcze raz podkreśliła, jak drażliwy w odbiorze społecznym jest temat posiedzenia. Świadczy o tym choćby dyskusja medialna, która toczy się już od pewnego czasu. W tym sensie większego znaczenia nabiera poważna, merytoryczna debata, jaka miała miejsce podczas posiedzenia NRS. Zwróciła uwagę, że w Eurostacie wiele zgłoszonych uwag (w kwestiach odniesień do literatury, uściślenia przyjmowanej przez poszczególne kraje metodologii) zostało już uwzględnionych. W kwestii badań własnych pozostaje otwarta sprawa, czy partnerami powinni tu być statystycy czy socjologowie. Dezagregacja badania na regiony stanowi istotne wyzwanie również z tego powodu, że rachunki regionalne muszą być spójne z ogólnokrajowymi. Z kolei problemem przy pozyskiwaniu informacji z innych krajów jest taka banalna przyczyna, że inne urzędy statystyczne, ze względu na wstydlivość analizowanych zjawisk, bardzo niechętnie dzielą się posiadanymi szacunkami. Jeżeli już taka wymiana danych ma miejsce, to raczej pośrednio przez Eurostat.

Do podziękowań dyskutantom za zgłoszone uwagi dołączyła się też dyrektor Urzędu Statystycznego w Kielcach Agnieszka Piotrowska-Piątek, która spodziewa się, że po rozszerzeniu omawiany dokument może być przedmiotem debaty na jednym z przyszłych posiedzeń NRS.

Z lutowej oferty wydawniczej GUS warto zwrócić uwagę na publikacje obrazujące kształtowanie się sytuacji na rynku pracy w Polsce — „Rocznik Statystyczny Pracy 2012”, „Aktywność ekonomiczna ludności Polski w latach 2010—2012” oraz „Struktura wynagrodzeń według zawodów w październiku 2012 r.”.



W publikacji zbiorczej, wydawanej z częstotliwością dwuletnią, „**Rocznik Statystyczny Pracy 2012**” podano obszerny zakres danych dotyczących rynku pracy, umożliwiających dokonanie diagnozy sytuacji na rynku pracy w Polsce na tle krajów Unii Europejskiej i świata.

Wydawnictwo składa się z ośmiu działów tematycznych poprzedzonych uwagami ogólnymi zawierającymi podstawowe definicje pojęć zastosowanych w opracowaniu oraz zasady prezentacji danych statystycznych, tablice przeglądowe z ważniejszymi danymi w skali ogólnokrajowej, a także w przekroju województw, podregionów i powiatów.

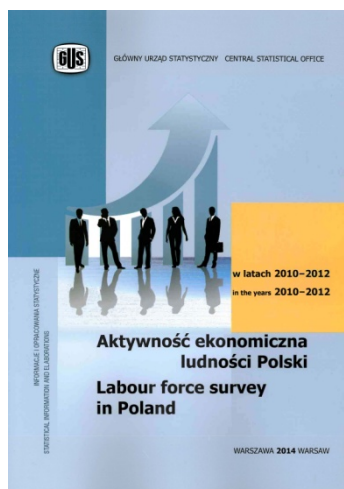
W kolejnych działach zawarto informacje charakteryzujące aktywność ekonomiczną ludności według płci, wieku, poziomu wykształcenia, osób niepełnosprawnych aktywnych zawodowo oraz biernych zawodowo, miejsca zamieszkania i przyczyn nieposzukiwania pracy. W opracowaniu zawarto również statystykę dotyczącą pracujących w zależności od statusu i kategorii zatrudnienia, poziomu wykształcenia, sekcji i sektorów własności. Ponadto przedstawiono dane o przeciętnym zatrudnieniu w administracji publicznej i administracji samorządu terytorialnego, pracujących emerytach i rencistach, skali wydanych zezwoleń na pracę cudzoziemcom w Polsce, a także informacje na temat ruchu zatrudnionych i wolnych miejsc pracy. W publikacji wiele miejsca poświęcono bezrobociu, zarówno rejestrowanemu jak i charakteryzowanemu, na podstawie *Badania Aktywności Ekonomicznej Ludności* (BAEL). Opracowanie zawiera również statystykę warunków pracy (m.in. strukturę czasu pracy, zagrożenia czynnikami szkodliwymi, strajki, wypadki przy pracy czy choroby zawodowe), wynagrodzeń (m.in. przeciętne miesięczne wynagrodzenia nominalne i realne według stanowisk i zawodów czy fundusze wynagrodzeń) oraz kosztów pracy.

