
KOLEGIUM REDAKCYJNE:

prof. dr hab. Tadeusz Walczak (redaktor naczelny, tel. 22 608-32-89, t.walczak@stat.gov.pl), dr Stanisław Paradysz (zastępca red. nacz.), prof. dr hab. Józef Zegar (zastępca red. nacz., tel. 22 826-14-28), inż. Alina Świdarska (sekretarz redakcji, tel. 22 608-32-25, a.swiderska@stat.gov.pl), mgr Jan Berger (tel. 22 608-32-63), dr Marek Cierpiał-Wolan (tel. 17 853-26-35), mgr inż. Anatol Kula (tel. 0-668 231 489), mgr Wiesław Łagodziński (tel. 22 608-30-57), dr Grażyna Marciniak (tel. 22 608-33-54), prof. dr hab. Walenty Ostasiewicz (tel. 71 368-03-47), dr hab. Krystyna Pruska (tel. 42 635-51-76), mgr Lucyna Przybylska (tel. 22 461-36-11), prof. dr hab. Bogdan Stefanowicz (tel. 22 849-53-95), mgr Małgorzata Żyra (tel. 22 608-32-40)

REDAKCJA

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

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

Wersja internetowa jest wersją pierwotną czasopisma.

RADA PROGRAMOWA:

dr Halina Dmochowska (przewodnicząca, tel. 22 608-34-25), prof. dr hab. Czesław Domański, mgr Małgorzata Fronk, prof. dr hab. Jan Kordos, dr Tomasz Pawlak, mgr Stanisława Szwałek, dr Teresa Smiłowska, prof. dr hab. Kazimierz Zajac

ZAKŁAD WYDAWNICTW STATYSTYCZNYCH



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

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

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

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

Indeks 381306

WARUNKI PRENUMERATY REALIZOWANEJ PRZEZ RUCH S.A.

Prenumerata krajowa:

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

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

Prenumerata opłacana w złotych ze zleceniem wysyłki za granicę:

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

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

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

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

Warunkiem rozpoczęcia wysyłki prenumeraty jest dokonanie wpłaty na nasze konto.

Terminy przyjmowania wpłat na prenumeratę „WIADOMOŚCI STATYSTYCZNYCH”:

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

do 05.03 — na II kwartał roku bieżącego,

do 05.06 — na III kwartał roku bieżącego,

do 05.09 — na IV kwartał roku bieżącego.

WIADOMOŚCI STATYSTYCZNE

CZASOPISMO GŁÓWNEGO URZĘDU STATYSTYCZNEGO
I POLSKIEGO TOWARZYSTWA STATYSTYCZNEGO

STUDIA METODOLOGICZNE

Beata KASPRZYK, Barbara FURA

Wykorzystanie modeli logitowych do identyfikacji gospodarstw domowych zagrożonych ubóstwem

Problem identyfikacji i badania ubóstwa w społeczeństwie polskim jest wciąż aktualny. W artykule przedstawiono wyniki badań dotyczących identyfikacji gospodarstw domowych ubogich i nieubogich (w szczególności czynników społeczno-ekonomicznych określających te poziomy) za pomocą modeli logitowych. Badanie przeprowadzono na próbie losowej, w której jednostkami badanymi były gospodarstwa domowe z woj. podkarpackiego. Do analizy danych wykorzystano model regresji logistycznej. Pozwoliło to na ilościową analizę wpływu determinant sprzyjających ubóstwu ekonomicznemu.

IDENTYFIKACJA UBÓSTWA

Problem ubóstwa w sensie ekonomicznym związany jest z zasadniczą kwestią jego identyfikacji i pomiaru. S. Rowntree zdefiniował ubóstwo jako stan, w którym całkowite dochody są wystarczające zaledwie do zaspokojenia minimum potrzeb fizycznych (Watson, 2000). Badacz ten spopularyzował pojęcie linii ubóstwa, które stało się z jednej strony podstawową kategorią metodologiczną

w badaniach nad ubóstwem, a z drugiej — kategorią praktyczną, na podstawie której ustalane są działania w dziedzinie zabezpieczenia społecznego¹.

Linia ubóstwa dzieli populację na ubogich i nieubogich. W literaturze dostępne są trzy odrębne metody jej wyznaczania: absolutna, względna oraz oparta na subiektywnych miarach. Za pomocą metody absolutnej linia ubóstwa jest ustalana na poziomie minimalnej ilości zasobów w danym momencie, a jej położenie jest uaktualniane jedynie w wyniku zmian cen. Metoda względna ustala linię ubóstwa jako miejsce w rozkładzie dochodów i wydatków, stąd jej położenie jest dostosowywane automatycznie do zmian w standardzie życia. Natomiast subiektywne metody ustalania linii ubóstwa oparte są na opiniach dotyczących minimalnego dochodu czy minimalnego poziomu wydatków, które są konieczne do zaspokojenia podstawowych potrzeb. Subiektywne ustalanie linii ubóstwa jest rzadziej stosowane (Zheng, 2001).

Główne pytania naukowców ciągle dotyczą określenia pojęcia oraz możliwości obiektywnego wyznaczania, mierzenia i zapobiegania ubóstwu. Problem stanowi zmienność w rozumieniu zjawiska, które różni się w zależności od stopnia rozwoju społeczeństw, poglądów badaczy czy celów prowadzonych badań (Baczewski, 2008). Badania w zakresie jakości i poziomu życia społeczeństwa koncentrują się na diagnozie rozmiarów i czynników ubóstwa (biedy) czy wykluczenia społecznego (ekskluzji).

Jedna z propozycji badania poziomu życia (zgodna z ustaleniami Rady Europejskiej oraz Komisji Europejskiej) proponuje i mierzy zjawiska związane z wykluczeniem i ubóstwem ekonomicznym w krajach Unii Europejskiej (UE) poprzez analizę w zakresie dochodów (Atkinson i in., 2002). Również w Polsce GUS opracowuje listę wskaźników charakteryzujących wykluczenie ekonomiczne, a także wykonuje szacunki w zakresie wskaźników zagrożenia ubóstwem czy w zakresie wskaźników kwintylowego zróżnicowania dochodów. W latach 80. XX w. nastąpiła reorientacja badań społecznych, polegająca na przejściu od obszernych zestawów wskaźników do badań szerzej wykorzystujących miary subiektywne. Wobec tego powstała konieczność interpretacji wyników badań w zakresie pomiaru ubóstwa na tle innych wskaźników (demograficznych, ekonomicznych, przestrzennych i politycznych). Natomiast do analizy wpływu cech typologicznych (determinant) na poziom życia można w szczególności stosować modele logitowe i probitowe (Anselin-Dorantes, Serlando-Padial, 2010; Maaden, Simpson, 1996).

Celem artykułu jest omówienie ustalania linii ubóstwa, która jest wyznaczana na podstawie mierników: absolutnych, względnych czy też subiektywnych miar ubóstwa. W opracowaniu przedstawiono wyniki badań dotyczących identyfika-

¹ Definiowanie ubóstwa jest wielopłaszczyznowe i obszerne. Definicje wskazują na ubóstwo jako na problem o charakterze ekonomicznym, ale także fizycznym, psychologicznym, społecznym itd. (Sen, 2002). Nasze rozważania i analiza danych empirycznych skupione są na wymiarze ekonomicznym ubóstwa (czyli braku i niedostatku środków materialnych w gospodarstwie domowym).

cji ubóstwa ekonomicznego, w zależności od różnych kryteriów demograficzno-społecznych, na przykładzie gospodarstw domowych z woj. podkarpackiego.

USTALANIE LINII (GRANIC) UBÓSTWA

Główne dyskusje dotyczące ubóstwa toczą się wokół tego, czy ubóstwo należy postrzegać jako zjawisko o charakterze absolutnym czy relatywnym. Podejście absolutne oznacza, że ubogie są te gospodarstwa, które nie mają możliwości zaspokojenia potrzeb uznanych w danych warunkach za podstawowe.

W podejściu względnym ubóstwo uważane jest za formę nierówności, dystansu między poziomem życia poszczególnych grup społecznych. Ubogimi będą te rodziny, dla których poziom życia jest znacznie niższy w porównaniu do pozostałych grup społeczeństwa. Ubóstwo można zatem rozpatrywać i oceniać także w ujęciu obiektywnym i subiektywnym.

Poszukiwanie uzasadnionej naukowo granicy ubóstwa materialnego, w nurcie definiowania ubóstwa bezwzględnego i obiektywnego, oznacza określenie linii (granic dochodu) wyznaczających minimum egzystencji oraz minimum socjalnego, które stanowią oficjalne linie ubóstwa. Minimum to stanowi dolne kryterium ubóstwa skrajnego. Z kolei minimum socjalne stanowi taki poziom dochodów, który pozwala normalnie uczestniczyć w życiu społeczeństwa i nie pozwala popaść w ubóstwo. Zaspokojenie potrzeb na niższym poziomie od wyznaczonego może prowadzić do zerwania więzi społecznych. Minimum socjalne należy uznać za graniczny wskaźnik integracji i zarazem wykluczenia społecznego. Poziom minimum socjalnego oblicza się na podstawie normatywnie zdefiniowanego koszyka potrzeb społecznie niezbędnych. Minimum socjalne nie jest linią ubóstwa, lecz linią ostrzegającą, że poniżej przyjętej granicy powstaje zagrożenie ubóstwem. J. Veit-Wilson (1994) nazywa taką linię standardem dochodu minimalnego.

Dysponując poziomem linii ubóstwa można podać frakcję osób poniżej minimum egzystencji, czyli liczbę osób skrajnie ubogich. Z kolei sferę niedostatku stanowią osoby, których dochód jest poniżej linii minimum socjalnego (*Warunki życia...*, 1999—2007).

Ustalanie poziomu ubóstwa odbywa się na podstawie granicy dochodu ustalonej arbitralnie i oddzielnie dla każdego kraju, w sposób odmienny. Istnieje spór o wielkość tego świadczenia oraz kto ma decydować o jego wielkości: eksperci, społeczeństwo, politycy czy wreszcie sami zainteresowani. Nadal przeważają opinie ekspertów, którzy określają składniki i poziom progu ubóstwa (Kot, 2000). Natomiast według zasady P. Desai'a (1995): *poziom progu ubóstwa, tj. określonych składowych poziomu życia powinien być wyznaczony przez społeczeństwo*. Jego zdaniem eksperci są potrzebni jedynie w celu pobrania reprezentatywnej próby statystycznej, na podstawie której szacuje się rzeczywiste zachowania konsumpcyjne. Stosowane linie ubóstwa są ustalane w odmienny sposób, a źródłem sprzeczności jest różnorodność metod opracowanych przez

ekonomistów i ekspertów. Na tle tych metodologicznych sporów przedstawiono analizę czynników determinujących problem ubóstwa w gospodarstwach domowych woj. podkarpackiego.

ZAŁOŻENIA TEORETYCZNE MODELU LOGITOWEGO

Przedmiotem wyjaśnienia w dwumianowych modelach logitowych jest prawdopodobieństwo p_i przyjmowania przez zmienną y_i jednej z dwu możliwości. Jeżeli y_i przyjmuje wartość 0 lub 1 (dla odpowiednich wariantów zmiennej jakościowej), gdzie i oznacza jednostkę ekonomiczną, to: $P(y_i = 1) = p_i$, $P(y_i = 0) = 1 - p_i$. Przyjmuje się wówczas, że to prawdopodobieństwo jest funkcją wektora zmiennych objaśniających x_i oraz wektora parametrów β , czyli ich iloczynu skalarnego $x_i^T \beta$. W zależności od typu funkcji F wyróżnia się kilka rodzajów modeli dwumianowych: liniowy model prawdopodobieństwa, model probitowy i model logitowy (Aldrich, Nelson, 1984). W modelu logitowym przyjmuje się założenie, że prawdopodobieństwo p_i odpowiada dystrybucie rozkładu logistycznego (Cramer, 2004):

$$p_i = F(x_i^T \beta) = \frac{1}{1 + \exp(-x_i^T \beta)} = \frac{\exp(x_i^T \beta)}{1 + \exp(x_i^T \beta)}$$

Parametry modelu są szacowane przy użyciu metody największej wiarygodności (MNW).

Jeżeli obserwacje są niezależne, to funkcja wiarygodności n -elementowej próby ma postać:

$$L = \prod_{y=1} p_i \prod_{y=0} (1 - p_i) = \prod_{i=1}^n [F(x_i^T \beta)]^{y_i} [1 - F(x_i^T \beta)]^{1-y_i}$$

Po zlogarytmowaniu funkcji wiarygodności otrzymujemy (Chow, 1995):

$$\ln L = \sum_{i=1}^n \{y_i \ln F(x_i^T \beta) + (1 - y_i) \ln [1 - F(x_i^T \beta)]\}$$

Przyrównując gradient $\frac{\partial \ln L}{\partial \beta}$ do zera, uzyskujemy układ równań normalnych, po którego rozwiązaniu przy użyciu metod numerycznych wyliczane są wartości wektora β . Po uzyskaniu ich wartości wyznacza się wartość $x_i^T \beta$, a następnie wartość dystrybuanty rozkładu logistycznego.

Poprawność oszacowanego modelu można sprawdzić wykorzystując test ilorazu wiarygodności, służący do weryfikacji hipotezy zerowej dotyczącej modelu tylko z wyrazem wolnym (wszystkie parametry modelu poza wyrazem wolnym są równe zero). Statystyka testu wyrażona jest wzorem:

$$\chi^2 = 2(\ln L_{UR} - \ln L_R)$$

gdzie:

L_{UR} — wartość funkcji wiarygodności dla modelu pełnego,

L_R — wartość funkcji wiarygodności dla modelu zawierającego jedynie wyraz wolny.

Statystyka ta ma rozkład χ^2 z liczbą stopni swobody równą liczbie zmiennych objaśniających model. Wśród licznych miar dopasowania modelu do danych empirycznych znajduje się wykorzystany w artykule współczynnik Aldricha-Nelsona: $R_{A-N}^2 = \frac{2(\ln L_U - \ln L_{UR})}{2(\ln L_U - \ln L_{UR}) + n}$, będący odpowiednikiem współczynnika determinacji R^2 (Gruszczyński, 2001).

WYNIKI BADAŃ EMPIRYCZNYCH — MODELOWANIE LOGITOWE WYBRANYCH CZYNNIKÓW UBÓSTWA

W celu identyfikacji czynników ubóstwa wykorzystano materiał empiryczny uzyskany z ankiety badania na losowej próbie gospodarstw domowych z woj. podkarpackiego². Porównanie ekwiwalentnych miesięcznych dochodów rozporządzalnych gospodarstw domowych z 2008 r. z bezwzględną granicą ubóstwa w Polsce³ pozwoliło podzielić badane gospodarstwa na ubogie i nieubogie. Próba badawcza liczyła 373 gospodarstwa domowe i objęła 1270 osób (968 dorosłych osób i 302 dzieci). Do kwalifikacji danego gospodarstwa domowego *i* jako ubogie/nieubogie wykorzystano zmienną binarną *Y*, która jako zmienna zależna charakteryzowała kategorię gospodarstwa domowego — ubogie/nieubogie we-

² Reprezentatywność badanej próby losowej w stosunku do populacji generalnej uzyskano ze względu na skład osobowy gospodarstw domowych, otrzymując w miarę zadowalające wskaźniki struktury badanej próby (w nawiasach podano wskaźniki struktury dla populacji generalnej gospodarstw domowych w woj. podkarpackim): dla gospodarstw 1-osobowych — 11,8% (22,45%); 2-osobowych — 18,2% (22,01%); 3-osobowych — 20,9% (19,83%); 4-osobowych — 30,0% (17,18%); 5-osobowych i więcej — 19,0% (17,93%) (*Rocznik...*, 2008).

³ Respondenci byli proszeni o wskazanie dochodu rozporządzalnego gospodarstwa domowego w kwietniu 2008 r. Dochód rozporządzalny stanowił dochód brutto (obejmujący wszystkie przychody pieniężne i niepieniężne) po odliczeniu podatku i powiększeniu o wszystkie dodatki i transfery socjalne i prywatne.

dług dochodu przypadającego na osobę w badanym gospodarstwie. Zmienną Y zdefiniowano następująco:

$$y_i = \begin{cases} 0 & \text{jeżeli } i\text{-te gospodarstwo domowe jest ubogie} \\ 1 & \text{jeżeli } i\text{-te gospodarstwo domowe jest nieubogie} \end{cases}$$

gdzie $i = 1, \dots, n$ — liczba badanych gospodarstw domowych.

Wartości zmiennej zależnej Y uzyskano dokonując porównania dochodu przypadającego na osobę z ustaloną arbitralnie linią ubóstwa z . Przyjęto, że zmienna losowa $y_i = 0$, gdy dochód na osobę w gospodarstwie domowym jest mniejszy lub równy linii ubóstwa z (gospodarstwo jest ubogie), natomiast $y_i = 1$, gdy dochód na osobę w gospodarstwie domowym jest większy od linii ubóstwa z (gospodarstwo jest nieubogie). Jako linię ubóstwa z przyjęto wielkość minimum socjalnego, wyznaczoną dla określonych typów gospodarstw domowych przez Instytut Pracy i Spraw Socjalnych (IPiSS). Przyjęto wartość średnioroczną z 2008 r.⁴ Należy mieć na uwadze, że zaspokojenie potrzeb na poziomie minimum socjalnego nie oznacza ubóstwa, ale dostateczne, choć raczej skromne warunki bytowania, adekwatne do przeciętnego poziomu życia w kraju.

W modelowaniu określono podział na gospodarstwa domowe, które funkcjonowały w biedzie bądź nie czy też były raczej w sferze niedostatku niż w skrajnej biedzie. Na podstawie posiadanej wiedzy merytorycznej o czynnikach wpływających na ryzyko „popadnięcia” w ubóstwo skonstruowano listę potencjalnych zmiennych objaśniających o charakterze demograficzno-społecznym. Wykluczono podstawową zmienną — dochód rozporządzalny przypadający na osobę, gdyż stanowił on podstawę kwalifikacyjną zmiennej dychotomicznej Y . Wejściowy zbiór zmiennych niezależnych stanowiły zmienne charakteryzujące społeczno-demograficzne cechy danego gospodarstwa domowego: przynależność do grupy społeczno-ekonomicznej, wykształcenie głowy gospodarstwa, miejsce zamieszkania (wieś/miasto), liczba osób w gospodarstwie domowym, liczba dzieci w rodzinie, rodzina niepełna (tak/nie), wiek członków rodziny, posiadanie oszczędności (tak/nie) i struktura wydatków. Selekcji zmiennych objaśniających dokonano na podstawie macierzy korelacji, wybierając zmienne znacząco skojarzone ze zmienną zależną Y . Ze zbioru wstępnych zmiennych objaśniających wzięto pod uwagę wyłącznie te, które uznano za w miarę słabo skorelowane ze sobą (tabl. 1).

⁴ W analizie przyjęto następujące wartości zmodyfikowanego minimum socjalnego na 1 osobę dla gospodarstw pracowniczych: 1-osobowe — 865,1 zł, 2-osobowe — 714,6 zł, 3-osobowe — 724,75 zł, 4-osobowe — 685,4 zł, 5-osobowe — 668,5 zł (Kurowski, 2009).

TABL. 1. MACIERZ WSPÓŁCZYNNIKÓW KORELACJI DLA WYBRANYCH ZMIENNYCH OBJAŚNIAJĄCYCH

Wyszczególnienie	Współczynniki korelacji			
	oszczędności	liczba dorosłych	liczba dzieci	wykształcenie
Oszczędności	1,000000	-0,165300	-0,085412	-0,027001
Liczba dorosłych	-0,165300	1,000000	0,282214	-0,113524
Liczba dzieci	-0,085412	0,282214	1,000000	-0,274372
Wykształcenie	-0,027001	-0,113524	-0,274372	1,000000

Źródło: obliczenia własne.

Zbiór zmiennych objaśniających modelu ograniczył się zatem do kilku podstawowych zmiennych: oszczędności (zmienna dychotomiczna: 0 — gospodarstwo nie posiada oszczędności, 1 — gospodarstwo posiada oszczędności), liczba dorosłych, liczba dzieci, wykształcenie (1 — podstawowe, 2 — zasadnicze, 3 — średnie, 4 — wyższe).

Wyniki estymacji modelu logitowego dla danych ogółem przedstawiono w tabl. 2. Istotność parametrów statystycznych modelu zweryfikowano na podstawie testu *t*-Studenta, przyjęto poziom istotności $\alpha = 0,05$.

TABL. 2. WYNIKI ESTYMACJI MODELU LOGITOWEGO DLA DANYCH OGÓŁEM

Wyszczególnienie	Zmienne niezależne				
	stała	oszczędności	liczba dorosłych	liczba dzieci	wykształcenie
Ocena	0,626387	1,30288	-0,96412	-0,76201	1,04530
Błąd standardowy	0,637568	0,32307	0,14038	0,15150	0,19133
Statystyka <i>t</i>	0,982463	4,03277	-6,86801	-5,02979	5,46342
Poziom <i>p</i>	0,326515	0,00007	0,00000	0,00000	0,00000
-95%	-0,627347	0,66758	-1,24017	-1,05992	0,66907
+95%	1,880122	1,93819	-0,68808	-0,46410	1,42154
Chi-kwadrat Walda	0,965233	16,26323	47,16953	25,29877	29,84890
Poziom <i>p</i>	0,325879	0,00006	0,00000	0,00000	0,00000
Iloraz szans	1,870839	3,67989	0,38132	0,46673	2,84426
-95%	0,534007	1,94951	0,28934	0,34648	1,95242
+95%	6,554302	6,94613	0,50254	0,62870	4,14348

Źródło: jak przy tabl. 1.

Parametry modelu dla zmiennych: „oszczędności”, „liczba dorosłych”, „liczba dzieci” i „wykształcenie” okazały się statystycznie istotne, zatem wymienione zmienne miały wpływ na prawdopodobieństwo zakwalifikowania gospodarstwa domowego do grupy gospodarstw ubogich/nieubogich⁵. Ujemne szacunki parametrów dla zmiennych „liczba dorosłych” i „liczba dzieci” wskazywały, że wzrost wartości tych zmiennych powodował zmniejszenie się prawdopodobień-

⁵ Nieistotny okazał się tylko wyraz wolny modelu logitowego ($p = 0,33$).

stwa zaklasyfikowania gospodarstwa do grupy gospodarstw nieubogich. Dodatnie wartości parametrów przy zmiennych „wykształcenie” i „oszczędności” potwierdzają, że wzrost poziomu tych zmiennych (dla „oszczędności” — wystąpienie) zwiększał prawdopodobieństwo zaklasyfikowania gospodarstwa domowego do grupy gospodarstw nieubogich⁶.

Interpretacja parametrów w modelu logitowym jest dość trudna, a zatem podlegają interpretacji wyniki ilorazów szans⁷. Oszacowany jednostkowy iloraz szans dla zmiennej „oszczędności” równy 3,68 potwierdził przypuszczenia, że gospodarstwa domowe posiadające oszczędności mają prawie czterokrotnie większe szanse na uniknięcie stanu ubóstwa. Z kolei wzrost poziomu wykształcenia (np. ze średniego na wyższe) prawie trzykrotnie zwiększa szanse na zakwalifikowanie gospodarstwa do grupy gospodarstw nieubogich — iloraz szans dla zmiennej „wykształcenie” wyniósł 2,84. Model logitowy dla danych ogółem uznano za wystarczająco dobrze dopasowany do danych empirycznych (zestawienie).

**ZESTAWIENIE WYNIKÓW WERYFIKACJI MODELI LOGITOWYCH
DLA GOSPODARSTW DOMOWYCH OGÓŁEM**

Liczba 0 (ubogie n_i)	Liczba 1 (nieubogie n_i)	Wartość końcowa funkcji straty	-2 log wiarygodności	Stała (wyłącznie)	R^2_{A-N}	χ^2	poziom p
126 (33,78%)	247 (66,22%)	161,2603	322,5206	477,1167	0,2935	154,5960	0,000

Źródło: jak przy tabl. 1.

Wartość statystyki testu zgodności wartości obserwowanych chi-kwadrat (χ^2) dla wyznaczonego modelu, wraz z poziomem prawdopodobieństwa testowego $p < 0,05$ wskazują, że model różni się istotnie od modelu tylko z wyrazem wolnym. Ponadto statystyka -2log wiarygodności wyniosła dla modelu regresji logistycznej 322,52, a dla modelu tylko z wyrazem wolnym — 477,12. Różnica między nimi — wartość końcowa, czyli funkcja straty (161,26) jest również miarą dopasowania modelu, stanowiąc wytyczną wyboru modelu.

Na podstawie otrzymanego modelu logitowego można dokonać oszacowania prawdopodobieństwa, że dane gospodarstwo domowe zostanie zaklasyfikowane jako „nieubogie”, w zależności od wyróżnionych w modelowaniu cech społeczno-demograficznych. Przykładowo, można przyjąć prawdopodobieństwo, że

⁶ Z wyznaczonych przedziałów ufności wynika, że w 95% możemy być pewni, iż wartości rzeczywiste zmiennej „oszczędności” znajdują się w przedziale (0,67; 1,94), zmiennej „liczba dorosłych” — (-1,24; -0,69), „liczba dzieci” — (-1,06; -0,46), a zmiennej „wykształcenie” w przedziale (0,67; 1,42).

⁷ Szansę należy rozumieć jako szacunek prawdopodobieństwa tego, że dane zdarzenie wystąpi do prawdopodobieństwa zdarzenia przeciwnego.

gospodarstwo domowe o następujących cechach: ma oszczędności, liczba dorosłych — 1, liczba dzieci — 2, wykształcenie średnie głowy gospodarstwa domowego — jest nieubogie („normalny” poziom życia). Wartość tego prawdopodobieństwa, obliczona na podstawie oszacowanego modelu, to 0,93. Jeżeli w tym samym gospodarstwie zmianie ulegnie liczba dzieci (wzrośnie do trojga), to prawdopodobieństwo braku ubóstwa spadnie do 0,86. W tym przypadku wzrost liczby dzieci zmniejszy szanse na funkcjonowanie gospodarstwa w sferze gospodarstw nieubogich.

Jeśli z kolei rozważymy inne gospodarstwo o cechach: brak oszczędności, liczba dorosłych — 2, liczba dzieci — 3, wykształcenie zasadnicze zawodowe, wówczas wartość rozważanego prawdopodobieństwa ($Y=1$) wyniesie 0,18. Zakładając, że liczba dzieci wzrośnie do czterech, to prawdopodobieństwo pozostawania poza sferą ubóstwa zmniejszy się do 0,09. Niewątpliwie takie gospodarstwo ma znamiona gospodarstwa ubogiego. Jeżeli jednak, dla tego samego gospodarstwa z dwójką dzieci, wykształcenie głowy gospodarstwa zwiększy się do poziomu średniego, to prawdopodobieństwo braku ubóstwa zwiększy się do 0,58, a jeżeli do poziomu wyższego, to wyniesie 0,79.

