

STUDIA METODOLOGICZNE

Agnieszka PLEŚNIAK

Wybór metody estymacji w budowie skali czynnikowej

Skala jest narzędziem do mierzenia zmiennych (Nowak, 2007) i stanowi regułę przypisania wartości obiektom (Górniak, 2000). Wartość obiektu dla zmiennych ukrytych jest kombinacją wyników uzyskanych na podstawie poszczególnych stwierdzeń (pytań). Skala oparta na czynnikach powstaje przez zsumowanie wartości dla poszczególnych stwierdzeń, zaś skala czynnikowa — w wyniku zastosowania analizy czynnikowej¹. Jednak taka klasyczna analiza nie daje badaczowi sposobności narzucenia z góry określonej struktury powiązań między czynnikami (zmiennymi ukrytymi) a stwierdzeniami (zmiennymi obserwowalnymi)². Możliwości takiej dostarcza modelowanie równań strukturalnych (SEM), a ściślej konfirmacyjna analiza czynnikowa³.

Modelowanie równań strukturalnych, z uwagi na dużą elastyczność i możliwość modelowania związków między zmiennymi, a także możliwość oceny dopasowania modeli pomiarowych, zyskuje coraz większą popularność. Zapro-

¹ Więcej informacji na temat skal czynnikowych i opartych na czynnikach można znaleźć m.in. w Górniak (2000), s. 128, zaś na temat budowy skal czynnikowych w Sagan (2003).

² Zmienne obserwowalne w modelowaniu równań strukturalnych nazywane są również wskaźnikami.

³ Modelowanie równań strukturalnych, obok związków między zmiennymi ukrytymi i obserwowalnymi (model pomiarowy), umożliwia również modelowanie związków między ukrytymi zmiennymi (model strukturalny). Etap polegający na budowie modelu pomiarowego nazywany jest konfirmacyjną analizą czynnikową — więcej na temat konfirmacyjnej analizy czynnikowej (CFA) oraz różnic między CFA i klasyczną eksploracyjną analizą czynnikową w Bollen (1989).

ponowano i rozwinięto wiele metod estymacji, które mają odmienne własności i wymagania co do rozkładu i rozmiaru próby.

W artykule zostaną omówione najbardziej popularne metody estymacji i ich własności, ze wskazaniem, w jakich sytuacjach poszczególne metody najlepiej sobie radzą. Obok własności metod uwzględniono również wyniki badań symulacyjnych dotyczących stopnia ich odporności na odchylenia od rozkładu normalnego, rozmiar próby, błędną specyfikację modelu itp. Następnie przedstawiono przykład empiryczny obrazujący rozważane zagadnienia.

METODY ESTYMACJI I ICH WŁASNOŚCI

Wybór metody estymacji parametrów modelu zależy od skali pomiaru zmiennych obserwowalnych oraz ich rozkładu, a także liczebności próby.

Jeśli zmienne są ciągłe i mają wielowymiarowy rozkład normalny, najczęściej stosuje się metodę największej wiarygodności (ML). Maksymalizuje ona wiarygodność parametrów, co jest równoznaczne z minimalizacją funkcji rozbieżności (Hoyle, 1995)⁴:

$$F_{ML} = \log |\Sigma(\theta)| + \text{tr}(\mathbf{S}\Sigma(\theta)^{-1}) - \log |\mathbf{S}| - q \quad (1)$$

gdzie:

- \mathbf{S} — macierz kowariancji i wariancji obliczona na podstawie próby N -elementowej,
- $\Sigma(\theta)$ — macierz kowariancji i wariancji wynikająca z modelu,
- $\theta = [\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_t]$ — wektor parametrów modelu,
- q — liczba zmiennych obserwowalnych.

Założenia, jakie powinny być spełnione w przypadku estymatora GLS (uogólniona metoda najmniejszych kwadratów) są nieco mniej restrykcyjne, zmienne nie muszą mieć wielowymiarowego rozkładu normalnego, ale mogą mieć inny, z niewielką kurtozą⁵. Uogólniona metoda najmniejszych kwadratów minimalizuje funkcję (np. Browne, 1973):

⁴ Dla uproszczenia funkcję rozbieżności $F(S, \Sigma(\theta))$ będę oznaczać jako F , dodając w dolnym subskrypcie oznaczenie zastosowanej metody, np. F_{ML} oznacza $F(S, \Sigma(\theta))$ dla metody największej wiarygodności.

⁵ Wystarczy, że asymptotyczna macierz kowariancji $\mathbf{ACOV}(s_{ij}, s_{gh}) = N^{-1}(\sigma_{ig}\sigma_{jh} + \sigma_{ih}\sigma_{jg})$, gdzie s_{ij} są elementami macierzy kowariancji obliczonej na podstawie próby, zaś σ_{ih} — macierzy kowariancji w populacji generalnej. Powyższy warunek spełniony jest również dla innych — niż wielowymiarowy normalny — rozkładów z niewielką kurtozą; por. Browne (1973), s. 2; Bollen (1989), s. 417. Ponadto Bollen (1989), s. 114 zwraca uwagę, że estymator ML należy do rodziny estymatorów GLS i w efekcie również jego asymptotyczne własności nie zależą od tego, czy zmienne obserwowalne użyte jako wskaźniki mają rozkład wielowymiarowy normalny, o ile mają one rozkład wymagany dla GLS. Zaś Browne (1973), s. 17 i 18 udowadnia, że estymatory ML mają asymptotyczne własności BGLS (z ang. *Best Generalized Least Squares*, czyli najlepszych estymatorów GLS; najlepszych — w sensie — najmniejszych wariancji).

$$F_{GLS} = \frac{1}{2} \text{tr}[(\mathbf{S} - \boldsymbol{\Sigma}(\boldsymbol{\theta}))\mathbf{V}^{-1}]^2 \quad (2)$$

gdzie \mathbf{V} — macierz wag⁶.

Najczęściej \mathbf{V} równa się \mathbf{S} , co odpowiada minimalizacji sumy kwadratów reszt przeważonych przez odwrotność \mathbf{S} , zaś wzór (2) upraszcza się wówczas do:

$$F_{GLS} = \frac{1}{2} \text{tr}[\mathbf{I} - \boldsymbol{\Sigma}(\boldsymbol{\theta})\mathbf{S}^{-1}]^2 \quad (3)$$

GLS dostarcza wyników asymptotycznie równoważnych do wyników ML (pod warunkiem że postać modelu jest poprawnie dobrana), ma podobne właściwości jak ML (por. Olsson, Troye, Howell, 1999), zaś jej zastosowanie wymaga podobnego czasu.

Estymatory uzyskane metodą ML oraz GLS, w przypadku wielowymiarowego rozkładu normalnego oraz innego rozkładu z kurtozą zbliżoną do kurtozy wielowymiarowego rozkładu normalnego, są zgodne i asymptotycznie efektywne, zaś standardowe błędy szacunku oraz statystyka chi-kwadrat w teście dopasowania modelu⁷ są poprawnie oszacowane. W przypadku rozkładu eliptycznego (bez asymetrii i z tym samym stopniem kurtozy) estymatory są nadal zgodne i asymptotycznie efektywne. Warto zaznaczyć, że nawet w przypadku rozkładu znacznie odbiegającego od wielowymiarowego rozkładu normalnego, estymatory uzyskane metodą GLS i ML są zgodne, ale nie są już asymptotycznie efektywne, zaś standardowe błędy szacunku nie są poprawnie oszacowane (są one zaniżone).

W przypadku błędnej specyfikacji ML dostarcza bardziej realistycznych miar dopasowania⁸ i mniej obciążonych wartości parametrów, a to z powodu odmiennej macierzy wag wykorzystanej w funkcjach rozbieżności ML i GLS (por. wzór (2) i przypis 6). Elementy macierzy wag dla ML oparte są na macierzy kowariancji wynikającej z modelu $\boldsymbol{\Sigma}(\hat{\boldsymbol{\theta}})$ (gdzie $\hat{\boldsymbol{\theta}}$ jest oszacowaniem ML), podczas gdy w GLS — na zaobserwowanej macierzy kowariancji (\mathbf{S}) i nie zależą tym samym od postaci modelu. Tak więc w tym ostatnim przypadku \mathbf{S} będzie

⁶ Jeśli macierz wag będzie równa $\boldsymbol{\Sigma}(\hat{\boldsymbol{\theta}})$, gdzie $\hat{\boldsymbol{\theta}}$ jest oszacowaniem ML, otrzymamy F_{ML} , zaś w przypadku gdy $\mathbf{V} = \mathbf{I}$ — funkcję rozbieżności dla nieważonej metody najmniejszych kwadratów F_{ULS} ; por. Bollen (1989), s. 429, Olsson, Foss, Troye, Howell, (2000), s. 562.

