

Cena zł 12,00
(VAT 5%)

Indeks 381306
PL ISSN 0043-518X

WIADOMOŚCI STATYSTYCZNE

GŁÓWNY
URZĄD
STATYSTYCZNY

POLSKIE
TOWARZYSTWO
STATYSTYCZNE

MIESIĘCZNIK
ROK LX
WARSZAWA
WRZESIEŃ 2015

9

w numerze m.in.:

JAN PURCZYŃSKI, RAFAŁ KLÓSKA

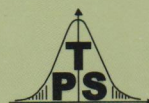
Statystyczna analiza innowacyjności regionów w Polsce

JANUSZ DYGASZEWICZ, AGNIESZKA NOWAKOWSKA

Portal Geostatystyczny — nowoczesne narzędzie statystyki publicznej

HANNA DUDEK

Problem stosowania jednolitych skal ekwiwalentności w analizie
sytuacji dochodowej gospodarstw domowych w Unii Europejskiej



KOLEGIUM REDAKCYJNE:

dr Stanisław Paradysz (redaktor naczelny, tel. 22 842 07 80), prof. dr hab. Józef Zegar (zastępca red. nac., tel. 22 826 14 28), inż. Alina Świdorska (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. 668 231 489), mgr Wiesław Łagodziński (tel. 888 633 801), dr Grażyna Marciniak (tel. 22 608 33 54), dr hab. Andrzej Młodak (tel. 62 502 71 16), prof. dr hab. Bogdan Stefanowicz (tel. 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://pts.stat.gov.pl/czasopismo/wiadomosci-statystyczne>

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

Wersja internetowa jest wersją pierwotną czasopisma.

RADA PROGRAMOWA:

dr Halina Dmochowska (przewodnicząca, tel. 22 608 31 01), mgr Ewa Czumaj, prof. dr hab. Czesław Domański, dr Jacek Kowalewski, mgr Izabella Zagoździńska, mgr Justyna Gustyn (sekretarz, tel. 22 608 34 37, j.gustyn@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.

Ewentualne pytania prosimy kierować na adres e-mail: 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 7⁰⁰—17⁰⁰.

Koszt połączenia wg taryfy operatora.

STUDIA METODOLOGICZNE

Od Redakcji

Zgodnie z zapowiedzią z poprzedniego numeru „Wiadomości Statystycznych”, tym razem zamieszczamy kolejne opracowania referatów z konferencji naukowej zorganizowanej przez Urząd Statystyczny w Szczecinie 23 i 24 marca br., pt. *Rola środowisk naukowych, samorządowych i służb statystyki publicznej we wzmacnianiu pozytywnego wizerunku statystyki*. Ich autorami są: Joanna Landmesser, Janusz Dygaszewicz i Agnieszka Nowakowska, Jan Purczyński i Rafał Klóska, Dorota Wyszowska oraz Hanna Dudek.

DOI: 10.5604/01.3001.0014.8276

Joanna LANDMESSER

Pomiar efektów oddziaływania różnych czynników na zmienne społeczno-ekonomiczne

Poprzez efekt oddziaływania danego czynnika na określone zjawisko rozumie się uśredniony wynik wpływu pewnej zmiennej losowej opisującej dwa potencjalnie stany — oddziaływania (*treatment*) i braku oddziaływania (*non-treatment*) owego czynnika na wyróżnioną zmienną endogeniczną. Termin „efekt oddziaływania” ma swoje źródło w literaturze medycznej dotyczącej badania skutków czynników, takich jak np. przeprowadzony w sposób nowatorski zabieg chirurgiczny. Obecnie pojęcie to znajduje zastosowanie w rozległych badaniach. Nowoczesne podejście do szacowania efektów oddziaływania pozwala odpo-

wiedzieć na różne pytania, np.: jakie są efekty zastosowania określonego nawozu w eksperymentach rolniczych? Jakie są skutki uczestnictwa w programie szkoleniowym dla szansy na zatrudnienie? Jakie są efekty netto różnego rodzaju świadczeń czy, ogólniej, polityki społecznej lub ekonomicznej?

W sferze badań ekonomicznych analizowane oddziaływanie może dotyczyć: programów pomocy dla bezrobotnych, programów edukacyjnych, różnego rodzaju regulacji prawnych, podjętej liberalizacji handlu międzynarodowego, przeprowadzonych interwencji czy realizowanej polityki wpływającej na otoczenie. Obiektami badania mogą być wtedy osoby fizyczne, gospodarstwa domowe, przedsiębiorstwa, a nawet kraje.

Opis zależności przyczynowo-skutkowych pomiędzy zachodzącymi zjawiskami może być przeprowadzony za pomocą różnych metod statystycznych. W naukach przyrodniczych często wykorzystywanym narzędziem są eksperymenty kontrolowane, pozwalające na analizę możliwych scenariuszy przebiegu zjawiska. W empirycznych badaniach ekonomicznych metody eksperymentalne stosuje się raczej rzadko ze względu na zachodzące ograniczenia techniczne, społeczne i etyczne (Strawiński, 2007). Wyizolowanie fragmentu gospodarki, tak aby spełnione były wymogi eksperymentu, jest trudne lub wręcz niemożliwe¹. Ponadto rodzi się wątpliwość natury etycznej, czy wolno dla celów nauki eksperymentować na ludziach? Dodatkowo zachowanie osób biorących udział w eksperymencie mogłoby odbiegać od tego w warunkach rzeczywistych. W związku z czym, aby oszacować efekt oddziaływania czynnika, w sytuacji gdy nie można zastosować kontrolowanego eksperymentu zachodzi potrzeba wykorzystania odpowiednich metod statystycznych.

Celem artykułu jest przegląd metod statystycznych, stosowanych przy szacowaniu efektu oddziaływania czynników, wskazanie zalet i wad owych metod oraz zasygnalizowanie kierunków rozwoju w tym zakresie. Z danymi nieeksperymentalnymi wiąże się problem niewłaściwego doboru próby. Rozważona zostanie selekcja próby na podstawie czynników obserwowalnych oraz nieobserwowalnych. W pierwszym przypadku praktyczne znaczenie ma estymacja efektów oddziaływania czynników przez dopasowanie, w szczególności tzw. dobieranie na podstawie prawdopodobieństwa uczestnictwa (przedstawiony w opracowaniu przykład dotyczy właśnie tej metody). W drugim wskazano propozycje rozwiązań dla sytuacji, gdy ma miejsce selekcja na podstawie czynników nieobserwowalnych, jak estymator „różnic-w-różnicach”, estymacja metodą zmiennych instrumentalnych czy parametr *LATE*.

¹ Eksperyment zaczął funkcjonować w ekonomii jako uznana metoda badawcza dopiero wtedy, gdy w roku 2002 nagrodę Nobla otrzymali Vernon Smith i Daniel Kahneman. Doprowadziło to do intensywnego rozwoju gałęzi ekonomii behawioralnej. Obecnie w ekonomii wykorzystuje się najczęściej dwa rodzaje eksperymentów: laboratoryjne (krytykowane z powodu zbytnej „sterylności”) i terenowe (krytykowane za niepowtarzalność i niemożność przenoszenia wniosków na inne środowiska), Poskrobko (2012); Krawczyk (2012).

ZDEFINIOWANIE EFEKTU ODDZIAŁYWANIA CZYNNIKA

Niech Y będzie symbolem badanej zmiennej (np. dochód, szansa na podjęcie pracy, ciśnienie krwi) poddawanej oddziaływaniu danego czynnika oraz D symbolem zmiennej binarnej opisującej elementy próby ze względu na poddanie oddziaływaniu: $D = 1$ oznacza, że jednostkę poddano oddziaływaniu czynnika, natomiast $D = 0$ oznacza, że jednostka nie została poddana jego oddziaływaniu (grupa kontrolna). Jeśli przez Y^1 oznaczmy wartość zmiennej wynikowej wśród jednostek poddanych oddziaływaniu, a przez Y^0 — wartość zmiennej wynikowej wśród jednostek niepoddanych oddziaływaniu określonego czynnika, to poszukiwanym efektem oddziaływania jest $Y^1 - Y^0$. Dla i -tej jednostki efekt ten możemy zdefiniować następująco $Y_i^1 - Y_i^0$. Niestety obserwowalne jest w danej chwili albo Y_i^1 , albo Y_i^0 , ale nigdy obie wartości razem.

Jeśli narażeni i nienarażeni na oddziaływanie danego czynnika stanowiliby próby losowe z populacji (np. grupa osób uczestniczących oraz grupa nieuczestniczących w szkoleniu byłyby próbami losowymi z populacji bezrobotnych), to poszukiwany efekt można by zmierzyć jako uśredniony efekt w próbie. Wtedy średni efekt oddziaływania (*average treatment effect*) można by było zdefiniować jako:

$$ATE = E(Y^1 - Y^0) = E(Y^1) - E(Y^0) = E(Y^1|D=1) - E(Y^0|D=0)$$

ATE jest średnią różnicą między zmienną Y w grupie poddanej oddziaływaniu i w grupie niepoddanej oddziaływaniu czynnika (różnicą odpowiednich wartości oczekiwanych dla wyniku w grupach). Przy nielosowym doborze do próby estymator ten jest jednak obciążony.

Jeśli dobór do próby jest nielosowy, to nieobciążonym estymatorem dla efektu jest średni efekt oddziaływania czynnika na poddanych jego oddziaływaniu (*average treatment effect on the treated*):

$$ATT = E(Y^1 - Y^0|D=1) = E(Y^1|D=1) - E(Y^0|D=1)$$

ATT jest różnicą między wartościami zmiennej Y poddanej i niepoddanej oddziaływaniu danego czynnika przy założeniu, że obie grupy zostały mu poddane. Składnik $E(Y^0|D=1)$ tego równania jest nieobserwowalny i ma wartość tylko hipotetyczną (kontrafaktyczną). Odpowiada na pytanie, jaką wartość oczekiwaną przyjąłaby zmienna Y wśród osób poddanych oddziaływaniu, gdyby temu oddziaływaniu nie zostali poddani?

METODY STATYSTYCZNE STOSOWANE PRZY SZACOWANIU EFEKTU ODDZIAŁYWANIA CZYNNIKA

Zalecenia co do stosowania odpowiednich metod statystycznych dla szacowania efektu oddziaływania czynnika uzależnione są od typu danych, jakimi dysponuje badacz — eksperymentalnych lub nieeksperymentalnych.

Źródłem danych eksperymentalnych są np. eksperymenty zrandomizowane. Randomizacja może być rozumiana jako proces, w wyniku którego rzut monety określa, czy np. osoba będzie leczona czy nie, tzn. podział na grupy poddanych i niepoddanych oddziaływaniu czynnika jest czysto losowy. Randomizacja zapewnia, że potencjalne efekty Y^1 oraz Y^0 są statystycznie niezależne od statusu oddziaływania. Wartość oczekiwaną $E(Y^i)$ oblicza się jako średnią zaobserwowanych wartości Y^i . W takiej sytuacji zachodzi:

$$E(Y^1|D=1) = E(Y^1|D=0) = E(Y^1)$$

co skutkuje równością $ATE = ATT$. Niestety, jak już wcześniej sygnalizowano, eksperymenty są rzadkie w ekonomii, często zbyt drogie do wdrożenia, nie można ich uogólniać, a z ich realizacją łączy się wiele praktycznych trudności.

Warto wspomnieć, że dla danych eksperymentalnych celem oszacowania efektu oddziaływania czynnika możliwe jest zastosowanie podejścia regresyjnego. Wtedy estymator dla ATE stanowi parametr β_1 w regresji $Y_i = \beta_0 + \beta_1 D_i + \varepsilon_i$.

Dysponując precyzyjną wiedzą dotyczącą zasad rządzących oddziaływaniem można skorzystać z koncepcji nieciągłości w regresji (*regression discontinuity*). Identyfikacja nieciągłości opiera się na obserwacji, że w świecie rządzonym przez zasady niektóre z praw są ustalane arbitralnie. Stanowią wtedy niejako przykłady dobrych eksperymentów. Z sytuacją taką można się spotkać, gdy istnieje próg dochodu (x_0), przy którym ma miejsce kwalifikacja do pomocy finansowej lub próg wieku, w którym ktoś kwalifikuje się do planu emerytalnego.

Wtedy zmienna D_i jest zdefiniowana następująco $D_i = \begin{cases} 1 & \text{gdy } x_i \geq x_0 \\ 0 & \text{gdy } x_i < x_0 \end{cases}$.

Jak już zauważono, w wypadku danych nieeksperymentalnych pojawia się problem niewłaściwego doboru próby. Mówi się, że jednostki poddane oddziaływaniu określonego czynnika podlegają tzw. samoselekcji (LaLonde, 1986; Dehejia, Wahba, 1999; Morgan, Winship, 2007). Występuje ona, gdy badane jednostki same decydują czy chcą znaleźć się w grupie narażonej na oddziaływanie, czy też nie, np. dokonując wyboru pracując — nie pracując. Praca z danymi nieeksperymentalnymi oznacza brak spełnienia założenia niezależności zmiennej wynikowej od statusu oddziaływania:

$$\sim (Y^0, Y^1 \perp D)$$

Nawiązując do przykładu danych nieeksperymentalnych, dotyczących doboru osób na szkolenia dla bezrobotnych, zazwyczaj uczestniczący i nieuczestniczący w szkoleniu znacznie się różnią cechami od siebie. Gdyby osoby z wyższym wykształceniem częściej wybierały szkolenia dla bezrobotnych niż te z niższym, to można by przypuszczać, że efekty Y^1 oraz Y^0 będą skorelowane z wykształceniem. Zagadnienie to można interpretować jako problem pominiętych zmiennych.

EFEKT ODDZIAŁYWANIA CZYNNIKA DLA SELEKCJI NA PODSTAWIE CZYNNIKÓW OBSERWOWALNYCH

Chcąc poprawnie oszacować efekt oddziaływania czynnika należy przyjąć pewne dodatkowe założenie. Zakładamy, że dysponujemy wszystkimi zmiennymi X mającymi wpływ na badaną zmienną Y (co rozwiązuje problem pominiętych zmiennych)². Formułujemy założenie warunkowej niezależności (*Conditional Independence Assumption* — CIA):

$$Y^0, Y^1 \perp D | X$$

Oznacza ono, że zmienna wynikowa Y jest warunkowo niezależna od doboru do grupy poddanych oddziaływaniu danego czynnika względem wektora zmiennych objaśniających X . Inaczej, przy ustalonym wektorze zmiennych X udział w tej grupie nie zależy od wartości zmiennej Y (Rubin, 1978; Cameron, Trivedi, 2005). Założenie CIA w zapisie dla wartości oczekiwanych przyjmuje postać $E(Y^i | X, D) = E(Y^i | X)$. Wtedy:

$$ATT(X) = E(Y^1 | X, D = 1) - E(Y^0 | X, D = 1) = E(Y^1 | X) - E(Y^0 | X) = ATE(X)$$

Niech $E(Y^1 | X) = r_1(X)$ oraz $E(Y^0 | X) = r_0(X)$, gdzie $r_1(\cdot)$ oraz $r_0(\cdot)$ są funkcjami oddającymi zależność między wektorem X i oczekiwanymi wartościami odpowiednio dla Y^1 oraz Y^0 . Zgodny estymator dla średniego efektu oddziaływania ATE jest postaci:

$$\hat{ATE} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N [\hat{r}_1(X_i) - \hat{r}_0(X_i)]$$

² Założenie to jest jednak mało realistyczne, ponieważ w praktyce prowadząc badanie nigdy do końca nie wiadomo, co wpływa na dane zjawisko oraz nie wszystkie, nawet znane, oddziałujące nań czynniki są mierzalne.

Jest to estymator bezwarunkowy, ponieważ ma tu miejsce uśrednianie po wszystkich jednostkach z różnymi wartościami wektora X . Z kolei estymator dla średniego efektu oddziaływania danego czynnika na poddanych jego oddziaływaniu (ATT) przedstawia się jako:

$$\hat{ATT} = \frac{1}{N_T} \sum_{i=1}^{N_T} [\hat{r}_1(X_i) - \hat{r}_0(X_i)],$$

gdzie indeksy $i = 1, \dots, N_T$ dotyczą tylko poddanych zabiegowi oddziaływania. Wobec powyższego $\hat{ATE} \neq \hat{ATT}$.

Efekty oddziaływania ATT mogą być oszacowane poprzez porównanie ze sobą osób z grupy poddanej oddziaływaniu oraz kontrolnej, dla których wartości X są identyczne. Postępowanie takie znane jest jako dopasowanie dokładne (*exact matching*). Brak w zbiorze danych obserwacji dla osób niepoddanych oddziaływaniu, które mają dokładnie te same wartości X jak osoba poddana, sprawia, że trudniej jest oszacować scenariusz kontrfaktyczny (np. gdy wektor X zawiera zmienne ciągłe). W praktyce stosowane jest wtedy dopasowanie niedokładne (dla wartości zbliżonych, ang. *inexact matching*). Dopasowanie może być szczególnie trudne do wykonania, gdy wymiar wektora X jest duży.

Rosenbaum i Rubin (1983) zaproponowali, aby w wypadku wielowymiarowego wektora X założenie warunkowej niezależności realizować na podstawie pewnego prawdopodobieństwa (metoda o nazwie ang. *propensity scores matching*, PSM). Miara *propensity score* oznacza prawdopodobieństwo uczestniczenia w grupie poddanych oddziaływaniu czynnika dla osoby opisanej przez wektor X , słowem $\Pr(D=1|X) = p(X)$. Założenie warunkowej niezależności rozszerza się w takim przypadku następująco:

$$Y^0, Y^1 \perp D | p(X)$$

$$\text{wtedy } ATE(p(X)) = E(Y^1 | p(X)) - E(Y^0 | p(X)).$$

Do ustalenia prawdopodobieństwa przynależności do grupy poddanych oddziaływaniu danego czynnika wykorzystuje się najczęściej model probitowy lub logitowy. Aby oszacować wartość kontrfaktyczną Y_i^0 należy wykorzystać jedną lub kilka obserwacji z grupy kontrolnej, które są podobne do osoby i -tej w sensie *propensity score* (Heckman i in., 1997; Rosenbaum, Rubin, 1985). Dokonując estymacji przez dopasowanie wymaga się spełnienia założenia warunkowej

niezależności (CIA) oraz zachodzenia na siebie rozkładów dla X w grupie poddanych oddziaływaniu czynnika i grupie kontrolnej (*common support*) — $0 < \Pr(D = 1|X) < 1$.

Estymator ATT w metodzie dopasowania przyjmuje postać:

$$ATT^M = \frac{1}{N_T} \sum_{i \in \{k: D_k=1\}} \left(Y_i^1 - \sum_{j \in \{k: D_k=0\}} \phi(i, j) Y_j^0 \right)$$

Symbol $\phi(i, j)$ oznacza wagę przypisywaną dopasowanym obserwacjom. Wartość kontrfaktyczna jest wyznaczana jako średnia ważona wyników z grupy kontrolnej.

Popularną metodą łączenia obserwacji jest metoda najbliższego sąsiedztwa (*nearest neighbour matching*). Dla każdej szkolonej osoby określany jest zbiór $A_i(X) = \{j | \min_j d(X_i, X_j)\}$, gdzie $d(X_i, X_j)$ oznacza odległość pomiędzy wektorami X_i oraz X_j (np. odległość Euklidesa lub Mahalanobisa). Jeśli dobieranie jest dokonywane za pomocą *propensity scores*, to zbiorem porównawczym jest $A_i(p(X)) = \{p_j | \min_j d(p_i, p_j)\}$. Możliwe jest dobieranie „jeden do jednego” (wtedy $\phi(i, j) = 1$) lub „jeden do kilku”.

Inna metoda, suwmiarki (*caliper matching*), polega na nałożeniu na odległości $d(p_i, p_j)$ górnego ograniczenia, utrzymując warunek określonej liczby połączeń. Z kolei metoda promienia (*radius matching*) dopuszcza wszystkie połączenia nieprzekraczające pewnej z góry ustalonej różnicy między prawdopodobieństwami. Istotą metody przedziałowej (*interval matching*) jest podział próby na przedziały, dla których $\Pr(D = 1)$ jest w obu podgrupach zbliżone. Efekt oddziaływania czynnika oblicza się osobno dla każdej pary przedziałów, a efekt dla całej próby jest ważoną średnią oszacowań cząstkowych. W popularnej metodzie estymacji jądrowej (*kernel matching*) wagi $\phi(i, j)$ są zdefiniowane z wykorzystaniem funkcji jądra $K(\cdot)$, czyli symetrycznej funkcji gęstości, osiągnącej maksimum dla $p_i = p_j$ (wtedy argument $K(\cdot)$ wynosi zero) i wartościach zmniejszających się w miarę wzrostu wartości bezwzględnej argumentu.

Zaletą metody dopasowania jest fakt, że przeprowadzona w ten sposób estymacja efektu oddziaływania czynnika, w przeciwieństwie do podejścia regresyjnego, nie zakłada zależności funkcyjnej między oddziaływaniem owego czynnika a uzyskanym wynikiem. Jest to więc metoda nieparametryczna. Dodatkowo, w wypadku estymacji przez dopasowanie nie przeprowadza się ekstrapolacji. Jednak brak możliwości oszacowania efektu oddziaływania czynnika poza zakresem *common support* stanowi wadę metody. Wariancję estymatora ATT , uzyskanego za pomocą prawdopodobieństwa PSM, można oszacować jedynie za pomocą metod przybliżonych, w szczególności metod bootstrapowych.

EFEKT ODDZIAŁYWANIA CZYNNIKA DLA SELEKCJI NA PODSTAWIE CZYNNIKÓW NIEOBSERWOWALNYCH

Może się zdarzyć, że selekcja do próby odbywa się na podstawie czynników nieobserwowalnych. W takim wypadku założenie warunkowej niezależności $Y^0, Y^1 \perp D | X$ nie jest spełnione, ponieważ występuje nieobserwowalny czynnik wpływający zarówno na status oddziaływania czynnika D , jak i potencjalny wynik Y .

Gdy taka nieobserwowalna zmienna jest stałą, można wykorzystać dane wzdłużne (panelowe) i usunąć ten czynnik przez różnicowanie. Propozycją dla estymatora ATT w takiej sytuacji jest estymator „różnic-w-różnicach” (*differences-in-differences estimator*) (Card, Krueger, 1994):

$$ATT = (\bar{Y}_a^T - \bar{Y}_b^T) - (\bar{Y}_a^{nT} - \bar{Y}_b^{nT})$$

Subskrypty a i b oznaczają odpowiednio „after” i „before”, czyli po i przed eksperymentem. Estymator ten jest zdefiniowany jako różnica w zmianach uśrednionych wartości wynikowych dla grupy poddanej oddziaływaniu czynnika (T) oraz grupy kontrolnej (nT).

Alternatywną metodą przy identyfikacji efektu oddziaływania czynnika, gdy ma miejsce selekcja na podstawie czynników nieobserwowalnych, jest metoda zmiennych instrumentalnych (IV estymacja) (Angrist i in., 1996).

Rozważmy model liniowy $Y_i = \beta X + \alpha D + u$. Składnik losowy u obejmuje pominięte obserwowalne i nieobserwowalne czynniki wpływające na zmienną Y . Jeśli ma miejsce korelacja pomiędzy zmienną D oraz składnikiem losowym u , to estymacja modelu KMNK (klasyczna metoda najmniejszych kwadratów) dostarczy obciążonych ocen parametrów. W metodzie IV zmienna D jest zastępowana egzogenicznym instrumentem Z , który jest skorelowany z D , ale nie jest skorelowany z u . Estymacja IV polega więc w pewnym sensie na symulowaniu randomizacji. Niewątpliwą wadą tej metody jest trudność w znalezieniu odpowiedniego instrumentu w ramach rozwiązywania problemów z zakresu nauk społecznych.

Innym miernikiem wykorzystywanym do oceny efektów oddziaływania czynnika, estymowanym za pomocą metody zmiennych instrumentalnych, jest *LATE* (*local average treatment effect*). Angrist (1990) rozważał wpływ statusu weterana (zmienna D) na wynagrodzenia w Stanach Zjednoczonych (zmienna Y). W 1970 r., aby uniknąć podejrzeń o manipulacje przy powołaniach do służby wojskowej, wprowadzono loterię, która wyłaniała pulę potencjalnych powołanych. Część wyłonionych była jednak niezdolna do służby wojskowej, podczas gdy inni niewyłonieni stali się ochotnikami.

Niech $Z_i = 1$, jeśli loteria kwalifikowała do służby, a $Z_i = 0$, jeśli loteria nie kwalifikowała. Dodatkowo, niech $D_i = 1$, jeśli osoba służyła w Wietnamie oraz

$D_i = 0$, jeśli osoba nie służyła. Zmienna Z jest instrumentem skorelowanym ze statusem weterana. Zmienna Z wywiera wpływ na zmienną D , ta zaś oddziałuje na zmienną Y ($Z_i \rightarrow D_i \rightarrow Y_i$). Estymator *LATE* wyraża średni efekt oddziaływania czynnika tylko w subpopulacji „pokornych”, czyli takich, którzy zachowali się zgodnie ze wskazaniem loterii (inne możliwe subpopulacje to: *never-takers* — niesłużący niezależnie od wyniku loterii; *always-takers* — służący niezależnie od wyniku loterii; *defiers* — zawsze się sprzeciwiający) (Imbens, Angrist, 1994):

$$LATE = E(Y_i^1 - Y_i^0 | D_i^1 - D_i^0 > 0)$$

We wzorze tym zmienna $D_i^1 = 1$ wtedy, gdy daną osobę zakwalifikowano do służby w wyniku loterii na wyjazd do Wietnamu, natomiast $D_i^1 = 0$, gdy pomimo wskazania przez loterię do służby, osoba ta nie służyła w Wietnamie. Podobnie $D_i^0 = 1$, gdy dana osoba nie została zakwalifikowana w loterii, ale mimo to służyła w Wietnamie oraz $D_i^0 = 0$, przy braku wskazania w loterii do służby i braku wyjazdu.

Szczególne znaczenie *LATE* wynika stąd, że umożliwia on określenie rozmiaru efektu oddziaływania czynnika w badaniach łączących się z licznymi odmowami uczestnictwa. *LATE* pozwala na prawidłowe zaprojektowanie badań, w których wymuszenie uczestnictwa jest niemożliwe.

EMPIRYCZNA ILUSTRACJA ZAGADNIENIA

Niech ilustracją właściwego pomiaru efektu oddziaływania określonego czynnika będzie ocena skuteczności szkoleń dla bezrobotnych, przeprowadzona na podstawie danych uzyskanych z Powiatowego Urzędu Pracy w Słupsku z lat 2000—2007. Dane dostępne w bazie PUP nie stanowią wyniku eksperymentu (wybór osób do udziału w szkoleniach nie odbywał się w sposób losowy), czyli są przykładem danych nieeksperymentalnych. Każda analiza efektu oddziaływania szkoleń narażona jest na popełnienie ewentualnych błędów we wnioskowaniu, wynikających z nielosowego doboru próby.

Skuteczność szkolenia można ocenić posługując się modelem hazardu Coxa postaci $h(t; X_{it}, D_{it}) = h_0(t) \exp(\beta X_{it} + \alpha D_{it})$, w którym $h_0(t)$ to tzw. hazard bazowy, a składowa $\exp(\beta X_{it} + \alpha D_{it})$ charakteryzuje wpływ cech indywidualnych osób X oraz udziału w szkoleniu D na szansę zmiany stanu (Cox, 1972). Model Coxa stosuje się, gdy badacz jest zainteresowany wpływem zmiennych na czas trwania w pewnym stanie, mniej zwracając uwagę na zależność od czasu, a także gdy dane empiryczne charakteryzują się cenzurowaniem. Teoretycznie interesuje nas wyznaczenie różnicy pomiędzy wartością zmiennej wyniko-

wej określającej szansę na podjęcie zatrudnienia przez osobę szkoloną a wartością tej zmiennej dla tej samej osoby, ale bez udziału w szkoleniu. Ta druga sytuacja jest hipotetyczna.

W pierwszym kroku oszacowano model Coxa dla połączonej próby epizodów bezrobocia osób szkolonych (625 epizodów) oraz epizodów osób nigdy nieszkolonych (5573 epizody). Następnie za pomocą techniki z zakresu metod doboru skonstruowano odpowiednie grupy kontrolne dla grupy osób zaangażowanych w szkolenia. Celem ustalenia prawdopodobieństwa udziału w szkoleniu oszacowano model probitowy z takimi zmiennymi objaśniającymi, jak: wiek osoby, jej wykształcenie, miejsce zamieszkania oraz ewentualna niepełnosprawność (na temat doboru zmiennych pisali Heckman i in., 1998 oraz Hujer i in., 1997). Następnie wykonano: dobieranie *propensity score* „1-to-1”, oparte na algorytmie najbliższego sąsiedztwa (NN) ze zwracaniem; dobieranie *propensity score* „1-to-4”, NN ze zwracaniem oraz dobieranie dokładne „1-to-1”, oparte na odległościach Mahalanobisa (Rubin, 1980). Do każdego uczestnika szkolenia dobrano jedną osobę (ewentualnie cztery osoby) niebędącą uczestnikiem szkolenia, która była jednak do niego podobna pod względem indywidualnych cech (Heckman i in., 1997; Cameron, Trivedi, 2005). Dla tak skonstruowanych prób oszacowano modele Coxa dla czasu trwania w stanie bezrobocia.

WYNIKI ESTYMACJI MODELI HAZARDU COXA DLA SZANSY OPUSZCZENIA STANU BEZROBOCIA

Zmienne	Model bez dobierania	Model z dobieraniem <i>ps</i> 1-1 NN ze zwracaniem	Model z dobieraniem <i>ps</i> 1-4 NN ze zwracaniem	Model z dobieraniem 1-1 Mahalanobisa
	exp(β_k)			
<i>pleć</i>	1,505 ^a	1,682 ^a	1,707 ^a	1,667 ^a
<i>wiek</i>	0,994 ^a	0,933 ^b	0,994 ^b	0,994 ^b
<i>wyższe</i>	1,686 ^a	2,422 ^a	1,865 ^a	2,374 ^a
<i>średnie</i>	1,319 ^a	1,474 ^a	1,258 ^a	1,520 ^a
<i>zawodowe</i>	1,172 ^a	1,675 ^a	1,135	1,709 ^a
<i>niesprawność</i>	0,687 ^a	0,575 ^a	0,650 ^a	0,536 ^a
<i>szkol_akt</i>	0,639 ^a	0,665 ^a	0,660 ^a	0,671 ^a
<i>szkol_pas</i>	1,412 ^a	1,591 ^a	1,531 ^a	1,614 ^a
liczba obserwacji	6198	1250	1319	1250
<i>lnL</i>	-41713,922	-6299,842	-6818,242	-6292,608

a, b Istotność statystyczna odpowiednio: *a* — 1%, *b* — 5%.

Źródło: obliczenia własne z wykorzystaniem procedury *psmatch2* w programie Stata.

Modele te zawierały m.in. dwie zmienne dychotomiczne: *szkol_akt* — zmienna oznaczająca uczestnictwo w szkoleniu w trakcie aktualnego epizodu bezrobocia oraz *szkol_pas* — zmienna oznaczająca uczestnictwo w szkoleniu w ostatnich 3 latach przed rejestracją osoby w UP jako bezrobotna.

Można zaobserwować, że w badanej próbie uczestnictwo w szkoleniu w ciągu ostatnich 3 lat przed nową rejestracją w urzędzie pracy znacznie zwiększało prawdopodobieństwo krótszego czasu trwania kolejnego epizodu bezrobocia (tablica). Odpowiedni parametr w modelu bez dobierania wskazuje, że szanse podjęcia pracy przez osobę po szkoleniu były wyższe o 41% niż u osoby bez kursu. Efekt ten okazał się jednak wyższy o ok. 20% dla modeli oszacowanych na podstawie specjalnie dobranych prób. Z kolei oszacowania współczynników hazardu, wiążące się ze zmienną *szkol_akt*, świadczą o negatywnym wpływie aktualnego uczestnictwa w szkoleniu na szansę opuszczenia stanu bezrobocia (szanse te spadały o ok. 35%). Działo się tak zapewne dlatego, że zaabsorbowani kursem bezrobotni nie prowadzili w tym samym czasie intensywnych poszukiwań pracy. W modelu opartym na niedobrej próbie efekt ten był przeszacowany (Landmesser, 2011a, 2011b).

Przedstawiony przykład analizy oddziaływania czynnika zakładał selekcję na podstawie czynników obserwowalnych. Przyjmując jednak, że selekcja do szkoleń odbywała się na podstawie czynników nieobserwowalnych, problem doboru próby można by rozwiązać instrumentalizując udział w szkoleniu. Zachodzi jednak niewątpliwa trudność w znalezieniu odpowiedniego instrumentu. Przykład podjętej próby w tym zakresie stanowi praca (Landmesser, 2010).

Podsumowanie

Artykuł poświęcono przeglądowi metod statystycznych stosowanych przy szacowaniu efektu oddziaływania określonego czynnika. Zaprezentowano technikę możliwą do wykorzystania w badaniach ewaluacyjnych. Można spodziewać się, że ich popularność — szczególnie w badaniach ekonomicznych — będzie rosła. Zawsze jednak możliwość zastosowania odpowiedniej techniki będzie zależała od tego, jakimi danymi dysponuje badacz.

Kierunki rozwoju metod oceny efektów oddziaływania czynnika sprowadzają się do podejmowania prób uogólniania znanych metod i osłabiania założeń proponowanych modeli. Gruszczynski (2012) zwraca uwagę na odejście w konstruowanych współcześnie modelach od binarnego charakteru oddziaływania danego czynnika i dopuszczenie zróżnicowania intensywności jego oddziaływania. Podejście takie staje się atrakcyjne w wypadku chęci oceny udziału jednostek w więcej niż jednym programie. Istnieją również próby oszacowania rozkładu efektu oddziaływania czynnika w populacji (Aakvik i in., 2005).

Drugim nurtem badań nad estymatorami efektów oddziaływania czynnika są ich asymptotyczne własności. W przypadku niektórych metod problematyczne jest szacowanie wariancji tych estymatorów (np. *PSM*). Stosowane jednak w tym celu metody bootstrapowe wciąż spotykają się z krytyką (Abadie, Imbens, 2008).

LITERATURA

- Aakvik A., Heckman J. J., Vytlacil E. (2005), *Estimating Treatment Effects for Discrete Outcomes When Responses to Treatment Vary: an Application to Norwegian Vocational Rehabilitation Programs*, „Journal of Econometrics”, No. 125
- Abadie A., Imbens G. W. (2008), *On the Failure of the Bootstrap for Matching Estimators*, „Econometrica”, No. 76
- Angrist J. D. (1990), *Lifetime Earnings and Vietnam Era Draft Lottery: Evidence from Social Security Administrative Records*, „American Economic Review”, No. 80
- Angrist J. D., Imbens G. W., Rubin D. B. (1996), *Identification of Causal Effects Using Instrumental Variables*, „Journal of the American Statistical Association”, No. 91 (434)
- Cameron A. C., Trivedi P. K. (2005), *Microeconometrics: Methods and Applications*. Cambridge University Press, New York
- Card D., Krueger A. B. (1994), *Minimum Wages and Employment: A Case Study of the Fast Food Industry in New Jersey and Pennsylvania*, „American Economic Review”, No. 84 (4)
- Cox D. R. (1972), *Regression Models and Life Tables (with Discussion)*, „Journal of the Royal Statistical Society”, Series B 34
- Dehejia R. H., Wahba S. (1999), *Causal Effects in Nonexperimental Studies: Reevaluating the Evaluation of Training Programs*, „Journal of the American Statistical Association”, No. 94
- Gruszczyński M. (red.) (2012), *Mikroekonometria. Modele i metody analizy danych indywidualnych*, Wolters Kluwer Polska Sp. z o.o., Warszawa
- Heckman J. J., Ichimura H., Todd P. E. (1997), *Matching as an Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluating a Job Training Programme*, „Review of Economic Studies”, No. 64
- Heckman J. J., LaLonde R. J., Smith J. A. (1998), *The Economics and Econometrics of Active Labour Market Programmes*, [w:] Ashenfelter O., Card D. (wyd.), *The Handbook of Labour Economics*, Vol. 3A, Elsevier, New York
- Hujer R., Maurer K-O., Wellner M. (1997), *The Impact of Training on Unemployment Duration in West Germany — Combining a Discrete Hazard Rate Model with Matching Techniques*, „Frankfurter Volkswirtschaftliche Diskussionsbeiträge”, No. 74, Johann Wolfgang Goethe-University, Frankfurt/Main
- Imbens G. W., Angrist J. (1994), *Identification and Estimation of Local Average Treatment Effect*, „Econometrica”, No. 62
- Krawczyk M. (red.) (2012), *Ekonomia eksperymentalna*, Wolters Kluwer Polska Sp. z o.o. Warszawa
- LaLonde R. J. (1986), *Evaluating the Econometric Evaluations of Training Programs*, „American Economic Review”, No. 76 (4)
- Landmesser J. (2010), *Assessing the Impact of Training on Unemployment Duration Using Hazard Models with Instrumental Variables*, „Quantitative Methods in Economics”, Vol. XI, No. 1
- Landmesser J. (2011a), *Mikroekonometryczne metody pomiaru skuteczności szkoleń dla bezrobotnych*, Taksonomia 18, Klasyfikacja i analiza danych — teoria i zastosowania (red. K. Jajuga, M. Walesiak), „Prace Naukowe UE we Wrocławiu”, nr 176
- Landmesser J. (2011b), *The Impact of Vocational Training on the Unemployment Duration*, „International Advances in Economic Research”, No. 17
- Morgan S., Winship C. (2007), *Counterfactuals and Causal Inference: Methods and Principles for Social Science*, Cambridge University Press, New York
- Poskrobko T. (2012), *Nowe koncepcje i teorie rozwoju w ekonomii*, [w:] Czaja S., Poskrobko T. i in., *Wyzwania współczesnej ekonomii*, Wydawnictwo Difin, Warszawa

- Rosenbaum P. R., Rubin D. B. (1983), *The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects*, „Biometrika”, nr 70 (1)
- Rosenbaum P. R., Rubin D. B. (1985), *Constructing a Control Group Using Multivariate Matched Sampling Methods that Incorporate the Propensity Score*, „The American Statistician”, No. 39 (1)
- Rubin D. B. (1978), *Bayesian Inference for Causal Effects*, „Annals of Statistics”, No. 6
- Rubin D. B. (1980), *Bias Reduction Using Mahalanobis-Metric Matching*, „Biometrics”, No. 36
- Strawiński P. (2007), *Przyczynowość, selekcja i endogeniczne oddziaływanie*, „Przegląd Statystyczny”, nr 4

SUMMARY

The aim of this article is an overview of modern statistical methods used in estimating the treatment effects, showing their advantages and disadvantages, and to indicate the directions of development. Due to the rarely performed in economic sciences randomized experiments, attention has been focused on the analysis of non-experimental data. The problem related to this type of data is inadequate sampling. We have considered the selection on observable and unobservable factors. The special importance of proper sample selection for the estimation of the treatment effects has been documented with an empirical example for evaluating the effectiveness of vocational training for the unemployed.

Special importance of proper matching attempts to estimate the effects of the impact of certain factors documented empirical example, for evaluating the effectiveness of the training for the unemployed.

РЕЗЮМЕ

Целью статьи является анализ современных статистических методов используемых в оценке эффекта воздействия различных факторов на исследовательские переменные, представление их достоинств и недостатков, а также сигнализация направлений развития. Учитывая редко проводимые в экономических науках рандомизированные эксперименты, внимание было сосредоточено на анализе неэкспериментальных данных. К такого типа данным относится проблема неправильного подбора выборки. Рассматривался отбор выборки на основе наблюдаемых и ненаблюдаемых факторов. Особенное значение соответствующего подбора выборки для оценки эффектов воздействия некоторых факторов было подтверждено эмпирическим примером, касающимся оценки эффективности обучения безработных.

Janusz DYGASZEWICZ, Agnieszka NOWAKOWSKA

Portal Geostatystyczny — nowoczesne narzędzie statystyki publicznej

Instytucjami powołanymi do gromadzenia i przetwarzania danych są krajowe urzędy statystyczne. Zadaniem tych urzędów jest dostarczanie wiarygodnych, rzetelnych, niezależnych oraz wysokiej jakości informacji statystycznych na temat stanu i zmian zachodzących w społeczeństwie, gospodarce i środowisku naturalnym, odpowiadających potrzebom odbiorców krajowych i międzynarodowych. W tym celu statystyka publiczna zbiera, gromadzi, przechowuje oraz analizuje dane statystyczne, a także udostępnia je w formie wyników informacji statystycznych.

WYKORZYSTANIE TECHNOLOGII GIS W STATYSTYCE PUBLICZNEJ

Obecnie GUS udostępnia dane statystyczne poprzez Portal Informacyjny w postaci komunikatów i obwieszczeń prezesa GUS (ogłaszanych w Dzienniku Urzędowym GUS oraz Dzienniku Urzędowym Rzeczypospolitej Polskiej „Monitor Polski”), komunikatów prasowych oraz publikacji. Dane udostępniane są również w bazach/bankach danych zarówno o charakterze tematycznym (np. *Baza Demografia*), jak i wielotematycznym (Bank Danych Lokalnych — BDL).

Jednakże rosnące wymagania informacyjne oraz dynamika rozwoju technologii informacyjno-komunikacyjnych powodują, że działalność statystyki publicznej musi być skoncentrowana na ciągłym i systematycznym poprawianiu jakości oraz rodzaju oferowanych usług informacyjnych, zgodnie z potrzebami grup użytkowników. Istotne jest więc, aby statystyka publiczna gromadziła i udostępniała nie tylko dane statystyczne charakteryzujące zjawiska i procesy społeczno-gospodarcze, które się dokonały, ale dostarczała również informacji służących do prowadzenia bieżących analiz i prognoz, wychodząc naprzeciw oczekiwaniom odbiorców. Kluczową rolę w tym działaniu odgrywa rozpowszechnianie informacji statystycznych wzbogaconych o dane geoprzestrzenne.