Jak wynika z symulacji istotną determinantą pozostawania poza lub w sferze ubóstwa jest poziom wykształcenia głowy gospodarstwa. Wniosek ten stanowił przesłankę do przeprowadzenia modelowania logitowego dla grup gospodarstw według poziomu wykształcenia głowy gospodarstwa (tabl. 3). Po symulacjach mających na celu dobór zmiennych do modelowania, przyjęto ostatecznie trzy zmienne niezależne, których parametry oszacowano wykorzystując modelowanie logitowe.

TABL. 3. WYNIKI ESTYMACJI MODELI LOGITOWYCH DLA GOSPODARSTW DOMOWYCH WZGLĘDEM WYKSZTAŁCENIA

Wyszczególnienie	Zmienne			
	stała	oszczędności	liczba osób ogółem	liczba dzieci
Wykształcenie zasadnicze ($n = 80$)				
Ocena	1,78323	1,41789	-0,73249	—
Błąd standardowy	0,76338	0,60109	0,21588	—
Statystyka t	2,33597	2,35886	-3,39300	—
Poziom p	0,02210	0,02087	0,00109	—
Chi-kwadrat Walda	5,45676	5,56420	11,51243	—
Poziom p	0,01950	0,01834	0,00069	—
Iloraz szans	5,94903	4,12841	0,48071	—
Wykształcenie średnie ogólne ($n = 171$)				
Ocena	3,21202	1,170623	-0,78360	-0,74464
Błąd standardowy	0,62035	0,448694	0,18200	0,18515
Statystyka t	5,17774	2,608954	-4,30549	-4,02174
Poziom p	0,00000	0,009906	0,00003	0,00009
Chi-kwadrat Walda	26,80902	6,806641	18,53722	16,17441
Poziom p	0,00000	0,009086	0,00002	0,00006
Iloraz szans	24,82909	3,224000	0,45676	0,47491

TABL. 3. WYNIKI ESTYMACJI MODELI LOGITOWYCH DLA GOSPODARSTW DOMOWYCH WZGLĘDEM WYKSZTAŁCENIA (dok.)

Wyszczególnienie	Zmienne			
	stała	oszczędności	liczba osób ogółem	liczba dzieci
Wykształcenie wyższe (n = 103)				
Ocena	5,281	—	-1,00889	—
Błąd standardowy	1,125	—	0,34519	—
Statystyka t	4,696	—	-2,92268	—
Poziom p	0,000	—	0,00428	—
Chi-kwadrat Walda	22,054	—	8,54204	—
Poziom p	0,000	—	0,00347	—
Iloraz szans	196,590	—	0,36462	—

Źródło: jak przy tabl. 1.

Z analizy wykluczono gospodarstwa domowe z podstawowym wykształceniem głowy gospodarstwa, gdyż wyznaczenie modelu było trudne, ze względu na małą liczbę obserwacji ($n = 19$). Parametry modelu logitowego (dla gospodarstw domowych z wykształceniem zasadniczym) były istotnie różne od zera zarówno dla zmiennych objaśniających: „oszczędności”, „liczba osób ogółem”, jak i dla wyrazu wolnego. Na uwagę zasługuje wysoki poziom jednostkowego ilorazu szans dla zmiennej „oszczędności”. Okazało się, że w przypadku posiadania przez gospodarstwo domowe oszczędności, prawdopodobieństwo zakwalifikowania do grupy gospodarstw nieubogich jest przeszło 4-krotnie większe (iloraz szans — 4,13) w stosunku do gospodarstw bez oszczędności.

W przypadku grupy gospodarstw domowych z wykształceniem średnim ogólnym, najlepsze dopasowanie logitowe otrzymano dla kombinacji zmiennych niezależnych: „oszczędności”, „liczba osób dorosłych” oraz „liczba dzieci”, gdzie zarówno parametry przy zmiennych, jak i wyraz wolny były istotnie różne od zera. Również w tej grupie gospodarstw prawdopodobieństwo pozostawania poza strefą ubóstwa było przeszło 3-krotnie większe w przypadku posiadania oszczędności.

W grupie gospodarstw domowych z wykształceniem wyższym tylko zmienna „liczba dorosłych” miała istotny wpływ na prawdopodobieństwo sklasyfikowania gospodarstwa jako nieubogie, istotny okazał się również wyraz wolny. Ujemne oceny parametrów dla zmiennych „liczba osób ogółem”, „liczba dorosłych” i „liczba dzieci” wskazują, że wzrost wartości tych zmiennych powodował zmniejszenie prawdopodobieństwa sklasyfikowania gospodarstwa do grupy gospodarstw nieubogich. Dodatkowo wartości parametrów dla zmiennej „oszczędności” oznaczają, że wzrost poziomu tej zmiennej (wystąpienie) zwiększał prawdopodobieństwo pozostawania gospodarstwa poza sferą ubóstwa. Weryfikacja statystyczna modeli regresji logistycznej wykazała, że są one poprawnie dopasowane do danych empirycznych (tabl. 4).

**TABL. 4. WYNIKI WERYFIKACJI MODELI LOGITOWYCH
WEDŁUG POZIOMU WYKSZTAŁCENIA**

Wykształcenie	Liczba 0 (ubogie n_i)	Liczba 1 (nieubogie n_i)	Wartość końcowa funkcji straty	-2 log wiary- godności	R^2_{A-N}	χ^2	poziom p
Zasadnicze	49 (61,25%)	31 (38,75%)	43,00	86,003	0,2065	20,816	0,000
Średnie ogólne	61 (35,67%)	110 (64,33%)	90,61	181,219	0,1957	41,598	0,000
Wyższe	7 (6,80%)	96 (93,2%)	20,42	40,840	0,0910	10,317	0,001

Źródło: jak przy tabl. 1.

Wartości statystyki testu zgodności (χ^2) oraz wartości prawdopodobieństwa testowego p potwierdzają statystyczną istotność wyznaczonych modeli. Dopasowanie modeli logitowych wyznaczonych względem wykształcenia — zasadnicze i średnie ogólne — uznano za wystarczające (na podstawie R^2_{A-N}). Ostatecznie uznano, że przyjęte zmienne istotnie wpływały na poziom prawdopodobieństwa braku ubóstwa ($Y = 1$) w danej grupie gospodarstw według wykształcenia. Wysoka wartość końcowa funkcji straty (z wyjątkiem grupy gospodarstw z wykształceniem wyższym) wskazuje na poprawność modeli logitowych dla gospodarstw domowych z wykształceniem głowy gospodarstwa zasadniczym i średnim ogólnym.

W kolejnym etapie analizy logitowej za kryterium podziału gospodarstw domowych przyjęto miejsce zamieszkania gospodarstwa (wieś/miasto). Analiza logitowa dostarczyła informacji dotyczącej prawdopodobieństwa uznania gospodarstwa domowego za nieubogie/ubogie. Na podstawie prawie identycznej liczby prób wyznaczono osobno modele logitowe dla gospodarstw wiejskich i miejskich, oceniając prawdopodobieństwo teoretyczne pozostawania poza sferą ubóstwa (tabl. 5).

TABL. 5. WYNIKI ESTYMACJI MODELI LOGITOWYCH WEDŁUG MIEJSCA ZAMIESZKANIA

Wyszczególnienie	Stała	Oszczędności	Liczba dorosłych	Liczba dzieci	Wykształcenie
$n = 187$ (gospodarstwa zamieszkałe na wsi)					
Ocena	1,01762	1,311599	-0,96433	-0,63940	0,82027
Błąd standardowy	0,75441	0,436773	0,17821	0,19456	0,25471
$t(182)$	1,34891	3,002931	-5,41117	-3,28640	3,22040
Poziom p	0,17904	0,003050	0,00000	0,00122	0,00152
Chi-kwadrat Walda	1,81955	9,017597	29,28071	10,80040	10,37097
Poziom p	0,17738	0,002676	0,00000	0,00102	0,00128
Iloraz szans	2,76661	3,712105	0,38124	0,52761	2,27112

TABL. 5. WYNIKI ESTYMACJI MODELI LOGITOWYCH WEDŁUG MIEJSCA ZAMIESZKANIA (dok.)

Wyszczególnienie	Stała	Oszczędności	Liczba dorosłych	Liczba dzieci	Wykształcenie
$n = 186$ (gospodarstwa zamieszkałe w miastach)					
Ocena	-0,07242	1,287758	-0,90580	-0,85992	1,2850
Błąd standardowy	1,28389	0,489822	0,24273	0,24235	0,3380
t (181)	-0,05641	2,629033	-3,73176	-3,54829	3,8023
Poziom p	0,95508	0,009299	0,00025	0,00049	0,0002
Chi-kwadrat Walda	0,00318	6,911815	13,92603	12,59038	14,4577
Poziom p	0,95502	0,008567	0,00019	0,00039	0,0001
Iloraz szans	0,93014	3,624650	0,40422	0,42320	3,6147

Źródło: jak przy tabl. 1.

Wartość statystyki dobroci dopasowania modeli logitowych do danych empirycznych przedstawiono w tabl. 6.

TABL. 6. WYNIKI WERYFIKACJI MODELI LOGITOWYCH WEDŁUG MIEJSCA ZAMIESZKANIA

Miejsce zamieszkania	Liczba 0 (ubogie n_i)	Liczba 1 (nieubogie n_i)	Wartość końcowa funkcji straty	-2 log wiarygodności	R^2_{A-N}	χ^2	poziom p
Wieś	83 (22,25%)	104 (27,88%)	91,78	183,57	0,2816	73,306	0,000
Miasto	43 (11,53%)	143 (38,34%)	68,474	136,95	0,2535	64,193	0,000

Źródło: jak przy tabl. 1.

Wartość statystyki testu zgodności (χ^2) wraz z poziomem prawdopodobieństwa testowego potwierdzają statystyczną istotność modeli logitowych „wieś”, „miasto”. Wyniki modelowania generalnie nie różnią się dla porównywanych grup gospodarstw, większe różnice dotyczą ocen parametrów „liczba dzieci” oraz „wykształcenie”. Okazuje się, że wzrost liczby dzieci w gospodarstwach miejskich w większym stopniu wpływa na zmniejszenie prawdopodobieństwa zaklasyfikowania gospodarstwa do grupy gospodarstw nieubogich niż w przypadku gospodarstw wiejskich. Z kolei wyższe wartości parametrów dla zmiennej „wykształcenie” w przypadku gospodarstw miejskich wskazują, że zmienna „wykształcenie” w większym stopniu wpływa na prawdopodobieństwo zaklasyfikowania gospodarstwa do grupy gospodarstw nieubogich niż w przypadku gospodarstw wiejskich. Wniosek ten potwierdza jednostkowy iloraz szans wynoszący dla modelu „miasto” — 3,61, a dla modelu „wieś” — 2,27. W przypad-

ku zmiennej „oszczędności” parametry oraz ilorazy szans są podobne, co oznacza, że posiadanie oszczędności zwiększa prawdopodobieństwo zakwalifikowania gospodarstwa do grupy nieubogich (prawie 4-krotnie).

W ostatnim etapie analizy regresji logitowej uwzględniono także wpływ liczby osób w gospodarstwie na poziom prawdopodobieństwa pozostania przez gospodarstwo domowe poza sferą ubóstwa. Wyniki modelowania logitowego przedstawiono dla gospodarstw 5-osobowych (tabl. 7).

TABL. 7. WYNIKI ESTYMACJI MODELU LOGITOWEGO DLA GOSPODARSTW DOMOWYCH 5-OSOBOWYCH

Wyszczególnienie	Zmienne			
	stała	oszczędności	wykształcenie	zamieszkanie
Ocena	-7,4026	3,2982	1,276	0,7437
Błąd standardowy	3,7151	1,1796	0,743	0,5909
<i>t</i> (112)	-1,9926	2,7960	1,717	1,2586
Poziom <i>p</i>	0,0555	0,0089	0,096	0,2179
Chi-kwadrat Walda	-14,9898	0,8891	-0,241	-0,4630
Poziom <i>p</i>	0,1846	5,7073	2,793	1,9505
Iloraz szans	3,9704	7,8177	2,949	1,5842

Końcowa strata 14,8428

$\chi^2(3) = 17,3308$

$R^2_{A-N} = 0,3376$

$p = 0,0006$

Źródło: jak przy tabl. 1.

Istotne statystycznie okazały się wyraz wolny (na poziomie istotności 0,1) oraz parametry przy zmiennych „oszczędności” (na poziomie 0,05) i „wykształcenie” (na poziomie 0,1). Na prawdopodobieństwo pozostania poza sferą ubóstwa dla grupy gospodarstw 5-osobowych nie miało istotnego wpływu miejsce zamieszkania. Stosunkowo wysokie, dodatnie wartości parametrów w przypadku zmiennych „oszczędności” i „wykształcenie” pozwoliły wskazać cechy gospodarstw domowych decydujące o prawdopodobieństwie braku ubóstwa (normalnej konsumpcji). Ponadto w przypadku gospodarstw domowych 5-osobowych wartość ilorazu szans dla zmiennej „wykształcenie” wyniosła 2,95, a dla zmiennej „oszczędności” — 7,82. Najlepsze dopasowanie modelu logitowego względem liczby osób uzyskano dla grupy gospodarstw domowych 5-osobowych ($R^2_{A-N} = 0,33$) (tabl. 8). W tablicy tej przedstawiono również wyniki weryfikacji pozostałych modeli regresji logistycznej według liczby osób w gospodarstwie domowym.

**TABL. 8. WYNIKI WERYFIKACJI MODELI REGRESJI LOGISTYCZNEJ
WEDŁUG LICZBY OSÓB**

Wyszczególnienie	Liczba 0 (ubogie n_i)	Liczba 1 (nieubogie n_i)	Wartość końcowa funkcji straty	R^2_{A-N}	χ^2	poziom p
1-osobowe ($n = 44$)	42 (95,45%)	2 (4,54%)	7,511	0,0276	1,250	0,535
2-osobowe ($n = 68$)	58 (85,29%)	10 (14,71%)	22,132	0,1556	12,525	0,006
3-osobowe ($n = 68$)	18 (23,08%)	60 (76,92%)	35,555	0,1622	13,161	0,004
4-osobowe ($n = 112$)	47 (41,96%)	65 (58,04%)	62,944	0,1912	26,472	0,000
5-osobowe ($n = 34$)	18 (52,94%)	16 (47,06%)	14,840	0,3376	17,330	0,001
6 i więcej osobowe ($n = 37$) ..	31 (83,78%)	6 (6,22%)	13,316	0,1427	6,160	0,046

Źródło: jak przy tabl. 1.

Statystycznie nieistotny był jedynie model dla gospodarstw jednoosobowych. Pozostałe modele różniły się istotnie od modeli tylko z wyrazem wolnym.

Podsumowanie

Zastosowanie modelowania logitowego pozwoliło na określenie czynników powodujących popadnięcie w ubóstwo, a następnie wyznaczenie prawdopodobieństwa ubóstwa dla przykładowego gospodarstwa domowego. Identyfikacja ubogich gospodarstw domowych na podstawie modeli regresji logistycznej pozwoliła sformułować następujące wnioski:

- cechy gospodarstw domowych: wykształcenie głowy gospodarstwa domowego, miejsce zamieszkania, liczba dzieci, liczba dorosłych, czy posiadanie lub nie oszczędności determinuje prawdopodobieństwo klasyfikacji gospodarstwa jako ubogie/nieubogie;
- w zależności od kryterium podziału gospodarstw domowych uzyskuje się zróżnicowane modele logitowe, z różnymi zmiennymi niezależnymi oraz parametrami i ocenami dopasowania modelu;
- w opisanych modelach zmienne „liczba dorosłych” i „liczba dzieci” mają wpływ na prawdopodobieństwo sklasyfikowania gospodarstwa do grupy ubogich/nieubogich, wzrost liczby osób w gospodarstwie domowym powoduje wzrost prawdopodobieństwa zaklasyfikowania gospodarstwa domowego jako ubogie;
- istotną determinantą pozostawania danego gospodarstwa domowego w obrębie/poza sferą ubóstwa jest poziom wykształcenia głowy gospodarstwa. Wzrost poziomu wykształcenia znacząco przyczyniał się do zmniejszenia prawdopodobieństwa popadnięcia gospodarstwa domowego w sferę ubóstwa. Jednocześnie poziom wykształcenia głowy gospodarstwa domowego miał większy wpływ na brak ubóstwa dla gospodarstw miejskich niż wiejskich;
- cechą charakteryzującą gospodarstwa nieubogie był fakt posiadania oszczędności.

Wyniki badań pokazują, że w woj. podkarpackim większy zasięg ubóstwa występuje przy niskim poziomie wykształcenia, wielodzietności, zamieszkiwaniu na wsi i braku oszczędności. Pauperyzacji gospodarstw domowych przejawiającej się zwiększonym ryzykiem popadnięcia w sferę ubóstwa, towarzyszą różnorodne czynniki. W celu ograniczania skali ubóstwa, rozpoznanie tych czynników jest istotne w budowaniu skutecznej polityki społecznej.

dr Beata Kasprzyk, dr Barbara Fura — Uniwersytet Rzeszowski

LITERATURA

- Aldrich J. H., Nelson F. D. (1984), *Linear probability, logit, and probit models*, „Quantitative Applications in the Social Sciences”, No. 07—045, Sage Publications, Newbury-London-New Delhi
- Anselin-Dorantes C., Serrano-Padial R. (2010), *Labor market flexibility and poverty dynamics*, „Labor Economics”, No. 17
- Atkinson T., Cantillon B., Marlier E., Nolan B. (2002), *Social Indicators The EU and Social Inclusion*, Oxford University Press, Oxford
- Baczewski G. (2008), *Oblicza biedy w zjednoczonej Europie*, Wydawnictwo UMCS, Lublin
- Chow G. C. (1995), *Ekonometria*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa
- Cramer J. S. (2004), *The early origins of the logit model*, „Studies in History and Philosophy of Biological and Biomedical Sciences”, No. 35
- Desai P. (1995), *Poverty, Famine and Economic Development*, Edward Elgar Publishing Ltd, Aldershot
- Gruszczyński M. (2001), *Modele i prognozy zmiennych jakościowych w finansach i bankowości*, „Monografie i Opracowania”, nr 490, Oficyna Wydawnicza SGH, Warszawa
- Kot S. M. (2002), *Ekonometryczne modele dobrobytu*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa
- Kurowski P. (2009), *Badania nad poziomem i strukturą zmodyfikowanego minimum socjalnego w 2008 r.*, IPISS, Warszawa
- Maaden G., Simpson M. (1996), *A probit model of household broadband service subscription intentions: A regional analysis*, „Information Economics and Policy”, No. 8
- Rocznik Demograficzny 2007* (2008), GUS, Warszawa
- Sen A. (2002), *Rozwój i wolność*, Zys i S-ka, Poznań
- Veit-Wilson J. (1994), *Dignity not poverty. A minimum income standard from the UK*, Institute for Public Policy Research, London
- Warunki życia ludności w 1998—2005 r. (z lat 1999—2007)*, GUS, Warszawa
- Watson D. (2000), *In search of the poor*, „Journal of Economic Psychology”, No. 21
- Zheng B. (2001), *Statistical inference for poverty measures with relative poverty lines*, „Journal of Econometrics”, No. 101

SUMMARY

The article presents the methodology of establishing the poverty line which can be marked with utilization of measures: absolute, relative or subjective measures. The variety of methods relating to establishing the border of poverty is the source

of methodological disputes among economists and experts. On this background the analysis of factors determining the problem of poverty in the households of Podkarpackie voivodship is presented. The classification of households on poor/nonpoor is accomplished on basis of the social minimum in 2008 according to the family members number. However, the application of the analysis of the logit regress allowed to estimate and statistical verify the logit models which enabled pointing the probability of the household falling in poverty.

РЕЗЮМЕ

В статье обсуждается методология определения черты убожества на основе абсолютных, относительных и субъективных показателей мер убожества. Множественность методов касающихся определения границы убожества является причиной методологических споров среди экономистов и экспертов. На их фоне был представлен анализ факторов детерминирующих проблему убожества в домашних хозяйствах подкарпатского воеводства. Классификация домашних хозяйств на бедные/не бедные проводилась на основе размера социального (прожиточного) минимума в 2008 г. в зависимости от количества человек в домашнем хозяйстве. Использование анализа логит регрессии позволило статистически оценить и проверить принятые в обследовании модели, которые использовались в определении вероятности попадания домашнего хозяйства в убожество.

Adam ZYCH

Zamówienia na produkty w sprawozdawczości statystycznej przedsiębiorstwa

Podstawowym czynnikiem decydującym o wynikach i sytuacji ekonomiczno-finansowej przedsiębiorstwa działającego w sferze produkcyjnej jest wielkość zamówień na wytwarzane wyroby czy usługi. W skali makro czynnik ten stanowi podstawę do oceny koniunktury gospodarczej. Dlatego pakiet zamówień powinien być przedmiotem sprawozdawczości statystycznej. Nie negując obowiązujących w tym zakresie rozwiązań uważam, że zagadnienie to nie jest ujmowane we właściwym zakresie w sprawozdawczości, co utrudnia dokonywanie wiarygodnych analiz. Warto zatem problem ten uczynić przedmiotem dyskusji.

Istotną rolę przy dokonywaniu oceny sytuacji w przedstawionej sprawie odgrywają informacje o zamówieniach na wytwarzane przez przedsiębiorstwo produkty zawarte w miesięcznych ankietach koniunktury (AK). Najlepiej jest mi znana ankieta o działalności budowlanej (AK-B/m), ale ogólne zasady opracowywania tej informacji są dla całej sfery produkcji materialnej zbliżone. Jednym z elementów tej ankiety jest ocena sytuacji przedsiębiorstwa w zakresie pakietu zamówień na roboty budowlano-montażowe. W odniesieniu do miesiąca sprawozdawczego należy określić, czy pakiet ten ulega zwiększeniu, zmniejszeniu, czy też nie ulega zmianie. Biorąc pod uwagę, że ankieta opracowywana jest w 10. dniu kalendarzowym miesiąca odpowiedzi dotyczące zamówień oparte są częściowo na faktycznym wykonaniu za pierwsze 10 dni miesiąca oraz na prognozie na pozostały okres. W części II ankiety podawana jest prognoza dotycząca zamówień (wzrost; spadek; bez zmian) na okres najbliższych 3 miesięcy. Dane te są określane odrębnie dla rynku krajowego oraz zagranicznego.

Z obiektywnych względów firma budowlana ma duże trudności z określeniem w miarę realnej prognozy dotyczącej przewidywanych zmian w zakresie zamówień. Dotyczy to nawet miesiąca, w trakcie którego opracowywana jest prognoza, a w jeszcze większym stopniu — okresu najbliższych 3 miesięcy. Trudności te wynikają głównie z ogromnej konkurencji występującej w działalności budowlanej, wskutek czego nawet bardzo niskie ceny oferowane inwestorowi, zarówno w trybie przetargu publicznego jak i w ramach normalnych kontaktów handlowych pomiędzy podmiotami gospodarczymi, nie gwarantują otrzymania zamówienia. Podobnie, jak sędzę, ma się rzecz w większości pozostałych sektorów i branż gospodarki narodowej.

W tej sytuacji prognozowanie zamówień obarczone jest dużym ryzykiem. Nie podważając zasadności dokonywania analiz koniunktury, na podstawie wspomnianej ankiety uważam, że w odniesieniu do zamówień zakres sprawozdawczości statystycznej powinien być znacznie poszerzony. Cel ten może być osiągnięty dzięki opracowywanym przez podmioty gospodarcze miesięcznym meldunkom o działalności gospodarczej DG-1. W tym kontekście chciałbym zwrócić uwagę na istotną, z rozpatrywanego punktu widzenia, zmianę w meldunku DG-1, jaka została dokonana przed kilku laty.

W 2008 r. podmioty gospodarcze opracowujące to sprawozdanie podawały w dziale II wartość nowych zamówień uzyskanych w miesiącu sprawozdawczym. Nieco inne zasady obowiązywały w odniesieniu do firm budowlanych, które dane dotyczące nowych zamówień na roboty budowlano-montażowe podawały w kwartalnym załączniku do meldunku DG-1. Począwszy od 1 stycznia 2009 r. zakres meldunku DG-1 został nieco ograniczony, m.in. zrezygnowano z pytania o wartość nowych zamówień.

Nie czuję się kompetentny, aby oceniać decyzję GUS, jednak z perspektywy podmiotu gospodarczego wydaje się, że taka zmiana jest dyskusyjna. Z jednej strony informacje obrazujące wartość uzyskiwanych zamówień są niezbędne w zarządzaniu przedsiębiorstwem, z drugiej — ustalenie kwoty tego wskaźnika jest działaniem bardzo prostym i niezbyt pracochłonnym. Ten aspekt jest o tyle istotny, że zawarte w sprawozdawczości statystycznej informacje (niezbędne

w zarządzaniu działalnością przedsiębiorstwa) są na ogół zdecydowanie bardziej wiarygodne w porównaniu z danymi ustalonymi wyłącznie do celów statystycznych.

Odwracając nieco zagadnienie można stwierdzić, że objęcie statystyką tego typu wskaźników mobilizuje podmioty gospodarcze do usprawnienia systemu zarządzania i kierowania. Stwierdzenie to może wydawać się nieco przesadzone, jednak jako praktyk gospodarczy stwierdzam, że tego typu oddziaływanie może mieć miejsce. Informacje te odgrywają również bardzo istotną rolę przy dokonywaniu oceny zdolności kredytowej przedsiębiorstwa oraz w bieżącym monitoringu jego działalności. Odpowiednie zapisy zawarte w umowach kredytowych zobowiązują podmioty gospodarcze do bieżącego informowania banku o rozmiarach otrzymanych zamówień. W tej sytuacji ujmowanie tego wskaźnika w meldunku DG-1 stanowiłoby istotne usprawnienie w prowadzeniu działalności przedsiębiorstwa.

Skoro włączenie informacji dotyczących zamówień do zakresu rzeczowego statystyki jest rozwiązaniem korzystnym dla przedsiębiorstwa oraz dla banku finansującego jego działalność, to w skali makro ten aspekt zagadnienia nie powinien być pominięty.

Chciałbym też zwrócić uwagę na istotną różnicę pomiędzy wskaźnikami zawartymi w ankiecie koniunktury i analogicznymi wielkościami podawanymi w meldunku DG-1. Wiarygodność danych zawartych w ankiecie jest w istocie dość niska, nawet jeśli informacja ta jest ustalana przez dobrze zorganizowany podmiot gospodarczy. Kwestia ta inaczej przedstawia się w przypadku meldunku DG-1, który zgodnie z obowiązującą instrukcją przesyłany jest do GUS najpóźniej w 5. dniu roboczym po zakończeniu miesiąca, ponieważ w tym czasie każdy podmiot gospodarczy dysponuje ostateczną informacją dotyczącą wartości zamówień uzyskanych w poprzednim miesiącu.

Występujące do 2008 r. zróżnicowanie w zakresie terminów podawania danych dotyczących wskaźnika zamówień polegało na tym, że typowe jednostki produkcyjne ujmowały tę informację za okresy miesięczne, a firmy budowlane — kwartalne, co moim zdaniem nie miało merytorycznego uzasadnienia. Wprawdzie działalność budowlano-montażowa różni się istotnie od działalności produkcyjnej, jednak różnice te nie mają znaczenia przy podawaniu informacji dotyczących zamówień w meldunku DG-1. W obydwu przypadkach dane te powinny być podawane za okresy miesięczne.