⁷ Hipoteza zerowa głosi, że macierz kowariancji w populacji generalnej jest równa macierzy kowariancji wynikającej z modelu, więcej informacji na temat statystyki chi-kwadrat w teście dopasowania modelu można znaleźć m.in. w Bollen (1989), s. 263—269 oraz w Hoyle (1995), s. 77—81. W dalszej części artykułu używając określenia statystyka chi-kwadrat będę miała na myśli statystykę w teście dopasowania modelu.

⁸ W badaniach symulacyjnych dla modeli z błędami specyfikacji modelu, modele oszacowane metodą GLS wykazywały zbyt optymistycznie empiryczne dopasowanie, co wiązało się z gorszym dopasowaniem teoretycznym; por. Olsson, Foss, Troye, Howell (2000).

zbiegać do Σ niezależnie od tego, czy postać modelu jest poprawna. W przypadku ML macierz kowariancji $\Sigma(\hat{\theta})$ będzie zbiegać do Σ tylko w wypadku poprawnej specyfikacji.

Gdy dane są ciągłe, a rozkład nie jest wielowymiarowy normalny, może być zastosowana odporna metoda największej wiarygodności (RML)⁹ lub metoda ADF (ang. *asymptotically distribution free*) — asymptotycznie niewrażliwa na rozkład lub według tłumaczenia zaproponowanego przez A. Sagana — nieparametryczna, niezależna od rozkładu. Estymacja metodą ADF polega na minimalizacji funkcji rozbieżności wykorzystywanej w ważonej metodzie najmniejszych kwadratów (WLS), przy czym macierzą wag \mathbf{W} jest asymptotyczna macierz kowariancji (Kaplan, 2000):

$$F_{WLS} = (s - \sigma)^T \mathbf{W}^{-1} (s - \sigma) \quad (4)$$

gdzie:

- s — wektor zawierający elementy górnej części macierzy \mathbf{S} , łącznie z przekątną,
- σ — wektor zawierający analogiczne elementy macierzy $\Sigma(\theta)$,
- \mathbf{S} — macierz kowariancji i wariancji obliczona na podstawie próby N -elementowej (w przypadku zmiennych porządkowych macierz korelacji polichorycznej),
- $\Sigma(\theta)$ — macierz kowariancji i wariancji wynikająca z modelu i jego założeń,
- $\theta = [\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_t]$ — wektor parametrów modelu.

Badania symulacyjne wskazują, że w przypadku ADF próba powinna wynosić 5000 obserwacji¹⁰ (np. Yuan, Bentler, 1997), w przypadku większej liczby zmiennych obserwowalnych i większej kurtozy odpowiednio więcej (Boomsma, Hoogland, 2001). Warto zaznaczyć, że jeśli wskaźniki mają wielowymiarowy rozkład normalny i specyfikacja modelu jest poprawna, wyniki otrzymane metodą ADF są asymptotycznie zbliżone do otrzymanych metodą ML i GLS. W sytuacji błędnej specyfikacji modelu (i rozkładu wielowymiarowego normalnego), z uwagi na macierz wag użytą w funkcji rozbieżności, wyniki uzyskane metodą ADF będą zbliżone do uzyskanych metodą GLS.

Skala pomiaru rzutuje na wybór miary korelacji i pośrednio na wybór metody estymacji. W przypadku zmiennych ciągłych współczynnik korelacji liniowej Pearsona jest naturalnym wyborem, natomiast dla zmiennych mierzonych na skalach dychotomicznych lub porządkowych powinno wybrać się korelację te-

⁹ Niewiele jest badań poświęconych RML i trudno określić, jaki rozmiar próby jest wystarczający. Fakt, że konieczne jest oszacowanie asymptotycznej macierzy kowariancji wskazuje na to, że nie powinien być on zbyt mały.

¹⁰ Dla prostych modeli przyjmuje się, że wystarczy 1000 obserwacji (Hoyle, 1995, s. 68; Curran i in., 1996, s. 16—29).

trachoryczną (dla skal dychotomicznych) lub polichoryczną (dla skal porządkowych), więcej na temat korelacji polichorycznej i tetrachorycznej można znaleźć m.in. u U. Olssona (1979a) i A. Pleśniak (2005).

W praktyce współczynnik korelacji liniowej Pearsona stosuje się często również dla skal porządkowych. Postępowanie takie może być uzasadnione, jeśli asymetria rozkładów poszczególnych stwierdzeń nie jest wysoka, a skala wystarczająco długa (minimum 5-stopniowa, jak podaje tutorial Amosa (por. też Labovitz, 1967), choć im dłuższa skala, tym lepiej, gdyż zjawisko tłumienia korelacji jest słabsze (Olsson, 1979b)¹¹. Poszczególne kategorie skali porządkowej traktowane są jako środki przedziałów. Zakłada się, że wyższa pozycja skali odpowiada większemu natężeniu badanej cechy (postawy) oraz że odległości między kolejnymi kategoriami skali są równe. Dalsza procedura nie odbiega od procedury stosowanej w przypadku zmiennych ciągłych.

Opisane podejście jest jednak krytykowane (Jöreskog, 2002) z uwagi na fakt, że założenie o równych odległościach między poszczególnymi kategoriami skali może nie być spełnione w praktyce. Ponadto często występuje silna asymetria, co w połączeniu z małą liczbą kategorii może zniekształcać korelację Pearsona (model oszacowany na podstawie błędnie oszacowanych współczynników korelacji będzie błędny).

W przypadku modelowania na podstawie macierzy korelacji polichorycznej, Muthén i Jöreskog (Jöreskog, 2002; Bollen, Long, 1993; Muthén, 1984) rozwinęły metodologię dla zmiennych kategorialnych CVM (ang. *categorical variable methodologies*), opartą na estymatorze asymptotycznie nieparametrycznym, niezależnym od rozkładu ADF.

Wykorzystanie asymptotycznej macierzy kowariancji, jako macierzy wag \mathbf{W} we wzorze (4), w przypadku modeli bardzo rozbudowanych może nastroczać trudności obliczeniowych ze względu na wymiar macierzy, gdyż wymaga ona oszacowania momentów centralnych czwartego rzędu. W przypadku zbyt małej próby asymptotyczna macierz kowariancji może nie być dobrze oszacowana, co pogłębia się przy obliczaniu jej odwrotności, wpływając na wyniki otrzymane ważoną metodą najmniejszych kwadratów — WLS (por. wzór (4), które nie są stabilne. Ponadto, jeśli asymptotyczna macierz kowariancji nie jest dodatnio określona, to zastosowanie estymatora ADF nie jest możliwe.

K. Jöreskog sugeruje, by w sytuacji małej liczebności próby wykorzystać metodę największej wiarygodności do oceny modelu, a następnie poprawić standardowe błędy szacunku i wartości statystyki chi-kwadrat (por. przypis 7), używając asymptotycznej macierzy kowariancji (Jöreskog, 2002).

W. Wothke (Bollen, Long, 1993) proponuje zaś wykorzystanie nieważonej metody najmniejszych kwadratów (ULS). Metoda ta jest techniką odporną i nie wymaga założeń dotyczących rozkładu, ale nie szacuje standardowych błędów szacunku i jest wrażliwa na skalę. Zaletą nieważonej metody najmniejszych

¹¹ Jednak zastosowanie zbyt dużej liczby kategorii może prowadzić do dzielenia skali przez respondentów i w efekcie — do wielomodalnych rozkładów.

kwadratów jest fakt, że może być zastosowana w przypadku macierzy korelacji, które nie są dodatnio określone (co często zdarza się w przypadku macierzy korelacji polichorycznych)¹². Metoda ULS dostarcza zgodnych punktowych ocen parametrów modelu, ale nie efektywnych. Może zatem być stosowana, gdy standardowe błędy szacunku nie są potrzebne (czyli np. w eksploracyjnej analizie czynnikowej lub do obliczenia wartości początkowych). Funkcja rozbieżności dla nieważonej metody najmniejszych kwadratów (ULS) jest opisana wzorem (2), z tym że macierz wag jest macierzą jednostkową, wobec czego wspomniany wzór upraszcza się do:

$$F_{ULS} = \frac{1}{2} \text{tr}[(S - \Sigma(\theta))^2] \quad (5)$$

PRÓBA KONSTRUKCJI SKALI CZYNNIKOWEJ

Dla zobrazowania rozważań posłużono się przykładem. Dane wykorzystane w opracowaniu pochodzą z badania ankietowego przeprowadzonego w 2006 r. przez CEBOS w Instytucie Statystyki i Demografii SGH. Próba losowa liczyła 1320 gospodarstw domowych¹³. W analizie uwzględniono jedynie gospodarstwa domowe, których głowa nie osiągnęła wieku emerytalnego (dla kobiet 60 lat, dla mężczyzn 65 lat)¹⁴. Było ich 982.