W porównaniu z poprzednią edycją rozszerzono dział „Przegląd międzynarodowy” — umożliwiający porównanie sytuacji na rynku pracy w Polsce



z innymi krajami — o informacje dotyczące zróżnicowań wynagrodzeń według płci.

Publikację wydano w wersji polsko-angielskiej, dostępna jest również na płycie CD i na stronie internetowej Urzędu.



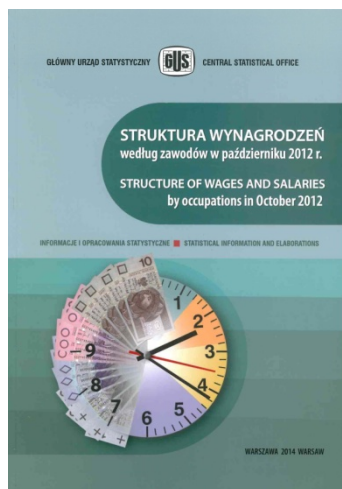
Wydawana w cyklu trzyletnim publikacja „**Aktywność ekonomiczna ludności Polski w latach 2010—2012**” zawiera zbiorcze wyniki kwartalnego BAEL. Jego przedmiotem jest ocena wykonywania, posiadania bądź poszukiwania pracy w badanym tygodniu. Głównym celem opracowania jest zestawienie podstawowych informacji w szeregu czasowym, ułatwiającym analizę sytuacji na rynku pracy.

Publikacja ma charakter tabelaryczny — w 32 tablicach zestawiono dane statystyczne opisujące aktywność ekonomiczną ludności, pracujących, bezrobotnych oraz biernych zawodowo, m.in. według wieku, wykształcenia czy w przekroju województw. Przedstawione informacje

odnoszą się do członków gospodarstw domowych w wieku 15 lat i więcej. W uwagach metodycznych autorzy zwracają szczególną uwagę na zmiany zarówno w definicjach dotyczących osób pracujących, bezrobotnych i biernych zawodowo, jak i w klasyfikacji zawodów i rodzaju działalności. Zmiany te mogą wpływać na ograniczoną porównywalność danych.

W opracowaniu dokonano uogólnienia danych, wykorzystując informacje o ludności Polski pochodzące z bilansów ludności, przygotowanych na podstawie wyników ostatniego Narodowego Spisu Powszechnego Ludności i Mieszkań z 2011 r. Przedstawione dane uwzględniają również zmiany metodologiczne, mające na celu dostosowanie badanej populacji do zaleceń Eurostatu. W publikacji, oprócz wyników badań kwartalnych (przeprowadzonych w latach 2010—2012), uwzględniono dane średnioroczne.

Publikacja w wersji polsko-angielskiej, dostępna na płycie CD oraz na stronie internetowej Urzędu.



W publikacji „**Struktura wynagrodzeń według zawodów w październiku 2012 r.**” znajdują się informacje pozwalające na obserwację struktury i poziomu miesięcznych wynagrodzeń brutto w Polsce.

Opracowanie składa się z uwag metodycznych, w których przybliżono Czytelnikom zakres tematyki badania będącego źródłem danych w publikacji oraz zasady i formy upowszechniania wyników. Istotnym elementem badania są grupy zawodów, które jako cecha w sposób zasadniczy różnicują poziom wynagrodzenia, a także są niezbędne do pełnej oceny struktury kwalifikacyjnej kadr. W komentarzu, stanowiącym kolejną część publikacji, dokonano ogólnej charakterystyki

wyników badania, uwzględniającej m.in. analizę struktury zatrudnienia oraz poziomu przeciętnych miesięcznych wynagrodzeń brutto według grup zawodów. Materiał analityczny został wzbogacony wykresami i tablicami.

Wyniki badania zestawiono również w części tabelarycznej. Obszerny zestaw danych statystycznych dostarcza informacji o strukturze i poziomie miesięcznych wynagrodzeń brutto według płci, wieku, poziomu wykształcenia, stażu pracy, wykonywanego zawodu oraz cech charakteryzujących zakłady pracy (rodzaj działalności, sektor własności i wielkość zakładu). Dane przedstawiono w skali ogólnokrajowej oraz w układzie wojewódzkim.