Przedsiębiorstwo nie może ograniczać się do zbierania informacji o uzyskanych zamówieniach, gdyż rozwiązanie takie jest niewystarczające do sprawnego zarządzania. Istotne znaczenie mają takie wskaźniki, jak: wielkość uzyskanych zamówień w rachunku narastającym, wartość zamówień przypadająca do realizacji do końca roku obrotowego i w okresach przyszłych, rozbieżność posiadanych zamówień na poszczególne miesiące itp. Teoretycznie niektóre z tych informacji mogłyby być podawane również w sprawozdawczości statystycznej, o ile z punktu widzenia statystyki byłoby to celowe. Uzyskanie przez szczebel makro informacji wiarygodnych o wielkości zamówień w poszczególnych miesiącach stanowi wystarczającą podstawę do oceny koniunktury gospodarczej.

Innego typu uwagi nasuwają się w odniesieniu do przekroju branżowo-asortymentowego zamówień. Problem ten nie występuje w firmach wytwarzających ściśle określony asortyment wyrobów. Większość przedsiębiorstw produkcyjnych prowadzi jednak działalność w różnych branżach, niekiedy zupełnie ze sobą niepowiązanych. W tym przypadku pojawia się problem, czy dane obrazujące wartość zamówień powinny być podawane w meldunku DG-1 dla podmiotu gospodarczego w całości czy też w rozbiciu na odpowiednie grupy? Mimo że ten wariant jest bardziej pracochłonny, to z uwagi na wagę tych informacji, moim zdaniem powinien być wprowadzony. Ułatwiłoby to prowadzenie pogłębionych analiz w zakresie branżowym. W przedsiębiorstwie zbyt daleko idąca agregacja danych o otrzymanych zamówieniach jest na ogół mało przydatna.

Na koniec chciałbym podzielić się spostrzeżeniami dotyczącymi jakości danych statystycznych zbieranych przez statystykę publiczną. Podniesienie jakości sprawozdawczości statystycznej można, moim zdaniem, osiągnąć przy wykorzystaniu prostych metod działania. Gdy do poszczególnych sprawozdań wprowadzane są nowe elementy (jest to sytuacja, gdy podmioty sprawozdawcze popełniają najwięcej błędów) to wystarczyłoby, aby przedstawiciel resortu statystyki nawiązał kontakt z osobą odpowiedzialną za wypełnienie konkretnej pozycji, w celu rozpoznania na podstawie jakich dokumentów podawane są określone informacje. Jako praktyk nie mam wątpliwości, że w wielu przypadkach efektem takich bezpośrednich kontaktów byłoby znaczne podniesienie jakości i wiarygodności sprawozdawczości statystycznej. Istotą podejmowanych obecnie w wielu krajach działań zmierzających do pokonania kryzysu finansowego jest — najogólniej biorąc — wzmocnienie roli państwa w gospodarce. Okazuje się, że nawet najsprawniej funkcjonująca gospodarka rynkowa nie chroni jeszcze państwa i społeczeństwa przed poważnymi kłopotami, o czym najlepiej przekonały się takie potęgi gospodarcze, jak Stany Zjednoczone czy Japonia, nie mówiąc już o mniejszych państwach, takich jak Grecja, Irlandia czy Portugalia. Nasz kraj nie może tu być wyjątkiem. Do podejmowania trafnych decyzji ekonomicznych czy finansowych konieczne są w pełni wiarygodne informacje obrazujące sytuację gospodarczą w skali makro.

mgr inż. Adam Zych — Tarnów

SUMMARY

The article covers Author's observations concerning reporting on orders for products based on monthly economic trend survey (AK) as well as on economic activities (DG-1). An economic and financial situation of a producing enterprise depends on sizes of orders for manufactured products or services. Due to the fact orders on hand are the subject of the statistical reporting. The Author does not deny accepted solutions but he thinks that the questions require more attention to conduct reliable estimations as well as analyses.

Статья представляет наблюдения автора за отчетностью по заказам продуктов на основе месячного спроса по экономической конъюнктуре (ОК) и рапорта по экономической деятельности (DG-1). Экономично-финансовое положение предприятия зависит от размера заказов по изготавливаемым изделиям или услугам. Поэтому предметом отчетности в статистике является ситуация предприятия относительно размера пакета заказов. Не отрицая принятых в этой области решений автор обращает внимание, что все-таки этим вопросам уделяется мало внимания, что осложняет проведение надежной оценки и анализа.

BADANIA I ANALIZY

Igor TIMOFIEJUK

Dochody realne pracowników sektora przedsiębiorstw i emerytów w 2010 r.

Wskaźnik PKB wzrósł w 2010 r. do 103,8%, ze 101,7% w 2009 r., wystąpił też wzrost stopy bezrobocia — 12,3%, wobec 12,1% w 2009 r. Przeciętne wynagrodzenie w sektorze przedsiębiorstw wzrosło w grudniu 2010 r. w skali rocznej o 5,4%, wobec 6,5% w grudniu 2009 r., natomiast emerytury z pozarolniczego systemu ubezpieczeń społecznych w badanym roku wzrosły o 6,5% w stosunku do roku poprzedniego. Działo się to przy wzroście cen towarów i usług konsumpcyjnych w 2010 r. o 3,1% (wobec 3,5% w 2009 r.), co poważnie osłabiło realny wzrost wynagrodzeń i emerytur. Gospodarkę kraju w 2010 r. cechował deficyt finansów publicznych¹. Taki był najogólniejszy obraz sytuacji gospodarczej Polski. Warto jednak bliżej przeanalizować szczegóły tej sytuacji.

I

Dochody dwóch dużych grup społecznych (zatrudnionych w sektorze przedsiębiorstw oraz emerytów i rencistów ze wszystkich źródeł) według danych GUS przedstawiały się jak w tabl. 1.

¹ Dane zaczerpnięto z „Biuletynu Statystycznego” (2011), nr 12, GUS.

TABL. 1. PRZECIĘTNE MIESIĘCZNE DOCHODY NOMINALNE BRUTTO W ZŁ

L a t a Miesiące	Wynagrodzenia w sektorze przedsiębiorstw	Emerytury i renty	
		z pozarolniczego systemu ubezpieczeń społecznych	rolników indywidualnych
2009 XII	3652,40	1566,07	913,72
2010 I	3231,13	1566,35	930,38
II	3288,29	1571,05	914,07
III	3493,42	1648,55	956,35
IV	3398,67	1650,02	973,95
V	3346,61	1650,55	955,13
VI	3403,65	1654,60	955,23
VII	3433,32	1654,89	973,41
VIII	3407,26	1656,27	954,95
IX	3403,68	1662,67	955,85
X	3440,22	1665,79	975,18
XI	3525,67	1666,48	955,63
XII	3847,91	1667,58	955,24

Ź r ó d ł o: „Biuletyn Statystyczny” (2011), GUS, nr 12/2010.

Przedstawiając te wartości według miary dynamiki, w postaci indeksów jed-nopodstawowych, mamy następujący obraz:

**TABL. 2. WSKAŹNIKI DYNAMIKI PRZECIĘTNYCH MIESIĘCZNYCH DOCHODÓW
NOMINALNYCH BRUTTO W 2010 R. W ZŁ (grudzień 2009=100)**

Miesiące	Wynagrodzenia w sektorze przedsiębiorstw	Emerytury i renty	
		z pozarolniczego systemu ubezpieczeń społecznych	rolników indywidualnych
I	88,5	100,0	101,8
II	90,0	100,3	100,1
III	95,5	105,3	104,7
IV	93,1	105,4	106,6
V	91,6	105,4	104,5
VI	93,2	105,7	104,5
VII	94,0	105,7	106,5
VIII	93,3	105,8	104,5
IX	93,2	106,2	104,6
X	94,2	106,4	106,7
XI	96,5	106,4	104,6
XII	105,4	106,5	104,5
$\sum_{I}^{XII}$	1128,5	1259,1	1253,6

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

Jak pokazują wyniki przedstawione w tabl. 2, utrwała się tendencja, że wy-na-grodzenia w sektorze przedsiębiorstw dopiero w grudniu roku badanego prze-

kraczącą poziom z grudnia roku poprzedniego. Zatem średnia dynamika badanych w tabl. 2 kategorii ekonomicznych przedstawiała się następująco:

TABL. 3. ŚREDNIE MIESIĘCZNE TEMPO ZMIAN PRZECIĘTNYCH MIESIĘCZNYCH DOCHODÓW NOMINALNYCH BRUTTO W 2010 R. W %

Rodzaje dochodów	Metoda pomiaru	
	r_g	$\bar{r}$
Wynagrodzenia w sektorze przedsiębiorstw	0,44	-0,96
Emerytury i renty z pozarolniczego systemu ubezpieczeń społecznych	0,53	0,74
Emerytury i renty rolników indywidualnych	0,37	0,67

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

Rozbieżności w wartości liczbowej tempa zmian otrzymanych metodami r_g i $\bar{r}$ są znaczące. Zatem warto policzyć nierównomierność tempa zmian.

TABL. 4. NIERÓWNOMIERNOŚĆ ZMIAN PRZECIĘTNYCH MIESIĘCZNYCH DOCHODÓW NOMINALNYCH BRUTTO W 2010 R. W %

Rodzaje dochodów	Metoda pomiaru	
	$r_g - \bar{r}^a$	$(r_g - \bar{r}) : r_g$
Wynagrodzenia w sektorze przedsiębiorstw	1,40	318,18
Emerytury i renty z pozarolniczego systemu ubezpieczeń społecznych	-0,21	-39,62
Emerytury i renty rolników indywidualnych	-0,40	-108,11

^a W punktach procentowych.

Ź r ó ł o: obliczenia własne na podstawie tabl. 3.

Ze względu na specyfikę dynamiki wynagrodzeń w sektorze przedsiębiorstw, o czym już niejednokrotnie pisałem na łamach „Wiadomości Statystycznych”, przyjmuję, że w tym sektorze $\bar{r} = r_g$. Natomiast nierównomierność zmian emerytur i rent rolników indywidualnych jest większa niż rent i emerytur z pozarolniczego systemu ubezpieczeń społecznych i z tego względu należy przebadac ten problem.

TABL. 5. SZEREGI FAKTYCZNY I TEORETYCZNE WSKAŹNIKA DYNAMIKI PRZECIĘTNYCH MIESIĘCZNYCH EMERYTUR I RENT ROLNIKÓW INDYWIDUALNYCH BRUTTO W 2010 R. (grudzień 2009=100)

Miesiące	Szereg faktyczny	Szereg teoretyczny według		Szereg faktyczny minus teoretyczny		Kwadrat odchyłeń	
		$r_g = 0,37\%$	$\bar{r} = 0,67\%$	$r_g = 0,37\%$	$\bar{r} = 0,67\%$	$r_g = 0,37\%$	$\bar{r} = 0,67\%$
I	101,8	100,4	100,7	1,4	1,1	1,96	1,21
II	100,1	100,7	101,3	-0,2	-1,2	0,09	1,44
III	100,7	101,1	102,0	3,6	2,7	12,96	7,29
IV	106,6	101,4	102,7	5,2	3,9	27,04	15,21
V	104,5	101,8	103,3	3,7	1,2	13,69	1,44

**TABL. 5. SZEREGI FAKTYCZNY I TEORETYCZNE WSKAŹNIKA DYNAMIKI
PRZECIĘTNYCH MIESIĘCZNYCH EMERYTUR I RENT ROLNIKÓW INDYWIDUALNYCH
BRUTTO W 2010 R. (dok.)**

Miesiące	Szereg faktyczny	Szereg teoretyczny według		Szereg faktyczny minus teoretyczny		Kwadrat odchyień	
		$r_g = 0,37\%$	$\bar{r} = 0,67\%$	$r_g = 0,37\%$	$\bar{r} = 0,67\%$	$r_g = 0,37\%$	$\bar{r} = 0,67\%$
VI	104,5	102,2	104,0	2,3	0,5	5,29	0,25
VII	106,5	102,6	104,7	3,9	-0,2	15,21	0,04
VIII	104,5	103,0	105,4	1,5	-0,9	2,25	0,81
IX	104,6	103,3	106,1	1,3	-1,5	1,69	2,25
X	106,7	103,7	106,8	3,0	-0,1	9,00	0,01
XI	104,6	104,1	107,5	0,5	-2,9	0,25	8,41
XII	104,5	104,5	108,3	0,0	-3,8	0,00	14,44
$\sum_{I}^{XII}$	1253,6	1126,2	1252,8^a	26,1	-2,2^b	89,43	52,80

a Różnica wynika z zaokrągleń (stopnia dokładności obliczeń). *b* Różnica wynika z zaokrągleń, powinno być 0,00.

Ź r ó d ł o: obliczenia własne na podstawie tabl. 3 i 4.

Tabl. 5 pokazuje, że lepsze dopasowanie do danych rzeczywistych osiągamy dzięki metodzie $\bar{r}$, ponieważ kwadrat odchyień szeregu faktycznego od teoretycznych ma się tu jak: 89,43 do 52,80. Zatem różnica jest znacząca, dlatego też warto przedstawić tę problematykę na wykresie, w celu wizualnego przedstawienia tej różnicy.

Wyrównanie według nieważonej średniej geometrycznej w żadnym punkcie nie styka się z danymi faktycznymi, natomiast metoda $\bar{r}$ uwzględnia dane faktyczne. Zamknijmy zatem rozważania o dochodach nominalnych.

II

W 2010 r. ceny kształtowały się zgodnie z zasadą klasycznego prawa, czyli zależności popytu i podaży towarów i usług konsumpcyjnych, ale także w zależności od dynamiki dochodów.

Wskaźniki łańcuchowe cen (miesiąc do miesiąca poprzedzającego) zawiera tabl. 6.

TABL. 6. WSKAŹNIKI DYNAMIKI CEN W 2010 R. (miesiąc poprzedni=100)

Miesiące	Towary i usługi konsumpcyjne ogółem	Żywność
I	100,6	101,0
II	100,2	100,3
III	100,3	100,3
IV	100,4	100,8
V	100,3	100,7
VI	100,3	100,5
VII	99,8	98,8
VIII	99,6	98,4
IX	100,6	102,0
X	100,5	101,1
XI	100,1	100,2
XII	100,4	100,0

Ź r ó d ł o: jak w tabl. 1.

Przechodząc do omówienia wskaźników jednopodstawowych (grudzień 2009=100) możemy przedstawić je za pomocą tablicy.

TABL. 7. WSKAŹNIKI JEDNPODSTAWOWE MIESIĘCZNYCH INDEKSÓW CEN (grudzień 2009=100)

Miesiące	Towary i usługi konsumpcyjne ogółem	Żywność
I	100,6	101,0
II	100,8	101,3
III	101,1	101,6
IV	101,5	102,4
V	101,8	103,1
VI	102,1	103,7
VII	101,9	102,4
VIII	101,5	100,8
IX	102,1	102,8
X	102,6	103,9

TABL. 7. WSKAŹNIKI JEDNOSTAWOWE MIESIĘCZNYCH INDEKSÓW CEN (dok.)

Miesiące	Towary i usługi konsumpcyjne ogółem	Żywność
XI	102,7	104,1
XII	103,1	104,1
$\sum_{I}^{XII}$	1221,8	1231,2

Ź r ó d ł o: obliczenia na podstawie tabl. 6.

Analizując indeksy jednostawowe dla grudnia 2010 r. (przy podstawie grudzień 2009=100) oraz sumy wszystkich wyrazów szeregu wskaźników jednostawowych, obserwujemy wyższy wzrost cen żywności niż cen towarów i usług konsumpcyjnych.

Przechodząc na miarę średniego tempa wzrostu otrzymujemy wyniki przedstawione w tabl. 8.

TABL. 8. ŚREDNIE MIESIĘCZNE TEMPO ZMIAN CEN W 2010 R. W %

Wyszczególnienie	Metoda pomiaru	
	r_g	$\bar{r}$
Towary i usługi konsumpcyjne ogółem	0,25	0,28
Żywność	0,34	0,39

Ź r ó d ł o: obliczenia własne na podstawie tabl. 7.

Rozbieżność między średnią dynamiką uzyskaną badanymi metodami skłania do zająć się nierównomiernością zmian cen.

TABL. 9. NIERÓWNOMIERNOŚĆ ZMIAN CEN W 2010 R. W %

Wyszczególnienie	Metoda pomiaru	
	$r_g - \bar{r}^a$	$(r_g - \bar{r}) : r_g$
Towary i usługi konsumpcyjne ogółem	-0,03	12,00
Żywność	-0,05	14,71

^a W punktach procentowych.

Ź r ó d ł o: obliczenia własne na podstawie tabl. 8.

Analizując wyniki możemy stwierdzić, że żywność wykazuje większą nierównomierność zmian. Dlatego też należy zgłębić ten przypadek. Posłużymy się

wykresem (wykr. 2). Wartość liczbowa dla grudnia 2010 r. według metody r_g i $\bar{r}$ przybiera następującą wielkość:

- według r_g otrzymujemy wielkość zgodną z wartością faktyczną (wielkość tę otrzymujemy niezależnie od błędów pomiaru, które w rachunkach statystycznych, ze względu na zaokrąglenia, stają się wręcz normą),
- według $\bar{r}$ wynosi 104,8 (wykr. 2).

Wykres ten przedstawia istotę metody r_g , natomiast metoda $\bar{r}$ „wcina się” mocno w obszar zmienności szeregu faktycznego. To obraz bardzo pouczający, bowiem nie można podać wartości liczbowej średniej dynamiki bez pełnego uwzględnienia tego, co się działo w rzeczywistości. Metody $\bar{r}$ i r_g w okresie czerwiec—lipiec przecinają się z wartościami liczbowymi szeregu faktycznego, a potem ostro „szybują w górę” (przy $\bar{r}$ szybciej). Wykres odzwierciedla zgodność z tym, co nabywcy dóbr i usług konsumpcyjnych musieli odczuć w budżecie domowym.

Zaprezentowane obliczenia, moim zdaniem, rozstrzygają rozważany problem prawidłowości dualistycznego pomiaru przeciętnego tempa wzrostu. Jednak zawsze podkreślam, że nie neguję metody średniej geometrycznej nieważonej. Dlatego uważam, że w konfrontacji z metodą sumy wyrazów szeregu chronologicznego (tzn. $\bar{r}$) metoda r_g daje podstawę do analizy zjawisk podlegających dynamice, np. równomierności wzrostu.

III

W rzeczywistości zdolność nabywcza wynagrodzeń pracowników przedsiębiorstw i dochodów uzyskiwanych z ubezpieczeń społecznych są wypadkową dynamiki dochodów nominalnych i dynamiki cen dóbr.

TABL. 10. ŚREDNIE MIESIĘCZNE TEMPO ZMIAN PRZECIĘTNYCH WYNAGRODZEŃ REALNYCH BRUTTO W SEKTORZE PRZEDSIĘBIORSTW I ŚWIADCZEŃ SPOŁECZNYCH WEDŁUG DEFLATORÓW W 2010 R. W %

Rodzaje dochodów	Towary i usługi konsumpcyjne ogółem		Żywność	
	r_g	$\bar{r}$	r_g	$\bar{r}$
Wynagrodzenia w sektorze przedsiębiorstw	0,21	-1,24	0,12	-1,34
Emerytury i renty z pozarolniczego systemu ubezpieczeń społecznych ...	0,28	0,46	0,19	0,35
Emerytury i renty rolników indywidualnych	0,12	0,32	0,03	0,28

Ź r ó d ł o: obliczenia własne na podstawie tabl. 3 i 8.

Niezależnie od zastosowanych metod pomiaru, sytuacja w zakresie dochodów realnych badanych grup dochodowych nie zmieniła się w porównaniu z rokiem 2009, w którym występowało pozytywne (dodatnie) tempo wzrostu dochodów realnych². Badanie tego zagadnienia dla 2010 r. wskazuje, że metoda nieważonej średniej geometrycznej (r_g) zaniża tempo zmian w porównaniu z metodą sumy wyrazów szeregu chronologicznego ($\bar{r}$). Dzieje się tak dlatego, ponieważ metoda r_g pomija miesiące (letnie), gdy dynamika zmian cen była niska (tabl. 6).

prof. dr hab. Igor Timofiejuk — Uczelnia Vistula w Warszawie

SUMMARY

The Author analyses a real income of enterprise employees and pensioners of the nonagricultural social security system as well as individual farmers. The monthly income dynamic as well as components (nominal income and prices) were studied by the r_g method (simple geometric mean) as well as the $\bar{r}$ method (taking into account a sum of time series terms).

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

В статье были проанализированы реальные доходы работников сектора предприятий, пенсионеров и инвалидов из внесельскохозяйственной системы социального обеспечения и индивидуальных земледельцев. Проблема месячной динамики доходов и компонентов (номинальных доходов и цен) обследовалась методом r_g — невзвешенной геометрической средней и методом r — учитывающим сумму выражений временного ряда.

Paweł BARTOSZCZUK, Magdalena MARCZYK¹

Zagospodarowanie odpadów

Odpady oznaczają każdą substancję lub przedmiot należący do jednej z kategorii, określonych w załączniku nr 1 do ustawy o odpadach z 27 kwietnia 2001 r., których posiadacz pozbywa się, zamierza pozbyć się lub do ich pozbycia się jest obowiązany. Gospodarowanie odpadami to zbieranie, transport, odzysk i unieszkodliwianie odpadów, w tym również nadzór nad takimi działaniami oraz nad miejscami unieszkodliwiania odpadów (*Ustawa...*, 2001).

Zgodnie z priorytetami w gospodarce odpadami obowiązującymi w krajach Wspólnoty Europejskiej w pierwszej kolejności należy zapobiegać powstawaniu odpadów lub ograniczać ich ilość. Natomiast wytworzone odpady należy poddać procesom odzysku lub unieszkodliwiania. Ostatecznym sposobem postępowania z odpadami powinno być ich składowanie (*Raport...*, 2010; *Ustawa...*, 2001).

Celem artykułu jest określenie zmian w gospodarce odpadami w Polsce, z uwzględnieniem zróżnicowania regionalnego na podstawie badań statystycznych statystyki publicznej.

ŹRÓDŁA DANYCH

Analizą objęto wybrane dane z publikacji GUS pt. *Ochrona środowiska dla lat 2002—2009* (*Ochrona...*, z lat 2003—2010). Otrzymano je z dwóch badań statystycznych przeprowadzonych na podstawie:

- *Sprawozdania o odpadach (z wyłączeniem odpadów komunalnych)* (formularz OS-6) dotyczącego jednostek wytwarzających w ciągu roku sumarycznie powyżej 1 tys. ton odpadów niebezpiecznych, innych niż niebezpieczne,

¹ Autorka jest doktorantką Uniwersytetu Przyrodniczego we Wrocławiu.

z wyłączeniem odpadów komunalnych lub posiadających 1 mln ton i więcej odpadów nagromadzonych;

- *Sprawozdania o wywozie i unieszkodliwianiu odpadów komunalnych* (formularz M-09) dotyczącego jednostek zbierających, segregujących i unieszkodliwiających odpady komunalne.

ANALIZA DANYCH

Dane statystyczne dotyczące dwóch grup odpadów pochodzą z odrębnych badań statystycznych, a ich ilość oraz sposób prowadzonej gospodarki uwarunkowane są różnymi czynnikami.

ODPADY WYTWORZONE I ZAGOSPODAROWANE

Odpady	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	
	w tys. ton								2002= =100
Wytworzone	117894	120551	124030	124602	123463	124414	114938	111060	94,2
Wykorzystane	94176	95415	97415	98765	94853	95026	86125	81532	86,6
Unieszkodliwione	20768	21658	22578	21890	23807	24963	24891	26545	127,8
Odpady komunalne zebrane	10509	9925	9759	9354	9877	10083	10036	10053	95,7
Odpady komunalne wyselekcjonowane	116	145	243	297	403	513	451	789	681,9
w tym:									
papier i tektura	43	45	67	96	100	112	70	151	354,5
szkło	48	60	73	99	114	136	137	200	421,1
tworzywa sztuczne	17	25	31	41	55	67	61	100	602,4
metale	9	15	10	7	7	7	5	14	157,3
tekstylia	x	0	14	18	25	27	37	36	—
wielkogabarytowe	x	x	48	34	42	72	87	104	—
Zdeponowane na składowiskach	10142	9609	9194	8623	8987	9098	8693	7859	77,5
Unieszkodliwione termicznie i biologicznie	251	171	24	25	32	34	42	50	19,9

Źródło: opracowanie własne.

Odpady (z wyłączeniem odpadów komunalnych)

Największy udział ilościowy stanowią odpady z poflotacyjnego wzbogacania rud metali nieżelaznych (ok. 27%), odpady powstające przy płukaniu i oczyszczaniu kopalin (ok. 25%) oraz mieszanki popiołowo-żużłowe z odprowadzania odpadów paleniskowych (ok. 8%) (*Ochrona...*, 2010). Całkowita ilość wytworzonych odpadów (z wyłączeniem odpadów komunalnych) była w 2009 r. o 5,8% niższa niż w 2002 r. (tabl.). Głównym czynnikiem determinującym ilość wytwarzanych odpadów jest rozwój gospodarczy. Wykazano, że przy stałym wzroście PKB ilość wytworzonych odpadów utrzymuje się na określonym stałym poziomie (*Raport...*, 2010).

Biorąc pod uwagę zróżnicowanie przestrzenne, w analizowanym okresie najwięcej odpadów (z wyłączeniem odpadów komunalnych) wytworzono w województwach śląskim oraz dolnośląskim (wykr. 1). W 2002 r. najwięcej odpadów odnotowano w woj. śląskim (42715,6 tys. ton), natomiast w 2009 r. w woj. dolnośląskim (33307,2 tys. ton). W 2009 r. w woj. śląskim ilość wytworzonych odpadów spadła o 10458,1 tys. ton, co było spowodowane znacznym ograniczeniem wydobycia węgla kamiennego. Wzrost ilości wytwarzanych odpadów w woj. dolnośląskim (o 1332,8 tys. ton w porównaniu do roku 2002) wynika z wysokiego poziomu wydobycia i przetwórstwa rud miedzi. Jest to związane w szczególności z powstawaniem dużej ilości odpadów poflotacyjnych.

Spadek ilości odpadów w latach 2002—2009 odnotowano także w przypadku woj. małopolskiego. W 2002 r. było to 9860,6 tys. ton, natomiast 7 lat później nastąpiło zmniejszenie tej liczby o 1765,8 tys. ton. Przyczyną było ograniczenie wydobycia rud cynku i ołowiu (Przeniosło i in., 2006). W ujęciu regionalnym ilość wytwarzanych odpadów (z wyłączeniem odpadów komunalnych) zdeteminowana jest więc przez poziom rozwoju gospodarczego poszczególnych województw (*Raport...*, 2010).

Ilość odpadów (z wyłączeniem odpadów komunalnych) poddanych procesom odzysku w 2002 r. wyniosła 93175,5 tys. ton, a w 2009 r. — 81532,2 tys. ton. Przyczyną tego spadku mogło być ograniczenie zapotrzebowania na te surowce w związku z zachodzącymi zmianami w gospodarce, jak również zbyt wysokie koszty procesów odzysku. Można przypuszczać, że działania podejmowane w celu zwiększenia ilości odpadów poddanych procesom odzysku są niewystarczające (*Raport...*, 2010). Całkowita ilość odpadów poddanych procesom unieszkodliwiania w 2002 r. wyniosła 20768,0 tys. ton (17,6% ogólnej ilości wytworzonych odpadów). Natomiast w 2009 r. wielkość ta była o 5776,6 tys. ton wyższa (23,9% ogólnej ilości wytworzonych odpadów).