Od kilku lat w statystyce publicznej widoczny jest znaczny wzrost wykorzystywania technologii GIS¹ (System Informacji Geograficznej). Stan ten został

¹ GIS (*Geographical Information System*) system informacji przestrzennej dotyczący danych geograficznych; system uzyskiwania, gromadzenia, weryfikowania, integrowania, analizowania, transferowania i udostępniania danych przestrzennych, w szerokim rozumieniu obejmuje metody, środki techniczne, w tym sprzęt i oprogramowanie, bazę danych przestrzennych, organizację, zasoby finansowe oraz ludzi zainteresowanych jego funkcjonowaniem; termin ten w liczbie mnogiej (systemy informacji geograficznej) stosowany jest również jako nazwa dziedziny zajmującej się geoinformacją oraz metodami i technikami GIS; Internetowy leksykon geomatyczny, Zespół Redakcyjny: Jerzy Gaździcki, Janusz Michalak, Ewa Musiał, <http://www.ptip.org.pl/>.

pośrednio wymuszony poprzez uregulowania unijne. W 2007 r. przyjęto dyrektywę 2007/2/WE Parlamentu Europejskiego i Rady ustanawiającą infrastrukturę informacji przestrzennej we Wspólnocie Europejskiej (zwaną Dyrektywą INSPIRE²). W naszym kraju transpozycją tej dyrektywy jest ustawa z 4 marca 2010 r. o infrastrukturze informacji przestrzennej (ustawa IIP).

Przedmiotem ustawy jest określenie podstawowych zasad tworzenia i działania infrastruktury informacji przestrzennej w Polsce. Infrastruktura ta obejmuje wszystkie szczeble administracji publicznej i w założeniu ma służyć wszystkim użytkownikom informacji przestrzennej w kraju i we Wspólnocie. Dyrektywa INSPIRE, a w ślad za nią ustawa IIP, określiła tematy danych przestrzennych, do których odnoszą się jej uregulowania, a także organy wiodące odpowiedzialne za przygotowanie tych danych. Prezes GUS jest organem wiodącym w zakresie dwóch tematów danych przestrzennych z załącznika III dyrektywy INSPIRE: jednostki statystyczne i rozmieszczenie ludności (demografia).

Ponadto Eurostat³ zwrócił uwagę, że zwiększenie wykorzystania geoinformacji w sporządzaniu i publikacji danych statystycznych oraz wykorzystanie innowacyjnych aplikacji internetowych w celu publikacji i udostępnienia przestrzennego rozkładu danych statystycznych podnosi wartość informacji końcowej oraz tworzy zupełnie nowe dane. Jednym z celów wymienionych w *Europejskim Programie Statystycznym 2013–2017* jest wsparcie dla kształtowania polityki opartej na faktach za pomocą bardziej elastycznego i szerszego wykorzystania informacji przestrzennych w połączeniu z informacjami statystycznymi dotyczącymi społeczeństwa, gospodarki i środowiska naturalnego. Statystyka realizuje to działanie poprzez udostępnienie użytkownikom danych interaktywnej aplikacji GIS pod adresem: <http://www.geo.stat.gov.pl>.

Obecnie dzięki technologii GIS, którą po raz pierwszy zastosowały służby statystyczne podczas Powszechnego Spisu Rolnego 2010 (PSR 2010) i Narodowego Spisu Powszechnego Ludności i Mieszkań 2011 (NSP 2011), informacje

² INSPIRE — dyrektywa 2007/2/WE Parlamentu Europejskiego i Rady z 14 marca 2007 r. ustanawiająca infrastrukturę informacji przestrzennej we Wspólnocie Europejskiej określająca legalne ramy do ustanowienia i działania Infrastruktury Informacji Przestrzennej w Europie. Celem dyrektywy jest wspieranie działań dotyczących polityki wspólnotowej w zakresie ochrony środowiska oraz polityki lub działań mogących oddziaływać na środowisko. W szczególności działania te wiążą się z implementacją, monitorowaniem aktywności i oceną strategii zaangażowanej społeczności na różnych poziomach (od lokalnego, przez krajowy po europejski). INSPIRE łączy infrastrukturę informacji przestrzennej tworzoną w różnych krajach członkowskich w jeden spójny system. Elementami tej infrastruktury są: metadane, zbiory danych przestrzennych oraz usługi danych przestrzennych, usługi i technologie sieciowe, porozumienia w sprawie wspólnego korzystania, dostępu i użytkowania oraz mechanizmy kontroli i monitorowania, procesy i procedury ustanowione, stosowane lub udostępniane zgodnie z dyrektywą. Jej zakres tematyczny określono w załącznikach nr I, II i III dyrektywy; <http://www.geoportal.gov.pl/>.

³ Eurostat z siedzibą w Luksemburgu. Utworzony w 1953 r. w celu wsparcia Europejskiej Wspólnoty Węgla i Stali, a od 1958 r., po powstaniu Wspólnoty Europejskiej, stał się jedną z podstawowych jednostek Komisji Europejskiej. Misją Eurostatu jest dostarczanie Unii Europejskiej (UE) wysokiej jakości informacji statystycznych, które umożliwiają porównania między krajami i regionami, http://www.stat.gov.pl/gus/5840_11480_PLK_HTML.htm.

statystyczne, wzbogacone o dane geoprzestrzenne, mogą być również publikowane w ujęciu przestrzennym.

PORTAL GEOSTATYSTYCZNY — CEL I ADRESACI

Portal Geostatystyczny pełni funkcje gromadzenia, publikowania oraz udostępniania informacji dla użytkowników wewnętrznych oraz zewnętrznych (publicznych), m.in.: instytucji naukowo-badawczych, administracji publicznej, przedsiębiorców, jak również użytkowników indywidualnych. Zakres udostępnianych danych jest definiowany za pomocą odpowiednich ról i uprawnień. Użytkownicy wewnętrzni mają dostęp zarówno do danych jednostkowych, jak i do danych zagregowanych, natomiast użytkownicy zewnętrzni do danych zagregowanych, publikowanych z uwzględnieniem tajemnicy statystycznej.

Portal Geostatystyczny to niezwykle pomocne narzędzie przy podejmowaniu strategicznych decyzji w zarządzaniu. Pokazane w portalu zjawiska pozwalają na monitorowanie danego obszaru, dokonywanie analiz, symulacji i prognoz oraz szacowanie różnego rodzaju ryzyka, jak i opracowywanie sposobów jego zapobiegania. Przyczynia się to do budowy kompletnego i spójnego systemu e-Administracji, wspierającego rozwój przedsiębiorczości, poprzez ułatwienie dostępu do aktualnych informacji o sytuacji społeczno-gospodarczej kraju. Ma on charakter strategiczny dla społeczeństwa i gospodarki narodowej.

FUNKCJONALNOŚĆ I ZAKRES DANYCH PORTALU GEOSTATYSTYCZNEGO

Portal Geostatystyczny służy do interaktywnej prezentacji kartograficznej i publikacji zagregowanych informacji statystycznych uzyskanych we wspomnianych spisach powszechnych oraz danych BDL w postaci różnego rodzaju analiz przestrzennych.

Wyniki spisów opracowano w *Analitycznej Bazie Mikrodanych (ABM)*⁴, która przy pomocy odpowiednich narzędzi informatycznych generuje różnego typu zestawienia danych oraz statystykę w postaci tabel i kostek wielowymiarowych. W ABM przygotowywano również agregaty na potrzeby Portalu Geostatystycznego.

W Portalu Geostatystycznym zreplikowane dane ze spisów powszechnych przedstawiane są na wcześniej przygotowanych mapach zawierających następujące warstwy:

- ortofotomapę,
- podział administracyjny,
- podział statystyczny,

⁴ Baza danych, która przechowuje odpersonalizowane wartości zmiennych spisowych w ostatecznej wersji, zebrane podczas spisów, w której są dokonywane analizy statystyczne (opracowania tabelaryczne, agregaty, analizy przestrzenne), udostępniane publicznie, *Słownik pojęć GUS_ABM*.

- centroidy miejscowości,
- sieć ulic,
- punkty adresowe.

Dwie ostatnie warstwy dostępne są jedynie dla użytkowników wewnętrznych. Intuicyjny interfejs Portalu Geostatystycznego umożliwia użytkownikom szybki i łatwy dostęp do wynikowych informacji statystycznych.

Użytkownicy Portalu mają możliwość wyboru zjawisk tematycznych z rozwijalnej listy bądź odnalezienia tematu poprzez wyszukiwarkę.

Dane prezentowane są przy użyciu kartogramów i kartodiagramów.

Kartogram służy do przedstawiania średniej intensywności danego zjawiska w granicach określonych pól odniesienia (np. jednostek podziału statystycznego lub administracyjnego). Dane do kartogramu muszą być danymi względnymi. Przykładem mogą być gęstość zaludnienia czy lesistość.

Kartodiagram natomiast służy do prezentacji danych bezwzględnych. Jest to zbiór diagramów lub wykresów przedstawiających wielkość danego zjawiska umieszczonych na mapie w miejscu jego występowania (wykres). Diagramy są najczęściej figurami geometrycznymi o łatwo mierzalnych parametrach, których wielkość (wysokość, powierzchnia lub objętość) przedstawia wartość zjawiska.

W Portalu Geostatystycznym do prezentacji danych wykorzystywano kartodiagramy kołowe i słupkowe: proste, strukturalne i sumaryczno-strukturalne. Można również wygenerować kartodiagramy złożone.

Użytkownik Portalu ma możliwość ustawienia własnych parametrów wizualizacji zjawiska tematycznego. Dla kartogramu istnieje możliwość wyboru agregacji (region, województwo, podregion, powiat, gmina), liczby przedziałów, metody klasyfikacji, skali barw, przezroczystości oraz widoczności granic jednostek podziału terytorialnego oraz ich etykiet.

W przypadku kartodiagramów istnieje możliwość wyboru miary, agregacji, symboliki oraz barwy diagramu. Dla wybranego zjawiska tematycznego dostępna jest także statystyka w postaci tabel i histogram.

Dodatkowo użytkownik ma możliwość identyfikacji i selekcji obiektów na mapie, wyszukiwania miejscowości i adresów (dostępna dla użytkowników wewnętrznych) oraz wyszukiwania atrybutowo-przestrzennego. Portal umożliwia także drukowanie wybranego obszaru mapy oraz jej eksport do pożądanego formatu. Rozwiązanie to jest otwarte na inne serwisy zewnętrzne, z których można wczytywać dane przestrzenne za pomocą usługi WMS⁵.

Poza możliwością korzystania z gotowych analiz przestrzennych użytkownik wewnętrzny może redagować własne mapy tematyczne na podstawie dowolnej cechy modelu danych, wykorzystując wielowymiarowe analizy przestrzenne (analizy liniowe, odległościowe czy buforowanie obiektów).

⁵ WMS (*Web Map Service*) sposób udostępniania danych przez serwer map. Powstają one na podstawie danych geograficznych zawartych w bazie i wyświetlane u klienta w formatach rastrowych: GIF, JPEG, PNG, <http://ikar.pgi.gov.pl/>. Przykładem są tutaj serwisy zawarte w <http://maps.geoportal.gov.pl/webclient/>.

PREZENTACJA ZJAWISK TEMATYCZNYCH ZA POMOCĄ KARTOGRAMU I KARTODIAGRAMU

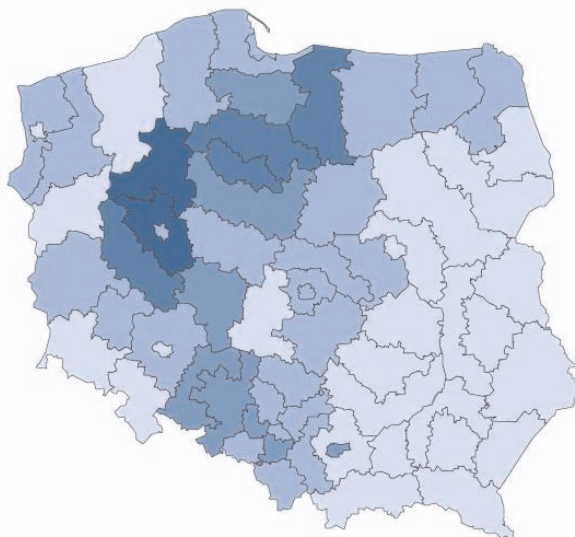
A. ZWIERZĘTA GOSPODARSKIE



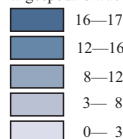
Mapa tematyczna

Kartogram: Zwierzęta gospodarskie ▶ Skala chowu loch ▶ 10—19 szt., Grupowanie według siedziby gospodarstwa, Poziom agregacji — Podregiony, Miara — procentowy udział gospodarstw posiadających 1—19 szt. loch w gospodarstwach z lochami ogółem

?



Legenda kartogramu ? ? ?
procentowy udział gospodarstw posiadających 1—19 szt. loch w gospodarstwach z lochami ogółem



B. DZIAŁALNOŚĆ GOSPODARCZA

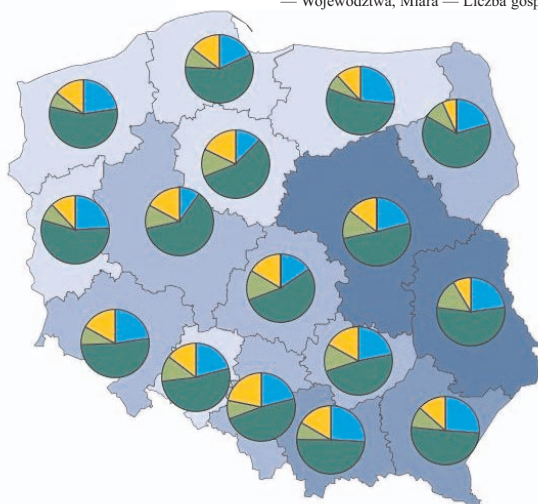


Mapa tematyczna

Kartogram: Działalność gospodarcza ▶ Działalność gospodarcza ▶ Gospodarstwa prowadzące wyłącznie działalność rolniczą, Grupowanie według siedziby gospodarstwa, Poziom agregacji — Województwa, Miara — Liczba gospodarstw

Kartodiagram: Użytkowanie gruntów ▶ Użytkowanie gruntów według podziału UE ▶ ogrody przydomowe, Grupowanie według siedziby gospodarstwa, Poziom agregacji — Województwa, Miara — Liczba gospodarstw

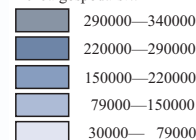
?



Legenda
liczba gospodarstw



Legenda kartogramu ? ? ?
liczba gospodarstw



Źródło: opracowano na podstawie danych GUS.

Na podstawie wyników PSR 2010 możliwe jest np. wygenerowanie 550 kartogramów i kartodiagramów zgrupowanych w 8 tematach głównych:

- dochody,
- działalność gospodarcza,
- struktura dochodów,
- wykorzystanie sprzętu,
- powierzchnia zasiewów,
- użytkowanie gruntów,
- zwierzęta gospodarskie,
- aktywność ekonomiczna stała.

W przypadku danych z NSP 2011 możliwe jest wygenerowanie ok. 2000 kartogramów i kartodiagramów zgrupowanych w 18 tematach głównych. Przykłady tematów głównych dla tych danych to:

- aktywność ekonomiczna,
- budynki,
- dojazdy do pracy,
- dzietność kobiet,
- edukacja,
- emigranci,
- gospodarstwa domowe,
- imigranci,
- kraj obywatelstwa,
- kraj urodzenia,
- ludność według cech demograficznych,
- mieszkania,
- migracje,
- migracje wewnętrzne,
- migracje zagraniczne,
- niepełnosprawność,
- rodziny,
- źródła utrzymania.

Użytkownicy mają, jak już wspomniano, zapewniony dostęp również do danych BDL wzbogaconych o informację geoprzestrzenną. Są one skategoryzowane w 28 tematach głównych dla danych rocznych i w 7 tematach głównych dla danych krótkookresowych.

Aplikacja umożliwia realizację zobowiązań GUS wynikających z dyrektywy INSPIRE. W Portalu przygotowano Podsystem Usług INSPIRE, na który składa się Portal Metadanych oraz Komponenty — usługi sieciowe OGC/ISO: WMS, WFS⁶,

⁶ WFS (*Web Feature Service*) międzynarodowy standard pozwalający na pobieranie i wykonywanie operacji (edycję) na danych zakodowanych w GML, dostępnych na serwerach typu *Web Feature*. Dane przesyłane są w postaci wektorowej, *Słownik IKAR*, <http://ikar.pgi.gov.pl/>.

WCS⁷, CSW⁸. Podsystem zapewnia dostęp do danych i metadanych dla dwóch tematów danych przestrzennych, za które odpowiada służba statystyczna, poprzez usługi wyszukiwania, przeglądania i pobierania.

GUS od wielu lat zaangażowany jest w realizację międzynarodowych projektów, takich jak: łączenie danych statystycznych z informacją geoprzestrzenną w państwach UE oraz Geostat. Celem ich jest wykorzystanie GIS w pracach z danymi statystycznymi. W Portalu Geostatystycznym publikowane są raporty z realizacji tych przedsięwzięć.

ROZWÓJ

Zasoby informacyjne Portalu Geostatystycznego są bezcennym źródłem danych dla prac badawczych i opracowań naukowych, opartych na wielowymiarowych analizach przestrzennych, wspieranych GIS. W celu zapewnienia użytkownikom wysokiego standardu i jakości udostępnianych poprzez Portal usług, jak również dostosowywania się służb statystycznych do rosnących i zmieniających się potrzeb użytkowników, GUS przystąpił do rozbudowy Portalu. W 2014 r. rozpoczęto realizację projektu *Portal Geostatystyczny — Faza II*, którego celem jest rozszerzenie funkcjonalności oraz usług aplikacji. W wyniku tych działań projektownicy będą mogli przeprowadzać zaawansowane analizy geostatystyczne na bazie udostępnianych danych, jak również korzystać z szerokiego zakresu dodatkowych możliwości, takich jak:

- przygotowywanie map tematycznych na bazie własnych danych,
- wykonywanie zapytań przestrzennych w czasie rzeczywistym,
- korzystanie z BDL w pełnym zakresie, w wielu szeregach czasowych i na różnych poziomach prezentacji,
- zaawansowana edycja wydruku mapy do celów publikacyjnych.

W odpowiedzi na zmieniające się trendy i wymagania użytkowników statystyki co do rozwiązań technologicznych, w Portalu Geostatystycznym udostępniona będzie jednocześnie usługa dostępu z urządzeń mobilnych do danych statystycznych zgromadzonych w aplikacji oraz do ich wizualizacji na mapach.

W większości dotychczasowych publikacji wyników badań statystycznych stosuje się prezentację zjawisk w podziale administracyjnym (województwa, powiaty, gminy). Po rozbudowie Portalu planowane jest również wdrożenie funkcjonalności pozwalającej na prezentację zjawisk, np. w siatce kilometrowej

⁷ WCS (*Web Coverage Service*) międzynarodowy standard umożliwiający interoperacyjny dostęp do danych geoprzestrzennych zapisanych w postaci pokryć macierzowych. Termin „pokrycie” zwykle odnosi się do zdjęć satelitarnych, cyfrowych zdjęć lotniczych, numerycznych modeli terenu i innych zjawisk, których zmienność przestrzenna jest reprezentowana za pomocą pokryć rastrowych; *Słownik IKAR*, <http://ikar.pgi.gov.pl/>.

⁸ CSW (*Catalogue Service for Web*) serwisy katalogowe umożliwiające publikowanie i przeszukiwanie zbiorów informacji opisowej (metadanych) dla danych, serwisów i obiektów powiązanych; *Słownik IKAR*, <http://ikar.pgi.gov.pl/>.

(grid), której specyfikacja znajduje się w przepisach wykonawczych do Dyrektywy INSPIRE oraz w podziałach wypracowanych w ramach międzynarodowych projektów, w których GUS bierze czynny udział.

Korzyści wynikające z rozszerzenia oferowanych usług obejmą szerokie grono odbiorców danych statystycznych. Nowoczesna funkcjonalność zaimplementowana w Portalu będzie miała znaczący wpływ na usprawnienie oraz zwiększenie zakresu uzyskiwanych informacji i metainformacji statystycznych przez użytkowników aplikacji w odniesieniu przestrzennym.

Projekt przyczyni się do zwiększenia efektywności działań administracji rządowej i samorządowej w usprawnieniu przebiegu inwestycji, planowania i budżetowania, poprzez zapewnienie szybkiego i sprawnego dostępu do aktualnych danych przestrzennych. Wzrośnie wtedy efektywność instytucji korzystających z tych danych, m.in. dzięki wdrażaniu INSPIRE oraz poszerzą się możliwości współpracy między instytucjami w zakresie wymiany informacji i wspólnego dostarczania usług dla obywateli.

Należy podkreślić, że siła i unikalność Portalu Geostatystycznego wynika z charakteru danych statystycznych podlegających agregacji i prezentacji, będących w posiadaniu jedynie służb statystyki publicznej.

mgr inż. Janusz Dygaszewicz, mgr inż. Agnieszka Nowakowska — GUS

SUMMARY

The Geostatistical Portal allows quick and easy access to the statistical information obtained from censuses in 2010 and 2011 as well as data from Local Data Bank (BDL). It is used for spatial presentation of Poland's largest information resource and allows to publish aggregated statistical data in the form of various spatial analysis. Based on the results of recent censuses, it is possible to generate more than 2,550 cartograms and carto-diagrams grouped in 18 main topics, while BDL contains data categorized into 28 main topics for annual data and 7 main topics for short-term data. The portal is helpful in making strategic decisions at every level of management. It is aimed at people who use statistical data, including those in public administration, businesses, individuals and research institutions.

РЕЗЮМЕ

Геостатический портал делает возможным быстрый и легкий доступ к конечным статистическим информациям полученным из всеобщих переписей 2010 г. и 2011 г., а также к данным Локального банка данных

(BDL). Портал используется пространственно представлять самый большой в Польше информационный фонд, а также позволяет предоставлять обобщенные статистические данные в виде различного пространственного статистического анализа. На основе результатов последних всеобщих переписей можно составить больше 2550 картограмм и картодиаграмм группированных в 18 главные темы, а BDL содержит данные разделены на 28 главных категорий для годовых данных и на 7 категорий для краткосрочных данных.

Портал поддерживает предпринимание стратегических решений на каждом уровне управления. Его содержание предоставляется всем пользователям статистических данных, в частности государственной администрации и предпринимателям, индивидуальным пользователям и научно-исследовательским учреждениям.

Błędy przetwarzania danych

W artykule na temat błędów nielosowych, obciążających wyniki reprezentacyjnych badań statystycznych, o których pisze profesor Mirosław Szreder¹, Autor wymienia cztery ich rodzaje. Są to następujące błędy:

- pokrycia badanej zbiorowości przez operat stanowiący podstawę losowania jednostek do badania,
- spowodowane brakiem odpowiedzi respondentów,
- pomiaru, związane z zarejestrowaniem nieprawdziwych informacji o respondencie,
- przetwarzania danych.

Profesor Szreder ustosunkowuje się do pierwszych trzech rodzajów błędów, czwarty zaś pomija. Tymczasem wspomniane przez Profesora przetwarzanie danych jest często poważnym źródłem błędów, znacząco obniżających jakość wyników badania statystycznego.

Zachęca to do przedstawienia refleksji w tej sprawie. Wydaje się to tym bardziej uzasadnione, że zarówno błędy losowe, jak i nielosowe stanowią istotną część jednego z wymiarów jakości Europejskiego Systemu Statystycznego dotyczących badań statystycznych w zakresie: przydatności, dokładności, terminowości, punktualności, dostępności, przejrzystości, porównywalności i spójności, zidentyfikowanych i precyzyjnie opisanych w powszechnie dostępnym dokumencie².

W przetwarzaniu danych statystycznych można wyróżnić kilka kluczowych operacji, takich jak: wprowadzanie, symbolizacja, redagowanie czy imputacja. Każda z nich wiąże się z ryzykiem popełnienia błędów.

Celem artykułu jest zwrócenie uwagi na ten fakt i wykazanie, że jednym ze składników błędu całkowitego, o którym pisze Mirosław Szreder, może być błąd generowany przez niektóre z tych operacji.

WPROWADZANIE DANYCH

Jedną z pierwszych operacji w przetwarzaniu danych jest ich wprowadzanie — wypełnianie formularzy statystycznych i zapisywanie do baz danych. Obie operacje stają się często źródłem ewidentnych pomyłek. W szczególności powszechnie popełniany jest tzw. czeski błąd (polegający na przedstawianiu znaków, np. cyfr w liczbie), który w większości przypadków jest trudny do zidenty-

¹ Szreder M. (2015), *Zmiany w strukturze całkowitego błędu badania próbkowego*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 1, s. 4—12.

² Na przykład w związanym z Badaniem Aktywności Ekonomicznej Ludności (BAEL) w krajach Unii Europejskiej http://ec.europa.eu/eurostat/cache/metadata/EN/employ_esms.htm#accuracy1423673804060.

fikowania nawet przez drobiazgowo kontrole. Skutki tego typu błędów są często rozpoznawane dopiero po upływie pewnego czasu, zwykle w wyniku bardziej zaawansowanych porównań. Zdarza się, że następuje to dopiero na etapie porównań międzynarodowych prowadzonych przez inne instytucje, np. Eurostat. Konsekwencje tego stają się szczególnie dotkliwe w sytuacjach, gdy badana zmienna wyrażana jest przez duże rzędy wartości (w mln lub mld). Często zdarza się, że owa błędnie wprowadzona wartość stanowi istotną część wyliczanych na jej podstawie wskaźników i wówczas taka sytuacja jest bardzo trudna do skorygowania. Sytuacja komplikuje się zwłaszcza wtedy, gdy jest to wskaźnik ogłaszany w różnego rodzaju aktach prawnych i stanowi podstawę do podejmowania decyzji na poziomie mikro-, mezo- czy makroekonomicznym. Warto zauważyć, że statystyka publiczna opracowuje ok. 200 wskaźników zawartych w różnego rodzaju rozporządzeniach, obwieszczeniach i komunikatach, które bezpośrednio wpływają na wiele istotnych rozstrzygnięć.

Podobne skutki mają błędy popełniane przy wprowadzaniu danych, kiedy osoba wypełniająca formularz nie zwraca uwagi na jednostki miary, w jakich wyrażone są wartości danej zmiennej, np. wprowadzamy domyślnie wartości w jednostkach, podczas gdy w rzeczywistości są one wyrażone w tysiącach.

Warto nieustannie podkreślać, że duże znaczenie ma przy tym konstrukcja formularza, im jest on bardziej skomplikowany i nieprzejrzysty, tym więcej tego rodzaju błędów powstaje na etapie jego wypełniania. Nadmierna szczegółowość stanowi bowiem źródło błędów. W niektórych sprawozdaniach statystycznych wymaga się od respondenta wypełniania danych za bieżący okres i narastająco, co stanowi dodatkową trudność.

Kolejne błędy, trudne do zidentyfikowania, mogą być popełniane podczas symbolizacji. Przykładem usterek tego typu są błędy popełniane przy kodowaniu chorób przez lekarzy orzeczników lub przyporządkowywanie badanym zjawiskom symboli pochodzących z różnych klasyfikacji, np. dla wydatków konsumpcyjnych według klasyfikacji COICOP/HBS³ w badaniu budżetów gospodarstw domowych czy dla zawodów według klasyfikacji ISCO⁴ w BAEL.

Pojawiają się też niekiedy błędy techniczne. Pomimo niemal doskonałych algorytmów przesyłania danych, w praktyce wykorzystywania urządzeń przenośnych zdarza się, że na etapie transmisji występują nieprzewidywane awarie. Mamy wówczas do czynienia z niekompletnie wypełnionym formularzem, a jest to błąd trudny do wykrycia.

REDAGOWANIE DANYCH

Na szczególną uwagę zasługuje redagowanie danych, czyli sprawdzanie ich poprawności (kontrola) oraz poprawianie wykrytych błędów (korekta). Często dokonuje się też wyprowadzenia pewnych danych pochodnych jako uzupełnie-

³ *Classification of Individual Consumption by Purpose* — Klasyfikacja Spożycia Indywidualnego według Celu.

⁴ *Classification of Occupations and Specializations* — Klasyfikacja Zawodów i Specjalności.

nie zebranego materiału badawczego, np. wyliczenie wieku badanych osób na podstawie zarejestrowanych dat urodzenia.

W procesach tych zazwyczaj wykorzystuje się technologie informatyczne, ze względu na duże zbiory danych. W tego rodzaju okolicznościach zachodzi konieczność opracowania odpowiednich programów: kontroli danych, korekty wykrytych błędów, a także wyznaczania danych pochodnych. W każdym z tych przypadków rodzi się potrzeba sformułowania odpowiednich reguł przez specjalistę statystyka. Nawet najzdolniejszy informatyk nie jest w stanie dokonać tego ze względu na brak merytorycznej wiedzy w stosownym zakresie. Jego zadaniem jest przekształcenie tych reguł do postaci algorytmu i zakodowanie go jako programu komputerowego.

Trzeba mieć bowiem na uwadze, że człowiek często się myli, mimo swojego geniuszu, wiedzy, doświadczenia i rzetelności, np. z powodu zmęczenia, a w konsekwencji przeoczenia jakiegoś szczegółu. Nie można zatem zakładać, że najdoskonalszy nawet specjalista statystyk jest w stanie w każdych okolicznościach bezbłędnie sformułować odpowiednie reguły kontroli oraz korekty w odniesieniu do każdego przypadku.

Trzeba też brać pod uwagę zmienność zjawisk, zwłaszcza społecznych i ekonomicznych. Nawet przy założeniu, że specjalista ma bogatą wiedzę i zna rzeczywiste cechy obserwowanych zjawisk trwających w jakimś okresie, to ze względu na ich zmienność, w chwili opracowywania potrzebnego algorytmu wiedza ta może być nieaktualna. Jest to szczególnie istotne w przypadku zjawisk ulegających dynamicznym zmianom, jak np. kształtowanie się cen na rynku w okresach sezonowych.

W rezultacie algorytm kontroli danych czy korekty błędów powstaje na podstawie wiedzy nieaktualnej. W tej sytuacji, z powodu błędnych założeń, wyniki operacji kontrolnych i korygujących będą nieuchronnie obciążone błędem systematycznym. Fakt ten nabiera szczególnego znaczenia w odniesieniu do błędów rzadko występujących, ale obciążających dane opisujące kluczowe cechy i znaczące jednostki badane — choćby duże przedsiębiorstwa w badaniach statystycznych przemysłu.

Wspomniane kryteria kontrolne mogą też być niekiedy obciążone pewnymi wadami „wrodzonymi”:

- niektóre z nich są zbyt liberalne — przyjmują, że „wszystko w życiu jest możliwe”. Sprawia to, że niejednokrotnie w istocie błędne dane zostają przyjęte jako poprawne, chociaż faktycznie nimi nie są. Przyczynia się to do włączenia do zbioru przetwarzanych danych wielu błędów;
- inne kryteria mogą być bardzo restrykcyjne, „podejrzewające” niemal wszystkie dane o błędy. W tym przypadku kryterium to (a w konsekwencji także odpowiedni program) będzie odrzucać jako błędne i takie dane, które nie są obciążone wadami. Dane te — rzekomo błędne (nazwiemy je błędami pozornymi) — w dalszych operacjach są korygowane ręcznie lub za pomocą odpowiednich procedur programowych, czyli w ramach tzw. korekty automatycznej.

W przypadku stosowania takiej korekty tylko w wyjątkowych sytuacjach istnieje możliwość ponownego dotarcia do badanej jednostki i uzyskania właściwej odpowiedzi, którą należy wprowadzić na miejsce wykrytego błędu. W większości zaś przypadków następuje poszukiwanie wartości najbardziej prawdopodobnej, która powinna być wstawiona w miejsce stwierdzonego błędu. Często wymienia się tu procedurę imputacji danych, która polega na dobieraniu wartości szacunkowych spełniających zakładane kryteria poprawności i wstawianych w miejsce wykrytych błędów lub jako „plomba” zamiast brakujących danych.

Niestety, bardzo rzadko wyznaczone dane korygujące są tymi wartościami, które powinny zastąpić wykryty błąd. W konsekwencji w zbiorze danych wejściowych pojawiają się wartości, które tylko formalnie spełniają przyjęte kryteria poprawności, ale w istocie są to dane sztuczne, odbiegające od faktycznego stanu badanej rzeczywistości.

Naturalnie, w każdym takim przypadku niewykryte błędy lub błędy pozorne i wprowadzone w ich miejsce dane szacunkowe w jakimś stopniu zniekształca zebrany materiał statystyczny, a ich włączenie do dalszego procesu przetwarzania wypacza wyniki badania. Im więcej takich uzupełnień („plomb”) pojawi się w zbiorze, tym większe obciążenie wywrą one na jakość wyników. Jest to niezależne od stosowanych technologii informatycznych.

W szacowaniu całkowitego błędu badania wpływ ten jest w praktyce niestety pomijany.

PRZETWARZANIE DANYCH JAKO PROCES WIELOSTOPNIOWY

Jak wiadomo, przetwarzanie danych statystycznych to nie tylko wspomniane wcześniej wprowadzanie danych i ich redagowanie (choć te etapy przetwarzania zostały tu tylko zasygnalizowane). W szerszym ujęciu na proces ten składa się długa lista wielu innych operacji związanych z opracowaniem wyników badania, archiwizowaniem danych, udostępnianiem informacji wynikowych itp. Każda z nich — realizowana ręcznie lub z wykorzystaniem dostępnych technologii — jest zabiegiem wykonywanym na zgromadzonym materiale źródłowym, wyprowadzającym określone informacje pochodne.

Wszystkie etapy przetwarzania wiążą się z koniecznością posłużenia się odpowiednimi algorytmami, a w praktyce statystycznej na ogół z programami komputerowymi. W każdym takim przypadku wspomniane algorytmy są budowane na podstawie określonych założeń, wynikających z wiedzy empirycznej i koncepcji teoretycznych. W konsekwencji powstają wyniki „dopasowane” do owych koncepcji modelowych. Niestety, są one obciążone przyjętymi założeniami i tylko w pewnym przybliżeniu odzwierciedlają rzeczywistość, którą przedstawiają dane zebrane na początku badania.

Rodzi się pytanie, czy uzyskiwane w ten sposób wyniki mają jakąś wartość poznawczą i mogą służyć w praktyce do podejmowania decyzji, czasem o znaczeniu kluczowym, a także globalnym? Odpowiedź jest oczywista — mają. Decydent, który z nich korzysta musi jednak być świadom, że informacja staty-

styczna zawsze tylko w przybliżeniu opisuje rozpatrywaną rzeczywistość. Przyczyny tego są rozmaite. Zwróćmy uwagę na następujące spośród nich:

- uzyskiwane dane opisują przeszłość. Im jest ona bardziej odległa od momentu, w którym owe dane zostają wykorzystane, tym mniej aktualne są informacje, którymi decydent dysponuje, dlatego ważną cechą informacji statystycznych jest ich aktualność;
- wszelkie operacje wykonywane w ramach przetwarzania zgromadzonego materiału (tzw. wyrównania sezonowe, uogólnianie, analiza, interpretacja, porównania) wnoszą jakąś dozę sztuczności i przyczyniają się do pojawienia się nieco zdeformowanego obrazu obserwowanej rzeczywistości. Stąd w kontekście jakości informacji wynikowych rodzi się wymaganie rzetelności tych wyników, której warunkiem koniecznym jest właściwy dobór stosowanych metod;
- globalizacja i procesy integracyjne sprawiają, że instytucje międzynarodowe prowadzące badania i tworzące bazy danych muszą zapewnić ich porównywalność. Wymaga to zastosowania różnego rodzaju procedur i metod ekonometrycznych. Powszechnie wiadomo, że np. w zakresie wyrównań sezonowych dominują dwie metody — TRAMO/SEATS⁵ i X-12 ARIMA⁶. Od wielu lat środowiska naukowe nie są w stanie jednoznacznie rekomendować jednej z nich do powszechnego stosowania. Na stronach Eurostatu możemy np. znaleźć informację, że liczba bezrobotnych w Polsce według BAEL w pierwszym kwartale 2010 r. wynosiła 1,798 mln, natomiast liczba bezrobotnych wyrównana sezonowo przy użyciu metody TRAMO/SEATS to 1,650 mln, a więc różnica wynosi 148 tys. Przy zastosowaniu drugiej metody otrzymujemy inny wynik. Zatem preferowanie tylko jednej z nich nie zapewni optymalnego rozwiązania w tym zakresie i stanowi kolejne potencjalne źródło błędów.

Dodajmy, że z formalnego punktu widzenia za każdym razem należałoby dokonać oceny jakości wyrównania sezonowego. Porównanie wyników otrzymanych metodami TRAMO/SEATS i X-12 ARIMA powinno więc każdorazowo przebiegać na podstawie analizy różnorodnej statystyki, która pozwala na ocenę jakości dekompozycji i stabilności wygładzonych szeregów czasowych (wartość kryteriów informacyjnych, kryterium idem potencji, miary (nie)zgodności, kryterium rewizji, *sliding spans*). Podczas procedury wstępnych wyrównań sezonowych wykonywane są zwykle czynności pozwalające wykryć nietypowe zaburzenia w szeregu czasowym, m.in. takie jak wartości odstające. Występowanie takich zaburzeń, będących efektem sporadycznych, nieregularnych zdarzeń, powoduje zniekształcenia w analizie szeregów, które utrudniają lub wręcz uniemożliwiają ich modelowanie. Muszą one być zatem zidentyfikowane (wiele programów robi to automatycznie), a przede wszystkim odpowiednio potraktowane przez analityka. Może się także zdarzyć, że wartości od-

⁵ *Time series Regression with ARIMA noise, Missing values and Outliers.*

⁶ *Autoregressive integrated moving average.*

stające są skutkiem błędów wprowadzania bądź symbolizacji danych, co prowadzi do powielania się (multiplikowania) błędów;

- w przypadku badań reprezentacyjnych przetwarzanie danych obejmuje także uzupełnianie bazy danych o wagi, które pozwalają na uogólnienie wyników. O ile same wagi związane są z wybraną metodą losowania, gdzie błędy wynikają ze schematu losowania i są dobrze opisane w literaturze, to często dokonuje się także kalibracji wag. W przypadku badań społecznych kalibracja wag może być związana z koniecznością dostosowania struktury demograficznej badanej próby do populacji. Często punktami odniesienia są dane pochodzące ze spisów ludności, które organizowane są średnio co dziesięć lat. Praktyka wskazuje, że na ogół każdy spis wiąże się z korektą danych. Stąd wszystkie kalibracje wag dokonywane w okresach międzyspisowych obarczone są błędem.

Wnioski

Nasze refleksje skłaniają do sformułowania następujących wniosków:

1. Fakt, że przetwarzanie danych statystycznych jest związane z ryzykiem pojawiania się pewnych błędów w zbiorze danych wejściowych nie może być interpretowany jako ostrzeżenie przed stosowaniem kontroli danych czy korekty błędów podczas ich redagowania i innych operacji. Nie jest też ostrzeżeniem przed stosowaniem dostępnych technologii informatycznych. Są one koniecznością w obliczu posługiwania się dużymi zbiorami danych i zazwyczaj krótkich terminów uzyskania wyników.
2. Sformułowany przez Mirosława Szredera postulat w sprawie konieczności podjęcia badań nad oszacowaniem całkowitego błędu w badaniach reprezentacyjnych zasługuje na uwagę zarówno pod względem teoretycznym, jak i praktycznym. Ocena taka powinna obejmować wymienione przez Autora cztery rodzaje błędów, jak i uwzględniać wiele innych czynników, np. błędy w przygotowaniu badania statystycznego, w organizacji i przeprowadzeniu operacji zbierania danych (w szczególności prowadzenia wywiadu) i in. Na uwagę zasługuje podjęcie takich analiz nie tylko w odniesieniu do badań reprezentacyjnych, ale także wszystkich badań statystycznych. Może to stanowić rozległy temat badań naukowych. Jeden z wątków tych dociekań to ustalanie wielkości próby w badaniu reprezentacyjnym przy planowaniu stosowania automatycznych procedur redagowania danych. Skoro wiadomo, że procedury takie mogą obniżyć w jakimś stopniu jakość wyników, to obciążenie to powinno być oszacowane już podczas planowania badania.
3. Taka rozszerzona analiza błędów nielosowych w badaniach statystycznych powinna znaleźć odzwierciedlenie w programach nauczania statystyki i w podręcznikach akademickich. Na ogół można w nich znaleźć opisy wielu programów komputerowych do analiz statystycznych. Brakuje jednak analizy skutków ich udziału w ostatecznej jakości wyników badania.

Trzeba wszakże zauważyć, że w praktyce znaczenie błędów przetwarzania i częstość ich występowania dostrzegają specjaliści statystycy, w szczególności podejmując nieustanne wysiłki nad doskonaleniem rozwiązań informatycznych, niekiedy wielokrotnie modyfikując systemy informatyczne. Praktyka wskazuje, że w niektórych przypadkach nawet niewielkie zmiany wprowadzane w badaniach realizowanych cyklicznie wymagają dokonania kilku, a nawet kilkunastu poprawek oprogramowania w części dotyczącej interfejsu użytkownika i wstępnej kontroli danych. Podczas każdej zmiany aplikacyjnej koryguje się zwykle od jednego do kilku błędów związanych z wprowadzaniem danych.

prof. dr hab. Bogdan Stefanowicz — Wyższa Szkoła Informatyki Stosowanej i Zarządzania pod auspicjami Polskiej Akademii Nauk
dr Marek Cierpiał-Wolan — Urząd Statystyczny w Rzeszowie, Uniwersytet Rzeszowski

SUMMARY

The article highlights the need to broaden the analysis of the quality of the survey results, taking into account the negative impact of certain operations of so-called editing input data, such as checking their accuracy and correction of errors. In the conclusions it underlines the need to extend the programs for academic lectures in statistics for analysis of the impact of processing operations on the quality of the results.