Publikację wydano w wersji polsko-angielskiej, dostępna jest również na płycie CD oraz na stronie internetowej Urzędu.

W lutym br. ukazały się również: „**Biuletyn Statystyczny nr 11/2013**”, „**Ceny w gospodarce narodowej. Styczeń 2014 r.**”, „**Informacja o sytuacji społeczno-gospodarczej kraju w styczniu 2014 r.**”, „**Nauka i technika w 2012 r.**”, „**Rocznik Statystyczny Przemysłu 2013**”, „**Rocznik Statystyczny Rolnictwa 2013**” i „**Zmiany strukturalne grup podmiotów gospodarki narodowej w rejestrze REGON, 2013 r.**”.

Oprac. Justyna Wójtowicz

## Informacja o sytuacji społeczno-gospodarczej kraju w styczniu 2014 r.

---

W styczniu br. tendencje obserwowane w gospodarce nie odbiegały znacząco od notowanych w ostatnich miesiącach ub. roku. Wzrost produkcji sprzedanej przemysłu był zbliżony do obserwowanego w IV kwartale ub. roku (wykr. 1). Nieco mniejszy niż w okresie październik—grudzień ub. roku był spadek produkcji budowlano-montażowej (wykr. 2). Umocniła się dynamika sprzedaży detalicznej. Utrzymał się wysoki wzrost sprzedaży usług w transporcie. Ceny producentów w przemyśle i budownictwie były, podobnie jak w poprzednich miesiącach, nieznacznie niższe niż przed rokiem, a ceny towarów i usług konsumpcyjnych zwiększyły się w tempie analogicznym do obserwowanego w grudniu (wykr. 3).

Przeciętne zatrudnienie w sektorze przedsiębiorstw, po dwóch miesiącach niewielkich wzrostów, w styczniu br. ukształtowało się na poziomie podobnym do notowanego rok wcześniej. Stopa bezrobocia rejestrowanego wzrosła do 14,0% w końcu stycznia br., ale była niższa niż przed rokiem (wykr. 4). Wstępne wyniki Badania Aktywności Ekonomicznej Ludności wskazują, że w IV kwartale 2013 r. liczba bezrobotnych oraz stopa bezrobocia zmniejszyły się w skali roku, natomiast liczba osób pracujących nieco się zwiększyła; poprawił się wskaźnik zatrudnienia. Korzystniej niż przed rokiem kształtowała się relacja liczby osób niepracujących do pracujących.

Przeciętne miesięczne wynagrodzenia brutto w sektorze przedsiębiorstw rosły w styczniu br. w tempie wyższym niż w grudniu. Osłabieniu uległa natomiast dynamika emerytur i rent w obydwu systemach, ale nadal była wyższa niż w przypadku wynagrodzeń. Bieżące nastroje konsumentów w lutym były zbliżone do wskazań sprzed miesiąca, natomiast mniej pesymistyczne niż w styczniu br. były oceny dotyczące przyszłości.

Według badań koniunktury gospodarczej w lutym br. poprawiły się nastroje przedsiębiorców. W przetwórstwie przemysłowym ogólny klimat koniunktury oceniany jest bardziej optymistycznie. Mniej niekorzystne niż w styczniu br. są oceny bieżącego portfela zamówień oraz produkcji, a odpowiednie prognozy są bardziej optymistyczne. Nadal negatywnie jest oceniana bieżąca sytuacja finansowa, natomiast oceny progностyczne wskazują na możliwość niewielkiej poprawy. Nieco mniej pesymistyczne są nastroje firm budowlanych, na co wpłynęła poprawa niekorzystnych wskazań progностycznych. Jednostki te formułują bardziej negatywne oceny w zakresie bieżącego portfela zamówień oraz produkcji; możliwe jest dalsze pogorszenie bieżącej sytuacji finansowej. Jednostki handlu detalicznego oceniają koniunkturę mniej negatywnie niż w dwóch poprzed-

nich miesiącach. Przewidują mniejsze ograniczanie popytu na towary oraz sprzedaż.

Na rynku rolnym w styczniu br., przy skupie wyższym niż w analogicznym okresie ub. roku, ceny produktów pochodzenia roślinnego (z wyjątkiem cen ziemniaków) kształtowały się poniżej poziomu sprzed roku. Niższym niż przed rokiem dostawom żywca wieprzowego i wołowego towarzyszył spadek cen skupu (wykr. 5). Utrzymał się wzrost cen skupu mleka.