Dominującym sposobem unieszkodliwiania tego rodzaju odpadów jest składowanie. Najwięcej odpadów poddano temu procesowi w 2009 r. — 21369,2 tys. ton. Wartość ta była o 20,2% wyższa w porównaniu do 2002 r. W 2002 r. największą część odpadów poddano składowaniu w woj. dolnośląskim — 6496,9 tys. ton. Należy podkreślić, że w 2009 r. ich ilość znacznie wzrosła (9583,3 tys. ton). Jest to związane z rozwojem przemysłu miedziowego, wytwarzającego znaczne ilości odpadów poflotacyjnych (Przeniosło i in., 2006).

Wysoki udział odpadów poddanych składowaniu zaobserwowano także w innych krajach, np. w Bułgarii i Rumunii. Jest to związane z wysokim poziomem rozwoju sektora „górnictwo i wydobycie” (Kloek, Blumenthal, 2009).

Udział pozostałych metod unieszkodliwiania odpadów jest niewielki. Odpady unieszkodliwione termicznie stanowiły w analizowanym okresie średnio poniżej 2% ogólnej ich ilości. Natomiast ilość odpadów unieszkodliwionych biologicznie była jeszcze mniejsza, stanowiła średnio poniżej 1% odpadów poddanych procesom unieszkodliwiania.

Ilość odpadów poddanych termicznemu unieszkodliwieniu w 2002 r. wyniosła 309,7 tys. ton, co stanowiło 1,5% całkowitej ilości odpadów unieszkodliwionych. W 2009 r. ilość odpadów unieszkodliwionych termicznie wzrosła o 13,4 tys. ton, jednak w stosunku do całkowitej ilości odpadów unieszkodliwionych była niższa niż w 2002 r. i wyniosła 1,2%. Ilość odpadów unieszkodliwionych w procesach termicznego przekształcenia w Polsce jest niska, ze względu na małą liczbę instalacji stosowanych do tego celu, a także brak społecznej akceptacji takiego sposobu postępowania z odpadami. Udział odpadów kompostowanych w całkowitej ilości odpadów unieszkodliwionych wynosił 0,4% w 2002 r. oraz 0,7% w 2009 r. Wzrost ten związany jest z rozwojem nowych technologii unieszkodliwiania odpadów przemysłowych (Sikorska i in., 2009) oraz wprowadzeniem regulacji prawnych propagujących ten sposób postępowania z odpadami.

Odpady komunalne

Odpady komunalne są to odpady powstające w gospodarstwach domowych (z wyłączeniem pojazdów wycofanych z eksploatacji), a także odpady pochodzące od innych wytwórców odpadów, ale niezawierające odpadów niebezpiecznych, podobne do odpadów powstających w gospodarstwach domowych ze względu na swój charakter lub skład. Największą ilość tych odpadów (10509 tys. ton) zebrano w 2002 r., natomiast najmniejszą w 2005 r. (9354 tys. ton) (tabl.).

Na przestrzeni lat 2002—2005 odnotowano spadek ilości zebranych odpadów komunalnych, natomiast w kolejnych latach ilość ta wzrastała. Spadek ilości zebranych odpadów komunalnych w przytoczonych latach mógł być spowodowany ograniczeniem ilości wyprodukowanych odpadów komunalnych, jak również postępowaniem z nimi w sposób niezgodny z prawem (*Raport...*, 2010). Odnotowany wzrost ilości zebranych odpadów komunalnych od roku 2006 może być natomiast spowodowany uszczelnieniem systemu zbierania odpadów komunalnych (*Raport...*, 2010). Przyczyny takiego stanu mogą być rozmaite i bardzo zróżnicowane w zależności od regionu (wykr. 2).

W analizowanym przedziale czasowym najwięcej odpadów komunalnych zebrano w województwach: dolnośląskim, mazowieckim, śląskim i wielkopolskim. Było to spowodowane m.in. wysokim poziomem rozwoju gospodarczego tych regionów.

W 2002 r. zebrano 116 tys. ton odpadów wyselekcjonowanych. W latach 2002—2007 całkowita ilość tych odpadów wykazywała stałą tendencję wzrostową. W 2008 r. była ona niższa o 12,1% w stosunku do roku poprzedniego. Z kolei w 2009 r. nastąpił wyraźny wzrost ilości wyselekcjonowanych odpadów, który wyniósł 789 tys. ton. Jest to związane z usprawnieniem systemu gospodarki odpadami oraz propagowaniem edukacji ekologicznej w zakresie segregacji odpadów.

Najważniejsze grupy odpadów zbieranych selektywnie to: papier i tektura, szkło, tworzywa sztuczne, metale, tekstylia i odpady wielkogabarytowe. Ilość zebranego papieru i tektury w latach 2002—2009 wykazywała tendencję wzrostową (z wyjątkiem roku 2008). W 2009 r. wartość ta była najwyższa i wynosiła 151 tys. ton.

Odnotowywano stały wzrost odpadów szklanych, z największą ilością zebraną w 2009 r. — 2000 tys. ton. Ilość zebranych selektywnie tworzyw sztucznych jest podawana od 2003 r. i wykazuje ogólną tendencję wzrostową. Ilość zebranych metali nie wykazuje wyraźnych tendencji zmian. Ilość zebranych odpadów wielkogabarytowych jest raportowana od 2004 r. Stwierdzono tendencję wzrostową ilości zebranych tych odpadów od 2005 r., natomiast maksymalną ilość odnotowano w 2009 r. — 104 tys. ton.

Głównym sposobem zagospodarowania odpadów komunalnych w Polsce jest nadal unieszkodliwianie ich poprzez składowanie (*Raport...*, 2010). Ilość odpadów zdeponowanych na składowiskach odpadów komunalnych była najwyższa w 2002 r. — 10141,6 tys. ton. Do roku 2005 odnotowano systematyczny spadek tego sposobu unieszkodliwiania odpadów komunalnych. W 2009 r. ilość odpadów komunalnych unieszkodliwionych przez składowanie była najniższa w analizowanym przedziale czasowym i wyniosła 7859,4 tys. ton. Jednak nadal wielkość ta, w świetle obowiązujących przepisów prawnych oraz w porównaniu do tendencji w europejskim systemie gospodarki odpadami komunalnymi, jest zbyt wysoka.

Ilość odpadów komunalnych unieszkodliwionych w inny sposób niż składowanie nadal pozostaje na niskim poziomie. Z kolei ilość tych odpadów unieszkodliwionych termicznie oraz biologicznie w 2002 r. wyniosła 250,8 tys. ton. W 2003 r. odnotowano spadek ilości odpadów komunalnych unieszkodliwionych tymi metodami. W latach 2004—2008 ilość odpadów poddanych unieszkodliwieniu w sposób inny niż składowanie kształtowała się na podobnym poziomie, jednak w 2009 r. wielkość ta wzrosła do 609,4 tys. ton.

Porównując dane dla lat 2002 i 2009 wykazano wzrost ilości odpadów unieszkodliwionych termicznie o 35,6% oraz unieszkodliwionych biologicznie — o 42,3%. Procentowy udział poszczególnych procesów unieszkodliwiania odpadów komunalnych wynosił: odpady zdeponowane na składowiskach — 92,8%, unieszkodliwione termicznie — 1,2%, unieszkodliwione biologicznie — 6,0%. Świadczy to o niedostosowaniu systemu gospodarki odpadami komunalnymi do wymagań Unii Europejskiej. W Polsce brak jest akceptacji stosowania termicznych metod unieszkodliwiania odpadów (Łowkis i in., 1994; *Informacja...*, 2007), natomiast w innych krajach jest to ważny, a często dominujący sposób postępowania z odpadami komunalnymi, np. w Danii czy Niderlandach. Ważny jest także rozwój biologicznych metod unieszkodliwiania odpadów, podobny do funkcjonujących obecnie np. w W. Brytanii (*Informacja...*, 2007).

Podsumowanie

Całkowita ilość wytworzonych odpadów (z wyłączeniem odpadów komunalnych) w 2009 r. była niższa niż w 2002 r. Od 2008 r. nastąpił wyraźny spadek ilości wytwarzanych odpadów. Świadczy to o poprawie systemu gospodarki odpadami. Pomimo zmniejszenia ilości odpadów komunalnych składowanych, nadal ten sposób postępowania jest dominujący. Przyczyną jest m.in. brak odpowiedniej instalacji do innego sposobu unieszkodliwiania odpadów oraz brak powszechnej akceptacji termicznego sposobu unieszkodliwiania odpadów.

dr inż. Paweł Bartoszczuk — GUS, Szkoła Główna Handlowa, **mgr inż. Magdalena Marczyk** — GUS

LITERATURA

- Informacja na temat gospodarki odpadami komunalnymi w wybranych krajach europejskich* (2007), „Problemy gospodarki odpadami komunalnymi w Polsce”, Posiedzenie Komisji Ochrony Środowiska, Zasobów Naturalnych i Leśnictwa, Warszawa, 15 marca 2007
- Kloek W., Blumenthal K. (2009), *Generation and treatment of waste. Environmental and energy*, „Statistic in focus”, No. 30
- Łowkis J., Jagiełło R., Kaczmarowski K. K., Surowiec M. (1994), *Termiczna utylizacja odpadów przemysłowych i jej oddziaływanie na środowisko*, „Ochrona środowiska”, nr 3—4
- Ochrona środowiska* (z lat 2003—2010), GUS
- Przeniosło S., Malon A., Tymiński M. (2006), *Analiza zmian ilościowych odpadów pogórnictwa i przeróbczych oraz solanek i wód zasolonych w Polsce*, „Przegląd Geologiczny”, vol. 54, No. 8
- Raport o stanie środowiska w Polsce w 2008 roku* (2010), Główny Inspektorat Ochrony Środowiska, Biblioteka Monitoringu Środowiska, Warszawa
- Sikorska W., Rydz J., Dacko P., Kowalczyk M., Paradysz W. (2009), *Recykling materiałów opakowaniowych w warunkach kompostowania przemysłowego*, „Mechanika. Czasopismo Techniczne”, Wydawnictwo Politechniki Krakowskiej, z. 3
- Ustawa o odpadach z dnia 27 kwietnia 2001 r.* (2001), Dz. U. 2010 Nr 185, poz. 1243, z późn. zmianami

SUMMARY

The purpose of the article is to analyze changes in Polish recycling relating to the regional diversification. Analyzed data come from surveys of official statistics, especially from the publication "Ochrona środowiska" (Environment). In 2009 the total produced waste quantity (excluding municipal waste) was lower than in 2002. Increasing municipal as well as selective collected waste has been observed since 2005. Quantities of the land-filled municipal waste decreased. But this continues to be a dominant way to neutralize waste.

Целью статьи является анализ изменений в экономике отходов в Польше с учетом региональной дифференциации. Источником данных для анализа были обследования государственной статистики представленные в публикации ЦСУ „Охрана окружающей среды”. Было установлено, что в 2009 г. общее количество произведенных отходов (с исключением муниципальных отходов) было меньше чем в 2002 г. С 2005 г. наблюдается повышение количества собранных муниципальных отходов и одновременно повысилось количество отходов с предварительной их группировкой. Уменьшилось также количество бытовых отходов выбрасываемых на свалку, хотя это все еще главный способ их утилизации.

STATYSTYKA REGIONALNA

Małgorzata DOLATA, Jarosław LIRA

Rozwój infrastruktury wodno-ściekowej na obszarach wiejskich woj. wielkopolskiego

Rozbudowa i modernizacja infrastruktury ekologicznej, nazywanej również często infrastrukturą ochrony środowiska naturalnego, pozostaje jednym z priorytetów w planach rozwoju obszarów wiejskich w Polsce. Dotyczy to przede wszystkim infrastruktury wodno-ściekowej.

Ostatnie kilkanaście lat charakteryzował dynamiczny rozwój zagospodarowania obszarów wiejskich w Polsce elementami infrastruktury wodno-ściekowej. Fakt ten wynikał przede wszystkim z nowych możliwości otrzymywania funduszy na rozwój i modernizację infrastruktury, jakie powstały przy okazji akcesji do Unii Europejskiej (UE). Pozwala to na likwidowanie dysproporcji w rozwoju infrastrukturalnym. Jednak mimo pozytywnych zmian nadal istnieje znaczne zróżnicowanie przestrzenne w zakresie wyposażenia w podstawowe elementy infrastruktury wodno-ściekowej na obszarze całego kraju, jak i w poszczególnych województwach. Problemem pozostają również dysproporcje pomiędzy

rozwojem składników infrastruktury, takimi jak sieć wodociągowa i sieć kanalizacyjna oraz sieć kanalizacyjna i oczyszczalnie ścieków (Dolata, 2008).

W artykule przedstawiono wyniki badań dotyczących rozwoju infrastruktury wodno-ściekowej na obszarach wiejskich według stanu z 31 grudnia w latach 1999—2008. Badania przeprowadzono w 2010 r., wykorzystując dane GUS z Banku Danych Regionalnych. Objęto nimi obszary wiejskie 31 powiatów ziemskich woj. wielkopolskiego oraz obszary wiejskie woj. wielkopolskiego i Polski.

METODA POMIARU

Wyboru powiatów do badania rozwoju infrastruktury wodno-ściekowej na obszarach wiejskich w woj. wielkopolskim dokonano następująco:

- przyjęto trzy cechy diagnostyczne o charakterze stymulant: długość wiejskiej rozdzielczej sieci wodociągowej i kanalizacyjnej w km na 100 km² powierzchni powiatu, a także liczbę ludności obsługiwanej przez oczyszczalnie ścieków w % ogółu ludności wiejskiej faktycznie zamieszkałej;
- znormalizowano wartości cech diagnostycznych z wykorzystaniem standaryzacji medianowej;
- skonstruowano syntetyczny miernik rozwoju, wykorzystując zmodyfikowaną metodę wzorcową Hellwiga w ujęciu pozycyjnym (Lira, Wagner, Wysocki, 2002);
- uporządkowano liniowo powiaty według wartości miernika syntetycznego;
- wyodrębniono klasy typologiczne powiatów (Lira, Wysocki, 2004);
- wyznaczono przeciętne wartości miernika syntetycznego dla każdej klasy typologicznej i przyjęto jako reprezentantów danej klasy powiaty o zbliżonej do przeciętnej wartości miernika.

Na obszarach wiejskich powiatów reprezentujących klasy typologiczne woj. wielkopolskiego i Polski przyjęto następujący układ cech:

- długość rozdzielczej sieci wodociągowej w km,
- połączenia wodociągowe prowadzące do budynków mieszkalnych i zbiorowego zamieszkania w szt.,
- długość rozdzielczej sieci kanalizacyjnej w km,
- połączenia kanalizacyjne prowadzące do budynków mieszkalnych i zbiorowego zamieszkania w szt.,
- ludność obsługiwana przez oczyszczalnie ścieków w liczbach,
- ludność faktycznie zamieszkała w liczbach.

Ze względu na dostępność danych tempo zmian dostępności ludności wiejskiej do usług infrastruktury w latach 2002—2008 oparto na następujących cechach:

- ludność korzystająca z sieci wodociągowej w liczbach,
- ludność korzystająca z sieci kanalizacyjnej w liczbach.

Na podstawie rozpatrywanego układu cech opisujących infrastrukturę wodno-ściekową na obszarach wiejskich powiatów: poznańskiego, kępińskiego, kościańskiego, ostrowskiego i czarnkowsko-trzcianeckiego, a ponadto dla woj. wielkopolskiego i Polski skonstruowano 5 wskaźników:

- długość wiejskiej rozdzielczej sieci wodociągowej w km na 100 km² powierzchni powiatu (natężenie),
- udział ludności obsługiwanej przez sieć wodociągową w ogólnej liczbie ludności wiejskiej w % (struktura),
- długość wiejskiej rozdzielczej sieci kanalizacyjnej w km na 100 km² powierzchni powiatu (natężenie),
- udział ludności obsługiwanej przez sieć kanalizacyjną w ogólnej liczbie ludności wiejskiej w % (struktura),
- udział ludności obsługiwanej przez oczyszczalnie ścieków w ogólnej liczbie ludności wiejskiej w % (struktura).

TYPOLOGIA POWIATÓW

Wyznaczone wartości syntetycznego miernika rozwoju infrastruktury pozwoliły na uporządkowanie powiatów woj. wielkopolskiego według poziomu ich wyposażenia w infrastrukturę wodno-ściekową. Na podstawie analizy różnic w poziomie wartości miernika sąsiadujących ze sobą powiatów powstało pięć klas typologicznych, skupiających powiaty podobne pod względem wyposażenia w badane elementy infrastruktury.

W tabl. 1 scharakteryzowano klasy typologiczne obszarów wiejskich pod względem ich wyposażenia w infrastrukturę wodno-ściekową. Podano nazwy i liczbę powiatów zakwalifikowanych do poszczególnych klas, opisano obszary wiejskie, które weszły w skład każdej klasy, pod względem ich wyposażenia w infrastrukturę wodno-ściekową, wraz z określeniem położenia geograficznego typowego powiatu reprezentującego daną klasę.

Obliczone wartości wskaźników infrastruktury wodno-ściekowej na obszarach wiejskich w poszczególnych klasach typologicznych obejmujących powiaty ziemskie woj. wielkopolskiego przedstawiono w tabl. 2, a przestrzenną delimitację tych powiatów zobrazowano na wyk. 1. W klasie I znalazły się powiaty charakteryzujące się bardzo wysokim wyposażeniem w infrastrukturę wodno-ściekową, a w ostatniej klasie (piątej) — bardzo niskim.

Analizując międzyklasowe zróżnicowanie wyposażenia obszarów wiejskich w elementarne składniki infrastruktury wodno-ściekowej można zauważyć, że w klasie I znalazły się najwyższe wartości opisujące gęstość sieci kanalizacyjnej (39,0 km/100 km²) oraz odsetek ludności korzystającej z usług oczyszczalni ścieków (48,1%). Wyjątek stanowiła jedynie sieć wodociągowa, której zagęszczenie było wyższe w klasie III aniżeli w klasie I. Każdą kolejną klasę cechowały coraz niższe wartości wskaźników opisujących badane składniki infrastruktury.

ry. Z kolei ostatnia klasa skupiła powiaty o najniższym poziomie wskaźników analizowanej infrastruktury, poza poziomem wskaźnika opisującego stan dostępu ludności do usług świadczonych przez oczyszczalnie ścieków (tabl. 2).

TABL. 1. TYPOLOGIA OBSZARÓW WIEJSKICH WOJ. WIELKOPOLSKIEGO WEDŁUG OSIĄGNIĘTEGO POZIOMU ROZWOJU ELEMENTÓW INFRASTRUKTURY WODNO-ŚCIEKOWEJ W 2008 R. (stan na 31 grudnia)

Klasa	Wartość miernika	Opis klasy	Występowanie	Liczba powiatów	Powiaty reprezentujące klasę	Typowy przedstawiciel klasy
I	0,60— —1,00	obszary o bardzo wysokim stopniu zagospodarowania infrastrukturalnego w zakresie wodociągów, kanalizacji i oczyszczalni ścieków	dwa powiaty w środkowej części województwa	2	jarociński, poznański	poznański
II	0,34— —0,52	obszary o wysokim stopniu zagospodarowania infrastrukturalnego w zakresie wodociągów i oczyszczalni ścieków oraz średnim w zakresie kanalizacji	głównie powiaty położone w środkowej części województwa	7	gnieźnieński, kępiński, śłupecki, szamotulski, średzki, śremski, wągrowiecki	kępiński
III	0,25— —0,30	obszary o bardzo wysokim stopniu zagospodarowania infrastrukturalnego w zakresie wodociągów i średnim w zakresie kanalizacji i oczyszczalni ścieków	zwarte obszary w południowo-wschodniej i południowo-zachodniej części województwa	7	chodzieski, gostyński, grodziski, kaliski, koniński, kościański, pleszewski	kościański
IV	0,09— —0,20	obszary o niskim stopniu zagospodarowania infrastrukturalnego w zakresie kanalizacji i oczyszczalni ścieków	obejmuje przede wszystkim południowe krańce województwa	11	kolski, krotoszyński, leszczyński, obornicki, ostrowski, ostrzeszowski, pilski, rawicki, turecki, wolsztyński, wrzesiński	ostrowski
V	−0,11— —0,03	obszary o bardzo niskim stopniu zagospodarowania infrastrukturalnego w zakresie kanalizacji	głównie powiaty w północno-zachodniej części województwa	4	czarnkowsko-trzcianecki, międzychodzki, nowotomyski, złotowski	czarnkowsko-trzcianecki

Źródło: obliczenia własne na podstawie Banku Danych Regionalnych (2010), GUS.

TABL. 2. MIĘDZYKLASOWE ZRÓŻNICOWANIE INFRASTRUKTURY WODNO-ŚCIEKOWEJ NA OBSZARACH WIEJSKICH WOJ. WIELKOPOLSKIEGO W 2008 R. (wartości średnich harmonicznnych w klasach)

Cechy	Obszary wiejskie ogółem		Klasa obszarów wiejskich				
	Polska	woj. wielkopolskie	I	II	III	IV	V
Wodociągi (natężenie)	70,1	80,1	98,8	81,4	100,7	84,1	37,4
Kanalizacja (natężenie)	16,1	15,1	39,0	16,3	14,9	12,7	7,0
Oczyszczalnie (struktura)	25,7	29,5	48,1	34,3	25,9	22,4	23,4
Syntetyczny miernik	—	—	0,80	0,41	0,28	0,16	−0,04

Źródło: jak przy tabl. 1.

ZMIANY INFRASTRUKTURY WODNO-ŚCIEKOWEJ

W celu ukazania zmian, jakie miały miejsce w rozwoju infrastruktury wodno-ściekowej na obszarach wiejskich woj. wielkopolskiego, dokonano analizy dynamiki rozwoju podstawowych elementów tej infrastruktury w latach 1999—2008 w powiatach wyróżnionych w każdej z klas: poznańskim (klasa I), kępińskim (klasa II), kościańskim (klasa III), ostrowskim (klasa IV) i czarnkowsko-trzcianeckim (klasa V). Aby wzbogacić przeprowadzoną analizę oraz używać możliwość porównań, dokonano obliczeń związanych ze zmianami wyposażenia w infrastrukturę wodno-ściekową obszarów wiejskich woj. wielkopolskiego oraz Polski (tabl. 3).

We wszystkich powiatach, wybranych jako typowe dla danej klasy, jak również dla woj. wielkopolskiego oraz całego kraju, najszybciej rozwijającym się elementem infrastruktury wodno-ściekowej była sieć kanalizacyjna. Największe przyrosty długości rozdzielczej sieci kanalizacyjnej miały miejsce w pow. ostrowskim, reprezentującym klasę powiatów o niskim poziomie rozwoju infrastruktury. Na jego obszarach wiejskich średnio w roku długość sieci kanalizacyjnej zwiększała się o prawie 74%. Również ten sam powiat odznaczał się największymi średniorocznymi przyrostami liczby połączeń sieci kanalizacyjnej do budynków mieszkalnych i zbiorowego zamieszkania oraz liczby ludności korzystającej z usług sieci kanalizacyjnej (w latach 2002 i 2008). Było to odpowiednio 50,3% i 22,7%. Należy zauważyć, że dość wysokie tempo rozwoju sieci kanalizacyjnej cechowało również pow. czarnkowsko-trzcianecki, będący przedstawicielem klasy powiatów o bardzo niskim poziomie wyposażenia w infrastrukturę wodno-ściekową. Na podstawie analizy wielkości bezwzględnych można wnioskować, że sytuacja ta wynikała przede wszystkim z faktu niskiego poziomu wyjściowego rozwoju infrastruktury kanalizacyjnej w obu tych powiatach.

Najwolniej rozwijającym się składnikiem infrastruktury wodno-ściekowej na obszarach wiejskich w badanej dekadzie była sieć wodociągowa. Tempo jej zmian kształtowało się na niskim poziomie zarówno w odniesieniu do zmian liczby połączeń prowadzących do budynków mieszkalnych i zbiorowego zamieszkania, jak i liczby ludności korzystającej z usług sieci wodociągowej (w obu przypadkach nie przekroczyło 3%), jak i do zmian długości sieci rozdzielczej (było mniejsze niż 6%). Niskie wartości średniorocznego tempa zmian cechowały nie tylko woj. wielkopolskie, ale także obszary wiejskie w całym kraju. Podobnie jak w przypadku sieci kanalizacyjnej, tak i w przypadku sieci wodociągowej najszybsze zmiany były charakterystyczne dla powiatów reprezentujących klasy o niskim i bardzo niskim poziomie rozwoju infrastruktury wodno-ściekowej.

TABL. 3. ŚREDNIOROCZNE TEMPO ZMIAN WIEJSKIEJ INFRASTRUKTURY WODNO-ŚCIEKOWEJ W WYBRANYCH POWIATACH W WOJ. WIELKOPOLSKIM I W POLSCE W LATACH 1999—2008 (stan na 31 grudnia) w %

Wyszczególnienie	Polska	Woj. wielko- polskie	Powiaty				ostrowski	czarnkowsko- trzcianecki
			poznański	kępiński	kościański			
Sieć wodociągowa		2,9	1,4	1,0	1,0		0,3	5,1
	długość sieci rozdzielczej							
	połączenia prowadzące do budynków mieszkalnych i zbiorowego zamieszkania	2,9	1,8	2,0	1,6		1,3	3,0
Sieć kanalizacyjna		1,0	0,8	0,3	0,2		0,4	1,1
	ludność korzystająca z sieci w latach 2002—2008							
	długość sieci rozdzielczej	15,6	18,9	7,9	13,2		73,9	42,9
Oczyszczalnie ścieków		16,1	19,2	9,0	17,4		50,3	35,2
	połączenia prowadzące do budynków mieszkalnych i zbiorowego zamieszkania							
	ludność korzystająca z sieci w latach 2002—2008	7,0	7,6	9,6	8,3		22,7	15,5
		13,2	13,7	6,8	6,9		63,2	17,1
	ludność obsługiwana przez oczyszczalnie							
	ludność obsługiwana przez oczyszczalnie w latach 2002—2008	9,4	9,6	9,4	7,9		51,0	16,3

Źródło: jak przy tabl. 1.

