

## STUDIA METODOLOGICZNE

**Marcin SALAMAGA**

### Miernik podobieństwa grupowania obiektów

---

Istotą grupowania obiektów jest wyodrębnienie jak najbardziej jednorodnych grup obiektów ze względu na podobieństwo wewnętrznej struktury charakteryzujących je zmiennych. Od procedury grupowania wymaga się spełnienia kryteriów homogeniczności oraz heterogeniczności (Dobosz, 2004). Oznacza to, że obiekty należące do tej samej grupy powinny być do siebie jak najbardziej podobne, natomiast obiekty należące do różnych grup powinny być jak najmniej podobne. Wyodrębnianie skupień obiektów powinno się odbywać m.in. zgodnie z zasadami zupełności i rozłączności.

W literaturze przedmiotu istnieje wiele różnych metod grupowania obiektów, które nierzadko prowadzą do rozbieżnych wyników w zakresie liczby tworzonych skupień oraz ich składu. Autorszy niektórych opracowań naukowych, w których stosowano co najmniej dwie metody grupowania obiektów, porównując otrzymane rezultaty nie zawsze dokonują wyczerpującej oceny stopnia podobieństwa wyników grupowania. Tymczasem zastosowanie właściwych mierników umożliwia precyzyjny pomiar podobieństwa podziałów. To pozwala odpowiedzieć na pytanie, które metody dostarczyły najbardziej podobnych wyników grupowania obiektów oraz w przypadku których metod wyniki grupowania były najmniej podobne? Taka ocena ma szczególne znaczenie, jeśli liczba skupień oraz liczba grupowanych obiektów jest znaczna. Problematyka pomiaru podobieństwa podziałów obiektów uzyskanych różnymi metodami jest od dawna podejmowana, np. w pracach: P. Arabie i S. A. Boormana (1973), E. B. Fowlkesa i C. L. Mallowsa (1983), L. J. Huberta i P. Arabie (1985), P. Jaccarda

(1908), E. Nowaka (1985), W. M. Randa (1971) czy Cz. Szmięła (1976). Nasuwają się przy tym następujące pytania:

1. Która z metod grupowania obiektów daje rezultaty najbardziej zbliżone do optymalnego rozwiązania w sensie określonego kryterium?
2. W jakim stopniu wyniki dyskryminacji obiektów uzyskane różnymi metodami są zbliżone (lub rozbieżne)?
3. W jakim stopniu podziały obiektów uzyskane tą samą metodą zmieniają się na skutek zmian relacji pomiędzy porównywanymi obiektami?

Istnieje wiele propozycji dotyczących pomiaru podobieństwa klasyfikacji obiektów. Należy tu wymienić wskaźniki zaproponowane np. przez P. Jaccarda (1908), W. M. Randa (1971), P. Arabie i S. A. Boormana (1973), E. B. Fowlkesa i C. L. Mallowsa (1983), E. Nowaka (1985), A. Sokołowskiego (1995) i Cz. Szmięła (1976).

Celem artykułu jest zaproponowanie kolejnego wskaźnika podobieństwa wyników grupowania obiektów. Omówiono również jego własności oraz przedstawiono zastosowanie na kilku przykładach.

### KONSTRUKCJA WSKAŹNIKA PODOBIEŃSTWA GRUPOWAŃ

Podstawa konstrukcji proponowanego wskaźnika podobieństwa podziałów zbioru obiektów nawiązuje do budowy wskaźników zgodności podziałów Cz. Szmięła oraz E. Nowaka. Podobnie jak w wymienionych miernikach, wykorzystano sumę oraz iloczyn mnogościowy zbiorów.

Załóżmy, że znane są rezultaty dwóch grupowań tych samych obiektów. W wyniku grupowania  $G_1$  uzyskano  $1, 2, \dots, k$  grup obiektów, a w wyniku grupowania  $G_2$  uzyskano  $1, 2, \dots, l$  grup obiektów. Powstaje pytanie, na ile wyniki obu grupowań są podobne? Odpowiedź można znaleźć obliczając wartość wskaźnika podobieństwa wyników grupowania  $S$ .

Proponuję następujący sposób obliczenia wskaźnika podobieństwa wyników grupowania:

$$S = \frac{\sum_{i=1}^k \max_j P_{ij} + \sum_{j=1}^l \max_i P_{ij}}{k + l} \quad (1)$$

Wskaźnik  $P_{ij}$  określa podobieństwo dwóch zbiorów (skupień):  $A_i$  — skupienia utworzonego w grupowaniu  $G_1$  oraz  $B_j$  — skupienia utworzonego w grupowaniu  $G_2$  dla  $i \in \{1, 2, \dots, k\}, j \in \{1, 2, \dots, l\}$ . Jego wartość można obliczyć zgodnie ze wzorem (2).

$$P_{ij} = \frac{\overline{\overline{A_i \cap B_j}}}{\overline{\overline{A_i \cup B_j}}} \quad (2)$$

gdzie:

$\overline{A_i \cap B_j}$  — liczba elementów zbioru będącego iloczynem mnogościowym zbiorów  $A_i$  oraz  $B_j$ ,

$\overline{A_i \cup B_j}$  — liczba elementów zbioru będącego sumą mnogościową zbiorów  $A_i$  oraz  $B_j$ .

Jeśli zbiory  $A_i$  oraz  $B_j$  zawierają wyłącznie identyczne obiekty (czyli  $A_i \cap B_j = A_i \cup B_j$ ), to wskaźnik  $P_{ij} = 1$ . Jeżeli zbiory są rozłączne (czyli  $A_i \cap B_j = \emptyset$ ), to  $P_{ij} = 0$ . Konstrukcja wskaźnika podobieństwa grupowania wymaga obliczenia wartości wskaźnika  $P_{ij}$  dla wszystkich par skupień obiektów z obu grupowań  $G1$  i  $G2$ , a następnie polega na wyborze maksymalnej wartości  $P_{ij}$  (dla pary skupień najbardziej podobnych).

Warto zwrócić uwagę, że wyrażenie  $\max_i P_{ij}$  w e wzorze (1) określa stopień podobieństwa wyników grupowania  $G1$  w stosunku do wyników grupowania  $G2$ , natomiast wyrażenie  $\max_j P_{ij}$  określa stopień podobieństwa wyników grupowania  $G2$  w stosunku do wyników grupowania  $G1$ . Wskaźnik  $S$  jest więc w pewnym sensie agregatem podobieństwa rezultatów grupowania  $G1$  do  $G2$  i odwrotnie. Godzi się też zauważyć, że nie musi zachodzić równość:  $\max_i P_{ij} = \max_j P_{ij}$ .

Wartości wskaźnika  $S$  są unormowane w przedziale  $[0;1]$ . Wskaźnik przyjmuje wartość 1, jeśli wyniki grupowania  $G1$  oraz  $G2$  są identyczne (taka sama liczba grup oraz identyczne składy odpowiednich skupień). Wartość 0 jest możliwa, gdy żaden z obiektów grupowania  $G1$  nie pojawia się w wynikach grupowania  $G2$  (i odwrotnie), czyli gdy grupowaniu podlegają obiekty należące do rozłącznych zbiorów. Jeżeli grupowaniu podlegają zbiory, których część wspólna jest niepusta, to wartość wskaźnika  $S$  jest zawsze większa od zera. Zatem jeśli ten sam zbiór obiektów jest poddawany grupowaniu różnymi metodami, to wartość wskaźnika  $S$  należy do przedziału  $(0;1]$ .

Im wartość wskaźnika  $S$  jest bliższa 1, tym większe jest podobieństwo wyników grupowania obiektów. Z kolei im wartość wskaźnika  $S$  jest bliższa 0, tym mniejsze jest podobieństwo wyników dyskryminacji zbioru obiektów. Wartość wskaźnika  $S$  zależy m.in. od liczby identycznych obiektów w porównywanych skupieniach w grupowaniu  $G1$  i  $G2$  oraz od liczby utworzonych skupień w obu dyskryminacjach zbioru. Większe rozproszenie obiektów między skupieniami oraz zwiększająca się liczba skupień w jednym grupowaniu mogą zmniejszać stopień podobieństwa dyskryminowanego zbioru obiektów. Zaletą wskaźnika  $S$  jest możliwość zastosowania go do różnej liczby skupień tworzonych w wyniku grupowania  $G1$  i  $G2$ . Wskaźnik ten daje możliwości procentowej oceny zgodności wyników grupowania obiektów.

Konstrukcja wskaźnika  $S$  różni się od popularnych mierników podobieństwa podziałów zbioru, takich jak wskaźnik Jaccarda, Randa, Arabie i Boormana, a także Fowlkesa i Mallowsa. Idea budowy tych wskaźników wykorzystuje m.in. obecność identycznych par obiektów znajdujących się w zbiorach utworzonych w dwóch odrębnych grupowaniach czy par obiektów, które nie występują w żadnym grupowaniu. Tymczasem konstrukcja wskaźnika  $S$  opiera się na podobieństwie zbiorów w zde finiowanych miernikiem  $P_{ij}$ . Zatem brak jednakowych par obiektów w dwóch grupowaniach wyklucza podobieństwo podziału np. w sensie Jaccarda lub Fowlkesa i Mallowsa, ale niekoniecznie w sensie wskaźnika  $S$ .

Jak już wspomniano, konstrukcja wskaźnika  $S$  wykorzystuje koncepcję podobieństwa zbiorów zaproponowaną w pracach Szmigla. Z kolei sposób agregacji składowych, określających stopień wzajemnego podobieństwa wyników dwóch grupowań w budowie wskaźnika  $S$ , nawiązuje do budowy miernika zaproponowanego w pracy Nowaka. Wymienione mierniki zgodności podziałów dwóch zbiorów są unormowane w przedziale  $[0,1]$ , a im ich wartości są bliższe 1, tym większa jest zgodność wyników podziałów zbioru obiektów.

Warto zaznaczyć, że wartość wskaźnika (1) jest wrażliwa na nierówne liczby skupień w obu dyskryminacjach zbioru, jak również na stopień niesymetrycznego rozproszenia obiektów między skupieniami w porównywanych grupowaniach. Wskaźnik ten może być też wykorzystany do badania zgodności wyników dyskryminacji dwóch nieidentycznych zbiorów obiektów (czyli zbiorów, których różnica jest zbiorem niepustym). Wówczas jednak wartość wskaźnika  $S$  będzie zawsze mniejsza od 1.

Oto przykład zastosowania wskaźnika  $S$  do oceny podobieństwa grupowania w trzech równolicznych skupieniach. Grupowaniu podlegają obiekty oznaczone jako: a, b, c, d, e, f, g, h, i. W tabl. 1 podano składy skupień w poszczególnych grupowaniach obiektów, a w tabl. 2 znajdują się obliczenia pomocnicze do wyznaczenia wartości wskaźnika podobieństwa utworzonych zbiorów.

**TABL. 1. SKŁAD SKUPIEŃ UTWORZONYCH W GRUPOWANIACH G1—G5**

Grupowania	Numery skupienia		
	1 2		3
G1 .....	a, b, c	d, e, f	g, h, i
G2 .....	a, b, c	d, e, f	g, h, i
G3 .....	a, b, d	c, e, f	g, h, i
G4 .....	a, b, d	c, e, g	f, h, i
G5 .....	a, d, g	b, e, h	c, f, i

Źródło: opracowanie własne.

Szczególony sposób obliczania wskaźników  $P_{ij}$  podobieństwa grupowania  $G1$  względem  $G2$  wygląda następująco:

$$P_{11} = \frac{3}{3} = 1, \quad P_{12} = \frac{0}{6} = 0, \quad P_{13} = \frac{0}{6} = 0, \quad \max P_{1j} = \max \{1, 0, 0\} = 1$$

$$P_{21} = \frac{0}{6} = 0, \quad P_{22} = \frac{3}{3} = 1, \quad P_{23} = \frac{0}{6} = 0, \quad \max P_{2j} = \max \{0, 1, 0\} = 1$$

$$P_{31} = \frac{0}{6} = 0, \quad P_{32} = \frac{0}{6} = 0, \quad P_{33} = \frac{3}{3} = 1, \quad \max P_{3j} = \max \{0, 0, 1\} = 1$$

zatem:

$$\sum_{i=1}^3 \max_j P_{ij} = 1 + 1 + 1 = 3$$

Zauważmy również, że wyniki grupowania  $G1$  i  $G2$  są takie same (tabl. 1). Dlatego odpowiednie obliczenia w wskaźnikach podobieństwa grupowania  $G2$  względem  $G1$  są identyczne, jak w przypadku grupowania  $G1$  względem  $G2$  i zostaną dalej pominięte.

Dla rezultatów w grupowań  $G1$  i  $G2$  wartość wskaźnika  $S$  zgodnie ze wzorem (1) można wyznaczyć następująco:

$$S = \frac{3+3}{3+3} = 1$$

**TABL. 2. OBLICZENIA POMOCNICZE DO WSKAŹNIKA  
PODOBIEŃSTWA GRUPOWAŃ  $G1$ — $G5$**

Grupowania	Max $P_{ij}$	Numery skupienia			Suma	Wskaźnik $S$
		1 2		3		
$G1$ i $G2$	$\max_i P_{ij}$	1,000 1,	000	1,000 3,	000	1,000
	$\max_j P_{ij}$	1,000 1,000		1,000 3,000		
$G1$ i $G3$	$\max_i P_{ij}$	0,500 0,	500	1,000 2,	000	0,667
	$\max_j P_{ij}$	0,500 0,	500	1,000 2,	000	
$G1$ i $G4$	$\max_i P_{ij}$	0,500 0,	200	0,500 1,	200	0,400
	$\max_j P_{ij}$	0,500 0,	200	0,500 1,	200	
$G1$ i $G5$	$\max_i P_{ij}$	0,200 0,	200	0,200 0,	600	0,200
	$\max_j P_{ij}$	0,200 0,	200	0,200 0,	600	

Źródło: opracowanie własne.

W tabl. 1 podano niektóre warianty konfiguracji obiektów w równolicznych grupach, dokonując stopniowo coraz liczniejszych przesunięć obiektów pomiędzy poszczególnymi skupieniami w kolejnych podziałach zbioru  $\{a, b, c, d, e, f, g, h, i\}$ . W miarę wzrostu stopnia niezgodności składu grup, wartość wskaźnika  $S$  obniża się o d poziomu 1 00% (w przypadku pełnej zgodności wyników aż do poziomu 20% — tabl. 2). Dalsze „pogorszenie” stopnia podobieństwa wyników

grupowania można uzyskać zmieniając liczbę tworzonych grup i „rozpraszając” obiekty pomiędzy takimi skupieniami. W tabl. 3 przedstawiono skrajny przypadek następującej sytuacji: w grupowaniu  $G_6$  mamy jedno skupienie  $\{a, b, c, d, e, f, g, h, i\}$ , a w grupowaniu  $G_7$  mamy dziewięć jednoelementowych skupień  $\{a\}$ ,  $\{b\}$ ,  $\{c\}$ ,  $\{d\}$ ,  $\{e\}$ ,  $\{f\}$ ,  $\{g\}$ ,  $\{h\}$ ,  $\{i\}$ . Na podstawie danych z tabl. 3 wartość wskaźnika  $S$  można obliczyć następująco:

$$S = \frac{0,111 + 0,999}{1 + 9} = 0,111$$

Otrzymana wartość jest możliwie najniższa w przypadku grupowania tych samych 9 obiektów.

**TABL. 3. OBLICZENIA POMOCNICZE DO WSKAŹNIKA PODOBIENSTWA  
DYSKRYMINACJI  $G_6$  I  $G_7$**

Numery skupienia w grupowaniach		Podobieństwo grupowania	
$G_6$	$G_7$	$G_6$ i $G_7$ — $\max_i P_{ij}$	$G_7$ i $G_6$ — $\max_j P_{ij}$
1 1		0,111	0,111
x 2		x	0,111
x 3		x	0,111
x 4		x	0,111
x 5		x	0,111
x 6		x	0,111
x 7		x	0,111
x 8		x	0,111
x 9		x	0,111
Suma 0,		111	0,999
Wskaźnik $S$ 0,		111	

Źródło: opracowanie własne.

Niższa wartość wskaźnika  $S$  jest możliwa, gdy grupowane są dwa nieidentyczne zbiory obiektów. Zaznaczmy, że wskaźnik  $S$  może przyjąć wartość 0 jedynie w przypadku grupowania dwóch zbiorów obiektów, które są rozłączne.

### PRZYKŁAD EMPIRYCZNY

Wskaźnik podobieństwa grupowania obiektów został wykorzystany do oceny stopnia zgodności wyników grupowania wybranych funduszy inwestycyjnych akcji, zrównoważonego wzrostu i stabilnego wzrostu działających w Polsce w latach 1999—2005 przy użyciu trzech metod: algorytmu eliminacji wektorów, metody Warda oraz metody  $k$ -średnich. Celowo zastosowano metody różniące się właściwościami i celami dyskryminacji, aby uzyskać skupienia możliwie różnych składach. Grupowanie funduszy przeprowadzono uwzględniając prze-

ciężny udział walorów z poszczególnych sektorów polskiej gospodarki w portfelach inwestycyjnych w kolejnych półroczach lat 1999—2005.

#### ZESTAWIENIE. WYBRANE DZIAŁY I SEKTORY GOSPODARKI

Działy gospodarki	Sektory
Przemysł .....	spożywczy lekki drzewny chemiczny materiałów budowlanych budownictwo elektromaszynowy metalowy inne
Finanse .....	bankowy ubezpieczeniowy inne
Usługi .....	handel informatyka telekomunikacja media inne
Inne .....	x

Źródło: opracowanie własne.

Do klasyfikacji funduszy inwestycyjnych wykorzystano najpierw algorytm eliminacji wektorów opracowany przez S. Chomątowskiego i A. Sokołowskiego (1978). Stosując kolejne kroki algorytmu obliczono elementy macierzy braku podobieństwa struktur portfeli inwestycyjnych poszczególnych funduszy. Na tej podstawie wyodrębniono cztery jednorodne grupy funduszy inwestycyjnych (za krytyczny poziom braku podobieństwa przyjęto  $\alpha = 0,1$ ).

Wyniki grupowania funduszy inwestycyjnych przy zastosowaniu algorytmu eliminacji wektorów są następujące (Salamaga, 2008):

- **grupa 1:** DWS (akcji +), ING Akcji typu A i B, PKO/CS (akcji), SEB 3 (akcji), Skarbiec Akcja, UniK ORONA (akcji), ING (z równoważony), PKO/CS (zrównoważony), SEB 1 (zrównoważony),
- **grupa 2:** Pioneer AI FIO, Citi Akcji FIO, Citi Zrównoważony FIO (A),
- **grupa 3:** DWS (akcji), DWS (zrównoważony),
- **grupa 4:** ARKA 3 Zrównoważony FIO, Skarbiec WAGA, UniKORONA (zrównoważony), PKO/CS (stabilnego wzrostu).

W celu osiągnięcia większej przejrzystości prowadzonej analizy, wybranymi parametrami pozostałych metod sterowano tak, aby uzyskać taką samą liczbę skupień, jak przy użyciu metody eliminacji wektorów (jedynakowa liczba skupień oczywiście nie jest warunkiem koniecznym do obliczenia wartości wskaźnika  $S$ ).

Wyniki grupowania funduszy inwestycyjnych metodą Warda (z odległością euklidesową) przedstawiono na wykresie (Salamaga, 2008).

„Przycinając” dendrogram według przyjętego kryterium jednakowej liczby skupień na wysokości wiązania równej 2,75 można wyodrębnić grupy funduszy uzyskane metodą Warda:

- **grupa 1:** ARKA 3 Zrównoważony FIO,
- **grupa 2:** DWS (akcji), DWS (zrównoważony),
- **grupa 3:** Citi Akcji FIO, Citi Zrównoważony FIO (A), Skarbiec WAGA, Skarbiec Akcja, DWS (akcji +), PKO/CS (stabilnego wzrostu), ING Akcji typu A i B, ING (zrównoważony), PKO/CS (zrównoważony), PKO/CS (akcji),
- **grupa 4:** Pioneer AI FIO, UniKORONA (akcji), UniKORONA (zrównoważony), SEB 3 (akcji), SEB 1 (zrównoważony).

Do pogrupowania funduszy inwestycyjnych według struktury branżowej portfeli inwestycyjnych zaproponowano w dalszej kolejności metodę  $k$ -średnich. Przyjęto, że  $k = 4$  (aby uzyskać porównywalność grupowania co do liczby skupień z pozostałymi metodami). Wyniki grupowania funduszy inwestycyjnych metodą  $k$ -średnich są następujące:

- **grupa 1:** ARKA 3 Zrównoważony FIO,
- **grupa 2:** DWS (akcji), DWS (zrównoważony),



- **grupa 3:** Pioneer AI FIO, ING Akcji typu A i B, Citi Akcji FIO, PKO/CS (akcji), SEB 3 (akcji), UniK ORONA (akcji), Citi Zrów noważony FIO (A), ING (zrównoważony), PKO/CS (zrównoważony), UniKORONA (zrównoważony),
- **grupa 4:** DWS (akcji +), Skarbiec Akcj a, SEB 1 (zrównowa żony), Skarbiec WAGA, PKO/CS (stabilnego wzrostu).

Aby zbadać, które metody grupowania funduszy inwestycyjnych dostarczyły najbardziej podobnych wyników, zastosowano wskaźnik podobieństwa grupowania  $S$ .

W tabl. 4 przedstawiono szczegółowe etapy obliczenia wskaźnika (1) dla poszczególnych par metod.

**TABL. 4. OBLICZENIA POMOCNICZE DO WSKAŹNIKA PODOBIEŃSTWA GRUPOWANIA FUNDUSZY INWESTYCYJNYCH PRZY UŻYCIU METODY WARDA (W), ALGORYTMU ELIMINACJI WEKTORÓW (A) ORAZ METODY  $k$ -ŚREDNICH (K)**

Metody grupowania	Max $P_{ij}$	Numery skupienia				Suma	Wskaźnik $S$
		1	2 3 4				
Metoda Warda i algorytm eliminacji wektorów	$\max_i P_{ij}$	0,250	1,000	0,462	0,143	1,855	0,469
	$\max_j P_{ij}$	0,462	0,182	1,000	0,250	1,894	
Algorytm eliminacji wektorów i metoda $k$ -średnich	$\max_i P_{ij}$	1,000	1,000	0,429	0,364	2,793	0,698
	$\max_j P_{ij}$	1,000	1,000	0,429	0,364	2,793	
Metoda Warda i metoda $k$ -średnich	$\max_i P_{ij}$	0,462	1,000	0,300	0,250	2,012	0,501
	$\max_j P_{ij}$	0,250	1,000	0,462	0,286	1,998	

Źródło: opracowanie własne.

Z obliczeń przedstawionych w tabl. 4 wynika, że najbardziej podobne wyniki grupowania uzyskano w przypadku metody  $k$ -średnich oraz algorytmu eliminacji wektorów (zgodność w 69,8%). Najniższy stopień podobieństwa wyników grupowania otrzymano natomiast stosując metodę Warda i algorytm eliminacji wektorów (zgodność w 46,9%). Naturalnie nie należy wnioskować, że stosując metodę eliminacji wektorów zawsze osiągnemy bardziej podobne wyniki grupowania do metody  $k$ -średnich. Trzeba wziąć pod uwagę, że w wymienionych metodach dyskryminacji zbioru występują parametry, których wartości są ustalane przez użytkownika w sposób arbitralny (poziom wskaźnik braku podobieństwa struktur w algorytmie eliminacji wektorów). W efekcie, w zależności od przyjętych wartości odpowiednich parametrów, możliwe jest uzyskanie mniej lub bardziej podobnych wyników grupowania w obu metodach.

## Podsumowanie

Zastosowaniu kilku kryteriów dyskryminacji zbioru obiektów na rozłączne i niepuste podzbiory towarzyszy często pytanie: które z metod podziału zbioru dają najbardziej podobne wyniki grupowania obiektów, a które dają wyniki najmniej podobne? Odpowiedź można uzyskać obliczając wartość z prezentowanego wskaźnika podobieństwa podziału zbiorów  $S$ . Wskaźnik  $S$  można również wykorzystać do oceny podobieństwa wyników dyskryminacji przeprowadzanej tą samą metodą, ale stosowaną w różnych okresach obserwacji wartości cech użytych do podziału zbioru. Zmieniające się wartości cech grupowanych obiektów mogą bowiem tworzyć inny skład powstających skupień obiektów w różnych momentach. Obliczając wartości wskaźnika (2) można określić, w których okresach (momentach) otrzymane wyniki grupowania były najbardziej podobne (lub niepodobne). Zaletą tego miernika jest również możliwość zastosowania go do badania podobieństwa podziału różnych zbiorów (kórnica nie jest zbiorem pustym).

W celu pełnej oceny efektywności wskaźnika  $S$  w zakresie zdolności wykrywania podobieństwa (bądź braku podobieństwa) wyników dyskryminacji, wydaje się uzasadnione przeprowadzenie w kolejnych badaniach analizy porównawczej z innymi wskaźnikami podobieństwa podziału zbioru. Ciekawe wydaje się również porównanie stopnia skomplikowania procedury obliczania wartości mierników. Nie jest to bez znaczenia dla użytkowników metod, tym bardziej że wymienione wskaźniki na ogół nie doczekały się oprogramowania w popularnych pakietach komputerowych.

---

dr Marcin Salamaga — Uniwersytet Ekonomiczny w Krakowie

## LITERATURA

- Arabie P., Boorman S. A. (1973), *Multidimensional scaling of measures of distance between partitions*, „Journal of Mathematical Psychology”, No. 10
- Chomętowski S., Sokołowski A. (1978), *Taksonomia struktur*, „Przegląd Statystyczny”, nr 2
- Dobosz M. (2004), *Wspomagana komputerowo statystyczna analiza wyników badań*, Akademicka Oficyna Wydawnicza EXIT, Warszawa
- Fowlkes E. B., Mallows C. L. (1983), *A Method for Comparing Two Hierarchical Clusterings*, „Journal of the American Statistical Association”, No. 78
- Hubert L. J., Arabie P. (1985), *Comparing partitions*, „Journal of Classification”, No. 1
- Jaccard P. (1908), *Nouvelles recherches sur la distribution florale*, „Vaudoise des Sciences Naturelles”, No. 44
- Nowak E., (1985), *Wskaźnik podobieństwa wyników podziału*, „Przegląd Statystyczny”, z. 1

- Pal N. R., Biswas J. (1997), *Cluster validation using graph theoretic concepts*, Pattern Recognition, vol. 30, No. 6
- Rand W. M. (1971), *Objective Criteria for the Evaluation of Clustering Methods*, „Journal of the American Statistical Association”, No. 66
- Salamaga M. (2008), *Badanie podobieństwa struktur portfeli funduszy inwestycyjnych w Polsce w latach 1999—2000. Modelowanie preferencji a ryzyko '07*, praca zbiorowa pod red. T. Trzaskalika, Wydawnictwo AE w Katowicach
- Sokołowski A. (1995), *Percentage Points of the Similarity Measure for Partitions*, „Statistics in Transition”
- Szmigiel Cz. (1976), *Wskaźnik zgodności kryteriów podziału*, „Przegląd Statystyczny”, nr 4

## SUMMARY

*There are many similarity measures used in cluster analysis, like Rand, Jaccard, Szmigiel or Sokołowski coefficients. In this paper the Author presented another measure of classification partition. The value of the proposed S-indicator belongs to  $[0,1]$  interval. This depends on number of identical objects in comparative clusters as well as on number of clusters. This indicator can be used for comparison of different partitions, for example by different clustering methods, or by the same classification method if observations are from different periods S-indicator can be used to calculate similarity partition in two different sets.*

## РЕЗЮМЕ

*Существуют многие показатели сходства группировки объектов, такие как показатели Жаккарда, Ранда, Шмигеля, или показатель Соколовского. Статья представляет очередное предложение показателя сходства дискриминации множества объектов. Значение показателя S нормализованное в интервале  $[0,1]$ . Оно зависит, между прочим, от числа тождественных объектов в сопоставляемых кластерах, а также от числа образованных кластеров. Предлагаемый показатель может использоваться для оценки соответствия результатов дискриминации проведенной этим же методом, но использованной в разные периоды наблюдения (обследования). Преимуществом показателя S является также возможность его использования для обследования сходства разделения разных множеств.*

## Przyzwyczajanie społeczne do rosnących dysproporcji płac<sup>1</sup>

---

W dotychczasowych badaniach (Chen, 2003; Kumor, Sztudynger, 2007) potwierdzono paraboliczny wpływ dysproporcji płac (dochodów) na wzrost gospodarczy. Na podstawie tych badań wyznaczono optymalne wartości współczynnika Giniego odpowiadające maksymalnemu wzrostowi gospodarczemu. W badaniach zakładano stałość optymalnej wartości współczynnika Giniego. Zgodnie z tym założeniem optymalna wartość współczynnika Giniego nie zmieniała się. Tym razem zakładamy, że optymalna wartość współczynnika Giniego może rosnąć wraz ze zwiększaniem różnic w płacach, a stopniowe przyzwyczajanie społeczeństwa do coraz wyższych dysproporcji płac<sup>2</sup> wpłynie na wzrost optymalnej wartości współczynnika Giniego.