Dochody budżetu państwa w styczniu br. wyniosły 29,2 mld zł, a wydatki — 31,9 mld zł. Deficyt ukształtował się na poziomie 2,7 mld zł.

**Departament Analiz i Opracowań Zbiorczych, GUS**

## SPIS TREŚCI

### MIĘDZYNARODOWY ROK STATYSTYKI 2013 KONFERENCJA NAUKOWA STATYSTYKA — WIEDZA — ROZWÓJ

<i>Jan Kordos</i> — Od twierdzenia Jakuba Bernoulliego do współczesnych badań reprezentacyjnych .....	1
-------------------------------------------------------------------------------------------------------	---

### STUDIA METODOLOGICZNE

<i>Dominik Śliwicki</i> — Ekonometryczna analiza odpływów z bezrobocia .....	24
------------------------------------------------------------------------------	----

### BADANIA I ANALIZY

<i>Stanisław Urban, Anna Kowalska</i> — Mieszkalnictwo w Polsce .....	36
-----------------------------------------------------------------------	----

### STATYSTYKA MIĘDZYNARODOWA

<i>Dominik Paprotny</i> — Poziom rozwoju Polski w relacji do państw zachodnich .....	48
--------------------------------------------------------------------------------------	----

<i>Iwona Roeske-Słomka</i> — Zróżnicowanie trwania życia, natężenia urodzeń i zgonów w państwach Unii Europejskiej .....	66
--------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------	----

### INFORMACJE. PRZEGLĄDY. RECENZJE

Posiedzenie Naukowej Rady Statystycznej — grudzień 2013 r. (oprac. <i>Michał Majsterek</i> ) .....	76
----------------------------------------------------------------------------------------------------	----

Wydawnictwa GUS — luty 2014 r. (oprac. <i>Justyna Wójtowicz</i> ) .....	86
-------------------------------------------------------------------------	----

Informacja o sytuacji społeczno-gospodarczej kraju — styczeń 2014 r. (oprac. <i>Departament Analiz i Opracowań Zbiorczych, GUS</i> ) .....	89
--------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------	----

# CONTENTS

## THE INTERNATIONAL YEAR OF STATISTICS 2013 SCIENTIFIC CONFERENCE *STATISTICS — KNOWLEDGE — DEVELOPMENT*

<i>Jan Kordos</i> — From Jacob Bernoulli's theorem to modern sample surveys .....	<b>1</b>
-----------------------------------------------------------------------------------	----------

### METHODOLOGICAL STUDIES

<i>Dominik Śliwicki</i> — Econometric analysis of outflows from unemployment .....	<b>24</b>
------------------------------------------------------------------------------------	-----------

### SURVEYS AND ANALYSES

<i>Stanisław Urban, Anna Kowalska</i> — Housing in Poland .....	<b>36</b>
-----------------------------------------------------------------	-----------

### INTERNATIONAL STATISTICS

<i>Dominik Paprotny</i> — Development level of Poland in relation to the Western Countries .....	<b>48</b>
--------------------------------------------------------------------------------------------------	-----------

<i>Iwona Roeske-Słomka</i> — The diversity of life expectancy, the intensity of births and deaths in the European Union Countries .....	<b>66</b>
-----------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------	-----------

### INFORMATION. REVIEWS. COMMENTS

The Scientific Statistical Council meeting — December 2013 (by <i>Michał Majsterek</i> ) .....	<b>76</b>
------------------------------------------------------------------------------------------------	-----------

New publications of the CSO of Poland — February 2014 (by <i>Justyna Wójtowicz</i> ) .....	<b>86</b>
--------------------------------------------------------------------------------------------	-----------

Information on the socio-economic situation of Poland — January 2014 (by <i>Aggregated Studies Department, CSO</i> ) .....	<b>89</b>
----------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------	-----------

## TABLE DES MATIÈRES

### ANNÉE INTERNATIONALE DE LA STATISTIQUE 2013 CONFÉRENCE SCIENTIFIQUE *STATISTIQUES* — *CONNAISSANCES — DÉVELOPPEMENT*

<i>Jan Kordos</i> — De l'affirmation de Jakub Bernoulli aux enquêtes représentatives modernes .....	<b>1</b>
-----------------------------------------------------------------------------------------------------	----------