W latach 1999—2008 na obszarach wiejskich woj. wielkopolskiego i Polski miał miejsce systematyczny rozwój sieci wodociągowej. Odzwierciedleniem tych zmian było zwiększenie długości rozdzielczej sieci wodociągowej oraz wzrost liczby ludności korzystającej z jej usług. W 1999 r. w woj. wielkopolskim długość sieci wodociągowej wynosiła 20239,4 km, a liczba połączeń do budynków mieszkalnych i zbiorowego zamieszkania — 244,6 tys. szt., co stanowiło 13,1% ogółu długości sieci krajowej i 11,1% ogólnej liczby połączeń w kraju. W 2008 r. długość rozdzielczej sieci wodociągowej uległa zwiększeniu w woj. wielkopolskim tylko o 12,1%, podczas gdy w kraju wzrost ten wyniósł aż 32,0%. Podobne zmiany dotyczyły liczby połączeń wodociągowych, których procentowy przyrost wyniósł 18,2% (woj. wielkopolskie) i 33,0% (Polska). Wraz ze zwiększaniem długości sieci wodociągowej następował stały wzrost jej zagęszczenia, jak i stałe zwiększanie się liczby odbiorców wody dostarczanej w ten sposób. W 2008 r. liczba kilometrów rozdzielczej sieci wodociągowej przypadających na 100 km² powierzchni obszarów wiejskich woj. wielkopolskiego była wyższa o 8,8 km w porównaniu z 1999 r., zaś analogiczna wielkość dla całego kraju wynosiła 17,1 km. Natomiast odsetek ludności wiejskiej korzystającej z usług sieci wodociągowej w 2008 r. w stosunku do 2002 r., zarówno w woj. wielkopolskim jak i w całym kraju, uległ zwiększeniu odpowiednio: o 2 p.proc. i o 4,5 p.proc. (tabl. 4 i 5).

Lata 1999—2008 przyniosły rozwój wyposażenia w sieć wodociągową obszarów wiejskich powiatów reprezentujących różne poziomy rozwoju infrastruktury wodno-ściekowej w woj. wielkopolskim. Z bliższej analizy gęstości rozdzielczej sieci wodociągowej w powiatach charakterystycznych dla klas typologicznych rozwoju infrastruktury wodno-ściekowej wynika, że w badanych dziesięciu latach w pow. poznańskim (klasa I) nastąpiło zwiększenie gęstości sieci o 14 km na 100 km² powierzchni, a w czarnkowsko-trzcianeckim (klasa V) analogiczny wzrost wyniósł 11,6 km na 100 km². Wzrostowi temu towarzyszyło również zwiększenie liczby ludności korzystającej z sieci wodociągowej. Porównując odsetek ludności wiejskiej obsługiwanej przez sieć wodociągową w latach 2002—2008 stwierdzono, że nastąpiło jego zwiększenie o 3,1 p.proc. w 2008 r. Podobna zmiana miała miejsce także w pow. czarnkowsko-trzcianeckim, gdzie wzrost ten ukształtował się na poziomie 3,5 p.proc.

Podsumowując zmiany trzeba stwierdzić, że w 2008 r. gęstość rozdzielczej sieci wodociągowej była większa o 68,1 km na 100 km² w pow. poznańskim w porównaniu z pow. czarnkowsko-trzcianeckim. W tym samym roku w pow. poznańskim udział ludności obsługiwanej przez sieć wodociągową w ogólnej liczbie mieszkańców wynosił 90,1% i był aż o ok. 19,1 p.proc. wyższy niż w pow. czarnkowsko-trzcianeckim (tabl. 4 i 5).

W latach 1999—2008 w woj. wielkopolskim najwolniej rozwijającym się składnikiem wiejskiej infrastruktury wodno-ściekowej była sieć wodociągowa, gdyż gęstość rozdzielczej sieci uległa zwiększeniu o 8,8 km na 100 km², zaś odsetek ludności korzystającej z jej usług wzrósł zaledwie o 2 p.proc. Najszybsze tempo rozwoju sieci wodociągowej było charakterystyczne dla powiatów o bardzo niskim poziomie rozwoju infrastruktury wodno-ściekowej. W 2008 r. największe dysproporcje w sieci wodociągowej występowały w powiatach poznańskim (klasa I) i czarnkowsko-trzcianeckim (klasa V). Zarówno zagęszczenie

rozdzielczej sieci wodociągowej, jak i odsetek ludności wiejskiej korzystającej z jej usług były w pow. poznańskim zdecydowanie wyższe aniżeli w pow. czarnkowsko-trzcianeckim, odpowiednio o: 68,1 km na 100 km² i 19,1 p.proc.

TABL. 4. GĘSTOŚĆ WIEJSKIEJ ROZDZIELCZEJ SIECI WODOCIAĞOWEJ W WYBRANYCH POWIATACH, W WOJ. WIELKOPOLSKIM I W POLSCE W KM NA 100 KM²

L a t a	Polska	Woj. wielko- polskie	Powiaty				
			poznański	kępiński	kościański	ostrowski	czarnkowsko- -trzcianecki
1999	53,0	71,3	85,7	75,7	60,6	83,5	20,0
2000	55,5	73,1	87,3	79,3	61,4	83,5	20,6
2001	57,3	74,6	89,5	79,4	62,3	85,1	22,2
2002	59,4	75,8	90,5	79,8	63,0	85,4	22,5
2003	61,6	77,5	89,3	80,1	64,0	86,0	26,3
2004	63,6	78,4	91,6	80,4	65,8	86,2	29,3
2005	65,5	79,3	94,3	80,4	64,8	86,7	30,1
2006	67,1	79,9	96,9	80,8	66,4	87,3	30,9
2007	68,7	80,9	99,4	80,9	65,5	87,8	31,2
2008	70,1	80,1	99,7	82,7	67,0	87,7	31,6

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

TABL. 5. LUDNOŚĆ WIEJSKA OBSŁUGIWANA PRZEZ SIEĆ WODOCIAĞOWĄ W WYBRANYCH POWIATACH, W WOJ. WIELKOPOLSKIM I W POLSCE W %

L a t a	Polska	Woj. wielko- polskie	Powiaty				
			poznański	kępiński	kościański	ostrowski	czarnkowsko- -trzcianecki
2002	69,7	84,8	87,0	89,6	89,6	85,8	67,5
2003	70,4	85,1	87,4	89,7	89,7	86,1	69,1
2004	71,3	85,5	87,8	89,7	89,9	86,3	70,2
2005	72,2	85,8	88,3	89,9	90,1	86,6	70,4
2006	72,8	86,0	88,4	89,9	90,4	86,8	70,6
2007	73,5	86,3	88,9	90,0	90,5	86,9	70,7
2008	74,2	86,8	90,1	90,2	90,6	87,0	71,0

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

W latach 1999—2008 miał miejsce znaczący przyrost długości rozdzielczej sieci kanalizacyjnej na obszarach wiejskich całego kraju i woj. wielkopolskiego. W ciągu dziesięciu lat gęstość rozdzielczej sieci kanalizacyjnej przypadającej na 100 km² powierzchni obszarów wiejskich wzrosła o 11,5 km zarówno w całym kraju, jak i w woj. wielkopolskim. A zatem w badanej dekadzie zagęszczenie sieci kanalizacyjnej dla woj. wielkopolskiego wzrosło ponad czterokrotnie, natomiast dla wsi polskiej ponad 3,5 razy. Pozytywnym odzwierciedleniem tych zmian w woj. wielkopolskim było także zwiększenie liczby połączeń kanalizacyjnych prowadzących do budynków mieszkalnych i zbiorowego zamieszkania oraz systematyczny wzrost liczby ludności korzystającej z usług sieci kanalizacyjnej. W latach 1999—2008 liczba przyłączy kanalizacyjnych uległa zwiększeniu blisko 4,5 razy w woj. wielkopolskim, a w kraju ponad 3,5 razy. Z kolei

analizując odsetek ludności wiejskiej korzystającej z usług sieci kanalizacyjnej w latach 2002—2008 można zauważyć, że wzrósł on o 9,7 p.proc. w woj. wielkopolskim i 8,4 p.proc. w Polsce (tabl. 6).

TABL. 6. LUDNOŚĆ WIEJSKA OBSŁUGIWANA PRZEZ SIEĆ KANALIZACYJNĄ W WYBRANYCH POWIATACH, W WOJ. WIELKOPOLSKIM I W POLSCE W %

L a t a	Polska	Woj. wielko- polskie	Powiaty				
			poznański	kępiński	kościański	ostrowski	czarnkowsko- trzcianecki
2002	14,2	16,6	27,9	18,2	16,6	5,3	10,6
2003	15,9	18,4	30,4	19,6	17,8	7,3	14,7
2004	17,3	20,1	32,3	20,9	18,1	9,6	17,5
2005	19,0	22,6	34,7	21,4	25,1	14,0	20,2
2006	20,2	24,0	35,9	26,6	26,0	15,6	20,6
2007	21,3	25,3	37,9	35,5	28,2	16,3	24,7
2008	22,6	26,3	39,6	41,4	28,9	16,7	25,4

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

W latach 1999—2008 na obszarach wiejskich woj. wielkopolskiego we wszystkich powiatach typowych dla danej klasy rozwoju infrastruktury wodno-ściekowej miał miejsce rozwój stopnia ich skanalizowania. Jednak proces ten był bardzo zróżnicowany przestrzennie i przebiegał w różnym tempie. Powiatem charakteryzującym się najwyższym wskaźnikiem gęstości rozdzielczej sieci kanalizacyjnej na wsi był pow. poznański, reprezentujący klasę jednostek podziału terytorialnego o bardzo wysokim poziomie zagospodarowania infrastrukturą wodno-ściekową. W badanej dekadzie długość rozdzielczej sieci kanalizacyjnej na obszarach wiejskich tego powiatu wzrosła 5,5 razy (o 522,3 km), co sprawiło, że przyrost gęstości sieci wzrósł też 5,5 razy (o 28,9 km na 100 km²). Natomiast powiatem odznaczającym się najmniejszym stopniem zagęszczenia sieci kanalizacyjnej był pow. czarnkowsko-trzcianecki. Mimo że w ciągu badanych dziesięciu lat w powiecie tym długość rozdzielczej sieci kanalizacyjnej zwiększyła się o prawie 130 km (blisko trzynastokrotnie), a gęstość wzrosła o 7,3 km na 100 km², to nadal pozostaje powiatem charakteryzującym się stosunkowo małym zagęszczeniem sieci kanalizacyjnej. Porównując gęstość sieci w 2008 r. stwierdzono, że na 100 km² powierzchni w pow. poznańskim przypadało o 27,3 km sieci kanalizacyjnej więcej niż w powiecie czarnkowsko-trzcianeckim (tabl. 7).

Należy jednak zauważyć, że ranking powiatów utworzony według kryterium gęstości rozdzielczej sieci kanalizacyjnej nie odpowiada ich kolejności wyznaczonej przez kryterium liczby ludności wiejskiej korzystającej w danym powiecie z usług świadczonych przez sieć kanalizacyjną. W 2008 r. relatywnie najlepsza sytuacja w tym zakresie miała miejsce w pow. kępińskim, w którym 41,4% ogółu ludności faktycznie zamieszkującej obszary wiejskie korzystało z takiego sposobu odprowadzania ścieków. Na końcu rankingu uplasował się pow. ostrowski, wyznaczony jako typowy dla obszarów wiejskich o niskim zagospodarowaniu infrastrukturalnym, gdzie sieć kanalizacyjna obsługiwała tylko 16,7% ogółu mieszkańców (tabl. 6).

TABL. 7. GĘSTOŚĆ WIEJSKIEJ ROZDZIELCZEJ SIECI KANALIZACYJNEJ W WYBRANYCH POWIATACH, W WOJ. WIELKOPOLSKIM I W POLSCE W KM NA 100 KM²

L a t a	Polska	Woj. wielko- polskie	Powiaty				
			poznański	kepiński	kościański	ostrowski	czarnkowsko- trzcianecki
1999	4,6	3,6	6,3	8,4	5,0	0,6	0,6
2000	5,5	4,6	10,0	8,3	6,1	2,3	0,7
2001	6,5	5,8	13,4	8,6	6,6	2,9	2,0
2002	7,9	6,9	17,1	10,1	7,8	4,1	2,1
2003	9,9	9,1	21,4	10,8	9,2	8,6	3,4
2004	11,1	10,5	26,8	11,7	8,5	10,5	3,8
2005	12,6	12,3	30,7	13,0	12,5	12,7	5,6
2006	13,8	13,6	32,2	16,0	14,1	14,3	5,7
2007	14,9	14,5	34,5	19,5	15,5	15,0	7,8
2008	16,1	15,1	35,2	22,4	15,7	15,2	7,9

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

W latach 1999—2008 najszybciej rozwijającym się elementem infrastruktury wodno-ściekowej na obszarach wiejskich woj. wielkopolskiego była sieć kanalizacyjna. W 2008 r. wzrosła zarówno gęstość rozdzielczej sieci o 11,5 km na 100 km² w porównaniu z 1999 r., jak i liczba ludności korzystającej z jej usług o 9,7 p.proc. w stosunku do 2002 r. Najszybszy rozwój sieci kanalizacyjnej miał miejsce przede wszystkim w powiatach o niskim i bardzo niskim wyposażeniu w infrastrukturę wodno-ściekową. I tak pow. ostrowski (klasa IV) cechował się najwyższym tempem wzrostu: długości rozdzielczej sieci kanalizacyjnej (73,9%), liczby połączeń kanalizacyjnych (50,3%) oraz liczby ludności obsługiwanej przez sieć kanalizacyjną (22,7%). Nadal jednak w 2008 r. istniały znaczne dysproporcje pomiędzy stopniem skanalizowania powiatów. W pow. poznańskim (klasa I) zagęszczenie sieci kanalizacyjnej było większe o 27,3 km na 100 km² aniżeli w pow. czarnkowsko-trzcianeckim (klasa V). Z kolei w pow. kepińskim (klasa II) odsetek ludności wiejskiej korzystającej z usług sieci kanalizacyjnej był wyższy o 24,7 p.proc. w porównaniu z powiatem ostrowskim (klasa IV).

*

*

*

Oczyszczalnie ścieków są obok sieci kanalizacyjnej niezbędnym elementem ochrony wód i ochrony sanitarnej ludności. W latach 1999—2008 na obszarach wiejskich następował dość szybki i systematyczny wzrost liczby ludności obsługiwanej przez takie oczyszczalnie. Jeśli w 1999 r. możliwość oczyszczania ścieków przy pomocy oczyszczalni miało tylko 9,7% ogółu mieszkańców wsi woj. wielkopolskiego i 8,7% mieszkańców obszarów wiejskich w całym kraju, to kolejne dziesięć lat przyniosło znaczny postęp w tej dziedzinie. Wielkości te na końcu 2008 r. ukształtowały się już na poziomie wyższym o 19,8 p.proc. dla woj. wielkopolskiego i o 17 p.proc. dla Polski.

W latach 1999—2008 nastąpił wzrost odsetka ludności obsługiwanej przez oczyszczalnie ścieków w powiatach woj. wielkopolskiego, reprezentujących pięć klas powiatów o różnym poziomie rozwoju infrastruktury wodno-ścieko-

wej. W 2008 r. największym udziałem ludności korzystającej z usług oczyszczalni ścieków w ogólnej liczbie ludności faktycznie zamieszkującej na obszarach wiejskich charakteryzował się pow. poznański. W powiecie tym, wybranym jako typowy dla klasy powiatów o bardzo wysokim wyposażeniu w podstawowe elementy infrastruktury wodno-ściekowej, z usług oczyszczalni korzystało 84,5 tys. mieszkańców, co stanowiło 45,9% ogółu mieszkańców wsi i o ponad 31 p.proc. przewyższało analogiczną wielkość z 1999 r. Najslabiej wyposażony — na koniec 2008 r. tylko 14,5% ogółu ludności zamieszkałej na wsi korzystało z usług oczyszczalni ścieków — był pow. ostrowski (klasa IV). Na obszarach wiejskich tego powiatu w ciągu dziesięciu badanych lat odsetek ludności korzystającej z oczyszczalni ścieków wzrósł tylko o niespełna 14 p.proc. Zaobserwowano, że największe dysproporcje w dostępie do oczyszczalni ścieków cechowały powiaty poznański i ostrowski, a różnica między nimi wyniosła aż 31,4 p.proc. w 2008 r. (tabl. 8).

TABL. 8. LUDNOŚĆ WIEJSKA OBSŁUGIWANA PRZEZ OCZYSZCZALNIE ŚCIEKÓW W WYBRANYCH POWIATACH, W WOJ. WIELKOPOLSKIM I W POLSCE W %

L a t a	Polska	Woj. wielko- polskie	Powiaty				
			poznański	kępiński	kościański	ostrowski	czarnkowsko- -trzcianecki
1999	8,7	9,7	14,6	13,3	12,4	0,7	6,6
2000	10,8	11,2	16,7	13,7	11,5	0,7	7,6
2001	12,6	14,3	24,9	14,0	14,9	0,7	8,2
2002	14,0	16,0	28,4	14,8	14,8	2,1	10,5
2003	16,5	18,5	32,4	15,1	14,3	8,5	14,7
2004	18,4	21,2	36,0	19,6	13,1	11,2	17,0
2005	20,4	23,2	38,2	21,4	18,6	11,5	20,5
2006	22,0	25,2	40,4	23,0	22,8	11,8	22,4
2007	23,8	26,5	43,5	24,9	24,6	13,3	22,4
2008	25,7	29,5	45,9	29,6	32,5	14,5	28,5

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

Lata 1999—2008 cechowały się średnim tempem rozwoju systemu oczyszczania ścieków w woj. wielkopolskim, co sprawiło, że na koniec 2008 r. odsetek ogółu ludności wiejskiej obsługiwanej przez oczyszczalnie ścieków wzrósł o 19,8 p.proc., do poziomu prawie 30%. Tempo wzrostu liczby mieszkańców korzystających z usług oczyszczalni było najwyższe w powiatach typowych dla skrajnych klas typologicznych: poznańskim (18,1%) i czarnkowsko-trzcianeckim (17,1%). W 2008 r. powiatem charakteryzującym się najwyższym odsetkiem ludności wiejskiej odprowadzającej ścieki do oczyszczalni był pow. poznański (45,9%).

Podsumowanie

W latach 1999—2008 miało miejsce znaczne przyspieszenie tempa rozwoju wyposażenia obszarów wiejskich woj. wielkopolskiego w infrastrukturę wodno-ściekową. Szczególnie szybkie tempo wzrostu charakteryzowało rozwój sieci kanalizacyjnej. Było ono znacznie szybsze w porównaniu do tempa rozwoju

sieci wodociągowej zarówno pod względem długości sieci rozdzielczej, jak i liczby połączeń prowadzących do budynków mieszkalnych i zbiorowego zamieszkania. W woj. wielkopolskim długość kanalizacyjnej sieci rozdzielczej wzrastała szybciej o 17,5 p.proc. w odniesieniu do analogicznego elementu sieci wodociągowej, co o prawie 5 p.proc. przewyższało tempo rozwoju długości porównywanych sieci na obszarach wiejskich Polski. Analizując dostęp ludności wiejskiej do usług świadczonych przez infrastrukturę wodno-ściekową w latach 2002—2008 na ogół najszybciej rozwijającym się składnikiem infrastruktury były oczyszczalnie ścieków. Jedynie powiaty z klas o wysokim i średnim poziomie rozwoju infrastruktury charakteryzowały się porównywalnym tempem wzrostu. Na obszarach wiejskich w woj. wielkopolskim i w Polsce szybkość wzrostu dostępu ludności do usług świadczonych przez składowe elementy infrastruktury wodno-ściekowej kształtowała się na zbliżonym poziomie. Jednakże rozwój dostępu do oczyszczalni ścieków był szybszy o ok. 2 p.proc. w stosunku do sieci kanalizacyjnej i o niespełna 9 p.proc. w odniesieniu do sieci wodociągowej. Zjawiskiem niezmiernie pozytywnym był fakt, że najwyższe tempo rozwoju dotyczyło sieci kanalizacyjnej i oczyszczalni ścieków, czyli elementów infrastruktury występujących w niedostatecznych ilościach na obszarach wiejskich Polski, woj. wielkopolskiego oraz w badanych powiatach.

dr Małgorzata Dolata, dr Jarosław Lira — Uniwersytet Przyrodniczy w Poznaniu

LITERATURA

- Dolata M. (2008), *System odprowadzania i oczyszczania ścieków na obszarach wiejskich — postęp i potrzeby*, „Journal of Agrobusiness and Rural Development”, No. 3 (9), Poznań
- Dolata M., Lira J. (2009), *Rozwój infrastruktury gospodarczej na obszarach wiejskich*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 4, GUS i PTS
- Lira J., Wagner W., Wysocki F. (2002), *Mediana w zagadnieniach porządkowania obiektów wielocechowych*, [w:] *Statystyka regionalna w służbie samorządu terytorialnego i biznesu*, red. J. Paradysz, Akademia Ekonomiczna w Poznaniu
- Lira J., Wysocki F. (2004), *Zastosowanie pozycyjnego miernika rozwoju do pomiaru poziomu zagospodarowania infrastrukturalnego powiatów*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 9, GUS i PTS

SUMMARY

The article presents changes in the water and sewerage infrastructure in rural powiats of the Wielkopolskie voivodship in the years 1999—2008. Survey results confirm intuitively formulated conclusions that the most quickly developing elements of the water and sewerage infrastructure was sewerage system in powiats of the low and very low infrastructural level. A rural population number using waste water treatment plant services increased more quickly in powiats typical for extreme classes of infrastructural equipment. Water system was the most slowly developing element of the water and sewerage infrastructure. This results from its relatively high development level in the first year of the survey.

Статья представляет изменения в состоянии инфраструктуры водоснабжения и канализации в сельских районах повятов велькопольского воеводства в 1999—2008 гг. Результаты проведенных обследований подтверждают интуитивно появляющиеся выводы, что самым быстрым развивающимся элементом инфраструктуры водоснабжения и канализации была канализационная сеть в повятах с низким и очень низким уровнем инфраструктурного снабжения. Число сельского населения использующего услуги очистных станций повышалось быстрее в повятах типичных для крайних классов инфраструктурного снабжения. Медленнее всего развивающимся элементом инфраструктуры водоснабжения и канализации была водопроводная сеть. Это было результатом довольно высокого уровня ее развития в первом году проведенного обследования.

STATYSTYKA MIĘDZYNARODOWA

Elżbieta SOJKA

Urodzenia i płodność kobiet w wybranych krajach Unii Europejskiej

Liczba urodzeń oraz liczba zgonów stanowią elementy składowe przyrostu naturalnego ludności. Kształtowanie się tych faktów determinuje zmiany w liczbie i strukturze ludności według płci i wieku. W latach 90. ub. wieku najsilniejszymi fluktuacjom w krajach europejskich, zwłaszcza w tych, które przeszły transformację społeczno-gospodarczą, podlegała liczba urodzeń. Towarzyszyły temu zmiany wzorca płodności¹.

Celem artykułu jest analiza zmian w liczbie, natężeniu oraz strukturze urodzeń i wieku rozrodczego kobiet w niektórych krajach Unii Europejskiej (UE). Badaniem objęto Danię, Finlandię, Niemcy i Szwecję oraz kraje, które przystą-

¹ Wzorec płodności to rozkład współczynników płodności według wieku matki. Zgodnie z teorią przejścia demograficznego, uważaną za paradygmat współczesnej demografii, pod wpływem modernizacji społeczeństw następuje głęboka zmiana wzorca rozrodczości. Szerzej na ten temat pisali (Okólski, 1990; Okólski, 2004; Kurkiewicz, 1998; Kotowska, 1999).

piły do Wspólnoty w 2004 r. — Estonię, Litwę, Łotwę i Polskę. Badanie przeprowadzono na podstawie danych z okresu 1996—2008².

ZMIANY W LICZBIE URODZEŃ I STRUKTURZE WIEKU KOBIET BĘDĄCYCH W WIEKU ROZRODCZYM

Liczba urodzeń żywych stanowi wyjściową informację do badania zachowań prokreacyjnych populacji. Analizując ogólne (bezwzględne i względne) zmiany liczby urodzeń występujące w latach 1996—2008 (tabl. 1) można stwierdzić znaczne zróżnicowanie przestrzenne tego zjawiska. Najmniej urodzeń żywych w przeliczeniu na 1000 mieszkańców (8,2—10,6) obserwowano w 2008 r. w Niemczech oraz na Litwie i Łotwie. Najwyższy poziom tego współczynnika (10,9—12,0 urodzeń żywych na 1000 ludności) wystąpił w krajach skandynawskich oraz w Polsce i Estonii.

W 2008 r. w stosunku do 1996 r. liczba urodzeń żywych wzrosła aż o jedną piątą w Estonii i na Łotwie oraz o prawie 15% w Szwecji.

TABL. 1. ZMIANY W LICZBIE URODZEŃ ŻYWYCH W WYBRANYCH KRAJACH UE

K r a j e	1996	2002	2008	1996	2002	2008
	w liczbach bezwzględnych			na 1000 ludności		
Dania	796013	719250	682514	9,7	8,7	8,2
Estonia	13242	13001	16028	9,4	9,6	12,0
Finlandia	60723	55555	59530	11,8	10,7	11,2
Litwa	39066	30014	35065	10,9	8,7	10,6
Łotwa	19782	20044	23948	8,1	8,6	10,6
Niemcy	67638	64149	65038	12,8	11,9	11,8
Polska	428203	353765	414499	11,1	9,3	10,9
Szwecja	95297	95815	109301	10,8	10,7	11,9

Ź r ó ł o: opracowanie własne na podstawie bazy danych Eurostatu.

W pozostałych krajach obserwowano spadek współczynnika urodzeń, jednakże w różnym stopniu: w Niemczech o 14,3%, na Litwie o 10,2%, w Danii o 3,8%, w Polsce o 3,2% oraz najmniejszy w Szwecji — o 2%. W krajach bloku wschodniego od kilku lat można zaobserwować wzrost liczby urodzeń żywych (w Polsce od 2004 r., na Litwie od 2005 r.).

Liczba urodzeń zależy od liczby kobiet w wieku rozrodczym i ich płodności. Z kolei poziom płodności kobiet jest determinowany przez strukturę ich wieku. Struktura wieku kobiet według wieku rozrodczego (15—49 lat) wpływa istotnie

² Wybór krajów do badania oraz okresu nie był przypadkowy, ponieważ wcześniej w takim zakresie przestrzennym oraz czasowym, w ramach badań statutowych, były prowadzone analizy dotyczące aktywności zawodowej osób z pokolenia 50+. W dalszym etapie badania zostały rozszerzone o analizę porównawczą struktur i procesów ludnościowych w tych krajach.

na liczbę urodzeń. W 2008 r. w stosunku do 1996 r. liczba kobiet w wieku rozrodczym zmniejszyła się we wszystkich analizowanych krajach (z wyjątkiem Szwecji, w której od 2004 r. obserwowano wzrost liczby kobiet w wieku reprodukcyjnym). W „nowych” państwach bałtyckich odnotowano wzrost udziału kobiet w wieku 15—49 lat w ogólnej liczbie populacji żeńskiej w 2008 r. w stosunku do 1996 r. W pozostałych krajach można było zaobserwować spadek tego odsetka — największy w Danii (o 2%) i Finlandii (o 2,7%), najmniejszy w Polsce (o 0,6%) i Szwecji (o 0,5%). W 2008 r. w Estonii, Polsce, na Litwie i Łotwie co czwarta kobieta była w wieku rozrodczym, natomiast w przypadku krajów „starej Unii” odpowiedni odsetek wahał się w przedziale 22,0—23,3%.

W latach 1996—2008 występowały różnokierunkowe zmiany w strukturze kobiet w wieku rozrodczym (tabl. 2).