РЕЗЮМЕ

В статье было обращено внимание на необходимость расширения анализа качества результатов статистических обследований в отношении к отрицательному влиянию некоторых операций так называемой редакции входных данных, таких как контроль их правильности и корректировка ошибок. В статье подчеркивается необходимость расширения программы обучения в области статистики дополняя ее анализом влияния операций обработки на качество результатов.

Jan PURCZYŃSKI, Rafał KLÓSKA

Statystyczna analiza innowacyjności regionów w Polsce

Innowacyjność jest terminem powszechnie dziś używanym, ale niejednoznacznie określanym, przez co niekiedy interpretowanym domyślnie. W literaturze przedmiotu już wielokrotnie podejmowane były próby sprecyzowania tego pojęcia, mimo że trudno jest uczynić to w sposób kompleksowy, ta wielowymiarowa charakterystyka jest bowiem pewnego rodzaju skrótem myślowym. Nie ma tu jednej ogólnie akceptowanej definicji i na próżno szukać jej w słownikach języka polskiego. Abstrakcyjność i złożoność tego określenia sprawia, że rozumiane jest raczej intuicyjnie.

Pojęcie innowacji, pochodzące z łacińskiego *innovatio*, czyli „odnowienie”, do nauk ekonomicznych wprowadził J. Schumpeter¹, a szerokie jego postrzeganie, zwykle przez pryzmat nowości i zmian, sprawia, że pojawia się w wielu dziedzinach gospodarki. Liczne koncepcje innowacji pozwalają wprowadzać pomysły i rozwiązania do tej pory niestosowane, gwarantując postęp technologiczny i rozwój. Innowacyjność najczęściej traktowana jest jako zdolność do wprowadzania, tworzenia lub absorpcji nowości wraz z nieustanną chęcią czy też stałą motywacją do ciągłego poszukiwania i stosowania w praktyce nowych rozwiązań². Innowacyjność regionów jest węższym pojęciem i ma wymiar terytorialny. Jak zauważają P. Niedzielski i K. Łobacz, nazewnictwo związane z innowacyjnością wywodzi się z innowacji przemysłowych, a konsekwencją zmian systemu gospodarczego jest przeniesienie tej problematyki na inną działalność czy dziedzinę³.

KWANTYFIKACJA TEMATU BADAWCZEGO

Punktem wyjścia do wyspecyfikowania zmiennych, które w miarę kompleksowo opisywałyby innowacyjność w regionach polskich było poznanie tej tematyki poprzez studia licznych opracowań i raportów z badań. Kolejny etap podjętych działań stanowiła analiza kilkuset różnych wskaźników z ogólnodostępnych baz GUS (w tym przede wszystkim Bank Danych Lokalnych,

¹ Schumpeter (1960), s. 104.

² Janasz (2002), s. 54.

³ Niedzielski, Łobacz (2011), s. 40 i 41.

edycje *Rocznika Statystycznego Rzeczypospolitej Polskiej* i *Rocznika Statystycznego Województw* oraz system Strateg). Przy poszukiwaniu zmiennych diagnostycznych za nadrzędny uznano dobór merytoryczny w ścisłym tego słowa znaczeniu⁴.

Jako kompromis między przesłankami merytorycznymi a ograniczonymi możliwościami informacyjnymi wspomnianych baz danych zaproponowano zestaw wskaźników innowacyjności regionów w Polsce w latach 2005—2013, metodycznie zbieżny z wytycznymi unijnymi (*Regional...*, 2012; *Innovation...*, 2014). Wstępną listę cech poddano dodatkowo selekcji statystycznej w zakresie dyspersji (zastosowany klasyczny współczynnik zmienności każdorazowo przekraczał arbitralnie przyjętą wartość progową przyjmowaną najczęściej w tego typu badaniach na poziomie 10%) i korelacji (obliczone współczynniki korelacji Pearsona informowały o sile i kierunku zaobserwowanych związków korelacyjnych, które każdorazowo poddawano wnikliwej ocenie merytorycznej). Zestaw zmiennych diagnostycznych ostatecznie przyjętych na potrzeby prowadzonego badania przedstawiono w zestawieniu.

ZESTAWIENIE PRZYJĘTYCH DO BADANIA WSKAŹNIKÓW INNOWACYJNOŚCI REGIONÓW W POLSCE

Wskaźniki	Opis wskaźników
I_1	nakłady na działalność badania + rozwój (B+R) w relacji do PKB w %
I_2	odsetek osób w wieku 15—64 lata posiadających wyższe wykształcenie
I_3	nakłady sektora przedsiębiorstw na działalność B+R w relacji do PKB w %
I_4	udział nakładów ponoszonych przez podmioty gospodarcze w nakładach na działalność B+R ogółem w %
I_5	odsetek małych i średnich przedsiębiorstw przemysłowych współpracujących w inicjatywach klastrowych lub innych sformalizowanych formach współpracy
I_6	udział przedsiębiorstw innowacyjnych w ogóle przedsiębiorstw przemysłowych w %
I_7	udział przedsiębiorstw innowacyjnych w ogóle przedsiębiorstw z sektora usług w %
I_8	udział zatrudnionych w B+R w pracujących ogółem w %
I_9	udział przychodów netto ze sprzedaży produktów podmiotów zaliczanych do wysokiej i średniowysokiej techniki (przedsiębiorstwa o liczbie pracujących powyżej 9 osób) w %

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

W zamyśle autorów artykułu zakres czasowy badania miał obejmować wszystkie pełne lata po akcesji Polski do struktury unijnej, przy czym ograniczona do-

⁴ Zwolennikami przewagi doboru merytorycznego nad formalnym są też m.in.: Jajuga (1987), s. 44; Walesiak (1993a), s. 37; Aldenderfer, Blashfield (1984), s. 20.

steżność publikowanych obecnie⁵ danych statystycznych spowodowała, że jako ostatni przyjęto rok 2013⁶.

CHARAKTERYSTYKA ZASTOSOWANYCH METOD

W ramach metod statystycznej analizy wielowymiarowej (SAW), których zastosowanie jest niezwykle pomocne w badaniach regionalnych, stosuje się najczęściej dwa główne zadania badawcze:

- porządkowanie liniowe, czyli uszeregowanie analizowanych obiektów według przyjętego kryterium ogólnego, pozwalające ustalić kolejność;
- grupowanie, czyli podział rozpatrywanych obiektów pod względem kryterium ogólnego na podzbiory (klasy, skupienia, grupy), w których zachowano podobieństwo pod względem przyjętych do badania cech.

W naszym opracowaniu skupiono się na pierwszym z wymienionych zadań⁷. Celem podjętych badań było przeprowadzenie analizy innowacyjności regionów Polski przy użyciu metod porządkowania liniowego wraz z oceną podobieństwa wyników. Szczegółnej diagnozie poddano wartości cech syntetycznych z uwagi na przyjęte kryterium ogólne w kolejnych latach analizowanego przedziału badań, w tym podejściu bowiem taksonomiczny miernik rozwoju ustalono oddzielnie dla każdego roku w rozpatrywanym okresie 2005—2013. Na potrzeby hierarchizacji obiektów zastosowano natomiast odpowiednie miary agregatowe, tzw. *syntetyczne mierniki rozwoju (SMR)*. W badaniu przyjęto „względny współczynnik rozwoju”, wyrażony wzorem:

$$W_i = \frac{100}{k} \sum_{j=1}^k \alpha_j z_{ij} \quad (1)$$

gdzie:

W_i — względny współczynnik rozwoju,
 k — liczba zmiennych branych pod uwagę w badaniu,

⁵ Ostatnia aktualizacja danych nastąpiła 10.02.2015 r.

⁶ Dane empiryczne w wyjściowej macierzy dla lat 2005—2013 były kompletne w 82,18%, co i tak daje dużo wyższą średnią regionalną dostępność niż w *Regional...* (2012), s. 25. Brakujące dane ostatecznie oszacowano wykorzystując metody ekstrapolacji, ustalanie średnich dla brakujących danych, jak też za niedostępne dane z roku odniesienia przyjęto niekiedy wartości z najbliższego dostępnego roku, co wydaje się zbieżne z praktyką unijną.

⁷ W artykule R. Klóski (2014), s. 43—51, znaleźć można rezultaty grupowania województw w Polsce pod względem innowacyjności w latach 2005—2012 (w ujęciu tej samej listy zmiennych diagnostycznych, jak pokazano w zestawieniu). W ramach przeprowadzonej klasyfikacji dynamicznej wyodrębniono trzy grupy województw o podobnym poziomie innowacyjności pod względem przyjętych do badania cech, a analiza zmian w latach 2005—2012 pozwala wysoko ocenić stabilność wyróżnionych skupień.

α_j — waga j -tej zmiennej,

z_{ij} — znormalizowane metodą unitaryzacji zerowanej wartości x_{ij} cech statystycznych uwzględnionych w badaniu, przy czym algorytm dla stymulant jest następujący:

$$z_{ij} = \frac{x_{ij} - \min\{x_{ij}\}}{\max\{x_{ij}\} - \min\{x_{ij}\}} \quad (2)$$

a dla destymulant:

$$z_{ij} = \frac{\max\{x_{ij}\} - x_{ij}}{\max\{x_{ij}\} - \min\{x_{ij}\}} \quad (3)$$

Wyższa wartość formuły (1) przyjmującej wartości od 0 do 100 zapewnia wyższe miejsce w rankingu. Zmienne przyjęte do badań *SMR* są znane i często wykorzystywane w praktyce, wydają się też metodycznie zbieżne z *Summary Innovation Index (SII)*, powszechnie stosowanym w praktyce unijnej⁸. Identyfikując charakter każdej z uwzględnionych zmiennych diagnostycznych przyjęto, że wszystkie wskaźniki innowacyjności, czyli zmienne oznaczone symbolami $I_1, I_2, \dots, I_9$ to stymulanty, co jest zbieżne z międzynarodowymi standardami pomiaru innowacyjności⁹.

Wartości cech syntetycznych wyznaczone za pomocą wzoru (1) pozwoliły na ocenę podobieństwa zbioru obiektów (tu województw) w latach 2005—2013 pod względem innowacyjności regionów (opisanej przez zmienne $I_1, I_2, \dots, I_9$). Wykorzystano w tym celu miernik¹⁰ zaproponowany przez M. Walesiaka (metodycznie zbieżny z miernikiem rzędu dokładności prognoz typu *ex post* H. Theila¹¹). Miernik ten wymaga założenia, że wartości porównywanych cech syntetycznych M_r i M_s są wyrażone na skali ilorazowej lub przedziałowej i pozwala zmierzyć oddalenie międzyokresowych obiektów, przy czym:

$$P^2(M_r, M_s) = P_{rs}^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (p_{ir} - p_{is})^2 \quad (4)$$

Gdy nie będzie różnic w wartościach porównywanych cech syntetycznych, miernik (4) przyjmie wartość 0. Pierwiastek kwadratowy miernika (4) informuje,

⁸ Procedurę obliczania *SII* można znaleźć np. w *Innovation...* (2013), s. 65 i 66.

⁹ Ibidem.

¹⁰ Walesiak (1993b), s. 95—101.

¹¹ Opis i zastosowanie współczynnika H. Theila znaleźć można m.in. w Klóska (2007), s. 14—30.

jaki jest średni rząd odchyłeń wartości cech M_r i M_s z okresów r i s . Ponadto wyrażoną wzorem (4) wielkość można rozłożyć na sumę trzech składników, dzięki którym można ocenić, co było przyczyną zauważonych różnic w wartościach porównywanych cech syntetycznych, bowiem:

$$P_{rs}^2 = P_1^2 + P_2^2 + P_3^2 \quad (5)$$

gdzie:

$$P_1^2 = (\bar{p}_{.r} - \bar{p}_{.s})^2 \quad (6)$$

$$P_2^2 = (S_r - S_s)^2 \quad (7)$$

$$P_3^2 = 2S_r S_s (1 - \rho) \quad (8)$$

przy czym $\bar{p}_{.r}$, S_r , $\bar{p}_{.s}$, S_s) to, odpowiednio, średnia arytmetyczna i odchylenie standardowe wartości r -tej (s -tej) cechy syntetycznej, a ρ to współczynnik korelacji liniowej Pearsona między wektorami $\mathbf{p}_{.s} = (p_{1s}, p_{2s}, \dots, p_{ns})$ i $\mathbf{p}_{.r} = (p_{1r}, p_{2r}, \dots, p_{nr})$.

Mierniki cząstkowe wyrażone wzorami (6)–(8) informują o rzędzie odchyłeń porównywanych cech syntetycznych, będących wynikiem odpowiednio:

- 1) różnicy między średnimi wartościami cech M_r i M_s ,
- 2) różnicy w dyspersji wartości cech M_r i M_s ,
- 3) niezgodności kierunku zmian wartości cech M_r i M_s .

Na podstawie formuły wyrażonej wzorem (1) uszeregowano województwa ze względu na innowacyjność (w ujęciu uwzględnionych zmiennych $I_1, I_2, \dots, I_9$). Ze statystycznego punktu widzenia pozycje rankingowe są wartościami cechy ilościowej na skali porządkowej, a miarami wykorzystywanymi do badania współzależności takich zmiennych są m.in. współczynnik korelacji rang Spearmana oraz współczynnik tau-Kendalla. Do oceny podobieństw liniowych uporządkowań należy stosować ten drugi z wymienionych¹², ale w literaturze do podobnych porównań najczęściej jest stosowany współczynnik Spearmana, a tau-Kendalla rzadko¹³.

¹² Stanisław (2006), s. 337; Walesiak (2011), s. 80 i 81.

¹³ Kuszewski, Sielska (2010), s. 156.

WYNIKI BADAŃ EMPIRYCZNYCH

Względny współczynnik rozwoju, wyrażony wzorem (1), przyjęto jako formułę syntetyczną (*SMR*) pozwalającą uporządkować województwa dla każdego roku w okresie 2005—2013 pod względem innowacyjności w ujęciu wskaźników $I_1, I_2, \dots, I_9$ uwzględnionych w badaniu. Każdej cesze przyznano jednakowe znaczenie i zastosowano równe wagi, podobnie jak w praktyce czyni to większość badaczy¹⁴. Wartości pierwotne miernika (1) przedstawiono w tabl. 1.

TABL. 1. WARTOŚCI WSKAŹNIKA W_i INNOWACYJNOŚCI REGIONÓW

Województwa	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
Dolnośląskie	50,67	54,18	65,16	62,34	50,06	47,93	54,61	59,47	58,08
Kujawsko-pomorskie	31,82	29,99	28,45	29,23	29,94	24,05	31,86	31,92	25,23
Lubelskie	57,78	51,40	48,42	41,10	41,91	39,73	40,21	40,86	42,64
Lubuskie	20,26	16,31	18,45	21,55	18,56	25,79	20,36	25,09	24,38
Łódzkie	25,52	28,29	27,15	26,59	24,25	26,12	24,46	34,77	34,53
Małopolskie	51,01	54,78	55,27	58,27	60,16	45,08	55,29	60,10	59,34
Mazowieckie	56,91	72,54	77,43	82,81	72,15	67,63	65,05	72,61	68,50
Opolskie	32,45	37,26	32,23	29,90	44,40	28,58	41,98	37,41	33,33
Podkarpackie	52,38	55,57	55,04	53,17	52,53	70,50	65,55	60,71	67,61
Podlaskie	32,13	37,88	31,57	33,01	27,73	21,61	26,91	27,35	37,33
Pomorskie	44,78	52,86	55,05	50,56	45,28	43,47	50,38	41,62	38,99
Śląskie	44,48	50,58	50,91	47,65	61,33	45,97	45,26	49,00	44,60
Świętokrzyskie	33,26	34,69	36,77	27,62	23,89	26,48	24,76	30,22	26,39
Warmińsko-mazurskie	18,43	18,59	29,88	13,72	17,80	18,53	23,47	20,20	28,02
Wielkopolskie	30,54	37,56	43,22	40,43	40,31	40,85	44,21	33,32	29,35
Zachodniopomorskie	28,55	23,95	25,52	23,12	28,75	22,05	22,52	29,97	29,53

Źródło: opracowanie własne.

Oceniając podobieństwo zbioru obiektów na podstawie wartości cechy syntetycznej w dwóch sąsiadujących ze sobą latach badanego okresu wykorzystano wzory (4)—(8) (tabl. 2).

TABL. 2. WYNIKI OCENY PODOBIEŃSTWA WOJEWÓDZTW POD WZGLĘDEM INNOWACYJNOŚCI NA PODSTAWIE WARTOŚCI *SMR*

Porównywane lata	Wartości miernika P_{rs}^2 i mierników cząstkowych			
	P_{rs}^2	P_1^2	P_2^2	P_3^2
2005—2006	36,2198	8,0714	7,0584	21,0901
2006—2007	24,9180	2,2687	0,5326	22,1167
2007—2008	31,9104	6,0800	2,7835	23,0469
2008—2009	49,9635	0,0161	2,7333	47,2142
2009—2010	78,1164	7,7998	0,2642	70,0524

¹⁴ Sokołowski (1984), s. 48; Grabiński (1984), s. 13.

TABL. 2. WYNIKI OCENY PODOBIENSTWA WOJEWÓDZTW POD WZGLĘDEM INNOWACYJNOŚCI NA PODSTAWIE WARTOŚCI SMR (dok.)

Porównywane lata	Wartości miernika P_{rs}^2 i mierników cząstkowych			
	P_{rs}^2	P_1^2	P_2^2	P_3^2
2010—2011	35,5148	7,0613	0,2145	28,2390
2011—2012	36,4435	1,2298	0,0437	35,1701
2012—2013	21,8605	0,1798	0,0194	21,6612

Źródło: jak przy tabl. 1.

Przeciętny rząd odchyłeń wartości porównywanych cech syntetycznych z dwóch sąsiadujących ze sobą lat w badanym okresie wahał się w przybliżonych granicach od 4,68 p.proc. do 8,84 p.proc., przy czym najniższy obserwowano dla lat 2012 i 2013, a najwyższy dla lat 2009 i 2010. Główną przyczyną tych różnic była niezgodność kierunku zmian wartości cech syntetycznych.

Przedstawione w tabl. 2 wartości pierwotne *SMR* pozwoliły uporządkować województwa w Polsce ze względu na innowacyjność w latach 2005—2013, a otrzymane miejsca rankingowe (wartości porangowane) ujęto w tabl. 3.

TABL. 3. POZYCJE RANKINGOWE WEDŁUG INNOWACYJNOŚCI REGIONÓW

Województwa	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
Dolnośląskie	5	4	2	2	5	3	4	4	4
Kujawsko-pomorskie	11	12	13	11	10	13	10	11	15
Lubelskie	1	6	7	7	8	8	9	7	6
Lubuskie	15	16	16	15	15	12	16	15	16
Łódzkie	14	13	14	13	13	11	13	9	9
Małopolskie	4	3	3	3	3	5	3	3	3
Mazowieckie	2	1	1	1	1	2	2	1	1
Opolskie	9	10	10	10	7	9	8	8	10
Podkarpackie	3	2	5	4	4	1	1	2	2
Podlaskie	10	8	11	9	12	15	11	14	8
Pomorskie	6	5	4	5	6	6	5	6	7
Śląskie	7	7	6	6	2	4	6	5	5
Świętokrzyskie	8	11	9	12	14	10	12	12	14
Warmińsko-mazurskie	16	15	12	16	16	16	14	16	13
Wielkopolskie	12	9	8	8	9	7	7	10	12
Zachodniopomorskie	13	14	15	14	11	14	15	13	11

Źródło: jak przy tabl. 1.

Na podstawie informacji zawartych w tabl. 4 można sformułować następujące wnioski:

- w badanym okresie czołowe miejsca rankingowe najczęściej należą do tej samej grupy województw (pozycję lidera innowacyjności najczęściej zajmuje woj. mazowieckie, ale wysoko lokują się też województwa podkarpackie, dolnośląskie i małopolskie);

- najslabiej pod względem innowacyjności oceniano woj. warmińsko-mazurskie lub woj. lubuskie;
- największe zmiany pozycji rankingowej (rozstęp) osiągnęło woj. lubelskie (8 pozycja — tak było w 2011 r. w stosunku do roku 2005), a najmniejsze — woj. mazowieckie (1 pozycja), przy sumie wszystkich rozstępów wynoszącej 69.

Zgodność liniowych uporządkowań województw (tabl. 3) oceniono przy użyciu współczynnika korelacji rang Spearmana oraz współczynnika tau-Kendalla (tabl. 4).

TABL. 4. WSPÓLCZYNNIKI KORELACJI RANG W KLASYFIKACJI WOJEWÓDZTW ZE WZGLĘDU NA INNOWACYJNOŚĆ

Porównywane lata	tau-Kendalla	Spearmana
2005—2006	0,78	0,91
2006—2007	0,80	0,94
2007—2008	0,87	0,94
2008—2009	0,77	0,91
2009—2010	0,70	0,87
2010—2011	0,78	0,90
2011—2012	0,82	0,92
2012—2013	0,75	0,88
2005—2013	0,63	0,81

Źródło: jak przy tabl. 1.

Na podstawie informacji zawartych w tabl. 4 podobieństwo rankingów innowacyjności regionów w Polsce w latach 2005—2013 okazuje się być wysokie, przy czym na podstawie wartości współczynnika tau-Kendalla zgodność tych zestawień można ocenić bardziej krytycznie niż na podstawie wartości współczynnika korelacji rang Spearmana. Przywiązując większą wagę do pierwszego z nich i porównując ze sobą sąsiednie lata w badanym okresie największe różnice w uporządkowaniu województw wystąpiły w latach 2009 i 2010, a najmniejsze w latach 2007 i 2008.

Podsumowanie

Zaprezentowane rozważania oraz wyniki badań empirycznych pozwoliły zrealizować postawiony cel naszego opracowania. Podstawą kompleksowej analizy innowacyjności regionów jest kwantyfikacja tematu badawczego, a ta napotyka szereg problemów spowodowanych przede wszystkim brakiem lub ograniczoną dostępnością danych statystycznych. Należy zatem kontynuować prace nad opracowywaniem określonych wskaźników, które poprawią zestawy mierników wykorzystywanych do charakterystyki rozpatrywanej kategorii. Przy dostrzeganych dziś ograniczeniach pomiar jest możliwy, ale niejednoznaczny. Metody SAW można z powodzeniem wykorzystywać w badaniach innowacyjności regionów. Wartości przyjętego *SMR* wykazują niewielkie zmiany. Przeciętny rząd odchyień

wartości cech syntetycznych z dwóch sąsiadujących ze sobą lat w badanym okresie wynosił kilka p.proc., a główną przyczyną tych różnic była niezgodność kierunku zmian wartości cech syntetycznych. Rezultaty przeprowadzonego badania potwierdzają powszechnie panujący pogląd o nierównomiernej innowacyjności regionów w Polsce. W sporządzonych rankingach w badanym okresie widoczna jest wyraźna stabilizacja wysokich pozycji niektórych województw, przy równoczesnym powtarzaniu się innych regionów na końcowych miejscach. Ocena podobieństwa uporządkowań województw ze względu na innowacyjność okazuje się wysoka.

dr hab. Jan Purczyński — profesor *Uniwersytetu Szczecińskiego*

dr Rafał Klóska — *Uniwersytet Szczeciński*

LITERATURA

- Aldenderfer M. S., Blashfield R. K. (1984), *Cluster Analysis*, Sage, Beverly Hills
- Grabiński T. (1984), *Koncepcja badań efektywności procedur porządkowania liniowego*, [w:] „Zeszyty Naukowe Akademii Ekonomicznej w Krakowie”, nr 181, Prace z zakresu prognozowania, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Krakowie
- Innovation Union Scoreboard...* (2013, 2014), European Union, Belgium
- Jajuga K. (1987), *Statystyka ekonomicznych zjawisk złożonych — wykrywanie i analiza niejednorodnych rozkładów wielowymiarowych*, „Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej im. Oskara Langego we Wrocławiu”, nr 371, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu
- Janasz W. (2002), *Proces innowacji w modelu działalności przedsiębiorstw*, [w:] W. Janasz, K. Janasz, M. Prozorowicz, A. Śniadek, J. Wiśniewska (red.), *Determinanty innowacyjności przedsiębiorstw*, Wydawnictwo Uniwersytetu Szczecińskiego
- Klóska R. (red.) (2007), *Wybrane zagadnienia z prognozowania*, *Economicus*, Szczecin
- Klóska R. (2014), *Innowacyjność regionów jako czynnik pobudzający funkcjonowanie przedsiębiorstw w Polsce*, [w:] E. Kicka (red.), *Mechanizmy funkcjonowania przedsiębiorstw w Polsce w drugiej dekadzie XXI wieku. Aspekty makro-, mezo- i mikroekonomiczne*, „Zeszyt Naukowy Wyższej Szkoły Bankowej w Poznaniu: Studia Zarządzania i Finansów”, nr 6, Wydawnictwo Wyższej Szkoły Bankowej w Poznaniu
- Kuszewski T., Sielska A. (2010), *Użyteczna sztuka rankingów ekonomiczno-społecznych*, „Współczesna Ekonomia”, nr 1(13), Warszawa
- Niedzielski P., Łobacz K. (2011), *Istota współczesnych innowacji — specyfika, kierunki, trendy*, [w:] J. Perenc, J. Hołub-Iwan (red.), *Innowacje w rozwijaniu konkurencyjności firm*, Wydawnictwo C. H. Beck, Warszawa
- Regional Innovation Scoreboard 2012* (2012), European Union, Belgium
- Schumpeter J. (1960), *Teoria rozwoju gospodarczego*, PWN, Warszawa
- Sokołowski A. (1984), *Wybrane zagadnienia pomiaru i ważenia cech w taksonomii*, [w:] „Zeszyty Naukowe Akademii Ekonomicznej w Krakowie”, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Krakowie
- Stanisz A. (2006), *Przystępny kurs statystyki z wykorzystaniem programu STATISTICA. PL na przykładach z medycyny*, t. I, StatSoft, Kraków
- Walesiak M. (1993a), *Statystyczna analiza wielowymiarowa w badaniach marketingowych*, „Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej im. Oskara Langego we Wrocławiu”, nr 654, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu

- Walesiak M. (1993b), *Zagadnienie oceny podobieństwa zbioru obiektów w czasie w syntetycznych badaniach porównawczych*, „Przegląd Statystyczny”, zeszyt 1, Warszawa
- Walesiak M. (2011), *Uogólniona miara odległości GDM w statystycznej analizie wielowymiarowej z wykorzystaniem programu R*, Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu

SUMMARY

Regional innovation is a complex economic category and in the era of knowledge-based economy it determines regional development. The ambiguity of its measurement, which is the consequence of problems with the quantification of the test area as well as the difficulties arising from the lack or limited availability of certain empirical data, is a methodological challenge that makes scientific and public services of statistics play a huge role in the diagnosis of the problem. This issue has been developed and perfected for decades and recently research in this area has gained more importance. What proves to be extremely useful here are quantitative methods, in particular the methods of multivariate statistical analysis (SAW). In this article, by using the capabilities of public information databases of the CSO (GUS), a set of regional innovation indicators in Poland has been proposed — the set methodically convergent with EU guidelines. The region is associated with each of the sixteen existing voivodships. By using selected SAW methods changes in this area in recent years in Poland has been analyzed, including the assessment of the similarity of results over time.

РЕЗЮМЕ

Научно-исследовательское развитие в регионах является сложной экономической категорией, а в эпоху экономики основанной на знаниях детерминирует региональное развитие. Двусмысленность его измерения являющаяся последствием проблем квантификации этого исследовательского вопроса, а также трудности связанные с отсутствием или ограничением доступа к определенным эмпирическим данным, это вызов в области методологии. Это способствует ситуации, что научные круги и официальная статистика играют большую роль в изучении этого явления. Этот вопрос разрабатывается уже несколько десятилетий. В последнее время эти исследования приобретают все большее значение. Чрезвычайно полезными являются количественные методы, в частности методы статистического многомерного анализа (SAW). Используя информационные возможности общедоступных баз данных ЦСУ, было предложено — с методической точки зрения сходный с союзными рекомендациями — набор показателей в области научно-исследовательского развития регионов в Польше, где регион совпадает с каждым воеводством. При использовании избранных методов SAW в последние годы были оценены изменения в области научно-исследовательского развития вместе с оценкой аналогичности результатов.

Efektywność lokaty strukturyzowanej na polskim rynku kapitałowym

Produkty strukturyzowane (ETP — *Exchange Traded Products*) są instrumentami finansowymi, których cena jest uzależniona od wartości określonego wskaźnika rynkowego (tzw. instrumentu bazowego)¹:

- indeksów giełdowych,
- kursów akcji,
- surowców (ropa naftowa, złoto, srebro, gaz ziemny itp.),
- produktów rolnych (pszenica, kukurydza, kakao, kawa itp.),
- koszyków akcji, surowców, indeksów giełdowych,
- kursów walut, stóp procentowych itp.

Produkty strukturyzowane emitowane są przez instytucje finansowe (np. banki lub domy maklerskie). Każdy produkt strukturyzowany notowany na giełdzie ma prospekt emisyjny oraz tzw. „warunki końcowe emisji” (*Final Terms*), w których zawarte są wszystkie istotne informacje na temat emitenta i instrumentu. Oprócz czynników ryzyka „warunki końcowe emisji” zawierają też inne kluczowe dla inwestora informacje, jak zasady wypłaty, dzięki którym można śledzić bieżącą wartość posiadanego instrumentu².

Większość polskich produktów strukturyzowanych ma jedną z następujących form: obligacji, lokaty, polisy, certyfikatu, funduszu czy certyfikatu inwestycyjnego (Dyduch, 2011; Hadaś-Dyduch, 2013b, 2013c, 2013d).

Badanie oparto na lokatach strukturyzowanych w okresie 1.01.2000 r. — 31.12.2013 r. w Polsce. W analizie wykorzystano dane zawarte w bazach instytucji finansowych emitujących produkty strukturyzowane oraz z bazy na portalu structus.pl.

Celem opracowania jest przedstawienie efektywności lokaty strukturyzowanej przez pryzmat osiągniętej stopy zwrotu oraz próba odpowiedzi na pytania, czy lokaty strukturyzowane zapewniają inwestorom satysfakcjonujący zysk oraz czy inwestycja w produkt strukturyzowany jest rzeczywiście związana z zyskiem przewyższającym tradycyjne formy pomnażania kapitału?

LOKATA STRUKTURYZOWANA

Lokaty strukturyzowane (często nazywane lokatami inwestycyjnymi bądź lokatami indeksowymi) funkcjonują na podstawie ustawy Prawo bankowe. Lokata strukturyzowana, stanowi depozyt bankowy z wbudowanym instrumentem

¹ GPW w Warszawie, http://www.gpw.pl/produkty_strukturyzowane_instrumenty (dostęp z 11.08.2014 r.).

² Ibidem.

pochodnym. Jej konstrukcja oparta jest na lokacie terminowej, w której wartość wypłacanych odsetek uzależniona jest od zdarzeń na rynku kapitałowym (Dyduch, 2013; Hadaś-Dyduch, 2013a). Połączenie dwóch instrumentów finansowych (lokata+udział w zmianach na rynku kapitałowym) ma na celu zwiększenie opłacalności inwestowania wraz z minimalizowaniem ryzyka wynikającego z inwestycji na rynkach kapitałowych.

W latach 2000—2013 zakończyło się 690 lokat strukturyzowanych, czyli o 45 mniej niż polis inwestycyjnych, formy prawnej najczęściej wybieranej przez inwestorów (tabl. 1).

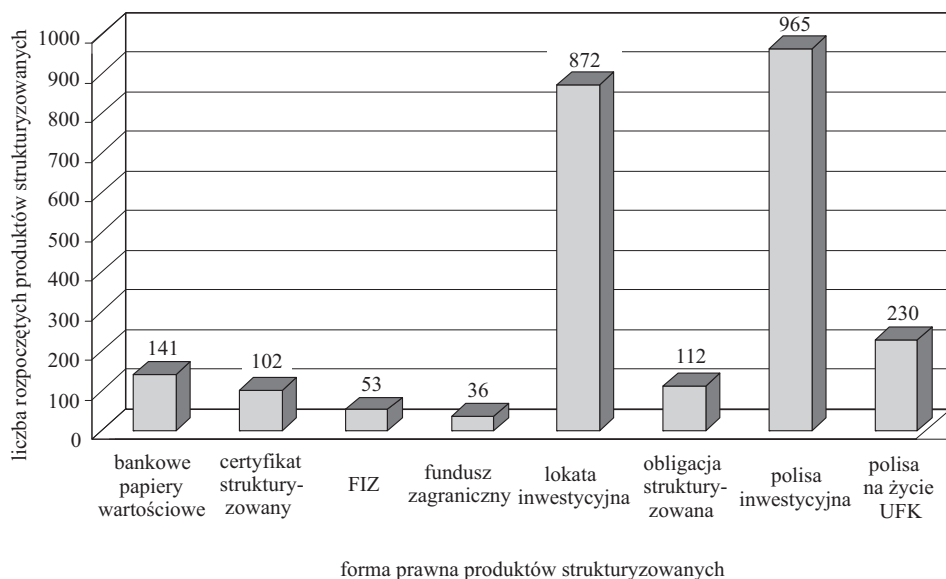
TABL. 1. LICZBA ZAKOŃCZONYCH PRODUKTÓW STRUKTURYZOWANYCH WEDŁUG FORMY PRAWNEJ

L a t a	Bankowe papiery wartoś- ciowe	Certy- fikaty struktury- zowane	Fundusz Inwesty- cyjny Zamknięty (FIZ)	Fundusz zagra- niczny	Lokaty inwesty- cyjne	Obligacje struktury- zowane	Polisy inwesty- cyjne	Polisy na życie z Ubez- piecze- niowym Fundu- szem Kapita- łowym
2000	—	—	—	—	2	—	—	—
2001	—	—	—	—	9	—	—	—
2002	—	—	—	—	7	—	—	—
2003	1	—	1	—	3	—	—	—
2004	—	—	4	—	5	—	—	—
2005	3	—	4	1	10	—	2	—
2006	15	—	5	2	24	8	5	3
2007	19	—	10	1	29	7	47	6
2008	6	12	7	5	23	21	204	5
2009	27	12	3	3	136	27	228	5
2010	20	14	7	5	144	22	184	16
2011	22	5	—	2	127	11	58	25
2012	9	5	—	3	132	2	7	2
2013	—	—	—	—	39	2	—	—
Suma	122	48	41	22	690	100	735	62

Ź r ó d ł o: obliczenia własne na podstawie danych z <http://www.structus.pl> oraz materiałów wewnętrznych instytucji finansowych.

W badanym okresie liczba zakończonych lokat strukturyzowanych stanowiła 37,9% ogółu zakończonych produktów strukturyzowanych, natomiast liczba rozpoczętych lokat strukturyzowanych to 34,7% ogółu rozpoczętych produktów strukturyzowanych (wykr. 1).

**Wykr. 1. LICZBA ROZPOCZĘTYCH LOKAT STRUKTURYZOWANYCH
W LATACH 2000—2013**



Źródło: obliczenia własne na podstawie danych <http://www.structus.pl> oraz materiałów wewnętrznych instytucji finansowych.

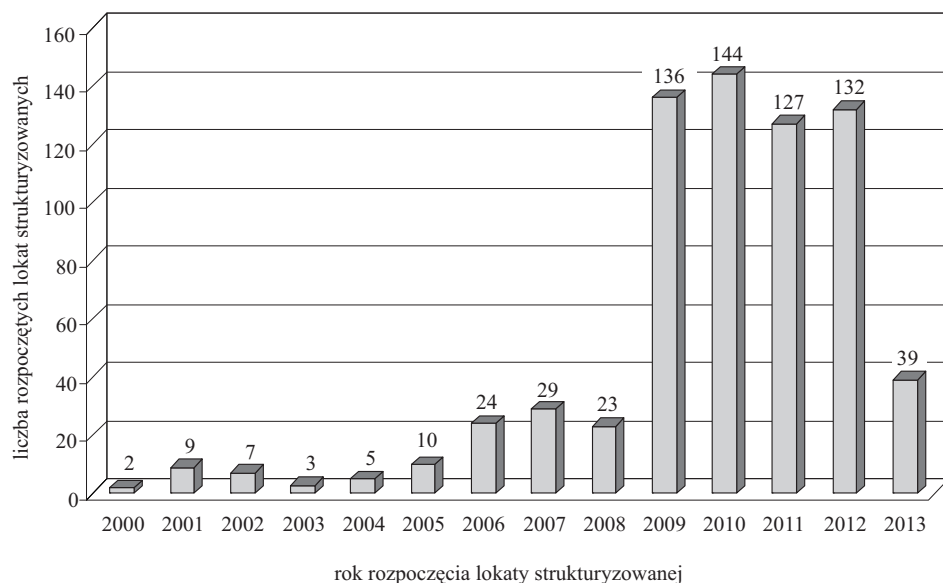
Pierwszą lokatę strukturyzowaną rozpoczęto w 2000 r. Był to produkt o nazwie „Euro Index — październik 03” wyemitowany przez Bank Zachodni WBK. Inwestycja była oparta na indeksie *DJ EuroStoxx 50*. Na zakończenie okresu inwestycji produkt wypłacał wartość wyższą ze 100% wyniku indeksu lub gwarantowaną stopę zwrotu. Inwestycja była objęta ochroną kapitału na poziomie zależnym od momentu nabycia: 128%, 129% i 130%. Partycypacja wynosiła 100%. Inwestycja nie była objęta podatkiem³.

Najwięcej lokat strukturyzowanych rozpoczęło się w 2010 r. (zakończonych do końca 2013 r.) — 144 produkty, czyli 20,9% ogółu zakończonych takich lokat w latach 2000—2013. Znaczna część lokat strukturyzowanych rozpoczęła się również w latach 2009, 2011 i 2012, odpowiednio: 19,7%, 18,4%

³ Subskrypcja 15—30.09.2000 r. Okres trwania inwestycji 4.10.2000 r.—4.10.2003 r.

i 19,1% ogółu lokat strukturyzowanych zakończonych do 31.12.2013 r. (wykr. 2).

**Wykr. 2. LICZBA ROZPOCZĘTYCH LOKAT STRUKTURYZOWANYCH
W LATACH 2000—2013 TRWAJĄCYCH DO KOŃCA 2013 R.**



Źródło: jak przy wykr. 1.

Najmniej z zakończonych do 31.12.2013 r. lokat strukturyzowanych rozpoczęło się w 2000 r. Były one oparte na indeksie *DJ EuroStoxx 50* (zestawienie 1). W prospekcie emisyjnym dla obu produktów napisano: *Na zakończenie okresu inwestycji produkt wypłaci wartość wyższą ze 100% wyniku indeksu lub gwarantowaną stopę zwrotu.*

**ZESTAWIENIE (1) LOKAT STRUKTURYZOWANYCH ROZPOCZĘTYCH PRZEZ BZ WBK^a
W 2000 R. (według wskaźnika *DJ EuroStoxx 50*)**

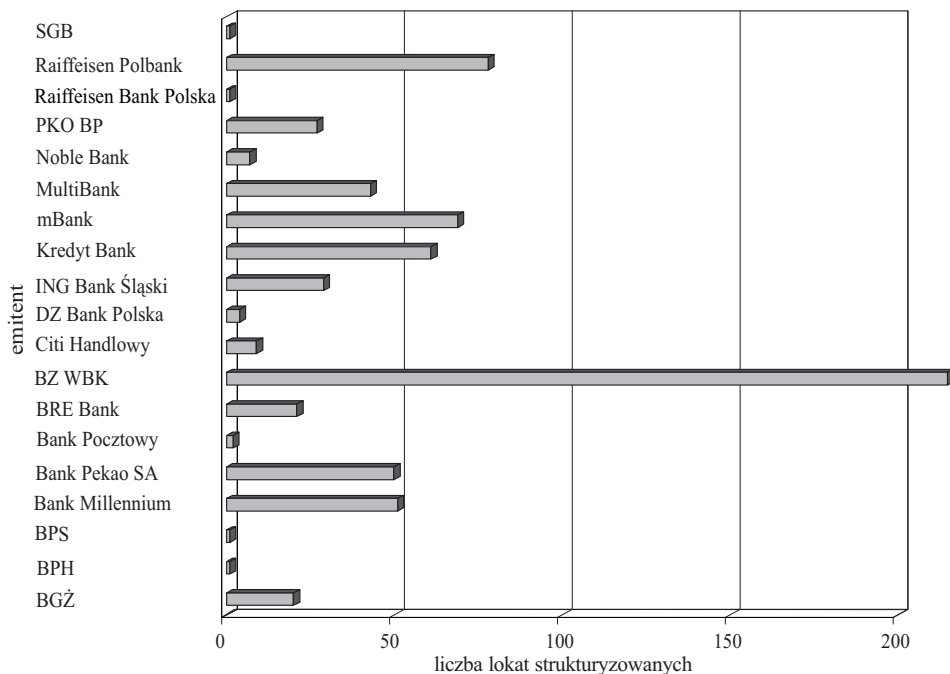
Produkty strukturyzowane	Zakończenie inwestycji	Początek inwestycji	Zysk brutto z całego okresu inwestycji	Roczny zysk netto
Euro Index: październik 03 ^b	1.10.2003	4.10.2000	0,30	0,1
grudzień 03 ^c	4.12.2003	4.12.2000	0,25	0,1

^a Był to jedyny emitent. ^b, ^c Wskaźnik partycypacji 100%. Poziom ochrony kapitału wynosił: ^b — 128—130%, ^c — 124—125%.