Można przyjąć, że efekt przyzwyczajania może wynikać ze stopniowego bogacenia się społeczeństwa. Wzrost produkcji w przeliczeniu na mieszkańca poprawia warunki życia społeczeństwa i stwarza więcej możliwości jego rozwoju. Stawiamy hipotezę o stopniowym przyzwyczajaniu społecznym do rosnącego zróżnicowania płac<sup>3</sup>. Akceptację społeczną dla coraz większych dysproporcji płac będzie można uchwycić na podstawie ekonometrycznej analizy obserwacji w wyróżnionych podokresach okresu badawczego. Podejrzewamy, że przyrost optymalnej wartości współczynnika Giniego będzie coraz mniejszy i ograniczony.

Hipotezę o przyzwyczajaniu społecznym będziemy weryfikować wykorzystując model wzrostu gospodarczego. Stopa wzrostu PKB będzie objaśniana przez przyrost stopy inwestycji oraz przez stopę wzrostu liczby pracujących, stopę wzrostu kapitału ludzkiego i współczynniki Giniego charakteryzujące nierówności płac (w pierwszej i drugiej potęgze). Analiza będzie obejmować lata 1970—2007. Okres badawczy zostanie podzielony na kilkunastoletnie nierozłączne podokresy, dla których oddzielnie przeprowadzimy badania ekonometryczne (*rolling regressions*).

Do zbadania spowolnienia przyrostu optymalnych wartości współczynników Giniego wykorzystamy funkcję nieliniową z asymptotą poziomą. Zastosujemy

---

<sup>1</sup> Dziękuję prof. dr. hab. J. Jackowi Sztudyngerowi oraz członkom prowadzonego przez Niego seminarium doktoranckiego za uwagi wniesione do artykułu. Tekst został opracowany w ramach grantu promotorskiego: *Nierówności dochodów a wzrost gospodarczy*, 2773/B/H03/2008/35.

<sup>2</sup> W latach 1970—2006 w Polsce współczynniki Giniego (*GINI*) mieściły się w przedziale 20—35%. Od 1990 r. następował ich systematyczny wzrost. W roku 2006 współczynnik Giniego wzrósł o ok. 2/3 w stosunku do wartości z 1989 r. (Kumor, 2009).

<sup>3</sup> Hipoteza zaproponowana przez prof. J. J. Sztudyngera.

model, w którym zmienność optymalnej wartości współczynnika Giniego będzie objaśniana przez zmienność poziomu PKB *per capita*. Oszacowanie ograniczenia przyrostu optymalnej wartości współczynnika Giniego pozwoli nam wyznaczyć próg akceptacji społecznej dla rosnących rozpiętości płac.

### PODSTAWY TEORETYCZNE

Zdaniem ekonomistów istnieje wiele kanałów, poprzez które nierówności płac (dochodów) mogą wpływać na wzrost gospodarczy. Kanały te mają charakter zarówno gospodarczy, jak i społeczny, np. niedoskonałość rynku kredytowego, akumulacja kapitału ludzkiego, inwestycje, niestabilność społeczno-polityczna, redystrybucja dochodów (Persson, Tabellini, 1994; Clarke, 1995; Benabou, 1996; Partridge, 1997; Barro, 2000; Mo, 2000; Baumol, 2007). W teorii ekonomii istnieją sprzeczne poglądy o wpływie dysproporcji płac (dochodów) na wzrost gospodarczy. Z jednej strony, zróżnicowanie dochodów lub płac może sprzyjać wzrostowi gospodarczemu, gdy np. dochody (płace) odzwierciedlają zróżnicowane wykształcenie i efektywność pracowników. Z drugiej strony, nadmierne rozwarstwienie dochodów (płac), które budzi sprzeciw społeczny może spowalniać wzrost gospodarczy. Sprzyja ono utrwalaniu niekorzystnych dla wzrostu gospodarczego postaw społecznych, politycznych i gospodarczych lub wręcz uniemożliwia rozwój edukacyjny ludzi biednych.

Ekonomiści wskazują na dodatnią bądź ujemną zależność wzrostu gospodarczego od nierówności dochodów. Wnioski są niejednoznaczne. Dlatego m.in. Blümlle i Sell (1998), Cornia i Court (2001), Banerjee i Duflo (2003) oraz Sztaudynger (2003) uznali, że ta relacja może być nieliniowa, w kształcie odwróconej litery U — paraboli. Kształt paraboli tego związku potwierdzano kilkakrotnie dla próby międzynarodowej: Blümlle i Sell (1998), Banerjee i Duflo (2003), Chen (2003), Cornia i in. (2004). Wykorzystując szeregi czasowe, kształt paraboliczny potwierdzono też dla Polski (Kumor, Sztaudynger, 2007) oraz Szwecji i Stanów Zjednoczonych (Pawlak, Sztaudynger, 2008).

Zgodnie z parabolicznym kształtem analizowanej relacji, wzrost początkowo małych dysproporcji dochodów (płac) do pewnego poziomu sprzyja przyspieszeniu wzrostu gospodarczego. Dalszy wzrost dysproporcji dochodów jednak go spowalnia. Relatywnie bardzo duże i bardzo małe różnice w płacach są wtedy szkodliwe dla gospodarki. Zatem może istnieć taki ich poziom, który sprzyja budowaniu więzi społecznych, charakteryzujących przychylne relacje międzyludzkie (Sztaudynger, 2005) oraz optymalnej alokacji zasobów czynników produkcji. Dysproporcje płac (mierzone współczynnikiem Giniego) będą optymalne dla wzrostu gospodarczego, gdy sprzyjają maksymalizacji stopy wzrostu PKB. Sądzymy, że optymalne rozpiętości płac mogą być wtedy akceptowane przez większość społeczeństwa.

Można postawić pytanie, czy akceptacja społeczna dla nierówności płac jest niezmienna? Podejrzewamy, że optymalne wartości współczynnika Giniego (które dalej będziemy utożsamiać ze społeczną akceptacją nierówności płac)

mogą rosnać wraz ze wzrostem dysproporcji płac albo wraz ze wzrostem bogactwa narodowego (np. poziomu PKB) w przeliczeniu na obywatela. Efekt ten może wynikać z przyzwyczajenia społeczeństwa do coraz większych różnic w płacach (Cornia, Court, 2001) bądź z procesów dostosowawczych systemu gospodarczo-politycznego (Baumol, 2007). Blümle i Sell wskazywali na możliwość stopniowych zmian postaw w społeczeństwie, coraz bardziej preferującego korzyści ze wzrostu gospodarczego, którym mogą towarzyszyć większe straty społeczne wynikające ze wzrostu rozpiętości płac.

V. Furkiss stwierdził, że nierówności dochodów (płac) mają tendencję do „samoutrwalania się” (za: Filek i in., 2004). Wtedy, jak zauważył Sen (2000) ... *wiele ofiar długotrwałych niepowodzeń i niedostatku (...) nie myśli o radykalnej zmianie*. Ludzie ci godzą się ze swoim losem, ...*doceniając znaczenie małych (osobistych — P. K.) osiągnięć...*

Powodem zmian optymalnej wartości współczynnika Giniego (jego wzrostu) w Polsce mógłby być zapoczątkowany w latach 90. ub. wieku proces stopniowej wymiany kadr i wprowadzania innowacji w zakresie zarządzania zasobami ludzkimi. Zmiany personalne na stanowiskach kierowniczych szczebla wyższego i średniego wymuszone zostały przez rosnącą konkurencję na rynku. Przedsiębiorstwa, które nie zdążyły się dostosować, traciły swoją pozycję na rynku, a niekiedy możliwość działalności gospodarczej. Wraz ze wzrostem ogólnego poziomu kompetencji kadry wyższej, rosły dysproporcje płac i stopniowo rosła akceptacja społeczna dla jej lepszego wynagradzania. Pracownicy mogli utożsamiać swój dobrobyt (w tym m.in. bezpieczeństwo zatrudnienia, wyższe wynagrodzenia) ze szczególnymi umiejętnościami i wysokimi kompetencjami ich pracodawców. Zatem wzrost akceptacji większości społeczeństwa dla rosnących dysproporcji płac mógł wynikać ze stopniowego wzrostu przeciętnego dochodu w gospodarce.

### ETAPY BADAŃ

W celu zbadania efektu przyzwyczajenia społecznego do rosnących dysproporcji płac podzielimy okres badawczy (1971—2007) na kilka podokresów. Z uwagi na stosunkowo krótki okres badawczy (37-letni) wykorzystane podokresy będą nierozłączne.

Na wyk. 1 trzy parabole reprezentują zależności wzrostu PKB od dysproporcji płac, mierzonych współczynnikiem Giniego. Zależności te przedstawiono w podokresach, dla których oddzielnie wyznaczono optymalne wartości współczynnika Giniego. Dla kolejnego podokresu przesuwanego w czasie (blokami o stałej liczbie lat, np. o 1 rok; ang. *rolling regression*) optymalna wartość współczynnika Giniego rośnie — parabole przesuwają się w prawo, wzdłuż poziomej osi współrzędnych.

Liczba lat w podokresach będzie wyznaczona na podstawie najlepszych oszacowań. Sądzimy, że liczba lat ustalona w podokresach (interwał) może reprezentować pewien rodzaj „pamięci” społecznej o historycznie kształtowanych dysproporcjach płac i ich skutkach dla gospodarki narodowej. W celu uproszczenia

zakładamy, że „pamięć” społeczno-gospodarcza obejmuje niezmienny przedział czasu (stały interwał). Założenie to pozwoli nam oszacować optymalne wartości współczynnika Giniego na podstawie danych z podokresów o identycznej długości okresu badawczego.

W badaniach podokresy nie mogą być zbyt długie, ponieważ pamięć ludzka może nie sięgać nawet niedalekiej przeszłości<sup>4</sup>. Struktura gospodarki mogła podlegać szybkiemu dostosowaniu do występujących dysproporcji płac i dochodów. Po roku 1989 gwałtownie rosły różnice w płacach, towarzyszące wzrostowi dochodu narodowego.

Podokresy nie mogą również być zbyt krótkie, ze względu na skąpą ilość obserwacji, zbyt małą do oszacowania precyzyjnych i poprawnych wyników. W badaniach opartych na szeregach czasowych wymaga to wykorzystania obserwacji z kilkunastu lat.

Zakładamy, że wzrost optymalnych dysproporcji płac w kolejnych latach (wraz ze wzrostem poziomu gospodarczego *per capita*) może być malejący, aż

---

<sup>4</sup> To może także zależeć od struktury wiekowej społeczeństwa. Ludzie starsi mogą silniej odczuwać bieżące bardzo duże dysproporcje, gdy porównują je z doświadczanymi w okresie swojej aktywności zawodowej.

do całkowitego wykorzystania potencjału tkwiącego w motywacyjnej funkcji płac (dochodów) i przeważenia skutków społecznego poczucia krzywdy.

Wykr. 2 przedstawia stopniowy przyrost optymalnych wartości współczynnika Giniego oszacowanych w kolejnych kroczących podokresach. Przyrost optymalnych wartości współczynnika Giniego, wykreślony za pomocą wklęsłej funkcji, jest malejący i ograniczony z góry asymptotą poziomą. Oznacza to, że dla kolejno następujących podokresów (w których zaobserwowano wzrost poziomu PKB *per capita*) optymalne rozpiętości płac będą zbliżały się do progu społecznej akceptacji.

#### *BADANIE EFEKTU PRYZYWYCZAJENIA SPOŁECZNEGO DO ROSNĄCYCH DYSPROPORCJI PŁAC*

W badaniach ekonometrycznych wykorzystamy zmodyfikowany model wzrostu gospodarczego (1), w którym wśród zmiennych objaśniających wykorzystano współczynnik Giniego w pierwszej i drugiej potęgze (Kumor, Sztaudynger, 2007). Modyfikacja polega m.in. na usunięciu z listy zmiennych objaśniających stopy inwestycji, ze względu na najczęściej otrzymywany zły znak i nieistotność



zmiennych w naszych badaniach. Zamiast stopy inwestycji do modelu wzrostu PKB wprowadzono jej przyrost. Dodatkowo wprowadzono dynamikę zmiennej reprezentującej kapitał ludzki<sup>5</sup>.

$$\begin{aligned} \overset{\circ}{PKB} = & \alpha_0 + \alpha_1 \cdot \overset{\circ}{L} + \alpha_2 \cdot \Delta(I / PKB) + \alpha_3 \cdot \overset{\circ}{H}_{-j} + \alpha_4 \cdot GINI_{-l} + \\ & + \alpha_5 \cdot GINI_{-l}^2 + \alpha_6 \cdot u8081 + \varepsilon \end{aligned} \quad (1)$$

gdzie:

- $\overset{\circ}{PKB}$  — stopa wzrostu PKB (w cenach stałych) w %,  
 $\overset{\circ}{L}$  — stopa wzrostu liczby pracujących w %,  
 $\Delta(I/PKB)$  — przyrost stopy inwestycji (relacji inwestycji do PKB w cenach bieżących) w p.proc.,  
 $\overset{\circ}{H}_{-j}$  — stopa wzrostu kapitału ludzkiego w %,  $j \in \{0, 1\}$  — wielkość opóźnienia,  
 $GINI_{-l}$  — współczynnik Giniego w %,  $l \in \{0, 1\}$  — wielkość opóźnienia,  
 $u8081$  — zmienna zero-jedynkowa (wartość 1 w latach 1980 i 1981 oraz 0 w pozostałych),  
 $\alpha_i$  — parametry strukturalne modelu,  $i \in \{0, 1, \dots, 6\}$ ,  
 $\varepsilon$  — składnik losowy.

Badania obejmują okres 1973—2006 oraz dwa podokresy (1971—1989 i 1990—2006). Wyniki estymacji metodą najmniejszych kwadratów (MNK) przedstawiono w tabl. 1.

**TABL. 1. WYNIKI BADAŃ WPŁYWU NIERÓWNOŚCI PŁAC NA WZROST PKB**

Zmienne objaśniające	Parametry	Oszacowania parametrów i wartości statystyk		
		model (1.1)	model (1.2)	model (1.3)
Wyraz wolny .....	$\alpha_0$	-79,69 (-2,8)***	-226,43 (-2,1)*	-171,68 (-6,0)***
$\overset{\circ}{L}$ .....	$\alpha_1$	0,89 (3,0)***	.	1,04 (4,8)***
$\Delta(I/PKB)$ .....	$\alpha_2$	0,92 (2,3)**	1,64 (4,3)***	.
$\overset{\circ}{H}$ .....	$\alpha_3$	4,67 (1,9)*	2,04 (0,8)	.
$\overset{\circ}{H}_{-1}$ .....	$\alpha_3$	.	.	6,42 (1,7)
$GINI_{-1}$ .....	$\alpha_4$	6,23 (2,9)***	.	12,94 (5,8)***

<sup>5</sup> Zmienną charakteryzującą kapitał ludzki obliczono metodą dochodową na podstawie „wysoko zagregowanej miary” (Florczak, 2007, s. 120) — relacji przeciętnego wynagrodzenia ogółu pracowników w gospodarce do przeciętnego wynagrodzenia pracowników z wykształceniem podstawowym.

**TABL. 1. WYNIKI BADAŃ WPŁYWU NIERÓWNOŚCI PŁAC NA WZROST PKB (dok.)**

Zmienne objaśniające	Parametry	Oszacowania parametrów i wartości statystyk		
		model (1.1)	model (1.2)	model (1.3)
$GINI_{-1}^2$ .....	$\alpha_5$	-0,12 (-2,9)***	.	-0,24 (-5,3)***
$GINI$ .....	$\alpha_4$	.	19,07 (2,1)*	.
$GINI^2$ .....	$\alpha_5$	.	-0,39 (-1,9)*	.
$u8081$ .....	$\alpha_6$	-12,15 (-5,4)***	-11,61 (-6,0)***	.
$R^2$ .....	.	0,733	0,868	0,914
$DW$ .....	.	1,45	2,12	1,52
Lata .....	.	1973—2006	1971—1989	1990—2006
$N_{obs}$ .....	.	34	19	17
$GINI_{opt}$ .....	.	26,7	24,3	27,3

U w a g a.  $GINI_{opt}$  — optymalna wartość współczynnika Giniego (przy maksimum dla stopy wzrostu PKB) w %;  $R^2$  — współczynnik determinacji;  $DW$  — statystyka testu Durбина-Watsona. W nawiasach przedstawiono wartości statystyk  $t$ -Studenta; gwiazdkami zaznaczono poziomy istotności: \*\*\* — 1%, \*\* — 5%, \* — 10%. Reszty modeli (1.1)—(1.3) spełniają podstawowe założenia metody najmniejszych kwadratów (normalności — na podstawie testu Shapiro-Wilka, braku autokorelacji — mnożnik Lagrange’a, homoskedastyczności — test White’a).

Ź r ó d ł o: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

W tabl. 1 przedstawiono wyniki badań parabolicznej zależności między nierównościami płac, mierzonymi za pomocą współczynnika Giniego, a wzrostem PKB. Na podstawie trzech okresów badawczych uzyskano trzy różne optymalne wartości współczynnika Giniego — 26,7% (1973—2006), 24,3% (1971—1989) oraz 27,3% (1990—2006). Dla okresów krótszych — 1971—1989 oraz 1990—2006 różnice sięgają 3 p.proc. Dla pierwszego okresu optymalna wartość współczynnika Giniego (24,3%) jest niższa niż dla drugiego okresu (27,3%). Wzrost optymalnej wartości współczynnika Giniego w modelu (1.3) względem tej wartości z modelu (1.2) może wskazywać na wzrost społecznej akceptacji dla wyższych dysproporcji płac.

W następnym etapie analizy cały okres badawczy (1971—2007) podzielono na podokresy kilkunastoletnie<sup>6</sup>. Badania ekonometryczne przeprowadzono na podstawie obserwacji z krótkich przedziałów czasowych, nierozłącznych, przesuwanych blokami o 1 rok. Do analizy wykorzystano model (2).

$$PKB = \alpha_0 + \alpha_2 \cdot \Delta(I / PKB) + \alpha_3 \cdot \overset{\circ}{H}_{-1} + \alpha_4 \cdot GINI_{-1} + \alpha_5 \cdot GINI_{-1}^2 + \alpha_6 \cdot u8081 + \varepsilon \quad (2)$$

Do estymacji modelu (2) wykorzystano MNK. Badania przeprowadzono oddzielnie dla każdego podokresu w trzech wariantach, 18-, 19- i 22-letnich. Oszacowano optymalne wartości współczynnika Giniego, które przedstawiono w tabl. 2.

<sup>6</sup> W badaniach największe wartości statystyki  $t$ -Studenta ocen parametrów zmiennych uzyskano dla podokresów: 18-, 19- i 22-letnich. Odrzucono okresy 15- i 25-letnie.

**TABL. 2. OPTYMALNE WARTOŚCI WSPÓŁCZYNNIKA GINIEGO DLA TRZECH WARIANTÓW CZASOWYCH**

L a t a	G18	G19	G22
1988 .....	23,3	.	.
1989 .....	23,7	23,6	.
1990 .....	24,0*	23,9*	.
1991 .....	24,3	24,4	.
1992 .....	24,3	24,4	24,3
1993 .....	24,4	24,6	24,3
1994 .....	24,3	24,6	24,3
1995 .....	24,8	24,9	25,0*
1996 .....	25,1	25,2	25,2*
1997 .....	25,3	25,5	25,5*
1998 .....	25,7	25,8	25,8*
1999 .....	26,2	26,4	26,2*
2000 .....	26,7	26,7	26,8
2001 .....	26,6***	26,8	26,9
2002 .....	26,8***	26,6***	26,9
2003 .....	26,9***	26,8***	26,9*
2004 .....	27,4***	27,3***	27,2
2005 .....	27,6***	27,7***	27,3**
2006 .....	27,8***	27,7***	27,6***
2007 .....	.	28,2***	28,0***

U w a g a. Lata — ostatni rok z podokresu; G18, G19, G22 — szeregi optymalnych wartości współczynnika Giniego obliczone na podstawie wyników estymacji metodą najmniejszych kwadratów modelu (2) dla podokresów odpowiednio: 18-, 19- i 22-letnich; gwiazdkami zaznaczono najwyższy poziom istotności (odpowiadający najmniejszej wartości statystyki *t*-Studenta) ocen parametrów przy współczynniku Giniego w pierwszej i drugiej potęgze: \*\*\* — 1%, \*\* — 5%, \* — 10%. Modele, na podstawie których oszacowano optymalne wartości współczynnika Giniego, najczęściej spełniają podstawowe założenia MNK.

Ź r ó d ł o: opracowanie własne na podstawie badań ekonometrycznych modelu (2).

W tabl. 2 przedstawiono trzy szeregi optymalnych wartości współczynnika Giniego. Pierwszy szereg (G18) uzyskano na podstawie badań modelu (2) dla przesuwającego się o 1 rok podokresu 18-letniego. Drugi szereg (G19) uzyskano dla podokresów 19-letnich, a trzeci szereg (G22) — dla 22-letnich. Optymalne wartości współczynnika Giniego przypisano do kolejnych, ostatnich lat w podokresach.

W szeregach z tabl. 2 optymalne wartości współczynnika Giniego charakteryzuje tendencja wzrostowa. Najniższą optymalną wartość współczynnika Giniego — 23,3% — uzyskano w roku 1988, na podstawie podokresu 18-letniego. Najwyższa jego wartość w 2007 r. przekroczyła 28%.

Około 20 optymalnych wartości współczynnika Giniego jest precyzyjnie oszacowanych. Wskazują na to poziomy istotności (zaznaczone gwiazdkami w tabl. 2)

ocen parametrów przy współczynnikach Giniego. W latach 1988, 1989 i 1991—1994 oraz w 2000 r. oceny parametrów przy współczynnikach Giniego są nieprecyzyjne. Najwyższe wartości statystyki  $t$  do oceny parametrów otrzymano w latach 2001—2007 na podstawie podokresów 18-letnich ( $G18$ ), w latach 2002—2007 na podstawie podokresów 19-letnich ( $G19$ ) oraz w latach 2006 i 2007 na podstawie podokresów 22-letnich ( $G22$ ). W szeregu  $G22$  istnieje największa liczba istotnych (różnych od zera, przy dziesięcioprocentowym poziomie istotności) ocen parametrów przy współczynniku Giniego.

Wyniki z tabl. 2 przedstawiono na wykr. 3.

Na wykr. 3 przedstawiono trzy szeregi optymalnych wartości współczynnika Giniego. Szeregi  $G18$ ,  $G19$  oraz  $G22$  charakteryzuje trend rosnący.

Warto zauważyć, że w każdym roku różnice optymalnych współczynników Giniego uzyskane dla trzech wariantów są małe. Może to świadczyć o poprawności wyników.

#### *BADANIE ZMIENNOŚCI OPTYMALNYCH WARTOŚCI WSPÓŁCZYNNIKA GINIEGO*

W kolejnym kroku analizy zbadamy nieliniowy wpływ poziomu PKB *per capita* na kształtowanie optymalnych wartości współczynnika Giniego. Zależność tę można odwzorować za pomocą kształtu krzywej przedstawionej na

wykr. 2. Do zweryfikowania hipotezy o coraz wolniejszym przyroście optymalnej wartości współczynnika Giniego wykorzystamy model z nieliniową funkcją posiadającą asymptotę poziomą:

$$G(.) = \beta_0 + \frac{\beta_1}{PKBpc_{-1}} + \varepsilon \quad \beta_0 > 0, \quad \beta_1 < 0, \quad PKBpc \geq \left( -\frac{\beta_1}{\beta_0} \right) \quad (3)$$

gdzie:

$G(.)$  — szereg optymalnej wartości współczynnika Giniego (w nawiasie wariant przedziału czasowego podokresu z tabl. 2) w %,

$PKBpc$  — poziom PKB *per capita* (w cenach stałych 2007 r.) w zł,

$\beta_0, \beta_1$  — parametry modelu,

$\varepsilon$  — składnik losowy.

W tabl. 3 przedstawiono wyniki estymacji modelu (3) metodą najmniejszych kwadratów dla różnych przedziałów czasowych. Warianty te oznaczono: model (3.1), model (3.2) i model (3.3).

**TABL. 3. OSZACOWANIA PARAMETRÓW MODELU (3)**

Zmienne	Parametry	Oszacowania parametrów i wartości statystyk		
		model (3.1)	model (3.2)	model (3.3)
Wyraz wolny .....	$\beta_0$	33,33 (85,5)	31,87 (117,5)	31,85 (164,9)
$(PKBpc_{-1})^{-1}$ .....	$\beta_1$	-145,69 (-17,1)	-111,70 (-21,7)	-112,29 (-30,2)
$R^2$ .....	.	0,973	0,969	0,985
$DW$ .....	.	2,09	1,01	1,69
Okres .....	.	1997—2006	1991—2007	1992—2007
Zmienne objaśniane .....	.	G18	G19	G22

U w a g a.  $R^2$  — współczynnik determinacji;  $DW$  — statystyka testu Durбина-Watsona; G18, G19, G22 — optymalne wartości współczynnika Giniego oszacowane dla podokresów odpowiednio: 18-, 19- i 22-letnich (z tabl. 2). W nawiasach przedstawiono wartości statystyki  $t$ -Studenta. Reszty modeli (3.1)—(3.3) spełniają założenia MNK.

Ź r ó d ł o: szacunki i opracowanie własne na podstawie danych GUS.

W tabl. 3 oceny parametrów mają znaki zgodne z postulowanymi. Wszystkie oceny parametrów istotnie różnią się od zera.

Najlepsze własności statystyczne miał model (3.3) oszacowany dla szeregu optymalnych wartości współczynnika Giniego z 22-letnich podokresów. Na podstawie modelu (3.3) na wyk. 4 wykreślono krzywą zbieżną do asymptoty poziomej. Przecięcie asymptoty poziomej z osią rzędnych (pionową) wyznacza ocena parametru przy wyrazie wolnym — 31,9%, która oznacza górną granicę wzrostu optymalnej wartości współczynnika Giniego, spowodowaną wzrostem poziomu PKB *per capita*. Na wyk. 4 optymalne wartości współczynnika Giniego odpowiadające poziomowi PKB *per capita* zaznaczono rombami ( $\diamond$ ).