#### ÉTUDES MÉTHODOLOGIQUES

<i>Dominik Śliwicki</i> — Analyse économétrique de sortie du chômage .....	<b>24</b>
----------------------------------------------------------------------------	-----------

#### ÉTUDES ET ANALYSES

<i>Stanisław Urban, Anna Kowalska</i> — Logement en Pologne .....	<b>36</b>
-------------------------------------------------------------------	-----------

#### STATISTIQUES INTERNATIONALES

<i>Dominik Paprotny</i> — Niveau de développement de la Pologne par rapport aux pays occidentaux .....	<b>48</b>
--------------------------------------------------------------------------------------------------------	-----------

<i>Iwona Roeske-Słomka</i> — Différences relatives à l'espérance de vie, à l'intensité des naissances et des décès entre les pays de l'Union Européenne .....	<b>66</b>
---------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------	-----------

#### INFORMATION. REVUES. COMPTE-RENDUS

Réunion du Conseil Scientifique de la Statistique — décembre 2013 (par <i>Michał Majsterek</i> ) .....	<b>76</b>
--------------------------------------------------------------------------------------------------------	-----------

Publications du GUS — février 2014 (par <i>Justyna Wójtowicz</i> ) .....	<b>86</b>
--------------------------------------------------------------------------	-----------

Information sur la situation socio-économique du pays — janvier 2014 (par <i>Département d'Analyses et d'Élaborations Agrégées, GUS</i> ) .....	<b>89</b>
-------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------	-----------



## СОДЕРЖАНИЕ

### МЕЖДУНАРОДНЫЙ ГОД СТАТИСТИКИ 2013 НАУЧНАЯ КОНФЕРЕНЦИЯ *СТАТИСТИКА — ЗНАНИЯ — РАЗВИТИЕ*

<i>Ян Кордос</i> — От теоремы Якуба Бернольдего к современным выборочным обследованиям .....	1
-------------------------------------------------------------------------------------------------	---

#### МЕТОДОЛОГИЧЕСКИЕ ИЗУЧЕНИЯ

<i>Доминик Сьливицки</i> — Эконометрический анализ оттоков из без- работицы .....	24
--------------------------------------------------------------------------------------	----

#### ОБСЛЕДОВАНИЯ И АНАЛИЗ

<i>Станислав Урбан, Анна Ковальска</i> — Жилищное строительство в Польше .....	36
-----------------------------------------------------------------------------------	----

#### МЕЖДУНАРОДНАЯ СТАТИСТИКА

<i>Доминик Папротны</i> — Уровень развития Польши в отношении к западным странам .....	48
<i>Ивона Роэске-Сломка</i> — Дифференциация продолжительности жизни, интенсивности рождений и смертей в странах Евро- пейского союза .....	66

#### ИНФОРМАЦИИ. ОБЗОРЫ. РЕЦЕНЗИИ

Заседание Научного статистического совета — декабрь 2013 г. (разраб. <i>Михал Майстерек</i> ) .....	76
Публикации ЦСУ — февраль 2014 г. (разраб. <i>Юстина Войтович</i> ) .....	86
Информация о социально-экономическом положении страны — январь 2014 г. (разраб. <i>Отдел анализа и сводных разработок,</i> ЦСУ) .....	89