Źródło: obliczenia własne.

Rynek zakończonych lokat strukturyzowanych był zdominowany przez BZ WBK, który wyemitował 31,0% lokat strukturyzowanych (215 produktów), w dalszej kolejności 11,3% przez Raiffeisen Polbank i 10,0% przez mBank (wykr. 3). Bank BPH, Bank BPS, Raiffeisen Bank Polska i SGB przeprowadziły tylko jedną lokatę strukturyzowaną (Dyduch, 2011; Hadaś-Dyduch, 2013b).

Wykr. 3. LICZBA ROZPOCZĘTYCH I ZAKOŃCZONYCH LOKAT STRUKTURYZOWANYCH DO KOŃCA 2013 R.



Źródło: jak przy wykr. 1.

Należy nadmienić, że do 2004 r. emitentami lokat strukturyzowanych były tylko Bank Pekao SA oraz BZ WBK. Dopiero w 2005 r. dołączyły do emitentów kolejne dwie instytucje (tabl. 2).

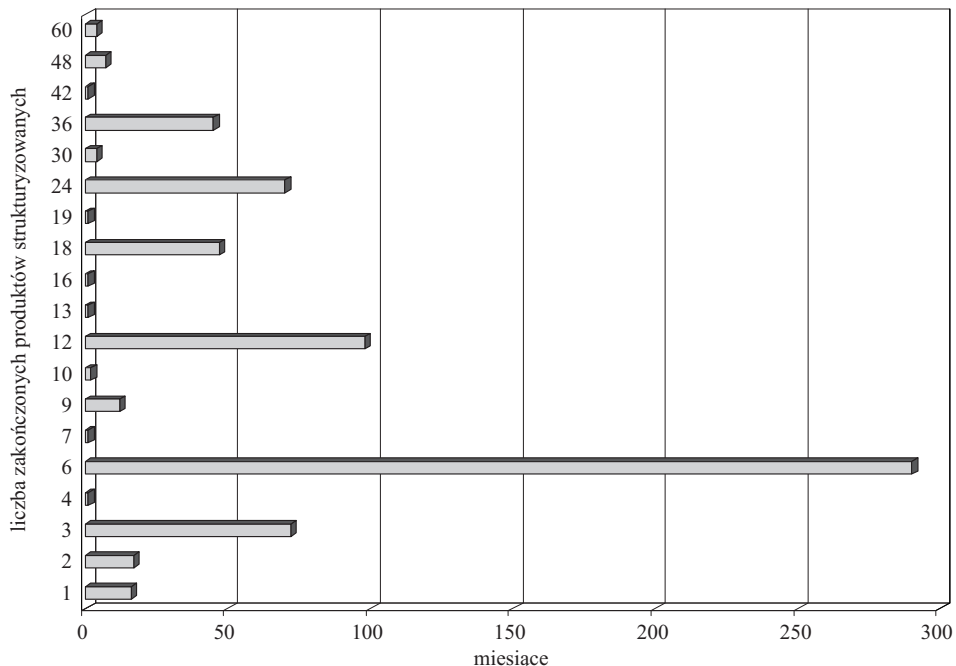
Zakończone w latach 2000—2013 lokaty strukturyzowane charakteryzowały się bardzo dużą zmiennością. Przeciętny okres inwestycji w lokatę strukturyzowaną wynosił 12 miesięcy. Najwięcej zamkniętych lokat strukturyzowanych było na 6 miesięcy (290 produktów) — 42% ogółu zakończonych lokat strukturyzowanych. Znaczna część tych lokat dotyczyła też 12 miesięcy — 14,2% (98 produktów) i 24 miesięcy — 10,1% (70 produktów) ogółu zakończonych lokat strukturyzowanych (wykr. 4).

TABL. 2. LATA ROZPOCZĘCIA LOKAT STRUKTURYZOWANYCH TRWAJĄCYCH DO KOŃCA 2013 R.

Instytucje	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
BGŻ	—	—	—	—	—	1	1	3	4	3	2	2	4	—
BPH	—	—	—	—	—	1	—	—	—	—	—	—	—	—
BPS	—	—	—	—	—	—	—	—	1	—	—	—	—	—
Bank Millennium	—	—	—	—	—	—	—	—	—	3	15	21	12	—
Bank Pekao SA	—	3	1	—	1	6	14	9	4	9	1	—	2	—
Bank Pocztowy	—	—	—	—	—	—	—	—	2	—	—	—	—	—
BRE Bank	—	—	—	—	—	—	—	10	—	9	2	—	—	—
BZ WBK	2	6	6	3	4	2	—	—	—	10	38	51	60	33
Citi Handlowy	—	—	—	—	—	—	—	—	—	9	—	—	—	—
DZ Bank Polska	—	—	—	—	—	—	—	—	2	1	1	—	—	—
ING Bank Śląski	—	—	—	—	—	—	7	4	4	10	—	—	4	—
Kredyt Bank	—	—	—	—	—	—	—	—	—	2	11	24	23	1
mBank	—	—	—	—	—	—	—	—	—	39	14	10	6	—
MultiBank	—	—	—	—	—	—	2	3	5	25	5	1	2	—
Noble Bank	—	—	—	—	—	—	—	—	—	1	6	—	—	—
PKO BP	—	—	—	—	—	—	—	—	1	—	4	6	11	5
Raiffeisen Bank Polska	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	1	—	—	—
Raiffeisen Polbank	—	—	—	—	—	—	—	—	—	14	44	12	8	—
SGB	—	—	—	—	—	—	—	—	—	1	—	—	—	—

Źródło: jak przy zestawieniu 1.

Wykr. 4. CZAS TRWANIA LOKAT STRUKTURYZOWANYCH ROZPOCZĘTYCH I ZAKOŃCZONYCH DO KOŃCA 2013 R.



Źródło: jak przy wykr. 1.

ROCZNY ZYSK NETTO⁴

Średnioroczny zysk netto lokat inwestycyjnych zakończonych w latach 2000—2013 kształtował się od 0 do 15,1% (wykr. 5). Jak wskazują te dane, ok. 300 lokat miało średnioroczny zysk netto różny od zera, natomiast dla ponad 300 wynosił on zero (czarna linia na osi x^5).

Lokaty strukturyzowane zakończone w latach 2000—2013 najczęściej miały roczny zysk netto na poziomie 0%. W przypadku 53,2% zakończonych lokat strukturyzowanych był to zysk zerowy⁶, natomiast żadna z nich nie zakończyła się na minusie (wykr. 5 i tabl. 4).

Celem lepszego zobrazowania skali średniorocznego zysku osiągniętego przez zakończone w okresie 1.01.2000 r.—31.12.2013 r. lokaty strukturyzowa-

⁴ Zysk roczny jest to zysk średnioroczny z okresu od rozpoczęcia do zakończenia lokaty strukturyzowanej.

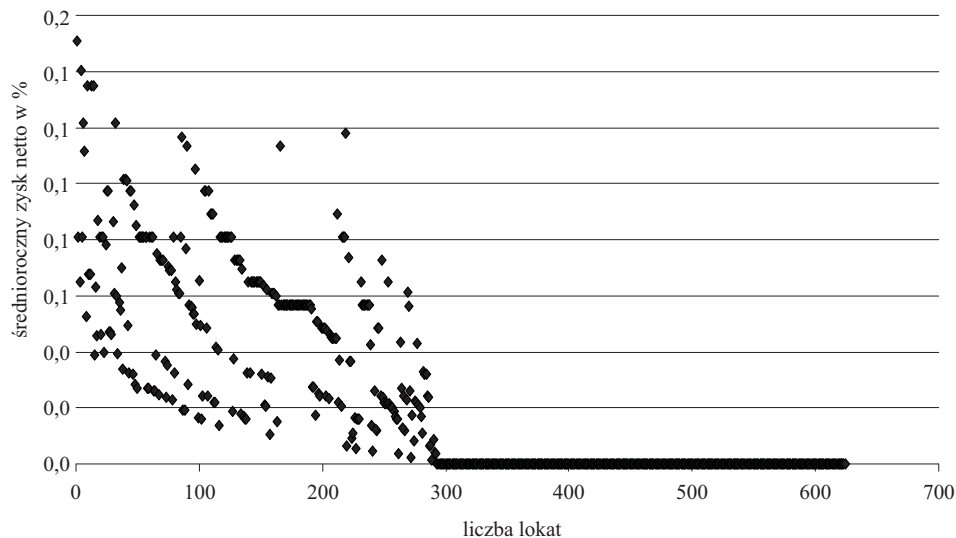
⁵ Na osi x liczby oznaczają numer kolejnej lokaty strukturyzowanej, zatem lokata numer 500 osiągnęła średnioroczny zysk netto równy zero.

⁶ Zysk brutto zakończonych w okresie 1.01.2000 r.—31.12.2013 r. lokat indeksowych kształtował się od 0% do 55,87%.

ne, przedstawiono średnioroczny zysk netto w przedziałach o różnej długości⁷ oraz odpowiadający im odsetek lokat zakończonych:

- (0%, 1%] dla 2,1% lokat,
- (1%, 2%] — 5%,
- (2%, 3%] — 6,9%,
- (3%, 4%] — 3,5%,
- (4%, 5%] — 4,3%,
- (5%, 6%] — 7,4%,
- (6%, 7%] — 5,3%,
- (7%, 8%] — 2,6%,
- (8%, 9%] — 5,9%,
- (9%, 10%] — 1,3%,
- (10%, 11%] — 0,6%,
- (11%, 12%] — 0,8%,
- (12%, 14%] — 0,8%,
- (14%, 16%] dla 0,3% lokat.

Wykr. 5. ŚREDNIOROCZNY ZYSK NETTO OSIĄGNIĘTY PRZEZ LOKATY STRUKTURYZOWANE ZAKOŃCZONE W LATACH 2000—2013



Źródło: opracowanie własne.

⁷ Długość przedziałów jest subiektywna, podyktowana ważnością osiągniętego średniorocznego zysku z lokat strukturyzowanych.

75% zakończonych lokat strukturyzowanych osiągnęło zatem średnioroczny zysk netto w wysokości co najwyżej 5,1% (zestawienie 2).

ZESTAWIENIE (2) PERCENTYLI SZEREGU PRZEDSTAWIAJĄCEGO ROCZNY ZYSK NETTO ZAKOŃCZONYCH LOKAT STRUKTURYZOWANYCH W LATACH 2000—2013

Percentyle	10	20	25	30	40	50	60	70	75	80	90
Wyszczególnienie											
Wartość w %	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	1,9	3,8	5,1	5,7	7,7

Ź r ó d ł o: jak przy zestawieniu 1.

Średni zysk netto osiągnięty za cały okres zakończonych lokat indeksowych wynosił 2,5%⁸ (tabl. 3), podczas gdy średnie oprocentowanie lokat za okres 12 miesięcy w latach 2000—2013 wynosiło 5,9%, a średnia roczna stopa inflacji — 3,3%.

TABL. 3. PODSTAWOWE MIERNIKI STATYSTYCZNE SZEREGU PRZEDSTAWIAJĄCEGO ROCZNY ZYSK NETTO LOKAT STRUKTURYZOWANYCH ZAKOŃCZONYCH W LATACH 2000—2013

Mienniki statystyczne	Wartość mienników
Średnia	2,5
Błąd standardowy średniej	0,1
Mediana	0,0
Dominanta	0,0
Odchylenie standardowe	3,3
Wariancja	10,8
Skośność	1,2
Błąd standardowy skośności	0,1
Kurioza	0,5
Błąd standardowy kuriozy	0,2
Rozstęp	15,1
Minimum	0,0
Maksimum	15,1

Ź r ó d ł o: jak przy zestawieniu 1.

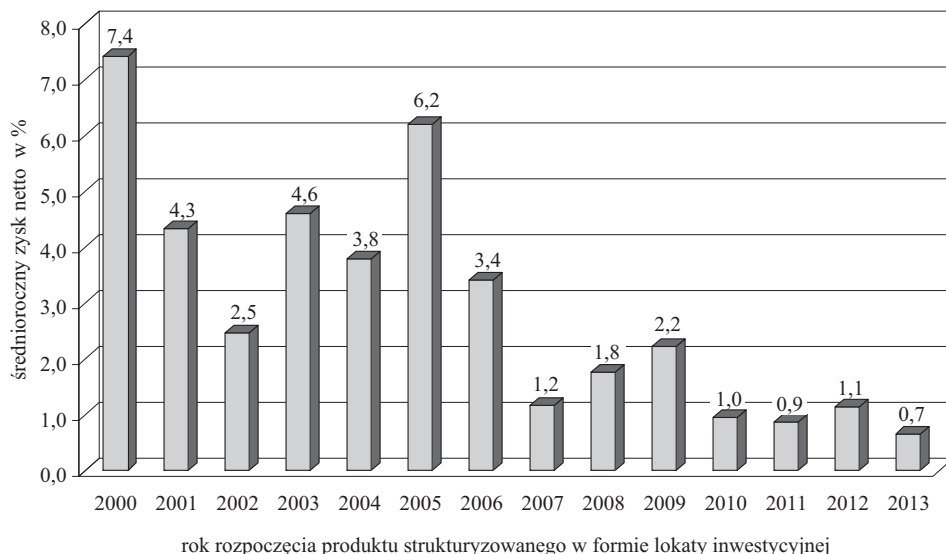
Największy roczny zysk netto (15,1%, zysk brutto — 55,9%) osiągnęła lokata strukturyzowana o nazwie „Indeks na Zysk nr ILD01 — Hang Seng Indeks” Banku Pekao SA. Inwestycja oparta była na indeksie *Hang Seng Index* ze 100% poziomem ochrony kapitału (subskrypcja 24—30.06.2005 r.; czas trwania inwestycji 30.06.2005 r.—30.06.2008 r.).

ZYSK NETTO W POSZCZEGÓLNYCH LATACH

Średni zysk netto lokat strukturyzowanych rozpoczętych w danym roku i zakończonych do końca 2013 r. kształtował się w przedziale 0,7—7,4%. Największy zysk osiągnęły lokaty strukturyzowane rozpoczęte w 2000 r., a najniższy w 2013 r. (wykr. 6).

⁸ Średni zysk brutto z zakończonych w okresie 1.01.2000 r.—31.12.2013 r. lokat indeksowych wynosił 3,2.

**Wykr. 6. ŚREDNIOROCZNY ZYSK NETTO OSIĄGNIĘTY PRZEZ LOKATY
STRUKTURYZOWANE ROZPOCZĘTE I ZAKOŃCZONE
W POSZCZEGÓLNYCH LATACH OKRESU 2000—2013**



Źródło: jak przy wykr. 5.

Wśród rozpoczętych w 2001 r. lokat inwestycyjnych największy zysk osiągnęły lokaty o nazwie „Euro Index” (6,8% w skali roku), oparte na indeksie *DJ EuroStoxx 50*.

W 2002 r. rozpoczęło się 7 lokat strukturyzowanych zakończonych do końca 2013 r. Największy zysk osiągnęła lokata o nazwie „Amer Index — lipiec 05” (średnioroczny zysk netto — 3,9% w skali roku, zysk brutto z całej inwestycji — 14,6%) w dystrybucji BZ WBK. Była to lokata oparta na indeksie giełdowym *S&P 500*⁹. Na zakończenie okresu inwestycji produkt wypłacał wartość wyższą ze 100% wyniku indeksu lub gwarantowaną stopę zwrotu. Najniższy zysk osiągnęła natomiast lokata o nazwie „Euro Index — lipiec 05 — 100%”¹⁰ (w skali roku zysk netto — 1%, brutto — 3,8%).

⁹ Na zakończenie okresu inwestycji emitent produktu wypłacał inwestorowi wartość wyższą ze 100% wyniku indeksu lub gwarantowaną stopę zwrotu. Wskaźnik partycypacji — 60%. Poziom ochrony kapitału — 112%.

¹⁰ Inwestycja oparta na indeksie *DJ EuroStoxx 50*. Na zakończenie okresu inwestycji produkt wypłacał 100% dodatniego wyniku indeksu, w przypadku niepowodzenia strategii produkt gwarantował zwrot kapitału w terminie zakończenia okresu inwestycji. Wskaźnik partycypacji oraz poziom ochrony kapitału — 100%.

W 2003 r. rozpoczęły się trzy lokaty, których emitentem był BZ WBK (tabl. 4).

**TABL. 4. LOKATY STRUKTURYZOWANE ROZPOCZĘTE W 2003 R.
I ZAKOŃCZONE DO 31.12.2013 R.**

Nazwa produktu	Wskaźniki	Czas trwania w miesiącach	Początek inwestycji	Roczny zysk netto w %
Amer Index — czerwiec 07	<i>S&P 500</i>	48	6.06.2003	5,3
Euro Index — październik 07	<i>DJ EuroStoxx 50</i>	48	17.10.2003	4,6
Amer Index — październik 07	<i>S&P 500</i>	48	17.10.2003	4,0

Źródło: jak przy zestawieniu 1.

Analogicznie do wcześniejszych lat w 2004 r. dominowały inwestycje BZ WBK. Z pięciu rozpoczętych lokat strukturyzowanych cztery były emitowane przez BZ WBK, a tylko jedna przez Bank Pekao SA. Największy zysk osiągnął produkt o nazwie „Euro Kurs — kwiecień 06”¹¹ w emisji BZ WBK (w skali roku zysk netto — 6%, brutto — 14,8%). Inwestycja była oparta na kursie euro/PLN. Na zakończenie okresu inwestycji produkt wypłacał sumę gwarantowanego kuponu — 4% oraz iloczyn — 12% wyrażonego w PLN umocnienia się PLN względem euro.

Z rozpoczętych w 2005 r. lokat strukturyzowanych największym zyskiem zakończyła się lokata o nazwie „Indeks na Zysk nr ILD01 — Hang Seng Indeks” w emisji Banku Pekao SA¹² (tabl. 5).

TABL. 5. WYBRANE LOKATY STRUKTURYZOWANE ROZPOCZĘTE W 2005 R.

Instytucje	Lokaty	Wskaźniki	Czas trwania w miesiącach	Początek inwestycji	Średnioroczny zysk netto w %
Bank Pekao SA ...	Indeks na Zysk nr ILD01 — Hang Seng Indeks	<i>Hang Seng Index</i>	36	1.07.2005	15,1
BZ WBK	Euro Kurs — styczeń 07	<i>euro/PLN</i>	24	26.01.2005	5,8
BGŻ	Lokata Inwestycyjna BGŻ (1)	<i>S&P 500, DJ Euro Stoxx 50, Nikkei 225</i>	24	24.10.2005	4,9
BZ WBK	Amer Index — kwiecień 08	<i>S&P 500</i>	36	9.04.2005	2,9
BPH	Lokata Europrofit 2	<i>DJ Euro Stoxx 50</i>	36	16.12.2005	2,5

Źródło: jak przy zestawieniu 1.

W 2013 r. 67,7% rozpoczętych lokat strukturyzowanych¹³ zakończyło się z zyskiem netto na poziomie 0%. Wynik pozostałych był na plusie (wykr. 7).

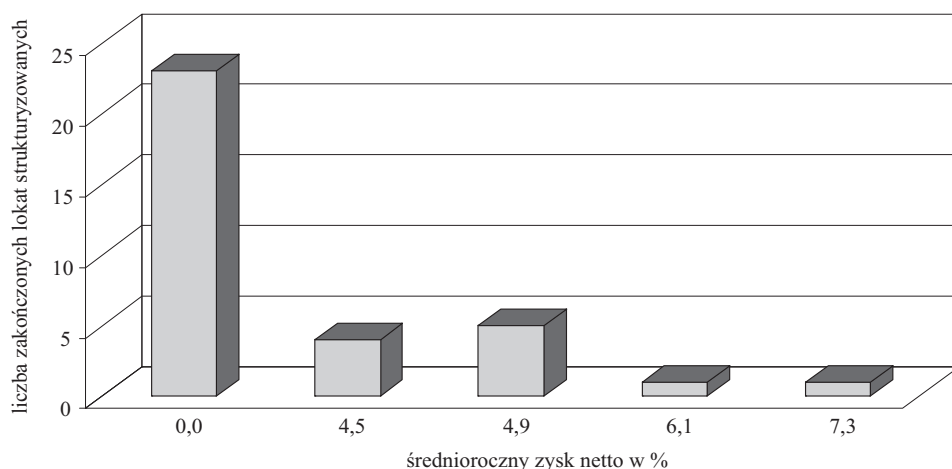
¹¹ Subskrypcja 5—22.04.2004 r. Trwanie inwestycji 28.04.2004 r.—28.04.2006 r.

¹² Wskaźnik partycypacji wynosił 100—130%. Poziom ochrony kapitału — 100%.

¹³ Dotyczy produktów strukturyzowanych w formie lokaty, które zakończyły się do 31.12.2013 r.

Największym zyskiem zakończyła się „Lokata strukturyzowana (LXII)” w dystrybucji Kredyt Banku. Była to lokata inwestycyjna oparta na kursie USD/PLN według NBP. Konstrukcja lokaty wykorzystywała opcję „Euro Digital Range”. Obserwacja kursu dokonywana była na koniec okresu inwestycji, czyli w dniu zapadalności produktu. Premia w wysokości 9,0% w stosunku rocznym była naliczana w dniu rozliczenia inwestycji, pod warunkiem że kurs USD/PLN według NBP na 18.07.2013 r. wzrósł w stosunku do wartości początkowej z 18.01.2013 r. nie mniej niż 10 groszy i nie więcej niż 30 groszy. W przeciwnym wypadku klienci otrzymywali tylko 100% gwarancji ochrony kapitału na zakończenie okresu inwestycji.

Wykr. 7. ŚREDNIOROCZNY ZYSK NETTO OSIĄGNIĘTY PRZEZ LOKATY STRUKTURYZOWANE ROZPOCZĘTE W 2013 R. I ZAKOŃCZONE DO KOŃCA 2013 R.

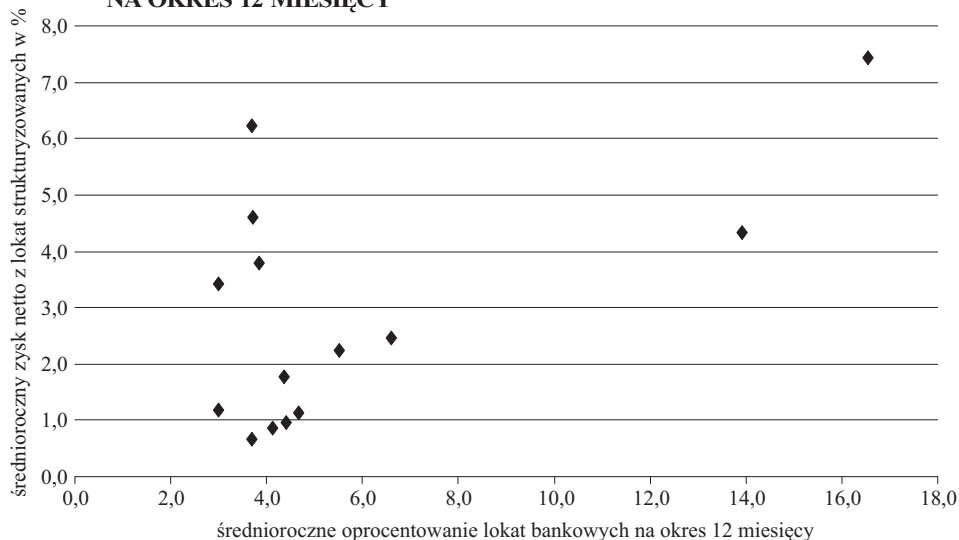


Źródło: jak przy wykr. 5.

PORÓWNANIE ZYSKU OSIĄGNIĘTEGO Z LOKAT STRUKTURYZOWANYCH Z OPROCENTOWANIEM LOKAT NA OKRES 12 MIESIĘCY W BANKACH KOMERCYJNYCH

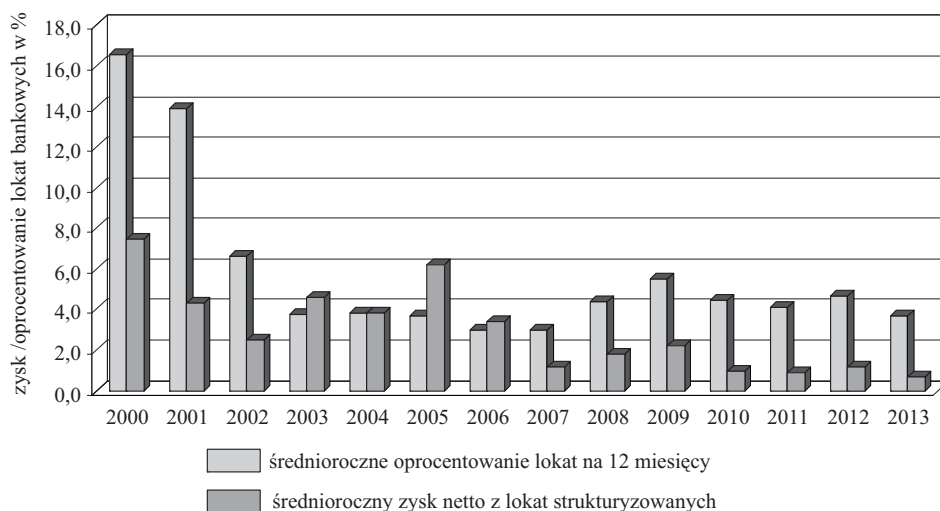
Pomiędzy średnim rocznym zyskiem netto osiągniętym przez rozpoczęte lokaty strukturyzowane (i zakończone do 31.12.2013 r.) a średnim rocznym oprocentowaniem lokat na okres 12 miesięcy istnieje średnia liniowa zależność korelacyjna w kierunku dodatnim na poziomie 0,57 (wykr. 8), natomiast pomiędzy średnią roczną stopą inflacji i średnim rocznym zyskiem netto osiągniętym przez rozpoczęte lokaty strukturyzowane liniowa zależność korelacyjna była na poziomie 0,45 (wykresy 9 i 10).

Wykr. 8. ROZRZUT KORELACYJNY POMIĘDZY ŚREDNIOROCZNYM ZYSKIEM NETTO OSIĄGNIĘTYM PRZEZ LOKATY STRUKTURYZOWANE ROZPOCZĘTE I ZAKOŃCZONE W OKRESIE 01.01.2000 R.—31.12.2013 R. I ŚREDNIEM ROCZNYM OPROCENTOWANIEM LOKAT NA OKRES 12 MIESIĘCY



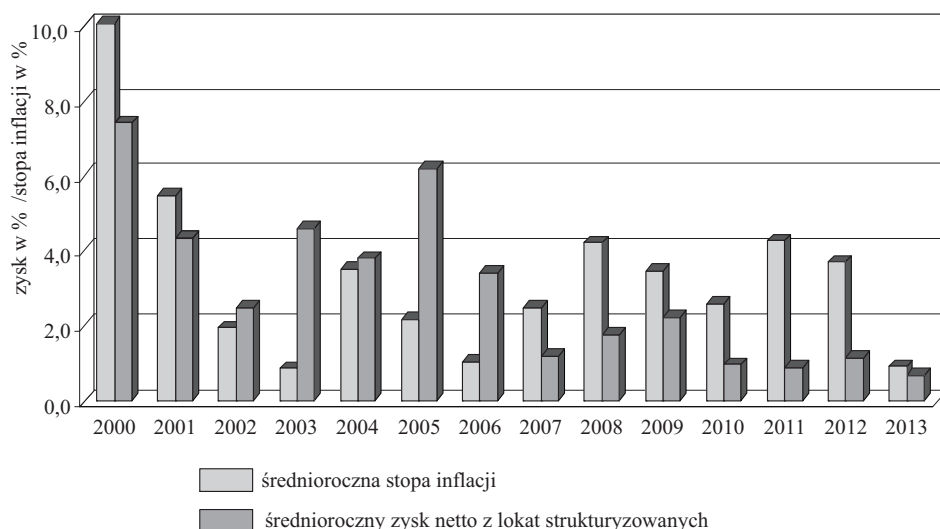
Źródło: jak przy wykr. 5.

Wykr. 9. ŚREDNIOROCZNY ZYSK NETTO LOKAT STRUKTURYZOWANYCH ZAKOŃCZONYCH W POSZCZEGÓLNYCH LATACH ZE WZGLĘDU NA ROK ROZPOCZĘCIA LOKATY STRUKTURYZOWANEJ W ZESTAWIENIU ZE ŚREDNIEM ROCZNYM OPROCENTOWANIEM LOKAT NA OKRES 12 MIESIĘCY



Źródło: jak przy wykr. 5.

Wykr. 10. ŚREDNIOROCZNY ZYSK NETTO LOKAT STRUKTURYZOWANYCH ZAKOŃCZONYCH W POSZCZEGÓLNYCH LATACH ZE WZGLĘDU NA ROK ROZPOCZĘCIA LOKATY STRUKTURYZOWANEJ W ZESTAWIENIU ZE ŚREDNIĄ STOPĄ INFLACJI



Źródło: jak przy wykr. 5.

Zakończenie

Lokaty strukturyzowane stanowiły ok. 37,9% ogółu zakończonych produktów strukturyzowanych na polskim rynku kapitałowym. Najwięcej z nich rozpoczęło się w 2010 r. Stopa zwrotu (netto) osiągnięta przez lokaty strukturyzowane, rozpoczęte i zakończone w okresie 1.01.2000 r.—31.12.2013 r., kształtowała się w przedziale 0—15,1% w skali roku. Średnioroczny zysk netto zakończonych lokat indeksowych w okresie 1.01.2000 r.—31.12.2013 r. wynosił 2,4%¹⁴, podczas gdy średnie oprocentowanie lokat na okres 12 miesięcy w latach 2000—2013 to 5,8%, a średnia roczna stopa inflacji — 3,3%. Inwestycja w lokaty strukturyzowane nie należała zatem w badanym okresie do najbardziej opłacalnych z punktu widzenia inwestora.

dr inż. Monika Hadaś-Dyduch — *Uniwersytet Ekonomiczny w Katowicach*

LITERATURA

Dyduch M. (2011), *Grupowanie produktów strukturyzowanych*, [w:] *Prognostowanie w zarządzaniu firmą*, „Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu”, Wydawnictwo UE Wrocław

¹⁴ Średni zysk brutto w skali inwestycji zakończonych w okresie 1.01.2000 r.—31.12.2013 r. lokat indeksowych wynosił 3,2%.

- Dyduch M. (2013), *Bankowe papiery wartościowe strukturyzowane*, [w:] *Prognostyczne uwarunkowania ryzyka gospodarczego i społecznego*, „Studia Ekonomiczne”, Zeszyty Naukowe Wydziałowe, nr 124, Uniwersytet Ekonomiczny w Katowicach
- Hadaś-Dyduch M. (2013a), *Wycena produktu bankowego na przykładzie lokaty indeksowej*, [w:] *Tendencje w ekonomii i finansach. Konteksty teoretyczne i rozwiązania praktyczne*, V Forum Naukowe UE Katowice, Uniwersytet Ekonomiczny w Katowicach, Centrum Badań i Ekspertyz
- Hadaś-Dyduch M. (2013b), *Ranking produktów strukturyzowanych wyemitowanych na polskim rynku kapitałowym w latach 2001—2010*, [w:] *Zastosowanie metod ilościowych w naukach ekonomicznych*, „Zeszyty Naukowe Wyższej Szkoły Bankowej we Wrocławiu”, nr 2 (34), Wydawnictwo Wyższej Szkoły Bankowej w Poznaniu, Wrocław
- Hadaś-Dyduch M. (2013c), *Inwestycje alternatywne na polskim rynku kapitałowym*, [w:] *Innowacje w finansach i ubezpieczeniach — metody matematyczne i informatyczne*, „Studia Ekonomiczne”, Zeszyty Naukowe Wydziałowe Uniwersytetu Ekonomicznego w Katowicach, nr 146, Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Katowicach
- Hadaś-Dyduch M. (2013d), *Efektywność inwestycji kapitałowych mierzona modelem opartym na analizie falkowej w niestabilnym otoczeniu gospodarczym*, [w:] *Innowacje w bankowości i finansach*, red. naukowi J. Harasim, B. Frączek, „Studia Ekonomiczne”, Zeszyty Naukowe Wydziałowe Uniwersytetu Ekonomicznego w Katowicach, nr 174, Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Katowicach

SUMMARY

The aim of the paper is to present the efficiency of the structured deposit depending on the achieved rate of return and attempt to answer the questions — whether structured deposits provide investors with satisfactory earnings and an investment in a structured product is effectively connected with a profit superior to traditional forms of accumulating capital. The Author further characterized the structured deposit. The study was conducted for the period 01.01.2000—31.12.2013. Then 690 structured deposits were completed and for each net investment income was designated. The rate of return of completed structured deposits was compared with an average annual interest rate on bank deposits for 12 months, and inflation.

РЕЗЮМЕ

Целью статьи является представление эффективности структурированного помещения в зависимости от полученной ставки возврата, а также попытка ответить на вопрос — структурированные помещения обеспечивают ли инвесторам удовлетворительную прибыль и капиталовложения в структурированный продукт действительно ли связаны с прибылью превышающую традиционные способы воспроизводства капитала. Кроме того в статье было охарактеризовано структурированное помещение.

Обследование было проведено за период 1 января 2000 г.—31 декабря 2013 г. Тогда завершились 690 структурированных помещений и для каждого из них была определена чистая прибыль от капиталовложений.

Ставка возврата завершённых структурированных помещений была сопоставлена со средней годовой процентной ставкой банковских помещений на 12 месяцев и с инфляцией.

Dorota WYSZKOWSKA

Rola statystyki publicznej w planowaniu i monitorowaniu rozwoju regionalnego

Województwa samorządowe, w odróżnieniu od gmin i powiatów, świadczą usługi publiczne w ograniczonym zakresie. Ich podstawowym zadaniem jest realizacja działań na rzecz rozwoju regionalnego. Władze samorządu województwa są odpowiedzialne za opracowanie i wdrażanie strategii rozwoju, programów operacyjnych służących osiągnięciu celów strategicznych, a także koordynację realizacji projektów inwestycyjnych podejmowanych przez różne podmioty. Obecnie ważnym zadaniem zarządu województwa jest także rozdysponowywanie środków unijnych, których wykorzystanie wpływa na tempo i kierunek rozwoju regionów.

Przygotowanie przemyślanej, kompletnej i spójnej strategii rozwoju, jak również monitorowanie postępów jej realizacji i dokonywanie korekt wymaga wykorzystania danych liczbowych opisujących zjawiska społeczno-gospodarcze. Znaczna część z nich pochodzi z systemu statystyki publicznej. Konieczność korzystania z tzw. „twardych” danych jest szczególnie istotna obecnie, kiedy to Unia Europejska (UE) wymaga przedstawiania postępów w osiągnięciu efektów wykorzystywania środków europejskich w ramach polityki spójności i uzależnia przekazywanie pieniędzy od stopnia realizacji założonych celów rozwojowych.

W latach 2014—2020 istotnego znaczenia w rozwoju nabrały także tzw. obszary funkcjonalne, wśród których szczególne miejsce zajmują miejskie obszary funkcjonalne ośrodków wojewódzkich. Będą one znaczącym beneficjentem funduszy europejskich, co sprawia, że muszą przygotowywać plany rozwojowe, określać kierunki wykorzystania środków pomocowych, jak też wywiązywać się z obowiązków monitorowania efektów wdrażania projektów.

Celem artykułu jest omówienie zakresu i sposobu wykorzystania danych statystycznych w dokumentach rozwojowych, na przykładzie wybranych strategii i programów woj. podlaskiego.

SAMORZĄD WOJEWÓDZTWA JAKO PODMIOT ROZWOJU REGIONALNEGO

Podstawą działania samorządu województwa jest Konstytucja Rzeczypospolitej Polskiej, ustawa o zasadach prowadzenia polityki rozwoju, dotycząca planowania i zagospodarowania przestrzennego oraz tzw. ustawy działowe, przypisu-

jące samorządowi szczegółowe zadania do realizacji¹. Zakres zadań samorządu województwa określono w ustawie z 5 czerwca 1998 r. (*Ustawa...*, 2013). Zgodnie z jej zapisami podstawowym obowiązkiem samorządu województwa jest prowadzenie polityki rozwoju, czyli inicjowanie i realizacja działań służących poprawie funkcjonowania podmiotów gospodarczych oraz warunków życia mieszkańców. Zakres tych działań powinien obejmować zwłaszcza wszystkie te aktywności, na które mogą oddziaływać bezpośrednio władze samorządowe. Samorząd powinien także angażować się w koordynowanie i wspieranie inicjatyw podejmowanych przez innych uczestników rozwoju regionalnego, w tym przedsiębiorców. Działania te bowiem w niemniejszym stopniu sprzyjają rozwojowi regionów, ale pozostają poza bezpośrednim wpływem władz samorządowych. Aktywność samorządu województwa mająca służyć rozwojowi regionalnemu można określić mianem polityki rozwoju regionalnego (intraregionalnej).

W literaturze przedmiotu znajduje się wiele różnorodnych definicji polityki rozwoju regionalnego. Można ją zdefiniować jako *służbę dążącą do zmniejszania czy też usuwania wewnątrzregionalnych ograniczeń w zaspokajaniu potrzeb mieszkańców województwa*². W UE polityka regionalna definiowana jest jako świadoma i celowa działalność organów władzy publicznej zmierzająca do rozwoju regionalnego, mająca na celu optymalne wykorzystanie zasobów regionów do trwałego wzrostu gospodarczego i podnoszenia ich konkurencyjności³. Jej syntetyczną definicję podano także w ustawie z 6 grudnia 2006 r. dotyczącej zasad prowadzenia polityki rozwoju (*Ustawa...*, 2009). W art. 2 tej ustawy określono, że *polityka rozwoju to zespół wzajemnie powiązanych działań podejmowanych i realizowanych w celu zapewnienia trwałego i zrównoważonego rozwoju kraju oraz spójności społeczno-gospodarczej i terytorialnej w skali krajowej, regionalnej lub lokalnej*. Samorząd województwa prowadzi politykę rozwoju, na którą składa się (*Ustawa...*, 2013):

- tworzenie warunków rozwoju gospodarczego, w tym kreowanie rynku pracy;
- utrzymanie i rozbudowa infrastruktury społecznej i technicznej o znaczeniu wojewódzkim;
- uzyskiwanie i łączenie środków finansowych publicznych i prywatnych w celu realizacji zadań w zakresie użyteczności publicznej;
- wspieranie i prowadzenie działań na rzecz podnoszenia wykształcenia obywateli;
- racjonalne korzystanie z zasobów przyrody oraz kształtowanie środowiska naturalnego zgodnie z zasadą zrównoważonego rozwoju;
- wspieranie rozwoju nauki i współpracy między sferą nauki i gospodarki, popieranie postępu technologicznego oraz innowacji;

¹ Struzik (2008), s. 12.

² Sztando (2010), s. 185.

³ Kmiecik (2013), s. 159.

- wspieranie rozwoju kultury oraz sprawowanie opieki nad dziedzictwem kulturowym i jego racjonalne wykorzystywanie;
- promocja walorów i możliwości rozwojowych województwa;
- wspieranie i prowadzenie działań na rzecz integracji społecznej i przeciwdziałanie wykluczeniu społecznemu.

Realizacja polityki rozwoju regionalnego wymaga zastosowania zróżnicowanych instrumentów, wśród których szczególne miejsce zajmuje strategia tego rozwoju. Samorząd województwa określa ją uwzględniając w szczególności następujące cele (*Ustawa...*, 2013):

- pielęgnowanie polskości oraz rozwój i kształtowanie świadomości narodowej, obywatelskiej i kulturowej mieszkańców, a także pielęgnowanie i rozwijanie tożsamości lokalnej;
- pobudzanie aktywności gospodarczej;
- podnoszenie konkurencyjności i innowacyjności gospodarki województwa;
- zachowanie wartości środowiska kulturowego i przyrodniczego, biorąc pod uwagę potrzeby przyszłych pokoleń;
- kształtowanie i utrzymanie ładu przestrzennego.

Strategia rozwoju województwa zawiera następujące elementy (określone w ustawie):

- diagnozę sytuacji społeczno-gospodarczej województwa;
- cele strategiczne polityki rozwoju województwa;
- kierunki działań podejmowanych przez samorząd województwa dla osiągnięcia tych celów.

Strategia powinna wpisywać się w cele rozwoju kraju określone w dokumentach, takich jak: średniookresowa strategia rozwoju kraju, krajowa strategia rozwoju regionalnego, strategię ponadregionalną, a także koncepcja przestrzennego zagospodarowania kraju. W strategii rozwoju województwa uwzględnia się obszary strategicznej interwencji państwa, wśród nich miasta wojewódzkie i ich obszary funkcjonalne. Stanowią one ważny element europejskiej polityki spójności. Na ich terenie mogą być bowiem realizowane Zintegrowane Inwestycje Terytorialne (ZIT). W Polsce przeznaczono na nie w latach 2014–2020 2,4 mld euro (7,7% środków rozdysponowywanych w ramach regionalnych programów operacyjnych). W założeniach Krajowej Polityki Miejskiej do 2020 r. ZIT definiowany jest jako *instrument proponowany w ramach pakietu rozporządzeń polityki spójności po roku 2014, przeznaczony na rozwój miast, ale i innych obszarów, gdzie istnieje konieczność zaangażowania wsparcia z więcej niż jednego priorytetu, z jednego lub kilku programów operacyjnych (w ramach EFRR⁴ i ESF⁵ lub Funduszu Spójności). Przewiduje on możliwość delegowania zarządzania i wdrażania na niższy poziom, np. do władz miejskich czy instytucji rozwoju regionalnego* (Założenia..., 2013).

⁴ Europejskie Fundusze Rozwoju Regionalnego.

⁵ Europejski Fundusz Społeczny (the European Social Fund).