Optymalna wartość współczynnika Giniego — 31,9% — może wyznaczać próg akceptacji społecznej dla wzrostu dysproporcji płac. Dla ostatniego roku badań (2007) parabolicznego wpływu nierówności płac na wzrost PKB (na podstawie podokresów 22-letnich) oszacowano optymalną wartość współczynnika Giniego na poziomie 28% (tabl. 2). Różnica między optymalnymi wartościami współczynnika Giniego (maksymalnym — 31,9%) i z podokresu kończącego się w roku 2007 (28%) jest bliska 4 p.proc. Różnica ta oznacza, że w kolejnych latach, wraz ze wzrostem PKB *per capita*, optymalne wartości współczynnika Giniego mogą rosnąć.

Warto zaznaczyć, że granica wzrostu optymalnej wartości może być różna, w zależności od wykorzystanej funkcji analitycznej w badaniach. Wartość 31,9% wyznaczono na podstawie przyjętej funkcji w modelu (3). Wyniki badań pozwalają potwierdzić dodatni i stopniowo coraz mniejszy wpływ poziomu PKB *per capita* na optymalne wartości współczynników Giniego.

W kolejnej części badań, w celu weryfikacji hipotezy o przyzwyczajeniu społecznym do rosnących dysproporcji płac, listę zmiennych objaśniających modelu (3) rozszerzono o współczynnik Giniego i jego odwrotność. Rozpatrywano model:

$$G22 = \beta_0 + \frac{\beta_1}{PKBpc_{-2}} + \beta_2 \cdot GINI + \frac{\beta_3}{GINI_{-1}} + \varepsilon \quad (4)$$

W tabl. 4 przedstawiono wyniki estymacji modelu (4) w trzech wersjach — (4.1)—(4.3). W modelu (4.1) wśród zmiennych objaśniających nie uwzględnio-

no odwrotności opóźnionego współczynnika Giniego. W modelu (4.2) wyłącznie współczynnik Giniego w pierwszej potęgze. Natomiast w modelu (4.3) wykorzystano wszystkie zmienne modelu (4). Badania ekonometryczne przeprowadzono dla jednego wariantu zmiennej objaśnianej ( $G22$ ). Okres badawczy obejmował lata 1992—2007. Zastosowano tu metodę najmniejszych kwadratów.

**TABL. 4. OSZACOWANIA PARAMETRÓW MODELU (4)**

Zmienne objaśniające	Parametry	Oszacowania parametrów i wartości statystyki		
		model (4.1)	model (4.2)	model (4.3)
Wyraz wolny .....	$\beta_0$	28,24 (15,0)	33,43 (63,7)	32,59 (11,3)
$(PKBpc_{-2})^{-1}$ .....	$\beta_1$	-89,69 (-7,4)	-86,94 (-7,9)	-82,03 (-7,0)
$GINI$ .....	$\beta_2$	0,08 (2,0)	.	0,01 (0,3)
$(GINI_{-1})^{-1}$ .....	$\beta_3$	.	-80,59 (-2,7)	-76,47 (-1,9)
$R^2$ .....	.	0,976	0,981	0,982
$DW$ .....	.	2,08	1,47	1,58

U w a g a.  $R^2$  — współczynnik determinacji,  $DW$  — statystyka testu Durbina-Watsona. W nawiasach przedstawiono wartości statystyk  $t$ -Studenta.

Ź r ó d ł o: szacunki i opracowanie własne na podstawie danych GUS.

W modelu (4.1) znak dodatni przy współczynniku Giniego jest zgodny z postulowanym. Oznacza to, że wraz ze wzrostem dysproporcji płac oraz poziomu PKB *per capita* mogą rosnąć optymalne wartości współczynnika Giniego. Wyniki estymacji modeli (4.2) i (4.3) wskazują, że wzrost ten może być malejący.

## Podsumowanie

W artykule przedstawiliśmy wyniki analizy ekonometrycznej zależności wzrostu gospodarczego od nierówności płac. Wykorzystując kwadratową funkcję (parabolę) w modelu wzrostu gospodarczego oszacowaliśmy optymalne wartości współczynnika Giniego.

W badaniach potwierdzona została hipoteza o przyzwyczajeniu społeczeństwa do rosnących dysproporcji płac. Optymalne wartości współczynnika Giniego, reprezentujące społeczną akceptację zróżnicowania płac, rosną wraz z powiększaniem różnic w płacach i wzrostem poziomu gospodarczego. Sądzymy, że przyrost optymalnych wartości współczynnika Giniego jest malejący. W kolejnych latach, w których rośnie poziom PKB *per capita* akceptacja społeczna dla rosnących dysproporcji płac może być coraz mniejsza.

## LITERATURA

- Banerjee A. V., Duflo E. (2003), *Inequality and Growth: What Can the Data Say?*, „Journal of Economic Growth”, vol. 8, No. 3
- Barro R. J. (2000), *Inequality and Growth in a Panel of Countries*, „Journal of Economic Growth”, vol. 5
- Baumol W. J. (2007), *On Income Distribution and Growth*, „Journal of Policy Modeling”, vol. 29
- Benabou R. (1996), *Inequality and Growth*, „NBER Macroeconomics Annual”
- Blümler G., Sell F. L. (1998), *A Positive Theory of Optimal Personal Income Distribution and Growth*, „Atlantic Economic Journal”, vol. 26, No. 4
- Chen B.-L. (2003), *An Inverted-U Relationship Between Inequality and Long-Run Growth*, „Economics Letters”, No. 78
- Clarke G. R. G. (1995), *More Evidence on Income Distribution and Growth*, „Journal of Development Economics”, vol. 47
- Cornia G. A., Addison T., Kiiski S. (2004), *Income Distribution Changes and their Impact in the Post-World War II Period*, [w:] *Inequality, Growth, and Poverty in an Era of Liberalization and Globalization*, Cornia G. A. (red.), WIDER Studies in Development Economics, Helsinki
- Cornia G. A., Court J. (2001), *Inequality, Growth and Poverty in the Era of Liberalization and Globalization*, The United Nations University WIDER, Helsinki, <http://www.wider.unu.edu/publications/pb4.pdf>
- Filek J., Kot D., Sosenko K., Węgrzecki A. (2004), *Sprawiedliwość dystrybucyjna*, [w:] *Dobrobyt społeczny, nierówność i sprawiedliwość dystrybucyjna*, M. S. Kot, A. Malawski, A. Węgrzecki (red.), Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Krakowie, Kraków
- Florczak W. (2007), *Kapitał ludzki a rozwój gospodarczy*, [w:] Welfe W. (red.), *Gospodarka oparta na wiedzy*, PWE, Warszawa
- Kumor P. (2009), *Współzależność nierówności płac ze wzrostem gospodarczym w Polsce*, „Wiadomości Statystyczne” nr 7
- Kumor P., Sztudynger J. J. (2007), *Optymalne zróżnicowanie płac w Polsce — analiza ekonometryczna*, „Ekonomista”, nr 1
- Mo P. H. (2000), *Income Inequality and Economic Growth*, „Kyklos”, vol. 53
- Partridge M. D. (1997), *Is Inequality Harmful for Growth? Comment*, „The American Economic Review”, vol. 87, No. 5
- Pawlak W., Sztudynger J. J. (2008), *Optymalne zróżnicowanie dochodów w Stanach Zjednoczonych i Szwecji — analiza ekonometryczna*, „Annales. Etyka w życiu gospodarczym”, t. 11
- Persson T., Tabellini G. (1994), *Is Inequality Harmful for Growth?*, „The American Economic Review”, vol. 84, No. 3
- Sen A. K. (2000), *Nierówności. Dalsze rozważania*, tłum. J. Topińska, M. Kochanowicz, Wydawnictwo Znak, Kraków
- Sztudynger J. J. (2003), *Modyfikacje funkcji produkcji i wydajności pracy z zastosowaniami*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź
- Sztudynger J. J. (2005), *Wzrost gospodarczy a kapitał społeczny, prywatyzacja i inflacja*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa

## SUMMARY

*In the article a hypothesis is formulated concerning the social habit to increasing disproportions of earnings. The hypothesis is verified based on the economic growth model using data from 1970 to 2007. Econometric studies were carried*



out in two stages. The first stage covered estimating the optimal Gini coefficients for short sub-periods being moved increasingly in time. The second stage covered researches on the character of changes of the optimal Gini coefficients. In the studies we proved the hypothesis on the habit of society to increasing proportions of earnings. The optimal Gini coefficients increase together with increasing economic level per capita and differences in earnings. The growth of the optimal Gini coefficient may be decreasing.

## РЕЗЮМЕ

В статье поставлена гипотеза по общественной привычке к растущим диспропорциям вознаграждений. Эта гипотеза проверялась на основе модели экономического роста. Используя данные охватывающие 1970—2007 гг были проведены эконометрические обследования в два этапа. В первом этапе были оценены оптимальные коэффициенты Джинего для кратких субпериодов. Во втором этапе, обследовался характер изменений оптимальных значений коэффициента Джинего.

Результаты обследования подтверждают поставленную гипотезу. Оптимальные значения коэффициента Джинего растут вместе с увеличением разниц в вознаграждениях и ростом экономического уровня на душу населения. Рост оптимального коэффициента Джинего может быть уменьшающимся.

**Jarosław LIRA**

## Zastosowanie modelowania ekonometrycznego do oceny opłacalności produkcji żywca wieprzowego

---

Polski rynek żywca wieprzowego charakteryzuje się dużą zmiennością podaży, która przy stosunkowo sztywnym popycie wpływa na ceny. Podstawowym czynnikiem oddziaływającym na sytuację na rynku żywca wieprzowego są wahania cykliczne, które wynikają głównie z niedostosowania rozmiarów hodowli do wielkości popytu. Decyzje producentów dotyczące skali chowu trzody chlewnej zawsze są spóźnione w stosunku do rynku.

Opłacalność produkcji żywca wiąże się z relacjami cenowymi między cenami prosiąt i skupu żywca wieprzowego a cenami zbóż czy pasz. Można ją analizo-

wać biorąc pod uwagę graniczne relacje cen trzoda—zboża (Małkowski, Zawadzka, 1995) lub trzoda—prosięta (Kisiel, 2001). Jeśli relacje cenowe rozszerzają się powyżej określonego poziomu na korzyść żywca wieprzowego, to obserwujemy wzrost opłacalności jego produkcji, w przeciwnym wypadku mamy do czynienia ze spadkiem opłacalności.

Celem artykułu jest opisanie krótkoterminowych prognoz opłacalności chowu trzody chlewnej na podstawie relacji cenowych żywca wieprzowego w stosunku do cen targowiskowych żyta i jęczmienia oraz cen prosiąt w latach 1990—2009. Materiał badawczy stanowiły miesięczne targowiskowe ceny żywca wieprzowego, żyta i jęczmienia oraz prosiąt od stycznia 1990 r. do czerwca 2009 r. Dane pochodziły z GUS.

### *METODA BADAWCZA*

Do opisu miesięcznych cen targowiskowych zbóż na podstawie szeregów czasowych przyjęto model multiplikatywny uwzględniający trend liniowy oraz wahania sezonowe i przypadkowe. W prognozowaniu targowiskowych cen żyta i jęczmienia zastosowano model wyrównywania wykładniczego P. R. Wintersa w wersji multiplikatywnej (Winters, 1960), przyjęty jako jeden z modeli adaptacyjnych należących do grupy metod wygładzania wykładniczego (Stańko, 1999; Lira, Kurzawa, 2002). Z kolei, w przypadku prognoz miesięcznych cen targowiskowych żywca wieprzowego oraz cen prosiąt przyjęto model multiplikatywny uwzględniający trend liniowy, wahania cykliczne, sezonowe i przypadkowe. Najpierw wyodrębniono wahania cykliczne, a następnie — po usunięciu ich z miesięcznych cen — zastosowano model wyrównywania wykładniczego Wintersa w wersji multiplikatywnej. Prognozę skonstruowano na podstawie trendu i wahań cyklicznych oraz sezonowych (Lira, Witczak, 2007). Uzyskane prognozy posłużyły do określenia relacji cenowych: trzoda—zboża i trzoda—prosięta.

### *WYNIKI BADAŃ EMPIRYCZNYCH*

W badaniu analizowano targowiskowe ceny żywca wieprzowego (w złotych za 1 kg), prosiąt (w złotych za szt.) oraz ceny żyta i jęczmienia (w złotych za 1 dt) w poszczególnych miesiącach od stycznia 1990 r. do czerwca 2009 r. (dla każdego rodzaju produktu otrzymano szeregi czasowe złożone z 234 jednostek czasowych). Na tej podstawie zbudowano relacje cenowe: trzoda—żyto, trzoda—jęczmień oraz trzoda—prosięta.

Relacje cenowe żywca wieprzowego w kg żyta od stycznia 1990 r. do czerwca 2009 r. (wraz z prognozą od lipca do grudnia 2009 r.) ujęto na wyk. 1.

Relacje cenowe żywca wieprzowego w kg żyta zostały przedstawione w postaci szeregu rozdzielczego przedziałowego w tabl. 1. Najczęściej relacje cenowe trzoda—żyto osiągały wartości w przedziale od 9 do 10 kg żyta za 1 kg żywca wieprzowego (19,66% ogółu miesięcy). Brak opłacalności produkcji trzody



chlewnej, określony graniczną relacją poniżej 9 kg żyta za 1 kg żywca wieprzowego stwierdzono w 98 miesiącach w okresie od stycznia 1990 r. do czerwca 2009 r., co stanowiło ok. 42% ogółu miesięcy. W ciągu wszystkich 12 miesięcy roku opłacalność produkcji żywca wieprzowego na podstawie relacji cenowej trzoda—żyto odnotowano w latach: 1991, 1994, 2002 i 2005, natomiast brak opłacalności produkcji w latach: 1996, 2003, 2007 i 2008.

**TABL. 1. RELACJE CENOWE ŻYWCA WIEPRZOWEGO W KG ŻYTA  
W LATACH 1990—VI 2009**

Relacje cenowe	Badane miesiące		Okresy
	liczba	w %	
<b>O g ó ł e m .....</b>	<b>234</b>	<b>100,00</b>	<b>x</b>
Poniżej 6 .....	19	8,12	III'93, I—VII, IX—XII'07, I—VII'08
<6— 7) .....	14	5,98	II, IV—VII'93, IV—VI'96, XII'03, I, II'04, XII'06, VIII'07, VIII'08
<7— 8) .....	26	11,11	I'93, II, III, VII, XII'96, I—III'97, II, III, VI'00, II, IV—VII, X, XI'03, III—V'04, X, XI'06, IX—XI'08
<8— 9) .....	39	16,67	II, XII'92, VIII'93, VI, VII'95, I, VIII—XI'96, IV—VII'97, X, XII'98, I, III—VII'99, I, IV, V, VII'00, II, III'01, I, III, VIII, IX'03, VI, VII'04, IX'06, XII'08, I—III'09
<9—10) .....	46	19,66	III'90, XI'92, IX'93, II—V, XII'95, VIII—X'97, II—VII, XI'98, II, XI, XII'99, VIII—XII'00, I, IV—VII'01, V—VII, X—XII'02, II—VIII'06, IV, V'09
<10—11) .....	30	12,82	X'93, I, VIII—XI'95, XI, XII'97, I, VIII, IX'98, VIII—X'99, VIII'01, I—IV, VIII, IX'02, VIII'04, I—VI'05, I'06, VI'09
<11—12) .....	14	5,98	I'90, VII, X'92, XI'93, XII'94, IX—XII'01, X, XI'04, VII, XI, XII'05
<12—13) .....	15	6,41	VIII, IX'92, XII'93, I—VII, IX, XII'04, VIII—X'05
13 i powyżej .....	31	13,25	IV—XII'90, I—XII'91, I—VI'92, VIII—XI'94

Ź r ó d ł o: opracowanie własne na podstawie „Biuletynu Statystycznego” z lat 1990—2009.

Relacje cenowe żywca wieprzowego w kg jęczmienia od stycznia 1990 r. do czerwca 2009 r. (wraz z prognozami od lipca do grudnia 2009 r.) przedstawiono na wyk. 2. Trendy relacji cenowych żywca wieprzowego w kg żyta i w kg jęczmienia były bardzo podobne.

Relacje cenowe żywca wieprzowego w kg jęczmienia pokazano w postaci szeregu rozdzielczego przedziałowego w tabl. 2. Najczęściej kształtowały się one w przedziałach od 7,0 do 9,0 (41,03% ogółu miesięcy). Od stycznia 1990 r. do czerwca 2009 r. w 112 miesiącach (47,86% ogółu miesięcy) odnotowano nieopłacalność chowu trzody chlewnej, gdyż producenci uzyskiwali poniżej 8 kg jęczmienia za 1 kg żywca wieprzowego. We wszystkich 12 miesiącach roku



opłacalność produkcji żywca wieprzowego mierzonego relacją cenową trzoda—jęczmień stwierdzono w latach: 1990, 1991, 1994 i 2005, a jej brak w latach: 1996, 2003, 2007 i 2008.

**TABL. 2. RELACJE CENOWE ŻYWCA WIEPRZOWEGO W KG JĘCZMIENIA  
W LATACH 1990—VI 2009**

Relacje cenowe	Badane miesiące		Okresy
	liczba	w %	
<b>O g ó ł e m .....</b>	<b>234</b>	<b>100,00</b>	<b>x</b>
Poniżej 5 .....	14	5,98	II—VI, XI, XII'07, I—VII'08
<5— 6) .....	19	8,12	II—VII'93, IV—VII'96, I, II'04, XII'06, I, VI—X'07, VIII'08
<6— 7) .....	32	13,67	I'93, II, III, VIII, XI, XII'96, I—III'97, V—VII'99, II—IV, VI, VII'00, II—VII, X—XII'03, III—V'04, XI'06, IX, X'08
<7— 8) .....	47	20,09	XII'92, VIII'93, III—VII, XII'95, I, IX, X'96, IV—VII'97, X—XII'98, I—IV, XII'99, I, V, XI'00, I—III'01, VI, XI, XII'02, I, VIII, IX'03, VI, VII'04, IV—VI, IX, X'06, XI, XII'08, I—III'09
<8— 9) .....	49	20,94	II, III'90, XI'92, IX'93, II, VIII, X, XI'95, VIII—X'97, II—VII'98, VIII—XI'99, VIII—X, XII'00, IV—VII'01, II—V, VII, IX, X'02, I—VI'05, I—III, VII, VIII'06, IV, V'09
<9—10) .....	22	9,50	VII, X'92, X'93, XII'94, I, IX'95, XI, XII'97, I, VIII, IX'98, VIII, XI, XII'01, I, VIII'02, VIII, X'04, VII, X—XII'05, VI'09
<10—11) .....	13	5,56	I'90, VIII, IX'92, XI'93, VII'94, IX, X'01, IX, XI, XII'04, VIII—X'05
<11—12) .....	10	4,27	IV'90, VII'91, XII'93, I—VI, XI'94
12 i powyżej .....	28	11,97	V—XII'90, I—VI, VIII—XII'91, I—VI'92, VIII—X'94

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

Relacje cenowe prosiąt w kg żywca wieprzowego od stycznia 1990 r. do czerwca 2009 r. (wraz z prognozami od lipca do grudnia 2009 r.) przedstawiono na wyk. 3.

Relacje cenowe prosiąt w kg żywca wieprzowego ujęto w postaci szeregu rozdzielczo-przedziałowego w tabl. 3. Najczęściej relacje te kształtowały się w przedziale od 23,0 do 25,0 (27,78% ogółu miesięcy). Przyjmując próg opłacalności 27 kg żywca wieprzowego za jedno prosię stwierdzono nieopłacalność chowu trzody chlewnej w 153 miesiącach (6,5% ogółu miesięcy) od stycznia 1990 r. do czerwca 2009 r. We wszystkich 12 miesiącach roku opłacalność produkcji żywca wieprzowego na podstawie relacji cenowej trzoda—prosięta wystąpiła w latach: 1998, 2002 i 2005, a jej brak w latach: 1993, 1995, 1996, 1997, 1999, 2000 i 2007.



**TABL. 3. RELACJE CENOWE PROSIĄT W KG ŻYWCA WIEPRZOWEGO  
W LATACH 1990—VI 2009**

Relacje cenowe	Badane miesiące		Okresy
	liczba	w %	
<b>O g ó l e m .....</b>	<b>234</b>	<b>100,00</b>	<b>x</b>
Poniżej 21 .....	17	7,27	I—IV'90, IX—XII'92, I—VI'93, XI'07, III, IV'08
<21—23) .....	21	8,97	VII, VIII'93, I—IX'96, VII—IX'00, VI, IX, X, XII'07, II, V, VI'08
<23—25) .....	65	27,78	VII—XII'91, VIII'92, IX'93, VIII—XII'94, I—XII'95, X—XII'96, I, VIII'97, II, IV—XI'99, IV—VI, X, XI'00, IV—IX'03, II—V'04, X, XI'06, I—V, VIII'07, I, VII, VIII'08
<25—27) .....	50	21,37	V'90, I, VII'92, X—XII'93, I'94, II—VII, IX—XII'97, I, III, XII'99, I—III, XII'00, I—XI'01, II, III, X—XII'03, I, VI—X'04, IX, XII'06, VII'07, IX'08
<27—29) .....	35	14,96	VI'90, II, V, VI'91, II—VI'92, II, III, V, VII'94, I, II, IV—IX, XI, XII'98, XII'01, I, VII—XII'02, I'03, XI, XII'04, VIII'06
<29—31) .....	18	7,69	VII, VIII, XII'90, I, III, IV'91, IV, VI'94, III, X'98, II—VI'02, VI, VII'06, X'08
<31—33) .....	10	4,27	IX—XI'90, VIII—XII'05, V'06, XI'08
33 i powyżej .....	18	7,69	I—VII'05, I—IV'06, XII'08, I—VI'09

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

**TABL. 4. RELACJE CENOWE ŻYWCA WIEPRZOWEGO DO ZBÓŻ  
I ICH PROGNOZY OD STYCZNIA DO GRUDNIA 2009 R.**

Miesiące	Żywiec wieprzowy w kg		Prosięta w kg żywca wieprzowego
	żyta	jęczmienia	
Relacje cenowe			
I .....	8,46	7,38	34,39
II .....	8,53	7,37	37,18
III .....	8,86	7,84	38,66
IV .....	9,14	8,25	39,20
V .....	9,60	8,35	39,59
VI .....	10,51	9,11	38,79
Prognozy			
VII .....	11,42	9,78	37,60
VIII .....	13,38	11,42	35,25
IX .....	14,46	12,30	34,20
X .....	14,30	12,14	34,06
XI .....	14,45	12,05	33,63
XII .....	14,37	11,79	33,49

Ź r ó d ł o: obliczenia własne.

Analizując miesięczne relacje targowiskowych cen żywca wieprzowego do targowiskowych cen żyta i jęczmienia oraz do cen prosiąt w latach 1990—2009 można stwierdzić, że najbardziej niesprzyjające dla produkcji żywca wieprzo-



wego były lata 1996, 2003, 2007 i 2008. W latach tych praktycznie przez cały rok producenci trzody chlewnej uzyskiwali mniej niż 9 kg żyta i 8 kg jęczmienia za 1 kg żywca wieprzowego oraz 27 kg żywca wieprzowego za jedno prosię, co przyjęto za próg opłacalności produkcji. Kolejnymi latami braku opłacalności produkcji żywca wieprzowego przez większą część roku (powyżej 6 miesięcy) były lata 1993, 1997, 1999, 2000 i 2004 (tabl. 4). Nieopłacalność produkcji w ciągu roku występowała dwukrotnie częściej w miesiącach od stycznia do lipca oraz w grudniu niż w pozostałych miesiącach.

Prognozowane relacje cenowe oparte na miesięcznych targowiskowych cenach w 2009 r. pozwoliły przewidywać ich korzystny wpływ na opłacalność produkcji trzody chlewnej zarówno w przypadku relacji trzoda—żyto oraz trzoda—jęczmień, jak i trzoda—prosięta. Według prognozy cena 1 kg żywca wieprzowego od lipca do grudnia 2009 r. powinna mieć tendencję rosnącą do września, a następnie nieznacznie malejącą do grudnia — z kwiwalentem 11,42—14,46 kg żyta lub 9,78—12,30 kg jęczmienia, natomiast w przypadku prosiąt można wskazać na tendencję malejącą — z ekwiwalentem 33,49—37,60 kg żywca wieprzowego (tabl. 4 i 5).

**TABL. 5. OPŁACALNOŚĆ PRODUKCJI ŻYWCA WIEPRZOWEGO  
NA PODSTAWIE MIESIĘCZNYCH RELACJI CENOWYCH**

L a t a	Opłacalność poniżej		
	9 kg żyta za 1 kg żywca wieprzowego	8 kg jęczmienia za 1 kg żywca wieprzowego	27 kg żywca wieprzowego za prosię
	liczba miesięcy		
<b>Relacje cenowe</b>			
1990 .....	1	—	5
1991 .....	—	—	6
1992 .....	1	1	7
1993 .....	8	8	12
1994 .....	—	—	6
1995 .....	2	6	12
1996 .....	12	12	12
1997 .....	7	7	12
1998 .....	2	3	—
1999 .....	6	8	12
2000 .....	7	8	12
2001 .....	2	3	11
2002 .....	—	3	—
2003 .....	12	12	11
2004 .....	7	7	10
2005 .....	—	—	—
2006 .....	4	7	4
2007 .....	12	12	12
2008 .....	12	12	9
<b>Prognozy</b>			
2009 .....	3	3	—

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

## Podsumowanie

Konstrukcja krótkoterminowych prognoz ilościowych oparta na modelach multiplikatywnych pozwala otrzymać stosunkowo dokładne prognozy dotyczące cen produktów rolnych i ich relacji cenowych. Zastosowana metoda Wintersa, oparta na wyrównywaniu wykładniczym szeregów czasowych przedstawiających targowiskowe ceny żyta i jęczmienia w ujęciu miesięcznym, pozwoliła uzyskać bardzo dobre prognozy. Dopuszczalność prognozy określona na podstawie przyjętego miernika *ex post*, jakim był średni bezwzględny błąd procentowy, wykazała wartość poniżej 3%. W przypadku cen żyta otrzymano średni błąd dla prognoz wygasłych wynoszący 2,83%, a dla cen jęczmienia — na poziomie 2,56%. Natomiast przyjęta modyfikacja klasycznej metody dekompozycji szeregów czasowych, zawierających miesięczne ceny targowiskowe żywca wieprzowego oraz ceny prosiąt dała prognozy, które można uznać jako dobre. W przypadku cen żywca otrzymano średni błąd wynoszący 3,33%, a cen prosiąt — 3,67%. Z kolei skonstruowane prognozy relacji cenowych charakteryzowały się średnim bezwzględnym błędem procentowym zawartym w przedziale liczbowym od 3% do 5%, czyli prognozy można przyjąć jako dobre. Średni błąd dla relacji cenowych wyniósł odpowiednio: 4,33% (trzoda—żyto), 4,32% (trzoda—jęczmień) oraz 3,03% (trzoda—prosięta). Prognozowanie samych relacji cenowych obarczone było wyższymi średnimi błędami niż dla uzyskanych relacji określonych na podstawie prognoz. Jeżeli chodzi o relacje trzoda—zboże błędy były wyższe o ok. 8%, a dla relacji trzoda—prosięta błędy wyniosły nieco ponad 16%.

Brak opłacalności produkcji trzody chlewnej wystąpił w Polsce w latach 1993, 1996, 1997, 1999, 2000, 2003, 2004, 2007 i 2008, gdyż lata te przez większą część lub cały rok charakteryzowały się niekorzystnymi relacjami targowiskowych cen żywca wieprzowego do targowiskowych cen żyta i jęczmienia oraz do cen prosiąt. Najczęściej nieopłacalność produkcji była odnotowywana w kolejnych miesiącach od stycznia do lipca oraz w grudniu. Prognozowane relacje cenowe trzoda—żyto, trzoda—jęczmień oraz trzoda—prosięta wpływałyby korzystnie na opłacalność produkcji trzody chlewnej od lipca do grudnia 2009 r.