TABL. 2. ZMIANY W STRUKTURZE WIEKU KOBIEŃ BĘDĄCYCH W WIEKU ROZRODCZYM

Kraje	Kobiety w wieku							
	15—19 lat	20—24	25—29	30—34	35—39	40—44	45—49	15—49 lat
1996								
Dania	10,9	11,8	16,4	17,8	15,9	14,4	12,7	100,0
Estonia	13,8	13,7	13,4	14,3	15,3	15,1	14,4	100,0
Finlandia	12,6	11,8	13,4	14,7	14,9	15,7	16,9	100,0
Litwa	13,8	14,4	14,6	15,7	15,9	13,2	12,3	100,0
Łotwa	13,5	13,9	13,9	15,0	15,8	14,5	13,6	100,0
Niemcy	11,9	14,3	15,0	15,4	14,2	14,0	15,1	100,0
Polska	15,8	14,0	12,0	12,8	15,7	16,0	13,7	100,0
Szwecja	12,1	14,0	14,9	15,0	14,1	14,2	15,8	100,0
2008								
Dania	11,8	12,4	12,8	12,1	15,4	18,2	17,2	100,0
Estonia	14,1	15,5	14,2	13,7	14,0	13,5	15,1	100,0
Finlandia	13,9	13,7	13,9	13,5	13,6	15,7	15,8	100,0
Litwa	14,6	15,2	12,8	12,7	14,2	14,6	15,9	100,0
Łotwa	14,1	15,7	13,8	13,4	13,7	13,8	15,5	100,0
Niemcy	13,1	12,0	12,8	14,7	15,4	17,0	15,1	100,0
Polska	13,6	16,2	16,1	14,8	12,6	12,2	14,4	100,0
Szwecja	15,0	13,2	13,1	14,0	14,9	15,9	14,0	100,0

Źródło: jak przy tabl. 1.

- Analiza danych z tabl. 2 pozwala na sformułowanie kilku spostrzeżeń:
- w 2008 r. najkorzystniejszą strukturę wieku rozrodczego miała populacja kobiet w Polsce, gdzie obserwowano wysoki udział grup wiekowych 20—24, 25—29 i 30—34 lata, a więc grup charakteryzujących się najwyższą płodnością. W stosunku do 1996 r. to właśnie w Polsce odnotowano największy wzrost odsetka młodych kobiet w porównaniu z innymi krajami (o 4% w grupie wiekowej 25—29 lat oraz o 2% w grupach 20—24 lata oraz 30—34 lata).

Mediana wieku kobiet polskich będących w okresie rozrodczym przyjęła najniższą wartość (31,4 roku) i w porównaniu do roku 1996 zmniejszyła się o prawie 2 lata (wykr. 1);

- najbardziej niekorzystną strukturę wieku kobiet będących w wieku prokreacyjnym mają Niemcy — charakteryzuje się wysokim udziałem kobiet w wieku 35—49 lat, a niskim odsetkiem grupy wieku 20—34 lata. W stosunku do 1996 r. wystąpił tam najwyższy spadek udziału grup wiekowych 25—29 lat i 30—34 lata, odpowiednio o ok. 4% i 6%. Te zmiany w strukturze kobiet w wieku rozrodczym znalazły swoje odzwierciedlenie w spadku liczby urodzeń żywych. W Niemczech mediana wieku rozrodczego kobiet zwiększyła się z 33 lat w 1996 r. do 35,3 roku w 2008 r. Podobną sytuację obserwowano w Danii. W porównaniu z 1996 r. wzrósł odsetek kobiet w wieku 35—44 lata w strukturze rozważanej populacji, a zmniejszyły się udziały młodszych grup w wieku 20—24, 25—29 oraz 30—34 lata, odpowiednio o: 2,3%, 2,2% i 0,7%. W 2008 r. mediana wieku rozrodczego kobiet duńskich przekroczyła 34 lata.

Oceny podobieństwa struktur wieku można dokonać za pomocą metody taksonomii struktur. W badaniu wykorzystano procedurę eliminacji wektorów (Chomąkowski, Sokołowski, 1978). Jest to algorytm taksonomiczny, który po-

zwala na dokonanie podziału badanych obiektów (struktur) na grupy jednorodne, przy zadanym, krytycznym poziomie odległości d^* . Podobieństwo określa się dla par struktur za pomocą miary:

$$P_{ij}^* = \sum_{k=1}^r \min(p_{ik}, p_{jk})$$

gdzie:

i, j — numery obiektów,

k — numer składnika struktury,

p_{ik} — udział k -tego składnika w strukturze obiektu i ,

p_{jk} — udział k -tego składnika w strukturze obiektu j .

Jeżeli struktury są całkowicie różne, to $P_{ij}^* = 0$, a jeżeli identyczne, to $P_{ij}^* = 1$.

W tabl. 3 przedstawiono miary podobieństwa struktur wieku rozrodczego kobiet w krajach nadbałtyckich UE obliczone dla 2008 r.

**TABL. 3. PODOBIEŃSTWO STRUKTUR WIEKU ROZRODCZEGO KOBIEŃ
W WYBRANYCH KRAJACH UE W 2008 R.**

K r a j e	Dania	Estonia	Finlandia	Litwa	Łotwa	Niemcy	Polska	Szwecja
Dania	1,000	0,917	0,943	0,939	0,922	0,961	0,884	0,939
Estonia	0,917	1,000	0,971	0,973	0,991	0,940	0,962	0,954
Finlandia	0,943	0,971	1,000	0,970	0,976	0,957	0,939	0,968
Litwa	0,939	0,973	0,970	1,000	0,978	0,944	0,936	0,960
Łotwa	0,922	0,991	0,976	0,978	1,000	0,939	0,957	0,953
Niemcy	0,961	0,940	0,957	0,944	0,939	1,000	0,918	0,967
Polska	0,884	0,962	0,939	0,936	0,957	0,918	1,000	0,928
Szwecja	0,939	0,954	0,968	0,960	0,953	0,967	0,928	1,000

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

Wartości miar podobieństwa wskazują na niskie podobieństwo struktur wieku rozrodczego kobiet w Polsce i Niemczech, natomiast najbardziej podobne są odpowiednie struktury kobiet na Litwie i Łotwie. Przyjmując krytyczny poziom odległości $d^* = 0,061^3$ uzyskano podział struktur wieku na trzy grupy jednorodne:

I — Estonia, Finlandia, Litwa, Łotwa, Szwecja;

II — Dania, Niemcy;

III — Polska.

³ Poziom krytyczny odległości ustalono zgodnie ze wzorem $d^* = \min_i \max_j d_{ij} = 0,061$, gdzie $d_{ij} = 1 - P_{ij}^*$.

ZMIANY W STRUKTURZE URODZEŃ WEDŁUG KOLEJNOŚCI

Bieżąca sprawozdawczość statystyczna dostarcza danych o kolejności przyjsia na świat poszczególnych dzieci danej matki. Bierze się przy tym pod uwagę wszystkie dotychczas żywo urodzone dzieci. Ocena zmian struktury kolejności urodzeń przypadających na matkę w korelacji z wiekiem matki oraz płodnością kobiet wzbogaca analizę urodzeń. Dostarcza wielu informacji o zmianach modelu rodziny. Należy jednak pamiętać, że przy rozpatrywaniu urodzeń według kolejności mamy do czynienia z faktami pochodzącymi w każdym roku z innej zbiorowości kobiet. Zbiorowość ta składa się wyłącznie z kobiet, które rodziły w badanym okresie. Struktura urodzeń żywych według kolejności mierzona jest udziałem dzieci danej kolejności w ogólnej liczbie urodzeń. Obserwowane w latach 1996 i 2005 prawidłowości można prześledzić na wyk. 2 i 3⁴.

Przechodząc do wyższej kolejności urodzeń obserwujemy zmniejszenie się ich odsetka. Udział urodzeń kolejności pierwszej jest najwyższy. W 2005 r. stanowiły one w Polsce i na Łotwie 51,2% ogółu urodzeń. W pozostałych krajach udział urodzeń pierwszych był niższy i wahał się w granicach 42—44% w krajach „starej” Unii oraz wynosił 48,4% w Estonii i 49,5% na Litwie. Przez dzie-

⁴ Brak kompletnych danych dla lat 2006—2008.

się lat nastąpiła istotna zmiana struktury urodzeń według kolejności. Zmalało znaczenie udziału urodzeń o wyższych numerach. Zmiany te szczególnie wyraźnie uwidoczniły się w Polsce, gdzie w 2005 r. w porównaniu z rokiem 1996 odsetek urodzeń pierwszych był niższy aż o 9,4%, drugich — o 1,4%, trzecich — o 4,7% oraz czwartych i dalszych — o 5,8%. W krajach „starej Unii” udział urodzeń kolejności trzeciej i dalszych był wyższy niż odpowiednie odsetki dla badanych krajów Europy Wschodniej.

URODZENIA POZAMAŁŻEŃSKIE

Charakterystyczną cechą współczesnych zachowań demograficznych jest obserwowany z roku na rok wzrost odsetka urodzeń pozamałżeńskich w ogólnej liczbie urodzeń.

W Polsce większość dzieci rodzi się w rodzinach biologicznych tworzonych przez prawnie zawarte małżeństwa. Dzietność kobiet pozostających w związkach kohabitacyjnych i kobiet samotnych jest zazwyczaj niższa niż tych, które żyją w związkach małżeńskich. Od kilkunastu lat obserwuje się jednak stały wzrost wskaźnika urodzeń pozamałżeńskich. Na początku lat 80. XX w. w związkach pozamałżeńskich rodziło się ok. 5,0% dzieci, na początku lat 90. odsetek ten wzrósł do 7,0%, a w 2008 r. osiągnął wartość 19,9%, co oznacza, że co piąte dziecko w Polsce pochodziło ze związku nieformalnego. Jest to konse-

kwencja wzrostu liczby rodzin tworzonych przez tzw. związki partnerskie oraz zwiększania się liczby rodzin niepełnych (najczęściej są to matki wychowujące dzieci). Tendencje obserwowane w badanych krajach UE przedstawia wyk. 4.

W latach 1996—2008 najwyższy wzrost udziałów urodzeń pozamałżeńskich wśród urodzeń żywych odnotowano w Estonii (o 14,2%) i Niemczech (o 15,0%). Są to kraje o najniższym współczynniku małżeństw (4,6 na 1000 ludności w 2008 r.)⁵. W populacjach Estonii oraz Szwecji ponad połowa dzieci rodzi się obecnie w związkach pozamałżeńskich. Co więcej, w Estonii na każde pięć urodzeń tylko dwa pochodzą ze związków małżeńskich. W państwach skandynawskich w ogóle więcej dzieci rodzi się w związkach nieformalnych niż małżeńskich.

ZMIANY WSPÓŁCZYNNIKA PŁODNOŚCI I DZIETNOŚCI Kobiet

Płodność kobiet w ujęciu ilościowym charakteryzowana jest za pomocą mierników, w których populacja żywo urodzonych jest odnoszona do populacji w wieku zdolności rozrodczej, którą najczęściej stanowią kobiety w wieku 15—49 lat⁶.

⁵ Polska wyróżnia się wyższą liczbą zawieranych małżeństw na 1000 ludności niż Estonia, Finlandia, Litwa, Łotwa, Niemcy i Szwecja.

⁶ Badania zachowań prokreacyjnych w odniesieniu do populacji mężczyzn w wieku zdolności rozrodczej nie są zbyt często podejmowane, ze względu na brak odpowiednich danych. Ponadto granice okresu zdolności rozrodczej mężczyzn nie są tak wyraźnie określone, jak w przypadku kobiet. W przypadku urodzeń pozamałżeńskich ojciec może pozostać nieznany.

Współczynnik płodności ogólnej, wyrażający przeciętną liczbę urodzeń żywych na 1000 kobiet w wieku rozrodczym, wykazywał różnokierunkowe zmiany w zależności od analizowanego kraju (wykr. 5).

Spadek ogólnego współczynnika płodności w 2002 r., w porównaniu z 1996 r. wynoszący ok. 22,0%, miał miejsce na Litwie i w Niemczech. W Polsce poziom współczynnika płodności obniżył się w 2002 r. do 35,1% (najniższy w całym okresie powojennym), co dało prawie 18% spadek w stosunku do 1996 r. Wśród krajów, które w latach 1996—2002 odnotowały wzrost liczby urodzeń żywych na 1000 kobiet w wieku rozrodczym na pierwsze miejsce wysunęła się Łotwa, a w następnej kolejności Szwecja i Estonia. W latach 2002—2008 kraje b. bloku wschodniego odnotowały największy wzrost współczynnika płodności ogólnej kobiet: Estonia o 25,2%, Łotwa o 21,2%, Litwa o 17,6% i Polska o 21,6%. Na ten wzrost miały wpływ zarówno korzystne zmiany w częściowych współczynnikach płodności, jak i zmiany w strukturze wieku rozrodczego kobiet⁷ (z wyjątkiem Litwy).

W przypadku krajów „starej Unii” największy wzrost odnotowano w Finlandii, a następnie w Szwecji i Danii. Istotną rolę w tym wzroście odegrały zmiany

⁷ Wykorzystano tu procedurę standaryzacji bezpośredniej. Jako standardową przyjęto strukturę populacji kobiet w 2002 r. (odpowiednio w każdym z badanych krajów).

natężenia urodzeń w poszczególnych grupach wieku rozrodczego kobiet. Z kolei w Niemczech liczba urodzeń żywych na 1000 kobiet w wieku prokreacyjnym zmniejszyła się prawie o 3% w stosunku do 2002 r. Na spadek ogólnego współczynnika płodności w tym kraju miały głównie wpływ niekorzystne zmiany w strukturze wieku rozrodczego kobiet. Fakt malejącej płodności i dzietności kobiet znajduje odzwierciedlenie w piramidzie wieku tej populacji, która charakteryzuje się wąską podstawą i reprezentuje typ regresywny⁸.

Szczegółowy obraz płodności kobiet pokazują współczynniki częstkowe obliczone oddzielnie dla poszczególnych grup wieku rozrodczego⁹. Rozkład tych współczynników określa się mianem wzorca płodności (wykr. 6).

Analiza tych wykresów pozwoliła na sformułowanie kilku wniosków:

- we wszystkich badanych krajach wystąpił spadek częstkowych współczynników płodności w dwóch pierwszych grupach wieku rozrodczego (15—19 lat i 20—24 lata). Te niekorzystne zmiany były bardziej intensywne w przypadku krajów Europy Wschodniej. Świadczą one o postępujących przekształceniach wzorca płodności kobiet w krajach postkomunistycznych, obserwowanych od początku lat 90. ub. wieku. Stabilizacja ekonomiczna i zawodowa wymaga często odłożenia decyzji o urodzeniu dziecka na później. Ludzie z jednej strony chcą mieć dzieci, ale zdają sobie sprawę, że wiąże się z tym ich utrzymanie i wykształcenie, co wiele kosztuje. Wydaje się, że jakość życia odgrywa tu istotną rolę. Konieczność uzyskania pracy, dążenie do poprawienia warunków materialnych, a także konsumpcyjny styl życia i przyjmowane bezkrytycznie wzorce postępowania doprowadziły do zmian w mentalności, zwłaszcza młodszego pokolenia;
- zmiany wzorca płodności odnoszą się zarówno do krajów „starej Unii”, jak i państw postkomunistycznych. W końcu lat 90. XX w. w krajach Unii największa płodność występowała w grupie 25—29 lat, a następnie w grupie 30—34 lata. Początek XXI w. przyniósł zmiany — wiek maksymalnej płodności przypada obecnie na przedział wieku 30—34 lata. Podobny kierunek zmian obserwowano w przypadku „nowych” członków UE — przesunięcie wieku maksymalnej płodności z grupy 20—24 lata do grupy 25—29 lat świadczy o odkładaniu urodzeń. W drugiej połowie lat 90. ub. wieku w analizowanych krajach Europy Zachodniej wiek, w którym kobiety najczęściej rodziły dziecko wynosił ponad 28 lat, natomiast w 2008 r. wzrósł o 1,7 roku w Danii i Finlandii oraz o 2,4 roku w Niemczech i Szwecji. W tym samym okresie w krajach Europy Wschodniej odnotowano wzrost odpowiednio: o 4,5 roku w Estonii, o 4,1 roku na Łotwie oraz o 3,3 roku na Litwie i w Polsce¹⁰. W 2008 r. przeciętny wiek kobiet rodzących przekroczył 30 lat w Danii,

⁸ W Niemczech w 2008 r. co piąta osoba była w wieku 65 lat i więcej, a odsetek osób w wieku 0—14 lat nie przekroczył 14%. Różnica między medianą wieku dla Niemiec (43,7 roku) i dla Polski (37,6 roku) wyniosła ok. 6 lat.

⁹ Obliczenia własne na podstawie danych Eurostatu.

¹⁰ Dominanta wieku w 2008 r. wynosiła odpowiednio: Estonia — 28,3 roku; Łotwa — 27,3 roku; Litwa — 27,7 roku; Polska — 28 lat.

Niemczech i Szwecji. W pozostałych krajach był niższy i wahał się od 28 lat w Finlandii do 28,9 roku w Estonii. W ciągu tych kilkunastu lat największy przyrost średniego wieku, w którym rodziły kobiety obserwowano w Polsce, Estonii, Litwie i Łotwie, co stanowi rezultat opóźniania urodzeń;

- kolejną oznaką przemian demograficznych w krajach postkomunistycznych była zmiana udziału płodności każdej z grup wieku rozrodczego w wartości współczynnika dzietności ogólnej. Zmniejszył się udział grupy wiekowej 20—24 lata, a wzrósł udział grup wiekowych 25—29 lat, 30—34 lata, a także 35—39 lat;
- w 2008 r. w stosunku do 1996 r. współczynnik dzietności ogólnej wzrósł w sześciu analizowanych krajach: Danii, Niemczech, Estonii, Litwie, Finlandii i Szwecji. Pomimo że w Polsce od 2004 r. obserwujemy tendencję wzrostową tego współczynnika, to jednak dzietność polskich kobiet jest od dłuższego czasu jedną z najniższych w UE¹¹. Największy wzrost współczynnika dzietności zaobserwowano w Estonii (z poziomu 1,37 w 1996 r. do 1,65 w 2008 r.), natomiast największy spadek miał miejsce w Polsce (z 1,59 w 1996 r. do 1,39 w 2008 r.). Najwyższą dzietnością charakteryzowały się: Dania — 1,89; Finlandia — 1,85; Szwecja — 1,91. Kobiety w tych krajach wyróżniają się równocześnie najwyższym poziomem zatrudnienia, a także najniższą rozpiętością wskaźników zatrudnienia według płci. W krajach Europy Wschodniej, gdzie dzietność jest najniższa, relatywnie niskie są wskaźniki zatrudnienia, wynoszące w 2008 r. odpowiednio: Łotwa — 48,6%, Litwa — 51,6%, Polska — 42,9%.

Na uwagę zasługuje przypadek Danii, gdzie przy spadku udziału urodzeń pierwszych wzrósł udział urodzeń o wyższej kolejności. Państwo to prowadzi skuteczną i zrównoważoną wobec obu płci politykę prorodziną i społeczną. Wzrasta tam rola mężczyzn w zajmowaniu się domem i dziećmi i coraz chętniej biorą oni płatne urlopy rodzicielskie w pierwszych miesiącach i latach po narodzeniu dziecka. W tym pięciomilionowym kraju średnia liczba dzieci przypadających na kobietę (1,89) należy do jednych z najwyższych w Europie. Występującej tam wysokiej dzietności sprzyja przyjazne ustawodawstwo pracownicze, przewidujące różne udogodnienia oraz ulgi finansowe i prawne nie tylko dla kobiet i mężczyzn, ale także dla pracodawców. Są to m.in.: świadczenia pieniężne dla osób wychowujących małe dzieci, ruchomy dzień pracy, możliwość dostosowania godzin pracy do potrzeb rodziców (zwłaszcza kobiet), korzystanie z dodatkowych dni wolnych, np. w razie choroby dziecka itp.¹²

¹¹ Współczynnik dzietności z przedziału 2,10—2,15 określa się przy istniejącej umieralności jako poziom zapewniający prostą zastępowalność pokoleń. Oznacza to, że na jedną kobietę będącą w wieku rozrodczym 15—49 lat przypada średnio nieco ponad dwoje dzieci. Taki poziom po raz ostatni został osiągnięty w Polsce w 1988 r. Wzrost współczynnika dzietności w ostatnich latach w Polsce jest wynikiem wchodzenia w wiek rozrodczy roczników drugiego powojennego wyżu demograficznego z początku lat 80. XX w. i nie oznacza odwrócenia ogólnej tendencji spadkowej w perspektywie 2030 r.

¹² <http://ekai.pl/wydarzenia/x26662/polska-dla-rodziny-rodzina-dla-polski/?print=1>



Zmiany struktury urodzeń według kolejności w połączeniu ze zmianami poziomu płodności świadczą o przeobrażeniach wzorca zachowań prokreacyjnych. Transformacja społeczno-ekonomiczna wpłynęła na zmianę hierarchii wartości. Większość kobiet, pomimo deklarowanej chęci posiadania często co najmniej 2 dzieci, w praktyce reprezentuje postawę afirmującą bezdzietność lub zmniejszenie liczby dzieci w rodzinie, co wiąże się z odkładaniem zawarcia pierwszych małżeństw. Te zachowania są związane z rosnącym wpływem czynników ekonomicznych, zróżnicowanym poziomem życia i statusem materialnym rodzin. Model polskiej rodziny staje się coraz bardziej zbliżony do reprezentowanego w krajach zachodnich, nie należy więc oczekiwać powrotu do wysokiej dzietności. Jak wynika z prognoz GUS (czy Eurostatu), perspektywa osiągnięcia poziomu reprodukcji prostej w Polsce jest nieosiągalna w dającym się przewidzieć okresie. Jeśli nie wystąpią znaczące zmiany w polityce prorodzinnej, w najbliższych latach może utrwalić się niski poziom płodności i dzietności.

Uwagi końcowe

Obserwowane w przeszłości niekorzystne zmiany w strukturze wieku rozrodczego kobiet, zwłaszcza w krajach skandynawskich i Europy Zachodniej, oraz zmiany zachowań i postaw prokreacyjnych w krajach postkomunistycznych będą mieć istotny wpływ na przyszłe kształtowanie się liczby urodzeń.

Zgodnie z prognozą opracowaną przez Eurostat, w latach 2008—2020 należy spodziewać się różnokierunkowych zmian w liczbie urodzeń w analizowanych krajach. W przypadku nowych członków Wspólnoty do lat 2012—2014 liczba urodzeń będzie rosła, po czym nastąpi powolny, ale systematyczny ich spadek. Prognozowany wzrost liczby urodzeń ok. 2012 r. stanowi wynik korzystnej struktury wieku rozrodczego kobiet. Odwrotnej tendencji zmian należy oczekiwać w Niemczech i Danii, gdzie do 2012 r. liczba urodzeń będzie się zmniejszać, co może wynikać również ze starzejącej się struktury wieku prokreacyjnego kobiet. Najkorzystniejsza sytuacja najprawdopodobniej będzie miała miejsce w Szwecji, gdzie w latach 2008—2020 liczba urodzeń będzie rosła z roku na rok. Przewiduje się, że w 2020 r. liczba urodzeń będzie o 10% wyższa niż w 2008 r. Równie korzystne zmiany wystąpią w Finlandii (wzrost liczby urodzeń o 2,6%). Zgodnie z założeniami prognozy największy spadek liczby urodzeń może odnotować Łotwa (o 12,5%), Estonia (o 10,7%) oraz Polska (o 10%).

Przyjęte założenia prognostyczne dotyczące zmian intensywności urodzeń i zgonów spowodują utrzymanie się dodatniego przyrostu naturalnego w Danii,

Szwecji i Finlandii w okresie 2008—2020. Natomiast w takich krajach, jak Niemcy, Estonia, Litwa i Łotwa przewidywany jest ubytek naturalny ludności.

Warto podkreślić, że w przypadku krajów Europy Wschodniej w całym prognozowanym okresie zakłada się ujemne saldo migracji, podczas gdy kraje Europy Zachodniej przez cały czas mają przyciągać imigrantów. Dobra sytuacja w Europie Zachodniej i Północnej będzie wynikać zarówno z relatywnie wysokiego poziomu przewidywanej dzietności, jak i stałego napływu imigrantów do tych obszarów. W efekcie napływ ludności zrekompensuje z nawiązką brak prostej zastępowalności pokoleń (w przypadku Niemiec, w części w przypadku Europy Północnej). Zaobserwować można dużą dyspersję, jeżeli chodzi o tempo zmian liczby ludności w badanych krajach UE. Z jednej strony na Litwie i Łotwie w 2020 r. ma być odpowiednio o: 5,2% oraz 4,3% mniej mieszkańców niż w 2008 r., z drugiej strony ludność Szwecji, Finlandii i Danii odnotować ma wzrost odpowiednio o: 7,3%, 3,8% i 3,4%¹³.

Przewidywany spadek przyrostu naturalnego, połączony ze wzrostem średniej długości trwania życia, może w najbliższej perspektywie doprowadzić do znaczących zmian w strukturze populacji (starzenie się ludności, zmniejszenie się liczby osób w wieku produkcyjnym, wzrost obciążenia demograficznego)¹⁴. A brak równowagi demograficznej może mieć niekorzystny wpływ na finansowanie opieki społecznej i równowagę systemów emerytalnych.

dr hab. Elżbieta Sojka — profesor Uniwersytetu Ekonomicznego w Katowicach

LITERATURA

- Chomątowski S., Sokołowski A. (1978), *Taksonomia struktur*, „Przegląd Statystyczny”, z. 2
Kotowska I. E. (red.) (1999), *Przemiany demograficzne w Polsce w latach 90. w świetle koncepcji drugiego przejścia demograficznego*, Monografie i opracowania SGH, Warszawa

¹³ W pozostałych krajach w 2020 r. w stosunku do 2008 r. liczba ludności ma zmniejszyć się: w Niemczech — o 0,9%, w Estonii — o 2,1%, w Polsce — o 0,4%.

¹⁴ W perspektywie kilku najbliższych lat odsetek osób w wieku 50—64 lata będzie rósł w analizowanych krajach (z wyjątkiem Szwecji i Danii). Tylko w Polsce i Finlandii już w 2010 r. co piąta osoba należała do populacji 50+. Po tym okresie w Finlandii należy oczekiwać systematycznego spadku tego odsetka do poziomu 19,5% w 2020 r. (17,3% w 2035 r.). W Polsce natomiast oczekiwany spadek miałby miejsce po roku 2013. W tym okresie wiek 50—64 lata osiągną roczniki pochodzące z niżu demograficznego lat 60. ub. wieku. W Estonii, na Litwie i Łotwie udział osób tej grupy wieku w ogólnej liczbie ludności nie przekroczył 19% w 2010 r. Jednakże po tym okresie prognozowany jest znaczny wzrost udziału osób tej grupy wieku w ogólnej liczbie ludności, najwyższy na Litwie (w 2015 r. — 19,8%, w 2020 r. — 21%). W latach 2015—2020 niekorzystna sytuacja będzie miała miejsce w Niemczech, gdzie odsetek ludności w wieku 50—64 lata będzie wahał się, zgodnie z prognozą Eurostatu, w przedziale 22,2—23,7%.