Analizie poddano stwierdzenia oceniające ważność potrzeby zabezpieczenia własnej starości na tle innych potrzeb, według klasyfikacji V. Schraba (omówionej w Rudnicki, 2000).

Stwierdzenia respondentów oceniające znaczenie potrzeby zabezpieczenia własnej starości na tle innych potrzeb określały zmienne stanowiące odpowiedzi na pytania zawarte w kwestionariuszu — Czy zabezpieczenie warunków na starość jest mniej ważne, tak samo ważne czy ważniejsze niż...

*I*1 — zdobywanie pieniędzy i osiągnięcie wyższych dochodów,

*I*2 — zdobywanie popularności,

*I*3 — zdobywanie szacunku,

¹² Problem braku dodatniej określoności może pojawić się również na etapie ustalania wartości początkowych. Większość metod to metody iteracyjne, które wymagają ustalenia początkowych wartości parametrów, bowiem jeśli macierz $\Sigma(\theta)$, wynikająca z początkowych wartości parametrów, nie jest dodatnio określona, wówczas dalsza estymacja staje się niemożliwa. Szczególnie dotyczy to metody największej wiarygodności, inne metody, jak uogólniona metoda najmniejszych kwadratów, radzą sobie z tym problemem; por. Bollen, Long (1993), s. 270. W takim przypadku można wykorzystać nieważoną metodę najmniejszych kwadratów do obliczenia wartości początkowych.

¹³ Dobór próby dwustopniowy, warstwowy.

¹⁴ Rozwiązanie takie ma swoje wady, gdyż emerytami mogą być osoby, które nie osiągnęły wieku emerytalnego (wcześniejsze emerytury). W 2006 r. spośród gospodarstw domowych, których głowa nie osiągnęła wieku emerytalnego, 9% zaliczało się do emerytów, natomiast 11% pobierało emeryturę.

- I/4 — urządzenie sobie obecnie wygodnych warunków życia,
- I/5 — zdobywanie awansu społecznego,
- I/6 — poprawienie wyglądu zewnętrznego,
- I/7 — zdobycie uznania wśród współpracowników i znajomych,
- I/8 — uzyskanie lub zachowanie dobrej kondycji fizycznej,
- I/9 — zapewnienie rozrywki i przyjemności.

Respondenci oceniali ważność potrzeby zabezpieczenia własnej starości względem pozostałych posługując się 11-stopniową skalą Stapela (od -5 do +5, gdzie -5 oznaczało zdecydowanie mniej ważne, 0 tak samo ważne, +5 zdecydowanie ważniejsze). Z kolei 11,2% respondentów wybrało kategorię „trudno powiedzieć” w przypadku co najmniej jednej pary potrzeb, nie ujawniając tym samym preferencji potrzeb, natomiast nie wystąpiły odmowy odpowiedzi.

Z jednej strony pominięcie braków odpowiedzi w analizach zniekształca ich wyniki, zaś z drugiej, jak słusznie zauważyli G. King, J. Honaker, A. Joseph i K. Scheve (2001), nie ma sensu imputować wartości, które nie istnieją. Imputacja jest uzasadniona jedynie w sytuacji, gdy respondent ma postawę, ale jej nie ujawnia. W praktyce trudno jest jednoznacznie określić, czy respondent rzeczywiście nie ma opinii na dany temat czy jedynie nie chce jej ujawnić, maskując ten fakt stwierdzeniem „trudno powiedzieć”¹⁵. Dlatego odpowiedzi „trudno powiedzieć” nie zostały imputowane, zaś szacując macierz kowariancji braki danych wyłączono parami.

Do konstrukcji skali czynnikowej w celu pomiaru zabezpieczenia się na starość gospodarstw domowych oraz oceny jej trafności zastosowano modelowanie równań strukturalnych (konfirmacyjną analizę czynnikową). Obliczenia zostały dokonane w programach SPSS (Amos) i LISREL.

Przy wyborze metody estymacji parametrów modelu pomiarowego uwzględniono wymagania metod co do rozkładów i skali pomiaru oraz wyniki badań symulacyjnych nad wrażliwością poszczególnych metod estymacji na odstępstwa od założeń oraz skutkami ich niespełnienia.

Zmienne służące jako wskaźniki w modelu pomiarowym orientacji na starość mierzone były na skali porządkowej. W takiej sytuacji można obliczyć współczynniki korelacji polichorycznej (lub potraktować skalę jako przedziałową) i współczynniki korelacji Pearsona. W artykule przyjęto drugi sposób z dwóch powodów. Efekt tłumienia korelacji dla skal 11-stopniowych jest słaby (por. Olsson, 1979 b)¹⁶. Ponadto asymetria rozkładów odpowiedzi dla poszcze-

¹⁵ Sytuacja w rzeczywistości jest bardziej skomplikowana. Obok respondentów, którzy nie ujawnili opinii (niezależnie od tego, czy ją mieli czy też nie), można wyobrazić sobie respondentów niemających opinii na dany temat i ukrywających ten fakt przez wybieranie kategorii neutralnej czy też, zdaniem respondenta, zgodnej z oczekiwaniami ankietera. Grynberg i Gilliam (1993), s. 348—357 wyodrębniają rzeczywiste i pozorne postawy oraz rzeczywisty i pozorny brak postawy w zależności od tego, czy respondent ma postawę i czy ją ujawnia.

¹⁶ Średnia różnica między współczynnikami korelacji liniowej Pearsona i polichorycznej wyniosła -0,03.

gólnych stwierdzeń występuje jedynie w przypadku pięciu z dziewięciu stwierdzeń (przy poziomie istotności 0,05) i nie jest ona silna, ponadto ma ten sam kierunek¹⁷, z wyjątkiem jednego stwierdzenia (tabl. 1).

TABL. 1. KLASYCZNE WSPÓŁCZYNNIKI ASYMETRII I KURTOZY ORAZ WARTOŚCI MINIMALNE I MAKSYMALNE ZMIENNYCH

Zmienna	Asymetria		Kurtoza		Minimum		Maksimum	
		<i>p</i>		<i>p</i>		liczebność		liczebność
<i>V</i> 1	-0,150	0,060	-0,276	0,050	-5	28	5	158
<i>V</i> 2	<u>0,309</u>	0,000	<u>-1,152</u>	0,000	-5	202	5	116
<i>V</i> 3	-0,181	0,024	-0,474	0,000	-5	79	5	100
<i>V</i> 4	-0,244	0,002	-0,169	0,270	-5	28	5	110
<i>V</i> 5	-0,137	0,088	-0,430	0,001	-5	95	5	58
<i>V</i> 6	-0,008	0,917	-0,921	0,000	-5	92	5	101
<i>V</i> 7	-0,038	0,629	-0,512	0,000	-5	72	5	67
<i>V</i> 8	-0,226	0,005	-0,408	0,001	-5	48	5	111
<i>V</i> 9	-0,068	0,390	-0,643	0,000	-5	65	5	104

p — krytyczny (empiryczny) poziom istotności.

Ź r ó d ł o: obliczenia własne.

Jak wspomniano, traktowanie skali porządkowej jako przedziałowej wiąże się z przyjęciem założenia o istnieniu ukrytej zmiennej ciągłej, która jest mierzona za pomocą skali porządkowej oraz — jeśli do obliczeń posłużyły liczby odpowiadające poszczególnym stopniom skali — o równych odległościach między poszczególnymi stopniami skali.