---

dr Jarosław Lira — Uniwersytet Przyrodniczy w Poznaniu

## LITERATURA

„Biuletyn Statystyczny” z lat 1990—2009, GUS, Warszawa

Kisiel R. (2001), *Zastosowanie wybranych metod rachunku ekonomicznego w optymalizacji produkcji rolniczej*, Wydawnictwo Uniwersytetu Warmińsko-Mazurskiego, Olsztyn

Lira J., Kurzawa I. (2002), *Krótkoterminowe prognozy cen produktów rolnych jako przesłanka planowania produkcji. Zróżnicowanie regionalne gospodarki żywnościowej w Polsce w proce-*

sie integracji z Unią Europejską, red. W. Począta i F. Wysoki, Wydawnictwo Akademii Rolniczej im. A. Cieszkowskiego w Poznaniu

Lira J., Witczak A. (2007), *Krótkoterminowe prognozy cen produktów rolnych*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 1

Małkowski J., Zawadzka D. (1995), *Wahania produkcji trzody chlewnej w Polsce i innych krajach*, „Komunikaty, raporty, ekspertyzy”, nr 389, Warszawa

Stańko S. (1999), *Prognozowanie w rolnictwie*, Wydawnictwo SGGW, Warszawa

Winters P. R. (1960), *Forecasting sales by exponential weighted moving averages*, „Management Science”, vol. 6, No. 3

## SUMMARY

*The profitability of pork production may be connected to the relation analysis of pork purchase and corn as well as forage or piglet prices. Using econometric modeling to estimate the profitability of pork production based on borderline price relations: pigs to corn or pigs to piglets is presented in the article. When the relations expand over some level, in pig prices favour, we observe an increasing profitability of pork production. Short period forecasts of farm product prices help to estimate a production profitability. This allows the farmers to take rational decisions on the pig breeding quantity.*

## РЕЗЮМЕ

*Рентабельность свиноводства можно отнести к анализу отношений между ценами скупки свинины и ценами зерна, корма или цен поросят. В статье представилось использование эконометрического моделирования для оценки рентабельности этого животноводства, опирающейся на предельных отношениях цен: свиньи—зерно или свиньи—поросята. Результаты анализа показали, что если эти отношения расширяются выше определенного уровня в пользу цен свинины, тогда наблюдаем рост рентабельности ее производства (в противном случае наблюдаем падение рентабельности). Краткосрочные прогнозы цен сельскохозяйственных продуктов помогают оценивать рентабельность производства, на основе которой земледельцы имеют возможность принять рациональные решения по масштабу свиноводства.*

**Sebastian KOKOT**

## Uwarunkowania podejmowania inwestycji deweloperskich w głównych miastach Polski

W Polsce nadwyżka liczby gospodarstw domowych nad ilością lokali mieszkalnych wynosi ok. 1 miliona<sup>1</sup>. Rzeczywiste potrzeby mieszkaniowe są jednak większe. Ostrożne szacunki wskazują, że w Polsce rzeczywisty deficyt mieszkaniowy kształtuje się na poziomie 3—5 milionów mieszkań.

Ciężar odpowiedzialności za wyrównanie deficytu mieszkaniowego w realiach polskich leży po stronie rynku. Zaangażowanie państwa czy też samorządów terytorialnych w budownictwo ma wymiar bardziej symboliczny niż realny. Przejawia się on głównie stworzeniem podstaw do funkcjonowania tzw. budownictwa społecznego oraz programów motywujących gospodarstwa domowe do rynkowych zakupów mieszkań (np. program „Rodzina na swoim”). Widać to wyraźnie przez pryzmat struktury własnościowej mieszkań oddawanych do użytku (tabl. 1).

**TABL. 1. MIESZKANIA ODDANE DO UŻYTKOWANIA W I PÓŁROCZU 2009 R. WEDŁUG FORM BUDOWNICTWA**

Forma budownictwa	Liczba mieszkań	Odsetek
<b>O g ó ł e m</b> .....	<b>76153</b>	<b>100,00</b>
Indywidualne .....	34176	44,88
Deweloperskie .....	36034	47,32
Spółdzielcze .....	3169	4,16
Spółeczne czynszowe .....	1242	1,63
Komunalne .....	1215	1,60
Zakładowe .....	317	0,42

Ź r ó d ł o: *Budownictwo mieszkaniowe (I—II kwartał 2009)*, GUS.

Jak widać, mimo relatywnie niskiego poziomu zaspokajania deficytu mieszkaniowego w stosunku do potrzeb (rocznie ok. 160—180 tys. mieszkań), to

<sup>1</sup> Według Narodowego Spisu Powszechnego z 2002 r. liczba gospodarstw domowych wynosiła 1337 tys., a liczba mieszkań z wyłączeniem mieszkań wykorzystywanych wyłącznie do prowadzenia działalności gospodarczej i mieszkań przeznaczonych do rozbiórki — 12384 tys.

podmioty deweloperskie wspólnie z budownictwem indywidualnym wykonują ponad 90% oddawanych do użytku mieszkań. Dodając do tego mieszkania, których budowa realizowana była przez spółdzielnie mieszkaniowe (działające dzisiaj na warunkach rynkowych), uzyskujemy udział ponad 95%. Pozostałe nieco mniej niż 5% mieszkań wykonuje sektor publiczny. Taka struktura oddawanych do użytkowania mieszkań, według form własności, prowokuje do podjęcia problematyki kluczowych uwarunkowań podejmowania inwestycji mieszkaniowych przez deweloperów.

Deweloper to podmiot odpowiadający za przeprowadzenie procesu inwestycyjnego polegającego na rozwoju nieruchomości dla zysku (Ferry, Brandon, 1986). Jest to zatem podmiot rynkowy, który na własne ryzyko tworzy koncepcję i realizuje projekty inwestycyjne z przeznaczeniem głównie na sprzedaż, ale również na wynajem (Bryx, 2001). Odpowiada on za realizację poszczególnych faz procesu inwestycyjnego, począwszy od fazy wstępnej (identyfikacja możliwości, selekcja projektów, wybór i uzyskanie terenu, analiza uwarunkowań planistycznych i zagospodarowania terenu, opracowanie biznesplanu), poprzez fazę przygotowawczą (prace projektowe, uzyskanie pozwolenia na budowę), fazę realizacji (roboty budowlano-montażowe) i fazę wyjścia z inwestycji (sprzedaż bądź rozpoczęcie wynajmu)<sup>2</sup>. Trudno oszacować dokładnie ilość przedsiębiorstw deweloperskich działających w Polsce, gdyż znacząca część deweloperów nie prowadzi działalności w sferze budownictwa sensu stricto, zlecając realizację robót budowlanych innym przedsiębiorcom, a pozostawiają w swoim zakresie tylko sprawy organizacyjno-finansowe związane z inwestycją. Biorąc pod uwagę liczbę oddawanych do użytku mieszkań w kraju oraz wyniki badań wycinkowych (Kokot, Pęchorzewski, 2009), liczbę aktywnych deweloperów w Polsce należy określić szacunkowo w przedziale 1000—1400.

Konsekwencją działalności przedsiębiorstw deweloperskich w warunkach wolnego rynku jest to, że właśnie one przejmują pełne ryzyko związane z tą działalnością. Podejmują one szereg decyzji, od których zależy powodzenie projektów inwestycyjnych. Część tych decyzji ma charakter fundamentalny, np. wybór geograficznego obszaru działalności.

Większość przedsiębiorstw deweloperskich cechuje lokalny zasięg działalności. Jednak niektóre z nich mają zdolność działania w całym kraju. W każdym przypadku występuje problem wyboru miejsca lokalizacji inwestycji, czy to w ujęciu makro czy też mikro.

W artykule przedstawiono analizę uwarunkowań podejmowania inwestycji deweloperskich w głównych miastach Polski. Do tego celu wykorzystano elementy analizy taksonomicznej<sup>3</sup>.

---

<sup>2</sup> Bryx, Matkowski (2001), s. 143.

<sup>3</sup> Istnieje bogata literatura dotycząca metod taksonomicznych. Jako przykłady różnego ich zastosowania można podać m.in.: Tarczyński (1994), Hozer i in. (1997), Wasilewska, Jasiukiewicz (2000).

Wzięto pod uwagę zmienne diagnostyczne reprezentujące merytorycznie dwa aspekty:

1. Uwarunkowania społeczno-ekonomiczne potencjalnych obszarów geograficznych (miast) inwestycji deweloperskiej.
2. Uwarunkowania rynku mieszkań.

Dokonując wyboru konkretnych zmiennych kierowano się nie tylko adekwatnością merytoryczną, lecz także łatwą dostępnością danych oraz ich kompletnością i wiarygodnością. W analizie wykorzystano dane GUS.

Ważne jest ustalenie liczby zmiennych diagnostycznych w ramach każdej grupy, gdyż od relacji między nimi będzie zależeć, w jakim stopniu wyniki analizy są uwarunkowane czynnikami społeczno-ekonomicznymi, a w jakim związanymi z rynkiem mieszkań. W naszej analizie uwzględniono trzy zmienne o charakterze społeczno-ekonomicznym i dwie związane bezpośrednio z sytuacją na rynku mieszkań. Wzięto pod uwagę liczbę mieszkańców miasta, przeciętne wynagrodzenie brutto i stopę bezrobocia rejestrowanego. Dane te mają odzwierciedlać z jednej strony wielkość lokalnego rynku, a z drugiej strony skłonność ludności do zakupu mieszkań. Niektóre dane zostały ujęte z jednorocznym opóźnieniem, wychodząc z założenia, że w taki właśnie sposób wpływają one na poziom zakupu mieszkań. Można rozważyć, czy opóźnienia te nie powinny być większe. Trzeba jednak mieć na uwadze, że analiza dotyczy uwarunkowań podejmowania inwestycji, których realizacja trwa zwykle ok. dwóch lat, czyli *de facto* i tak mamy do czynienia z opóźnieniem trzyletnim. Do zmiennych charakteryzujących sytuację na rynku mieszkań zaliczono: liczbę mieszkań przypadających na 1000 mieszkańców oraz liczbę mieszkań oddanych do użytkowania w ostatnim roku. Te dane wskazują na poziom nasycenia rynku w ujęciu ogólnym oraz ujęciu bieżącym.

Wśród uwzględnionych zmiennych stymulantami są: liczba mieszkańców miasta i przeciętne wynagrodzenie brutto.

Z kolei przyjęte destymulanty to: stopa bezrobocia rejestrowanego, liczba mieszkań przypadających na 1000 mieszkańców i liczba mieszkań oddanych do użytkowania.

Za pomocą wykresów słupkowych przedstawiono zmienne diagnostyczne w sposób uporządkowany (wykr. 1, 2, 3, 4, 5). Jak widać dla większości zmiennych najkorzystniejsze wartości odnotowano w Warszawie. Warto jednak zwrócić uwagę, że w odniesieniu do zmiennych charakteryzujących sytuację na rynku mieszkań Warszawa wypada najmniej korzystnie. Okazało się bowiem, że duża liczba podejmowanych w ostatnich latach inwestycji skutkuje obecnie dużym nasyceniem rynku. Odzwierciedleniem tego jest znacząca liczba mieszkań przypadających na 1000 mieszkańców i duża liczba mieszkań oddanych do użytkowania w ostatnim roku. Rekompensowane jest to największą spośród branych pod uwagę miast siłą nabywczą, czego z kolei odzwierciedleniem jest najwyższy poziom wynagrodzeń oraz najniższe bezrobocie. Podobne, ale w mniejszej skali różnice w poszczególnych klasyfikacjach obserwowane są również w innych miastach.







Procedurę analityczną zrealizowano w następujących etapach:

1. Standaryzacja zmiennych diagnostycznych według formuły:

$$x'_{ij} = \frac{x_{ij} - \bar{x}_j}{s_j} \quad (i = 1, \dots, n; \quad j = 1, \dots, m)$$

gdzie:

$x'_{ij}$  — zestandaryzowane wartości  $j$ -tej zmiennej diagnostycznej dla  $i$ -tego obiektu (miasta),  
 $\bar{x}_j, s_j$  — średnia arytmetyczna i odchylenie standardowe  $j$ -tej zmiennej.

2. Przekształcenie zestandaryzowanych destymulant na stymulanty według formuły:

$$x'^s_{ij} = \max_i \{x'_{ij}\} - x'_{ij}$$

Zestandaryzowane stymulanty dalej także oznaczano jako  $x'^s_{ij}$ .

3. Wyznaczenie miary uwarunkowań podejmowania inwestycji deweloperskich według formuły:

$$MUPID_i = \frac{1}{\sqrt{\frac{\sum_{j=1}^n (x^{ts}_{ij} - \max_i \{x^{ts}_{ij}\})^2}{n}}}$$

gdzie  $n$  — liczba zmiennych diagnostycznych.

Taka konstrukcja miary daje czytelność i łatwość interpretacji uzyskiwanych wyników, gdyż wyniki oscylują wokół wartości 1 i są dla danego obiektu (miasta) tym korzystniejsze, im są większe. Proponowana konstrukcja może być modyfikowana w zależności od potrzeb, w zakresie nośności merytorycznej miary, np. poprzez wprowadzenie systemu wag zmiennych diagnostycznych.

W tabl. 2 i 3 przedstawiono obliczenia pośrednie wyżej zaprezentowanych zmiennych w kolejności według wartości zestandaryzowanej liczby ludności, a w tabl. 4 uzyskane wartości *MUPID*.

**TABL. 2. ZMIENNE DIAGNOSTYCZNE ZESTANDARYZOWANE**

Miasta	Liczba ludności	Liczba mieszkań na 1000 miesz- kańców	Mieszkania oddane do użyt- kowania na 1000 mieszkańców	Przeciętne wynagrodzenie brutto	Stopa bezrobocia rejestrowanego
	2008			2007	
Warszawa .....	3,39	2,29	1,78	2,73	-1,39
Kraków .....	0,82	0,60	0,96	0,05	-0,96
Łódź .....	0,84	1,72	-1,27	-0,67	1,27
Wrocław .....	0,53	0,31	0,76	0,18	-0,63
Poznań .....	0,33	0,57	-0,16	0,44	-1,39
Gdańsk .....	0,07	-0,08	1,38	1,21	-1,01
Szczecin .....	-0,06	-0,30	-0,67	0,00	0,32
Bydgoszcz .....	-0,18	-0,71	-0,88	-0,69	0,18
Lublin .....	-0,21	-0,47	-0,04	-0,51	1,12
Katowice .....	-0,30	1,11	-0,89	1,83	-1,20
Białystok .....	-0,34	-0,49	-0,44	-0,63	0,98
Toruń .....	-0,58	-0,20	0,86	-0,54	0,22
Kielce .....	-0,57	-1,02	-1,07	-0,78	1,98
Olsztyn .....	-0,67	0,14	1,07	-0,11	-0,68
Rzeszów .....	-0,68	-1,88	-0,36	-0,59	0,70
Gorzów Wielkopolski	-0,78	-0,86	0,64	-1,17	0,13
Opole .....	-0,79	-0,58	-1,74	-0,24	-0,25
Zielona Góra .....	-0,81	-0,13	0,03	-0,51	0,60

Źródło: opracowanie własne.

**TABL. 3. ZMIENNE DIAGNOSTYCZNE PRZEKSZTAŁCONE NA STYMULANTY**

Miasta	Liczba ludności	Liczba mieszkań na 1000 miesz- kańców	Mieszkania oddane do użyt- kowania na 1000 mieszkańców	Przeciętne wyn- agrodzenie brutto	Stopa bezrobocia rejestrowanego
	2008			2007	
Warszawa .....	3,39	0,00	0,00	2,73	3,37
Kraków .....	0,82	1,69	0,82	0,05	2,94
Łódź .....	0,84	0,57	3,05	-0,67	0,71
Wrocław .....	0,53	1,98	1,02	0,18	2,61
Poznań .....	0,33	1,72	1,94	0,44	3,37
Gdańsk .....	0,07	2,37	0,40	1,21	2,99
Szczecin .....	-0,06	2,59	2,45	0,00	1,66
Bydgoszcz .....	-0,18	3,00	2,66	-0,69	1,80
Lublin .....	-0,21	2,76	1,82	-0,51	0,86
Katowice .....	-0,30	1,18	2,67	1,83	3,18
Białystok .....	-0,34	2,78	2,22	-0,63	1,00
Toruń .....	-0,58	2,49	0,92	-0,54	1,76
Kielce .....	-0,57	3,31	2,85	-0,78	0,00
Olsztyn .....	-0,67	2,15	0,71	-0,11	2,66
Rzeszów .....	-0,68	4,17	2,14	-0,59	1,28
Gorzów Wielkopolski .....	-0,78	3,15	1,14	-1,17	1,85
Opole .....	-0,79	2,87	3,52	-0,24	2,23
Zielona Góra .....	-0,81	2,42	1,75	-0,51	1,38

Źródło: jak przy wykr. 2.

**TABL. 4. MIARY UWARUNKOWAŃ  
PODEJMOWANIA INWESTYCJI  
DEWELOPERSKICH  
W POSZCZEGÓLNYCH MIASTACH**

Miasta	Miara uwarunkowań podejmowania inwestycji dewelooperskich
Poznań .....	1,04
Katowice .....	1,02
Szczecin .....	0,98
Wrocław .....	0,97
Gdańsk .....	0,97
Kraków .....	0,95
Bydgoszcz .....	0,93
Warszawa .....	0,92
Opole .....	0,92
Rzeszów .....	0,86
Lublin .....	0,85
Białystok .....	0,85
Olsztyn .....	0,82
Łódź .....	0,81
Zielona Góra .....	0,81
Toruń .....	0,8
Kielce .....	0,79
Gorzów Wielkopolski .....	0,77

Źródło: jak przy tabl. 2.

Przeprowadzona analiza dowodzi, że najlepsze uwarunkowania podejmowania inwestycji deweloperskich występowały w Poznaniu oraz Katowicach, a najgorsze w Kielcach i Gorzowie Wielkopolskim. Jak widać, wbrew powszechnym poglądom, Warszawa cechuje się uwarunkowaniami, które należy określić jako przeciętne, o czym w znaczącym stopniu decyduje duża ilość oddanych ostatnio w stolicy do użytkowania mieszkań oraz wysoki, najwyższy w kraju, poziom istniejących zasobów — 468 mieszkań na 1000 mieszkańców.

---

**dr Sebastian Kokot** — *Uniwersytet Szczeciński*

## LITERATURA

- Bryx M. (2001), *Finansowanie inwestycji mieszkaniowych*, Poltex, Warszawa
- Bryx M., Matkowski R. (2001), *Inwestycje w nieruchomości*, Poltex, Warszawa
- Ferry D., Brandon P. (1986), *Cost Planning of Buildings*, Collins, London
- Hozer J., Gazińska M., Tarczyński W., Batóg B. (1997), *Klasyfikacja 413 spółek i przedsiębiorstw objętych programem powszechnej prywatyzacji dla potrzeb alokacji w narodowych funduszach inwestycyjnych*, [w:] *Mikroekonometria w teorii i praktyce*, Wydawnictwo Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego, Szczecin
- Kokot S., Pęchorzewski D. (2009) *Raport o aktualnej sytuacji na lokalnym rynku nieruchomości z uwzględnieniem opinii o wykonalności finansowanego projektu deweloperskiego „Stara Cegielnia II” w kontekście realności przyjętych parametrów sprzedażowych*, Instytut Analiz Diagnoz i Prognoz Gospodarczych, Szczecin
- Tarczyński W. (1994), *Taksonomiczna miara atrakcyjności inwestycji w papiery wartościowe*, „Przegląd Statystyczny”, nr 3
- Wasilewska H., Jasiukiewicz M. (2000), *Taksonomiczna miara atrakcyjności inwestycji w akcje na przykładzie wybranych spółek giełdowych*, „Bank i Kredyt”, nr 6

## SUMMARY

*For many decades Poland has been struggling with housing deficit. In present economic circumstances this problem should be gradually solved by market behaviours, i.e. natural forming demand and supply. The deficit elimination depends, i.a. on developer enterprises, working in market circumstances, as well as on private construction. The Author proposes utilisation of taxonomic methods to research circumstances of taking decisions by developers on different local markets in 18 cities.*

*Польша с десятилетий борется с проблемами дефицита в жилищном строительстве. В настоящих экономических условиях планируется, что эта проблема будет решаться постепенно с использованием поведений на рынке непринужденно формирующегося спроса и предложения. Выравнивание дефицита в жилищном строительстве зависит, между прочим, от девелоперских предприятий (действующих для прибыли, в условиях рынка) и от индивидуального строительства. В статье предлагается использование таксономических методов для обследования обусловленностей предпринимания девелоперских инвестиций на разных локальных рынках в 18 городах.*

**Piotr SZUKALSKI**

## Małżeństwa wyznaniowe w Polsce w latach 1999—2007

---

W wielu krajach europejskich wskutek upowszechniania się kohabitacji małżeństwo przestało być jedynym zdarzeniem pozwalającym na wspólne zamieszkiwanie czy prokreację. W opinii niektórych demografów upoważnia to do stwierdzenia, że małżeństwa przestają być zjawiskiem demograficznym, stając się zdarzeniami o charakterze kulturowym (Dittgen, 1994a). Niemniej w polskich warunkach, zważywszy na relatywnie niski poziom zarówno nieformalnych związków małżeńskich, jak i urodzeń pozamałżeńskich<sup>1</sup>, nadal dla zrozumienia sytuacji rodzinnej konieczna jest analiza przemian skłonności do zawierania małżeństw.

Generalnie, we współczesnej Europie istnieją dwa typy ceremonii inicjującej formalne małżeństwo. Według pierwszego, związek zawarty w świeckim urzędzie stanu cywilnego lub w gminie wyznaniowej prowadzi do powstania takich samych praw i obowiązków wobec prawa. Według drugiego, małżeństwa wy-

---

<sup>1</sup> Zgodnie z wynikami Narodowego Spisu Powszechnego 2002 w Polsce jedynie co pięćdziesiąta rodzina jest w związku kohabitacyjnym, zaś zgodnie z bieżącą ewidencją ludności wciąż jedynie co piąte urodzenie nie pochodzi z matki pozostającej w związku małżeńskim.

znaniowe są jedynie podgrupą małżeństw cywilnych, albowiem zawarcie związku cywilnego warunkuje możliwość wystąpienia ceremonii religijnej.

W 1997 r. po ratyfikowaniu przez rząd polski konkordatu ze Stolicą Apostolską, a następnie po uchwaleniu ustaw uznających równoważność małżeństw wyznaniowych z małżeństwami cywilnymi, GUS rozpoczął gromadzenie i publikowanie danych dotyczących małżeństw wyznaniowych. Tym samym w analizie pojawiły się nowe możliwości poznawcze.

Celem artykułu jest przedstawienie podstawowych danych odnoszących się do małżeństw wyznaniowych w latach 1999—2007 w Polsce. Pod wieloma względami tekst ten stanowi zatem kontynuację wcześniejszego opracowania poświęconego temu zagadnieniu (Szukalski, 2003).

### *EWOLUCJA MAŁŻEŃSTW WYZNANIOWYCH W KRAJACH EUROPEJSKICH*

Patrząc na dane pochodzące z innych państw europejskich zauważyć można dwie odnoszące się do długiego okresu tendencje — po pierwsze, zmniejszanie się udziału małżeństw wyznaniowych w odniesieniu do ogółu nowo zawieranych związków, po drugie, wzrost różnorodności wyznań, w jakich zawierane były te małżeństwa. Przytoczone stwierdzenia ilustruje materiał statystyczny wybrany jako przykład — są to dane dla kilku regionów W. Brytanii — który wybrałem ze względu na dostępność danych retrospektywnych sięgających XIX w. Podobne tendencje notowano również w innych krajach Europy.

W pierwszym przypadku należy zdawać sobie sprawę, że małżeństwo w coraz mniejszym stopniu definiowane jest w kategoriach religijnych. Coraz częściej natomiast traktowane jest jako umowa zawarta pomiędzy dwojgiem dorosłych ludzi, łącząca ich dopóki „śmierć ich wspólnych interesów nie rozłączy”. Dodatkowo ma tu też wpływ wzrost występujących rozwodów i małżeństw powtórnych. W przypadku wyznawców Kościoła katolickiego — nieuznającego rozwodów — rozpad małżeństwa oznacza równocześnie niemożność zawarcia powtórnego związku sakralnego.

Z kolei wzrastająca różnorodność kościołów i związków wyznaniowych, w których zawierane są małżeństwa, jest jedynie odzwierciedleniem zmieniającej się struktury etnicznej i religijnej współczesnej Europy (Goujon i in., 2006; Szukalski, 2008). W Europie Zachodniej jako ważna mniejszość wyznaniowa występują muzułmanie, stanowiący w większości państw tego regionu 5—10% ludności. Dodatkowo w państwach, w których licznie zamieszkują grupy etniczne pochodzące ze Środkowej Afryki, Dalekiego Wschodu, a zwłaszcza z subkontynentu indyjskiego (W. Brytania), pojawiają się sięgające do kilku procent populacje buddystów, hinduistów czy wyznawców religii animistycznych. W ostatnich latach emigranci ze wschodniej Europy i z Bałkanów czy Kaukazu tworzą mało jeszcze ważne odłamy chrześcijan rytu wschodniego, ortodoksyjnego.

Dla dużej części imigrantów pochodzących spoza Europy, przynależność do wspólnoty wyznaniowej jest najważniejszym elementem kształtującym ich tożsamość w nowym miejscu zamieszkiwania. Dlatego są oni zdecydowanie bardziej skłonni do wykorzystywania ceremonii o charakterze religijnym do rejestracji zawieranego małżeństwa. W rezultacie wśród ogółu małżeństw wyznaniowych zmniejsza się znaczenie tradycyjnie dominujących religii, rośnie zaś udział związków innowierców. Szybki wzrost udziału małżeństw innych wyznań jest przy tym składową dwóch czynników — nie tylko wzrostu frakcji mniejszości wyznaniowych, lecz również większego wśród tych mniejszości przywiązania do religijnego obrządku zawarcia małżeństwa (np. taka była główna przyczyna bardzo znacznego wzrostu znaczenia katolickich ślubów w W. Brytanii pomiędzy początkiem XX w. a okresem powojennym — wyk. 2).

Również wśród autochtonów jest zauważalna tendencja do poszukiwania religii (czy raczej ideologii) najbardziej odpowiadającej danej jednostce. Pomijając „prywatyzację religii” (odchodzenie od zinstytucjonalizowanych wyznań), oznacza to pojawianie się nieznanych wcześniej związków wyznaniowych (Świadkowie Jehowy, mormoni, scjentyści itp.). W konsekwencji dodatkowo wzrasta różnorodność małżeństw wyznaniowych, w przypadku gdy nowo powstałe gminy wyznaniowe uzyskują prawo do zawierania w nich małżeństw o skutkach cywilnoprawnych.

W Polsce nie można mówić jeszcze o występowaniu tych tendencji, albowiem czas, który upłynął od momentu rejestracji zawieranych małżeństw wyznaniowych ze skutkiem cywilnoprawnym jest zbyt krótki, aby można było prowadzić tego typu rozważania. Nie można też odwołać się do okresu międzywojnia. Wynika to przede wszystkim z całkowicie odmiennych uregulowań prawnych w II RP<sup>2</sup>.