## Do Autorów

### *Szanowni Państwo!*

- W „Wiadomościach Statystycznych” publikowane są artykuły poświęcone teorii i praktyce statystycznej, omawiające metody i wyniki badań prowadzonych przez GUS oraz przez inne instytucje w kraju i za granicą, jak również zastosowanie informatyki w statystyce oraz zmiany w systemie zbierania i udostępniania informacji statystycznej. Zamieszczane są też materiały dotyczące zastosowania w kraju metodologicznych i klasyfikacyjnych standardów międzynarodowych oraz informacje o działalności organów statystycznych i Polskiego Towarzystwa Statystycznego, a także o rozwoju myśli statystycznej i kształceniu statystycym.
- Artykuły proponowane do opublikowania w „Wiadomościach Statystycznych” powinny zawierać oryginalne opisy zjawisk oraz autorskie wnioski i sugestie dotyczące rozwoju badań i analiz statystycznych. Dla zwiększenia właściwego odbioru nadsyłanych tekstów Autorzy powinni wyraźnie określić cel opracowania artykułu oraz jasno przedstawić wyniki, a w przypadku prezentacji przeprowadzonych badań — opisać zastosowaną metodę i osiągnięte wyniki. Przy prezentacji nowych metod analizy konieczne jest podanie przykładów ich zastosowania w praktyce statystycznej.
- Artykuły zamieszczane w „Wiadomościach Statystycznych” powinny wyrażać opinie własne Autorów. Autorzy ponoszą odpowiedzialność za treść zgłaszanych do publikacji artykułów. W razie zastrzeżeń ze strony czytelników w sprawie tych treści Autorzy zostają zobligowani do merytorycznej odpowiedzi na łamach miesięcznika.
- Po wstępnej ocenie przez Redakcję „Wiadomości Statystycznych” tematyki artykułu pod względem zgodności z profilem czasopisma, artykuły mające charakter naukowy przekazywane są dwóm niezależnym, zewnętrznym recenzentom specjalizującym się w poszczególnych dziedzinach statystyki, którzy w swojej decyzji kierują się kryterium oryginalności i jakości opracowania, w tym treści i formy, a także potencjalnego zainteresowania czytelników. Recenzje są opracowywane na drukach zaakceptowanych przez Kolegium Redakcyjne „Wiadomości Statystycznych”. Recenzenci są zobowiązani do poświadczenia (na karcie recenzji) braku konfliktu interesów z Autorem. Wybór recenzentów jest poufny.
- Lista recenzentów oceniających artykuły w danym roku jest publikowana w pierwszym numerze elektronicznej wersji czasopisma.
- Autorzy artykułów, którzy otrzymali pozytywne recenzje, wprowadzają zasugerowane przez recenzentów poprawki i dostarczają redakcji zaktualizowaną wersję opracowania. Autorzy poświadczają w piśmie uwzględnienie wszystkich poprawek. Jeśli zaistnieje różnica zdań co do zasadności proponowanych zmian, należy wyjaśnić, które poprawki zostały uwzględnione, a w przypadku ich nieuwzględnienia przedstawić motywy swojego stanowiska.

- Kontroli poprawności stosowanych przez Autorów metod statystycznych dokonują redaktorzy statystyczni.
- Decyzję o publikacji artykułu podejmuje Kolegium Redakcyjne „Wiadomości Statystycznych”. Podstawą tej decyzji jest szczegółowa dyskusja poświęcona omówieniu zgłoszonych przez Autorów artykułów, w której uwzględniane są opinie przedstawione w recenzjach wraz z rekomendacją ich opublikowania.
- Redakcja „Wiadomości Statystycznych” przestrzega zasady nietolerowania przejawów nierzetelności naukowej autorów artykułów polegającej na:
  - a) ujawnianiu współautorów, mimo że wnieśli oni istotny wkład w powstanie artykułu, określanemu w języku angielskim terminem „ghostwriting”;
  - b) podawaniu jako współautorów osób o znikomym udziale lub niebiorących udziału w opracowaniu artykułu, określanemu w języku angielskim terminem „guest authorship”.

Stwierdzone przypadki nierzetelności naukowej w tym zakresie mogą być ujawniane. W celu przeciwdziałania zjawiskom „ghostwriting” i „guest authorship” należy dołączyć do przesłanego artykułu oświadczenie (wzór oświadczenia zamieszczono na stronie internetowej) dotyczące:

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

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

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

### **Informacje ogólne**

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

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

### **Wymogi edytorskie wydawnictwa**

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

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



Od 3 do 5 września 2014 r. odbędzie się międzynarodowa konferencja naukowa *Small Area Estimation* (SAE 2014) poświęcona metodologii statystyki małych obszarów, która zgodnie z ustaleniami European Working Group on Small Area Estimation zorganizowana zostanie przez Katedrę Statystyki Uniwersytetu Ekonomicznego w Poznaniu. Współorganizatorami konferencji są GUS oraz Urząd Statystyczny w Poznaniu. Honorowy patronat nad konferencją objęli prof. dr hab. Janusz Witkowski, prezes GUS oraz prof. dr hab. Marian Gorynia, rektor Uniwersytetu Ekonomicznego w Poznaniu.