Przy wyborze metody estymacji istotne jest czy zmienne obserwowalne mają wielowymiarowy rozkład normalny. Założenie to można sprawdzić za pomocą testu opartego na kurtozie Mardii dla rozkładu wielowymiarowego lub sprawdzając, czy jednowymiarowe rozkłady są normalne. Jednak drugi sposób może służyć jedynie do wykrycia odstępstw od wielowymiarowego rozkładu normalnego, gdyż spełnienie założeń o jednowymiarowych rozkładach normalnych nie oznacza spełnienia założenia o wielowymiarowym rozkładzie normalnym, jest to warunek konieczny, ale niewystarczający. Założenie o wielowymiarowym rozkładzie normalnym nie jest spełnione, gdyż rozkłady brzegowe nie są normalne (na co wskazuje istotna asymetria i/lub kurtoza).

Z teoretycznego punktu widzenia, z uwagi na rozkład wskaźników, najlepsza byłaby metoda asymptotycznie niewrażliwa na rozkład (ADF). Jak wspomniano, wymaga ona jednak dużej liczebności próby ($n > 5000$), aby poprawnie oszaco-

¹⁷ Silna asymetria w różnych kierunkach jest przeciwwskazaniem do traktowania skali porządkowej jako przedziałowej.

wać asymptotyczną macierz kowariancji. Dla zbyt małych prób stosowanie metody ADF jest nieefektywne, gdyż daje ona gorsze oceny parametrów niż metoda największej wiarygodności czy uogólniona metoda najmniejszych kwadratów.

Można też spotkać się z poglądem, że w przypadku jeśli asymetria i kurtoza nie wykraczają poza przedział $(-1, 1)$, odstępstwa od wielowymiarowego rozkładu normalnego nie zniekształcają wyników. Warunek ten spełniają wszystkie wskaźniki poza jednym, dla którego kurtoza nieznacznie przekracza -1 .

Według tych rozważań najbardziej odpowiednia wydaje się metoda największej wiarygodności. Estymacji dokonano metodą największej wiarygodności na podstawie macierzy kowariancji. Ponadto, przedstawiono wyniki uzyskane uogólnioną metodą najmniejszych kwadratów (w przypadku poprawnej specyfikacji modelu powinna dać ona zbliżone wyniki). Obliczeń dokonano w pakiecie Amos.

ALTERNATYWNE MODELE POMIAROWE

Konceptualny model pomiarowy zakłada istnienie zmiennej ukrytej (jednej lub więcej) wyjaśniającej obserwowane korelacje między zmiennymi obserwowalnymi.

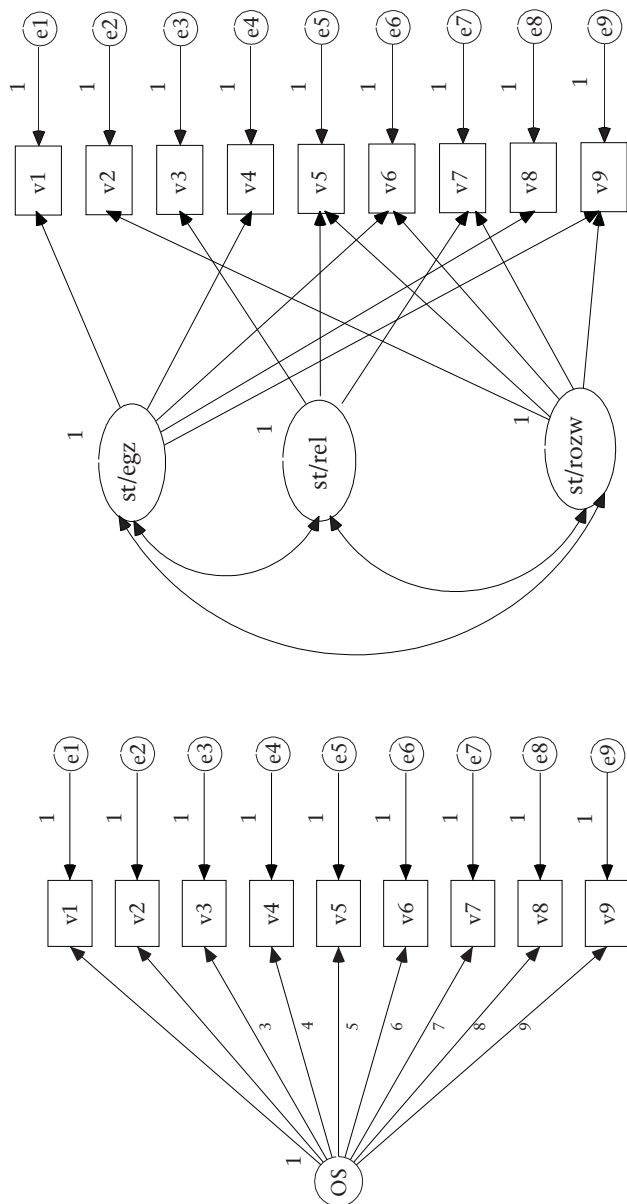
Budując model pomiarowy należy zastanowić się nad wymiarowością, tzn. czy jeden wymiar w pełni odzwierciedla strukturę zjawiska czy też konieczne jest uwzględnienie więcej wymiarów, by w pełni opisać badane zjawisko. Model zakładający istnienie jednego wymiaru jest prostszy i przez to bardziej pożądany z punktu widzenia badacza. Jeśli można bowiem jakieś zjawisko wyjaśnić w prostszy sposób, po co budować model bardziej skomplikowany, skoro model ze swej natury jest uproszczeniem.

Jednak na wymiarowość orientacji na starość będzie wpływała struktura potrzeb, które zostały użyte, by ocenić relatywną ważność potrzeby zabezpieczenia własnej starości. Potrzeby z tego samego poziomu hierarchii lub z tej samej grupy mogą być podobnie oceniane pod względem ich ważności. Kierując się z jednej strony prostotą, zaś z drugiej strukturą potrzeb zaproponowano model jednoczynnikowy i trójczynnikiowy.

Model trójczynnikiowy wynika z teorii ERG C. P. Alderfera¹⁸. Zakłada on istnienie trzech ukrytych czynników mierzących znaczenie potrzeby zabezpieczenia własnej starości na tle potrzeb egzystencjalnych (st/egz), na tle potrzeb związanych z poziomem relacji (st/rel) oraz z poziomem rozwoju (st/rozw). Konceptualny model jedno- i trójczynnikiowy przedstawia wykr. 1.

¹⁸ Model ERG Alderfera dzieli potrzeby na trzy poziomy: egzystencji (E), relacji (R) i rozwoju (G). Poziom egzystencji odpowiada potrzebom fizjologicznym i bezpieczeństwa w hierarchii A. Masłowa, poziom relacji — potrzebom miłości oraz szacunku i uznania, wreszcie poziom rozwoju tworzą potrzeby szacunku i uznania oraz samorealizacji.

KONCEPTUALNY MODEL POMIARÓW ORIENTACJI NA STAROŚĆ JEDNO- I TRÓJCZYNNIKOWY



OS — orientacja na starość, zmienna ukryta, v_1 — v_9 — stwierdzenia dotyczące znaczenia potrzeby zabezpieczenia własnej starości na tle innych potrzeb (por. tabl. 1), i_{ij} — ładunki ścieżkowe (czynnikowe) w modelu jedno- i trójczynnikiem, e_1 — e_9 — błędy pomiaru, st/egz, st/rel, st/rozv — zmienne ukryte w modelu trójczynnikiem: ocena ważności potrzeby zabezpieczenia własnej starości na tle potrzeb egzystencjalnych, relacji oraz rozwoju — odpowiednio, i_k — współczynniki korelacji między zmiennymi ukrytymi.

Źródło: opracowanie własne.

ANALIZA RZETELNOŚCI SKAL

Eksploracyjna analiza czynnikowa (czynniki wyodrębniono metodą głównych składowych) pozwoliła sprawdzić, czy istnieją podstawy do wyodrębniania ukrytych struktur na podstawie zaobserwowanych korelacji pomiędzy zmiennymi obserwowalnymi. Do oceny zasadności wyodrębniania ukrytych czynników wykorzystano test sferyczności macierzy korelacji Bartletta, statystykę Kaisera-Meyera-Olkina oraz procent wariancji wskaźników tworzących skalę — odtworzonej przez pierwszą główną składową (por. tabl. 2).