#### *PODSTAWOWE DANE O MAŁŻEŃSTWACH WYZNANIOWYCH W POLSCE*

W powojennej Polsce przez ponad pół wieku jedynym sposobem zawarcia legalnego związku małżeńskiego było wypowiedzenie przysięgi małżeńskiej przed właściwym urzędnikiem Urzędu Stanu Cywilnego. Od roku 1998 nowożeńcy mają możliwość wyboru — mogą wziąć tylko ślub cywilny w USC czy

---

<sup>2</sup> W międzywojennej Polsce istniała bardzo skomplikowana sytuacja. Na obszarach wchodzących do I wojny światowej w skład państw zaborczych funkcjonowały trzy odmienne sposoby rejestracji małżeństw. W b. zaborze pruskim obowiązkowo każde małżeństwo musiało zostać zawarte jako małżeństwo cywilne; na terenie b. zaboru austriackiego państwo uznawało zarówno małżeństwa zawarte w kościołach, cerkwiach czy synagogach, jak i małżeństwa zawarte w USC (utworzonych z myślą o bezwyznaniowcach); z kolei w b. zaborze rosyjskim legalny związek mógł być zawarty tylko w postaci małżeństwa wyznaniowego.



też połączyć uroczystość świecką i religijną, zawierając małżeństwo wyznaniowe o skutkach cywilnoprawnych. Nowożeńcy mogą również zawrzeć małżeństwo wyznaniowe, które nie powoduje skutków prawnych, lecz jedynie wówczas, gdy wcześniej dokonana została rejestracja związku w USC. Ta ostatnia sytuacja (ściśle przestrzegana przez związki wyznaniowe) ma zapobiegać bigamii, czyli życiu w dwóch związkach małżeńskich. Według prawa państwowego małżeństwa takie zawarte przed obliczem kapłana lub urzędnika gminy wyznaniowej są nieformalne, a tym samym niechronione przez instytucję państwa.

Od kiedy pojawiła się możliwość połączenia ceremonii wyznaniowej z samodzielną rejestracją związku małżeńskiego w USC, z takiej sposobności korzysta zdecydowana większość nowożeńców. Podkreślić przy tym należy widoczną w analizowanym okresie zmienność frakcji tego typu małżeństw, sięgającą 5 p.proc., oraz brak jednoznacznej tendencji.

W badanym okresie tradycjonalizm na wsi przejawiał się zdecydowanie wyższym udziałem tego typu związków wśród ludności wiejskiej, aczkolwiek podkreślić należy bardzo stabilną, w ujęciu bezwzględnym, różnicę pomiędzy ludnością miast i wsi (14 p.proc.  $\pm$  1 p.proc.). Odmienna skłonność mieszkańców miast i wsi do zawierania małżeństw wyznaniowych współwystępowała z generalnie dużym przestrzennym zróżnicowaniem takich tendencji w skali kraju (wykr. 4).

Podobnie jak ma to miejsce w przypadku wielu innych zjawisk demograficznych (skłonność do życia w związkach nieformalnych, wydawanie na świat pozamałżeńskiego potomstwa, rozwody, płodność nastolatek), wyraźnie odstają od wartości zbliżonych do średniej ogólnokrajowej dwa zwarte bloki województw. Są to tereny Ziem Odzyskanych (minimum w woj. zachodniopomorskim — 59,6%) oraz rejon Polski południowo-wschodniej (górne ekstremum to woj. małopolskie — 76,6%). Taki podział pokazuje wyraźnie dostępne wskaźniki religijności. Jeśli np. weźmiemy pod uwagę uczestnictwo w niedzielnych nabożeństwach Kościoła katolickiego — najwyższą aktywnością w tym względzie charakteryzują się mieszkańcy diecezji tarnowskiej, rzeszowskiej i kieleckiej, zaś najniższą — koszalińsko-kołobrzesckiej, szczecińsko-kamieńskiej i sosnowieckiej oraz archidiecezji łódzkiej (Zdaniewicz, Adamczuk, 2009).

W przypadku każdego województwa ludność wsi była bardziej skłonna do składania przysięgi małżeńskiej przed kapłanem. Zastanawiające jest, że z reguły największe różnice pomiędzy mieszkańcami wsi i miast występowały w regionach, w których zachowania ludności ogółem nie odbiegały od średniej krajowej (wykr. 5).

Świadczy to (na pierwszy rzut oka) o większej jednorodności zachowań demograficznych ogółem mieszkańców województw zajmujących skrajne uszeregowanie, jeżeli chodzi o różnicę występowania małżeństw wyznaniowych w miastach lub na wsi. W rzeczywistości jednak należy uwzględnić fakt, że w każdym przypadku — wśród jednostek administracyjnych o największych różnicach pomiędzy ludnością miast i wsi — sytuacja bardzo się zmienia po wyeliminowaniu stolicy województwa. Największe miasta charakteryzują się bowiem najniższą skłonnością do wybierania religijnej ceremonii ślubnej — tabl. 1.

**TABL. 1. UDZIAŁ MAŁŻEŃSTW WYZNANIOWYCH W ZALEŻNOŚCI OD KLASY MIEJSCOWOŚCI ZAMIESZKIWANIA W OGÓŁEM MAŁŻEŃSTW W LATACH 1999 I 2007 W %**

Wyszczególnienie	1999	2007
Miasta o liczbie mieszkańców w tys.:		
do 5,0 .....	73,5	72,0
5,0— 10,0 .....	71,0	71,6
10,0— 20,0 .....	68,8	69,4
20,0— 50,0 .....	67,0	67,0
50,0—100,0 .....	63,5	64,4
100,0+ .....	58,8	61,4
Wieś .....	77,7	77,0
Zagranica .....	18,9	37,8

Ź r ó d ł o: obliczenia własne na podstawie danych GUS.

Generalnie występuje ścisły związek pomiędzy wielkością miejscowości zamieszkiwania a frakcją małżeństw wyznaniowych. Im mniejszy ośrodek, tym udział ten jest wyższy. Na taką sytuację wpływ może wywrzeć z jednej strony większa religijność i przywiązanie do uświęconej tradycją formy rytuału ślubnego, z drugiej zaś — choć bez wątpienia czynnik ten ma mniejsze znaczenie — częstość występowania małżeństw powtórnych. Obecnie takie małżeństwa są w zdecydowanej większości zawierane przez osoby po rozwodzie, co ma miejsce częściej w większych ośrodkach miejskich.

### *MAŁŻEŃSTWA WEDŁUG WYZNAŃ*

Mówiąc o małżeństwach wyznaniowych w Polsce zaznaczyć należy, że w ich udzielaniu występuje wyraźna dominacja Kościoła katolickiego. Spośród 11 uprawnionych kościołów i związków wyznaniowych na Kościół katolicki w badanym okresie przypadało 99,2—99,4% ogółu zawartych małżeństw wyznaniowych. Występuje w tym przypadku jednolitość przestrzenna — od reszty kraju odbiega tylko woj. podlaskie, w którym w 2007 r. małżeństwa katolickie stanowiły 92,2% małżeństw wyznaniowych. W pozostałych jednostkach administracyjnych odnotowano bardzo zbliżone wielkości od 99,5% do 99,8% (woj. podkarpackie).

Inne niż katolickie wyznania miały zatem relatywnie małe znaczenie, aczkolwiek występowało duże zróżnicowanie liczby zawieranych małżeństw (wykr. 6) dla poszczególnych kościołów i związków wyznaniowych.

Najwyższą wśród nich liczbą udzielonych sakramentów małżeńskich odznaczają się Polski Autokefaliczny Kościół Prawosławny (400—500 małżeństw co roku) i Kościół Ewangelicko-Augsburski (200—300 małżeństw rocznie). Liczbę 100 małżeństw (co roku) przekraczał niekiedy Kościół Ewangelicko-Metodystyczny, zaś blisko tej granicy był w ostatnich latach Kościół Zielonoświątkowy. Z kolei najmniej małżeństw zawieranych jest przez wyznawców judaizmu, którzy w latach 2001—2003 nie zawarli żadnego małżeństwa w swoim obrządku, zaś w pozostałych latach maksymalnie 5 małżeństw.

Niska liczba małżeństw wyznaniowych w przypadku kościołów ewangelickich jest w dużym stopniu konsekwencją podejścia tych rytów chrześcijaństwa do związku małżeńskiego. Protestanci uznają, że jest to jedynie umowa pomiędzy dwójgiem dorosłych osób, której forma zawarcia jest pozostawiona zainteresowanym.

Podkreślić przy tym należy silną przestrzenną koncentrację małżeństw wyznaniowych w przypadku najważniejszych, niekatolickich konfesji. Przykładowo 3/4 ogółu prawosławnych ślubów zawieranych jest w woj. podlaskim, podobnie — trzy na cztery śluby udzielone w obrządku ewangelicko-augsburskim notowano w woj. śląskim, a połowę małżeństw mariawickich — w woj. mazowieckim. Sytuacja taka jest jedynie odzwierciedleniem rozkładu wyznań w Polsce (GUS, ZSR, 1991).

### *STAN CYWILNY NOWOŻEŃCÓW*

Kolejną zmienną silnie wpływającą na formę zawierania związku małżeńskiego jest stan cywilny nowożeńców. Niektóre z wyznań stawiają bowiem dla swych wyznawców dodatkowe, bardziej surowe niż te ustanowione w prawie państwowym, warunki dotyczące zawarcia małżeństwa. Dzieje się tak przede wszystkim w przypadku Kościoła katolickiego, który odmawia obrządku religijnego w przypadku nupturientów, którzy już wcześniej zawarli małżeństwo sakramentalne, a zgodnie z prawem cywilnym posiadają możliwość zawarcia formalnego związku po rozwiązaniu poprzedniego małżeństwa orzeczeniem sądu. Zatem na ślub kościelny mogą liczyć jedynie te osoby rozwiedzione, które pierwsze małżeństwo zawarły wyłącznie w formie świeckiej lub osoby owdowiałe.

Z uwagi na przewagę wyznawców Kościoła katolickiego wśród ogółu nowożeńców wybierających religijną formę ślubu, w badanym okresie stan cywilny nowożeńców silnie oddziaływał na częstość występowania badanej kategorii małżeństw (tabl. 2).

Znacząca większość związków panien i kawalerów (ponad 3/4) oraz istotna w przypadku związków panien i wdowców, kawalerów i wdów oraz wdów i wdowców (3/5) rejestrowana była przy okazji ceremonii o charakterze religij-

nym, natomiast gdy wśród nowożeńców pojawiała się osoba rozwiedziona, częstość wystąpienia tego typu uroczystości gwałtownie się obniżała (sięgała 1/40 w sytuacji, gdy oboje nupturienti mieli za sobą rozwód).

**Tabl. 2. MAŁŻEŃSTWA WYZNANIOWE WEDŁUG STANU CYWILNOPRAWNEGO NOWOŻEŃCÓW (w % ogółem małżeństw danej kategorii)**

Stan cywilny kobiety	Polska			Miasta			Wieś		
	stan cywilny mężczyzny								
	kawaler	wdowiec	rozwie- dziony	kawaler	wdowiec	rozwie- dziony	kawaler	wdowiec	rozwie- dziony
1999									
Panna .....	76,5	60,3	11,3	73,3	57,9	11,6	81,7	69,2	10,9
Wdowa .....	59,6	58,0	9,6	51,0	53,5	9,0	69,5	68,2	12,7
Rozwiedziona .....	12,8	15,7	2,4	12,3	14,5	2,4	15,4	24,5	2,4
2007									
Panna .....	78,9	61,0	12,8	76,5	57,4	12,9	82,9	71,7	12,2
Wdowa .....	59,9	59,1	9,9	52,3	54,5	9,4	68,8	70,0	11,6
Rozwiedziona .....	13,8	14,5	2,2	13,9	14,2	2,1	14,0	16,5	2,3

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

Zaznaczyć przy tym należy, że ludność wsi również w przypadku analizy wpływu stanu cywilnego odznacza się wyższą skłonnością do formalizowania swego związku poprzez obrządek religijny. Maksymalne różnice dotyczą małżeństw, w których jedno z nowożeńców było wdowcem lub wdową.

Przedstawiony odmienny poziom gotowości do formalizowania związku poprzez ślub wyznaniowy, przy jednocześnie występującym w miastach wyższym udziale małżeństw powtórnych, wpływa na odmienny poziom analizowanego zjawiska na obszarach miejskich i wiejskich. Pamiętać należy, że w roku 2007 przy ogólnopolskim udziale małżeństw powtórnych równym 14,9%, na obszarach zurbanizowanych wskaźnik ten osiągnął wartość 18,4%, gdy na terenach wiejskich jedynie 9,4%. Jeszcze większe różnice można zaobserwować, gdy spojrzymy na udział małżeństw zawieranych przez nowożeńców, z których przynajmniej jedno było rozwiedzione, notowane wielkości to odpowiednio: 13,3%, 16,7% i 7,9%.

### WIEK NOWOŻEŃCÓW

Ze stanem cywilnym ściśle powiązany jest wiek nowożeńców. Małżeństwa zawierane przed osiągnięciem 30. roku życia to praktycznie całkowicie małżeństwa pierwsze dla obojga nupturientów. Z kolei wśród małżeństw „po trzydziestce” szybko zwiększa się udział małżeństw powtórnych. Małżeństwa z tej grupy wieku charakteryzują się niższą częstością występowania religijnej ceremonii zaślubin. Tym samym należy spodziewać się zmniejszenia liczby małżeństw wyznaniowych wraz z przechodzeniem do coraz starszych grup wieku (tabl. 3).

**TABL. 3. MAŁŻEŃSTWA WYZNANIOWE W ZALEŻNOŚCI OD WIEKU NOWOŻEŃCÓW, ICH PŁCI I MIEJSCA ZAMIESZKIWANIA (w % ogółu małżeństw zawieranych przez nowożeńców w danym przedziale wieku)**

Wyszczególnienie <i>k</i> — kobiety <i>m</i> — mężczyźni	19 lat i mniej	20—24	25—29	30—34	35—39	40—44	45—49	50 lat i więcej
<b>1999</b>								
<b>P o l s k a</b> ..... <i>k</i>	<b>70,1</b>	<b>76,4</b>	<b>70,1</b>	<b>48,9</b>	<b>32,1</b>	<b>18,9</b>	<b>17,0</b>	<b>29,9</b>
..... <i>m</i>	<b>62,6</b>	<b>75,9</b>	<b>75,5</b>	<b>61,9</b>	<b>45,6</b>	<b>22,6</b>		<b>26,0</b>
Miasta ..... <i>k</i>	63,2	72,6	66,2	41,9	25,6	14,4	14,1	25,4
..... <i>m</i>	57,2	72,1	71,8	54,9	36,6	16,7		22,1
Wieś ..... <i>k</i>	76,9	81,6	77,7	63,2	46,7	35,1	28,4	46,6
..... <i>m</i>	69,9	80,9	81,2	73,0	61,6	39,6		41,8
<b>2007</b>								
<b>P o l s k a</b> ..... <i>k</i>	<b>60,7</b>	<b>77,4</b>	<b>76,8</b>	<b>55,0</b>	<b>33,6</b>	<b>20,3</b>	<b>16,7</b>	<b>22,4</b>
..... <i>m</i>	<b>51,5</b>	<b>73,7</b>	<b>80,0</b>	<b>67,4</b>	<b>45,7</b>	<b>26,6</b>		<b>20,0</b>
Miasta ..... <i>k</i>	50,4	73,1	74,3	51,6	28,5	15,8	13,7	19,1
..... <i>m</i>	44,6	69,2	77,2	63,5	39,8	21,1		17,0
Wieś ..... <i>k</i>	67,5	82,2	82,0	63,0	45,5	31,2	25,4	34,0
..... <i>m</i>	56,8	78,3	84,4	74,7	57,7	39,2		30,7

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

Generalnie zauważyć można dwie prawidłowości. Po pierwsze, osoby najmłodsze, mające mniej niż 20 lat, wyraźnie rzadziej odwołują się do ceremonii religijnej niż ich starsi o kilka lat koledzy i koleżanki. Po drugie, wśród kobiet w wieku 50 lat i więcej udział małżeństw wyznaniowych o skutkach cywilnoprawnych jest zdecydowanie wyższy niż wśród pań w wieku 40—44 lata. Wynika to przede wszystkim ze zmiany struktury zbiorowości kandydatek do zamążpójścia według stanu cywilnego. Po 50. roku życia szybko bowiem wzrasta udział wdów decydujących się na ułożenie sobie powtórnie życia, zmniejsza zaś odsetek kobiet po rozwodzie.

Zastanawiające jest odnotowane pomiędzy rokiem 1999 a 2007 znaczące zmniejszenie skłonności nastoletnich nowożeńców do wybierania ceremonii o charakterze religijnym. Spadek ten jest dynamiczny, a jednocześnie jego skala zbliżona jest wśród ludności miejskiej i wiejskiej. Pamiętać należy, że spadek ten współwystępuje z generalnie szybkim obniżaniem się częstości wstępowania w związki małżeńskie w bardzo wczesnym wieku, nawet w sytuacji ciąży, i szybkim wzrostem frakcji urodzeń pozamałżeńskich wśród nastolatków. Przypomnę, że w 2007 r. 2/3 wszystkich urodzeń wydanych na świat przez matki mające w momencie porodu mniej niż 20 lat stanowiły urodzenia pozamałżeńskie. W mojej ocenie jest to jeszcze jedna wskazówka, potwierdzająca że zachodzące w ostatnim dwudziestolecu przemiany obyczajowe odcisnęły niezwykle silne piętno na zachowania młodzieży. Wykryształowuje się w tej grupie nowa mentalność w kierunku odejścia od tradycyjnego sposobu myślenia o przebiegu życia rodzinnego.

## POZIOM WYKSZTAŁCENIA

Ostatnią cechą, którą chciałbym uwzględnić w niniejszym opracowaniu, jest wykształcenie. W tym przypadku należy podkreślić, że poziom wykształcenia jest ściśle powiązany z wiekiem. Zbiorowość osób z wykształceniem wyższym wśród ogółu dorosłych zdominowana jest przez osoby młode, podczas gdy grupa osób z wykształceniem podstawowym charakteryzuje się nadreprezentacją osób w starszym wieku (tabl. 4).

Generalnie zdecydowanie wyższym udziałem małżeństw wyznaniowych odznaczają się osoby najlepiej wykształcone i tendencja ta nasila się w ostatnich latach. Jednakże należy pamiętać, że mamy w tym przypadku do czynienia z bardzo silnym oddziaływaniem zmiennej dotyczącej wieku, a za jej pośrednictwem również i stanu cywilnoprawnego. Wśród osób z wykształceniem wyższym występuje nadreprezentacja osób relatywnie młodych, mających 25—29 lat, gdy zawierają pierwsze małżeństwa, podczas gdy wśród tych z wykształceniem najniższym występuje duże skupienie nowożeńców zdecydowanie starszych. Rozwój szkolnictwa wyższego w ostatniej dekadzie, a w ślad za tym odmłodzenie zbiorowości o wysokim poziomie edukacji, odpowiada za szybki wzrost częstości małżeństw wyznaniowych wśród osób z wykształceniem wyższym.

**TABL. 4. ZWIĄZKI WYZNANIOWE WEDŁUG POZIOMU WYKSZTAŁCENIA, PŁCI I MIEJSCA ZAMIESZKIWANIA (w % ogółu małżeństw z danej kategorii)**

Wykształcenie	Polska		Miasta		Wieś	
	mężczyźni	kobiety	mężczyźni	kobiety	mężczyźni	kobiety
<b>1999</b>						
Wyższe .....	65,7	70,0	63,6	67,3	75,5	80,0
Policealne .....	66,9	69,6	64,2	64,7	75,5	79,4
Średnie .....	70,4	70,5	64,3	64,2	79,0	79,1
w tym zasadnicze zawo- dowe .....	70,4	69,3	61,8	60,3	78,6	77,7
Podstawowe .....	57,7	53,9	45,6	43,6	69,0	65,9
Niepełne podstawowe .....	45,6	41,6	32,9	28,9	59,7	57,6
<b>2007</b>						
Wyższe .....	77,0	77,9	74,6	75,0	84,7	85,3
Policealne .....	68,7	66,8	65,1	61,4	77,1	76,1
Średnie .....	71,2	70,0	65,8	63,0	80,1	79,2
w tym zasadnicze zawo- dowe .....	63,7	57,7	52,2	45,7	73,5	68,8
Gimnazjalne .....	49,5	54,1	41,7	43,5	56,1	61,4
Podstawowe .....	53,5	42,0	40,2	30,8	64,6	54,3
Niepełne podstawowe .....	40,0	27,6	36,7	20,8	43,5	35,9

Źródło: jak przy tabl. 1.



Również w przypadku prowadzonej analizy według wykształcenia nowożeńców okazuje się, że niezależnie od poziomu wykształcenia, ludność wiejska jest zdecydowanie bardziej pozytywnie nastawiona do legalizacji związku w formie religijnej ceremonii.

## Podsumowanie

Nowa sytuacja wynika z faktu, że pierwsze małżeństwa wyznaniowe o skutkach cywilnoprawnych zostały zawarte w roku 1998, co nie pozwala na przeprowadzenie głębszej analizy dynamiki tego zjawiska, a tym samym np. na potwierdzenie lub odrzucenie tezy o postępującej laicyzacji życia w naszym kraju. Pamiętać należy, że religijny akt małżeństwa nie w każdym przypadku jest oznaką wiary. Wynika on niekiedy z chęci przypodobania się swym najbliższym lub też z chęci podniesienia widowiskowości ceremonii zaślubin<sup>3</sup>.

Jako podstawowy czynnik ograniczający częstość występowania małżeństw wyznaniowych — obok postępującej laicyzacji — badacze wskazują na wzrost występowania powtórnych małżeństw, w których przynajmniej jeden z nowożeńców przeżył rozwód lub małżeństwo poprzedzone kohabitacją (Bozon, 1992). W obu przypadkach związki tworzą osoby mniej podatne na presję otoczenia, mniej religijne (w przypadku osób rozwiedzionych często niechętnie publicznie obwieszczające o podjęciu kolejnej próby ułożenia swego życia). W warunkach polskich trudno jest wyrokować o przyszłym trendzie dotyczącym małżeństw sakramentalnych, tym niemniej dane wskazujące na upowszechnianie się obu wspomnianych typów związków skłaniają do wniosku o powolnym zmniejszaniu się frakcji tych małżeństw.

Ważność wyznaniowej formy zaślubin utrzyma się w naszym kraju zapewne i w przyszłości, albowiem niezależnie od postępującej sekularyzacji i indyferencji religijnej zapewnia ona najlepsze połączenie uroczystego rytuału przejścia od stanu samotnego do wspólnotowego. Jednakże udział małżeństw wyznaniowych będzie powoli zmniejszać się wskutek wzrostu znaczenia związków powtórnych (w dłuższej perspektywie być może oddziaływać będzie również napływ imigrantów z innych kręgów kulturowych).

Jednak należy podejrzewać, że w coraz większym stopniu będziemy mieć do czynienia (przynajmniej w przypadku tych jednostek, które na to stać) z indywidualizacją przebiegu uroczystości wyznaniowych i wesela (Czekalski, 2005).

---

**dr Piotr Szukalski** — *Uniwersytet Łódzki*

---

<sup>3</sup> Badania francuskie (Bozon, 1992) wskazują, że ślubu religijnego nie biorą jedynie nieliczne osoby określające się jako wierzące i praktykujące, podczas gdy jednocześnie ślub w świątyni zawiera zdecydowana większość osób deklarujących się jako niepraktykujący.

## LITERATURA

- Bozon M. (1992), *Sociologie du rituel du mariage*, „Population”, No. 2
- Czekalski T. (2005), *Czasy współczesne*, [w:] A. Chwalba (red.), *Obyczaje w Polsce. Od średnio-wieczu do czasów współczesnych*, PWN, Warszawa
- Dittgen A. (1994a), *La forme du mariage en Europe. Ceremonie civile, ceremonie religieuse. Panorama et evolution*, „Population”, No. 2
- Dittgen A. (1994b), *Disparites regionales du mariage civil en Europe du Sud*, „Population”, No. 2
- Goujon A., Skirbekk V., Fliegenschnee K., Strzelecki P. (2006), *New times, old beliefs: Projecting the future size of religions in Austria*, „Vienna Institute of Demography Working Papers”, No. 1 (tekst dostępny na stronie [www.oeaw.ac.at/vid](http://www.oeaw.ac.at/vid))
- GUS, Zakład Socjologii Religii SAC (1991), *Kościół katolicki w Polsce 1918—1990. Rocznik Statystyczny*, GUS, Warszawa
- Rocznik Demograficzny* (z lat 1999—2008), GUS, Warszawa
- Szukalski P. (2003), *Małżeństwa wyznaniowe w Polsce w roku 2000*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 5
- Szukalski P. (2008), *Zmiany etniczne i wyznaniowe w Europie Zachodniej*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 4
- Zdaniewicz W., Adamczuk C. (2009), *Praktyki niedzielne*, dane dostępne na stronie internetowej [www.iskk.ecclesia.org.pl/praktyki-niedzielne.htm](http://www.iskk.ecclesia.org.pl/praktyki-niedzielne.htm)

## SUMMARY

*Since November 1998 there is possible to enter into denominational marriages under Polish law. This causes specific civil law consequences. The author presents observed regularities in evolution of such marriages, including their area and denominational diversity, as well as similarities and differences to civil marriages, i.e. by locality class, age, marital status before marriage as well as education level of newly weds.*

## РЕЗЮМЕ

*В ноябре 1998 г. в польском законодательстве появилась возможность вступления в религиозный брак, имеющая своеобразные гражданско-законные последствия. Целью статьи является представление замеченных закономерностей относящихся к развитию этого типа браков (в том числе их религиозной и пространственной дифференциации), а также сходства и разницы в отношении к гражданским бракам (в частности в отношении к месту проживания, возраста, гражданского состояния перед вступлением в брак и уровня образования новобрачных).*

**Jan CZEMPAS**

## Udział podatku od nieruchomości w budżetach gmin woj. śląskiego

---

O ile dla właścicieli nieruchomości wszelkie opłaty i podatki związane z ich posiadaniem lub ich obrotem stanowią koszt posiadania lub obrotu na rynku nieruchomości, o tyle dla gmin stanowią one źródło dochodów własnych. Autor uznał za celowe skupienie uwagi na ukazaniu istoty oraz znaczenia w budżecie gminnym (dochodach ogółem) podatku od nieruchomości.

Badanie objęło 148 gmin woj. śląskiego<sup>1</sup> o statusie gmin miejskich (30), miejsko-wiejskich (22) oraz wiejskich (96). Okresem obserwacji były lata 2004—2008, czyli okres obowiązywania w Polsce (od 1 stycznia 2004 r.) nowej ustawy o dochodach jednostek samorządu terytorialnego<sup>2</sup>. Dane liczbowe pochodzą ze sprawozdań składanych w Regionalnej Izbie Obrachunkowej w Katowicach oraz z Urzędu Statystycznego w Katowicach.

### ZDEFINIOWANIE PODATKU OD NIERUCHOMOŚCI

Dochody gminy powiązane z procesem gospodarowania nieruchomościami stanowią istotny element budżetu gminnej jednostki samorządu. Można je podzielić na dwie grupy: dochody publicznoprawne oraz dochody prywatnoprawne. Do pierwszej zaliczyć można przede wszystkim podatek od nieruchomości, podatek rolny i leśny. Druga grupa obejmuje głównie dochody pochodzące z wynajmu i dzierżawy, związane z oddaniem nieruchomości w użytkowanie wieczyste, sprzedażą nieruchomości gminnych, opłatą adiacencką czy też opłatami za niezabudowanie lub niezagospodarowanie terenu w określonym terminie<sup>3</sup>.

Dla przeważającej większości gmin, zwłaszcza miejskich, najważniejszym podatkiem lokalnym jest podatek od nieruchomości, który uregulowany jest w ustawie o podatkach i opłatach lokalnych<sup>4</sup>. Podatek ten ma charakter mająt-

---

<sup>1</sup> Badania dotyczące 19 dużych miast autor przedstawił w artykule: *Podatek od nieruchomości — ważne źródło dochodów gmin (na przykładzie miast-powiatów grodzkich woj. śląskiego)* (2009), „Świat Nieruchomości”, nr 68, s. 52—61.