Strategie rozwoju regionalnego wraz z dokumentami operacyjnymi stanowią podstawę podejmowania działań współfinansowanych ze środków europejskich.

DANE STATYSTYCZNE W DOKUMENTACH DOTYCZĄCYCH ROZWOJU REGIONALNEGO

Przygotowanie strategii rozwoju regionalnego oraz regionalnego programu operacyjnego jest procesem złożonym i długotrwałym, wymagającym zaangażowania przedstawicieli różnych środowisk. Stanowią one podstawę ubiegania się przez województwa o środki z funduszy strukturalnych w ramach realizowanej polityki spójności.

UE w zdecydowanie większym zakresie niż dotychczas będzie kontrolowała skuteczność wykorzystywania przyznanych środków europejskich. Komisja Europejska podkreśla, że w minionej perspektywie finansowej poddawano kontroli wydatkowanie funduszy pod względem formalnym, nie zwracając w zasadzie większej uwagi na osiągnięte dzięki ich wydatkowaniu cele i efekty, dlatego dla okresu 2014—2020 wprowadzono do zasad polityki spójności tzw. zasadę warunkowości. UE podejmując decyzje o przekazywaniu kolejnych transzy finansowych będzie dokonywała oceny realizacji założonych celów, które są określane już na etapie programowania interwencji funduszy europejskich, czyli przygotowywania dokumentów strategicznych i operacyjnych rozwoju.

W strategii rozwoju regionalnego, jak i w regionalnych programach operacyjnych definiuje się wskaźniki, według których będzie mierzony stopień osiągania przyjętych celów. Wskaźniki te muszą być trafnie określone, aby mogły dobrze spełniać swoją rolę. Niestety wcześniej często nie przywiązywano do tego *należytej uwagi, wiedząc, że nie są one zbyt istotne dla określenia sukcesu realizowanego programu*⁶.

Przy opracowywaniu dokumentów rozwojowych woj. podlaskiego na lata 2014—2020, zdając sobie sprawę z konsekwencji wyboru wskaźników oraz określenia ich wartości docelowych (z uwzględnieniem wartości wyjściowych), władza samorządowa podjęła współpracę ze statystyką publiczną. Przedstawiciele Urzędu Statystycznego w Białymstoku w zasadzie na każdym etapie przygotowywania *Strategii Rozwoju Województwa Podlaskiego do roku 2020* (SRWP) oraz *Regionalnego Programu Operacyjnego Województwa Podlaskiego na lata 2014—2020* (RPOWP) mieli możliwość przekazywania uwag i sugestii dotyczących proponowanych do wykorzystania wskaźników, jak też poprawności i zasadności użycia danych do opisu sytuacji społeczno-gospodarczej⁷.

⁶ Gurbiel (2013), s. 3.

⁷ Przedstawiciel Urzędu był członkiem Komitetu Sterującego Strategii Rozwoju Województwa Podlaskiego oraz Grupy ds. wsparcia przygotowania Regionalnego Programu Operacyjnego Województwa Podlaskiego na lata 2014—2020.

Samorząd województwa wykorzystuje do monitorowania tylko niektóre dane pochodzące ze statystyki publicznej. W dużej części dane te dotyczą zjawisk, których statystyka publiczna nie obejmuje badaniami. Zestawienie liczby wskaźników przyjętych do monitorowania strategii rozwoju województw oraz udziału wskaźników pochodzących ze statystyki publicznej zaprezentowano w tablicy.

**LICZBA WSKAŹNIKÓW PRZYJĘTYCH DO MONITOROWANIA
STRATEGII ROZWOJU WOJEWÓDZTW**

Województwa	Ogółem	Odsetek wskaźników pochodzących ze statystyki publicznej
Dolnośląskie	51	78,4
Kujawsko-pomorskie	66	71,2
Lubelskie	41	61,0
Lubuskie	29	65,5
Łódzkie	78	70,5
Małopolskie	62	58,1
Mazowieckie	25	80,0
Opolskie	114	71,9
Podkarpackie	142	45,8
Podlaskie	67	50,7
Pomorskie	48	41,7
Śląskie	157	60,5
Świętokrzyskie	44	65,9
Warmińsko-mazurskie	31	54,8
Wielkopolskie	92	79,3
Zachodniopomorskie	130	72,3

Źródło: opracowanie własne na podstawie systemu monitorowania Strateg, <http://strateg.stat.gov.pl/> (10.02.2015).

Wśród wskaźników przyjętych do monitorowania postępu realizacji celów SRWP, pochodzących spoza statystyki publicznej, znajdują się miary opisujące eksport podlaskich podmiotów gospodarczych, współpracę transgraniczną oraz współpracę jednostek samorządu terytorialnego, dostępność komunikacyjną wybranych jednostek osadniczych, zakres i tempo rozbudowy sieci elektroenergetycznej oraz konkurencyjność województwa (*Aneks...*, 2013).

Do często wykorzystywanych wskaźników pochodzących spoza statystyki publicznej należą także wielkości odnoszące się do funkcjonowania administracji publicznej, instytucji otoczenia biznesu oraz zakresu i skuteczności ich działania, społeczeństwa informacyjnego czy też budowy społeczeństwa obywatelskiego (zestawienie).

**ZESTAWIENIE MIAR SPOZA SYSTEMU STATYSTYKI PUBLICZNEJ
PRZYJĘTYCH DO MONITOROWANIA STRATEGII ROZWOJU WOJEWÓDZTW**

Wyszczególnienie	Nazwa wskaźnika
Kapitał społeczny	frekwencja w wyborach do organów jednostek samorządu terytorialnego (I tura); odsetek osób przekazujących 1% podatku na rzecz OPP
Kultura, turystyka, sport	udział podmiotów sektora kreatywnego w liczbie podmiotów ogółem; odsetek populacji mieszkańców województwa do lat 19 uczestniczącej w imprezach sportu szkolnego; młodzież do lat 18 ćwicząca w klubach sportowych na 1000 osób w wieku do lat 18
Edukacja i wychowanie	średnie wyniki egzaminów gimnazjalnych w części humanistycznej; zdawalność matur
Ochrona zdrowia	odsetek ludności województwa objętej programami zdrowotnymi
Administracja publiczna	odsetek decyzji uchylonych przez samorządowe kolegia odwoławcze; odsetek urzędów gminnych posiadających certyfikat jakości; liczba projektów realizowanych z partnerami krajowymi i zagranicznymi w szt.
Innowacyjna i konkurencyjna gospodarka	powierzchnia terenów inwestycyjnych w ha; liczba inkubatorów przedsiębiorczości i parków naukowo-technologicznych; liczba istniejących klastrów/inicjatyw klastrowych w województwie; liczba inwestorów/wartość inwestycji w parkach przemysłowych i technologicznych
Eksport	zmiana eksportu przemysłu w województwie (2011=100); udział wartości eksportu przemysłu zaawansowanych i średniozaawansowanych technologii w wartości eksportu ogółem; wartość eksportu w województwie w mln zł
Społeczeństwo informacyjne	gminy objęte systemem GIS w %; średnia liczba usług świadczonych on-line przez JST w ramach PSeAP co najmniej na poziomie 3; odsetek osób korzystających z usług on-line świadczonych przez urzędy
Badania i innowacje	wydatki na technologie informacyjne w relacji do PKB w %; liczba małych i średnich podmiotów gospodarki narodowej zarejestrowanych w REGON na 1 ośrodek innowacji i przedsiębiorczości
Transport i łączność	odsetek mieszkańców województwa objętych transportem zbiorowym do Warszawy (w porannym szczycie komunikacyjnym); suma średnich okresów dojazdu z miasta wojewódzkiego do stolic sąsiadujących województw (w transporcie drogowym i kolejowym) (min); liczba telefonów komórkowych przypadających na 1 tys. mieszkańców w szt.
Rachunki narodowe	PKB na mieszkańca wg PPP (UE 27=100); wartość dodana brutto w branżach powiązanych z inteligentnymi specjalizacjami jako % wartości dodanej brutto województwa ogółem (mierzona w cenach bieżących)

Źródło: jak przy tablicy.

Drugim dokumentem opracowywanym w województwie, stanowiącym podstawę do wydatkowania środków unijnych w rozpoczynającej się perspektywie finansowej, jest RPOWP (*Program Operacyjny...*, 2014). Określono w nim m.in. kierunki interwencji publicznej z wykorzystaniem EFRR i EFS, a także wskaźników produktów i rezultatów. W przypadku RPOWP pierwsza grupa wskaźników będzie monitorowana wyłącznie na podstawie informacji przekazywanych od beneficjentów poszczególnych projektów, natomiast wśród wskaźników rezultatu, których zdefiniowano 76, tylko 22 będą pochodziły ze statystyki publicznej⁸. Wynika to z faktu, że środki w ramach projektów będą kierowane do konkretnych osób, przedsiębiorstw i instytucji. Konieczne będzie zatem wykazanie przez te jednostki efektów osiągniętych dzięki uzyskanemu wsparciu, np. kontynuowanie zatrudnienia w określonym momencie po zakończeniu udziału w szkoleniach czy też prowadzenie działalności przez przedszkole w określonym czasie po zakończeniu realizacji projektu.

Spośród 33 wskaźników przyjętych do monitorowania wkładu RPOWP w realizacji celów Umowy Partnerstwa 11 pochodzi z systemu statystyki publicznej, natomiast wśród wskaźników rezultatu strategicznego możliwe jest uzyskanie 13 z 15 przyjętych do monitorowania miar ze statystyki publicznej.

Przy opracowaniu RPOWP wykorzystywano dane statystyczne do opisu sytuacji w zakresie stanu i ochrony środowiska, ludności, rynku pracy, infrastruktury społecznej i gospodarczej, rolnictwa, przemysłu i budownictwa czy też innowacyjności przedsiębiorstw i ich sytuacji finansowej. Posłużyły one do zobrazowania problemów rozwojowych województwa i przedstawienia uzasadnienia dla realizacji zdefiniowanych kierunków rozwoju i celów szczegółowych programu.

STRATEGIA ZINTEGROWANYCH INWESTYCJI TERYTORIALNYCH JAKO PLAN ROZWOJU MIEJSKICH OBSZARÓW FUNKCJONALNYCH NA PRZYKŁADZIE BIAŁOSTOCKIEGO OBSZARU FUNKCJONALNEGO⁹

Białystok i jego obszar funkcjonalny zostały uznane za jeden z pierwszych tzw. obszarów strategicznej interwencji w SRWP, wskazany jako najsilniejszy biegun wzrostu, który oddziałuje na cały region (*Strategia Rozwoju...*, 2013). Podkreślono, że ważnym wymiarem rozwoju tego obszaru jest współpraca Białegostoku z gminami ościennymi, miasto bowiem wypełnia wobec tych jednostek wiele funkcji typowych do ośrodka wojewódzkiego i największego ośrodka usługowo-naukowego w regionie.

Jednocześnie w SRWP stwierdzono, że *niewątpliwie w interesie całego regionu jest wsparcie rozwoju funkcji metropolitalnych stolicy województwa,*

⁸ W tym 5 wskaźników jest obliczanych przez samorząd województwa samodzielnie na podstawie danych z zasobów statystyki publicznej.

⁹ Białostocki Obszar Funkcjonalny tworzą Białystok oraz 9 gmin należących do pow. białostockiego.

w tym w szczególności funkcji o charakterze gospodarczym, naukowym, społecznym oraz tych dotyczących dostępu do usług publicznych wyższego rzędu, w tym kulturalnych, a także turystycznych i symbolicznych. Wskazano na potencjał naukowy koncentrujący się w stolicy województwa oraz walory bezpośredniego otoczenia ośrodka aglomeracyjnego, które łącznie mogą być naturalnym miejscem do rozwoju usług zorientowanych na wschodnich sąsiadów oraz gospodarkę (*Strategia Zintegrowanych...*, 2014).

Możliwość realizacji Zintegrowanych Inwestycji Terytorialnych (ZIT) w ramach RPOWP stanowi istotną szansę rozwoju Białostockiego Obszaru Funkcjonalnego (BOF). Zastosowanie tego instrumentu pozwoli na wykorzystanie w procesie rozwojowym naturalnych atutów gmin tworzących BOF. Powinno to przyczynić się do jeszcze silniejszego wzajemnego oddziaływania Białegostoku i gmin ościennych.

Wymóg przygotowania strategii ZIT jako dokumentów stanowiących podstawę wykorzystania środków unijnych rozdysponowywanych w ramach regionalnych programów operacyjnych określono bezpośrednio w dokumencie *Umowa Partnerstwa — Zintegrowane Inwestycje Terytorialne*¹⁰. Podstawę opracowania strategii ZIT na poziomie krajowym stanowią wspomniane już Założenia Krajowej Polityki Miejskiej do 2020 r. (*Założenia...*, 2013).

W opracowanej strategii ZITBOF dane statystyczne stały się podstawą do przeprowadzenia diagnozy sytuacji społeczno-gospodarczej gmin tworzących BOF. Strategia ta będzie także podlegała monitorowaniu. Wśród 17 ogólnych wskaźników monitorowania 16 pochodzi ze statystyki publicznej. Zupełnie odmiennie kształtuje się struktura wskaźników produktów i rezultatów wdrażania strategii. Z 13 zdefiniowanych wskaźników rezultatu 6 jest dostępnych w statystyce publicznej, natomiast wszystkie wskaźniki produktu będą ustalane na podstawie danych przekazywanych przez uczestników projektów. Podobnie jak w przypadku RPOWP, dotyczą one konkretnych osób i podmiotów.

Projekt strategii był przedmiotem obrad Komitetu Sterującego Strategii Rozwoju Województwa Podlaskiego, podczas których zgłaszano uwagi do jego zapisów, a Urząd Statystyczny w Białymstoku poprzez swego przedstawiciela miał możliwość wypowiedzenia się na temat wykorzystywania danych i ich dostępności na różnych poziomach agregacji.

Podsumowanie

Można stwierdzić, że statystyka publiczna stanowi ważne źródło danych wykorzystywanych przez władzę samorządową. Są one szczególnie przydatne w trakcie opisu sytuacji społeczno-gospodarczej przy opracowywaniu dokumentów strategicznych i operacyjnych rozwoju, jak też przy opracowywaniu syste-

¹⁰ *Programowanie...*, 2014.

mów monitorowania postępów ich realizacji i osiągniętych efektów. Dane pobierane z systemu statystyki publicznej są rzetelne, obiektywne, dostępne i powtarzalne¹¹. Realizowane badania dotyczą całego kraju, co pozwala na dokonywanie porównań pomiędzy województwami lub innymi jednostkami podziału administracyjnego kraju. Użytkownicy podkreślają jednak, że dane statystyczne powinny być udostępniane szybciej. W wielu przypadkach chcieliby otrzymywać dane dla niższych poziomów agregacji, zwłaszcza dla regionów. Podmioty odpowiedzialne za rozwój zgłaszają także potrzebę podejmowania przez statystykę publiczną nowych badań, które pozwoliłyby na opracowanie danych, co najmniej na poziomie regionalnym, z takich dziedzin, jak instytucje otoczenia biznesu, społeczeństwo obywatelskie i eksport.

Jednocześnie należy podkreślić, że rola statystyki publicznej nie kończy się na etapie opracowania czy zaopiniowania projektów strategii i programów rozwojowych. Wzorem lat ubiegłych statystyka publiczna będzie dostarczała danych do monitorowania efektów wdrażania dokumentów, a jej przedstawiciele będą uczestnikami licznych gremiów zajmujących się oceną postępów realizacji tych dokumentów. Wykonywanie zadań związanych z monitorowaniem i ewaluacją wymaga podejmowania stałej współpracy pomiędzy organami władzy odpowiedzialnymi za rozwój w ujęciu krajowym i regionalnym a jednostkami statystyki publicznej. Tylko wtedy możliwe jest wypracowywanie najlepszych rozwiązań, czego przykładem może być przygotowany przez GUS i Ministerstwo Infrastruktury i Rozwoju system monitorowania Strateg, który zawiera wskaźniki do monitorowania strategii opracowanych na lata 2014—2020 dla kraju i regionów.

dr Dorota Wyszkowska — *Urząd Statystyczny w Białymstoku, Uniwersytet w Białymstoku*

LITERATURA

- Aneks nr 4 do Strategii Rozwoju Województwa Podlaskiego do roku 2020 z 9 września 2013 r. — System wskaźników monitorowania* (2013), Białystok
- Gurbiel K. (2013), *Warunkowość w polityce spójności po 2013 r. — wnioski i rekomendacje na podstawie dotychczasowego przebiegu debaty*, https://www.mir.gov.pl/fundusze/Fundusze_Europejskie_2014_2020//Negocjacje_2014_2020/Raporty/Documents/gurbiel.pdf
- Kmiecik R. (2013), *Samorząd wojewódzki w Polsce jako podmiot polityki rozwoju regionalnego*, [w:] „Przegląd Politologiczny”, Wydział Nauk Politycznych i Dziennikarstwa UAM, Nr 4
- Program Operacyjny Województwa Podlaskiego na lata 2014—2020* (2014), Urząd Marszałkowski Województwa Podlaskiego, projekt z 21.12.2014 r.

¹¹ Opinia wyrażona przez przedstawicieli Urzędu Marszałkowskiego w dokumencie przygotowanym w związku z monitorowaniem postępów realizacji *Programu Rozwoju Społeczeństwa Informacyjnego Województwa Podlaskiego do roku 2020 „e-Podlaskie”*.

- Program Rozwoju Społeczeństwa Informacyjnego Województwa Podlaskiego do roku 2020 „e-Podlaskie”* (2011), Białystok
- Programowanie perspektywy finansowej 2014–2020 — Umowa Partnerstwa* (2014), Ministerstwo Infrastruktury i Rozwoju, 21 maja 2014 r.
- Strategia Rozwoju Województwa Podlaskiego do roku 2020* (2013), Urząd Marszałkowski Województwa Podlaskiego, Załącznik do Uchwały Nr XXXI/374/13 Sejmiku Województwa Podlaskiego z 9 września 2013 r.
- Strategia Zintegrowanych Inwestycji Terytorialnych Białostockiego Obszaru Funkcjonalnego na lata 2014–2020* (2014), Białostocki Obszar Funkcjonalny, Białystok
- Struzik A. (2008), *Samorząd województwa jako podmiot zarządzania regionalnego*, Mazowsze, „Studia Regionalne”, Nr 1
- Sztando A. (2010), *Polityka intraregionalna — pojęcie, podmioty, cele i instrumenty*, [w:] „Prace Naukowe Uniwersytetu we Wrocławiu”, Nr 110, Wrocław
- Ustawa z dnia 5 czerwca 1998 roku o samorządzie województwa, Dz. U. z 2013 r. poz. 596, z późn. zm.
- Ustawa z dnia 6 grudnia 2006 roku o zasadach prowadzenia polityki rozwoju, Dz. U. z 2009 r. Nr 84, poz. 712, z późn. zm.
- Założenia Krajowej Polityki Miejskiej do 2020* (2013), Ministerstwo Rozwoju Regionalnego

SUMMARY

Voivodship self-government in Poland plays an important role in the programming and carrying out voivodship development policy. The government prepares various documents, including regional development strategies and regional operational programmes to ensure sustainable development. Simultaneously these documents constitute a basis for making European funds available. Preparation of well-thought-out, complete, and coherent documents, as well as the monitoring their implementation require using figures describing different social and economic phenomena. A significant number of these figures comes from the public statistics system. The necessity of making use of hard data is of special importance right now, as the European Union both requires the presentation of progress in the efficiency of using European funds within the sustainable policy framework and makes future fund transfers dependent on the progress in achieving previously-set development goals. The aim of the article is to present the scope and the way of using statistical data in development documents on the basis of certain strategies and programmes from a Podlaskie voivodship area.

РЕЗЮМЕ

В статье было представлено значение статистических данных для органов территориального самоуправления, которые разрабатывают стратегию регионального развития.

Для обеспечения гармонического развития местное самоуправление разрабатывает разные программы, в том числе стратегию регионального развития и региональную оперативную программу. Они являются основой для использования союзных фондов. Подготовка обоснованных, комплектных и сплоченных документов, а также мониторинг прогресса их реализации требует использования данных характеризующих различные социально-экономические явления. Значительная часть этих данных поступает из системы официальной статистики. Европейский союз требует оценки прогресса в области использования фондов в политике сплоченности.

Inwestycje oraz podstawowe środki trwałe w rolnictwie

Inwestycje to „nakłady na tworzenie lub zwiększanie majątku trwałego”, czyli wydatki rolników na zakup dóbr, które mogą być użyte do produkcji innych dóbr i usług. Dzięki inwestycjom możemy uzyskać tzw. „efekt korzyści odroczonych w czasie” (Bisz i in., 2008). Inwestycje są synonimami nakładów inwestycyjnych (Rychlik, Kosieradzki, 1981).

Inwestycje dzielą się na inwestycje w kapitał trwały oraz w zapasy. W przypadku prowadzonej przez rolników działalności istotne są zwłaszcza inwestycje w zapasy, a w szczególności w sprzęt rolniczy. Według Małagi-Toboły (2007) w większości polskich gospodarstw rolniczych wykorzystywane maszyny i urządzenia są zużyte zarówno pod względem fizycznym, jak i moralnym. Dlatego też rolnicy powinni przede wszystkim inwestować w środki techniczne, które zagwarantują im zarówno wysoką jakość, jak i cenę wytwarzanych produktów rolnych.

W rolnictwie można rozpatrywać inwestycje jako długoterminowe przeznaczenie środków finansowych na cele gospodarcze (Kisiel, Babuchowska, 2013), które prowadzą do akumulacji kapitału. Inwestowanie w gospodarstwo rolne umożliwia zwiększenie produkcji, która w dłuższej perspektywie może przyczynić się do jego rozwoju. Gospodarstwa rolne liczą, że w przyszłości osiągną wyższe dochody niż poniesione koszty inwestycji (Babuchowska, Marks-Bielska, 2012).

W Polsce działania inwestycyjne rolników widoczne są zwłaszcza po akcesji naszego kraju do Unii Europejskiej (UE) i objęciu rolnictwa wspólną polityką rolną (Czubak, Mikołajczyk, 2012). Rolnictwo polskie było niedoinwestowane zwłaszcza po 1989 r., kiedy to większość PGR zlikwidowano, a gospodarstwa rolne nie otrzymały wsparcia państwa.

Przyczyną zmian w podejściu rolników do inwestowania były subwencje ze środków kierowanych na wspólną politykę rolną UE oraz wzrost popytu na polskie produkty rolne i żywnościowe na jednolitym rynku europejskim. Rosnącemu popytowi na nasze wyroby towarzyszył realny wzrost cen tej grupy produktów i zysków producentów (Pocza, 2011).

Celem artykułu jest przedstawienie zmian w nakładach inwestycyjnych w polskim rolnictwie i łowiectwie według województw oraz zmian z wyposażeniu gospodarstw rolnych w ciągniki rolnicze z uwzględnieniem ich mocy i w odniesieniu do powierzchni użytków rolnych (UR).

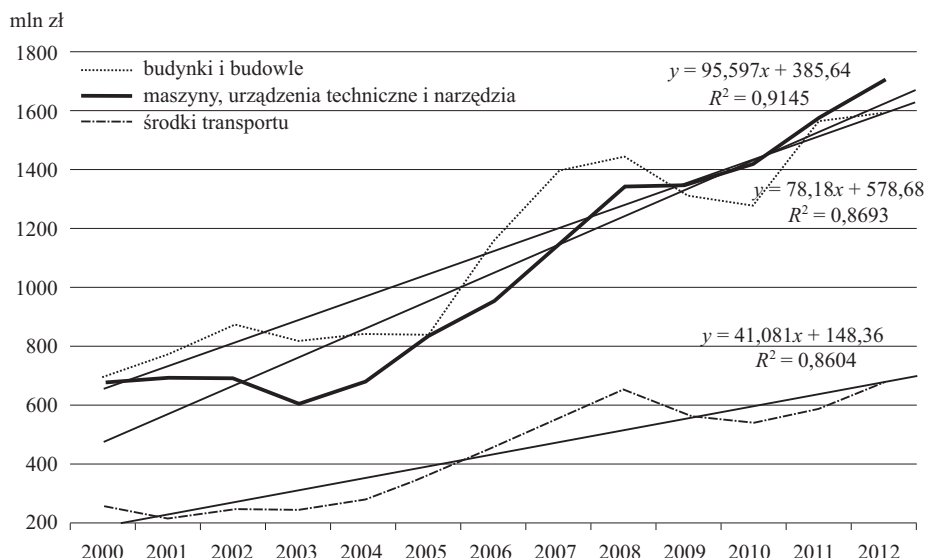
MATERIAŁ ŹRÓDŁOWY I METODY BADAWCZE

Dane wykorzystane w artykule uzyskano z publikacji GUS, Banku Danych Lokalnych (BDL) oraz Powszechnego Spisu Rolnego 2010 (PSR 2010). Przedstawiono też prognozę na kolejne dwa lata. Do zobrazowania zmian inwestycyjnych w gospodarstwach rolnych z podziałem na rodzaje inwestycji oraz sektor wykorzystano liniową funkcję trendu. Przeanalizowano również zmiany wartości brutto środków trwałych według województw. Do oceny wielkości inwestycji w województwach posłużono się wielowymiarową analizą skupień. Przedstawiono również wyniki grupowania cech i obiektów według województw oraz lat, a także według powierzchni areалу UR i liczby ciągników z podziałem na ich moc. Badaniami objęto lata 2000—2012.

NAKŁADY INWESTYCYJNE W ROLNICTWIE I ŁOWIECTWIE

Z uzyskanych danych przedstawiono dwunastoelementowy szereg czasowy wartości nakładów inwestycyjnych na poszczególne inwestycje w rolnictwie i łownictwie (wykr. 1), który pokazuje wzrostową tendencję nakładów na: budynki i budowle, a następnie maszyny, urządzenia techniczne i narzędzia oraz środki transportu. Pokazano też nakłady w poszczególnych grupach inwestycji oraz funkcję liniową trendu dla tych zmiennych.

Wykr. 1. NAKŁADY INWESTYCYJNE W ROLNICTWIE I ŁOWIECTWIE



Źródło: opracowanie własne na podstawie *Rocznika Statystycznego Rolnictwa i Obszarów Wiejskich* (z lat 2006—2008) i *Rocznika Statystycznego Rolnictwa* (z lat 2009—2012).

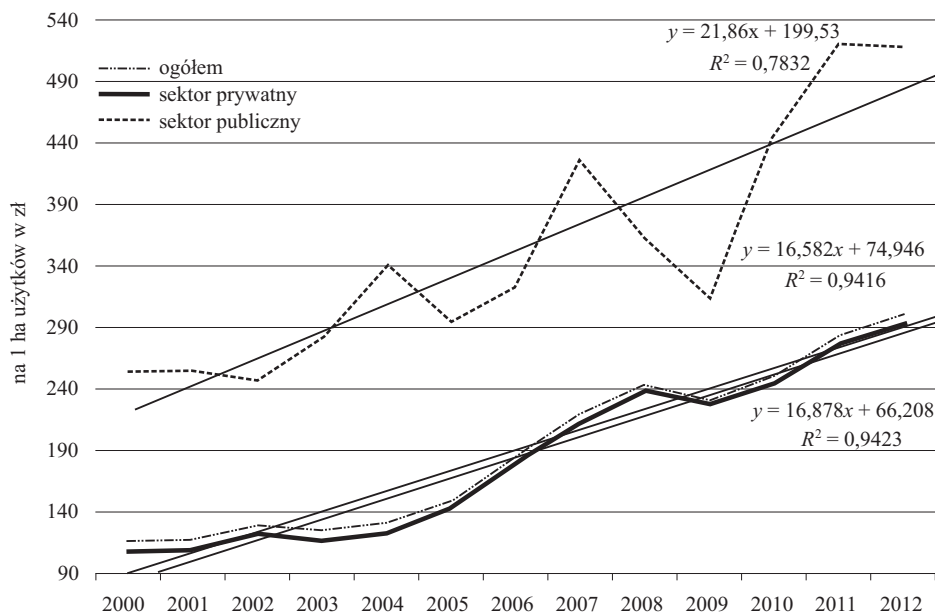
Podobnie obliczono współczynniki determinacji R^2 dla każdej z funkcji trendu, w celu zbadania, czy poprawnie opisują one rzeczywiste prawidłowości. Założono, że dla $R^2 \geq 0,60$ dopasowanie funkcji do danych empirycznych jest dobre. W przypadku analizowanych danych liniowe funkcje trendu bardzo dobrze odzwierciedlały rzeczywistość ($0,8298 < R^2 < 0,8917$).

Obliczanie R^2 jest zasadne również ze względu na prognozowanie wartości cechy. Na podstawie szeregu czasowego obejmującego dane roczne można sporządzić prognozę wartości badanej cechy na rok albo na dwa lata (Wawrzynek, 2007). Dla nakładów inwestycyjnych na powyższe zmienne opracowano prognozę na 2 lata.

Na podstawie funkcji można zauważyć, że występują tendencje rozwojowe nakładów inwestycyjnych w poszczególnych grupach. Z równań wynika, że z każdym rokiem nakłady inwestycyjne na środki transportu rosły średnio o 41 mln zł, z kolei na budynki i budowle o 78 mln zł, a na maszyny, urządzenia techniczne i narzędzia o 92 mln zł.

Przedstawiono również szereg czasowy wartości nakładów inwestycyjnych na 1 ha UR w zależności od sektora dla badanych lat, gdzie wyznaczono też liniowe funkcje trendu (wykr. 2). W zakresie analizowanych danych funkcje trendu bardzo dobrze odzwierciedlały rzeczywistość w przypadku sektora prywatnego i nakładów inwestycyjnych ogółem oraz dobrze w przypadku sektora publicznego ($0,783 < R^2 < 0,942$).

Wykr. 2. NAKŁADY INWESTYCYJNE W ROLNICTWIE I ŁOWIECTWIE OGÓŁEM I WEDŁUG SEKTORÓW

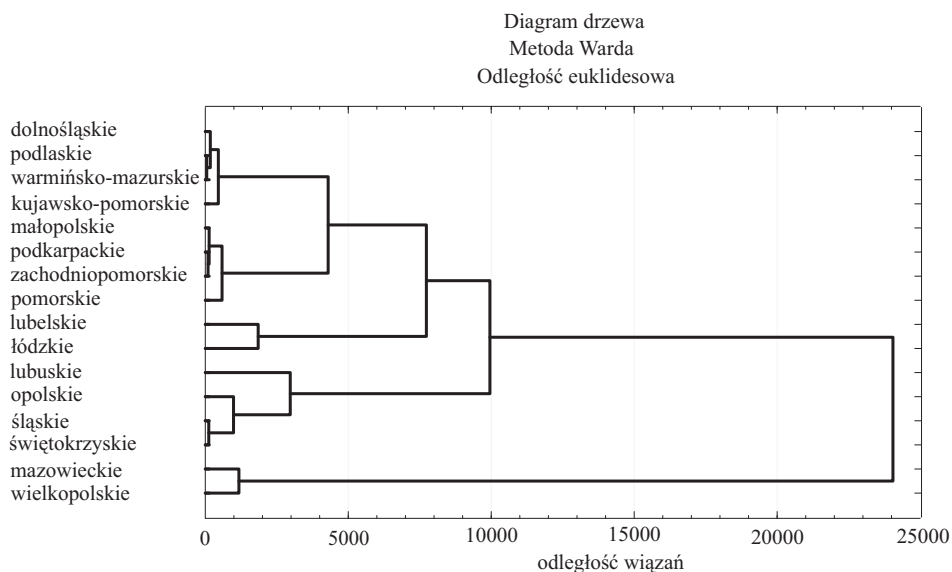


Źródło: jak przy wykr. 1.

Z funkcji dla poszczególnych sektorów wynika również, że w analizowanych latach trendy w nakładach inwestycyjnych przypadających na 1 ha użytków rolnych, zwłaszcza w sektorze prywatnym oraz ogółem, były rosnące. Z równań wynika, że z każdym rokiem wielkość nakładów inwestycyjnych przypadających na 1 ha użytków ogółem oraz w sektorze prywatnym rosła średnio w granicach 16,58—16,88 zł/ha, natomiast wielkość tych nakładów w sektorze publicznym była w poszczególnych latach bardzo zróżnicowana, przy czym jej średnioroczny wzrost wynosił 0,78 zł/ha.

Stosując analizę skupień podzielono analizowane województwa na grupy pod względem podobieństw w nakładach inwestycyjnych w rolnictwie i łowiectwie, wartości brutto środków trwałych oraz udziału nakładów inwestycyjnych w sektorze prywatnym w latach 2000 i 2012. Analiza skupień jest metodą aglomeracyjną, która służy do grupowania obiektów w coraz większe zbiory, stosując miary podobieństwa lub odległości. Wynikiem przeprowadzonej analizy jest drzewo hierarchiczne, z którego wydzielono 5 podobnych grup (wykr. 3). Do obliczania podobieństw między badanymi grupami posłużono się metodą Warda, która najlepiej pokazuje rzeczywiste struktury danych (Sokołowski, 1992).

Wykr. 3. GRUPY WOJEWÓDZTW PODOBNYCH W ROLNICTWIE I ŁOWIECTWIE ZE WZGLĘDU NA NAKŁADY INWESTYCYJNE, WARTOŚĆ BRUTTO ŚRODKÓW TRWAŁYCH ORAZ UDZIAŁ SEKTORA PRYWATNEGO W 2000 R.



Źródło: jak przy wykr. 1.

Do grupy pierwszej zaliczono województwa: dolnośląskie, podlaskie, warmińsko-mazurskie oraz kujawsko-pomorskie. Województwa należące do tej grupy charakteryzują się nakładami inwestycyjnymi w rolnictwie w przedziale 97,0—168,4 mln zł i wartością brutto środków trwałych 6,6—6,9 mld zł oraz udziałem sektora prywatnego w nakładach inwestycyjnych powyżej 77%.

Druga grupa to województwa: małopolskie, podkarpackie, zachodniopomorskie oraz z mniejszą zależnością — woj. pomorskie. Wartość brutto środków trwałych w rolnictwie w tej grupie była mniejsza i wynosiła 5,1—5,6 mld zł, natomiast nakłady inwestycyjne kształtowały się na poziomie 42—166 mln zł. Najwyższa ich wartość wystąpiła w woj. pomorskim i najbardziej odbiegała od pozostałych województw z tej grupy.

Trzecia grupa to województwa lubelskie i łódzkie. Charakteryzują się one wysokim udziałem sektora prywatnego w rolnictwie, sięgającym 94,0—95,7% oraz posiadają wysoką wartość brutto środków trwałych w rolnictwie i łowiectwie. Wartość nakładów inwestycyjnych kształtowała się w przedziale 91,7—155,3 mln zł.

Czwartą grupę stanowiły województwa śląskie i świętokrzyskie oraz z mniejszą zależnością — województwa opolskie i lubuskie. Charakteryzowały się one najniższymi nakładami inwestycyjnymi, jak również najniższą wartością brutto środków trwałych. Województwa te miały jednak duży udział inwestycji z sektora prywatnego rolnictwa.

Ostatnia grupa to województwa mazowieckie i wielkopolskie. W tych województwach występowały największe nakłady inwestycyjne — sięgające prawie 300 mln zł oraz największe wartości brutto środków trwałych — przekraczające 13,4 mld zł.

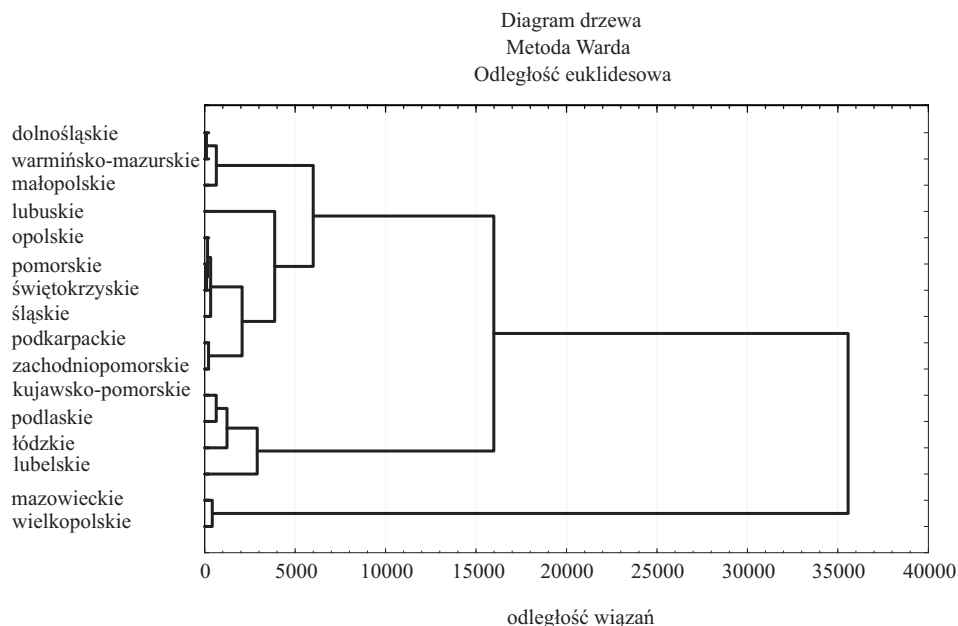
Po dwunastu latach nastąpiły rozszady między podobnymi grupami. Wyłoniono 4 grupy województw podobnych (wykr. 4).

Do pierwszej grupy zaliczono województwa dolnośląskie i warmińsko-mazurskie, które również w 2000 r. były w tej grupie, natomiast dołączyło do nich woj. małopolskie, które wcześniej było w grupie o niższych nakładach inwestycyjnych oraz wartości brutto środków trwałych. Województwa te charakteryzują się nakładami inwestycyjnymi na rolnictwo w wysokości 240—275 mln zł, wartością brutto środków trwałych w przedziale 7,1—7,2 mld zł i udziałem sektora prywatnego na poziomie 87—93%. Trochę słabiej w tej grupie plasuje się woj. małopolskie, w którym nakłady inwestycyjne wynosiły 165 mln zł, wartość brutto środków trwałych była na poziomie 6,7 mld zł, a udział nakładów z sektora prywatnego wynosił 97%.

Druga grupa województw podobnych to: opolskie, pomorskie, świętokrzyskie, śląskie oraz (choć z mniejszą zależnością) podkarpackie i zachodniopomorskie. Do tej grupy zaliczono również woj. lubuskie, ale w tym przypadku zależność była znacznie słabsza. W większości województw z tej grupy nakłady inwestycyjne w rolnictwie osiągnęły 131—160 mln zł. Od tej wielkości odbiegają woj. lubuskie z wielkością nakładów inwestycyjnych na rolnictwo w wysokości 96 mln zł oraz województwa pomorskie i zachodniopomorskie, gdzie nakłady te kształtowały się na poziomie 204—233 mln zł. Również wartość brutto środków trwałych w większości województw w omawianej tu grupie wynosiła 4,9—6,0 mld zł, jednak najbardziej odstawało woj. lubuskie, w którym wartość ta osiągnęła 2,8 mld zł. Z kolei udział nakładów inwestycyjnych pochodził prze-

de wszystkim z sektora prywatnego i był na poziomie 89—98%. Najniższy udział sektora prywatnego wystąpił w woj. zachodniopomorskim (83%).

**Wykr. 4. GRUPY WOJEWÓDZTW PODOBNYCH W ROLNICTWIE I ŁOWIECTWIE
ZE WZGLĘDU NA NAKŁADY INWESTYCYJNE, WARTOŚĆ BRUTTO
ŚRODKÓW TRWAŁYCH ORAZ UDZIAŁ SEKTORA PRYWATNEGO W 2012 R.**



Źródło: jak przy wykr. 1.

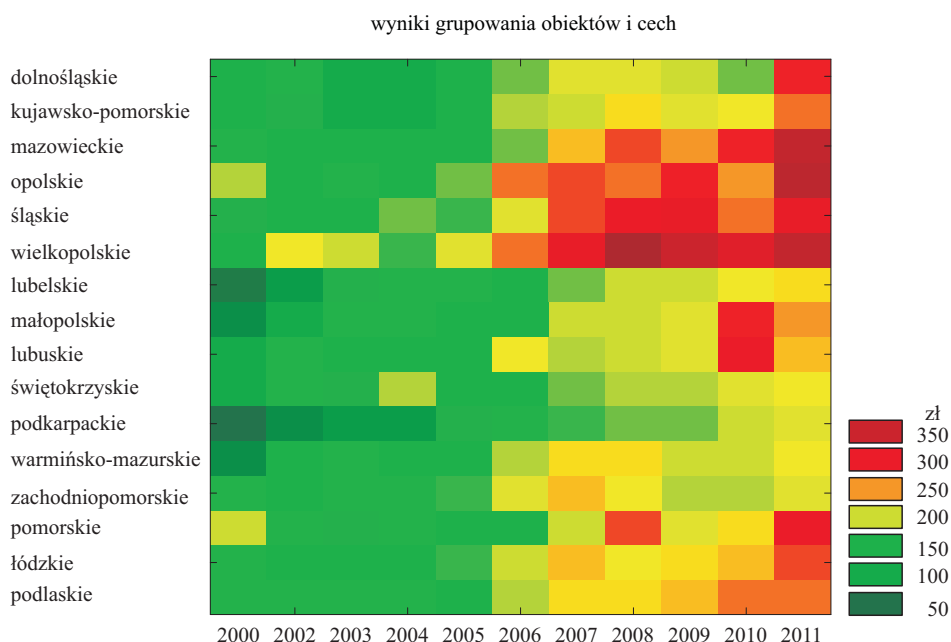
Trzecia grupa to województwa: kujawsko-pomorskie, podlaskie, łódzkie i lubelskie. Są to województwa o większych nakładach inwestycyjnych na rolnictwo (270—350 mln zł), jak również wyższa jest wartość brutto środków trwałych (8,4—11,3 mld zł). Udział sektora prywatnego w nakładach inwestycyjnych jest dominujący w większości województw i wynosił w tej grupie 97—99%. Od tej wartości odbiega jedynie woj. kujawsko-pomorskie, gdzie udział ten był na poziomie 88,5%.