TABL. 2. NIEKTÓRE WŁASNOŚCI SKAL

Skale	Liczba stwierdzeń	Wartość statystyki KMO	λ	ss	Wyjaśniane wariacje w %	Współczynnik α -Cronbacha
Orientacja na starość (skala jednoczynnikowa)	9	0,834	2825,24	36	43,59	0,830
Ocena ważności potrzeby zabezpieczenia własnej starości na tle potrzeb egzystencjalnych	5	0,736	920,07	10	47,68	0,724
Ocena ważności potrzeby zabezpieczenia własnej starości na tle potrzeb relacji	3	0,667	826,73	3	69,84	0,783
Ocena ważności potrzeby zabezpieczenia własnej starości na tle potrzeb rozwoju	5	0,807	1451,39	10	57,02	0,805

λ — wartość statystyki w teście Bartletta dla $p < 0,001$, ss — stopnie swobody.

Źródło: obliczenia własne.

Wartości statystyki w teście Bartletta pozwalają stwierdzić, że macierze korelacji nie są macierzami jednostkowymi w przypadku wszystkich analizowanych skal. Warto dodać, że modelowanie równań strukturalnych, jako oparte na zaobserwowanych kowariancjach, również nie będzie miało sensu, jeśli macierz korelacji będzie jednostkowa. Z kolei wysokie wartości statystyki Kaisera-Meyera-Olkina świadczą o tym, że zaobserwowane macierze korelacji są produktem oddziaływania wspólnych czynników.

Dla wszystkich skal współczynniki rzetelności (α -Cronbacha) przyjmują akceptowalne wartości, pozwalając uznać skale za rzetelne. Analiza rzetelności nie daje więc podstaw do wyboru między modelem jednoczynnikowym a trójczynnikowym.

WERYFIKACJA MODELI POMIAROWYCH

W celu weryfikacji zaproponowanego modelu (wykr. 1) przeprowadzono konfirmacyjną analizę czynnikową. Pozwala ona również ocenić trafność skal stworzonych na podstawie wspomnianego modelu pomiarowego. Ponadto, porównano oszacowania uzyskane metodą największej wiarygodności (ML) i uogólnioną metodą najmniejszych kwadratów (GLS). Jak wspomniano, przy

poprawnej specyfikacji modelu obie metody powinny dawać zbliżone wyniki, zaś duże rozbieżności między wynikami uzyskanymi każdą z tych metod mogą wskazywać na błędy specyfikacji modelu.

Model jednoczynnikowy bez korelacji błędów pomiaru jest źle dopasowany — wartość statystyki chi-kwadrat jest wysoka¹⁹, średniokwadratowy błąd aproksymacji RMSEA²⁰ (ang. *root mean square error of approximation*) (Pleśniak, 2003) przekracza wartość 0,1, uznaną za dyskwalifikującą, zaś miary dopasowania nie osiągają akceptowalnej wartości 0,9, z kolei wartości bezwzględne reszt standaryzowanych przekraczały często 2, sugerując brak dopasowania macierzy kowariancji wynikającej z modelu i macierzy obliczonej na podstawie próby, N Hoeltera wyniosło 65 — znacznie poniżej wartości uznawanej za dopuszczalną, wyniki uzyskane metodą GLS również nie pozwalają uznać modelu za dopasowany (por. tabl. 3).

TABL. 3. MIARY DOPASOWANIA DLA MODELI PRZY ZASTOSOWANIU METODY ML I GLS

Statystyka	Jednoczynnikowy		Trójczynnikowy		Trójczynnikowy z kbp	
	ML	GLS	ML	GLS	ML	GLS
chi-kwadrat	612,898	423,736	193,95	171,06	46,53	44,104
(chi-kwadrat)/ss	22,7	15,7	9,7	8,6	2,9	2,8
n_R	15	25	4	6	4	5
RMR	0,670	0,913	0,302	0,360	0,278	0,325
GFI	0,869	0,904	0,958	0,961	0,990	0,990
AGFI	0,782	0,840	0,906	0,913	0,970	0,972
RMSEA	0,149	0,122	0,094	0,088	0,044	0,042
N Hoeltera	65	93	159	181	555	585

kbp — korelacje błędów pomiaru, chi-kwadrat — wartość statystyki w teście dopasowania modelu (por. przypis 7), ss — stopnie swobody, n_R — liczba reszt standaryzowanych, których wartość bezwzględna przekracza 2, RMR — odchylenie standardowe reszt, GFI — wskaźnik dopasowania modelu Jöreskoga i Sörboma, AGFI — skorygowany wskaźnik dopasowania modelu²¹, RMSEA — średniokwadratowy błąd aproksymacji. Miary dopasowania modelu opisane są m.in. w Bollen (1989), s. 257—279, Hoyle, 1995, rozdz. 5, Pleśniak (2003), s. 17—23.

Źródło: obliczenia przeprowadzono w pakiecie Amos.

¹⁹ Wysoka wartość statystyki chi-kwadrat implikuje wysokie wartości opartych o nią miar opartych na teorii informacji, takich jak: AIC (kryterium informacyjne Akaike'a), BIC (kryterium informacyjne Bayesa), BCC (kryterium Browna-Cudecka), ECVI (z ang. *expected cross-validation index* — wartość oczekiwana wskaźnika krosvalidacji) oraz niskie wartości absolutnych miar dopasowania. Miary oparte na teorii informacji są opisane w Pleśniak (2003), s. 22 i 23, ponadto ECVI w Bollen, Long (1993), s. 148—150.

²⁰ $RMSEA = \sqrt{\frac{F_{\min}(\mathcal{Z}(\theta), \mathcal{Z})}{ss}}$, gdzie: $F_{\min}(\mathcal{Z}(\theta), \mathcal{Z})$ — jest minimalną wartością funkcji

rozbieżności w populacji generalnej, której estymatorem jest $[(N-1)F(\mathcal{Z}(\hat{\theta}), \mathcal{Z}) - ss]/(N-1)$.

²¹ $AGFI = 1 - \frac{q(q+1)}{2 \cdot ss}(1 - GFI)$, gdzie dla ML: $GFI = 1 - \frac{tr[(\mathcal{Z}(\theta)^{-1}S - I)^2]}{tr[(\mathcal{Z}(\theta)^{-1}S)^2]}$, dla GLS:

$$GFI = 1 - \frac{tr[(I - \mathcal{Z}(\theta)S^{-1})^2]}{q}.$$

Ponadto znaczne rozbieżności między wynikami uzyskanymi metodą ML i GLS także świadczą na niekorzyść modelu jednoczynnikowego (w przypadku poprawnej specyfikacji modelu obie metody powinny dawać zbieżne wyniki — por. tabl. 3 i 4).

Model trójczynnikowy jest lepiej dopasowany niż jednoczynnikowy (wartość statystyki chi-kwadrat jest znacznie niższa. Implikuje to niższe wartości miar opartych na teorii informacji²²). Jednak nadal nie jest on dobrze dopasowany: średniokwadratowy błąd aproksymacji RMSEA 0,094 wynosi wprawdzie poniżej 0,1, ale nadal powyżej zalecanej wartości 0,05, niektóre miary dopasowania mają poniżej akceptowalnej wartości 0,9, wartości bezwzględne reszt standaryzowanych przekraczają 2, N Hoeltera wynosi poniżej zalecanej wielkości 200.

**TABL. 4. OCENY PARAMETRÓW DLA MODELI UZYSKANE METODĄ ML I GLS
(rozwiązanie standaryzowane)**

Parametr	Model jednoczynnikowy		Parametr	Model trójczynnikowy		Model trójczynnikowy z kbp	
	ML	GS		ML	GLS	ML	GLS
λ_1	0,40	0,45	λ_{11}	0,54	0,55	0,47	0,48
λ_2	0,45	0,55	λ_{41}	0,68	0,70	0,60	0,60
λ_3	0,64	0,70	λ_{61}	0,31	0,38	0,42	0,42
λ_4	0,53	0,60	λ_{81}	0,71	0,75	0,75	0,76
λ_5	0,72	0,72	λ_{91}	0,34	0,40	0,28	0,28
λ_6	0,70	0,75	λ_{32}	0,69	0,72	0,71	0,71
λ_7	0,83	0,85	λ_{52}	0,51	0,56	0,50	0,50
λ_8	0,54	0,63	λ_{72}	0,76	0,81	0,77	0,77
λ_9	0,56	0,61	λ_{23}	0,65	0,75	0,67	0,66
			λ_{53}	0,34	0,27	0,42	0,41
			λ_{63}	0,70	0,66	0,69	0,69
			λ_{73}	0,20	0,14*	0,30	0,30
			λ_{93}	0,46	0,47	0,53	0,53
			ϕ_{12}	0,76	0,75	0,80	0,79
			ϕ_{13}	0,19**	0,10***	0	0
			ϕ_{23}	0,44	0,44	0,20	0,20
			δ_{14}	0	0	0,21	0,20
			δ_{23}	0	0	0,36	0,34
			δ_{45}	0	0	0,15	0,15
			δ_{49}	0	0	0,21	0,21
			δ_{89}	0	0	0,23	0,23

kbp — korelacje błędów pomiaru, δ_{ij} — współczynnik korelacji błędów pomiaru e_i i e_j , * p = 0,004; ** p = 0,001; *** p = 0,041, dla pozostałych ocen parametrów $p < 0,001$, pozostałe oznaczenia jak na wyk. 1.