<sup>2</sup> Ustawa z 13 listopada 2003 r. o dochodach jednostek samorządu terytorialnego, Dz. U. 2003 r., Nr 203, poz. 1966.

<sup>3</sup> M. Podsiadło: *Dochody i wydatki gminy związane z nieruchomościami*, proper-tus.ue.poznan.pl/fingminy/fingminy1.htm.

<sup>4</sup> Ustawa z 12 stycznia 1991 r. o podatkach i opłatach lokalnych, Dz. U. 1991 r., Nr 9, poz. 31.

kowy, stały i jest zależny przede wszystkim od powierzchni nieruchomości<sup>5</sup>. Opodatkowaniu podlegają:

- budynki lub ich części,
- budowle lub ich części związane z prowadzeniem działalności gospodarczej innej niż działalność rolnicza lub leśna,
- grunty objęte przepisami o podatku rolnym lub leśnym związane z prowadzeniem działalności gospodarczej innej niż działalność rolnicza lub leśna<sup>6</sup>,
- grunty nieobjęte przepisami o podatku rolnym lub leśnym.

Zgodnie z art. 3, ust. 1 ustawy o podatkach i opłatach lokalnych — podmiotami podatku od nieruchomości są osoby fizyczne, prawne, jednostki organizacyjne, w tym spółki niemające osobowości prawnej, będące:

- a) właścicielami nieruchomości lub obiektów budowlanych,
- b) posiadaczami samoistnymi nieruchomości lub obiektów budowlanych,
- c) posiadaczami nieruchomości lub ich części albo obiektów budowlanych lub ich części, stanowiących własność Skarbu Państwa lub jednostki samorządu terytorialnego i jeżeli posiadanie wynika z umowy zawartej z właścicielem, Agencją Nieruchomości Rolnych lub z innego tytułu prawnego z wyjątkiem posiadania przez osoby fizyczne lokali mieszkalnych niestanowiących odrębnych nieruchomości albo posiadanie jest bez tytułu prawnego<sup>7</sup>.

Ponadto ustawa określa obszerny katalog zwolnień z tego podatku, są to m.in.:

- użytki rolne, grunty zadrzewione i zakrzewione na użytkach rolnych lub lasy, z wyjątkiem zajętych na prowadzenie działalności gospodarczej,
- budowle wchodzące w skład infrastruktury kolejowej oraz zajęte pod nie grunty,
- budowle infrastruktury portowej,
- szkoły wyższe,
- grunty i budynki we władaniu muzeów rejestrowanych, grunty i budynki wpisane do rejestru zabytków,
- grunty pracowniczych ogródków działkowych,
- nieruchomości lub ich części zajęte na potrzeby prowadzenia przez stowarzyszenia działalności statutowej wśród dzieci i młodzieży w zakresie oświaty, wychowania, nauki i techniki, sportu, z wyjątkiem wykorzystywanych do prowadzenia działalności gospodarczej oraz grunty zajęte na obozowiska i bazy wypoczynkowe dla dzieci i młodzieży<sup>8</sup>.

Podstawą opodatkowania gruntów jest ich powierzchnia ogólna, zaś budynków lub ich części — powierzchnia użytkowa, w przypadku budowli lub ich części związanych z prowadzeniem działalności gospodarczej — zaktualizowana wartość na dzień 1 stycznia roku podatkowego, stanowiąca podstawę obli-

<sup>5</sup> *Nieruchomości: zagadnienia prawne* (2007), red. H. Kisilowska, LexisNexis, s. 507, Warszawa.

<sup>6</sup> Jędrzejewski L. (2004), *Polityka finansowa jednostek samorządu terytorialnego*, Ośrodek Doradztwa i Doskonalenia Kadr Sp. z o.o., s. 115, Gdańsk.

<sup>7</sup> Ustawa z 12 stycznia 1991 r. o podatkach i opłatach lokalnych, Dz. U. 1991 r., Nr 9, poz. 31.

<sup>8</sup> Hajdys D. (2007), *Finanse jednostek samorządu terytorialnego. Wybrane zagadnienia. Podręcznik akademicki*, Absolwent, s. 104 i 105, Łódź.

czania amortyzacji w roku, w którym dokonano ostatniego wpisu amortyzacyjnego<sup>9</sup>. Stawki podatku od nieruchomości określone w ustawie mają charakter maksymalny, a rada gminy określa ich wysokość na swoim terenie, różnicując ją ze względu na lokalizację, rodzaj prowadzonej działalności, przeznaczenie i sposób wykorzystywania gruntu, rodzaj zabudowy, a dla budynków także ze względu na stan techniczny i ich wiek<sup>10</sup>.

Górne stawki podatku od nieruchomości na rok 2009 przedstawia tabl.

**STAWKI PODATKU OD NIERUCHOMOŚCI NA 2009 R.**

Rodzaj nieruchomości	Charakterystyka nieruchomości	Wysokość stawki
Grunty	związane z prowadzeniem działalności gospodarczej	0,74 zł/1 m kw. pow.
	pod jeziorami, zajęte na zbiorniki wodne retencyjne lub elektrowni wodnych	3,90 zł/1 ha pow.
	pozostałe	0,37 zł/1 m kw. pow.
Budynki	mieszkalne	0,62 zł/1 m kw. pow. uż.
	związane z prowadzeniem działalności gospodarczej	19,81 zł/1 m kw. pow. uż.
	zajęte na prowadzenie działalności gospodarczej w zakresie obrotu kwalifikowanym materiałem siewnym	9,24 zł/1 m kw. pow. uż.
	zajęte na prowadzenie działalności gospodarczej w zakresie udzielania świadczeń zdrowotnych	4,01 zł/1 m kw. pow. uż.
	wolno stojące budynki gospodarcze, niezajęte na prowadzenie działalności gospodarczej, z wyjątkiem garaży	3,32 zł/1 m kw. pow. uż.
	pozostałe	6,64 zł/1 m kw. pow. uż.
Budowle	wszelkie	2% ich wartości

Źródło: opracowanie własne na podstawie: Monitor Polski Nr 59, poz. 531 z 14 sierpnia 2008 r.

Osobom fizycznym podatek od nieruchomości ustala wójt (burmistrz, prezydent) właściwy ze względu na miejsce położenia nieruchomości.

Osoby prawne i jednostki organizacyjne niemające osobowości prawnej są obowiązane samodzielnie obliczać i wpłacać należny podatek na rachunek właściwej gminy bez konieczności otrzymania decyzji ustalającej wysokość podatku. Zobowiązanie podatkowe tych podmiotów powstaje bowiem z mocy prawa jednocześnie z chwilą powstania obowiązku podatkowego.

<sup>9</sup> L. Jędrzejewski: *op. cit.*, s. 116.

<sup>10</sup> Czempas J. (2006), *Działalność jednostek samorządu terytorialnego. Wybrane zagadnienia prawne i ekonomiczne*. Akademia Ekonomiczna, „Prace Naukowe AE w Katowicach”, s. 13.

Podatek od nieruchomości jest płatny:

- w przypadku osób fizycznych w czterech ratach bądź za cały rok w terminie pierwszej raty,
- w przypadku osób prawnych i jednostek organizacyjnych niemających osobowości prawnej za poszczególne miesiące — do 15 każdego miesiąca.

### *METODA ANALIZY BADANIA*

Podstawowym wskaźnikiem, który pozwoli nam odpowiedzieć na pytanie, jakie znaczenie dla budżetów gminnych mają wpływy z podatku od nieruchomości jest udział procentowy tej wielkości w łącznych dochodach gmin.

Do analizy międzygminnego oraz międzyokresowego zróżnicowania znaczenia podatku od nieruchomości dla budżetów gmin skorzystano z kilku podstawowych miar statystycznych: wielkości minimalnej i maksymalnej dla każdej zmiennej oraz ilorazu tych wielkości, średniej arytmetycznej, odchylenia standardowego wraz ze współczynnikiem zmienności, a także współczynnika asymetrii<sup>11</sup>. Ostatnim etapem badania było utworzenie względnie jednorodnych podzbiorów gmin. Kryterium podziału na klasy była pięciookresowa średnia udziałów podatku od nieruchomości w łącznych dochodach. Granice dziesięciu przedziałów klasowych utworzono wykorzystując wielkość rozstępu. Gminy uporządkowano malejąco według średniego udziału dochodów z podatku od nieruchomości z lat 2004—2008 w łącznych dochodach budżetu każdej gminy. Rozstęp był równy 39,6 p.proc., a interwał podziału na 10 klas przyjął wielkość 3,96. Liczebność każdej klasy podano w nawiasach obok numeru podzbioru.

### *CHARAKTERYSTYKA ZRÓŻNICOWANIA GMIN POD WZGLĘDEM ZNACZENIA PODATKU OD NIERUCHOMOŚCI*

1. Badane gminy (148) były silnie zróżnicowane ze względu na znaczenie dla łącznych dochodów środków pochodzących z podatków od nieruchomości. W każdym z badanych lat najniższy udział tych podatków był rzędu 3—4%, a najwyższy osiągał poziom nawet 55% (gmina Sławków, której udział z podatków od nieruchomości w ogólnych dochodach w 2004 r. był ponad 2,5 razy wyższy niż średnia z udziałów dla województwa). Współczynniki zmienności przyjmowały wielkości z przedziału od 50,78% do 54,93%, co jest dowodem na silne i jednocześnie stabilne zróżnicowanie badanej zmiennej diagnostycznej.
2. Średni udział podatków od nieruchomości we wszystkich gminach o statusie innym niż powiaty grodzkie w kolejnych latach spadał — z 17,19% w 2004 r. do 13,96% w ostatnim roku badanego okresu.
3. Współczynniki asymetrii wskazują na wyraźną przewagę gmin z niskim poziomem udziałów dochodów z podatku od nieruchomości nad tymi gminami, których wskaźnik tego udziału osiągał wielkości wyższe od średniej. Momen-

<sup>11</sup> Przywołane podstawowe miary opisu statystycznego omówione zostały w każdym podręczniku do statystyki.

- ty zestandaryzowane rzędu trzeciego przyjmowały wielkości z przedziału 0,91—1,41. Wniosek ten znajduje również potwierdzenie, gdy przyjrzymy się rozkładowi liczby gmin przypadających kolejnym klasom podobieństwa obiektów — najbardziej liczne jest pięć przedziałów z udziałami niższymi od 23,79%, w których znalazło się aż 130 gmin spośród 148.
4. W 110 gminach udział podatku od nieruchomości w ich łącznych dochodach nie przekroczył 20%.
  5. Miejscowościami, w których średnio dla pięciu badanych lat co najmniej 29% łącznych dochodów budżetu pochodziło z badanego źródła (klasy podobieństwa od I do IV), były:
    - Sławków i Łaziska Górne — powyżej 40%,
    - Miasteczko Śląskie i Imielin — powyżej 34%,
    - Goczałkowice Zdrój, Krupski Młyn, Czernichów i Rędziny — powyżej 32%,
    - Ornontowice i Szczyrk — powyżej 29%.
  6. Gminy wymienione w pkt. 5 — poza Szczyrkiem (miejscowość z licznymi ośrodkami turystycznymi) — mają na swoim terenie duże obiekty przemysłowe lub usługowe, posiadające budynki, a także budowle.
  7. Szczegółowa analiza gmin tworzących następne dwie klasy podobieństwa (klasy V i VI ze średnią udziałów podatku od nieruchomości w łącznych dochodach z pięciu badanych lat rzędu 20—27%) pozwoliła dostrzec, że w każdej z tych miejscowości znajduje się jeden lub kilka zakładów przemysłowych lub też usługowych — regularnych i jednocześnie ważnych płatników podatku od nieruchomości. W tych dwóch zbiorach znalazła się większość gmin, na terenie których mają swoje siedziby kopalnie węgla kamiennego.
  8. W ostatnich dwóch klasach, a więc ze średnią udziałów niższą od 12%, znalazły się przede wszystkim miejscowości typowo rolnicze z b. woj. częstochowskiego oraz Żywiecczyzny<sup>12</sup>.
  9. Z pewnym zaskoczeniem można przyjąć obecność w ostatnich dwóch klasach bogatych wiejskich gmin górniczych, takich jak: Marklowice, Bojszowy i Gierałtowie. Wy tłumaczeniem tej sytuacji jest uzyskiwanie wysokich dochodów własnych z innych źródeł niż podatek od nieruchomości, w tym przy padku są to opłaty eksploatacyjne płacone przez kopalnie.

---

<sup>12</sup> Z badań Autora wynika, że od wielu lat te podregiony woj. śląskiego grupują najuboższe gminy; por. *Znaczenie dochodów własnych w budżetach wybranych gmin województwa śląskiego* (2003), [w:] *Decentralizacja systemu finansów publicznych w Polsce* (red. L. Patrzalek), Wydawnictwo Wyższej Szkoły Bankowej w Poznaniu, Poznań-Wrocław; *Analiza zmian sytuacji dochodowej wybranych gmin woj. śląskiego w latach 1999—2004 na podstawie ilorazu potencjału* (2006), [w:] *Działalność jednostek samorządu terytorialnego. Wybrane zagadnienia prawne i ekonomiczne* (red. J. Czempas), Akademia Ekonomiczna w Katowicach; *Zróżnicowanie pozycji śląskiego* (2006), [w:] *Podsektor samorządowy w sektorze finansów publicznych w warunkach akcesji Polski do Unii Europejskiej* (red. L. Patrzalek), Prace Naukowe Wyższej Szkoły Bankowej w Poznaniu, Poznań-Wrocław; *Dochody własne gmin i ich skłonność do inwestowania na przykładzie wybranych gmin woj. śląskiego w latach 1999—2005* (2008), [w:] *Samorząd terytorialny w Polsce — szanse rozwoju regionalnego i lokalnego w warunkach Unii Europejskiej* (red. naukowy Z. Strzelecki), Szkoła Główna Handlowa, Warszawa.

10. Analiza wielkości współczynników zmienności dla udziałów odnotowanych przez każdą gminę w kolejnych latach pozwala nam ocenić poziom regularności, z jaką zasilane były budżety — najniższy współczynnik był równy 2,95% (Jaworze), a najwyższy 29,26% (Pszów). Przyczyny wysokiego zróżnicowania udziałów należy upatrywać w nieregularności wpływów budżetowych (przypadek większości gmin górniczych) lub w pojawieniu się czy też zniknięciu znaczącego płatnika podatku od nieruchomości. Najwyższą regularność wpływów odnotowano dla miejscowości pozbawionych zakładów przemysłowych.

Reasumując można stwierdzić, że tylko w budżetach gmin o charakterze przemysłowym — zarówno miejskich, jak też wiejskich — podatek od nieruchomości odgrywa poważną rolę.

Przychody od właścicieli domów prywatnych w większości gmin nie stanowią istotnego zasilenia budżetu. Wyjątkiem są jedynie takie miejscowości turystyczne, jak Szczyrk, Ustroń, Wisła i Brenna.

---

**dr Jan Czempas** — Akademia Ekonomiczna w Katowicach

## SUMMARY

*Presented results of research on property tax income and its importance in budgets of 148 communes of Śląskie voivodship are the aim of the article. The observation covers years 2004—2008, i.e. the period of the new Law in force on incomes of local government units. As the input data were used reports submitted in the Regional Financial Office as well as data from the Statistical Office in Katowice. In budgets of industrial communes only, both urban and rural, property tax incomes have high importance. Tourist values are relatively more important in commune budgets of other communes.*

## РЕЗЮМЕ

*Целью статьи является представление результатов обследования значения доходов от налога на недвижимое имущество в бюджетах 148 гмин силезского воеводства. Наблюдением охвачено 2004—2008 гг, то есть период действия нового закона о доходах единиц территориального самоуправления. В анализе использовались данные полученные от единиц отчитывающихся в Региональной расчетной палате и от Статистического управления в г. Катовице. В обследовании было показано, что только в бюджетах гмин с промышленным характером (как городских так и сельских), налог на недвижимое имущество играет важную роль, в то же время в остальных гминах относительно большее значение в пополнении бюджетов гмин имеют туристические достоинства.*



**Jacek ZIEMIECKI**

## Poziom konsumpcji jako miernik demokratyzacji w gospodarce rynkowej

---

W krajach gospodarki rynkowej „demokracja” jest jednym z kluczowych pojęć obok pojęcia wolnego rynku. Artykuł ma na celu próbę statystycznego urealnienia tego pojęcia (jest ono dość abstrakcyjne) w aspekcie zasady równych szans na rynku. Posłużono się w tym celu statystyką rozkładu poziomu konsumpcji i dochodów gospodarstw domowych w krajach świata.

Powszechnie uważa się, że *pieniądz robi pieniądze*, z kolei *brak pieniędzy czyni jeszcze większy brak pieniędzy*. Odzwierciedla się to w statystyce rozkładu konsumpcji, gdyż tym samym powstające nierówności powodują mniejszą funkcjonalność zasady równych szans na rynku produkcyjnym w przypadku konsumentów mniej wyedukowanych i pozbawionych funduszy na start w biznesie.

W ostatnich latach, w wyniku kryzysu światowej gospodarki rynkowej, nastąpiła znaczna erozja pojęć dotyczących ekonomii. Mają także miejsce usilne poszukiwania nowych metod gospodarowania. Dotyczy to potrzeb równoważenia gospodarki w krajach rozwiniętych. Zwracają tu uwagę prace Zespołu do Spraw Mierzenia Wyników Gospodarczych, powołanego przez prezydenta Francji, z udziałem 5 laureatów Nagrody Nobla w dziedzinie ekonomii oraz innych wybitnych ekspertów. Gremium to, pod przewodnictwem profesora J. Stiglitz, zakwestionowało miernik tempa wzrostu dochodu narodowego jako podstawę ocen gospodarczych (choć nie kwestionowano ani zasadności metodologicznej jego ustalania, ani potrzeby jego obliczania), zwracając szczególną uwagę na poziom i redystrybucję konsumpcji<sup>1</sup>.

Na podstawie statystyki rozkładu poziomu konsumpcji i dochodów gospodarstw domowych starano się wyodrębnić trzy grupy konsumpcyjne w ramach globalnej gospodarki rynkowej:

- konsumenci, których poziom konsumpcji pozwala uznać ich za potencjalnych inwestorów — grupa: inwestorzy;
- ludność o poziomie konsumpcji wystarczającym, by zaspokajać podstawowe potrzeby życiowe — grupa: konsumenci przeciętni;
- osoby o poziomie konsumpcji niewystarczającym do zaspokojenia podstawowych potrzeb życiowych — grupa: konsumenci poniżej przeciętnego poziomu.

---

<sup>1</sup> Gadomski W. (21.09.2009 r.), *Czym zastąpić PKB?*, „Gazeta Wyborcza”, s. 31; Hałabuz N. (25.09.2009 r.), *Szczyt G20 — o co spierają się najbogatsi*, „Gazeta Wyborcza” s. 28.

Porównywalność materiału statystycznego, dotyczącego rozkładu konsumpcji i dochodów ludności, publikowanego przez Bank Światowy jest słaba<sup>2</sup>. Potwierdzają to także wnioski wspomnianego Zespołu, który postulował standaryzację badań. Pamiętać tu trzeba, że wskazany zakres danych, co do których postulowano standaryzację, nie jest wadą w przypadku tego opracowania, ponieważ rozkład poziomu dochodów czy konsumpcji zmienia się zasadniczo jedynie w przypadku radykalnych zmian systemów podatkowych danego kraju.

Materiał statystyczny przyjęty do analizy dotyczy 135 krajów świata, w tym dla 86 krajów podano rozkład poziomu konsumpcji, a dla 49 krajów — rozkład dochodów w gospodarstwach domowych. W uwagach do danych zawarto informację, że rozkład dochodów jest bardziej nierówny niż rozkład konsumpcji oraz że jest to jedna z głównych podstaw nieporównywalności danych między krajami. Dlatego dokonałem w tym artykule uproszczonej korekty danych dotyczących rozkładu dochodów, w celu zwiększenia ich porównywalności z rozkładem spożycia w gospodarstwach domowych. W przypadku 55 krajów podających bardziej szczegółowe dane o tworzeniu i podziale dochodu narodowego (w tym 21 krajów z danymi o rozkładzie dochodów ludności, natomiast z brakującymi danymi o rozkładzie konsumpcji) przyjęto dane dotyczące statystyki sektora publicznego (instytucje rządowe i samorządowe) o udzielonej pomocy społecznej dla ludności. Można je porównać z wielkością spożycia w gospodarstwach domowych. Wskaźnik ten umownie można zaliczyć do struktury dochodów ludności z 2 najniższych grup dochodowych w odpowiedniej proporcji. Tym samym odpowiednimi wskaźnikami można zmniejszyć rozkład pozostałych grup centylowych i ostatniej grupy o najwyższych dochodach.

Dane o pomocy społecznej zawierają np. zasiłki dla bezrobotnych, zasiłki związane z urodzeniem dziecka czy też pomoc medyczną dla wielu grup społecznych (szczególnie szeroka w krajach skandynawskich). Przyjąłem zatem (szacunkowo) założenie, że tylko 50% tej kwoty należy uwzględnić w korekcie struktury podziału dochodów, a w przypadku Szwecji i Danii — tylko 30%. Dla pozostałych krajów (z danymi o rozkładzie dochodów, a bez danych pozwalających na określenie wskaźnika udziału pomocy społecznej) przyjąłem wskaźnik kraju o zbliżonym poziomie gospodarczym (np. Republika Czeska i Słowacja) albo umownie (tj. szacunkowo) w wysokości 0,5%. Wśród wspomnianych 55 krajów świata najwyższy udział pomocy społecznej względem ogólnego poziomu spożycia gospodarstw domowych miały kraje skandynawskie: Szwecja — 8,73%, Dania — 8,55% (a np. Francja — 5,03%, W. Brytania — 2,97%, Stany Zjednoczone — 0,92%). W Polsce w zbliżonej zakresowo proporcji było to 2,4%<sup>3</sup>. W tych wskaźnikach można postawić tezę, że większa demokracja to społeczeństwo z większą redystrybucją dochodów dla biedniejszych.

Dane o strukturze dochodów czy spożycia w gospodarstwach domowych pochodzą z badań ankietowych. Podobnie badane są dane o cenach, a poziom inflacji jest ustalany na ich podstawie. Dane ankietowe stanowią podstawę do wyliczania danych uogólnionych pełnoagregatowych.

<sup>2</sup> 2009 *World Development Indicators* (2009), The World Bank, New York, s. 72—75.

<sup>3</sup> *Rocznik Statystyczny Rzeczypospolitej Polskiej 2008* (2008), GUS, s. 704 i 705.

By dokonać podziału konsumentów na 3 grupy w aspekcie globalnym, odniesiono się do dochodu narodowego liczonego na mieszkańca, a nie do spożycia w podziale wtórnym (możliwego do określenia statystycznie), ponieważ uniemożliwiłoby to określenie liczby potencjalnych inwestorów. Potencjalnych — bowiem w rzeczywistości znaczna część dochodów w gospodarstwach domowych ludzi bogatych przeznaczana jest na luksusową, ponadstandardową konsumpcję. Nie przyjąłem też do obliczeń wartości dolarowych w cenach nabycia (tzw. PPP), gdyż moim zdaniem (niezależnie od potrzeby liczenia takich danych) są one skażone błędem systemowym (porównywalność poziomu konsumpcji między krajami). Z reguły wzorcowe wskaźniki krajów rozwiniętych zawierają w sobie relatywnie wysokie ceny żywności i relatywnie niskie koszty kapitału, odwrotnie niż w krajach rozwijających się. Jednak w miarę wzrostu dochodu narodowego kraje rozwijające się będą przejmowały strukturę cenową krajów rozwiniętych.

W celu lepszego wykorzystania danych o rozkładzie konsumpcji przyjąłem pewne założenia: jako konsumpcję poniżej przeciętnego poziomu — 2220 dolarów w 2007 r. na mieszkańca rocznie, a dla inwestorów dolną granicę — 11456 dolarów (dane ONZ). Tym samym w danych dla przeciętnego konsumenta mieści się ogromna rozpiętość dochodów lub konsumpcji. Jest to założenie celowe, ponieważ pojęcie przeciętnej rozpiętości dochodów lub konsumpcji jest dla różnych krajów niejednorodne. I do tych wielkości zastosowałem odpowiednie przeliczenia w strukturze konsumpcji czy dochodów ludności.

**TABL. 1. LICZBA LUDNOŚCI WEDŁUG GRUP KONSUMENTÓW  
W NIEKTÓRYCH KRAJACH ŚWIATA W 2007 R.**

K r a j e	Konsumentci poniżej przeciętnego poziomu	Konsumentci przeciętni	Inwestorzy	Konsumentci poniżej przeciętnego poziomu	Konsumentci przeciętni	Inwestorzy
	w tys.			w % struktury konsumentów ogółem		
<b>Ś w i a t<sup>a</sup></b> .....	<b>3811561</b>	<b>1630386</b>	<b>1144384</b>	<b>57,9</b>	<b>24,7</b>	<b>17,4</b>
<b>Kraje Unii Europejskiej<sup>b</sup></b> .....	<b>1581</b>	<b>84780</b>	<b>406329</b>	<b>0,3</b>	<b>17,2</b>	<b>82,5</b>
Austria .....	0	29	8291	0	0,3	99,7
Belgia .....	0	0	10620	0	0	100,0
Bułgaria .....	734	6534	392	9,6	85,3	5,1
Dania .....	0	0	5460	0	0	100,0
Estonia .....	0	579	761	0	43,2	56,8
Finlandia .....	0	0	5290	0	0	100,0
Francja .....	0	727	60983	0	1,2	98,8
Grecja .....	0	1544	9646	0	13,8	86,2
Hiszpania .....	0	4505	40365	0	10,0	90,0
Irlandia .....	0	0	4340	0	0	100,0
Litwa .....	13	2130	1237	0,4	63,0	36,6
Łotwa .....	0	1382	898	0	60,6	39,4
Niderlandy .....	0	707	15673	0	4,3	95,7
Niemcy .....	0	1692	80568	0	2,1	97,9
Polska .....	0	25274	12846	0	66,3	33,7
Portugalia .....	0	3161	7449	0	29,8	70,2

<sup>a</sup> Bez krajów i terytoriów o ludności poniżej 1 mln mieszkańców. Ich udział w odniesieniu do ludności świata wynosił 0,27%, a w dochodzie narodowym brutto — 0,63%. <sup>b</sup> Bez Cypru, Luksemburga, Malty.