- Kurkiewicz J. (1998), *Modele przemian płodności w wybranych krajach europejskich w świetle drugiego przejścia demograficznego*, AE Kraków
- Okólski M. (1990), *Teoria przejścia demograficznego*, PWE, Warszawa
- Okólski M. (2004), *Demografia. Podstawowe pojęcia, procesy i teorie w encyklopedycznym zarysie*, Wydawnictwo Naukowe Scholar, Warszawa
- Raporty Rządowej Rady Ludnościowej <http://ekai.pl/wydarzenia/x26662/polska-dla-rodziny-rodzina-dla-polski/?print=1>

SUMMARY

The purpose of the article is to make a comparative analysis of changes, intensity and structure of births and the structure of reproductive age of women in selected countries of the European Union. The study included four countries of the so-called "old Union", i.e. Denmark, Finland, Germany and Sweden and also Estonia, Lithuania, Latvia and Poland, the countries that joined the Community in 2004. The attention was drawn to the change in fertility model, increase in the average maternity age and the structure of births by sequence. Constant growth in the extramarital birth rate in total number of births is a characteristic feature of contemporary demographic behaviours. In Scandinavian countries extramarital children are, somehow, a standard. The research was made on the grounds of data from the years 1996—2008.

РЕЗЮМЕ

Целью статьи является сравнительный анализ изменений по числу, рождаемости и структуре рождений а также по репродуктивному возрасту женщин в избранных странах Европейского союза на основе данных 1996—2008 гг. Обследованим были охвачены четыре страны так называемого «старого Союза»: Дания, Финляндия, Германия и Швеция, а также страны, которые присоединились к Сообществу в 2004 г.: Эстония, Литва, Латвия и Польша. В статье представляются изменения касающиеся образца плодovitости, среднего роста возраста материнства и структуры рождений. Обсудился также вопрос внебрачных рождений. Характерной чертой современных демографических поведений является постоянное повышение доли внебрачных рождений в общем числе рождений, а в скандинавских странах число внебрачных детей является отчасти нормой.

Małgorzata STEC

Funkcjonowanie e-administracji publicznej

W warunkach dynamicznego rozwoju usług świadczonych za pośrednictwem Internetu, administracja musi transformować się do elektronicznej administracji. Przekształcenia te powinny przebiegać w taki sposób, aby w pełni wykorzystywać możliwości technologii informacyjno-komunikacyjnych (Cellary, 2007). Badania stanu informatyzacji państwa prowadzone m.in. przez Ministerstwo Spraw Wewnętrznych i Administracji pokazują, że Polska stopniowo zmniejsza dystans dzielący ją od państw najbardziej rozwiniętych pod tym względem (*Społeczeństwo...*, 2009).

Celem artykułu jest próba oceny wybranych aspektów funkcjonowania e-administracji publicznej w Polsce. Badanie miało na celu sprawdzenie, w jakim stopniu urzędy są przygotowane do wykorzystywania w kontaktach z petentami środków elektronicznej komunikacji oraz czy urzędnicy znają przepisy dotyczące wniosków o udzielanie informacji publicznej. Badanie przeprowadzono na przełomie lat 2009/2010. Objęto nimi wszystkie jednostki samorządowe woj. podkarpackiego — 155 gmin wiejskich oraz miejsko-wiejskich, 21 powiatów oraz 4 miasta na prawach powiatu (tzw. miasta grodzkie). Ponadto w ocenie uwzględniono wszystkie urzędy marszałkowskie oraz wojewódzkie w Polsce.

Analizie poddano odpowiedzi na pytania uzyskane z wniosków o udzielenie informacji publicznej¹ złożonych do urzędów za pośrednictwem poczty elektronicznej (e-maila). Monitorowano także termin, w którym urzędnicy odczytali przesłane wnioski oraz udzielili odpowiedzi. Ponadto sprawdzano, czy systemy informatyczne w urzędach wysyłają potwierdzenia przeczytania przez odbiorcę wysłanej wiadomości.

Adresy e-mailowe pobrano z oficjalnych stron internetowych urzędów lub wykorzystano elektroniczny formularz do kontaktów z petentem (jeżeli urząd go posiadał). Wnioski wysyłane były pojedynczo, z indywidualną adresacją na każdy podmiot administracyjny (w ciągu jednego dnia), po zakończeniu pracy urzędów. Dniem złożenia wniosku był więc następny dzień pracy. Wybrany przez autorkę sposób przeprowadzenia badania wynikał z faktu, że wniosek o udzielenie informacji publicznej jest obecnie jedyną formą, która umożliwia

¹ Zasady dostępu do informacji publicznej w Polsce reguluje Ustawa z 6 września 2001 r. o dostępie do informacji publicznej, Dz. U. Nr 112.

zainicjowanie sprawy urzędowej (i jej przeprowadzenie) z wykorzystaniem wyłącznie poczty elektronicznej (e-maila). Aktualnie złożenie sprawy innej niż wymieniony wniosek jest możliwe wyłącznie za pośrednictwem Elektronicznej Skrzynki Podawczej (ESP), konieczne jest wtedy posiadanie podpisu kwalifikowanego. Stan ten ulegnie zmianie po wprowadzeniu w życie przepisów wykonawczych, dotyczących tzw. profilu zaufanego.

PODSTAWOWE ZAGADNIENIA DOTYCZĄCE E-ADMINISTRACJI PUBLICZNEJ

Elektroniczna administracja (e-administracja, *e-government*) to wykorzystanie technologii informacyjnych i telekomunikacyjnych w administracji publicznej, w powiązaniu ze zmianami natury organizacyjnej i zdobywaniem umiejętności, w celu poprawienia jakości świadczonych usług publicznych i wzmocnienia jej zaangażowania w procesy demokratyczne (Grodzka, 2007).

Funkcjonowanie e-urzędu można przedstawić za pomocą jego części składowych front-office oraz back-office. Front-office to część urzędu odpowiedzialna za bezpośredni kontakt z obywatelem i przekazywanie (otrzymywanie) informacji, danych, dokumentów w relacjach z podmiotami zewnętrznymi. W organizacjach świadczących usługi, operacje front-office muszą wiązać się z czynnościami zaplecza administracyjnego (back-office), przeprowadzanych w sposób niewidoczny dla użytkownika. Back-office to część urzędu zajmująca się gromadzeniem informacji i jej przetwarzaniem, na którą składają się systemy informacyjne, np.: GIS (system informacji przestrzennej), rejestry, archiwa, bazy danych oraz hurtownie danych. Reorganizacja zaplecza administracji związana jest z zarządzaniem obiegiem dokumentów lub zmianą struktury organizacyjnej jednego lub większej liczby urzędów (Sakowicz, 2008).

W Polsce funkcje centralnego integratora zaplecza administracji publicznej ma pełnić Elektroniczna Platforma Usług Administracji Publicznej (e-PUAP). Wdrożenie tego systemu oraz sukcesywne poszerzanie zakresu jego funkcjonalności oznacza, że realizowana w administracji publicznej informatyzacja zmierza do osiągnięcia następujących celów (Filipowicz, 2008):

- 1) zapewnienia szybkiego załatwienia spraw, jak też podejmowania nowych zadań wcześniej nieprzewidzianych,
- 2) udoskonalenia procesów decyzyjnych,
- 3) podniesienia gospodarności poprzez oszczędności kadrowe albo finansowe podmiotów administracji samorządowej.

W zależności od stopnia rozwoju e-administracji, usługi publiczne mogą być świadczone na czterech poziomach (Grodzka, 2007):

- pierwszy (tzw. informacja on-line) — możliwość wyszukania informacji o danym urzędzie oraz świadczonych tam usługach na jego stronie internetowej;
- drugi (tzw. interakcja jednokierunkowa) — możliwość wyszukania informacji oraz pobrania oficjalnych formularzy ze strony internetowej urzędu;

- trzeci (tzw. interakcja dwukierunkowa) — możliwość wyszukania informacji, pobrania oraz odesłania wypełnionych formularzy za pomocą Internetu;
- czwarty (tzw. transakcja) — pełna obsługa procesu, czyli możliwość dokonania wszystkich czynności niezbędnych do załatwienia sprawy urzędowej drogą elektroniczną — od uzyskania informacji, poprzez pobranie odpowiednich formularzy, ich odesłanie po wypełnieniu i złożeniu podpisu elektronicznego, aż do uiszczenia wymaganych opłat oraz otrzymania oficjalnego pozwolenia, zaświadczenia lub innego dokumentu, o który dana osoba/firma występuje.

WYNIKI BADANIA WYBRANYCH ASPEKTÓW FUNKCJONOWANIA E-ADMINISTRACJI PUBLICZNEJ

Obecnie istnieją dwie formy komunikacji obywatela z urzędem za pośrednictwem Internetu. Jest to najbardziej popularna klasyczna poczta elektroniczna (tzw. e-mail) oraz Elektroniczna Skrzynka Podawcza. Zaletą korespondencji za pomocą e-maila jest jego powszechność oraz łatwość wykorzystania. Wadą zaś to, że za jego pośrednictwem nie można wszczynać spraw urzędowych, z uwagi na brak możliwości podpisania (w sposób wierzytelny) przesyłanych dokumentów. W chwili obecnej prawnie usankcjonowaną formą komunikacji petenta z urzędem jest ESP. System ten umożliwia uwierzytelnianie składanych dokumentów oraz nadawanie im znacznika czasu. Ponadto daje on pewność dostarczenia dokumentu do urzędu na zasadach analogicznych jak list — potwierdzeniem odbioru. Wymagane tu jest posiadanie tzw. bezpiecznego podpisu elektronicznego.

Na początku badania sprawdzono datę odczytania wniosku o udzielenie informacji publicznej oraz fakt, czy system elektroniczny zwraca potwierdzenie przeczytania otrzymanej wiadomości. Spośród 212 badanych jednostek samorządu terytorialnego (JST), w 117 (55,2%) wniosek ten został odczytany pierwszego dnia. Czynność tę wykonało 81,3% urzędów marszałkowskich, 68,8% wojewódzkich, 52,9% urzędów wiejskich, miejsko-wiejskich i miast niebędących na prawach powiatu oraz 44% starostw powiatowych i urzędów miast będących miastami na prawach powiatu. Drugiego dnia lub później e-maila odebrano w 18 urzędach (8,5%) (tabl. 1).

Od 77 urzędów (przeważnie wiejskich, miejsko-wiejskich i miast grodzkich) nie uzyskano potwierdzenia odczytania wniosku. Nie oznacza to, że taka jednostka nie odebrała wniosku, a jedynie, iż system informatyczny nie miał mechanizmu automatycznego potwierdzania odbioru lub urzędnik nie zezwolił systemowi na automatyczną odpowiedź. Analiza uzyskanych danych pozwala stwierdzić, że spośród jednostek, od których nie wpłynęło potwierdzenie otrzymania e-maila, 46% udzieliło jednak odpowiedzi na zapytanie o informację publiczną.

TABL. 1. ODCZYTANIE WNIOSKU O UDZIELENIE INFORMACJI PUBLICZNEJ

Odczytanie wniosku	Gminy ^a		Powiaty ^b		Urzędy marszałkowskie		Urzędy wojewódzkie		Ogółem	
	w liczbach	w %	w liczbach	w %	w liczbach	w %	w liczbach	w %	w liczbach	w %
Pierwszego dnia	82	52,9	11	44,0	13	81,3	11	68,8	117	55,2
Drugiego dnia	7	4,5	—	—	1	6,3	2	12,5	10	4,7
Trzeciego dnia i później	5	3,2	3	12,0	—	—	—	—	8	3,8
Brak potwierdzenia ...	61	39,4	11	44,0	2	12,5	3	18,8	77	36,3
Razem	155	100,0	25	100,0	16	100,0	16	100,0	212	100,0

^a Urzędy wiejskie, miejsko-wiejskie i miast niebędących miastami na prawach powiatu. ^b Starostwa powiatowe oraz urzędy miast będących miastami na prawach powiatu.

Źródło: opracowanie własne.

Pojawia się więc pytanie, czy w komunikacji z administracją publiczną poczta elektroniczna jest dobrym sposobem na kontakt z petentem. Okazuje się, że ta forma ma poważne mankamenty. Przede wszystkim nie zawsze zapewnia możliwość potwierdzenia wpływu przekazywanego dokumentu do urzędu. Petent nie ma więc pewności czy jego e-mail dotarł do adresata. Dla urzędu problemem jest natomiast zapychanie poczty elektronicznej niechcianą korespondencją (tzw. spamem) oraz możliwość ataku niebezpiecznych wirusów. Wprawdzie istnieją systemy pozwalające na ograniczenie napływu takiej korespondencji, ale ich działanie może eliminować również wysyłaną przez petentów.

Na 212 badanych jednostek samorządu terytorialnego 62,7% udzieliło odpowiedzi na wniosek. Były to prawie wszystkie urzędy wojewódzkie oraz marszałkowskie. Informacji udzieliło także 20 z 25 badanych (80%) starostw powiatowych oraz urzędów miast będących miastami na prawach powiatu, ale jedynie niewiele ponad połowa urzędów wiejskich, miejsko-wiejskich i miast niebędących miastami na prawach powiatu udostępniła informację publiczną (tabl. 2).

TABL. 2. ODPOWIEDZI URZĘDÓW NA WNIOSEK O UDZIELENIE INFORMACJI PUBLICZNEJ

Odpowiedzi	Gminy ^a		Powiaty ^b		Urzędy marszałkowskie		Urzędy wojewódzkie		Ogółem	
	w liczbach	w %	w liczbach	w %	w liczbach	w %	w liczbach	w %	w liczbach	w %
Udzielone	84	54,2	20	80,0	14	87,5	15	93,8	133	62,7
Brak	71	45,8	5	20,0	2	12,5	1	6,3	79	37,3
Razem	155	100,0	25	100,0	16	100,0	16	100,0	212	100,0

^a, ^b Oznaczenia jak w tabl. 1.

Źródło: jak przy tabl. 1.

Zgodnie z art. 13 Ustawy z 6 września 2001 r. udostępnienie informacji publicznej na wniosek powinno nastąpić bez zbędnej zwłoki, nie później jednak

niż w terminie 14 dni od dnia złożenia wniosku. Ustawa ta określa także tryb i sposób odmowy udostępnienia informacji publicznej, następuje to w drodze decyzji administracyjnej (art. 16). Wniosek o udzielenie informacji publicznej jest czynnością materialno-techniczną, ale urząd nie może pozostawić jej bez rozpatrzenia.

W urzędach, które udzieliły odpowiedzi na wniosek o informację publiczną, terminu ustawowego dotrzymało 91,7%. Pierwszego dnia odpowiedzi udzieliło niespełna 7,5% urzędów, a drugiego dnia 29,3%. W pierwszym tygodniu wypłynęło z urzędów prawie 31,6% odpowiedzi (spośród tych, które jej udzieliły). Ostatniego dnia na wniosek odpowiedziały 22 urzędy (16,4%), a po terminie 11 z nich (8,3%).

Zauważyć można, że jedynie urzędy wojewódzkie dotrzymały ustawowego terminu odpowiedzi na wniosek o udzielenie informacji publicznej. Cztery urzędy marszałkowskie udzieliły odpowiedzi ostatniego dnia, po trzy w drugim tygodniu lub po terminie. W większości urzędów starostw powiatowych oraz miast grodzkich termin odpowiedzi mieścił się w pierwszym tygodniu (7), drugiego bądź ostatniego dnia (po 4 urzędy). Stosunkowo szybko odpowiedzi udzieliły także urzędy wiejskie i miejsko-wiejskie. Drugiego dnia odpowiedziało już 36,9%, w pierwszym tygodniu 28,6%, ostatniego dnia 14,3%. Po terminie odpowiedzi udzieliło 6 urzędów (tabl. 3).

**TABL. 3. TERMIN ODPOWIEDZI URZĘDÓW NA WNIOSEK
O UDZIELENIE INFORMACJI PUBLICZNEJ**

Udzielenie odpowiedzi	Gminy ^a		Powiaty ^b		Urzędy marszałkowskie		Urzędy wojewódzkie		Ogółem	
	w liczbach	w %	w liczbach	w %	w liczbach	w %	w liczbach	w %	w liczbach	w %
W ciągu:										
jednego dnia	7	8,3	1	5,0	1	7,1	1	6,7	10	7,5
dwóch dni	31	36,9	4	20,0	2	14,3	2	13,3	39	29,3
jednego tygodnia ...	24	28,6	7	35,0	1	7,1	10	66,7	42	31,6
dwóch tygodni	4	4,8	2	10,0	3	21,4	—	—	9	6,8
ostatniego dnia	12	14,3	4	20,0	4	28,7	2	13,3	22	16,5
Po terminie	6	7,1	2	10,0	3	21,4	—	—	11	8,3
Razem	84	100,0	20	100,0	14	100,0	15	100,0	133	100,0

a, b Oznaczenia jak w tabl. 1.

Źródło: jak przy tabl. 1.

W większości badanych urzędów wojewódzkich, powiatowych i gminnych do korespondencji wykorzystywany był e-mail służbowy (wykr. 1). Natomiast najczęściej z prywatnego e-maila odpowiadali pracownicy urzędów marszałkowskich (64,3% odpowiedzi). Taki sposób udzielenia informacji prowadzi do sytuacji, w której tylko dany urzędnik ma kontakt z petentem. W przypadku jego nieobecności następuje zatrzymanie sprawy. Ponadto petent nie jest o tym poinformowany.

ANALIZA ODPOWIEDZI NA PYTANIA ZAWARTE WE WNIOSKU O UDZIELENIE INFORMACJI PUBLICZNEJ

Wniosek o udzielenie informacji publicznej obejmował 6 pytań, spośród których:

- odpowiedzi na dwa pytania nie wymagały nakładu pracy, gdyż wiedza o tym, czy w urzędzie używany jest elektroniczny obieg dokumentów lub czy funkcjonują w nim procedury ISO, powinna być oczywista;
- pytania dobrano tak, aby odpowiedzi były proste i sprowadzały się do podania jednoznacznej odpowiedzi pochodzącej z prowadzonego rejestru spraw;
- ilość pytań nie dawała podstaw do uznania przygotowania odpowiedzi za przetwarzanie informacji².

Pytanie 1. Czy w urzędzie wdrożony jest (lub jest w trakcie wdrażania) system jakości ISO?

Celem wprowadzania w administracji systemu zarządzania jakością według norm międzynarodowych ISO jest monitorowanie funkcjonowania urzędu jako jednostki nowoczesnej, wiarygodnej oraz przyjaznej dla mieszkańców i inwestorów. System ten jest jednym z narzędzi kreowania nowego wizerunku administracji, nakierowanym na odejście od strukturalnego zarządzania wydziałami

² Art. 10 Ustawy z 6 września 2001 r. o dostępie do informacji publicznej, Dz. U. Nr 112.

opisanymi w regulaminie organizacyjnym na rzecz zarządzania procesowego. Wdrożenie Systemu Zarządzania Jakością prowadzi do menedżerskiego zarządzania publicznego.

Spośród urzędów, które udzieliły odpowiedzi na to pytanie, posiadanie wdrożonego systemu jakości ISO zadeklarowało 21,8% urzędów, z czego wśród gmin stanowi to 7,1%, powiatów 20%, urzędów marszałkowskich 64,3% oraz 66,7% wśród urzędów wojewódzkich. W 6,8% urzędów system ISO jest w trakcie wdrażania (wykr. 2).

Pytanie 2. Czy w urzędzie funkcjonuje Elektroniczny Obieg Dokumentów (EOD)?

Wprowadzenie w urzędzie Elektronicznego Obiegu Dokumentów usprawnia pracę urzędnika, ogranicza czynności administracyjne, takie jak konieczność przenoszenia dokumentów pomiędzy pokojami, ułatwia dostęp i wyszukiwanie potrzebnych dokumentów, a także zapewnia oszczędność czasu, który trzeba poświęcać na wyszukiwanie dokumentów. Funkcjonowanie w urzędzie EOD nie jest dla obywateli bezpośrednio zauważalną korzyścią. Jednak wdrożenie takiego systemu przyczynia się do sprawniejszego załatwiania spraw przez urząd, zmniejsza liczbę pomyłek, pełni też funkcję kontrolną pracy urzędników itp. W przyszłości umożliwi także bezpośredni dostęp do referencyjnych baz danych, co w jeszcze większym stopniu usprawni funkcjonowanie administracji,

zwalniając obywatela z konieczności osobistego dostarczania różnego rodzaju dokumentów i zaświadczeń.

Spośród badanych urzędów, które udzieliły odpowiedzi, posiadanie EOD zadeklarowało 32,3% urzędów. W 6,8% urzędów system ten jest w trakcie wdrażania (wykr. 3).

Pytanie 3. Ile spraw wpłynęło do urzędu za pośrednictwem Elektronicznej Skrzynki Podawczej (ESP) w 2008 r., a ile w okresie od stycznia do końca października 2009 r.?

Od 1 maja 2008 r. wszystkie urzędy mają obowiązek przyjmowania dokumentów w postaci elektronicznej. Tą drogą można składać dokumenty podpisane bezpiecznym podpisem elektronicznym, certyfikowanym podpisem kwalifikowanym. Taki podpis można wykorzystywać do podpisywania dokumentów przedkładanych m.in. w obrocie gospodarczym, wysyłania deklaracji podatkowych do urzędów skarbowych, rejestracji bazy danych w Generalnym Inspektoracie Ochrony Danych Osobowych (GIODO), zgłaszania zmian w Krajowym Rejestrze Sądowym (KRS), opłat składek w ZUS, podpisywania faktur elektronicznych, a także udziału w aukcjach i licytacjach elektronicznych. Coraz częściej ta forma podpisywania dokumentów wykorzystywana jest przez przedsiębiorców w kontaktach z ZUS. Ze względu na konieczność posiadania bezpiecznego (kwalifikowanego) e-podpisu, ta forma składania dokumentów do urzędów jest ograniczona do osób, które taki podpis posiadają w związku z obowiązkami zawodowymi.

W związku z tym, że e-podpis jest jeszcze mało popularny, dlatego i ilość wniosków składanych za pośrednictwem ESP jest niewielka. W woj. podkarpackim w 2008 r. zostało złożonych 16 takich wniosków. Do urzędów marszałkowskich wpłynęło 18 wniosków, a do urzędów wojewódzkich 249 (wykr. 4).

Na podobnym poziomie utrzymuje się ilość wniosków, która trafiła do urzędów za pośrednictwem ESP w okresie od stycznia do października 2009 r., odpowiednio: w woj. podkarpackim — 18, urzędy marszałkowskie — 74, urzędy wojewódzkie — 520. Istotny (bo ponad dwukrotny) wzrost wniosków składanych za pośrednictwem ESP miał miejsce w woj. wielkopolskim i dotyczył urzędu wojewódzkiego. Tabl. 4 zawiera informacje o liczbie urzędów, do których wpłynęły sprawy za pośrednictwem ESP w okresie od stycznia do końca października 2009 r. Okazuje się, że najwięcej spraw wpłynęło do urzędów marszałkowskich lub wojewódzkich.

Warto zauważyć brak wiedzy wśród urzędników odpowiadających na wnioski o udzielenie informacji publicznej, którzy w kilku przypadkach pomylili Elektroniczną Skrzynkę Podawczą z elektroniczną skrzynką e-mailową. Miało to miejsce w odniesieniu do jednego urzędu marszałkowskiego oraz trzech jednostek samorządu terytorialnego.

TABL. 4. LICZBA URZĘDÓW, DO KTÓRYCH WPŁYNEŁY SPRAWY ZA POŚREDNICTWEM ESP W OKRESIE OD STYCZNIA DO KOŃCA PAŹDZIERNIKA 2009 R.

Ilość spraw	Gminy ^a	Powiaty ^b	Urzędy marszałkowskie	Urzędy wojewódzkie	Ogółem
Brak spraw	76	15	6	0	97
Od 1 do 5 spraw	0	1	2	7	10
6 do 50	0	2	1	5	8
Powyżej 50	3	0	2	3	8
Brak ewidencji	1	2	0	0	3
Inna odpowiedź	4	0	3	0	7
R a z e m	84	20	14	15	133

^a, ^b Oznaczenia jak w tabl. 1.

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

Pytanie 4. Jaka ilość wniosków o udostępnienie informacji publicznej wpłynęła do urzędu w 2008 r., a jaka w okresie od stycznia do końca października 2009 r.?

W 2008 r. od 1 do 5 wniosków wpłynęło do 33 urzędów, głównie gminnych, 6—10 do 7 urzędów, 11—100 wniosków do urzędów gminnych, marszałkowskich i wojewódzkich. Duża ilość wniosków (powyżej 100) wpłynęła do 14 urzędów (różnych szczebli administracji) (wykr. 5). Liczba wniosków napływających do urzędów administracji poszczególnych szczebli wskazuje na różny stopień korzystania przez obywateli z prawa uzyskiwania informacji o działalności administracji publicznej. Z tych praw korzystają w większości mieszkańcy dużych i średnich miast.

Od stycznia do końca października 2009 r. (wykr. 6) zauważyć można wzrost ilości wniosków napływających do urzędów o udzielenie informacji publicznej. Wzrósł odsetek wniosków napływających do urzędów wojewódzkich i marszałkowskich (w ramach kategorii powyżej 100 wniosków) oraz urzędów gmin (w ramach kategorii 1—5 oraz 6—10 wniosków). Świadczy to o stopniowym rozpowszechnianiu się wśród mieszkańców wiedzy o prawie do uzyskiwania informacji publicznej.

Pytanie 5. Ile wydano decyzji odmowy udzielenia informacji publicznej (bądź decyzji o umorzeniu postępowania o udzielenie informacji publicznej) w 2008 r. oraz 2009 r. i z jakiego powodu?

Ustawa nie przewiduje formy decyzji administracyjnej, zatem udzielenie informacji publicznej następuje poprzez czynności materialno-techniczne. Decyzja administracyjna została natomiast zastrzeżona dla odmowy udzielenia informacji publicznej oraz umorzenia postępowania z przyczyn określonych w art. 14 ust. 2 ustawy o dostępie do informacji publicznej. Kodeks postępowania administracyjnego (KPA) reguluje tryb wydania przez urząd decyzji, która powinna być dostarczona wnioskodawcy w formie pisemnej. Na odmowę udzielenia informacji petentowi przysługuje prawo odwołania się od tej decyzji.

Decyzji administracyjnej nie wydaje się, w przypadku gdy sprawa objęta wnioskiem nie stanowi informacji publicznej (przesłanka podmiotowa) lub nie

została skierowana do organu władzy publicznej (przesłanka przedmiotowa). Analogiczne postępowanie ma miejsce w sytuacji, w której nie znajduje zastosowania ustawa o dostępie do informacji publicznej (z uwagi na regulację zawartą w odrębnej ustawie) lub organ nie posiada informacji publicznej. W takim przypadku wnioskodawca zostaje poinformowany pismem o wymienionych okolicznościach (Bednarczyk, 2008).