Czwarta grupa województw (która po 12 latach nie uległa zmianie) to mazowieckie i wielkopolskie. Są to województwa zarówno o największych nakładach inwestycyjnych na rolnictwo i łowiectwo (678—804 mln zł), jak również o najwyższej wartości brutto środków trwałych (18,0—18,4 mld zł). W grupie tej notowano także wysoki udział nakładów inwestycyjnych pochodzących z sektora prywatnego.

Analizując nakłady inwestycyjne w rolnictwie i łowiectwie przypadające na 1 ha UR w poszczególnych województwach (wykr. 5) można zauważyć ich wzrost z roku na rok. Jednak największe zmiany widoczne są po 2005 r. (akcesja Polski do UE), gdy rolnicy mogli korzystać z dopłat. W 2000 r. wśród woje-

wództw o najwyższych nakładach inwestycyjnych przypadających na 1 ha UR znalazły się województwa pomorskie i opolskie. W kolejnych latach największe nakłady uzyskało woj. wielkopolskie, a w 2004 r. — woj. świętokrzyskie. Najmniejsze nakłady inwestycyjne do 2005 r. były widoczne w województwach podkarpackim, lubelskim i małopolskim, z kolei w latach 2003 i 2004 w województwach dolnośląskim i kujawsko-pomorskim. Po 2005 r. największe nakłady notowano w województwach: wielkopolskim, opolskim, śląskim i mazowieckim, gdzie wartość rocznych nakładów inwestycyjnych przypadających na 1 ha UR przekraczała nawet 350 zł, podczas gdy w woj. podkarpackim, charakteryzującym się najniższymi nakładami, była na poziomie 150—200 zł.

**Wyr. 5. NAKŁADY INWESTYCYJNE W ROLNICTWIE I ŁOWIECTWIE
NA 1 HA UŻYTKÓW ROLNYCH WEDŁUG WOJEWÓDZTW**



Źródło: jak przy wyr. 1.

WYPOSAŻENIE GOSPODARSTW W CIĄGNIKI ROLNICZE

Analizowane lata charakteryzowały się wzrostem liczby ciągników w gospodarstwach rolnych ogółem (tablica). W latach 2000—2010 ich liczba zwiększyła się o 12,2%, przy czym w gospodarstwach indywidualnych nawet o 14,8%. Największą dynamikę wzrostu obserwowano w latach 2000—2005, kiedy to liczba ciągników ogółem zwiększyła się o 10%, a w gospodarstwach indywidualnych o 12%. Przeciętna moc ciągników była jednak zmienna. Do 2005 r. średnia moc ciągników ogółem wzrosła z 31,8 kW do 39,3 kW, przy czym w gospo-

darstwach indywidualnych z 31,6 kW do 38,9 kW. W kolejnych latach przeciętna moc ciągników rolniczych w gospodarstwach ogółem uległa zmniejszeniu i w 2010 r. wynosiła 37,6 kW, a w gospodarstwach indywidualnych 37,0 kW. W całym badanym okresie zmniejszyła się powierzchnia UR przypadających na 1 ciągnik, zarówno w gospodarstwach rolnych ogółem jak i w gospodarstwach indywidualnych; w latach 2000—2005 o 3 ha w gospodarstwach ogółem i o 2 ha w gospodarstwach indywidualnych. Po 2005 r. powierzchnia UR przypadających na 1 ha w gospodarstwach ogółem utrzymywała się na tym samym poziomie do końca omawianego okresu — na jeden ciągnik przypadało 11 ha użytków w gospodarstwach ogółem i 9,5 ha UR w gospodarstwach indywidualnych.

CIĄGNIKI W ROLNICTWIE

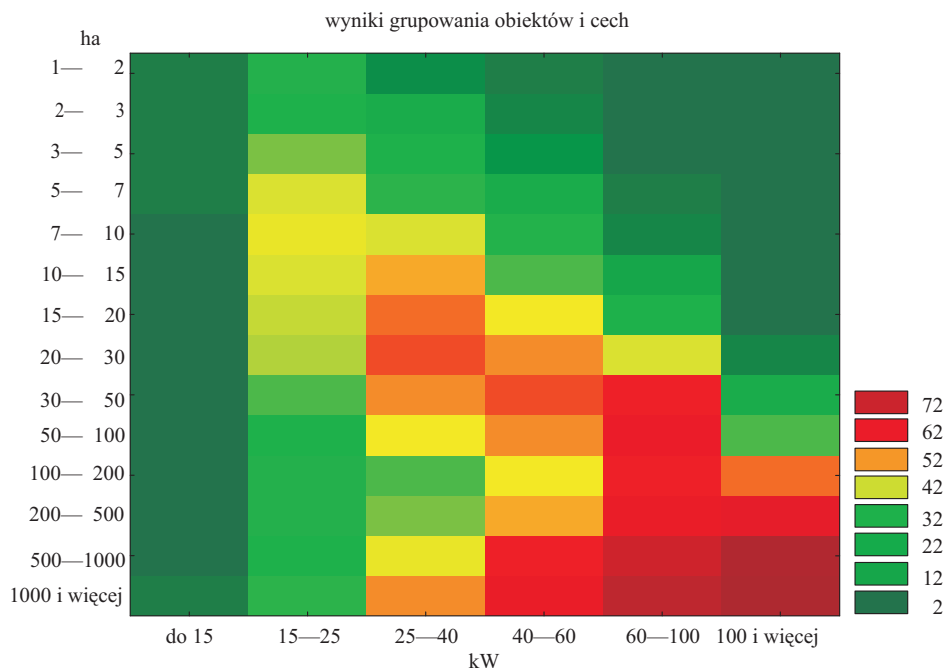
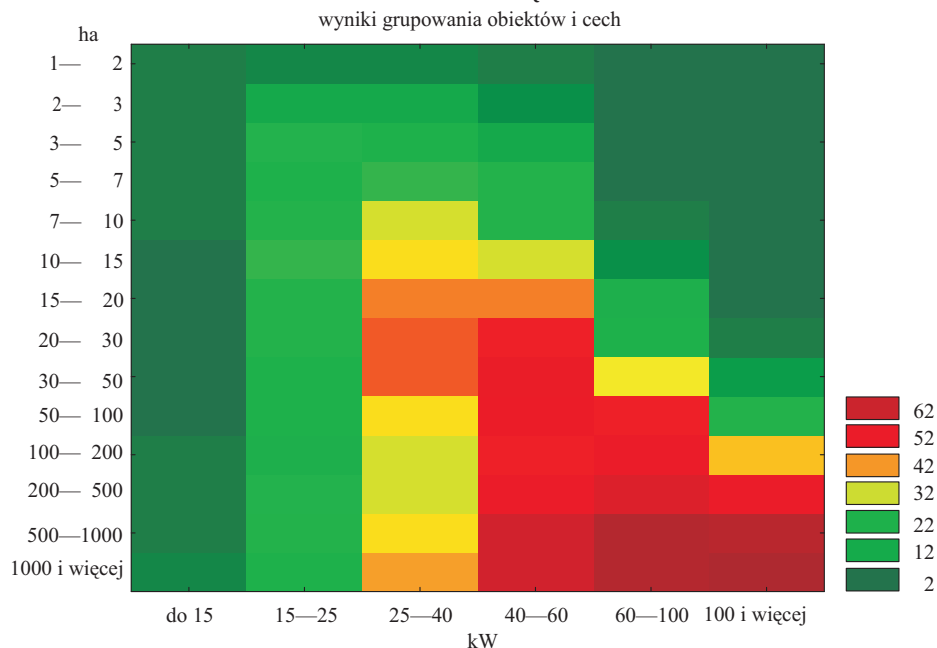
Wyszczególnienie	2000	2005		2010		
			2000=100		2000=100	2005=100
Ciągniki w tys. sztuk	1306,7	1437,2	110,0	1466,3	112,2	102,0
w tym w gospodarstwach rolnych	1257,5	1415,8	112,6	1443,6	114,8	102,0
Przeciętna nominalna moc ciągnika w kW	31,8	39,3	123,6	37,6	118,2	95,7
w tym w gospodarstwach rolnych	31,6	38,9	123,1	37,0	117,1	95,1
Powierzchnia użytków rolnych na 1 ciągnik w ha	14,0	11,0	78,6	11,0	78,6	100,0
w tym w gospodarstwach rolnych	12,0	10,0	83,3	9,5	79,2	95,0

Źródło: dane GUS — roczniki statystyczne rolnictwa.

Najwięcej ciągników notowano w dużych gospodarstwach rolnych (wykr. 6). W grupie gospodarstw 1000 ha i więcej 79% posiadało ciągnik o najwyższej mocy (100 kW i więcej), 75% o mocy 60—100 kW, a 67,4% — 40—60 kW. Podobne wyposażenie miały również gospodarstwa o powierzchni 500—1000 ha. Obserwowano, że im mniejsze było gospodarstwo, tym mniejszy był udział ciągników o dużej mocy. W gospodarstwach średnich pod względem powierzchni UR najwięcej było ciągników o mocy 25—60 kW.

W badanym okresie zmniejszeniu uległa liczba ciągników o mocy 40—60 kW we wszystkich analizowanych grupach obszarowych UR. Najwięcej takich gospodarstw miało powierzchnię 100—200 ha. W gospodarstwach tych liczba ciągników o mocy 40—60 kW zmniejszyła się prawie o 20%, natomiast we wszystkich tych grupach notowano wzrost liczby ciągników o mocy 15—25 kW i 60—100 kW. Największy wzrost liczby ciągników o mocy 15—25 kW dotyczył gospodarstw o małym areale (do 5 ha), w gospodarstwach o powierzchni 2—3 ha wzrost był dwukrotny, a w gospodarstwach 1—2 ha nawet trzykrotny. Spadła natomiast liczba ciągników o dużej mocy w gospodarstwach o małym areale (do 15 ha). Największy spadek liczby tych ciągników w analizowanym okresie (70%) notowano w gospodarstwach o areale 2—3 ha.

**Wykr. 6. UDZIAŁ GOSPODARSTW ROLNYCH POSIADAJĄCYCH CIĄGNIKI
W OGÓLNEJ LICZBIE GOSPODARSTW ROLNYCH W ZALEŻNOŚCI
OD GRUPY OBSZAROWEJ I MOCY CIĄGNIKÓW W LATACH 2002 I 2010**



Źródło: opracowanie własne na podstawie PSR 2002 i PSR 2010.

Podsumowanie

W analizowanych latach 2000—2012 nakłady na wszystkie grupy inwestycji w rolnictwie i łowiectwie miały tendencje rosnące. Znacznie wyższy był wzrost wielkości nakładów inwestycyjnych przypadających na 1 ha UR w sektorze publicznym. Obserwowano też duże przestrzenne zróżnicowanie nakładów inwestycyjnych poniesionych w rolnictwie i łowiectwie. Na podstawie wielkości nakładów notowanych w 2000 r. na 1 ha podzielono województwa na 5 grup. Najniższymi nakładami inwestycyjnymi charakteryzowały się województwa: dolnośląskie, podlaskie, warmińsko-mazurskie i kujawsko-pomorskie. Najwyższe koszty jednostkowe inwestycji obserwowano w województwach mazowieckim i wielkopolskim.

Podobna analiza przeprowadzona na podstawie danych z 2012 r. pozwoliła na wydzielenie 4 grup województw. Najniższe nakłady inwestycyjne poniesiono w województwach dolnośląskim, warmińsko-mazurskim i małopolskim, a najwyższe (tak jak w 2000 r.) w województwach mazowieckim i wielkopolskim. Największe zmiany w poniesionych nakładach inwestycyjnych na 1 ha UR wystąpiły w 2005 r. i w latach następnych, czyli po przystąpieniu Polski do UE.

Analiza wykazała duże zróżnicowanie gospodarstw rolnych pod względem wyposażenia w ciągniki. Największą ich liczbę mają duże gospodarstwa rolne. One też są najlepiej wyposażone w ciągniki o dużej mocy. W badanym okresie zmniejszyła się liczba ciągników o małej mocy 15—25 kW i o mocy średniej 40—60 kW. Jednocześnie spadła liczba ciągników o dużej mocy w małych gospodarstwach. Świadczy to o tym, że następuje racjonalizacja decyzji rolników dotyczących zakupu ciągników rolniczych.

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

LITERATURA

- Babuchowska K., Marks-Bielska R. (2012), *Inwestycje w gospodarstwach rolnych*, [w:] *Gospodarstwa rolne Polski Wschodniej i skłonność ich właścicieli do inwestowania z wykorzystaniem instrumentów wspólnej polityki rolnej*, Wydawnictwo Polskie Towarzystwo Ekonomiczne Oddział w Toruniu
- Bisz M., Nowogrodzki P., Stachniak A. (2008), *Znaczenie inwestycji w rozwoju lokalnym na przykładzie powiatu siedleckiego*, „Zeszyty Naukowe Wyższej Szkoły Ekonomiczno-Społecznej w Ostrołęce”, nr 5
- Czubak W., Mikołajczyk M. (2012), *Znaczenie inwestycji współfinansowanych środkami Unii Europejskiej w modernizacji rolnictwa w Polsce*, „Roczniki Naukowe SERiA”, t. XIV, z. 3
- Kisiel R., Babuchowska K. (2013), *Nakłady inwestycyjne w gospodarstwach rolnych — ujęcie regionalne*, „Roczniki Naukowe SERiA”, t. XV, z. 1
- Małaga-Toboła U. (2007), *Kierunek produkcji a efektywność technicznej modernizacji gospodarstw rolniczych*, Inżynieria Rolnicza, nr 7 (95)
- Poczta W. (2011), *Uwarunkowania społeczne i ekonomiczne rozwoju rolnictwa w Polsce*, [w:] *Agronomia w zrównoważonym rozwoju współczesnego rolnictwa*, Materiały IV Konferencji Naukowej PTA 5—7 września, SGGW, Warszawa

- Rychlik T., Kosieradzki M. (1981), *Podstawowe pojęcia w ekonomice rolnictwa*, PWRiL, Warszawa
- Sokołowski A. (1992), *Empiryczne testy istotności w taksonomii*, „Zeszyty Naukowe Akademii Ekonomicznej w Krakowie”, Monografie, nr 108
- Wawrzynek J. (2007), *Metody opisu i wnioskowania statystycznego*, Wydawnictwo AE we Wrocławiu

SUMMARY

In Poland, investment activity in agriculture is visible especially after 2004, i.e. after accession to the European Union (EU). The incentive for farmers were invest funds directed to the common agricultural policy of the EU and an increase in demand for Polish agricultural products in the single European market. In the years 2000—2012 expenditures for all groups of investment in agriculture tend to rise. The largest increase was recorded in capital expenditures per 1 ha of farmland. This was due to financial support from the EU. Analysis showed a high diversity of farms in terms of equipment on tractors. Large farms had most tractors and they were best equipped in the high-power tractors. However, the biggest increase in tractors of 15 kW in the period from 2002 to 2012 was observed in farms with an area of 2—3 hectares (double) and 1—2 hectares (three times).

РЕЗЮМЕ

В Польше инвестиционную деятельность в сельском хозяйстве особенно видно после 2004 г., то есть после вступления государства в Европейский союз (ЕС). Стимулом инвестирования для земледельцев были денежные фонды направленные на общую сельскохозяйственную политику ЕС и повышение спроса на польские сельскохозяйственные продукты, а также на единый европейский рынок. В 2000—2012 гг капиталовложения во все инвестиционные группы в сельском хозяйстве имели растущую тенденцию. Рекордный рост отмечался в капиталовложениях на 1 га сельскохозяйственных угодий. Это было результатом финансовой поддержки ЕС. Анализ показал также большую дифференциацию земледельческих хозяйств в отношении к оснащению тракторами. Самое большое количество их было в больших земледельческих хозяйствах, а также эти хозяйства были оснащены тракторами большой мощности. Тем не менее самый большой рост тракторов с мощностью 15 кВт в период 2002—2012 гг наблюдался в хозяйствах с площадью 2—3 га (два раза) и 1—2 га (три раза).

Hanna DUDEK

Problem stosowania jednolitych skal ekwiwalentności w analizie sytuacji dochodowej gospodarstw domowych w Unii Europejskiej

Skale ekwiwalentności stosuje się do porównań sytuacji dochodowej gospodarstw domowych o różnej wielkości i składzie demograficznym. Wykorzystywanie w tym celu dochodów rozporządzalnych lub całkowitych wydatków przypadających na jedną osobę nie jest miarodajne, gdyż nie uwzględnia zjawiska ekonomii skali wynikającego ze wspólnego zamieszkiwania, gospodarowania i konsumpcji. Na przykład, rozpatrując gospodarstwa czteroosobowe oraz jednoosobowe, których miesięczny dochód rozporządzalny wynosi 2 tys. zł na osobę intuicyjnie można sądzić, że sytuacja tych pierwszych gospodarstw jest lepsza. Aby zachować bowiem taki sam poziom życia jak gospodarstwa jednoosobowe, gospodarstwa czteroosobowe nie muszą wydawać na swoje potrzeby czterokrotnie więcej. Dlatego też w różnego typu analizach porównawczych sytuacji dochodowej gospodarstw domowych wykorzystuje się skale ekwiwalentności. Informują one o tym, ile razy więcej lub mniej musi wydać gospodarstwo domowe o danym składzie demograficznym, aby osiągnąć poziom życia gospodarstwa standardowego. Najczęściej za takie gospodarstwo przyjmuje się gospodarstwo jednoosobowe przypisując mu wartość skali równą jeden. Dochody podzielone przez wartości skal ekwiwalentności — nazywane dochodami ekwiwalentnymi¹ — stanowią podstawę analiz ubóstwa materialnego oraz nierówności dochodowych.

Konieczność uwzględnienia skal ekwiwalentności w analizie sytuacji dochodowej gospodarstw domowych o różnej wielkości i składzie demograficznym nie budzi wśród ekonomistów wątpliwości. Zasadniczy problem stanowi wybór odpowiedniej skali. Ma to wpływ na pomiar zasięgu i głębokości ubóstwa, a także na pomiar nierówności dochodowych (Coulter i in. 1992; de Vos, Zaidi, 1997). Eurostat do międzynarodowych porównań sytuacji dochodowej w krajach członkowskich Unii Europejskiej (UE) wykorzystuje tzw. zmodyfikowaną skalę OECD.

¹ Dokładniej — odpowiadającymi dochodom gospodarstwa standardowego (gospodarstwa odniesienia).

W artykule podjęto dyskusję na temat zasadności stosowania wspólnej skali w UE. Przedstawiono opinię wielu ekspertów oraz zaprezentowano własne wyniki otrzymane na podstawie podejścia polegającego na analizie zróżnicowania udziałów wydatków wybranych dóbr konsumpcyjnych. Wykorzystując dane zagregowane na poziomie krajowym zbadano, czy konsumpcja tych dóbr upodabniała się w ostatnim okresie. Otrzymane wyniki implikują wnioski w zakresie zbieżności ekonomii skali w gospodarstwach domowych w UE. Artykuł stanowi uzupełnienie i rozszerzenie pracy Dudek (2014).

KONSUMPCJA DÓBR A SKALE EKWIWALENTNOŚCI

Zjawisko zmniejszania się kosztów jednostkowych funkcjonowania gospodarstwa domowego wraz ze wzrostem jego wielkości nazywane jest zjawiskiem korzyści skali lub też ekonomii skali (Szulc, 2014). Jak wskazuje Szulc zjawisko to dotyczy wydatków względnie stałych, takich jak opłaty związane z użytkowaniem mieszkania. Odnoszą się one do konsumpcji tzw. dóbr publicznych (kolektywnych) wewnątrz gospodarstwa, które są wykorzystywane przez wielu członków gospodarstwa domowego (Perali, 2003). Słaba ekonomia skali wynika natomiast z istnienia tzw. dóbr prywatnych wewnątrz gospodarstwa domowego. Dobro prywatne charakteryzuje się tym, że jego jednostka konsumowana przez jedną osobę nie może być jednocześnie konsumowana przez inną osobę będącą członkiem gospodarstwa domowego. Klasycznym przykładem dobra prywatnego jest żywność (zwłaszcza żywność spożywana poza domem).

W praktyce raczej trudno jest wskazać dobra całkowicie publiczne (gdzie wydatki zupełnie nie zależą od liczby osób w gospodarstwie domowym) oraz dobra całkowicie prywatne. Gdyby wszystkie dobra były dobrami całkowicie prywatnymi, to nie występowałyby żadne oszczędności wynikające ze wspólnej konsumpcji w gospodarstwach domowych. W takiej sytuacji do porównania sytuacji dochodowej gospodarstw o różnych profilach demograficznych należałoby wykorzystać dochody (lub całkowite wydatki) *per capita*. Gdyby natomiast wszystkie dobra były całkowicie publiczne, to w analizach porównawczych należałoby rozpatrywać dochody (lub całkowite wydatki) w przeliczeniu na gospodarstwo. Mniejsza ekonomia skali w gospodarstwach implikuje zatem większe wartości skali ekwiwalentności.

W celu oszacowania skal ekwiwalentności wykorzystywane są różne metody statystyczne. Obszerny ich przegląd prezentują prace Schrödera (2009) i Dudek (2011). Należy podkreślić, że wyznaczenie „właściwych” wartości skal ekwiwalentności jest zadaniem bardzo trudnym do rozwiązania w sposób jednoznaczny i zadowalający (Szulc, 2014). W literaturze przedmiotu można spotkać podejścia dotyczące oszacowania tzw. skal specyficznych odnoszących się do ekonomii skali w zakresie poszczególnych grup dóbr (żywności, odzieży itp.), jak i tzw. skal ogólnych dotyczących łącznie wszystkich dóbr. Wykorzystanie obu podejść umożliwia estymacja kompletnych modeli popytu — wielorównaniowych,

w których równania odpowiadają wydatkom na poszczególne grupy dóbr. Oszacowanie skal ekwiwalentności na podstawie estymacji parametrów kompletnych modeli popytu wymaga jednak przyjęcia dość silnych założeń umożliwiających ich jednoznaczną identyfikację (Blundell, Lewbel, 1991). Dlatego też ciągle poszukuje się nowych metod wyznaczania skal ekwiwalentności. Na szczególną uwagę zasługują autorskie koncepcje A. Szulca i S. M. Kota. Pierwszy z nich zaproponował wykorzystanie w tym celu estymacji typu „matching” (Szulc, 2009), drugi — ideę stochastycznych skal ekwiwalentności (Kot, 2012; Kot 2013).

Obecnie nie ma jednej wiodącej, powszechnie akceptowanej, metody wyznaczania skal ekwiwalentności. Zastosowanie różnych podejść może prowadzić do odmiennych wyników. Wydaje się jednak, że należy stale stosować rozmaite podejścia, wykorzystując przy tym aktualne dane z gospodarstw domowych. Wyniki uzyskanych oszacowań powinny być brane pod uwagę przez ekspertów mających wpływ na kształtowanie się polityki społecznej. Decydując się na wybór konkretnych skal ekwiwalentności należy przy tym zważać na założenia leżące u podstaw metod ich wyznaczania.

REGULACJE W ZAKRESIE STOSOWANIA SKAL EKWIWALENTNOŚCI W UE

W praktyce krajowe i międzynarodowe urzędy statystyczne zwykle stosują skale normatywne ekwiwalentności. Są one ustalane na podstawie opinii ekspertów, którzy określają przeciętny wzrost kosztów utrzymania związany ze zwiększeniem liczby osób w gospodarstwie domowym² (Rusnak, 2007). Do najczęściej stosowanych należą tzw. skale OECD. W tzw. oryginalnej skali OECD, zwanej także skalą OECD 70/50³, wykorzystuje się wzór:

$$\text{Skala}_{70/50} = 1 + 0,7(d - 1) + 0,5c \quad (1)$$

gdzie:

d — liczba osób dorosłych w gospodarstwie,

c — liczba dzieci⁴ w gospodarstwie domowym.

Skalę tę zaadaptowało OECD dla krajów, które nie wypracowały własnych formuł służących do obliczania ekwiwalentnych dochodów gospodarstw domo-

² Przy ustalaniu wartości skal normatywnych eksperci biorą pod uwagę wszystkie wydatki, co odpowiada podejściu stosowanemu przy estymacji tzw. skal ogólnych lub — zwłaszcza w krajach rozwijających się — jedynie wydatki na żywność, co odpowiada podejściu właściwemu dla tzw. skal specyficznych.

³ Można także spotkać inne nazwy: stara skala OECD lub oxfordzka.

⁴ Przez dziecko rozumie się tu osobę poniżej 14 roku życia.

wych (*The OECD...*, 1982). W latach dziewięćdziesiątych minionego stulecia zaproponowano tzw. zmodyfikowaną skalę OECD, zwaną także skalą OECD 50/30 (Hagenaars i in., 1994), której wartości wyznacza się ze wzoru:

$$Skala_{50/30} = 1 + 0,5(d - 1) + 0,3c \quad (2)$$

Wzory (1) i (2) wskazują, że zmodyfikowana skala OECD zakłada większą ekonomię skali niż skala oryginalna. Hagenaars, de Vos i Zaidi (1994) do głównych argumentów przemawiających za wyborem formuły (2) do analizy sytuacji w krajach rozwiniętych gospodarczo zaliczyli fakt, że wartości obliczone na jej podstawie były zbliżone do średnich wartości skal ekwiwalentności oszacowanych metodami statystycznymi.

Eurostat w latach 80. XX w. i na początku lat 90. XX w. wykorzystywał oryginalną skalę OECD, po czym pod koniec ubiegłego stulecia ją zmodyfikował. Zmiana ta podyktowana była przede wszystkim znacznie niższymi niż w latach 80. XX w. udziałami wydatków na żywność w budżetach gospodarstw domowych. Decyzję w tej sprawie podjęto w porozumieniu z państwami UE-15 w 1998 r. i potwierdzono w Laeken w 2001 r. (Dennis, Guio, 2004).

Z uwagi na znaczne zróżnicowanie UE, stosowanie zmodyfikowanej skali OECD do analizy sytuacji dochodowej gospodarstw domowych we wszystkich krajach członkowskich może budzić wątpliwości. Na problem ten wskazali eksperci podczas akcesji do UE 10 nowych krajów w 2004 r. (Dennis, Guio, 2004; Szulc, 2004). Wykorzystanie wspólnej skali ekwiwalentności w porównaniach międzynarodowych bywa kwestionowane przez naukowców i praktyków specjalizujących się w statystyce społecznej (Johnson, Jantti, 2014).

W niektórych krajach UE wypracowano własne formuły wyznaczania skal ekwiwalentności dostosowane do warunków, w jakich żyją gospodarstwa domowe ich obywateli. Publikacje prezentujące analizy z zakresu statystyki społecznej zwykle podają wyniki otrzymane na podstawie własnej skali krajowej oraz zmodyfikowanej skali OECD. W Wielkiej Brytanii wykorzystywana jest skala McClementsa, przypisująca większą wagę starszym dzieciom w stosunku do młodszych oraz różnicująca wagi kolejnych osób dorosłych (McClements, 1977). Własne skale przygotowano także w Irlandii ($Skala_{Irlandia} = 1 + 0,66(d - 1) + 0,33c$) oraz Holandii ($Skala_{Holandia} = (d + 0,8c)^{0,5}$) (Garvey i in., 2011; Barb, Bruil, 2014).

W publikacjach polskiej statystyki publicznej, zarówno przed 2004 r. jak i po akcesji Polski do UE, wykorzystywano przede wszystkim oryginalną skalę OECD. Jak wyjaśnia Szukielojć-Bieńkuńska (2009) *GUS w swoich analizach stosuje aktualnie dwie skale — skalę oryginalną OECD, zwaną również oxfordzką, oraz tak zwaną skalę zmodyfikowaną OECD. Skala oryginalna OECD stosowana jest przede wszystkim na potrzeby analiz krajowych, a skala zmodyfikowana, zgodnie z wymogami Eurostatu, na potrzeby analiz porównawczych w obrębie krajów Unii Europejskiej*. Od pewnego czasu w niektó-

rych opracowaniach GUS w analizie sytuacji dochodowej gospodarstw domowych wykorzystywana jest zmodyfikowana skala OECD⁵. Jednakże w analizach ubóstwa pozostano przy skali oryginalnej⁶, co wydaje się być właściwym podejściem. Jak wskazują bowiem wyniki z wielu opracowań⁷, gospodarstwa domowe znajdujące się w trudnej sytuacji materialnej wykazują stosunkowo niską ekonomię skali, wynikającą m.in. z wysokich udziałów żywności w całkowitych wydatkach. Dlatego też wartości skal ekwiwalentności dla zbiorowości ubogich gospodarstw są wyższe niż dla gospodarstw pozostających poza sferą niedostatku.

METODY ANALIZY

W celu zweryfikowania, czy w krajach UE upodobnia się konsumpcja typowych dóbr publicznych i prywatnych wykorzystano metody typowe do analizy konwergencji gospodarczej. Metody te wywodzą się z teorii wzrostu gospodarczego i znajdują zastosowanie przede wszystkim w modelowaniu PKB *per capita*. Jednakże w ostatnich kilkunastu latach z powodzeniem są one stosowane w analizach empirycznych także do weryfikacji konwergencji w zakresie poziomu życia (Mazumdar 2002; Jordá, Sarabia, 2015; Kuc, 2014).

Do oceny, czy wystąpił tzw. efekt „doganiania” krajów silniejszych przez słabsze pod względem ekonomii skali w zakresie konsumpcji w gospodarstwach domowych wykorzystano model⁸:

$$\Delta \ln y_{it} = \alpha + \beta \ln y_{i,t-1} + u_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

gdzie:

y_{it} — wartość analizowanej cechy w i -tym kraju w roku t ,

$\Delta \ln y_{it} = \alpha + \beta \ln y_{i,t-1}$ — stopa wzrostu,

α, β — parametry strukturalne modelu,

u_i — efekt indywidualny dla i -tego kraju, $u_i \sim IID(0, \sigma_u)$, $i=1, 2, \dots, N$,

ε_{it} — składnik losowy, $\varepsilon_{it} \sim IID(0, \sigma_\varepsilon)$, $i=1, 2, \dots, N$, $t=1, 2, \dots, T$,

u_i i ε_{it} — są niezależne od siebie.

⁵ Począwszy od publikacji dotyczących danych z 2007 r. GUS przedstawia średnie dochody w przeliczeniu na jednostkę ekwiwalentną według skali OECD 50/30 (*Budżety...*, 2008).

⁶ Por. opracowanie *Ubóstwo...* (2013).

⁷ Wyniki dotyczące polskich gospodarstw domowych przedstawiono w opracowaniach Dudek (2011, 2013). Prawidłowość tę zaobserwowano także w wielu innych krajach (Balli, Tiezzi, 2011; Majumder, Chakrabarty, 2010; Koulovatianos i in., 2005).

⁸ Podejście to odpowiada koncepcji *beta* konwergencji wykorzystywanej w kontekście wzrostu gospodarczego.

Istotnie ujemny parametr β w modelu (3) oznacza, że kraje o niższym początkowym poziomie analizowanej cechy wykazują szybsze tempo wzrostu (tzn. tempo wzrostu jest odwrotnie proporcjonalne do początkowego poziomu analizowanej cechy). Model (3) można zapisać w postaci wykorzystywanej podczas estymacji jako:

$$\ln y_{it} = \alpha + (1 + \beta) \ln y_{i,t-1} + u_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

Jest to dynamiczny model dla danych panelowych. Do oszacowania jego parametrów wykorzystano systemową uogólnioną metodę momentów⁹ (Blundell, Bond, 1998). W metodzie tej rozpatruje się zarówno model obejmujący równania „na poziomach” oraz „na przyrostach”. Pierwszy z tych wariantów odnosi się do równania (4), drugi zaś do równania o postaci:

$$\Delta \ln y_{it} = (1 + \beta) \Delta \ln y_{i,t-1} + \Delta \varepsilon_{it}, \text{ gdzie } \Delta \ln y_{it} = \ln y_{i,t} - \ln y_{i,t-1}, \Delta \varepsilon_{it} = \varepsilon_{it} - \varepsilon_{i,t-1}$$

Analizę ekonometryczną przeprowadzono w programie Stata. Do estymacji parametrów modelu (4) wykorzystano procedurę `xtdpdys` z dwustopniową metodą uwzględniającą korektę Windmeijera¹⁰. Z kolei weryfikację egzogeniczności użytych zmiennych instrumentalnych przeprowadzono za pomocą testu Sargana. Ponadto na podstawie testu Arellano i Bonda (1991) zweryfikowano założenie o braku autokorelacji pierwszego rzędu składnika losowego w równaniach „na poziomach” poprzez zbadanie braku jego autokorelacji drugiego rzędu w równaniach „na przyrostach”, tzn. $\text{cov}(\Delta \varepsilon_{it}, \Delta \varepsilon_{i,t-2}) = 0$ ¹¹.

W celu wskazania determinant zmian rozpatrywanych udziałów wydatków oszacowano także statyczne modele panelowe:

$$y_{it} = \alpha + x_{it} \beta + u_i + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

⁹ Więcej informacji na temat estymacji i weryfikacji tego typu modeli można znaleźć w monografiach Baltagi (2005) i Dańska-Borsiak (2011).

¹⁰ Dzięki tej korekcie odporny estymator dwustopniowy, uzyskany w drugim kroku estymacji, jest bardziej efektywny niż otrzymany w kroku pierwszym.

¹¹ Należy podkreślić, że $\Delta \varepsilon_{it}$ oraz $\Delta \varepsilon_{i,t-1}$ są zależne, gdyż $\varepsilon_{it} - \varepsilon_{i,t-1}$ jest powiązany z $\varepsilon_{i,t-1} - \varepsilon_{i,t-2}$ poprzez składnik $\varepsilon_{i,t-1}$, dlatego też standardowo w analizach empirycznych nie przytacza się wyniku dotyczącego autokorelacji pierwszego rzędu składnika losowego $\Delta \varepsilon_{it}$. W zastosowanym teście Arellano i Bonda weryfikuje się hipotezę zerową o braku autokorelacji drugiego rzędu składnika losowego w równaniach „na przyrostach” wobec hipotezy o wystąpieniu niezerowej autokorelacji tego typu. Przy założeniu prawdziwości hipotezy zerowej statystyka testowa Arellano i Bonda ma standaryzowany rozkład normalny. Odrzucenie hipotezy zerowej powoduje brak zgodności zastosowanego estymatora.

gdzie:

y_{it} — zmienna objaśniana,

x_{it} — wektor wierszowy zmiennych objaśniających,

α — stała,

β — wektor kolumnowy parametrów,

u_i oraz ε_{it} ¹² — jak w modelu (4).

W modelu (5) zmienna objaśniana $y_{it} = \frac{w_{it} - w_{i,t-1}}{w_{i,t-1}}$, gdzie w_{it} — udziały wy-

datków na rozpatrywane dobro w i -tym kraju w roku t .

Potencjalne zmienne objaśniające odnoszą się do relatywnych zmian cen oraz relatywnych zmian dochodów gospodarstw domowych. Wybór takiej postaci zmiennych wynikał z rodzaju dostępnych danych dotyczących cen — dysponowano indeksami cen dla każdego z analizowanych dóbr. W modelu (5) wyjaśniano zatem kształtowanie się stóp zmian udziałów wydatków za pomocą względnych zmian cen i względnych zmian dochodów gospodarstw domowych, przy czym wykorzystano tu wartości mediany dochodów ekwiwalentnych¹³ gospodarstw domowych, wyrażone w parytecie siły nabywczej (PPS). Oszacowano podstawowe dwa typy modeli, standardowo rozpatrywane w analizie statycznych modeli panelowych — modele ze zmiennymi i stałymi efektami (odpowiednio *RE* i *FE*). Kluczową kwestią w wyborze między oboma podejściami jest założenie dotyczące braku korelacji między u_i i x_{it} w równaniu (5). Do jego weryfikacji wykorzystano test Hausmana. Estymator *FE* wektora parametrów β jest zgodny niezależnie od spełnienia tego założenia, estymator *RE* natomiast nie jest zgodny w sytuacji odrzucenia tego założenia, w związku z czym statystycznie istotna różnica między nimi świadczy o korelacji między u_i i x_{it} . W takiej sytuacji wskazane jest zastosowanie modelu ze stałymi efektami¹⁴ (Baltagi, 2005).

Do oceny zmian zróżnicowania ekonomii skali w gospodarstwach domowych oszacowano także modele trendu liniowego, wyjaśniające wartości odchyłeń standardowych rozpatrywanych udziałów wydatków.

W analizie wykorzystano dane Eurostatu dotyczące udziałów wybranych grup wydatków w łącznych wydatkach konsumpcyjnych gospodarstw domowych. W krajach UE stosowana jest Klasyfikacja Spożycia Indywidualnego według

¹² Zakłada się, że składnik losowy ε_{it} w modelu (5) jest nieskorelowany ze zmiennymi objaśniającymi oraz z efektami indywidualnymi u_i .

¹³ Uwzględniono skalę 50/30.

¹⁴ Należy zaznaczyć, że różnice między oszacowaniami za pomocą podejść *FE* i *RE* w skończonej próbie mogą wynikać także z innych przyczyn, dlatego wyniki uzyskane za pomocą testu Hausmana powinny być interpretowane z ostrożnością. Na przykład estymator *FE* może być także niezgodny z powodu zależności między ε_{it} i x_{it} (Ahn, Low, 1996).

Celu w Badaniach Budżetów Gospodarstw Domowych¹⁵, w której wyróżnia się 12 głównych grup wydatków konsumpcyjnych, obejmujących:

- 1) żywność i napoje bezalkoholowe,
- 2) napoje alkoholowe, wyroby tytoniowe i narkotyki,
- 3) odzież i obuwie,
- 4) użytkowanie mieszkania i nośniki energii,
- 5) wyposażenie mieszkania i prowadzenie gospodarstwa domowego,
- 6) zdrowie,
- 7) transport,
- 8) łączność,
- 9) rekreację i kulturę,
- 10) edukację,
- 11) restauracje i hotele,
- 12) pozostałe towary i usługi oraz kieszonkowe.

W analizie wzięto pod uwagę grupy wydatków nr 1) i 4) — pierwsza z nich może być traktowana jako typowe wydatki na dobra prywatne, druga zaś — na dobro publiczne. Pozostałe, nieuwzględnione grupy dóbr nie zawierały wyraźnego komponentu pozwalającego na jednoznaczną klasyfikację w tym zakresie lub też stanowiły niewielką pozycję w budżetach gospodarstw domowych.

Dane z lat 2004—2013 pobrano ze strony internetowej Eurostatu¹⁶. Analizą objęto 27 krajów będących członkami UE przez większą część rozpatrywanego okresu (UE-27). Z uwagi na niewielkie braki danych do estymacji parametrów modeli (4) i (5) wykorzystano panele niezbilansowane, w analizie graficznej zaś uzupełniono je stosując ekstrapolację¹⁷.

Rozpatrywane cechy odnoszą się do procentowych udziałów grup wydatków w całkowitych wydatkach konsumpcyjnych gospodarstw domowych. W dalszej części artykułu, zwłaszcza przy opisach wykresów, zastosowano skrótowe nazwy tych grup: zamiast pełnej nazwy „żywność i napoje bezalkoholowe” użyto sformułowania „żywność”, a w miejsce określenia „użytkowanie mieszkania i nośniki energii” — „mieszkanie”.

WYNIKI ANALIZY

Wstępna analiza danych zagregowanych dla wszystkich krajów UE ujawniła, że w zakresie przeciętnych udziałów wydatków na mieszkanie wystąpiła tendencja rosnąca, natomiast przeciętne w UE udziały wydatków na żywność systema-

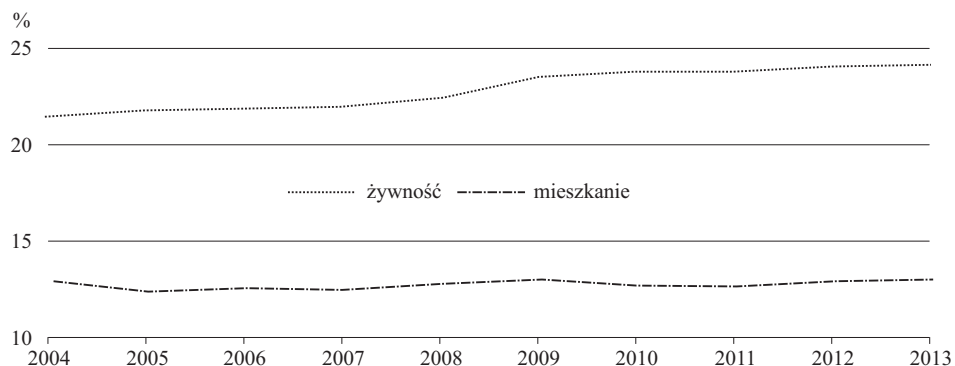
¹⁵ Jest to tzw. klasyfikacja COICOP/HBS (*Classification of Individual Consumption by Purpose for Household Budget Surveys*).

¹⁶ Część brakujących danych w bazie Eurostatu, zwłaszcza dotyczących roku 2013, uzupełniono danymi z bazy OECD.

¹⁷ Analizowane udziały wydatków dla krajów z brakującymi danymi dla roku 2013 nie wykazywały w latach 2010—2012 wyraźnych tendencji wzrostu ani spadku, dlatego wykorzystano proste średnie ruchome z trzech poprzedzających lat.

tycznie zmniejszały się w latach 2004—2007, po czym uległy niewielkiemu zwiększeniu (wykr.1).