**TABL. 1. LICZBA LUDNOŚCI WEDŁUG GRUP KONSUMENTÓW  
W NIEKTÓRYCH KRAJACH ŚWIATA W 2007 R. (dok.)**

K r a j e	Konsumenci poniżej przeciętnego poziomu	Konsumenci przeciętni	Inwestorzy	Konsumenci poniżej przeciętnego poziomu	Konsumenci przeciętni	Inwestorzy
	w tys.			w % struktury konsumentów ogółem		
<b>Kraje Unii Europejskiej (dok.)</b>						
Republika Czeska .....	0	1511	8819	0	14,6	85,4
Rumunia .....	798	18321	2421	3,7	85,1	11,2
Słowacja .....	36	2127	3237	0,7	39,4	59,9
Słowenia .....	0	319	1701	0	15,8	84,2
Szwecja .....	0	0	9150	0	0	100,0
Węgry .....	0	4947	5113	0	49,2	50,8
W. Brytania .....	0	3587	57393	0	5,9	94,1
Włochy .....	0	5704	53676	0	9,6	90,4
<b>Niektóre inne kraje</b>						
Białoruś .....	1164	8181	355	12,0	84,3	3,7
Chorwacja .....	0	2659	1781	0	59,9	40,1
Norwegia .....	0	0	4710	0	0	100,0
Rosja .....	6138	102195	33777	4,3	71,9	23,8
Serbia .....	711	6215	454	9,6	84,2	6,2
Szwajcaria .....	0	0	7550	0	0	100,0
Turcja .....	10874	55098	7908	14,7	74,6	10,7
Ukraina .....	17062	28716	1012	36,5	61,4	2,2
Australia .....	0	1344	19726	0	6,4	93,6
Brazylia .....	46704	120267	20669	24,9	64,1	11,0
Chiny .....	786311	503136	35213	59,4	38,0	2,7
Indie .....	1048567	85453	0	92,5	7,5	0
Indonezja .....	173096	48237	4307	76,7	21,4	1,9
Japonia .....	0	0	127770	0	0	100,0
Kanada .....	0	1467	31513	0	4,4	95,6
Korea Południowa .....	0	6774	41686	0	14,0	86,0
Meksyk .....	14149	73458	18183	13,4	69,4	17,2
Stany Zjednoczone .....	0	24886	276734	0	8,3	91,7
<b>Pozostałe kraje<sup>c</sup></b>	<b>1519300</b>	<b>440898</b>	<b>38206</b>	<b>76,0</b>	<b>22,1</b>	<b>1,9</b>
<b>Kraje oszacowane<sup>d</sup></b>	<b>185904</b>	<b>36622</b>	<b>66501</b>	<b>64,3</b>	<b>12,7</b>	<b>23,0</b>

<sup>c</sup> Dla których były dane. <sup>d</sup> O ludności powyżej 1 mln osób, dla których brak danych.

U w a g a. Oszacowania struktury rozkładu dochodów dla 20 krajów (brak danych) o ludności powyżej 1 mln dokonano według struktury krajów o podobnej strukturze gospodarczej, np. dla Tajwanu na podstawie danych Hongkongu, niektórych krajów arabskich wykorzystując strukturę danych dla Tunezji.

Ź r ó d ł o: 2009 World Development Indicators (2009), The World Bank, Washington; National Accounts Statistics: Analysis of Main Aggregates 2007 Part I, II, III (2008), United Nations, New York; „Monthly Bulletin of Statistics” (2009), No. 07/2009, United Nations, New York.

Oto wnioski wynikające z tabl. 1:

1. Główne znaczenie dla zwiększenia liczby i udziału potencjalnych inwestorów oraz zmniejszenia liczby konsumentów poniżej przeciętnego poziomu życia ma wielkość dochodu narodowego liczona na mieszkańca.
2. Kraje, uznawane jako wzorce demokracji, stosujące w ekonomii zasadę „Welfare State” (w przybliżeniu powszechnego dobrobytu) osiągnęły wyróżniające się wskaźniki udziału grup konsumentów w strukturze konsumpcji. Są to kraje skandynawskie, pozostałe kraje Europy Zachodniej, a także Japonia. Jedynie 8 krajów świata spośród uwzględnionych w analizie ma 100% udziału po-

tencjalnych inwestorów: Dania, Finlandia, Norwegia, Szwecja, Austria, Belgia, Irlandia i Japonia. W krajach anglosaskich, w których dominujące znaczenie ma wolny rynek, wskaźnik ten jest również wysoki. Druga grupa krajów z uznanymi zasadami równości konsumpcji to kraje byłego obozu socjalistycznego. Trzecia grupa krajów o względnie niskiej rozpiętości dochodów czy konsumpcji, choć wyższej niż w dwóch poprzednich grupach, to kraje islamskie, gdzie działa zasada szariat u i reguły dotyczące unikania bardzo wysokich zysków, zwłaszcza w bankach.

3. Kraje z dyktatorskim systemem zarządzania charakteryzują się bardzo wysokimi (z reguły) wskaźnikami rozpiętości dochodów czy konsumpcji. Tym samym poziom dobrobytu mieszkańców zależy w dużym stopniu od poziomu demokracji.
4. Jest jeszcze grupa krajów o silnej mozaice stosowania reguł ekonomii w danym kraju. Np. w Brazylii część ludności żyje w tak naturalnych warunkach, że oddziaływanie rynku ma bardzo nieznaczną moc, więc i konsumpcja jest nieuchwytna w statystyce rynkowej.
5. Zastosowana metoda pozwala na powiązanie danych makroekonomicznych (dotyczących tworzenia dochodu narodowego) z danymi ankietowymi (dotyczącymi spożycia według grup dochodowych) — czyli danych dotyczących podziału wtórnego dochodu narodowego.
6. Z danych przedstawionych w tablicy można pośrednio określić, jaka jest potencjalna liczba inwestorów oraz potencjalna wielkość zaangażowanego w inwestycjach kapitału inwestorów indywidualnych. Wielkości te należy rozważać w kategoriach nie subiektywnych, ale względem wielkości wytworzonego dochodu narodowego.

Wykorzystując te same dane sporządzono tabl. 2, zawierającą informacje o potencjalnym kapitale inwestycyjnym. Jako potencjalny kapitał inwestycyjny przyjęto w poszczególnych krajach tylko te dane o rozkładzie konsumpcji lub dochodach ludności, które przekraczały 11456 dolarów na mieszkańca rocznie. Jest więc to kryterium dość wysokie.

**TABL. 2. POTENCJALNY KAPITAŁ INWESTYCYJNY W NIEKTÓRYCH KRAJACH I OBSZARACH ŚWIATA W 2007 R.**

K r a j e	Kapitał inwestycyjny				Udział kapitału w dochodzie narodowym brutto w %
	w mln dolarów	świat = 100	na mieszkańca w tys. dolarów	na inwestora w tys. dolarów	
<b>Ś w i a t<sup>a</sup></b> .....	<b>12644391</b>	<b>100,0</b>	<b>1,92</b>	<b>11,05</b>	<b>23,3</b>
<b>Kraje Unii Europejskiej<sup>b</sup></b> .....	<b>3696572</b>	<b>29,2</b>	<b>7,50</b>	<b>9,10</b>	<b>22,1</b>
Austria .....	78102	0,6	9,39	9,42	20,9
Belgia .....	113972	0,9	10,73	10,73	25,1
Bułgaria .....	6150	0,0	0,80	15,69	15,6
Dania .....	58437	0,5	10,70	10,70	18,8
Estonia .....	4517	0,0	3,37	5,94	21,2
Finlandia .....	47663	0,4	9,01	9,01	19,5
Francja .....	564404	4,5	9,15	9,26	22,2
Grecja .....	68663	0,5	6,14	7,12	21,9

a, b Notki patrz na str. 67.

**TABL. 2. POTENCJALNY KAPITAŁ INWESTYCYJNY W NIEKTÓRYCH KRAJACH  
I OBSZARACH ŚWIATA W 2007 R. (dok.)**

K r a j e	Kapitał inwestycyjny				Udział kapitału w dochodzie narodowym brutto w %
	w mln dolarów	świat = 100	na mieszkańca w tys. dolarów	na inwestora w tys. dolarów	
<b>Kraje Unii Europejskiej (dok.)</b>					
Hiszpania .....	336807	2,7	7,51	8,34	23,4
Irlandia .....	64053	0,5	14,76	14,76	25,0
Litwa .....	6999	0,1	2,07	5,66	18,3
Łotwa .....	5318	0,0	2,33	5,92	19,6
Niderlandy .....	154115	1,2	9,41	9,83	20,1
Niemcy .....	640544	5,1	7,79	7,95	19,3
Polska .....	72001	0,6	1,89	5,60	17,2
Portugalia .....	65125	0,5	6,14	8,74	29,2
Republika Czeska .....	27064	0,2	2,62	3,07	15,7
Rumunia .....	43749	0,3	2,03	18,07	27,1
Słowacja .....	9718	0,1	1,80	3,00	13,2
Słowenia .....	9800	0,1	4,85	5,76	21,3
Szwecja .....	88015	0,7	9,62	9,62	19,4
Węgry .....	21860	0,2	2,17	4,28	15,8
W. Brytania .....	706605	5,6	11,59	12,31	25,5
Włochy .....	502891	4,0	8,47	9,37	24,0
<b>Niektóre inne kraje</b>					
Białoruś .....	4880	0,0	0,50	13,75	10,9
Chorwacja .....	7601	0,1	1,71	4,27	14,8
Norwegia .....	82802	0,7	17,58	17,58	21,4
Rosja .....	249319	2,0	1,75	7,38	19,3
Serbia .....	6214	0,0	0,84	13,69	15,5
Szwajcaria .....	99986	0,8	13,24	13,24	23,6
Turcja .....	191727	1,5	2,60	24,24	39,3
Ukraina .....	5763	0,0	0,12	5,69	4,1
Australia .....	225769	1,8	10,72	11,45	23,9
Brazylia .....	791013	6,3	4,22	38,27	60,2
Chiny .....	409953	3,2	0,31	11,64	12,1
Indie .....	0	0	0	0	0
Indonezja .....	34247	0,3	0,15	7,95	7,9
Japonia .....	801741	6,3	6,27	6,27	18,3
Kanada .....	311995	2,5	9,46	9,90	21,9
Korea Południowa .....	168638	1,3	3,48	4,05	17,6
Meksyk .....	226962	1,8	2,15	12,48	25,4
Stany Zjednoczone .....	3872506	30,6	12,84	13,99	28,1
<b>Pozostałe kraje<sup>c</sup></b> .....	<b>1077320</b>	<b>8,5</b>	<b>0,54</b>	<b>28,20</b>	<b>23,7</b>
<b>Kraje oszacowane<sup>d</sup></b> .....	<b>379383</b>	<b>3,0</b>	<b>1,31</b>	<b>5,70</b>	<b>24,9</b>

c, d Notki patrz na str. 68.

Uwaga i źródło — jak w tabl. 1.

Z danych w tabl. 2 wynika, że w 2007 r. 30,6% potencjalnego kapitału inwestycyjnego tworzone było przez mieszkańców Stanów Zjednoczonych, a nieznacznie mniej w Unii Europejskiej (UE). Zaskakująco wysoki jest potencjalny kapitał inwestycyjny Brazylii. Jest to kraj o wyjątkowo wysokim poziomie rozpiętości dochodów ludności. Oto niektóre inne wnioski:

1. Spośród krajów uwzględnionych w analizie najwyższy potencjalny kapitał inwestycyjny na mieszkańca ma Norwegia (ponad 17 tys. dolarów).

2. Najwyższy udział potencjalnego kapitału inwestycyjnego w dochodzie narodowym brutto miała Brazylia, dla której udział ten w strukturze rozkładu dochodów dla 10% ludności o najwyższych dochodach wynosił 43,0%. Na drugim miejscu znalazła się Turcja — kraj w którym również notowane są znaczne rozbieżności w strukturze konsumpcji ludności.
3. W Unii Europejskiej najwyższym potencjalnym kapitałem inwestycyjnym w 2007 r. dysponowała W. Brytania (ponad 700 mld dolarów amerykańskich).
4. Polska, wśród 12 krajów przyjętych do UE po 2004 r. , miała zdecydowanie najwyższy potencjalny kapitał inwestycyjny mieszkańców. W 2007 r. wynosił on ponad 70 mld dolarów amerykańskich. Jest to nieznacznie wyższe miejsce niż w przypadku, gdyby uwzględniano poziom absolutnego dochodu narodowego.

Można też prowadzić podobną statystykę dla danych dotyczących przeciętnej potencjalnej konsumpcji.

Istnieje znaczne zapotrzebowanie statystyczne na zwiększenie dokładności i standaryzacji obliczeń dotyczących rozkładu dochodów i spożycia mieszkańców w skali krajów świata. W szczególnym stopniu dotyczy to nieuwzględniania w zasadzie dochodów i konsumpcji ludności zmarginalizowanej: długoletnio bezrobotnej, bezdomnej, z reguły nieujmowanej w danych dotyczących rozkładu dochodów czy konsumpcji. Ale dane dla tych grup są w zasadzie uwzględniane w szacunku wielkości dochodu narodowego poprzez oszacowania rynku niejawnego (szarej strefy).

W przypadku danych o rozkładzie dochodów czy konsumpcji pochodzących z ankiet, podobnie jak dane o inflacji, informacje o nich powinny być konfrontowane z danymi o spożyciu, podawanymi w ramach danych o dochodach narodowych. Dane te mogą być znacznie lepiej wykorzystywane w informacjach statystycznych. Nie dochód narodowy, ale jego efekt — spożycie — jest podstawą powszechnego dobrobytu mieszkańców lub jego braku. Mogą być też one wykorzystywane, zwłaszcza dane o potencjalnych inwestorach, w celu porównywania realnych wyników w dochodzie narodowym z danymi dotyczącymi przyrostów inwestycji kapitałowych, wynikających z wycen kapitałowych: akcji, obligacji, nowych nieruchomości.

---

**mgr Jacek Ziemiński** — Warszawa

## SUMMARY

*An analysis of the people income distribution is complicated due to methodological assumptions as well as empirical material. However based on them as well as using data resulting from exchange rates and their ratios three main consumer groups can be selected: consumption under standard level, consumption about standard level and potential investors. A share index can be recognized as one of democratisation measures in the market economy. It can be used to compare potential invest power.*

*Анализ распределения доходов населения является сложным как в отношении методологических основ так и доступности эмпирического материала. Однако же на этой основе, а также используя данные валютных курсов и их пересчетов, можно выделить три главные группы потребителей: первая у которой потребление ниже условного уровня, вторая, которая находится близко стандартного уровня и потенциальных инвесторов. Коэффициент доли может быть признанный одним из показателей демократизации в рыночной экономике. Он может использоваться для сопоставлений потенциальной силы инвестиций.*

**Mirosław GORCZYCA**

## Mieszkalnictwo w Niemczech

---

Omawiając rozwój mieszkalnictwa w Niemczech skoncentruję się przede wszystkim na okresie po zjednoczeniu. Ludność Niemiec grupuje się teraz w coraz większej liczbie gospodarstw domowych o malejącej wielkości<sup>1</sup>. Nie pozostaje to bez wpływu na efekty budownictwa mieszkaniowego, co wiąże się również z relatywnie wysokim poziomem zaspokojenia potrzeb mieszkaniowych ludności.

Inwestycje mieszkaniowe stanowiły w ostatnich latach niespełna 1/3 łącznych inwestycji, stanowiących <1/5 PKB<sup>2</sup>. Poziom udziału inwestycji mieszkaniowych w PKB zbliżony był w minionym dziesięcioleciu do występującego w latach dziewięćdziesiątych<sup>3</sup>.

---

<sup>1</sup> W 2007 r. było ich 39722 tys. o przeciętnej wielkości 2,07 osoby na każde z nich — obliczenia na podstawie: *Statistisches Jahrbuch 2009 Für die Bundesrepublik Deutschland*, Statistisches Bundesamt, Wiesbaden 2009.

<sup>2</sup> Inwestycje mieszkaniowe stanowiły w latach 2000—2006 — kolejno — następujący odsetek PKB: 4,9 i 22,5—6,3 i 32,1—5,8 i 33,6—5,7 i 33,7—5,5 i 32,0—5,2 i 30,5 oraz 5,4 i 30,5, a inwestycje ogółem to, odpowiednio: 21,8—19,5—17,3—17,4—17,1—17,1 i 17,7% PKB — obliczono na podstawie: *Statistisches Jahrbuch 2007 Für die Bundesrepublik Deutschland*, Statistisches Bundesamt, Wiesbaden 2007.

<sup>3</sup> *Annual Bulletin of Housing and Building Statistics for Europe* (edycje dla odpowiednich lat), United Nations, New York.



## BUDOWNICTWO MIESZKANIOWE

W okresie od zjednoczenia Niemiec oddawano do użytku zróżnicowaną liczbę mieszkań (tabl. 1). Malejąca liczba zezwoleń na budowę mieszkań wskazuje na pogłębiającą się dekoniunkturę w budownictwie mieszkaniowym.

**TABL. 1. BUDOWNICTWO MIESZKANIOWE**

Wyszczególnienie	1991	1995	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
Mieszkania zbudowane w tys. ...	332	603	423	326	290	268	278	242	249	211	.
w tym:											
b. RFN .....	315	499	337	268	241	226	238	206	.	.	.
b. NRD .....	17	104	86	58	49	42	40	36	.	.	.
Mieszkania zbudowane w domach jednorodzinnych w tys.	.	136	177	144	136	131	144	123	146	95	88
w tym:											
b. RFN .....	94	105	138	115	109	107	118	101	.	.	.
b. NRD .....	.	31	39	29	27	24	26	22	.	.	.
Zezwolenia na budowę miesz- kań w tys. ....	418	563	368	299	281	294	270	244	248	183	175
w tym:											
b. RFN .....	401	459	282	241	232	252	230	208	.	.	.
b. NRD .....	17	104	86	58	49	42	40	36	.	.	.

Źródło: H. Angele; *Bausparheschaft* 2005, „Wirtschaft und Statistik” 2006 nr 11; *Bautätigkeit und Wohnungen*, „Wirtschaft und Statistik” 2008 nr 2 oraz *Wohnen und Bauen*, „Wirtschaft und Statistik” 2009 nr 10.

Z ogólnej liczby oddanych do użytku w 2007 r. mieszkań prawie wszystkie (98,1%) znajdowały się w budynkach mieszkalnych<sup>4</sup>. Z punktu widzenia inwestorów, najwięcej ich przypadało na indywidualne gospodarstwa domowe (65,0%), a następnie deweloperów — 28,9%.

Kryzys ekonomiczny, a także wysoki standard zaspokojenia potrzeb mieszkaniowych ludności spowodowały radykalny spadek intensywności budowania mieszkań. W Niemczech realizowano w ostatnim okresie <3 mieszkania na 1 tys. ludności<sup>5</sup>.

Średnia wielkość mieszkań zbudowanych w ostatnich latach wynosiła ok. 120 m<sup>2</sup> powierzchni użytkowej mieszkania (pum)(141 m<sup>2</sup> w domach z 1 mieszkaniem, 107 m<sup>2</sup> w „bliźniakach” oraz 81 w obiektach wielorodzinnych<sup>6</sup>).

Średni koszt zbudowania 1 m<sup>2</sup> pum stanowił w 2007 r. 2061 euro<sup>7</sup>, wobec np. 1862 euro w 2005 r.<sup>8</sup>. Konfrontacja kosztu uzyskania 1 m<sup>2</sup> pum ze średnią

<sup>4</sup> Obliczono na podstawie: *Statistisches Jahrbuch 2009 Für die Bundesrepublik Deutschland*, op. cit.

<sup>5</sup> Ditto.

<sup>6</sup> Ditto.

<sup>7</sup> Obliczono na podstawie relacji kosztów budowy do uzyskanej powierzchni użytkowej mieszkań według *Statistisches Jahrbuch 2009 Für die Bundesrepublik Deutschland*, op. cit.

<sup>8</sup> Jak wyżej — według *Statistisches Jahrbuch 2007 Für die Bundesrepublik Deutschland*, op. cit.

miesięczną płacą w Niemczech określiła jego przeciętną „płacochłonność”. Odpowiadała ona kosztowi ok. 1,4 m<sup>2</sup> w 2005 r.<sup>9</sup> Była ona znacznie większa niż w poprzednich latach, kiedy to np. w b. RFN średnia miesięczna płaca stanowiła równowartość kosztu budowy 1,5—2,0 m<sup>2</sup> pum<sup>10</sup>.

## ZASOBY I WARUNKI MIESZKANIOWE

Stan substancji mieszkaniowej w końcu 2007 r. to prawie 40 mln mieszkań z przeszło 176 mln izb i 3444 mln m<sup>2</sup> pum<sup>11</sup>. Zdecydowana większość z nich znajdowała się w budynkach mieszkalnych (por. tabl. 2). Na tereny b. RFN przypadało 77,8% ogólnej liczby mieszkań. Jeśli idzie o ich rozmieszczenie według wielkości obiektów, to przeszło połowa z nich znajdowała się w mieszkalnych budynkach wielolokalowych (≥3 mieszkań). Wśród prawie połowy mieszkań w obiektach z 1—2 lokalami prawie 2/3 to znajdujące się w budynkach jednomieszkaniowych. Znacznie wyższy był odsetek mieszkań w małych budynkach w b. RFN (50,6%) niż w b. NRD (34,0%).

**TABL. 2. STAN ZASOBÓW MIESZKANIOWYCH W 2007 R.**

Wyszczególnienie	Mieszkania				Średnia wielkość mieszkań w m <sup>2</sup> pu			
	w tys.	z tego w domach o liczbie mieszkań w %			razem	z tego w domach o liczbie mieszkań		
		1	2	≥3		1	2	≥3
<b>O g ó ł e m</b> .....	<b>39132,2</b>	<b>28,7</b>	<b>18,2</b>	<b>53,1</b>	<b>86</b>	<b>121</b>	<b>89</b>	<b>67</b>
w tym:								
b. RFN .....	30436,3	30,5	20,1	49,4	90	124	91	69
b. NRD .....	8695,9	22,3	11,7	66,0	73	104	76	62

Ź r ó d ł o: obliczenia na podstawie *Statistisches Jahrbuch 2009 Für die Bundesrepublik Deutschland*, op. cit.

Niespełna połowa mieszkań (41,6% w 2006 r.) stanowiła własność ich użytkowników. Wyższy ich odsetek występował<sup>12</sup> na terenach b. RFN (44,6%) niż b. NRD (30,6%).

Stopień nasycenia mieszkaniem w 2007 r. wynosił 486 mieszkań na 1 tys. ludności (tabl. 3). Zwiększył się on o 14 mieszkań ogółem w całych Niemczech w porównaniu z 1999 r.

<sup>9</sup> Średnia miesięczna płaca w 2005 r. wynosiła 2542 euro — por.: *Löhne und Gehälter* (2008), „Wirtschaft und Statistik”, nr 2.

<sup>10</sup> Por. M. Gorczyca: *Stan i potrzeby rozwoju mieszkalnictwa w Polsce — na tle wybranych krajów* (2010), GUS, Warszawa.

<sup>11</sup> Ditto.

<sup>12</sup> Ditto.

TABL. 3. ZASOBY I WARUNKI MIESZKANIOWE

Wyszczególnienie	Mieszkania na 1 tys. ludności	Średnia liczba pokoi	Powierzchnia użytkowa w m <sup>2</sup> na	
			mieszkanie	mieszkańca
1999				
Ogółem .....	462	4,4	84,3	39,0
w tym:				
b. RFN .....	454	4,4	87,6	39,8
b. NRD .....	498	4,0	70,9	35,3
2001				
Ogółem .....	469	4,4	84,8	39,8
w tym:				
b. RFN .....	459	4,5	88,1	40,5
b. NRD .....	513	4,0	71,5	36,7
2003				
Ogółem .....	474	4,4	85,3	40,5
w tym:				
b. RFN .....	464	4,5	88,6	41,1
b. NRD .....	521	4,0	72,1	37,6
2005				
Ogółem .....	480	4,4	85,8	41,2
w tym:				
b. RFN .....	467	4,5	89,7	41,9
b. NRD .....	530	4,0	72,6	38,4
2007				
Ogółem .....	486	4,4	86,3	41,9
w tym:				
b. RFN .....	473	4,5	90,1	42,6
b. NRD .....	535	4,0	73,0	39,1

Źródło: obliczenia na podstawie *Statistisches Jahrbuch 2009 Für die Bundesrepublik Deutschland*, op. cit.

W 2007 r. średnia wielkość mieszkania to 86 m<sup>2</sup> pu w całych Niemczech. W domach jedno- i dwumieszkaniowych były znacząco większe lokale niż w obiektach wielorodzinnych.

W latach 1999—2007 w dalszym ciągu rosła przestronność zaludnienia mieszkań. Zwiększała się średnia liczba izb i powierzchnia użytkowa mieszkań. W 2007 r. średnia pum *per capita* wynosiła 42 m<sup>2</sup>. W ciągu 8 lat wskaźnik ten uległ poprawie o 7,4%. Dysparytet standardu mieszkaniowego — mierzony w pum *per capita* — na niekorzyść b. NRD zmniejszył się (w 1990 r. wskaźnik ten wynosił w b. RFN ok. 36 m<sup>2</sup>, a w b. NRD 28 m<sup>2</sup> pum)<sup>13</sup>.

<sup>13</sup> Por. M. Gorczyca, op. cit.

Z mikrospisu o sytuacji mieszkaniowej w 2008 r. wynika, że średnia wielkość mieszkania w Niemczech wynosiła 91,7 m<sup>2</sup> pu. Patrząc na dane bardziej szczegółowe było to (w m<sup>2</sup> pum): 127,1 w obiektach z 1 mieszkaniem, 100,5 z 2 mieszkaniami, 67,9 z  $\geq 3$  mieszkaniami i 85,4 w pozostałych budynkach<sup>14</sup>.

Standard instalacyjny mieszkań to w zasadzie komplet instalacji, jednak jest on w dalszym ciągu gorszy na terenach b. NRD (gdzie np. występuje jeszcze ogrzewanie piecowe).

Znaczące dysyparytety standardu mieszkaniowego występują między krajami związkowymi Niemiec (landami). W najbardziej syntetycznym ujęciu, wyrażonym w pum *per capita*, rozstęp wartości krańcowych tego miernika wynosił od 35,9 m<sup>2</sup> w Hamburgu do 48,0 m<sup>2</sup> w Hesji. Oznaczało to, że obszar zmienności omawianego wskaźnika między landami stanowił aż 29% wartości średniej dla całych Niemiec.

### WYDATKI NA MIESZKANIE

W 2007 r. wydatki na mieszkanie stanowiły 33,5% przeciętnych wydatków konsumpcyjnych przypadających na jedno gospodarstwo domowe. W wydatkach na mieszkanie niespełna 1/5 stanowiły wydatki na media energetyczne<sup>15</sup>. W grupach wielkości gospodarstw domowych udział wydatków na mieszkanie malał w miarę wzrostu liczby osób w nich zamieszkujących. I tak w 2007 r. stanowił on (od 1- do  $\geq 5$ -osobowych) następujące wielkości (w euro/osobę/miesiąc): 518, 373, 273, 228 i 154<sup>16</sup>. Z roku na rok rósł udział wydatków na mieszkanie.

W związku z wysokim w przeszłości dotowaniem gospodarki mieszkaniowej, po zjednoczeniu na obszarze b. NRD nastąpiła drastyczna (ok. 4-krotna) podwyżka czynszów, w celu urealnienia ich deficytowego poziomu.

### DODATKI MIESZKANIOWE

W wyniku rosnących kosztów utrzymania mieszkań w Niemczech, stosuje się dodatki mieszkaniowe. Pieniądze na pomoc mieszkaniową przeznaczone są na subsydiowanie kosztów mieszkaniowych. Mają one na celu umożliwienie słabszym ekonomicznie gospodarstwom domowym utrzymanie mieszkań odpowiednich do ich stanu osobowego i statusu ekonomicznego. Kto spełnia kryteria dochodowe ma prawo otrzymać pomoc mieszkaniową, zweryfikowaną przez odpowiednie komórki służby socjalnej. Otrzymują ją, jako zasiłek na pokrycie

<sup>14</sup> *Ausstattung mit Verbrauchsgütern und Wohnsituation privater Haushalte in Deutschland, Ergebnisse der Einkommen und Verbrauchstichprobe 2008* (2009), „Wirtschaft und Statistik”, nr 5.

<sup>15</sup> Obliczenia na podstawie *Statistisches Jahrbuch 2009 Für die Bundesrepublik Deutschland*, op. cit.