Źródło: obliczenia przeprowadzono w pakiecie Amos.

²² Liczebność próby i liczba zmiennych obserwowalnych jest taka sama w obu modelach, zaś liczba szacowanych parametrów różni się o 7 i ta różnica jest zbyt mała, by „zrównoważyć” wyższą o 426 wartość chi-kwadrat dla modelu jednoczynnikowego, pominięto więc wartości miar opartych na teorii informacji.

Dopasowanie modelu poprawia się po uwzględnieniu korelacji błędów pomiaru²³ (por. tabl. 6) i usunięciu nieistotnej ($p = 0,055$) korelacji między oceną ważności potrzeby zabezpieczenia własnej starości na tle potrzeb egzystencjalnych oraz na tle potrzeb związanych z rozwojem. Uzasadnienie uwzględnienia korelacji błędów zawiera tabl. 5.

TABL. 5. INDEKSY MODYFIKACJI I OCZEKIWANE ZMIANY WARTOŚCI PARAMETRÓW ZWIĄZANE Z UWZGLĘDNIENIEM KORELACJI BŁĘDÓW POMIARU

Skorelowane błędy pomiaru	MI	Per change	Uzasadnienie
e2 ↔ e3	50,613	1,448	korelacje te występowały również w roku 2004, wskazując na występowanie ukrytych czynników nieuwjętych w modelu
e1 ↔ e4	17,260	0,592	
e4 ↔ e5	15,845	0,516	
e4 ↔ e9	8,151	0,424	uprawianie sportu bywa postrzegane jako rozrywka, a jednocześnie pozwala utrzymać dobrą kondycję fizyczną, stąd potrzeby te mogą być postrzegane podobnie
e8 ↔ e9	5,276	0,363	potrzeby zapewnienia sobie wygodnych warunków życia oraz zapewnienia rozrywki i przyjemności wiążą się z hedonizmem, a przez to mogą być postrzegane podobnie

MI — indeks modyfikacji, mierzący poprawę modelu oczekiwanym spadkiem wartości statystyki chi-kwadrat, Per change — szacunek wartości parametru dodawanego do modelu.

Źródło: opracowanie własne na podstawie wyników uzyskanych w pakiecie Amos.

Zmodyfikowany model jest dobrze dopasowany²⁴ z punktu widzenia ogólnych miar dopasowania. Wskazują na to: średniokwadratowy błąd aproksymacji RMSEA poniżej wartości 0,05, N Hoeltera dla 0,05 równe 555 oraz miary dopasowania modelu powyżej 0,95. Analiza reszt wskazuje, że 4 kowariancje są niedoszacowane przez model.

Współczynniki determinacji dla poszczególnych stwierdzeń są akceptowalne i przyjmują wartości od 0,22 (w przypadku oceny ważności potrzeby zabezpieczenia własnej starości w porównaniu z potrzebą zdobywania pieniędzy i osiągnięcia wyższych dochodów) do 0,77 (w przypadku ważności potrzeby zabezpieczenia własnej starości na tle potrzeby poprawienia wyglądu zewnętrznego). Dodatkowo znaki wszystkich ładunków ścieżkowych są zgodne z oczekiwanymi. Warto dodać, że dodatkowo i wysokie ładunki ścieżkowe są warunkiem występowania wewnętrznej homogeniczności skal (por. Sagan, 2003).

²³ Korelacje błędów pomiaru dla poszczególnych par stwierdzeń mogą wynikać bądź z sąsiedztwa pytań w kwestionariuszu, bądź z faktu, że respondenci postrzegają je z jakichś powodów jako podobne, por. Bollen (1989). W tym ostatnim przypadku będą one świadczyły o istnieniu ukrytych czynników nieuwzględnionych w modelu (wykluczając oczywiście podobne brzmienie stwierdzeń).

²⁴ Należy zaznaczyć, że fakt, iż model jest dobrze dopasowany nie przesądza o jego prawdziwości, istnieje wiele alternatywnych modeli, które mogą mieć takie same dopasowanie.

Wnioski

W artykule przedstawiono niektóre metody estymacji parametrów modelu stosowane w modelowaniu równań strukturalnych oraz ich własności. Z uwagi na rozmaite własności metod estymacji, w różnych sytuacjach powinno wybierać się różne metody. Metody GLS i ML dostarczają asymptotycznie zbieżnych oszacowań (a w przypadku rozkładu normalnego — zbieżnych wyników również do ADF). Tak więc może się wydawać, że nie ma większego znaczenia, która z nich zostanie wybrana.

Należy mieć jednak świadomość, że w pewnych sytuacjach wspomniane metody będą prowadziły do odmiennych wyników (np. w przypadku błędnej specyfikacji modelu). Dla rozpatrywanego w przykładzie modelu jednoczynnikowego o znacznym stopniu uproszczenia, wyniki uzyskane metodą ML i GLS różniły się znacznie, nie tylko pod kątem oceny modelu, ale różne były też oceny parametrów. Rozbieżności między metodami mogą wskazywać na błędy specyfikacji. Z kolei dla modelu trójczynnikowego uwzględniającego korelacje błędów, który był najlepiej dopasowany, różnice między ML i GLS były niewielkie.

Analiza rzetelności nie pozwoliła wybrać między skalą jedno- a trójczynnikową, gdyż obie skale okazały się rzetelne. Z kolei weryfikacja modeli pomiarowych za pomocą procedury SEM dała podstawy wyboru modelu trójczynnikowego jako lepiej dopasowanego do zaobserwowanej macierzy kowariancji.

mgr Agnieszka Pleśniak — Szkoła Główna Handlowa

LITERATURA

- Bollen K. A. (1989), *Structural Equations with Latent Variables*, Wiley, New York
- Bollen K. A., Long J. S. (1993), *Testing Structural Equation Models*, Sage Publications, Inc, Newbury Park
- Boomsma A., Hoogland J. F. (2001), *The Robustness of LISREL Modeling Revisited*, www.ppsw.rug.nl/~boomsma/ssi.pdf
- Browne M. W. (1973), *Generalized Least Squares Estimators in the Analysis of Covariance Structures*, National Institute for Personnel Research (South Africa) and Educational Testing Service
- Curran P. J., Finch J. F., West S. G. (1996), *The Robustness of Test Statistics to Nonnormality and Specification Error in Confirmatory Factor Analysis*, Psychological Methods
- Górniak J. (2000), *My i nasze pieniądze*, Aureus, Kraków
- Grynberg G., Gilliam M. (1993), *Should We Take Don't Know for an Answer?*, Public Opinion Quarterly, vol. 57
- Hoyle R. H. (1995), *Structural Equation Modeling. Concepts, Issues, and Applications*, Sage Publications, Inc, Thousand Oaks
- Jöreskog K. G. (2002), *Structural Equation Modeling with Ordinal Variables Using LISREL*, <http://www.ssicentral.com/lisrel/techdocs/ordinal.pdf>
- Kaplan D. (2000), *Structural Equation Modeling. Foundations and Extensions*, Sage Publications, Inc, Thousand Oaks