**Wykr. 1. ZMIANY UDZIAŁÓW WYDATKÓW NA WYBRANE GRUPY DÓBR
W OGÓLNEJ ICH KWOCIE (UE-27)**



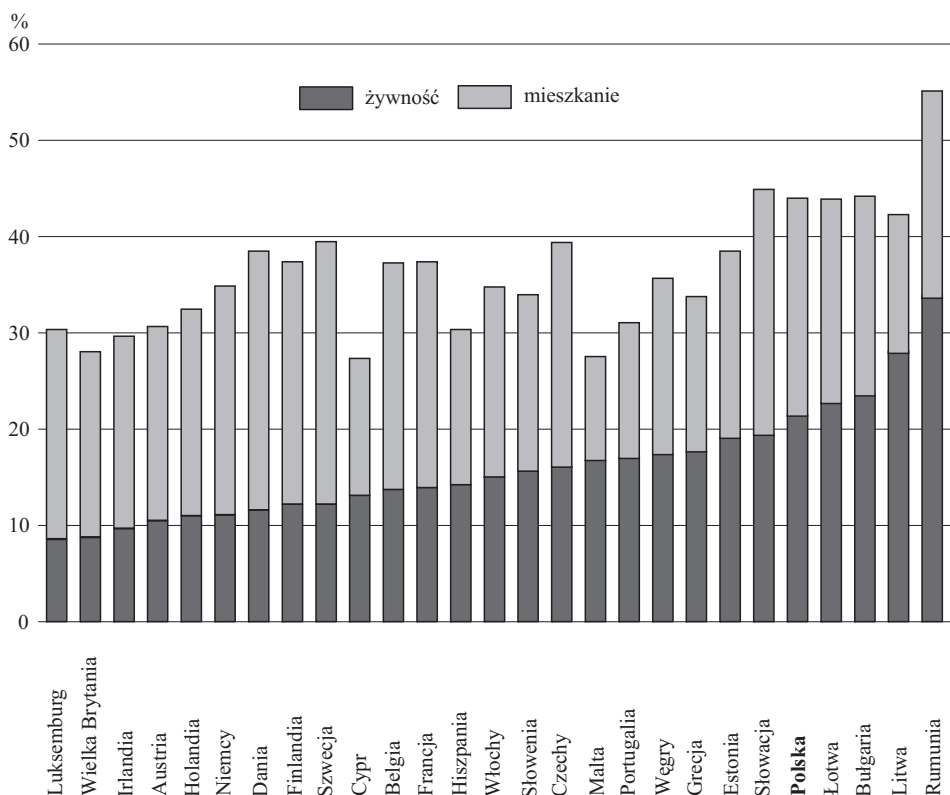
Źródło: opracowanie własne.

Z wyk. 1 wynika, że w latach 2004—2013 ekonomia skali w gospodarstwach domowych w UE nieznacznie się zwiększyła. Nastąpił bowiem wzrost udziałów wydatków związanych z konsumpcją typowych dóbr publicznych przy niemal niezmienionych udziałach wydatków odnoszących się do typowych dóbr prywatnych. Kolejne dwa wykresy świadczą o znacznym zróżnicowaniu rozpatrywanych składowych struktur wydatków konsumpcyjnych między krajami UE.

Na podstawie analizy wyk. 2 można stwierdzić, że w 2004 r. przeciętne udziały wydatków na mieszkanie oraz na żywność znacznie się różniły między krajami UE. Największe wartości stosunku pierwszych z tych wydatków do drugich odnosiły się do krajów Europy Zachodniej i Północnej: Luksemburga, Danii, Szwecji, Wielkiej Brytanii, Niemiec, Austrii, Finlandii oraz Irlandii. W krajach tych wydatki na utrzymanie mieszkania ponad dwukrotnie przewyższały wydatki na żywność. Spośród krajów UE-15 najslabiej pod tym względem wypadały kraje Europy Południowej, zwłaszcza Portugalia i Grecja, gdzie obserwowano odmienne relacje w zakresie rozpatrywanych wydatków na typowe dobra publiczne i prywatne. Zastosowanie w 2004 r. wspólnej skali ekwiwalentności w odniesieniu nawet tylko do 15 krajów tzw. „starej Unii” wydaje się problematyczne. W większości bowiem krajów postsocjalistycznych (poza Litwą, Rumunią i Bułgarią) proporcja udziałów wydatków na użytkowanie mieszkania w stosunku do wydatków na żywność była większa niż w Portugalii i Grecji. Nie można zatem jednoznacznie stwierdzić, że po-

dział w tym względzie przebiegał ostro na linii „stare” i „nowe” kraje członkowskie.

Wykr. 2. UDZIAŁY WYDATKÓW NA MIESZKANIE I ŻYWNOŚĆ W OGÓLNEJ ICH KWOCIE W 2004 R.

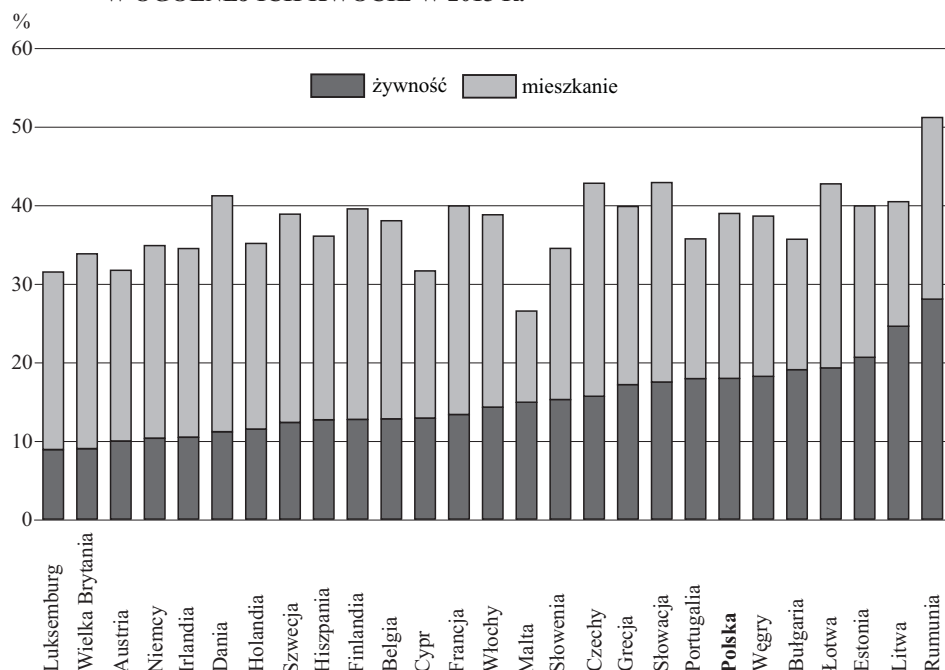


Źródło: jak przy wykr. 1.

W celu oceny zróżnicowania rozpatrywanych udziałów wydatków w ostatnim roku analizowanego okresu sporządzono wykr. 3.

Analiza wykr. 2 i 3 pozwala przypuszczać, że względne zmiany rozpatrywanych udziałów wydatków mogą zależeć od ich początkowych stanów w 2004 r. Zjawisko to szczególnie dotyczy wydatków na żywność. Relatywny spadek udziałów tych wydatków był największy w Rumunii, Bułgarii, na Łotwie i Litwie — krajach o wysokich poziomach tej cechy w 2004 r. Z kolei w krajach Europy Północnej i Zachodniej, gdzie żywność stanowiła mniej znaczącą pozycję w budżetach gospodarstw domowych, nie notowano dużych zmian. W celu weryfikacji tego przypuszczenia przeprowadzono analizę ekonometryczną. Wyniki estymacji modeli opisanych równaniem (4) przedstawiono w tabl. 1.

**Wykr. 3. UDZIAŁY WYDATKÓW NA MIESZKANIE I ŻYWNOSĆ
W OGÓLNEJ ICH KWOCIE W 2013 R.**



Źródło: jak przy wykr. 1.

TABL. 1. WYNIKI ESTYMACJI DYNAMICZNYCH MODELI PANELOWYCH

Wyniki	Żywność	Mieszkanie
Oszacowanie α	0,565 ^a	0,289 ^a
Oszacowanie β	-0,214 ^a	-0,091 ^a
Test Sargana	25,875 (0,982)	26,933 (0,974)
Test AR(2)	-1,555 (0,112)	-0,483 (0,629)

^a Parametr istotny statystycznie na poziomie 0,01.

U w a g a. W nawiasach podano tzw. *wartość p*¹⁸.

Źródło: obliczenia własne.

Z informacji przedstawionych w tabl. 1 wynika, że specyfikacja modeli jest prawidłowa, na co wskazują wyniki testu Arellano i Bonda na obecność autoko-

¹⁸ W polskojęzycznej literaturze przedmiotu tzw. *wartość p* bywa nazywana prawdopodobieństwem testowym (Sokołowski, 2004) lub poziomem istotności *exp post* (Młodak, 2010). Wartość ta jest najmniejszym poziomem istotności, przy którym następuje odrzucenie hipotezy przy danej wartości statystyki testowej.

relacji składnika losowego oraz testu Sargana, sprawdzającego poprawność instrumentów¹⁹. Parametry β w obu modelach opisanych równaniem (4) są istotnie ujemne, co oznacza, że:

- kraje o początkowo wysokich udziałach wydatków na żywność i napoje bezalkoholowe wykazywały większe stopy spadku niż kraje o startowo niskich takich udziałach,
- kraje o początkowo niskich udziałach wydatków na użytkowanie mieszkania i nośniki energii wykazywały wyższe stopy wzrostu niż kraje o wstępnie wysokich udziałach.

Stwierdzono zatem, że w latach 2004—2013 wystąpił efekt doganiania krajów silniejszych pod względem ekonomii skali przez kraje słabsze.

W celu wyjaśnienia wpływu relatywnych zmian cen oraz dochodów gospodarstw domowych na stopy zmiany rozpatrywanych udziałów wydatków oszacowano modele (5). Wyniki zamieszczono w tabl. 2 i 3. We wszystkich modelach w charakterze potencjalnych determinant uwzględniono zmiany cen modelowanego dobra, zmiany ogólnego indeksu cen oraz zmiany dochodów. Nieuwzględnienie którejs z tych zmiennych objaśniających wynikało z braku jej statystycznej istotności na poziomie 0,10.

TABL. 2. WYNIKI ESTYMACJI MODELI STOPY ZMIAN UDZIAŁÓW WYDATKÓW NA ŻYWNOSĆ W OGÓLNEJ ICH KWOCIE

Zmienna objaśniająca	Model A		Model B	
	RE	FE	RE	FE
$r(p)$	0,0022 ^a	0,0026 ^a	0,0021 ^a	0,0026 ^a
$r(x)$	-0,0839 ^a	-0,0755 ^a	—	—
$r(x)^b d_1$	—	—	-0,0154	-0,0747
$r(x)^b d_2$	—	—	-0,0912 ^a	-0,0756 ^b
Stała	-0,0075 ^c	-0,0093 ^c	-0,0078 ^c	-0,0093 ^c
Test Hausmana ^d	1,9636 (0,3746)		2,7751 (0,4276)	

^{a—c} Parametr istotny statystycznie na poziomie: *a* — 0,01, *b* — 0,10, *c* — 0,05. ^d Wyniki testu Hausmana wskazują na model ze zmiennymi efektami (RE).

U w a g a. W tabl. 2 zastosowano oznaczenia: $r(p)$ — stopa zmian cen żywności; $r(x)$ — stopa zmian dochodów gospodarstw domowych; d_1 — zmienna zero-jedynkowa przyjmująca wartość 1 dla krajów UE-15 oraz 0 dla pozostałych krajów; d_2 — zmienna zero-jedynkowa przyjmująca wartość 1 dla krajów, które przystąpiły do Unii w 2004 r. lub w 2007 r. oraz przyjmująca wartość 0 dla krajów UE-15.

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

¹⁹ Wartości odpowiedniego prawdopodobieństwa testowego (tzw. *wartości p*) podane w 5 wierszu tabl. 1 przekraczają standardowe poziomy istotności, co świadczy o braku podstaw do odrzucenia hipotezy, że nie ma autokorelacji drugiego rzędu składnika losowego w równaniu (6) „na przyrostach”. Podobnie wyniki testu Sargana informują, że nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy o zasadności wykorzystanych instrumentów.

Z informacji przedstawionych w tabl. 2 wynika, że zmiany udziałów wydatków na żywność były spowodowane zmianami cen żywności oraz zmianami dochodów gospodarstw domowych (model A). W większości krajów UE w analizowanym okresie miał miejsce systematyczny wzrost dochodów. Wyjątek stanowiły Łotwa i Estonia oraz Grecja i Hiszpania — kraje najbardziej dotknięte skutkami kryzysu finansowego zapoczątkowanego w 2008 r. Zgodnie z prawem Engla spadek udziałów wydatków na żywność w wielu krajach spowodowany był poprawą zamożności gospodarstw domowych. W modelu B uwzględniono efekt wpływu zmian dochodów oddzielnie dla „starych” i „nowych” krajów UE. Dezagregacja ta ujawniła, że w większości krajów z UE-15 mimo wzrostu dochodów nie notowano zmian w udziałach wydatków na żywność. Można więc sądzić, że w grupie tej miała miejsce sytuacja poengłowska (Zalega, 2012), sytuacja engłowska dotyczyła zaś przede wszystkim mniej zamożnych „nowych” krajów członkowskich.

W tabl. 3 przedstawiono wyniki oszacowań modeli stopy zmian pozostałych udziałów wydatków na mieszkanie.

TABL. 3. WYNIKI ESTYMACJI MODELI STOPY ZMIAN UDZIAŁÓW WYDATKÓW NA MIESZKANIE W OGÓLNEJ ICH KWOCIE

Zmienna objaśniająca	RE	FE
$r(p_h)$	0,0020 ^a	0,0020 ^b
$r(CPI)$	-0,0032 ^b	-0,0029 ^c
Stała	0,0120 ^b	0,0110 ^b
Test Hausmana	0,9056 (0,6358)	

a—c Parametr istotny statystycznie na poziomie: *a* — 0,01, *b* — 0,05, *c* — 0,10.

U w a g a. W nawiasie podano *wartość p* odpowiadającą otrzymanej wartości testu Hausmana. W tabl. 3 zastosowano oznaczenia: $r(p_h)$ — stopa zmian cen związanych z użytkowaniem mieszkania i nośników energii, $r(CPI)$ — stopa zmian ogółem cen towarów i usług konsumpcyjnych.

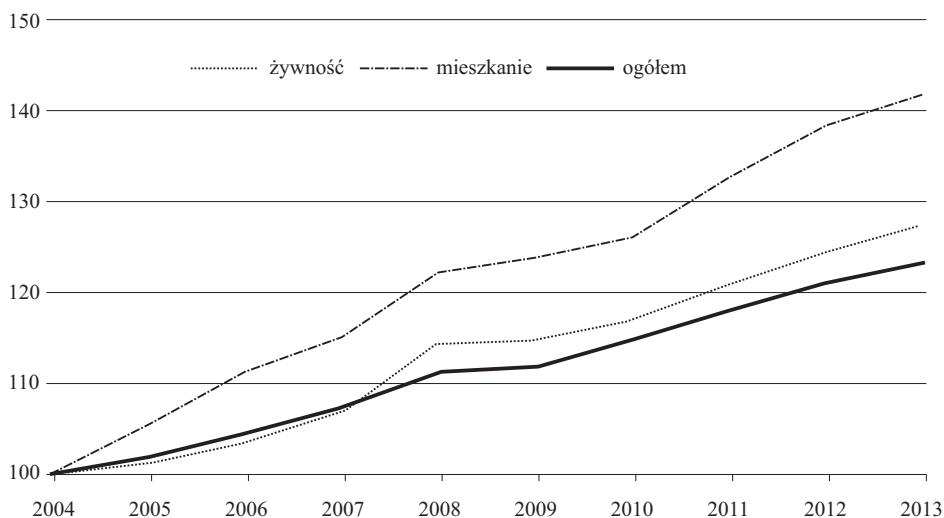
Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

Zmiany dochodów nie miały istotnego wpływu na zmiany udziałów wydatków na mieszkanie. To relacje cen związanych z użytkowaniem mieszkania oraz cen ogółem towarów i usług konsumpcyjnych determinowały te zmiany. Kształtowanie się przeciętnych dla UE-27 indeksów cen rozpatrywanych grup dóbr przedstawiono na wykr. 4.

Wykr. 4 w znacznym stopniu wyjaśnia zmiany w zakresie przeciętnych w UE wartości rozpatrywanych cech (wykr. 1):

- zwiększanie się w analizowanym okresie udziałów wydatków na mieszkanie wiązało się ze znacznym wzrostem (zwłaszcza od 2008 r.) kosztów związanych z użytkowaniem mieszkania (głównie cen nośników energii),
- na wzrost przeciętnych w UE udziałów wydatków na żywność w 2008 r. miało wpływ m.in. zwiększenie się cen żywności na świecie (w szczególności w UE).

Wykr. 4. ŚREDNIE INDEKSY CEN WYBRANYCH GRUP DÓBR W UE-27 (2004=100)



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu.

W celu zweryfikowania, czy zróżnicowanie rozpatrywanych udziałów wydatków zmniejszało się w latach 2004—2013, oszacowano liniowe modele trendu, objaśniające odchylenia standardowe tych cech.

TABL. 4. WYNIKI ESTYMACJI LINIOWYCH MODELI TRENDU DLA ODCHYLEŃ STANDARDOWYCH UDZIAŁÓW WYDATKÓW W OGÓLNEJ ICH KWOCIE

Wyniki	Żywność	Mieszkanie
Stała	5,550 ^a	4,095 ^a
Współczynnik trendu	-0,147 ^a	-0,017 ^b
R ²	0,7157	0,6884

a, b Parametr istotny statystycznie na poziomie *a* — 0,01, *b* — 0,05.

Źródło: jak przy tabl. 1.

Istotnie ujemne współczynniki trendu w modelach objaśniających odchylenia standardowe udziałów wydatków na żywność i mieszkanie świadczą o zmniejszaniu się zróżnicowania w zakresie ekonomii skali w latach 2004—2013.

Podsumowanie

Wybór skali ekwiwalentności, wykorzystywanej w opracowaniach statystyki publicznej do analizy ubóstwa i nierównomierności dochodowych, dokonywany jest przez ekspertów polityki społecznej. Wybór ten powinien zależeć od aktual-

nej sytuacji dotyczącej korzyści skali wynikającej ze wspólnego zamieszkiwania, gospodarowania i konsumpcji. Ekonomia skali jest tym większa, im wyższy jest udział w wydatkach całkowitych wydatków na dobra publiczne oraz im mniejszy jest udział wydatków na dobra prywatne.

W artykule rozważono kształtowanie się udziałów wydatków na użytkowanie mieszkania i nośniki energii oraz udziałów wydatków na żywność i napoje bezalkoholowe. Pierwsza z tych cech odnosi się do konsumpcji dóbr publicznych, druga — do prywatnych. Analizą objęto lata 2004—2013. Początkowo (w 2004 r.) udziały wydatków różniły się między krajami UE. Wprawdzie największa ekonomia skali miała miejsce w krajach Europy Zachodniej i Północnej, a najmniejsza na Litwie, to jednak nie można jednoznacznie stwierdzić, że podział ten przebiegał na linii „stare” i „nowe” kraje UE. Z uwagi na znaczne różnice analizowanych składowych struktury wydatków gospodarstw domowych zastosowanie wspólnej skali ekwiwalentności w 2004 r., w odniesieniu nawet tylko do UE-15, wydaje się problematyczne.

W większości krajów UE udziały wydatków na użytkowanie mieszkania i nośniki energii uległy zwiększeniu w latach 2004—2013, zaś udziały wydatków na żywność i napoje bezalkoholowe — zmniejszeniu, co spowodowało wzrost ekonomii skali. Na kształtowanie się poziomu pierwszej z analizowanych cech miały wpływ przede wszystkim relacje cen: wskaźniki cen związanych z użytkowaniem mieszkania i nośników energii były znacznie wyższe niż wskaźniki cen towarów i usług konsumpcyjnych ogółem. Wyniki estymacji modeli dla danych panelowych ujawniły, że przyczyną spadku udziałów wydatków na żywność w „nowych” krajach członkowskich był głównie wzrost dochodów gospodarstw domowych, natomiast w większości krajów „starej” Unii wzrost dochodów nie powodował znaczących zmian w tym zakresie.

Na podstawie analizy ekonometrycznej stwierdzono, że stopy wzrostu analizowanych cech były odwrotnie proporcjonalne do ich początkowego poziomu. To oznacza, że wystąpił efekt doganiania krajów silniejszych przez kraje słabsze pod względem ekonomii skali. Ponadto zaobserwowano zmniejszanie się zróżnicowania między krajami w obu analizowanych udziałach wydatków. Uzyskane wyniki uzasadniają zatem optymizm w kwestii upodabniania się rozpatrywanych składowych struktur wydatków i zasadności zastosowania w przyszłości jednolitych skal ekwiwalentności we wszystkich krajach UE.

dr hab. Hanna Dudek — profesor SGGW

LITERATURA

- Ahn S. C., Low S. (1996), *A Reformulation of the Hausman Test for Regression Models with Pooled Cross-section Time-series Data*, „Journal of Econometrics”, Vol. 71
- Arellano M., Bond S. (1991), *Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations*, „Review of Economic Studies”, Vol. 58

- Balli F., Tiezzi S. (2011), *Equivalence Scales Declining with Expenditure: Evidence and Implications for Income Distribution*, „Quaderni del Dipartimento di Economia Politica”, No. 611
- Baltagi B. (2005), *Econometric Analysis of Panel Data*, 3rd ed., John Wiley & Sons, West Sussex
- Barb F. D., Bruil A. (2014), *Household and Individuals: Two Sides of the Same Coin*, praca referowana podczas 33 Konferencji IARIW, Rotterdam, 24—30.08. 2014
- Blundell R., Lewbel A. (1991), *Information Content of Equivalence Scales*, „Journal of Econometrics”, Vol. 50
- Blundell R., Bond S. (1998), *Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models*, „Journal of Econometrics”, Vol. 87 (1)
- Budżety gospodarstw domowych w 2007 r.* (2008), GUS
- Coulter F. A. E., Cowell F. A., Jenkins S. P. (1992), *Equivalence Scale Relativities and the Measurement of Inequality and Poverty*, „The Economic Journal”, Vol. 102
- Dańska-Borsiak B. (2011), *Dynamiczne modele panelowe w badaniach ekonomicznych*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego
- de Vos K., Zaidi M. A. (1997), *Equivalence Scale Sensitivity of Poverty Statistics for the Member States of the European Community*, „The Review of Income and Wealth”, Vol. 43(3)
- Dennis I., Guio A. C. (2004), *Monetary Poverty in New Member States and Candidate Countries*, „Statistics in Focus”, nr 12, Eurostat
- Dudek H. (2011), *Skale ekwiwalentności — estymacja na podstawie kompletnych modeli popytu*, Wydawnictwo SGGW
- Dudek H. (2013), *Equivalence Scales for Poland — New Evidence Using Complete Demand Systems Approach*, „Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu”, nr 308
- Dudek H. (2014), *Zmiany w zakresie udziałów wybranych wydatków konsumpcyjnych w UE a problem skal ekwiwalentności*, „Roczniki Kolegium Analiz Ekonomicznych”, nr 34
- Garvey E., Murphy E., Osikoya P. (2011), *Estimates of the Cost of a Child in Ireland*. „Combat Poverty Agency, Working Paper Series”, nr 11
- Hagenaars A., de Vos K., Zaidi M. A. (1994), *Poverty Statistics in the Late 1980s: Research Based on Micro-data*, Office for Official Publications of the European Communities, Luxembourg
- Johnson D., Jantti M. (2014), *Searching for a Consistent Equivalence Scale Across Countries*, praca referowana podczas 33 Konferencji IARIW, Rotterdam, 24—30.08. 2014
- Jordá V., Sarabia J. (2015), *International Convergence in Well-Being Indicators*, „Social Indicators Research”, Vol. 120(1)
- Kot S. M. (2012), *Ku stochastycznemu paradygmatowi ekonomii dobrobytu*, Oficyna Wydawnicza „Impuls”, Kraków
- Kot S. M. (2013), *Stochastic Equivalence Scales in Lognormal Distributions of Expenditures*, „Metody ilościowe w badaniach ekonomicznych”, Vol. 14, No. 1
- Koulovatianos C., Schröder C., Schmidt U. (2005), *On the Income Dependence of Equivalence Scales*, „Journal of Public Economics”, Vol. 89, No. 5 i 6
- Kuc M. (2014), *Analiza konwergencji społecznej metodami panelowymi*, „Roczniki Kolegium Analiz Ekonomicznych”, nr 34
- McClements L. D. (1977), *Journal of Public Economics*, „Equivalence Scales for Children”, Vol. 8, No. 2
- Majumder A., Chakrabarty M. (2010), *Estimating Equivalence Scales Through Engel Curve Analysis*, „Econophysics & Economics of Games, Social Choices and Quantitative Techniques”, Springer
- Mazumdar K. (2002), *A Note on Cross-country Divergence in Standard of Living*, „Applied Economics Letters”, Vol. 9(2)

- Młodak A. (2010), *Imputacja danych w spisach powszechnych*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 8
- Perali F. (2003), *The Behavioral and Welfare Analysis of Consumption*, Kluwer Academic Publisher, Dordrecht
- Rusnak Z. (2007), *Statystyczna analiza dobrobytu ekonomicznego gospodarstw domowych*, Wydawnictwo AE im. O. Langego we Wrocławiu
- Schröder C. (2009), *The Construction and Estimation of Equivalence Scales and Their Uses* [w:] D. Slottje (red.), „Quantifying Consumer Preferences, Contributions to Economic Analysis”, Vol. 288, Emerald, Bingle
- Sokołowski A. (2004), *O niewłaściwym stosowaniu metod statystycznych*, „Statystyka i data mining w badaniach naukowych”, Statsoft Polska, Kraków: <http://www.statsoft.pl/Portals/0/Downloads/Naukowe1.pdf> (odczyt 7. 07. 2015 r.)
- Szukełojć- Bieñkuńska A. (2009), *Ubóstwo w Polsce na tle krajów Unii Europejskiej — podstawowe fakty i dane*, Ekspertyza przygotowana w ramach projektu EAPN Polska — profesjonalny dialog na rzecz Europy Socjalnej, Polski Komitet Europejskiej Sieci Przeciw Ubóstwu (EAPN Polska), Warszawa
- Szulc A. (2004), *Poverty Measurement in Transition Countries Joining the European Union: a Polish Perspective*, referat wygłoszony podczas konferencji „Aligning the EU Social Inclusion Process and the Millennium Development Goals”, Wilno 26 i 27. 04. 2004 r.
- Szulc A. (2009), *A Matching Estimator of Household Equivalence Scales*, „Economics Letters”, Vol. 103
- Szulc A. (2014), *Dochód i konsumpcja*, w: T. Panek (red.), „Statystyka społeczna” PWE, Warszawa
- The OECD List of Social Indicators* (1982), OECD, Paris
- Ubóstwo w Polsce w świetle badań GUS* (2013), GUS
- Zalega T. (2012), *Konsumpcja — determinanty, teorie, modele*, PWE, Warszawa

SUMMARY

The article says about equivalence scales used to compare the income situation of households of different size and demographic composition. The use of a single equivalence scale in the European Union (EU) is questionable due to the different situation of Member States households. The paper presents the results obtained on the basis of panel data on changes in spending share on typical public and private goods. Eurostat data was used on the shares of expenditure on housing, energy, food and soft drinks. The author examined whether the shares of these goods resembled in 2004—2013. It was observed a catch-up effect stronger by the weaker countries in terms of scale. The obtained results allow for moderate optimism regarding the future of the applicability of uniform equivalence scales in all EU countries.

РЕЗЮМЕ

В статье была обсуждена тема масштабов эквивалентности используемых в сопоставлении доходного положения домашних хозяйств с различной величиной и демографическим составом. Использование

единого масштаба эквивалентности в Европейском союзе (ЕС) вызывает сомнения в отношении к различному положению домашних хозяйств в странах-членах ЕС. В разработке были представлены результаты полученные на основе анализа панельных данных в области изменений доли расходов на типичные публичные и частные блага. Были использованы данные Евростата по доли расходов на жилье, воду и энергию, а также на питание и безалкогольные напитки. Было обследовано была ли доля этих благ похожа друг на друга в 2004—2013 гг. Было установлено, что слабые государства догоняют более сильные в отношении к масштабу. Полученные результаты позволяют на умеренный оптимизм в отношении к принципам использования в будущее время единых масштабов эквивалентности во всех странах ЕС.

XVI konferencja

Metody ilościowe w badaniach ekonomicznych

W dniach 22 i 23 czerwca 2015 r. odbyła się XVI konferencja *Metody ilościowe w badaniach ekonomicznych* zorganizowana przez Katedrę Ekonometrii i Statystyki SGGW. Funkcję przewodniczącego Komitetu Organizacyjnego pełnił dr inż. Grzegorz Koszela. Partnerem konferencji była firma StatSoft Polska Sp. z o.o.

W trakcie sesji plenarnych oraz zwykłych wygłoszono 62 referaty. Obrady były poświęcone najważniejszemu aspektowi zastosowań metod ilościowych w naukach ekonomicznych. Omawiano m.in. problematykę metodologiczną: wielowymiarowej analizy porównawczej, estymacji, testów statystycznych, klasyfikacji i dyskryminacji danych, modelowania oraz prognozowania. Oprócz tematyki teoretycznej zajmowano się zastosowaniami metod ilościowych w: badaniach efektywności i rozwoju produkcji rolniczej, ocenie ryzyka inwestycji giełdowych, analizach stawek ubezpieczeń, określaniu atrakcyjności i rozwoju regionów, prognozowaniu upadłości przedsiębiorstw oraz badaniach społecznych.

W trakcie pierwszej sesji plenarnej, którą prowadził prof. dr hab. Bolesław Borkowski (SGGW) — przewodniczący Komitetu Naukowego konferencji, wygłoszono 4 referaty.

Sesję rozpoczął prof. dr hab. Czesław Domański (Uniwersytet Łódzki) referatem pt. *Ograniczenia stosowania testów statystycznych*. Autor zwrócił uwagę na świadome lub nieświadome łamanie pewnych zasad i stosowanie całego szeregu uproszczeń przez badaczy wykorzystujących metody statystyki matematycznej w analizach. W przypadku badań częściowych bardzo często nie jest spełnione założenie o istnieniu próby prostej, a fakt, że próba nie jest prosta ma duży wpływ na rozmiar testu. Profesor podkreślił wagę koncepcji Neymana o mocy testu i konieczności definiowania zbioru wariantów hipotezy alternatywnej.

Drugi referat pt. *Modelowanie zagrożenia finansowego i bankructwa przedsiębiorstw — problemy metodyczne* wygłosił prof. dr hab. Marek Gruszczyński (SGH). Autor przedstawił wybrane kwestie modelowania zagrożenia finansowego i bankructwa przedsiębiorstw, takie jak różnorodność podejść do zagrożenia finansowego, przegląd nowych koncepcji oraz bilans ostatnich prac opublikowanych w Polsce.

Prof. dr hab. Ryszard Budziński (Uniwersytet Szczeciński) w referacie *Użyteczność metod ilościowych w ekonomii* omówił rozwiązania hybrydowe, które

integrują i udostępniają algorytmy komplementarnych metod wspomagania decyzji.

W referacie *Wykorzystanie danych oczyszczonych o wysokiej częstotliwości w prognozowaniu zmiennych ze złożoną sezonowością* prof. dr hab. Jan Zawadzki oraz dr Maria Szmuksta-Zawadzka (Uniwersytet Technologiczny w Szczecinie) przedstawili procedurę modelowania i prognozowania zmiennej o bardzo wysokiej częstotliwości obserwowania na podstawie szeregów, z których wyeliminowano dwa lub trzy rodzaje sezonowości. Rozważania teoretyczne zilustrowano przykładem empirycznym dotyczącym kształtowania się zapotrzebowania na moc energetyczną w pewnej aglomeracji.

Pierwszej sesji tematycznej przewodniczył dr hab. Wiesław Szczesny (SGGW). Sesja ta dotyczyła metodologicznych aspektów wielowymiarowej analizy porównawczej.

Prof. dr hab. Karol Kukuła i dr Lidia Luty (Uniwersytet Rolniczy w Krakowie) w referacie *Metoda porządkowania liniowego a ranking obiektów* przedstawili procedurę wspomagającą podjęcie decyzji wyboru metody porządkowania liniowego. Nową formułę wyznaczania liczby skupień pod kątem zbiorów danych składających się wyłącznie ze zmiennych binarnych zaproponował dr hab. Jerzy Korzeniewski (Uniwersytet Łódzki) w referacie *Wyznaczanie liczby skupień dla marketingowych zbiorów danych binarnych*. Dr Marta Jarocka (Politechnika Białostocka) wygłosiła referat *Porządkowanie liniowe — błędy przy interpretacji wyników oraz sposób ich eliminacji*, w którym dokonała analizy wartości wskaźnika rankingu polskich uczelni oraz wskazała wady porządkowania liniowego. Zaproponowała procedurę skorygowania rezultatów liniowego rankingu z wykorzystaniem metody grupowania E. Nowaka. W referacie *Analiza porównawcza wyników uzyskanych za pomocą miar syntetycznych m oraz przy zastosowaniu metody unitaryzacji zerowanej* dr Sławomir Lisek (Uniwersytet Rolniczy w Krakowie) porównał miarę syntetyczną m z miarą syntetyczną, zbudowaną na podstawie zunitaryzowanych wskaźników. Na podstawie badań autor wywnioskował, że miara m pozwala obiektywnie ocenić kondycję danego przedsiębiorstwa, czego nie umożliwia miara skonstruowana na bazie zunitaryzowanych wskaźników.

W pierwszym dniu konferencji odbyły się dodatkowo cztery sesje równoległe.

Na sesji 2A, której przewodniczyła dr hab. Emilia Tomczyk (SGH), wygłoszono 5 referatów w języku angielskim. Badanie rozwoju oraz wpływu komputeryzacji procesów gospodarczych na gospodarkę polską przedstawiły dr hab. Maria Parlińska i mgr Iryna Petrovska (SGGW) w referacie *Development of information systems in Poland*. Dr hab. Ewa M. Syczewska (SGH) w referacie *Granger causality test for bilateral exchange rate and pairs of stock indices* analizowała test przyczynowości trzech zmiennych. Autorka zbadała wpływ

danego indeksu na kształtowanie kursu przy uwzględnieniu w modelu, objaśniającym kurs walutowy, drugiego indeksu jako dodatkowej zmiennej objaśniającej. W referacie *Short term aggregated supply curves for OECD countries in 1991Q1–2013Q4* dr hab. Dariusz Błaszczuk (Akademia Finansów i Biznesu Vistula) porównał krzywe zagregowanej podaży wyznaczone na podstawie (zarówno typowych, jak i nietypowych) krzywych Okuna i Philipsa z odpowiednimi krzywymi obrazującymi zależności bezpośrednie, opisane formułą $PKB = b_0 + b_1CPI + b_2CPI^2$. Każda z krzywych była estymowana na tym samym zbiorze danych kwartalnych, oddzielnie dla każdego kraju OECD. Z kolei, wykorzystując model z korektą błędu, dr hab. Victor Shevchuk (Politechnika Krakowska) w referacie *Determinants of demand for international reserves in Ukraine* dokonał oszacowania popytu na rezerwy międzynarodowe na Ukrainie oraz występujące zmiany strukturalne po kryzysie finansowym z lat 2008 i 2009. Dr hab. Jacek Strojny (Uniwersytet Rolniczy w Krakowie) wygłosił referat *Export and agricultural production of Polish agro-food sector — a finite distributed lag model*, w którym przedstawił oszacowanie krótko- i długookresowego wpływu eksportu na produkcję rolnictwa. Autor zastosował transformację Koycka jako alternatywę dla sekwencyjnego szacowania modelu z nieskończonym rozkładem opóźnień.

Sesji 2B przewodniczył prof. dr hab. Karol Kukuła. Tu w referacie *Efektywność techniczna gospodarstw mlecznych w Polsce — analiza porównawcza dla DEA i bayesowskiego stochastycznego modelu granicznego* dr hab. Jerzy Marzec (Uniwersytet Ekonomiczny w Krakowie), dr Andrzej Pisulewski (Uniwersytet Rolniczy w Krakowie) oraz mgr Artur Prędko (Uniwersytet Ekonomiczny w Krakowie) porównali wyniki pomiaru efektywności technicznej gospodarstw mlecznych w Polsce otrzymane metodą analizy obwiedni danych (DEA) oraz za pomocą bayesowskiego stochastycznego modelu granicznego (BSFM). Badanie zmian efektów skali w regionach FADN w Polsce w latach 2004–2011 zaprezentowali dr hab. Tomasz Kuszewski (SGH) oraz dr Agata Sielska (Instytut Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej — Państwowy Instytut Badawczy) w referacie *Efekty skali produkcji rolniczej w regionach FADN dla Polski w latach 2004–2011*. Autorzy przeanalizowali profile produkcyjne, które (dla wyszczególnionych grup gospodarstw rolnych) opisane były zestawem oszacowanych parametrów funkcji CES. W referacie *Relatywne zmiany zagospodarowania infrastrukturalnego na obszarach wiejskich powiatów województwa wielkopolskiego w latach 2004–2013* dr Jarosław Lira (Uniwersytet Przyrodniczy w Poznaniu) przedstawił ocenę relatywnych zmian pomiędzy powiatami w rozwoju podstawowych składników infrastruktury gospodarczej na obszarach wiejskich woj. wielkopolskiego w latach 2004–2013. Wykorzystanie wielowymiarowych metod taksonomii relatywnej w ujęciu dynamicznym umożliwiło porównanie powiatów pod kątem dostępu ludności wiejskiej do usług infrastrukturalnych. Dr Anna Jankowska (Uniwersytet Przyrodniczy w Pozna-

niu) w referacie *Zastosowanie analizy skupień dla zobrazowania interwencjonizmu na poszczególnych rynkach rolnych w krajach EŚiW* (Europy Środkowej i Wschodniej) przedstawiła wykorzystanie metody analizy skupień (Warda) dla pogrupowania zarówno krajów EŚiW, jak i UE-25. Takie podejście miało na celu zobrazowanie skali realizowanego interwencjonizmu rynkowego na poszczególnych rynkach rolnych. Badanie rozwoju rolnictwa ekologicznego w wybranych krajach Europy w latach 2005—2012, z uwzględnieniem wielu cech, zaprezentowała dr Lidia Luty w referacie *Rozwój rolnictwa ekologicznego w wybranych krajach Europy*. Dr Monika Ziolo (Uniwersytet Rolniczy w Krakowie) w referacie *Wielowymiarowa analiza statystyczna pozarolniczej działalności gospodarczej w Polsce w porównaniu do krajów Unii Europejskiej* przedstawiła analizę tej działalności gospodarstw rolnych. Przedmiotem badań była aktywność gospodarcza rolników pod względem specyfiki gospodarstw, jej zróżnicowanie przestrzenne i czasowe.

Sesji 3A przewodniczyła dr hab. Ewa M. Syczewska (SGH). W referacie *Analiza współzależności pomiędzy poziomem stóp procentowych a poziomem inflacji i kursami walutowymi złotego* dr hab. Stanisław Gędek (Politechnika Rzeszowska) podjął próbę określenia parametrów opisujących relację między cechami polityki monetarnej Polski, takimi jak kurs walutowy, poziom inflacji oraz poziom stóp procentowych w latach 2001—2014. W analizie autor wykorzystał wektorowy model korekty błędem (VECM), koncepcję przyczynowości w sensie Grangera oraz funkcję odpowiedzi na impuls (IRF). Dr Adam Zaręba, dr Szymon Okoń, mgr Andrzej Nowak (Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu) oraz mgr Przemysław Konieczka (SGH) w referacie *Anomalia niskiej czy może wysokiej ceny? Osobliwy przypadek polskiego rynku akcji* przedstawili badanie poświęcone anomalii niskiej ceny na polskim rynku akcji. Autorzy objęli analizą ponad 850 spółek z polskiego rynku akcji w okresie 2000—2014 i wykorzystali sortowanie, metody analizy przekrojowej oraz testy relacji monotonicznych. Ponadto, wykorzystując alternatywną metodologię, zweryfikowali hipotezę Bakera i in. z 2009 r., że menadżerowie przedsiębiorstw wykorzystują *splits*¹ do zarządzania wartością przedsiębiorstwa. Referat *Dokładność prognoz wskaźników makroekonomicznych a reakcje inwestorów na GPW w Warszawie* wygłosił dr Tomasz Wójtowicz (AGH). Autor zbadał reakcje inwestorów na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie na publikację danych makroekonomicznych ze Stanów Zjednoczonych. Porównał również siłę reakcji w zależności od rozbieżności pomiędzy prognozami a rzeczywistymi wartościami publikowanych wskaźników makroekonomicznych. Dr hab. inż. Tadeusz Kwater oraz dr Marcin Halicki (Uniwersytet Rzeszowski) w referacie *Zastosowanie sztucznej sieci neuronowej wspomagającej proces zarządzania portfelem akcji w ujęciu okresu inwestowania na wybranych giełdach papierów wartościowych* podjęli

¹ Podział wartości nominalnej akcji.

próbę zastosowania sztucznych sieci neuronowych we wspomaganiu wyboru giełd papierów wartościowych w ramach zarządzania portfelem akcji. W referacie *Analiza porównawcza ryzyka ekstremalnego na rynkach metali nieżelaznych i szlachetnych* dr Dominik Krężolek (Uniwersytet Ekonomiczny w Katowicach) omówił wyniki pomiaru ryzyka ekstremalnych zmian stóp zwrotu wybranych metali nieżelaznych i szlachetnych. Przeprowadził analizę porównawczą w kontekście podejmowanych działań inwestycyjnych. Mgr Andrzej Geise (UMK) wygłosił referat *Przyczynowość w sensie Grangera między cenami ropy naftowej a produkcją i inflacją w wybranych państwach Unii Europejskiej*, w którym poruszył problem zależności między cenami surowców a aktywnością gospodarczą w kontekście zmian strukturalnych wywołanych kryzysem finansowym. Autor wykazał, że w niektórych krajach istnieje jednokierunkowa zależność przyczynowa cen ropy od produkcji i inflacji.