TABL. 5. ILOŚĆ ODMÓW UDZIELENIA INFORMACJI PUBLICZNEJ

Ilość odmów	Gminy ^a		Powiaty ^b		Urzędy marszałkowskie		Urzędy wojewódzkie		Ogółem	
	2008	2009 ^c	2008	2009 ^c	2008	2009 ^c	2008	2009 ^c	2008	2009 ^c
Brak	82	80	17	17	8	8	11	14	118	120
1	0	2	2	2	3	2	2	1	7	7
2—10	2	1	0	0	0	1	2	0	4	2
Brak rejestru	0	0	1	1	3	3	0	0	4	4
R a z e m	84	84	20	20	14	14	15	15	133	133

a, b Oznaczenia jak w tabl. 1. c Od stycznia do października.

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

Przeważająca większość badanych urzędów udostępniała informację publiczną na wszystkie wnioski wpływające do urzędu. Przypadki odmowy udzielenia informacji publicznej okazały się sporadyczne (tabl. 5). Brak odmów udzielenia odpowiedzi dotyczył 118 urzędów w 2008 r. oraz 120 w okresie od stycznia do października 2009 r.

Pytanie 6. Ile skarg (odwołań) dotyczących odmowy udzielenia informacji publicznej wniesionych zostało przez petentów do Samorządowego Kolegium Odwoławczego w 2008 r. i w 2009 r.?

TABL. 6. ILOŚĆ SKARG (ODWOŁAŃ) DOTYCZĄCYCH ODMOWY UDZIELENIA INFORMACJI PUBLICZNEJ WNIESIONYCH DO SAMORZĄDOWEGO KOLEGIUM ODWOŁAWCZEGO

Ilość skarg	Gminy ^a		Powiaty ^b		Urzędy marszałkowskie		Urzędy wojewódzkie		Ogółem	
	2008	2009 ^c	2008	2009 ^c	2008	2009 ^c	2008	2009 ^c	2008	2009 ^c
Brak	82	82	17	18	7	7	15	15	121	122
Była	2	2	2	1	2	2	0	0	6	5
Brak rejestru	0	0	1	1	5	5	0	0	6	6
R a z e m	84	84	20	20	14	14	15	15	133	133

a, b Oznaczenia jak w tabl. 1. c Od stycznia do października.

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

Odmowa udzielenia informacji publicznej dotyczyła tylko kilku pojedynczych urzędów, dlatego ilość skarg (odwołań) wniesionych do Samorządowego Kolegium Odwoławczego w badanym okresie była niewielka (tabl. 6).

Podsumowanie

Wyniki przeprowadzonego badania pozwalają zauważyć, że:

1. Większość urzędów na bieżąco odczytuje pocztę napływającą za pośrednictwem Internetu, o czym świadczy fakt, że wniosek o udzielenie informacji publicznej został odczytany już pierwszego dnia przez 117 spośród 212 urzędów, zwłaszcza marszałkowskich i wojewódzkich. Nieco gorzej sytuacja wygląda w urzędach administracji niższego szczebla.
2. Od prawie 40% urzędów nie napłynęło potwierdzenie odczytania wiadomości, co sprawia, iż petent nie ma pewności otrzymania przez urząd wysłanego e-maila.
3. Na wniosek o udzielenie informacji publicznej odpowiedziało ponad 62% urzędów. Były to prawie wszystkie urzędy wojewódzkie i marszałkowskie oraz 80% starostw powiatowych i urzędów w miastach grodzkich. Najgorzej pod tym względem wypadały urzędy najniższego szczebla administracji (wiejskie, miejsko-wiejskie). Zważywszy na prawny obowiązek udzielenia odpowiedzi, pozostawienie wniosku bez rozpatrzenia przez prawie 38% urzędów stanowi zbyt duży odsetek.
4. Spośród urzędów, które udzieliły odpowiedzi na złożony wniosek, terminu ustawowego dotrzymało 91,7%. Większość urzędów udzieliło odpowiedzi już w pierwszym tygodniu.
5. Złą praktyką pracowników niektórych urzędów jest udzielanie odpowiedzi za pośrednictwem imiennego konta, niejednokrotnie konta prywatnego.
6. Mało rozpowszechniona jest w woj. podkarpackim forma komunikacji z urzędem za pośrednictwem ESP. Stan taki wynika zapewne z konieczności posiadania kwalifikowanego podpisu elektronicznego oraz większego zaufania wśród petentów do dokumentów w formie „papierowej” bądź też braku wiedzy o tej formie komunikacji z urzędem.
7. Spośród urzędów, które udzieliły odpowiedzi, system jakości ISO wdrożony jest w co piątym z nich, a w co trzecim działa EOD. Dotyczy to zwłaszcza urzędów marszałkowskich i wojewódzkich.
8. Ilość odmów udostępnienia informacji wydanych w formie decyzji administracyjnej oraz skarg (odwołań) wniesionych do Samorządowego Kolegium Odwoławczego w badanym okresie okazała się sporadyczna.

Obecnie coraz większa liczba obywateli korzysta z usług świadczonych za pośrednictwem Internetu. Również administracja publiczna zmuszona jest do szerszego otwarcia się na tę formę kontaktu z petentem. W ślad za zwiększeniem stopnia z informatyzowania podmiotów gospodarczych oraz gospodarstw domowych, ustawodawca wprowadził zmiany w prawie, których celem jest ułatwienie świadczenia usług przez administrację publiczną. Jednym z nowych rozwiązań jest wprowadzenie tzw. profilu zaufanego, za pomocą którego będzie można uwierzytelniać dokumenty składane do urzędów drogą elektroniczną. Umożliwi to obywatelom nieposiadającym bezpiecznego (kwalifikowanego) podpisu elektronicznego komunikację z urzędami za pośrednictwem Internetu.

Jednostki samorządu terytorialnego wywiązują się z obowiązku posiadania ESP, jak również strony internetowej Biuletynu Informacji Publicznej. Natomiast stopień informatyzacji urzędów (zwłaszcza w gminach wiejskich), jak również stan wiedzy urzędników budzi sporo zastrzeżeń.

dr Małgorzata Stec — Uniwersytet Rzeszowski

LITERATURA

- Bednarczyk M. (2008), *Obowiązek bezwziostkowego udostępniania informacji publicznej*, Oficyna a Wolters Kluwer business, Warszawa
- Cellary W. (2007), *Zarządzanie informacją zamiast zarządzania dokumentami drogą do transformacji administracji publicznej*, „Elektroniczna administracja”, nr 5
- Filipowicz T. (2008), *Czy e-PUAP zmieni administrację?*, „Elektroniczna Administracja”, nr 4
- Grodzka D. (2007), *E-administracja w Polsce*, „Infos”, nr 18, Biuro Analiz Sejmowych
- Sakowicz M. (2008), *Zastosowanie nowych technologii informacyjno-komunikacyjnych w rządzeniu i zarządzaniu administracją publiczną*, [w:] *Administracja publiczna na progu XXI wieku. Wyzwania i oczekiwania*, Praca zbiorowa pod red. J. Osińskiego, SGH, Warszawa
- Spółeczeństwo informacyjne w liczbach* (2009), Ministerstwo Spraw Wewnętrznych i Administracji, Warszawa

SUMMARY

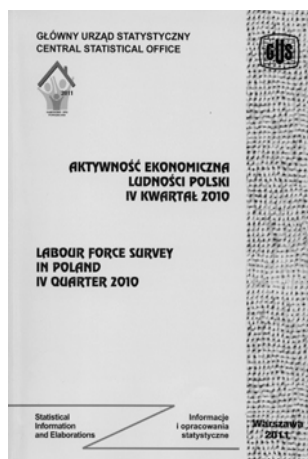
Selected aspects of the public e-administration functioning are estimated in the article. The surveys covered all Marshall as well as Voivodship Offices in Poland and all self-governmental units of the Podkarpackie voivodship. Data for analysis were received per e-mail as well as application for public information filed per e-mail. The public e-administration development is different in different Offices. Better situation is in Marshall and Voivodship Offices than in Gminas (example of the Podkarpackie voivodship).

РЕЗЮМЕ

В статье проводится оценка избранных аспектов функционирования государственной э-администрации. Обследованиeм были охвачены управления маршалов и воеводские управления во всей Польше а также все единицы самоуправления подкарпатского воеводства. Данные для анализа получены на основе заявления на государственную информацию отправленного электронной почтой.

Результатом проведенного обследования является вывод, что уровень развития государственной э-администрации (на примере подкарпатского воеводства) является дифференцированным, намного лучше в управлениях маршалов и воеводских управлениях чем в гминах.

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

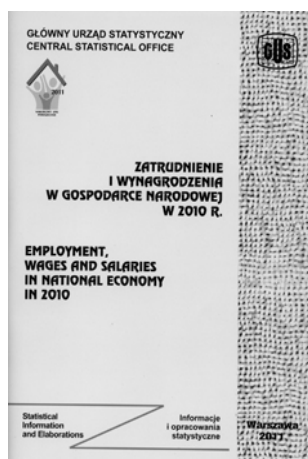


Publikacja „**Aktywność ekonomiczna ludności Polski. IV kwartał 2010**” zawiera informacje opisujące sytuację w zakresie aktywności ekonomicznej ludności, czyli faktu wykonywania pracy, pozostawania bezrobotnym lub biernym zawodowo. Opracowanie prezentuje uogólnione wyniki reprezentacyjnego Badania Aktywności Ekonomicznej Ludności (BAEL), przeprowadzonego w IV kwartale 2010 r.

Przedstawione w publikacji dane obrazują poziom aktywności zawodowej ludności w ujęciu według cech demograficznych i społecznych oraz sytuację pracujących według cech zawodowych, statusu zatrudnienia i czasu pracy. Ponadto dowiemy się z lektury m.in. o czasie trwania bezrobocia, metodzie poszukiwania pracy czy przeszłości zawodowej. Poznamy także sytuację osób niepełnosprawnych na rynku pracy (dane dotyczące aktywności ekonomicznej tej grupy osób przedstawiono według stopnia niepełnosprawności i wybranych cech demograficznych) oraz przyczyny bierności zawodowej.

Publikacja zawiera uwagi metodyczne, część analityczną oraz tablice przeglądowe za lata 1992—2010 i tablice szczegółowe — zawierające wyniki badania z IV kwartału 2010 r. podzielone na działy: aktywność ekonomiczna ludności; pracujący; bezrobotni; bierni zawodowo; gospodarstwa domowe i osoby niepełnosprawne.

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



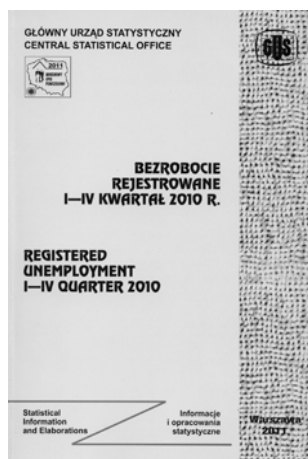
Opracowywana kwartalnie publikacja „**Zatrudnienie i wynagrodzenia w gospodarce narodowej w 2010 r.**” opisuje bieżące zmiany zachodzące na rynku pracy, dotyczące zarówno sektora publicznego jak i prywatnego.

Przedstawione w publikacji dane dotyczą liczby pracujących w jednostkach dużych i średnich, czasu pracy zatrudnionych oraz liczby bezrobotnych zarejestrowanych w urzędach pracy. Opracowanie prezentuje informacje o poziomie przeciętnych wynagrodzeń nominalnych w gospodarce narodowej i wskaźniku płac realnych, a także dotyczące zatrudnienia i wynagrodzeń w administracji publicznej oraz pośrednictwie finansowym, jak również o po-

ziomie przeciętnych emerytur i rent. Ponadto w opracowaniu podano informacje o liczbie osób, które doświadczyły zaległości w wypłacie wynagrodzeń i o wysokości tych zaległości oraz o liczbie zezwoleń wydanych cudzoziemcom na pracę w Polsce.

Do opracowania danych wykorzystano wyniki badań statystyki publicznej oraz dane z Ministerstwa Pracy i Polityki Społecznej oraz ZUS i KRUS.

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



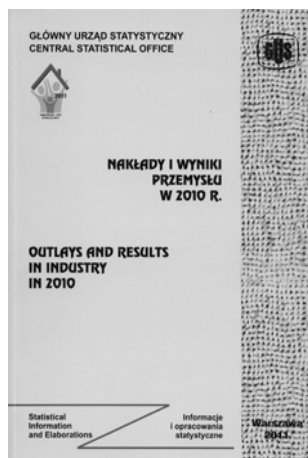
Celem publikacji „**Bezrobocie rejestrowane I—IV kwartał 2010 r.**” jest przedstawienie informacji o osobach bezrobotnych zarejestrowanych w powiatowych urzędach pracy i poszukujących pracy poprzez te urzędy.

W części analitycznej opracowania przedstawiono ogólną charakterystykę bezrobocia rejestrowanego w IV kwartale 2010 r., natomiast w obszernej części tabelarycznej zamieszczono dane szczegółowe dotyczące liczby i struktury bezrobotnych według cech demograficznych, społeczno-zawodowych, czasu pozostawania bez pracy oraz ostatniego miejsca pracy. W publikacji pokazano wybrane kategorie bezrobotnych znajdujących się w szczególnej sytuacji na

ryнку pracy. Dane o osobach bezrobotnych ujęto według regionów, województw, podregionów i powiatów, według sekcji oraz sektorów własności.

Opracowanie przygotowano na podstawie miesięcznej sprawozdawczości Ministerstwa Pracy i Polityki Społecznej, sporządzanej przez powiatowe urzędy pracy.

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



Wydawana w cyklach kwartalnych publikacja „Nakłady i wyniki przemysłu w 2010 r.” prezentuje podstawowe dane o przemyśle umożliwiające przeprowadzanie analizy porównawczej oraz obserwację zachodzących zmian. Zbiór tych danych przedstawiono w układzie sekcji, działów i grup.

Z lektury opracowania dowiemy się o wartości, dynamice i strukturze produkcji sprzedanej, nowych zamówieniach, ilości produkcji ważniejszych wyrobów, zatrudnieniu, przeciętnych miesięcznych wynagrodzeniach brutto, zmianach cen producentów wyrobów, robót i usług, czasie przepracowanym, nakładach inwestycyjnych oraz aktywach obrotowych, źródłach finansowania majątku i wskaźnikach finansowych. Dane o przedsiębiorstwach pokazano według wysokości przeciętnego wynagrodzenia miesięcznego brutto oraz według wskaźnika rentowności obrotu netto.

Główną część opracowania stanowi zestaw danych w ujęciu tabelarycznym przedstawionych w trzech częściach, obejmujących informacje: przeglądowe o przemyśle w retrospekcji dwóch lat według sektorów własności i kwartałów, miesięcy oraz sekcji, podane według działów przemysłu oraz według grup przemysłu.

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

Oprac. Alina Świdarska

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

W kwietniu br. w większości obszarów gospodarki utrzymały się tendencje obserwowane w poprzednich miesiącach. Stopniowo rosło w skali roku przeciętne zatrudnienie w sektorze przedsiębiorstw, a spadek liczby nowych rejestracji wpłynął na obniżenie stopy bezrobocia w porównaniu z marcem br. Dynamika wynagrodzeń nominalnych w sektorze przedsiębiorstw była większa niż w pierwszych miesiącach br. i pomimo wzrostu cen towarów i usług konsumpcyjnych, w kwietniu br. notowano niewielki wzrost płac realnych w ujęciu rocz-

nym. Nadal rosła produkcja w przemyśle. Wysoka, choć słabsza niż w marcu br. była dynamika produkcji budowlano-montażowej. Znaczny wzrost notowano również w usługach. Sytuacja finansowa badanych przedsiębiorstw w I kwartale br. kształtowała się korzystniej niż przed rokiem. Po spadku w dwóch poprzednich latach, w podmiotach tych odnotowano niewielki wzrost nakładów, związany z wyraźnym ożywieniem zakupów inwestycyjnych.

Produkcja sprzedana przemysłu ukształtowała się na poziomie o 6,6% wyższym niż w kwietniu ub. roku, a po wyeliminowaniu sezonowości była większa odpowiednio o 8,7% (wykres 1). Wzrost miał miejsce we wszystkich sekcjach przemysłu, w tym najwyższy, podobnie jak w poprzednich miesiącach, w przetwórstwie przemysłowym. Wśród głównych grupowań przemysłowych najszybciej rosła produkcja w zakresie dóbr inwestycyjnych i zaopatrzeniowych, natomiast obniżeniu uległa produkcja dóbr konsumpcyjnych trwałych. W budownictwie odnotowano wzrost o 15,6% (po wyeliminowaniu czynników sezonowych wyniósł on 14,9%) (wykres 2). Sprzedaż detaliczna była o 13,6% wyższa od relatywnie niskiej przed rokiem, na co częściowo wpłynęły czynniki o charakterze sezonowym.

W kwietniu br. wzrost cen towarów i usług konsumpcyjnych w skali roku był wyższy niż w marcu. W większym stopniu niż w poprzednich miesiącach rosły ceny m.in. żywności i napojów bezalkoholowych oraz towarów i usług w zakresie transportu i mieszkania (wykres 3). Nadal wysoka, chociaż nieco wolniejsza niż w marcu br., była dynamika cen producentów w przemyśle. Ceny produkcji budowlano-montażowej podobnie jak w marcu br. tylko nieznacznie przekraczały poziom sprzed roku.

W maju br. utrzymują się pozytywne oceny ogólnego klimatu koniunktury gospodarczej formułowane przez przedsiębiorstwa przetwórstwa przemysłowego. Korzystniejsze niż w poprzednich miesiącach są wskazania jednostek budowlanych, które, podobnie jak podmioty przetwórstwa przemysłowego, pozytywnie oceniają bieżący portfel zamówień oraz przyszłą produkcję. Pomimo nadal negatywnych opinii dotyczących bieżącej sytuacji finansowej, przewidywania w tym zakresie są optymistyczne. Jednostki handlu detalicznego również oceniają koniunkturę pozytywnie, na co wpływają m.in. korzystne i lepsze niż

przed miesiącem wskazania dotyczące bieżącej sprzedaży oraz pozytywne, choć ostrożniejsze niż w kwietniu, przewidywania w zakresie popytu na towary. Przedsiębiorstwa działające w przetwórstwie przemysłowym i handlu sygnalizują możliwość zwolnienia dynamiki cen.

Na rynku pracy przeciętne zatrudnienie w sektorze przedsiębiorstw w kwietniu br. było o 3,9% wyższe niż przed rokiem (wykres 4). W ujęciu miesięcznym stopa bezrobocia obniżyła się i wyniosła 12,6%, a w porównaniu z kwietniem ub. roku nieznacznie wzrosła. Wstępne wyniki badania aktywności ekonomicznej ludności za I kwartał br. wskazują na korzystniejszą niż przed rokiem sytuację na rynku pracy. Poprawił się m.in. współczynnik aktywności zawodowej, wskaźnik zatrudnienia oraz obniżyło bezrobocie.

W kwietniu br. obserwowano umocnienie tempa wzrostu przeciętnych miesięcznych wynagrodzeń nominalnych w sektorze przedsiębiorstw. W rezultacie, mimo większego niż przed miesiącem wzrostu cen towarów i usług konsumpcyjnych w ujęciu rocznym, płaca realna była nieco wyższa niż przed rokiem. Siła nabywcza przeciętnych emerytur i rent w systemie pracowniczym pozostała na poziomie zbliżonym do obserwowanego w kwietniu ub. roku, podczas gdy rolników indywidualnych — uległa obniżeniu.

Na rynku rolnym w kwietniu br., notowano dalszy wzrost cen większości podstawowych produktów rolnych zarówno w skali roku, jak i w porównaniu z poprzednim miesiącem. Nadal utrzymywała się niska opłacalność produkcji trzody. Wyniki reprezentacyjnego badania trzody chlewnej przeprowadzonego w końcu marca br. wskazują na zahamowanie obserwowanej w 2010 r. tendencji wzrostowej w zakresie liczebności tego gatunku (wykres 5).

Wyniki finansowe badanych przedsiębiorstw w I kwartale br. były wyższe od uzyskanych przed rokiem, z wyjątkiem wyniku finansowego na operacjach finansowych. Poprawiły się również podstawowe wskaźniki ekonomiczno-finansowe (wykres 6). Szybszy wzrost przychodów z całokształtu działalności od kosztów ich uzyskania skutkował poprawą wskaźnika poziomu kosztów. Wyniki finansowe i osiągnięte przez eksporterów podstawowe relacje ekonomiczno-finansowe były znacznie korzystniejsze od uzyskanych w okresie styczeń—marzec ub. roku, natomiast podmioty nieprowadzące działalności eksportowej odnotowały osłabienie wyników.

W I kwartale br. wzrosły w ujęciu rocznym obroty towarowe z zagranicą — w większym stopniu po stronie eksportu niż importu, co m.in. wpłynęło na obniżenie ujemnego salda ogółem (wykres 7). Zwiększyły się obroty towarowe ze wszystkimi grupami krajów, w tym szczególnie z krajami Europy Środkowo-Wschodniej. Eksport w cenach stałych w okresie styczeń—luty br. był wyższy o 10,7% niż przed rokiem, a import o 6,8%. W rezultacie niekorzystnych relacji cen w wymianie z krajami Europy Środkowo-Wschodniej wskaźnik terms of trade ogółem uległ pogorszeniu.

Po czterech miesiącach br. dochody budżetu państwa zamknęły się kwotą 87,5 mld zł, wydatki — 109,1 mld zł, a deficyt ukształtował się na poziomie 21,6 mld zł i stanowił 53,8% założonego w ustawie budżetowej na 2011 r.

Departament Analiz i Opracowań Zbiorczych

SPIS TREŚCI

STUDIA METODOLOGICZNE

<i>Beata Kasprzyk, Barbara Fura</i> — Wykorzystanie modeli logitowych do identyfikacji gospodarstw domowych zagrożonych ubóstwem	1
<i>Adam Zych</i> — Zamówienia na produkty w sprawozdawczości statystycznej przedsiębiorstwa	16

BADANIA I ANALIZY

<i>Igor Timofiejuk</i> — Dochody realne pracowników sektora przedsiębiorstw i emerytów w 2010 r.	20
<i>Paweł Bartoszczuk, Magdalena Marczyk</i> — Zagospodarowanie odpadów	28

STATYSTYKA REGIONALNA

<i>Małgorzata Dolata, Jarosław Lira</i> — Rozwój infrastruktury wodno-ściekowej na obszarach wiejskich woj. wielkopolskiego	36
---	----

STATYSTYKA MIĘDZYNARODOWA

<i>Elżbieta Sojka</i> — Urodzenia i płodność kobiet w wybranych krajach Unii Europejskiej	49
---	----

SPOŁECZEŃSTWO INFORMACYJNE

<i>Małgorzata Stec</i> — Funkcjonowanie e-administracji publicznej	67
--	----

INFORMACJE. PRZEGLĄDY. RECENZJE

Nowości wydawnicze GUS i urzędów statystycznych (kwiecień 2011 r.) (oprac. <i>Alina Świdorska</i>)	81
Informacja o sytuacji społeczno-gospodarczej kraju — kwiecień 2011 r. (oprac. <i>Departament Analiz i Opracowań Zbiorczych, GUS</i>).....	83

CONTENTS

METHODOLOGICAL STUDIES

<i>Beata Kasprzyk, Barbara Fura</i> — Using logit models to identify poverty endangered households	1
<i>Adam Zych</i> — Orders for products in enterprise statistical reporting	16

SURVEYS AND ANALYSES

<i>Igor Timofiejuk</i> — Labour real income of enterprise employees and pensioners in 2010	20
<i>Paweł Bartoszczuk, Magdalena Marczyk</i> — Recycling	28

REGIONAL STATISTICS

<i>Małgorzata Dolata, Jarosław Lira</i> — Water and waste infrastructure development in rural areas of the Wielkopolskie voivodship	36
---	----

INTERNATIONAL STATISTICS

<i>Elżbieta Sojka</i> — Births and female fertility in selected EU countries	49
--	----

INFORMATION SOCIETY

<i>Małgorzata Stec</i> — The public e-administration functioning	67
--	----

INFORMATION. REVIEWS. COMMENTS

New publications of the CSO of Poland and Regional Statistical Offices in April 2011 (by <i>Alina Świdorska</i>)	81
Information on the socio-economic situation of Poland in April 2011 (by <i>Analyses and Aggregated Studies Division, CSO</i>)	83

TABLE DES MATIÈRES

ÉTUDES MÉTHODOLOGIQUES

<i>Beata Kasprzyk, Barbara Fura</i> — Application des modèles logit à l'identification des ménages menacés par la pauvreté	1
<i>Adam Zych</i> — Commandes relatives aux produits dans les rapports statistiques de l'entreprise	16

ÉTUDES ET ANALYSES

<i>Igor Timofiejuk</i> — Revenus réels des salariés du secteur d'entreprises et des retraités en 2010	20
<i>Paweł Bartoszczuk, Magdalena Marczyk</i> — Exploitation des déchets	28

STATISTIQUES RÉGIONALES

<i>Malgorzata Dolata, Jarosław Lira</i> — Développement de l'infrastructure pour l'eau potabale et les eaux usées sur les terrains ruraux de la voïevodie de Grande Pologne	36
---	----

STATISTIQUES INTERNATIONALES

<i>Elżbieta Sojka</i> — Naissances et fécondité des femmes dans les certains pays de l'Union Européenne	49
---	----

SOCIÉTÉ DE L'INFORMATION

<i>Malgorzata Stec</i> — Fonctionnement de l'e-administration publique	67
--	----

INFORMATIONS. REVUES. COMPTE-RENDUS

Nouveautés éditoriales du GUS et des offices statistiques régionaux (avril 2011) (par <i>Alina Świdorska</i>)	81
Information sur la situation socio-économique du pays — avril 2011 (par <i>Département d'Analyses et d'Élaborations Agrégées, GUS</i>)	83

СОДЕРЖАНИЕ

МЕТОДОЛОГИЧЕСКИЕ ИЗУЧЕНИЯ

<i>Бэата Каспишук, Барбара Фура</i> — Использование логитных моделей с целью идентификации домашних хозяйств, которым угрожает убожество	1
<i>Адам Зых</i> — Заказ продуктов в статистической отчетности предприятия	16

ОБСЛЕДОВАНИЯ И АНАЛИЗЫ

<i>Игорь Тимофеюк</i> — Реальные доходы работников сектора предприятий и пенсионеров в 2010 г.	20
<i>Павел Бартошук, Магдалена Марчик</i> — Освоение отходов	28

РЕГИОНАЛЬНАЯ СТАТИСТИКА

<i>Малгожата Долата, Ярослав Лира</i> — Развитие инфраструктуры водоснабжения и канализации в сельских районах велькопольского воеводства	36
---	----

МЕЖДУНАРОДНАЯ СТАТИСТИКА

<i>Эльжбета Сойка</i> — Рождения и плодовитость женщин в избранных странах Европейского союза	49
---	----

ИНФОРМАЦИОННОЕ ОБЩЕСТВО

<i>Малгожата Стэц</i> — Функционирование государственной э-администрации	67
--	----

ИНФОРМАЦИИ. ОБЗОРЫ. РЕЦЕНЗИИ

Издательские новости ЦСУ и статистических управлений (апрель 2011 г.) (разраб. <i>Алина Свидерска</i>)	81
Информация о социально-экономическом положении страны — апрель 2011 г. (разраб. <i>Отдел анализа и сводных разработок, ЦСУ</i>)	83