- King G., Honaker J., Joseph A., Scheve K. (2001), *Analyzing Incomplete Political Science Data, An Alternative Algorithm for Multiple Imputation*, „American Political Science Review”, vol. 95
- Labovitz S. (1967), *Some Observations on Measurement and Statistics*, „Social Forces”, vol. 46
- Muthén B. (1984), *A general Structural Equation Model with Dichotomous, Ordered Categorical, and Continuous Latent Variable Indicators*, Psychometrika
- Nowak S. (2007), *Metodologia badań społecznych*, PWN, Warszawa
- Olsson U. (1979a), *Maximum Likelihood Estimation of The Polychoric Correlation Coefficient*, Psychometrika
- Olsson U. (1979b), *On the Robustness of Factor Analysis against Crude Classification of the Observations*, „Multivariate Behavioral Research”, vol. 14
- Olsson U. H., Troye S. V., Howell R. D. (1999), *Theoretic Fit and Empirical Fit, The Performance of Maximum Likelihood versus Generalized Least Squares Estimation in Structural Equation Models*, „Multivariate Behavioral Research”, vol. 34
- Olsson U. H., Foss T., Troye S. V., Howell R. D. (2000), *The Performance of ML, GLS, and WLS Estimation in Structural Equation Modeling Under Conditions of Misspecification and Non-normality*, „Structural Equation Modeling”, vol. 7
- Olsson U. H., Foss T., Troye S. V. (2003), *Does the ADF fit function decrease when the kurtosis increase?*, „British Journal of Mathematical and Statistical Psychology”, vol. 56
- Pleśniak A. (2003), *Modelowanie równań strukturalnych*, maszynopis, Instytut Statystyki i Demografii, SGH
- Pleśniak A. (2005), *Identyfikacja zależności korelacyjnej w procedurze SEM*, „Zeszyty Naukowe Akademii Ekonomicznej w Poznaniu”, nr 71
- Rudnicki L. (2000), *Zachowanie konsumentów na rynku*, PWE, Warszawa
- Sagan A. (2003), *Symbolika produktu w systemie komunikacji marketingowej*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Krakowie, Kraków
- Yuan K. H., Bentler P. M. (1997), *Mean and Covariance Structure Analysis, Theoretical and Practical Improvements*, „Journal of the American Statistical Association”, vol. 92

SUMMARY

Some estimation models in the structural equation modeling as well as their characteristics are discussed in this article. An attempt of the scale construction to measure securing in households' old age with the use of structural equation modeling is presented too. Characteristics of each method decided on the estimation choice. Simulation survey results concerning robustness degree of each method on the deviation from the normal distribution, sample size, defective model specification etc. were taken into account too. Two measuring models were discussed: taking one common factor and three common factors. The factor confirmative analysis was conducted to verify the proposed models. Estimations made by the maximum likelihood (ML) method and by generalized least square estimator were compared, which shall give symptomatic correlated results assuming that the model specification is correct.

РЕЗЮМЕ

В статье обсуждаются некоторые методы оценивания в моделировании структуральных уравнений и их свойств. Затем проводится попытка разработки шкалы для измерения обеспечения себя на старость домашних хозяйств с использованием моделирования структуральных уравнений. При выборе метода оценивания прежде всего имели значение свойства отдельных методов, учитывались также результаты симуляционных обследований по степени устойчивости отдельных методов к отклонениям от нормального распределения, размер выборки, ошибочную специфику модели и т.п. Рассматривались две измерительные модели: предусматривающие существование одного совместного фактора и трех совместных факторов.

С целью проверки предложенных моделей проводился подтверждающий факторный анализ. Кроме того сопоставлены оценки полученные методом максимального правдоподобия (ML) и обобщенным методом наименьших квадратов (GLS), которые в случае правильной спецификации модели должны давать симптоматические сходные результаты.

Bogusław GUZIK¹

Efektywność w standardowym modelu CCR-DEA przy zmianach rozmiaru zadania

Osoby zajmujące się zastosowaniem metod DEA (*Data Envelopment Analysis*) do badania efektywności obiektów gospodarczych lub społecznych często stoją przed pytaniami, czy dla prowadzonej analizy korzystne jest wzięcie dużej czy raczej mniejszej liczby nakładów/rezultatów, a także, czy korzystne jest badanie efektywności na tle dużej czy raczej mniejszej liczby obiektów? Na te pytania statystyczne odpowiadać można z różnych punktów widzenia, jednorodności danych czy minimalizacji kosztów badania i wysiłku. Dla uzyskania danych na ogół lepiej jest, gdy zbiór obiektów jest mniejszy. Z punktu widzenia wszechstronności analizy raczej lepiej jest, gdy obiektów jest więcej.

W artykule spróbujemy odpowiedzieć na pytanie, jak zmienia się efektywność obiektów, gdy w modelu DEA zmienia się liczba nakładów/rezultatów oraz gdy

¹ Prof. dr hab. Bogusław Guzik pracował w Akademii Ekonomicznej w Poznaniu, zmarł w lipcu br.

zmienia się liczba obiektów. Wnioski z takiej analizy pozwolą uświadomić sobie, jakiego rodzaju wyniki można uzyskać, gdy np. powiększa się liczbę badanych obiektów lub rozpatrywanych nakładów/rezultatów. W ekonometrii też sobie stawiamy takie pytania. Wiadomo np., że o ile liczba stopni swobody jest nieujemna, to skutkiem zwiększenia liczby zmiennych objaśniających jest, *ceteris paribus*, spadek lub stabilizacja sumy kwadratów reszt oraz wzrost lub stabilizacja współczynnika determinacji.

Przedmiotem rozważań w artykule będzie standardowy model CCR ukierunkowany na nakłady.

STANDARDOWY MODEL CCR UKIERUNKOWANY NA NAKŁADY

Standardowy model CCR² jest powszechnie znany osobom zajmującym się DEA. Niemniej w celu ustalenia uwagi i podkreślenia faktów, które będą potrzebne w dowodach odpowiednich twierdzeń, dobrze będzie go przytoczyć. Jak wiadomo model CCR konstruowany jest oddzielnie dla każdego obiektu $o = 1, \dots, J$. Model dla obiektu o -tego sformułujemy następująco:

Dane:

- lista obiektów $j = 1, \dots, J$,
- badany obiekt o ($1 \leq o \leq J$),
- lista nakładów X_n ($n = 1, \dots, N$) oraz lista rezultatów Y_r ($r = 1, \dots, R$),
- wielkości nakładów (x_{nj}) oraz rezultatów (y_{rj}) w poszczególnych obiektach ($j = 1, \dots, J$; $r = 1, \dots, R$; $n = 1, \dots, N$);

Zmienne decyzyjne:

- θ_o — mnożnik nakładów obiektu o -tego,
- $\lambda_{o1}, \lambda_{o2}, \dots, \lambda_{oJ}$ — wagi intensywności w technologii optymalnej obiektu o -tego;

Funkcja celu:

$$\theta_o \rightarrow \min \tag{1}$$

Warunki ograniczające:

$$\sum_{j=1}^J x_{nj} \lambda_{oj} \leq \theta_o x_{no} \quad (\text{dla } n = 1, \dots, N) \tag{2}$$

² Charnes, Cooper, Rhodes (1978).

$$\sum_{j=1}^J y_{rj} \lambda_{oj} \geq y_{ro} \quad (\text{dla } r = 1, \dots, R) \quad (3)$$

$$\theta_o \leq 1 \quad (4)$$

$$\theta_o, \lambda_{o1}, \lambda_{o2}, \dots, \lambda_{oJ} \geq 0 \quad (5)$$

Model CCR jest zadaniem programowania liniowego. Jego celem jest ustalenie mnożnika nakładów obiektu o -tego oraz wag intensywności $\lambda_{o1}, \dots, \lambda_{oJ}$, określających taką technologię optymalną obiektu o -tego, która pozwala osiągnąć rezultaty przynajmniej takie, jakie uzyskał obiekt o -ty — warunek (3) — przy nakładach stanowiących możliwie najmniejszą część nakładów obiektu o -tego — funkcja celu (1) w powiązaniu z warunkiem (2) oraz (4). Lewe strony warunków (2) oraz (3) określają odpowiednio — optymalne nakłady oraz optymalne rezultaty w technologii optymalnej obiektu o -tego. Formalnie biorąc są to liniowe kombinacje nakładów/rezultatów obiektów $j = 1, \dots, J$. Wagą technologii obiektu j -tego w technologii optymalnej obiektu o -tego jest optymalna waga intensywności λ_{oj} . Oczywiście niektóre wagi intensywności mogą być zerowe.