Na Sesji 3B, której przewodniczył prof. dr hab. Wojciech Zieliński (SGGW), dr hab. Agata Boratyńska i dr Dorota Juszcak (SGH) w referacie *Odporność modelu Tweediego na zaburzenia rozkładu wartości szkód w szacowaniu rezerw IBNR* przeprowadziły dyskusję na temat odporności procedury estymacji parametrów oraz predykcji zmiennej losowej w modelu Tweediego złożonego rozkładu Poissona. Autorki rozważyły wpływ ε -zaburzenia rozkładu wartości pojedynczej szkody na jakość estymatorów parametrów rozkładów i predyktorów rezerw IBNR. W referacie *Aproksymacje prawdopodobieństwa ruiny* dr Marcin Rudź (Politechnika Łódzka) omówił zagadnienia związane z ubezpieczeniowym procesem ryzyka z czasem dyskretnym. Zaprezentował wybrane aproksymacje prawdopodobieństwa ruiny Ψ oraz przedstawił wyniki symulacyjnych badań porównawczych. Dr Paweł Sakowski, dr Robert Ślepaczuk (Uniwersytet Warszawski) oraz mgr Mateusz Wywiół (Union Investment TFI S.A.) w referacie *Cross-sectional returns from diverse portfolio of equity indices with risk premia embedded* przedstawili rozszerzoną ocenę klasycznego modelu Famy, Frencha i Carharta dla globalnych indeksów giełdowych. W referacie *Świadczenia rentowe wypłacane z tytułu ubezpieczeń odpowiedzialności cywilnej* dr Anna Jędrzychowska (Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu) omówiła modele rent, które mogą być pomocne w naliczaniu świadczeń rentowych wypłacanych jako odszkodowanie (zwłaszcza z tytułu utraconych dochodów i zwiększonych potrzeb) z tytułu ubezpieczeń odpowiedzialności cywilnej. Dr Marek Kociński (SGGW) wygłosił referat *Modelowanie współzależności wielkości zleceń i kosztów transakcji na rynkach finansowych*. Przedstawił przegląd istniejących modeli i pokazał, jak rynek (*market impact*²) może oddziaływać na podejmowanie decyzji inwestycyjnych. W referacie *Analiza porównawcza modelowania logitowego i funkcji dyskryminacyjnej w ocenie ryzyka upadłości spółek giełdowych* dr inż. Jolanta Wojnar (Uniwersytet Rzeszowski) porównała efekty modelowa-

² Wpływ dużych transakcji na ceny aktywów.

nia logitowego i funkcji dyskryminacyjnej w ocenie zagrożenia finansowego spółek giełdowych. Zbadała również wpływ różnych wskaźników analizy finansowej na zdolność prognostyczną modeli.

W drugim dniu konferencji odbyły się 4 sesje tematyczne.

Sesji 4A przewodniczył prof. dr hab. Jan Zawadzki (Zachodniopomorski Uniwersytet Technologiczny). Dr inż. Marek Kiczek (Politechnika Rzeszowska) w referacie *Analiza konwergencji rozwoju gmin województwa podkarpackiego* podjął problematykę rozwoju lokalnego i czynników warunkujących ten rozwój. Zbadał występowanie efektu konwergencji lub dywergencji rozwoju ekonomicznego tych gmin. Referat *Ocena wpływu dostępności leczenia onkologicznego na poziom zgonów w polskich województwach* dr Justyny Kujawskiej (Politechnika Gdańska) to opis zastosowania metody *Data Envelopment Analysis* (DEA). Dr inż. Ewa Pośpiech oraz dr Adrianna Mastalerz-Kodzis (Uniwersytet Ekonomiczny w Katowicach) w referacie *Modelowanie przestrzenne wybranych procesów ekonomiczno-społecznych* zidentyfikowały za pomocą zbudowanych modeli przestrzennych zależności przestrzenne zachodzące w regionach Polski pod względem wybranych zmiennych ekonomiczno-społecznych. Referat *Zastosowanie metody Hellwiga do określenia atrakcyjności turystycznej gmin na przykładzie województwa podkarpackiego* dra inż. Artura Steca (Politechnika Rzeszowska) był prezentacją rankingu gmin pod względem zadanego kryterium. Jednocześnie autor wskazał gminy, które swój rozwój powinny opierać na turystyce. Dr inż. Piotr Adamczyk (SGGW) w referacie *Ocena sytuacji na lokalnym rynku pracy z wykorzystaniem metod wielowymiarowej analizy porównawczej* przedstawił wyniki analizy porównawczej rynku pracy w powiatach woj. mazowieckiego z wykorzystaniem zmiennej syntetycznej. Autor sporządził ranking powiatów oraz wyodrębnił grupy typologiczne o podobnym rynku pracy. W celu rozważenia efektywności świadczenia usług administracyjnych przez 12 wybranych urzędów miast na prawach powiatu dr hab. Szczepan Figiel, dr Jacek Michalak i mgr Anna Rutkowska (Uniwersytet Warmińsko-Mazurski w Olsztynie) przygotowali referat *Efektywność funkcjonowania wybranych urzędów miast w Polsce w ujęciu nieparametrycznym*. Autorzy przeprowadzili pomiar wykorzystując metodę DEA, ponadto opracowali ranking urzędów od najbardziej do najmniej efektywnego.

Sesji 4B przewodniczył dr hab. Jerzy Marzec. W referacie *Wykorzystanie modelu probitowego w prognozowaniu upadłości przedsiębiorstw w branży turystycznej* dr Anna Lamek (Politechnika Opolska) omówiła prawdopodobieństwo upadłości przedsiębiorstwa branży turystycznej na podstawie sprawozdań finansowych spółki. Dr Izabela Kurzawa (Uniwersytet Przyrodniczy w Poznaniu) oraz dr Jarosław Lira przedstawili przydatność wybranego modelu regresji kwantylowej do badania zróżnicowania przedsiębiorczości w referacie *Zastosowanie*

wanie regresji kwantylowej do badania zależności pomiędzy wskaźnikiem przedsiębiorczości a infrastrukturą wodno-ściekową na obszarach wiejskich gmin w województwie wielkopolskim. Z kolei rozważania nad trafnością prognostyczną testu koniunktury prowadził dr Wojciech Zatoń (Uniwersytet Łódzki), który przedstawił temat *Trafność prognostyczna testu koniunktury przemysłowej GUS*. Wyniki badań autora wykazały, że przedsiębiorcy, odpowiadając na pytanie o prognozy produkcji w najbliższych trzech miesiącach, koncentrują się głównie na najbliższych dwóch miesiącach, zaś przeciętna jakość prognoz wykazuje wyraźną poprawę w ostatnich latach. Dr Marcin Idzik (SGGW) w referacie *Odzworowanie na strukturę utajoną (PLS) w ocenie uwarunkowań społecznego zaufania do banków spółdzielczych* zastosował gradacyjny model teorii zaufania do identyfikacji czynników kształtujących zaufanie do tych banków. W referacie *Wykorzystanie analizy wielokryterialnej do badania różnicowania potencjału rozwojowego Polski* dr Michał Kościółek (Politechnika Rzeszowska) przedstawił wykorzystanie metod analizy wielokryterialnej, za pomocą których zbadał potencjał rozwojowy Polski. Mgr Michał Gostkowski (SGGW) wygłosił referat *Elastyczność popytu konsumpcyjnego w gospodarstwach domowych — estymacja na podstawie kompletnych modeli popytu*, w którym poruszył kwestie związane z budową i estymacją kompletnych modeli popytu oraz porównał model AIDS z modelem QUAIDS. Dodatkowo zaprezentował wyniki estymacji zarówno dla poszczególnych regionów Polski, jak i całego kraju.

Sesji 5A przewodniczyła dr hab. Agata Boratyńska (SGH). W referacie *Rocznik danych w testowaniu własności oczekiwania* dr hab. Emilia Tomczyk omówiła wyniki procedur kwantyfikacyjnych oraz własności szeregów oczekiwania otrzymanych dla dwóch roczników danych. Dr Aleksandra Baszczyńska (Uniwersytet Łódzki) przedstawiła wybrane procedury redukcji obciążenia dla estymatora jądrowego funkcji gęstości (np. metodę odbicia estymatora czy metodę polegającą na zastosowaniu w estymacji jądrowej funkcji jądra asymetrycznej) w referacie *Redukcja obciążenia estymatora jądrowego funkcji gęstości w obszarach brzegowych*. Rozważania nad szacowaniem parametrów rozkładów maksimum różnymi metodami estymacji (w tym metodą największej wiarygodności, momentów oraz kwantyli) prowadziła dr Dorota Pekasiewicz (Uniwersytet Łódzki), wygłaszając referat *Analiza wybranych metod estymacji parametrów granicznych rozkładów statystyki maksimum*. Dr Urszula Grzybowska i dr Marek Karwański (SGGW) w referacie *Zastosowanie modeli mieszanych oraz metod rodzin klasyfikatorów do szacowania parametrów ryzyka finansowego* przedstawili wyniki zastosowania metod statystycznych i eksploracji danych (*data mining*) do modelowania LGD na danych rzeczywistych. Referat *Metody wielosiatkowe z zakładkami jako efektywny sposób rozwiązywania zagadnienia Blacka-Scholesa* dra Michała Bernardelli (SGH) dotyczył modyfikacji dwupoziomowej metody wielosiatkowej i jej zastosowania do jednowymiarowego problemu. Dr Marcin Fałdziński (UMK w Toruniu) przedstawił możliwości uwzględnienia

jednocześnie strat i ich wielkość w testowaniu w referacie *Zastosowanie mapy ryzyka w celu uwzględnienia wielkości strat w testowaniu wstecznym*. Do szacowania ryzyka rynkowego autor wykorzystał m.in. metodę wariancji-kowariancji, modele klasy GARCH oraz modele uwzględniające wartości ekstremalne (*Peaks over Threshold*). Mgr Małgorzata Wrzosek (SGH) wygłosiła referat *Zastosowanie układów dynamicznych do modelowania przepływu informacji na rynku pracy*, w którym zaprezentowała matematyczny model opisujący dynamikę zjawisk na rynku pracy, zbudowany na podstawie teorii układów dynamicznych z kluczowym oddziaływaniem wymiany informacji pomiędzy uczestnikami tego rynku. W referacie *Szacowanie kosztu sprawiedliwości dla metody optymalizacji uporządkowanej średniej ważonej w problemie alokacji pasma w sieci przy zadanych ograniczeniach* prof. dr hab. Włodzimierz Ogryczak (Politechnika Warszawska) oraz mgr Grzegorz Zalewski (Instytut Łączności — Państwowy Instytut Badawczy) omówili optymalizację alokowania przepływów na dane ścieżki w grafie nieskierowanym. Dodatkowo autorzy oszacowali koszt rozwiązania sprawiedliwego dla modelu optymalizacji uporządkowanej średniej ważonej (OWA) w porównaniu do rozwiązania maksymalizującego przepływy na ścieżkach oraz do rozwiązania modelu MMF (*maximin fairness*). Dr Krzysztof Zmarzłowski i dr Marek Karwański (SGGW) podjęli próbę budowy uniwersalnego narzędzia graficznego opartego na krzywej REC, omawiając temat *Model oceny prognoz ekonometrycznych*. W referacie *Przedział ufności dla frakcji w populacji skończonej podzielonej na dwie warstwy* prof. dr hab. Wojciech Zieliński proponował konstrukcję przedziału ufności dla frakcji na próbach pobranych, zgodnie ze schematem losowania prostego bez zwracania, z dwóch warstw populacji skończonej.

Ostatniej sesji 5B przewodniczyła dr hab. Maria Parlińska. Dr Joanna Muszyńska i dr Iwona Müller-Frączek (UMK) w referacie *Zastosowanie porządkowania hierarchicznego do oceny regionalnego zróżnicowania poziomu życia na wsi* przeprowadziły analizę zróżnicowania warunków życia ludności na dwóch poziomach podziału administracyjnego. Autorki wykorzystały w niej koncepcję miary syntetycznej dla obiektów hierarchicznych zaproponowaną przez D. Strahl, a następnie rozwiniętą przez A. Młodaka. Analizę możliwości zastosowania algorytmów wyznaczania rankingów wielokryterialnych przeprowadzili prof. dr hab. Włodzimierz Ogryczak (Politechnika Warszawska) oraz mgr Anna Mościcka (Instytut Łączności — PIB), omawiając *Ranking uczelni wyższych w oparciu o metody punktu odniesienia*. Autorzy zaproponowali modyfikację podstawowej metody punktu odniesienia tak, aby lepiej dostosować ją do potrzeb wyznaczania rankingów wymagających obiektywnego podejścia do ocenianych jednostek naukowych. Rozważania na temat opinii osób z pokolenia Y na temat realizacji strategii Europa 2020 prowadziła dr Agnieszka Stanimir (Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu) w referacie *Strategia Europa 2020 w ocenie pokolenia Y*. Dr Adrianna Mastalerz-Kodzis i dr inż. Ewa Pośpiech

(Uniwersytet Ekonomiczny w Katowicach) w referacie *Dynamika wielowymiarowej analizy porównawczej na przykładzie wybranych wskaźników demograficznych* za pomocą wskazanych metod WAP scharakteryzowały województwa w kontekście zmian demograficznych. W referacie *Czynniki determinujące subiektywną ocenę jakości życia według modeli logitowych* dr Beata Kasprzyk (Uniwersytet Rzeszowski) uznała regresję logitową za rozwinięte narzędzie w szacowaniu i pomiarze tej oceny. Wykorzystując empiryczną próbę losową gospodarstw domowych w woj. podkarpackim, autorka wyznaczyła istotne statystycznie modele logitowe i przeprowadziła analizę porównawczą w grupach kwintylowych w zakresie wpływu głównych determinant (ilościowych i jakościowych) decydujących o ocenie jakości życia. Dr Andrzej Szuwarzyński (Politechnika Gdańska) przeprowadził ocenę dobrostanu społeczeństw krajów OECD w roku 2013 na podstawie danych OECD *Regional Well-Being* w referacie *Oceńa dobrostanu w krajach OECD z wykorzystaniem Data Envelopment Analysis*. Oszacowań współczynników prawa Okuna w wersji różnicowej, uwzględniając strukturę bezrobotnych, przeprowadził dr Tomasz Misiak (Politechnika Rzeszowska) w referacie *Zróźnicowanie współczynnika Okuna ze względu na wiek i płeć bezrobotnych — analiza panelowa dla krajów Unii Europejskiej*. Autor przedstawił teoretyczny model zależności, rozszerzając różnicową wersję prawa Okuna o efekt histerezy stóp bezrobocia. Model ten zweryfikował empirycznie bazując na danych panelowych dla krajów UE za lata 1998—2014. W referacie *Analiza kointegracji cen nieruchomości mieszkaniowych i zdolności kredytowej gospodarstw domowych w Polsce* dr Rafał Zbyrowski (Uniwersytet Warszawski), ze względu na specyfikę danych, poddał rozpatrywaną relację modelowaniu według procedury Engle’a-Grangera. Dr Anna Majdzińska (Uniwersytet Łódzki) w referacie *Klasyfikacje obszarów Polski z punktu widzenia wybranych cech społeczno-demograficznych* uwzględniła informacje o województwach i powiatach w latach 2002 i 2011 oraz wykorzystała wybrane metody wielowymiarowej analizy porównawczej (m.in. Warda i *k*-średnich).

Dr hab. Hanna Dudek w imieniu Komitetu Naukowego XVI konferencji *Metody ilościowe w badaniach ekonomicznych* oficjalnie zakończyła spotkanie krótkim wystąpieniem podsumowującym całość obrad. Kolejna konferencja z tego cyklu odbędzie się w czerwcu 2016 r. na Wydziale Zastosowań Informatyki i Matematyki SGGW przy ul. Nowoursynowskiej 159 w Warszawie.

Oprac. dr Monika Zielińska-Sitkiewicz

11 czerwca br. w salach Centrum Edukacji Usług Elektronicznych Uniwersytetu Ekonomicznego w Poznaniu odbyło się wręczenie nagród laureatom siódmej edycji wielkopolskiego konkursu *Statystyka mnie dotyka* dla uczniów dziennych szkół ponadgimnazjalnych.

Wydarzenie, którego celem jest m.in.: edukacja w zakresie interpretacji danych statystycznych, zachęcanie do stosowania metod statystycznych w opisie, analizie i prognozowaniu zjawisk oraz popularyzacja zasobów informacyjnych statystyki publicznej jako źródła wiedzy o procesach społeczno-gospodarczych w aspekcie regionalnym i lokalnym zapoczątkowane w 2008 r. na stałe już wpisało się w kalendarz imprez edukacyjnych woj. wielkopolskiego. Do organizatorów konkursu, Urzędu Statystycznego w Poznaniu i PTS, dołączył w tym roku Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu, którego rektor — prof. dr hab. Marian Gorynia — od lat wspierał inicjatywę. Do promotorów konkursu zaliczyć można także prof. dra hab. Janusza Witkowskiego — prezesa GUS, Piotra Florka — wojewodę wielkopolskiego oraz Elżbietę Walkowiak — wielkopolskiego kuratora oświaty, którzy objęli wydarzenie patronatem honorowym.

Po raz pierwszy w konkursie udział wziął Zespół Szkół Górniczo-Energetycznych im. Stanisława Staszica w Koninie, a po raz kolejny wśród uczestników pojawiły się: Zespół Szkół Ponadgimnazjalnych nr 1 w Jarocinie, Liceum Ogólnokształcące im. Marii Skłodowskiej-Curie w Wolsztynie, Zespół Szkół Ekonomicznych w Ostrowie Wielkopolskim, Zespół Szkół Ponadgimnazjalnych nr 2 im. Karola Fryderyka Libelta w Krotoszynie, Zespół Szkół Ekonomicznych w Kaliszu oraz Zespół Szkół Ekonomicznych im. Stanisława Staszica w Poznaniu.

W tej edycji zadaniem maksymalnie trzyosobowych zespołów było zaprojektowanie lekcji na jeden z trzech zaproponowanych tematów:

1. *Przestrzenne zróżnicowanie budżetów gospodarstw domowych w Polsce w latach 2010—2013.*
2. *Przestrzenne zróżnicowanie gmin i powiatów wybranego województwa w Polsce w zakresie bazy noclegowej turystyki w latach 2010—2013.*
3. *Ludność Polski do 2050 r. — stan, struktura i procesy demograficzne w latach 2013—2050 w przekroju terytorialnym.*

Największym zainteresowaniem cieszył się pierwszy temat konkursu, który wybrało sześć drużyn, temat drugi — cztery, natomiast trzeci był przedmiotem zainteresowania trzech zespołów.

Ocenie podlegała poprawność merytoryczna materiału, ujęcie i sposób przedstawienia tematu oraz prezentacja graficzna danych, a także wybrane metody nauczania i umiejętność zaangażowania uczniów w lekcję. Nadesłano 13 prac konkursowych wraz z materiałami edukacyjnymi i pomocami dydaktycznymi.

Autorzy ośmiu najwyżej ocenionych prac zostali zaproszeni do etapu drugiego, w którym należało przeprowadzić zaprojektowaną lekcję w klasie lub szkole (np. w ramach kółka zainteresowań) oraz nadesłać materiał filmowy z tego wydarzenia. Komisja konkursowa pod przewodnictwem dr Aleksandry Witkowskiej z Uniwersytetu Ekonomicznego w Poznaniu oceniła zgodność przebiegu lekcji z nadesłanymi w pierwszym etapie materiałami oraz poprawność merytoryczną, sposób prezentacji tematu oraz samodzielność realizacji.

Laureatami zostali:

I miejsce — Jakub Małecki, Jakub Mellerowicz i Marcin Piechocki z Liceum Ogólnokształcącego im. Marii Skłodowskiej-Curie w Wolsztynie. Zespół pracujący pod opieką pani Małgorzaty Budy przeprowadził lekcję na pierwszy z zaproponowanych tematów.

II miejsce — Daria Nowak, Klaudia Włodarczyk i Aleksandra Zandek z Zespołu Szkół Ponadgimnazjalnych nr 1 w Jarocinie przygotowały pod kierunkiem pani Małgorzaty Ginter trzeci temat konkursowy.

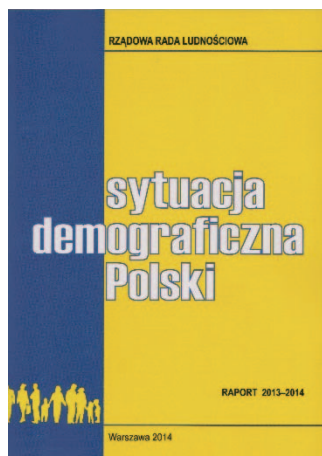
III miejsce — Agnieszka Walkowiak, Mateusz Michnikowski i Wojciech Prządka z Liceum Ogólnokształcącego im. Marii Skłodowskiej-Curie w Wolsztynie opracowali drugi temat konkursu również pod kierunkiem pani Małgorzaty Budy.

Ponadto wyróżniono Weronikę Arent, Izabelę Borowską i Andżelikę Galor z Zespołu Szkół Górniczo-Energetycznych im. Stanisława Staszica w Koninie za wkład pracy oraz wykorzystanie oryginalnych narzędzi do prezentacji trzeciego tematu konkursowego. Uczennice przeprowadziły badanie społeczne, a także wywiady o zmianach demograficznych w Koninie oraz ich konsekwencjach społeczno-ekonomicznych.

Zwycięzcy konkursu otrzymali nagrody ufundowane przez ESRI Polska. Były to tablety, smartwatches, czytniki, a także od kuratorium oświaty zegarki AM.PM oraz drobne upominki, dyplomy, listy gratulacyjne, publikacje GUS i Urzędu Statystycznego w Poznaniu.

Uhonorowano też specjalną nagrodą PTS panią Małgorzatę Budę, nauczycielkę z Wolsztyna.

Oprac. **dr Arleta Olbrot-Brzezińska, mgr Anna Polińska**, Urząd Statystyczny w Poznaniu



Z sierpniowej oferty wydawniczej GUS warto zwrócić uwagę na publikację **„Sytuacja demograficzna Polski w latach 2013—2014”**. W raporcie okresowym, opublikowanym przez Rządową Radę Ludnościową po raz trzydziesty dziewiąty, przedstawiono główne tendencje procesów demograficznych, ze szczególnym uwzględnieniem zjawisk społeczno-gospodarczych w 2013 r. oraz wstępnie oszacowanych za 2014 r.

We wprowadzeniu do analizy zarysowano ogólną charakterystykę obecnej sytuacji demograficznej kraju wraz z rekomendacjami działań w zakresie polityki ludnościowej. Zawarto w nim także streszczenie części merytorycznej analizy. W poszczególnych rozdziałach raportu dokonano kompleksowej analizy bilansu ludności i oceny zmian w strukturze demograficznej mieszkańców Polski (według wieku, biologicznych, ekonomicznych i edukacyjnych grup wieku oraz płci), ruchu naturalnego ludności (zawierania małżeństw, rozwodów, urodzeń i płodności oraz umieralności), migracji zagranicznych i przestrzennego zróżnicowania procesów demograficznych w latach 2002—2013. Opracowanie wzbogacono analizą zdrowotnych uwarunkowań procesów prokreacyjnych oraz problematyki niepłodności w Polsce i w Europie.

Autorami publikacji, przygotowanej pod redakcją dra hab. prof. nadzw. SGH Zbigniewa Strzeleckiego — przewodniczącego Rządowej Rady Ludnościowej, są wybitni eksperci demografii, polityki społecznej i geografii.

Opracowanie ukazało się w polskiej wersji językowej, dostępne jest również na stronie internetowej Urzędu.

W sierpniu br. ukazały się również: **„Biuletyn Statystyczny nr 7/2015”**, **„Informacja o sytuacji społeczno-gospodarczej kraju w lipcu 2015 r.”**, **„Ceny robót budowlano-montażowych i obiektów budowlanych — czerwiec 2015 r.”**, **„Ceny w gospodarce narodowej — lipiec 2015 r.”**, **„Ceny w gospodarce narodowej w 2014 r.”**, **„Handel zagraniczny. Styczeń—grudzień 2014 r.”**, **„Obroty towarowe handlu zagranicznego w 2014 r.”**, **„Produkcja ważniejszych wyrobów przemysłowych w VII 2015 r.”**, **„Regiony Polski 2015”** (folder), **„Transport — wyniki działalności w 2014 r.”**, **„Zmiany strukturalne grup podmiotów gospodarki narodowej w rejestrze REGON, I półrocze 2015 r.”** oraz **„Wiadomości Statystyczne Nr 8 — sierpień 2015 r.”**.

Oprac. Justyna Gustyn

Informacja o sytuacji społeczno-gospodarczej kraju w lipcu 2015 r.

W lipcu br. przebieg podstawowych procesów społeczno-gospodarczych nie odbiegał istotnie od tendencji obserwowanych w II kwartale. Utrzymał się w skali roku wzrost produkcji sprzedanej przemysłu, sprzedaży detalicznej i sprzedaży usług w transporcie. Odnotowany w II kwartale br. spadek produkcji budowlano-montażowej został ograniczony i w lipcu br. produkcja kształtowała się na poziomie zbliżonym do ubiegłorocznego. Obserwowano dalszą poprawę sytuacji na rynku pracy.

Wyniki finansowe uzyskane przez przedsiębiorstwa niefinansowe w I półroczu br. poprawiły się w porównaniu z notowanymi przed rokiem. Wyniki finansowe sektora bankowego były natomiast słabsze od osiągniętych rok wcześniej. Obserwowano dalszy wzrost aktywności inwestycyjnej przedsiębiorstw; wśród podmiotów z kapitałem zagranicznym był on szybszy niż przeciętnie.

Ceny towarów i usług konsumpcyjnych kształtowały się w lipcu br. nieco poniżej poziomu sprzed roku — o 0,7%. Skala spadku była nieznacznie mniejsza niż w poprzednich miesiącach, na co wpłynął wolniejszy niż w czerwcu br. spadek cen towarów i usług związanych z transportem oraz odzieży i obuwia. Utrzymał się, zbliżony do notowanego od początku roku, spadek cen producentów w przemyśle i budownictwie w skali roku (wykr. 1).

Przeciętne miesięczne wynagrodzenia nominalne brutto w sektorze przedsiębiorstw w lipcu br. rosły szybciej niż w czerwcu br. Wzrost siły nabywczej płac

był w skali roku podobny do notowanego w II kwartale br., tj. wyniósł 4,1%. Nominalne i realne emerytury i renty w systemie pracowniczym rosły nieco szybciej niż przed miesiącem, a rolników indywidualnych — wolniej.

Wzrost przeciętnego zatrudnienia w sektorze przedsiębiorstw w lipcu br. w skali roku był zbliżony do notowanego w czerwcu br. i II kwartale br. Bezrobocie rejestrowane kształtowało się na poziomie niższym niż w poprzednich okresach; stopa bezrobocia spadła do 10,1% (wykr. 2). Wyniki Badania Aktyw-

ności Ekonomicznej Ludności za II kwartał br. wskazują na korzystniejszą niż przed rokiem sytuację na rynku pracy. Zwiększyła się liczba pracujących; poprawił się wskaźnik zatrudnienia, a stopa bezrobocia była najniższa w ciągu ostatnich sześciu lat. Poprawiła się w skali roku relacja liczby osób niepracujących do pracujących (wykr. 3).

Produkcja sprzedana przemysłu w lipcu br. była o 3,8% większa niż przed rokiem (po wyeliminowaniu wpływu czynników o charakterze sezonowym zwiększyła się o 3,9%) (wykr. 4). Wzrost notowano w przetwórstwie przemysłowym (o 4,6%) oraz w dostawie wody; gospodarowaniu ściekami i odpadami; rekultywacji (o 2,2%), przy spadku produkcji w wytwarzaniu i zaopatrywaniu w energię elektryczną, gaz, parę wodną i gorącą wodę (o 2,0%) oraz w górnictwie i wydobywaniu (o 1,4%). Wyższa niż przed rokiem była produkcja w większości głównych grupowań przemysłowych (z wyjątkiem dóbr związanych z energią); najwyższy wzrost dotyczył dóbr inwestycyjnych. Produkcja budowlano-montażowa nie zmieniła się istotnie w skali roku (zanotowano spadek o 0,1%, a po wyeliminowaniu czynników o charakterze sezonowym — wzrost o 0,3%) (wykr. 5). Sprzedaż detaliczna była o 3,5% wyższa niż w lipcu ub. roku.

Według badań koniunktury gospodarczej przeprowadzonych w sierpniu br. nastroje przedsiębiorców w przetwórstwie przemysłowym są optymistyczne, nieco lepsze niż przed miesiącem. Utrzymują się korzystne oceny bieżącego portfela zamówień krajowych oraz nieznacznie negatywne — portfela zagranicznego, przy bardziej pozytywnych przewidywaniach w tych obszarach. Wskazania bieżącej sytuacji finansowej pozostają nieznacznie negatywne, a prognozy są optymistyczne, zbliżone do obserwowanych w lipcu br. Pozy-

tywne oceny bieżącej produkcji są słabsze, natomiast przewidywania — korzystniejsze. Podmioty budowlane oceniają koniunkturę nieznacznie negatywnie, podobnie jak przed miesiącem. Utrzymują się nieznacznie negatywne oceny bieżącego portfela zamówień oraz produkcji, a przewidywania są mniej optymistyczne. Niekorzystnie, podobnie jak w lipcu br., oceniana jest bieżąca sytuacja finansowa, a prognozy wskazują na brak istotnych zmian w najbliższych trzech miesiącach w tym zakresie. Utrzymują się pozytywne oceny ogólnego klimatu koniunktury w handlu detalicznym. Oczekiwany popyt na towary oraz bieżąca i przewidywana sprzedaż oceniane są korzystnie, nieco lepiej niż przed miesiącem. Po pogorszeniu w lipcu br., prognozy sytuacji finansowej są ponownie nieznacznie optymistyczne. W sierpniu br. konsumenci formułują lepsze niż przed miesiącem oceny bieżące oraz przewidywania dotyczące konsumpcji indywidualnej.

Na rynku rolnym w lipcu br., przy znacznie niższej podaży niż przed rokiem, zwiększyły się ceny skupu podstawowych gatunków zbóż. Ceny skupu ziemniaków i produktów pochodzenia zwierzęcego ukształtowały się na poziomie niższym niż przed rokiem (wykr. 6). W obrocie targowiskowym w skali roku niższe były ceny produktów zarówno pochodzenia roślinnego, jak i zwierzęcego. Pogorszyła się opłacalność tuczu trzody chlewnej. Warunki agrometeorologiczne obserwowane w lipcu i sierpniu br. (narastający niedobór wilgoci) niekorzystnie wpływają na sytuację produkcyjną w rolnictwie.

Badane przedsiębiorstwa niefinansowe uzyskały w I półroczu br. korzystniejsze wyniki finansowe w porównaniu z analogicznym okresem ub. roku. Wyraźnie wyższe niż przed rokiem były: wynik ze sprzedaży produktów, towarów

i materiałów oraz wyniki finansowe brutto i netto. Relacje ekonomiczno-finansowe badanych przedsiębiorstw kształtowały się korzystniej niż w I półroczu ub. roku, w tym wyższe były wskaźniki rentowności obrotu brutto i netto; poprawił się wskaźnik poziomu kosztów (wykr.7). Zwiększył się udział przedsiębiorstw wykazujących zysk netto w ogólnej liczbie badanych przedsiębiorstw oraz udział tej grupy podmiotów w przychodach z całokształtu działalności badanych przedsiębiorstw. Wzrósł poziom sprzedaży eksportowej, a podstawowe relacje ekonomiczno-finansowe osiągnięte przez eksporterów poprawiły się i były lepsze niż dla badanych przedsiębiorstw ogółem.

Nakłady inwestycyjne badanych przedsiębiorstw były wyższe niż przed rokiem (wzrost w cenach stałych o 10,9% wobec 14,4% w I półroczu ub. roku) (wykr. 8). W większym stopniu zwiększyły się nakłady na budynki i budowle niż na zakupy. Aktywność inwestycyjna podmiotów z kapitałem zagranicznym wzrosła bardziej niż ogółu badanych przedsiębiorstw — o 15,0% (przed rokiem nakłady w tej grupie wzrosły o 3,4%, tj. wyraźnie mniej niż przeciętnie). Większa w skali roku była liczba rozpoczętych inwestycji przez badane przedsiębiorstwa ogółem, jak również ich wartość kosztorysowa.

Obroty towarowe handlu zagranicznego (liczone w zł) w I półroczu br. zwiększyły się w skali roku, bardziej po stronie eksportu niż importu. Saldo obrotów ogółem było dodatnie, wobec ujemnego rok wcześniej. Zwiększyła się wymiana z krajami rozwiniętymi (w tym z krajami UE) i z krajami rozwijającymi się. Nadal obserwowano głęboki spadek w obrotach z krajami Europy Środkowo-Wschodniej, głównie z powodu osłabienia wymiany z Rosją i Ukrainą. W okresie styczeń—maj br. obroty ogółem w cenach stałych były wyższe niż przed rokiem.

W okresie styczeń—lipiec br. dochody budżetu państwa wyniosły 163,5 mld zł, a wydatki 190,1 mld zł, tj. odpowiednio 55,0% i 55,4% kwoty założonej w ustawie budżetowej na 2015 r. Deficyt ukształtował się na poziomie 26,6 mld zł, co stanowiło 57,7% planu.

Departament Analiz i Opracowań Zbiorczych, GUS

SPIS TREŚCI

STUDIA METODOLOGICZNE

<i>Joanna Landmesser</i> — Pomiar efektów oddziaływania różnych czynników na zmienne społeczno-gospodarcze	1
<i>Janusz Dygaszewicz, Agnieszka Nowakowska</i> — Portal Geostatystyczny — nowoczesne narzędzie statystyki publicznej	14
<i>Bogdan Stefanowicz, Marek Cierpień-Wolan</i> — Błędy przetwarzania danych	23

BADANIA I ANALIZY

<i>Jan Purczyński, Rafał Klóska</i> — Statystyczna analiza innowacyjności regionów w Polsce	30
<i>Monika Hadaś-Dyduch</i> — Efektywność lokaty strukturyzowanej na polskim rynku kapitałowym	40

STATYSTYKA REGIONALNA

<i>Dorota Wyszowska</i> — Rola statystyki publicznej w planowaniu i monitorowaniu rozwoju regionalnego	55
<i>Stanisław Urban, Anna Kowalska</i> — Inwestycje oraz podstawowe środki trwałe w rolnictwie	66

STATYSTYKA MIĘDZYNARODOWA

<i>Hanna Dudek</i> — Problem stosowania jednolitych skal ekwiwalentności w analizie sytuacji dochodowej gospodarstw domowych w Unii Europejskiej	77
--	----

INFORMACJE. PRZEGLĄDY. RECENZJE

XVI konferencja <i>Metody ilościowe w badaniach ekonomicznych</i> (oprac. <i>Monika Zielińska-Sitkiewicz</i>)	95
<i>Statystyka mnie dotyczy</i> — po raz siódmy (oprac. <i>Arleta Olbrot-Brzezińska, Anna Polińska</i>)	104
Wydawnictwa GUS — sierpień 2015 r. (oprac. <i>Justyna Gustyn</i>)	106
Informacja o sytuacji społeczno-gospodarczej kraju — lipiec 2015 r. (oprac. <i>Departament Analiz i Opracowań Zbiorczych, GUS</i>)	107

CONTENTS

METHODOLOGICAL STUDIES

<i>Joanna Landmesser</i> — Measuring the impact effects of various factors on socio-economic variables	1
<i>Janusz Dygaszewicz, Agnieszka Nowakowska</i> — Geostatistical Portal — a modern tool of the public statistics	14
<i>Bogdan Stefanowicz, Marek Cierpień-Wolan</i> — Data processing errors	23

SURVEYS AND ANALYSES

<i>Jan Purczyński, Rafał Klóska</i> — Statistical analysis of regional innovation in Poland	30
<i>Monika Hadaś-Dyduch</i> — The effectiveness of the structured deposit in the Polish capital market	40

REGIONAL STATISTICS

<i>Dorota Wyszowska</i> — The role of the public statistics in planning and monitoring of regional development	55
<i>Stanisław Urban, Anna Kowalska</i> — Investments and basic fixed assets in agriculture	66

INTERNATIONAL STATISTICS

<i>Hanna Dudek</i> — The problem of the use of unit equivalence scales in the analysis of the income situation of households in the European Union	77
--	----

INFORMATION. REVIEWS. COMMENTS

The XVI Conference <i>Quantitative methods in economic research</i> (by <i>Monika Zielińska-Sitkiewicz</i>)	95
<i>Statistics touches me</i> — for the seventh time (by <i>Arleta Olbrot-Brzezińska, Anna Polišńska</i>)	104
Publications of the CSO of Poland in August 2015 (by <i>Justyna Gustyn</i>) ...	106
Information on the socio-economic situation of Poland in July 2015 (by <i>Aggregated Studies Department, CSO</i>)	107

TABLE DES MATIÈRES

ÉTUDES MÉTHODOLOGIQUES

<i>Joanna Landmesser</i> — Mesure de l'impact des effets relatifs aux différents facteurs sur les variables socio-économiques	1
<i>Janusz Dygaszewicz, Agnieszka Nowakowska</i> — Portail Géostatistique — outil moderne de la statistique publique	14
<i>Bogdan Stefanowicz, Marek Cierpiat-Wolan</i> — Erreurs relatives au traitement des données	23

ÉTUDES ET ANALYSES

<i>Jan Purczyński, Rafał Klóska</i> — Analyse statistique relative à l'innovation des régions en Pologne	30
<i>Monika Hadaś-Dyduch</i> — Efficacité du placement structuré sur le marché polonais des capitaux	40

STATISTIQUES RÉGIONALES

<i>Dorota Wyszowska</i> — Rôle de la Statistique publique relatif à la planification et au suivi du développement régional	55
<i>Stanisław Urban, Anna Kowalska</i> — Investissements et biens durables de base relatifs à l'agriculture	66

STATISTIQUES INTERNATIONALES

<i>Hanna Dudek</i> — Problème lié à l'utilisation des échelles d'équivalence pour analyser la situation de revenu des ménages dans l'Union Européenne	77
---	----

INFORMATIONS. REVUES. COMPTE-RENDUS

XVI-ème conférence <i>Méthodes quantitatives relatives aux enquêtes économique</i> (par <i>Monika Zielińska-Sitkiewicz</i>)	95
<i>La statistique me touche</i> — pour la septième fois (par <i>Arleta Olbrot-Brzezińska, Anna Polišńska</i>)	104
Publications du GUS — août 2015 (par <i>Justyna Gustyn</i>)	106
Informations sur la situation socio-économique du pays — juillet 2015 (par <i>Département d'Analyses et d'Élaborations Agrégées, GUS</i>)	107

СОДЕРЖАНИЕ

МЕТОДОЛОГИЧЕСКИЕ ИЗУЧЕНИЯ

<i>Йоанна Ландмессер</i> — Измерение эффектов воздействия различных факторов на социально-экономические переменные	1
<i>Януш Дыгашевич, Агнешка Новаковска</i> — Геостатистический портал — современный инструмент официальной статистики	14
<i>Богдан Стефанович, Марек Цернял-Волян</i> — Ошибки обработки данных	23

ОБСЛЕДОВАНИЯ И АНАЛИЗЫ

<i>Ян Пурчиньски, Рафал Клуска</i> — Статистический анализ научно-исследовательского развития регионов в Польше	30
<i>Моника Хадась-Дыдух</i> — Эффективность структурированного помещения на польском рынке капитала	40

РЕГИОНАЛЬНАЯ СТАТИСТИКА

<i>Дорота Вышковска</i> — Роль официальной статистики в планировании и мониторинге регионального развития	55
<i>Станислав Урбан, Анна Ковальска</i> — Капиталовложения и основные средства в сельском хозяйстве	66

МЕЖДУНАРОДНАЯ СТАТИСТИКА

<i>Ханна Дудек</i> — Вопрос использования единых масштабов эквивалентности в анализе доходного положения домашних хозяйств в Европейском союзе	77
--	----

ИНФОРМАЦИИ. ОБЗОРЫ. РЕЦЕНЗИИ

XVI конференция <i>Количественные методы в экономических обследованиях</i> (разраб. <i>Моника Зелиньска-Ситкевич</i>)	95
<i>Статистика касается меня</i> — в седьмой раз (разраб. <i>Арлета Ольброт-Бжезиньска, Анна Полиньска</i>)	104
Публикации ЦСУ (август 2015 г.) (разраб. <i>Юстына Густын</i>)	106
Информация о социально-экономическом положении страны — июль 2015 г. (разраб. <i>Отдел анализа и сводных разработок, ЦСУ</i>)	107

Do Autorów

Szanowni Państwo!

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

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

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

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

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

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

Informacje ogólne

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

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

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 półtorej 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., a także skrótów wyrazów w tekście zamieszczanym w „główce” i „boczku”.
10. Pod wykresami i tablicami należy podać informacje dotyczące źródła opracowania.
11. Oznaczenia literowe należy wyróżniać następująco: macierze — wersalik, proste, pogrubione (np. **P**, **N_{ij}**); wektory — małe litery, kursywa, pogrubione (np. **w**, **x_i**); pozostałe zmienne — małe litery, kursywa, bez pogrubienia (np. *w*, *x_i*).
12. Stosowane są skróty: tablica — tabl., wykres — wyk.
13. Przypisy do tekstu należy umieszczać na dole strony.
14. 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.
15. 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.