Ideą konferencji jest stworzenie platformy do dyskusji naukowej, wymiany doświadczeń i poglądów statystyków, naukowców, ekspertów z uniwersytetów, urzędów statystycznych, instytutów badawczych i innych organów rządowych oraz władz lokalnych i przedsiębiorstw prywatnych, zajmujących się metodologią badań regionalnych, w szczególności estymacją dla małych domen. Organizowane w Poznaniu wydarzenie wpisuje się w cykl konferencji (Jyväskylä 2005, Piza 2007, Elche 2009, Trier 2011) łączących wymiar naukowych i praktycznych zastosowań SAE w statystyce oficjalnej.

Tematyka konferencji koncentrować się będzie na zagadnieniach dotyczących zastosowań SAE w spisach ludności, modelowaniu w estymacji pośredniej, wykorzystaniu modeli przestrzenno-czasowych, metod odpornych, braków odpowiedzi i odmów udziału w badaniu, zagadnieniu doboru próby, estymacji ubóstwa, nauczaniu statystyki małych obszarów oraz jej zastosowań w statystyce oficjalnej. Zorganizowany będzie również panel dyskusyjny oraz specjalistyczne warsztaty poświęcone teorii i praktyce metodologii estymacji pośredniej.

W konferencji udział potwierdzili najwybitniejsi przedstawiciele tej dziedziny badań statystycznych: J. N. K. Rao (Carleton University), Malay Ghosh (University of Florida), Ray Chambers (University of Wollongong), Li-Chun Zhang (Statistics Norway, University of Southampton), Partha Lahiri (University of Maryland), Danny Pfeffermann (Hebrew University of Jerusalem), Risto Lehtonen (University of Helsinki), Ralf Münnich (University of Trier), Domingo Morales (Universidad Miguel Hernández de Elche) czy Isabel Molina (Universidad Carlos III de Madrid).

Szczegółowe informacje o konferencji dostępne są na stronie internetowej [www.sae2014.ue.poznan.pl](http://www.sae2014.ue.poznan.pl). Zapraszamy do aktywnego udziału w konferencji zaplanowanej jako kontynuacja dyskusji podjętej podczas jednej z pierwszych międzynarodowych konferencji naukowych poświęconych tej problematyce, która odbyła się 30 września—3 października 1992 r. w Warszawie *International Scientific Conference on Small Area Estimation and Survey Design*.



The international conference on *Small Area Estimation* (SAE 2014) will take place from 3rd to 5th September 2014, and will be devoted to the methodology of small area statistics, which, following arrangements made by the European Working Group on Small Area Estimation, will be organized by the Chair of Statistics at the Poznan University of Economics. The conference will be co-organized by the Central Statistical Office (CSO) in Warsaw and the Statistical Office in Poznan. Prof. Janusz Witkowski, the President of the CSO and prof. Marian Gorynia, the Rector of the Poznan University of Economics have taken Honorary Patronage of the conference.

The idea behind the SAE 2014 conference is to provide a platform for the exchange of ideas and experiences between statisticians, scientists and experts from universities, statistical institutes, research centres as well as other government agencies, local government and private companies involved in developing and applying the methodology of regional surveys, in particular small area estimation. The Poznan conference is another in the series of conferences (Jyväskylä 2005, Piza 2007, Elche 2009, Trier 2011), intended to combine theoretical considerations and practical applications of SAE in public statistics.

The SAE 2014 conference will focus on applications of SAE in censuses, model-based estimation and its evaluation, the use of spatio-temporal models, robust methods, non-response, issues in sample selection, poverty estimation, the teaching of SAE and its applications in public statistics. The conference will also feature a discussion panel and a specialist workshop devoted to the theory and practice of indirect estimation methodology.

Some eminent experts in this field of statistics have already confirmed their participation in the conference, including: J. N. K. Rao (Carleton University), Malay Ghosh (University of Florida), Ray Chambers (University of Wollongong), Li-Chun Zhang (Statistics Norway, University of Southampton), Partha Lahiri (University of Maryland), Danny Pfeffermann (Hebrew University of Jerusalem), Risto Lehtonen (University of Helsinki), Ralf Münnich (University of Trier), Domingo Morales (Universidad Miguel Hernández de Elche) and Isabel Molina (Universidad Carlos III de Madrid).

Detailed information about the conference is available on the conference website at [www.sae2014.ue.poznan.pl](http://www.sae2014.ue.poznan.pl). You are welcome to take part in what is planned to be a continuation of the discussion started during one of the first conferences on the topic *International Scientific Conference on Small Area Estimation and Survey Design*, which was held from 30th September to 3rd October 1992 in Warsaw.