<sup>16</sup> Ditto, przy czym do gospodarstw z  $\geq 5$  osób przyjęto średnią liczbę 7 osób.

kosztów utrzymania mieszkania (pokrycia czynszu), osoby wynajmujące lokale, ale też mające własne domy czy mieszkania. Wysokość zasiłków ustala się według liczby osób w gospodarstwach domowych, ich dochodów, jak też kosztów utrzymania mieszkań. To ostatnie kryterium obowiązuje tylko do poziomu maksymalnie uwzględnianych obciążeń. Ich wysokość jest zmienna i zależna od regulacji ustawowych i sytuacji ekonomicznej oraz polityki społecznej państwa. Pieniądze na ten cel pochodzą — na ogół w równych częściach — z budżetów federalnych i krajowych.

Dane o zasięgu i rozmiarach pomocy mieszkaniowej w zjednoczonych Niemczech wskazują na zróżnicowany jej zasięg w latach 1991—2007 (tabl. 4). Największa liczba gospodarstw domowych otrzymujących tę pomoc wystąpiła w 1992 r., zapewne głównie z powodu wspomnianej podwyżki czynszów mieszkaniowych. Szczególnie niski poziom pomocy mieszkaniowej notowano w 2007 r., co po części spowodowane było zmianami w ich ewidencjonowaniu.

**TABL. 4. ZASIĘG I ROZMIARY POMOCY MIESZKANIOWEJ W NIEMCZACH**

L a t a	Świadczeniobiorcy pomocy mieszkaniowej w tys.			Roczna kwota pomocy mieszkaniowej w mln euro		
	ogółem	w tym		ogółem	w tym	
		b. RFN	b. NRD		b. RFN	b. NRD
1991 .....	3541	1757	1784	2326	1946	380
1992 .....	3850	1847	2003	3315	1947	1568
1993 .....	3212	1844	1369	3515	1961	1354
1994 .....	2744	1902	842	2954	2085	868
1995 .....	2595	1938	657	2938	2288	650
1996 .....	2719	2091	628	3127	2470	656
1997 .....	2861	2141	720	3428	2711	717
1998 .....	2947	2206	741	3635	2817	818
1999 .....	2816	2074	742	3629	2771	858
2000 .....	2839	2073	766	3541	2678	863
2001 .....	2820	1989	831	4056	3080	976
2002 .....	3101	2341	760	4544	3648	896
2003 .....	3389	2587	803	4859	3904	955
2004 .....	3524	2702	822	5183	4198	985
2005 <sup>a</sup> .....	781	565	216	1235	962	273
2006 <sup>a</sup> .....	666	482	184	1162	891	271
2007 <sup>a</sup> .....	580	419	161	924	706	218

<sup>a</sup> Spadek liczby świadczeniobiorców wynika z faktu uwzględniania w nich tylko gospodarstw domowych będących beneficjentami „czystych” dodatków.

Ź r ó d ł o: T. Hausteine Wohngeld in Deutschland 2007 (2008), „Wirtschaft und Statistik”, nr 11 i obliczenia na jego podstawie.

W 2007 r. z dodatków mieszkaniowych skorzystało ok. 580 tys. gospodarstw domowych, tzn. ok. 1,5% ogólnej liczby.

Średni ich poziom wyniósł 88 euro miesięcznie na świadczeniobiorcę. Spośród 580 tys. gospodarstw domowych otrzymujących dodatki mieszkaniowe większość uzyskiwało je jako zasiłki czynszowe. Skład socjalny świadczeniobiorców w 2007 r. był następujący (w %): 47,3 emeryci i renciści, 22,7 robotnicy, 12,0 pracownicy umysłowi, 6,6 bezrobotni, 8,7 studiujący i 2,7 urzędnicy i pracujący na własny rachunek.

Średnia wielkość dodatku mieszkaniowego wynosiła w 2007 r. od 75 euro w landzie Brema do 101 euro w landzie Hamburg. W ujęciu *per capita* stanowiło to 11 euro w całych Niemczech, z tego 10 w b. RFN i 17 w b. NRD.

Z punktu widzenia regionalnego udział gospodarstw domowych otrzymujących dodatki mieszkaniowe wynosił 1,3% w b. RFN i Berlinie Zachodnim, 2,4% w b. NRD (bez Berlina Wschodniego) oraz — według landów — od 0,9% w Bawarii do 3,2% w Meklemburgii i Przednim Pomorzu.

### SYTUACJA MIESZKANIOWA W NIEMCZECH I POLSCE

Porównanie sytuacji mieszkaniowej w Niemczech pokazuje, że w Polsce mamy dużo do odrobienia. Na przykład w 2007 r. w Niemczech było 486 mieszkań na 1 tys. ludności, a w Polsce — 341 mieszkań. Przestronność zaludnienia mieszkań w naszym kraju to z kolei 24 m<sup>2</sup> pum *per capita*, a w Niemczech 42 m<sup>2</sup>. Poziom naszego wskaźnika (24 m<sup>2</sup> pum na osobę) w Niemczech wystąpił blisko 50 lat temu (w RFN). Pamiętać przy tym tu trzeba o wyższym standardzie instalacyjnym mieszkań niemieckich.

Wyższy poziom rozwoju i statusu ekonomicznego w Niemczech sprawia, że siła nabywcza płac w stosunku do cen jednostek mieszkaniowych jest u naszych zachodnich sąsiadów ok. 3 razy wyższa niż u nas (w Polsce ok. 0,6 m<sup>2</sup> pum, a w Niemczech 1,5—2,0 pum). Z kolei wydatki na mieszkanie stanowią w Polsce <1/5 wydatków konsumpcyjnych, gdy w Niemczech ok. 1/3. Niższy jest też w Polsce zakres pomocy mieszkaniowej i podobnie jak w Niemczech malejący.

---

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

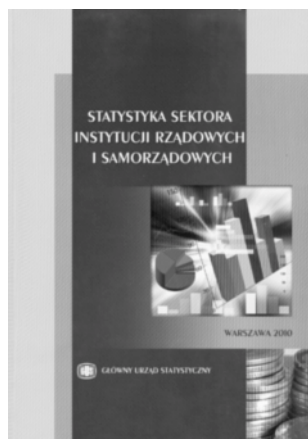
### SUMMARY

*The article presents a condition of German housing in 2007 as well as retrospectively (years 1991—2007). This paper discusses considerations of housing development and the condition in dwelling construction as well as stocks and housing conditions, and expenses bear for dwellings as well as the housing supplement system.*

*В статье представляется положение жилищного строительства в Германии в 2007 г., а также в ретроспективном представлении в 1991—2007 гг. Обсуждаются также обусловленности развития жилищного строительства, его положение, ресурсы и жилищные условия, а также затраты на жилье и система доплат на жилье.*

## INFORMACJE. PRZEGLĄDY. RECENZJE

### Nowości wydawnicze GUS i urzędów statystycznych (kwiecień 2010 r.)



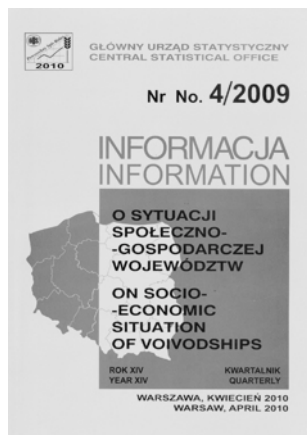
Wydana jednorazowo „**Statystyka sektora instytucji rządowych i samorządowych**” jest publikacją o charakterze metodologicznym. Ma ona na celu ułatwienie użytkownikom bardziej efektywne wykorzystywanie statystyki dotyczącej tytułowego sektora. Publikacja jest adresowana do osób opracowujących statystykę sektora instytucji rządowych i samorządowych zgodnie z metodologią Europejskiego Systemu Rachunków Narodowych i Regionalnych we Wspólnocie (ESA’95), wprowadzoną w życie rozporządzeniem Rady (WE) nr 2223/96 z 25 czerwca 1996 r. Lektura tego opracowania pozwoli przyswoić praktyczne wykorzystanie metodologii ESA’95 oraz poznać różnice

w odniesieniu do metodologii krajowej.

W publikacji przedstawiono obszerną charakterystykę sektora, w poszczególnych rozdziałach zamieszczono definicje podstawowych pojęć stosowanych w statystyce sektora instytucji rządowych i samorządowych, opisano źródła danych wykorzystywanych do jej opracowywania. Podano tu także zasady obliczania danych według metodologii ESA’95, ze szczególnym uwzględnieniem notyfikacji deficytu i długu sektora oraz przedstawiono wymogi Unii Europejskiej w omawianym zakresie.

Publikacja powstała dzięki pracy Zespołu ds. Statystyki Sektora Instytucji Rządowych i Samorządowych, który został powołany przez prezesa GUS. Zespół ten działa we współpracy z GUS, Ministerstwem Finansów oraz NBP w zakresie koordynacji spójności metodologicznej statystyki tego sektora.

Publikacja dostępna na stronach internetowych GUS.

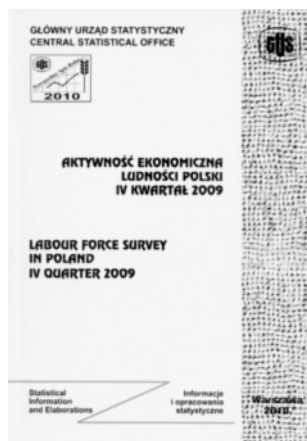


Ukazała się kolejna edycja publikacji wydawanej z częstotliwością kwartalną — **„Informacja o sytuacji społeczno-gospodarczej województw. Nr 4/2009”**. W opracowaniu przedstawiono podstawowe informacje charakteryzujące sytuację społeczno-gospodarczą poszczególnych województw i zobrazowano przestrzenne zróżnicowanie na licznych mapach. Wszystkie kategorie statystyczne zostały zaprezentowane w ujęciu dynamicznym oraz w relacji do przeciętnych wielkości dla kraju w okresach kwartalnych i narastających.

Opracowanie zawiera uwagi ogólne i metodyczne objaśniające pojęcia, definicje i klasyfikacje wykorzystywane w publikacji oraz część analityczną z zamieszczonymi tam mapami i wykresami ilustrującymi omawiany temat. Część tabelaryczna podaje szczegółowe dane o stanie i ruchu ludności, rynku pracy, wynagrodzeniach, emeryturach i rentach, cenach, mieszkaniach oddanych do użytku, podmiotach gospodarki narodowej, produkcji sprzedanej przemysłu i budownictwa, wynikach finansowych przedsiębiorstw, nakładach inwestycyjnych oraz rolnictwa.

W omawianej edycji — kończącej rok — zamieszczono charakterystykę poszczególnych województw oraz zestaw niektórych informacji o podregionach w podziale z 1 stycznia 2009 r.

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



Publikacja **„Aktywność ekonomiczna ludności Polski. IV kwartał 2009”** przedstawia sytuację na rynku pracy na podstawie uogólnionych wyników reprezentacyjnego Badania Aktywności Ekonomicznej Ludności (BAEL), przeprowadzonego w IV kwartale 2009 r. Przedmiotem tego badania jest obserwacja aktywności ekonomicznej ludności, czyli faktu wykonywania pracy, pozostawiania bezrobotnym lub biernym zawodowo w badanym tygodniu. Kolejność wyodrębniania poszczególnych kategorii ludności gwarantuje zaklasyfikowanie każdej osoby tylko do jednej kategorii.

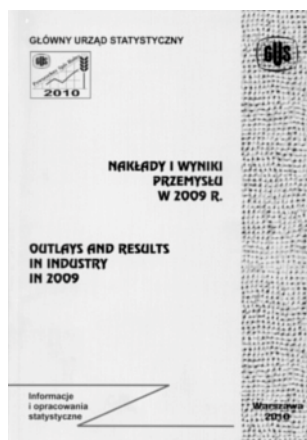
Przedstawione w publikacji dane statystyczne pozwolą czytelnikom ocenić poziom aktywności



zawodowej ludności z uwzględnieniem cech demograficznych i społecznych. Dane o osobach pracujących podano tu według cech zawodowych, statusu zatrudnienia, a także czasu pracy. Opracowanie zawiera wyczerpującą charakterystykę osób mających status bezrobotnych — poznamy czas trwania bezrobocia, jakie były metody poszukiwania pracy oraz przeszłość zawodową tych osób. Badano też sytuację osób niepełnosprawnych na rynku pracy. Opracowanie charakteryzuje ponadto przyczyny bierności zawodowej.

Publikacja zawiera uwagi metodyczne, część analityczną opracowania oraz tablice ze wskaźnikami precyzji — przeglądowe za lata 1992—2009 oraz szczegółowe (zawierające wyniki badania z IV kwartału 2009 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.



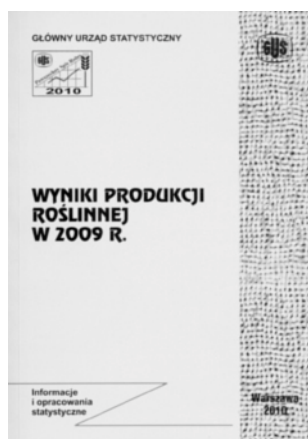
**„Nakłady i wyniki przemysłu w 2009 r.”** opracowano na podstawie miesięcznych i kwartalnych wyników badań statystyki publicznej. Przedstawione w publikacji informacje stanowią zbiór podstawowych danych o przemyśle według sekcji, działów i grup, umożliwiającą przeprowadzenie analizy porównawczej oraz obserwację zmian zachodzących w przemyśle.

Z lektury publikacji dowiemy się o wartości, dynamice i strukturze produkcji sprzedanej, ilości produkcji ważniejszych wyrobów, zatrudnieniu, przeciętnym miesięcznym wynagrodzeniu, zmianach cen producentów wyrobów, robót i usług, czasie przepracowanym, nakładach inwestycyjnych, a także

poznamy aktywa obrotowe, źródła finansowania majątku, wskaźniki finansowe oraz przedsiębiorstwa według wskaźnika rentowności obrotu netto.

Obszerną część tabelaryczną przedstawiono w trzech częściach (A, B, C). Część A układu tabelarycznego obejmuje informacje przeglądowe o przemyśle w retrospekcji dwóch lat według sektorów własności i kwartałów, miesięcy oraz sekcji; część B przedstawia informacje według działów przemysłu; część C zawiera informacje według grup przemysłu. Niektóre dane zilustrowano na wykresach.

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



Roczne wydanie „**Wyników produkcji roślinnej w 2009 r.**” jest zbiorem podstawowych danych wynikowego szacunku — po omłotach, wykopkach i zbiorach — produkcji głównych ziemioplodów rolnych, warzyw i owoców oraz upraw pastewnych w 2009 r. W publikacji uwzględniono reprezentacyjne badania w zakresie powierzchni i plonów upraw. Analizę zachodzących przemian i tendencji w produkcji roślinnej ułatwiają przedstawione w publikacji dane krajowe o produkcji podstawowych upraw, podane na tle średnich wyników z lat 2001—2005 oraz na tle lat 2007 i 2008. Z kolei produkcję ziemioplodów w układzie sektorowym pokazano w porównaniu z analogicznymi wielkościami roku

poprzedniego.

Dwa działy publikacji zawierają szczegółową analizę wyników produkcji roślinnej na tle warunków agrometeorologicznych oraz przebiegu siewów, a ponadto ocenę stanu zasiewów ozimin z listopada 2009 r. Dział trzeci to tabelaryczne zestawienie informacji, ujmujące powierzchnię, plony i zbiory podstawowych upraw rolnych i ogrodnich dla ogółem rolnictwa, według sektorów oraz dla gospodarstw indywidualnych.

Publikacja dostępna na płycie CD oraz na stronach internetowych GUS.

Oprac. **Alina Świdarska**

## Informacja o sytuacji społeczno-gospodarczej kraju — kwiecień 2010 r.

---

W kwietniu br. utrzymały się tendencje obserwowane w gospodarce w I kwartale br., przy czym w wielu obszarach odnotowano osłabienie dynamiki w stosunku do wysokiej z marca br. Mimo nieco mniejszego niż przed miesiącem wzrostu produkcji sprzedanej, przemysł pozostawał najbardziej dynamicznym sektorem gospodarki. Wolniej rosła również sprzedaż usług w transporcie i łączności. Sprzedaż detaliczna, po relatywnie wysokim wzroście odnotowanym w poprzednim miesiącu, ponownie była niższa niż przed rokiem. Zmniejszała się skala spadku produkcji budowlano-montażowej w porównaniu z notowaną w pierwszych miesiącach br. Sytuacja finansowa badanych przedsiębiorstw niefinansowych w I kwartale br. była korzystniejsza od bardzo trudnej przed rokiem, natomiast ich aktywność inwestycyjna uległa ograniczeniu. W maju br. przedsiębiorcy formułowali ostrożniejsze niż przed miesiącem (choć nadal optymi-

styczne) oceny koniunktury. Utrzymała się natomiast tendencja poprawy nastrojów konsumentów.

Przy dalszym spowolnieniu tempa wzrostu cen konsumpcyjnych (do 2,4%), w drugim z kolei miesiącu odnotowano wzrost przeciętnych wynagrodzeń realnych w sektorze przedsiębiorstw w skali roku. Siła nabywcza świadczeń społecznych rosła szybciej niż przeciętnych wynagrodzeń. Na rynku pracy obserwowano poprawę trudnej sytuacji — zahamowany został spadek przeciętnego zatrudnienia w sektorze przedsiębiorstw, a stopa bezrobocia rejestrowanego (12,3%) ponownie obniżyła się w skali miesiąca (wykres 1). Wstępne wyniki badania aktywności ekonomicznej ludności za I kwartał br. potwierdzają notowane dotychczas niekorzystne zjawiska — stopa bezrobocia była najwyższa od trzech lat, spadł wskaźnik zatrudnienia, pogorszyła się relacja liczby osób niepracujących do pracujących.

Produkcja sprzedana przemysłu w kwietniu br. ukształtowała się na poziomie o 9,9% wyższym niż przed rokiem (wykres 2). Wzrost miał miejsce we wszystkich sekcjach przemysłu, z wyjątkiem wytwarzania i zaopatrywania w energię elektryczną, gaz, parę wodną i gorącą wodę. Spadek produkcji budowlano-montażowej uległ ograniczeniu (do 6,1%), ale nadal był notowany we wszystkich działach (wykres 3). Ceny producentów obniżały się nieco wolniej niż w poprzednich miesiącach (w przemyśle spadek cen o 0,5%, a w budownictwie — o 0,4%).

W I kwartale br. badane przedsiębiorstwa uzyskały lepsze niż przed rokiem wyniki finansowe. Przychody z całokształtu działalności ukształtowały się powyżej poziomu sprzed roku, co przy spadku kosztów ich uzyskania spowodowa-

ło poprawę wskaźnika poziomu kosztów (wykres 4). Korzystniejsze były również wskaźniki rentowności obrotu brutto i netto, poprawiła się płynność przedsiębiorstw. Pogorszył się natomiast wskaźnik rentowności sprzedaży. W porównaniu z I kwartałem ub. roku zmniejszył się nieco udział jednostek wykazujących zysk netto w ogólnej liczbie badanych podmiotów, ale znacznie wzrósł ich udział w przychodach. Większość podstawowych relacji ekonomiczno-finansowych eksporterów ukształtowała się korzystniej niż przed rokiem, ale była gorsza niż dla ogółu badanych przedsiębiorstw.

W okresie trzech miesięcy br. obroty towarowe w handlu zagranicznym zwiększyły się w ujęciu rocznym (wykres 5). W rezultacie wyższej dynamiki eksportu niż importu, poprawiło się ujemne saldo wymiany towarowej ogółem. Najszybciej rósł eksport do krajów rozwijających się oraz import z krajów Europy Środkowo-Wschodniej, głównie z Rosji. W strukturze rozdysponowania importu obniżył się udział importu towarów konsumpcyjnych i dóbr inwestycyjnych, a wzrósł — towarów przeznaczonych na zużycie pośrednie.

Na rynku rolnym w kwietniu br. przeciętne ceny skupu większości podstawowych produktów rolnych obniżyły się w skali miesiąca i, z wyjątkiem cen ziemniaków i mleka, były niższe niż przed rokiem (wykres 6). Wyniki przeprowadzonego w końcu marca br. reprezentacyjnego badania trzody chlewnej wskazują na kontynuację, trwającej od listopada ub. roku, stopniowej odbudowy stada trzody chlewnej. Opłacalność tuczu tego gatunku w kwietniu br. była jednak słabsza niż przed rokiem.

Po czterech miesiącach br. budżet państwa zamknął się deficytem w wysokości 27042,0 mln zł, co stanowiło 51,8% kwoty założonej w ustawie budżetowej na 2010 r.

**Departament Opracowań Zbiorczych, GUS**

# SPIS TREŚCI

## STUDIA METODOLOGICZNE

<i>Marcin Salamaga</i> — Miernik podobieństwa grupowania obiektów .....	1
<i>Paweł Kumor</i> — Przyzwyczajenie społeczne do rosnących dysproporcji płac .....	12
<i>Jarosław Lira</i> — Zastosowanie modelowania ekonometrycznego do oceny opłacalności produkcji żywca wieprzowego .....	25

## BADANIA I ANALIZY

<i>Sebastian Kokot</i> — Uwarunkowania podejmowania inwestycji deweloperskich w głównych miastach Polski .....	36
<i>Piotr Szukalski</i> — Małżeństwa wyznaniowe w Polsce w latach 1999—2007 .....	45

## STATYSTYKA REGIONALNA

<i>Jan Czempas</i> — Udział podatku od nieruchomości w budżetach gmin woj. śląskiego .....	59
--	----

## STATYSTYKA MIĘDZYNARODOWA

<i>Jacek Ziemiński</i> — Poziom konsumpcji jako miernik demokratyzacji w gospodarce rynkowej .....	65
<i>Mirosław Gorczyca</i> — Mieszkalnictwo w Niemczech .....	72

## INFORMACJE. PRZEGLĄDY. RECENZJE

Nowości wydawnicze GUS i urzędów statystycznych (kwiecień 2010 r.) (oprac. <i>Alina Świdorska</i> ) .....	79
Informacja o sytuacji społeczno-gospodarczej kraju — kwiecień 2010 r. (oprac. <i>Departament Opracowań Zbiorczych, GUS</i> ) .....	82

# CONTENTS

## METHODOLOGICAL STUDIES

<i>Marcin Salamaga</i> — The similarity measure in cluster analysis .....	1
<i>Paweł Kumor</i> — Social habits to increasing inequalities of earnings .....	12
<i>Jarosław Lira</i> — Using econometric modeling to estimate the profitability of pork production .....	25

## SURVEYS AND ANALYSES

<i>Sebastian Kokot</i> — Considerations of developer investments in major Polish cities .....	36
<i>Piotr Szukalski</i> — Denominational marriages in Poland in years 1999—2007 .....	45

## REGIONAL STATISTICS

<i>Jan Czempas</i> — Property tax share in commune budgets of Śląskie voivodship .....	59
--	----

## INTERNATIONAL STATISTICS

<i>Jacek Ziemiński</i> — Consumption level as a democratisation measure in the market economy .....	65
<i>Mirosław Gorczyca</i> — The housing in Germany .....	72

## INFORMATION. REVIEWS. COMMENTS

New publications of the CSO of Poland and Regional Statistical Offices in April 2010 (by <i>Alina Świdorska</i> ) .....	79
Information on the socio-economic situation of the country in April 2010 (by <i>Aggregated Studies Division, CSO</i> ) .....	82



## TABLE DES MATIÈRES

### ÉTUDES MÉTHODOLOGIQUES

<i>Marcin Salamaga</i> — Mesure de ressemblance relative au regroupement des objets .....	1
<i>Paweł Kumor</i> — Acceptation sociale de la progression des inégalités des salaires .....	12
<i>Jarosław Lira</i> — Application des modèles économétriques à l'évaluation de la rentabilité de l'élevage des porcs .....	25

### ÉTUDES ET ANALYSES

<i>Sebastian Kokot</i> — Conditions d'investissements entrepris par les promoteurs relatives aux villes principales de la Pologne .....	36
<i>Piotr Szukalski</i> — Couples confessionnels en Pologne dans les années 1999—2007 .....	45

### STATISTIQUES RÉGIONALES

<i>Jan Czempas</i> — Participation de l'impôt sur les immeubles aux budgets des communes de la voïevodie de Silésie .....	59
---	----

### STATISTIQUES INTERNATIONALES

<i>Jacek Ziemiecki</i> — Niveau de consommation — la mesure de la démocratisation relative à l'économie de marché .....	65
<i>Mirosław Gorczyca</i> — Logement en Allemagne .....	72

### INFORMATIONS. REVUES. COMPTE-RENDUS

Nouveautés éditoriales du GUS et des offices statistiques régionaux (avril 2010) (par <i>Alina Świdorska</i> ) .....	79
Information sur la situation socio-économique du pays — avril 2010 (par <i>Département d'Études Agrégées, GUS</i> ) .....	82

## СОДЕРЖАНИЕ

### МЕТОДОЛОГИЧЕСКИЕ ИЗУЧЕНИЯ

<i>Марцин Саламага</i> — Показатель сходства группировки объектов .....	1
<i>Павел Кумор</i> — Общественная привычка к растущим диспропорциям вознаграждений .....	12
<i>Ярослав Лира</i> — Использование эконометрического моделирования для оценки рентабельности свиноводства .....	25

### ОБСЛЕДОВАНИЯ И АНАЛИЗЫ

<i>Себастьян Кокот</i> — Обусловленность предпринимания девелоперских инвестиций в главных городах Польши .....	36
<i>Пiotр Шукальски</i> — Религиозные браки в Польше в 1999—2007 гг. ...	45

### РЕГИОНАЛЬНАЯ СТАТИСТИКА

<i>Ян Чемпас</i> — Доля налога на недвижимое имущество в бюджетах гмин силезского воеводства .....	59
--	----

### МЕЖДУНАРОДНАЯ СТАТИСТИКА

<i>Яцек Земецки</i> — Уровень потребления как показатель демократизации в рыночной экономике .....	65
<i>Мирослав Горчица</i> — Жилищное строительство в Германии .....	72

### ИНФОРМАЦИИ. ОБЗОРЫ. РЕЦЕНЗИИ

Издательские новости ЦСУ и статистических управлений (апрель 2010 г.) (разраб. <i>Алина Свидерска</i> ) .....	79
Информация о социально-экономическом положении страны — апрель 2010 г. (разраб. <i>Отдел сводных разработок, ЦСУ</i> ) .....	82

---

## Do naszych Autorów

### *Szanowni Państwo!*

\* W „Wiadomościach Statystycznych” publikowane są artykuły poświęcone teorii i praktyce statystycznej, omawiające metody i wyniki badań prowadzonych przez GUS oraz przez inne instytucje w kraju i za granicą, jak również zastosowanie informatyki w statystyce oraz zmiany w systemie zbierania i udostępniania informacji statystycznej. Zamieszczane są też materiały dotyczące zastosowania w kraju metodycznych i klasyfikacyjnych standardów międzynarodowych oraz informacje o działalności organów statystycznych i Polskiego Towarzystwa Statystycznego, a także rozwoju myśli statystycznej i kształceniu statystycznym.

\* W artykułach należy podawać ocenę opisywanych zjawisk oraz wnioski i sugestie dotyczące rozwoju badań i analiz statystycznych. Teksty nie mogą być publikowane w innych czasopismach.

\* **Artykuł** powinien mieć objętość (łącznie z wykresami, tablicami i literaturą) 10—15 stron maszynopisu (format A4, czcionka 12-punktowa, odstępy półtorej linii między wierszami, marginesy 2,5 cm ze wszystkich stron). Należy go dostarczyć pocztą elektroniczną lub na dyskietce oraz w dwóch egzemplarzach jednostronnego wydruku, bez odrębnych poprawek.

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

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

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

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

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

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

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

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

---

---

## 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. 347, tel. 22 608-32-25  
<http://www.stat.gov.pl/pts>

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

---

## 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 Śmiałowska, 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 Teresy Chmielewskiej, 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, 5328-816, 5328-819, 5328-820.

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.

---