Za wskaźnik efektywności obiektu o -tego uznaje się w DEA optymalny mnożnik nakładów tego obiektu $\tilde{\theta}_o$. Im jest on większy, tym efektywność obiektu jest większa. Taka interpretacja optymalnego mnożnika nakładów jest zrozumiała — coraz większe $\tilde{\theta}_o$ oznacza, że optymalna technologia obiektu wymaga coraz większej części nakładów empirycznych, czyli empiryczna technologia badanego obiektu jest coraz bliższa jego technologii optymalnej. W granicznym przypadku, gdy $\tilde{\theta}_o = 1$, technologia optymalna wymaga zastosowania 100% nakładów empirycznych obiektu. Oznacza to, że stosowana przez ten obiekt technologia empiryczna jest efektywna w 100%, a sam obiekt jest w pełni (w 100%) efektywny.

Choć zadanie CCR i prawie wszystkie inne zadania DEA z formalnego punktu widzenia są zadaniami decyzyjnymi, a metodologia DEA jest stosowana do badań operacyjnych, główny cel metod DEA jest opisowo-statystyczny. Chodzi bowiem, podobnie jak w statystyce, WAP czy analizie dyskryminacyjnej, o ustalenie charakterystyki obiektów (zwanym w DEA efektywnością) i o porządkowanie obiektów w sensie charakterystyki. Współczesna DEA raczej opisuje „stan” badanych obiektów niż cele, do których powinny one dążyć i ma raczej charakter opisowy niż normatywny.

W artykule wykorzystamy informacje podane w tabl. 1³.

³ Są to dane, które już wykorzystano we wcześniejszej pracy autora (2009) dotyczącej zmiany efektywności w przypadku typowych statystycznych przekształceń zmiennych: skalowania oraz przesunięcia oraz gdy między zmiennymi zachodzą silne związki korelacyjne. Dla umożliwienia porównań wyników, posługujemy się tymi samymi danymi empirycznymi.

TABL. 1. OBSERWACJE ZMIENNYCH

Zmienne	Obiekty															
	W1	W2	W3	W4	W5	W6	W7	W8	W9	W10	W11	W12	W13	W14	W15	W16
Y_1	55,4	54,6	53,8	52,8	50,9	53,0	53,6	59,0	57,0	55,9	55,3	56,3	54,5	58,0	54,6	56,8
Y_2	132,5	177,3	184,8	260,7	33,6	280,6	248,9	278,8	79,4	171,9	250,2	431,6	43,4	350,4	358,2	144,7
X_1	67,5	50,9	32,7	116,1	41,0	66,0	16,3	23,4	61,4	72,4	65,0	72,8	47,7	31,9	34,0	66,8
X_2	35,2	27,2	34,0	23,2	37,5	33,2	44,6	23,0	23,1	37,7	37,8	33,7	26,6	20,0	29,1	32,6
X_3	75,4	63,0	76,5	66,9	89,7	85,5	68,1	71,9	70,5	69,8	66,5	75,1	69,2	61,8	61,3	62,3

Źródło: dane umowne.

WSKAŹNIK EFEKTYWNOŚCI A ZMIANA LICZBY NAKŁADÓW I REZULTATÓW

Przykład

Posługując się danymi z tabl. 1 obliczono, z pomocą ukierunkowanego na nakłady standardowego modelu CCR, efektywność obiektów W1—W16 przy sześciu wariantach listy nakładów i rezultatów:

wariant A: rezultaty — Y_2 nakłady — X_1	wariant D: rezultaty — Y_1, Y_2 nakłady — X_1
wariant B: rezultaty — Y_2 nakłady — X_1, X_2	wariant E: rezultaty — Y_1, Y_2 nakłady — X_1, X_2
wariant C: rezultaty — Y_2 nakłady — X_1, X_2, X_3	wariant F: rezultaty — Y_1, Y_2 nakłady — X_1, X_2, X_3

Wyniki przedstawiono w tabl. 2.

**TABL. 2. EFEKTYWNOŚĆ PRZY RÓŻNYCH WARIANTACH LISTY
NAKŁADÓW/REZULTATÓW**

Nr wariantu		A	B	C	D	E	F
Liczba nakładów i rezultatów		2	3	4	3	4	5
Nr obiektu	Nazwa obiektu	efektywność					
1	W1	0,215	0,215	0,301	0,543	0,543	0,783
2	W2	0,372	0,372	0,486	0,692	0,692	0,923
3	W3	0,310	0,470	0,481	0,546	0,646	0,790
4	W4	0,641	0,641	0,684	0,784	0,784	0,840
5	W5	0,051	0,070	0,071	0,468	0,521	0,627
6	W6	0,482	0,482	0,571	0,550	0,550	0,660
7	W7	0,319	1	1	0,414	1	1
8	W8	0,692	1	1	0,884	1	1
9	W9	0,196	0,196	0,198	0,851	0,851	0,862
10	W10	0,260	0,260	0,421	0,511	0,511	0,853
11	W11	0,378	0,378	0,644	0,504	0,504	0,886
12	W12	0,731	0,731	0,989	0,731	0,731	0,989
13	W13	0,093	0,093	0,109	0,707	0,707	0,840

**TABL. 2. EFEKTYWNOŚĆ PRZY RÓŻNYCH WARIANTACH LISTY
NAKLADÓW/REZULTATÓW (dok.)**

Nr wariantu		A	B	C	D	E	F
Liczba nakładów i rezultatów		2	3	4	3	4	5
Nr obiektu	Nazwa obiektu	efektywność					
14	W14	1	1	1	1	1	1
15	W15	0,703	0,910	1	0,703	0,910	1
16	W16	0,253	0,253	1	0,601	0,601	1
Minimum		0,051	0,070	0,071	0,414	0,504	0,627
Średnia		0,419	0,504	0,585	0,656	0,722	0,877
Odchylenie standardowe		0,265	0,333	0,334	0,166	0,183	0,119
Liczba obiektów o efektywności 1		1	3	5	1	3	5

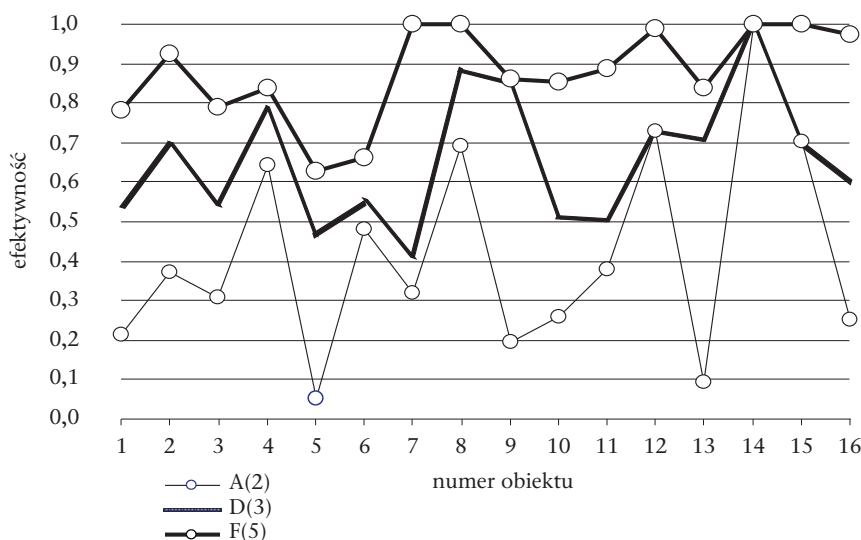
Ź r ó ł o: obliczenia własne.

Przykładowe wnioski z tabl. 2 są następujące:

- w miarę zwiększania liczby rezultatów wskaźnik efektywności danego obiektu zwykle rośnie, a ogólnie — nie maleje,
- podobna sytuacja ma miejsce w miarę zwiększania liczby rozpatrywanych nakładów.

Na wyk. 1 zilustrowano kształtowanie się wskaźników efektywności dla trzech wariantów — A, D oraz F. Liczba nakładów i rezultatów wynosiła dla nich odpowiednio 2, 3 oraz 5.

Wykr. 1. EFEKTYWNOŚĆ A LICZBA NAKŁADÓW/REZULTATÓW



Ź r ó ł o: obliczenia własne.

Na podstawie wykr. 1 można sformułować następujące wnioski empiryczne:

- im liczba nakładów/rezultatów jest większa, tym odpowiednia linia łamana przebiega wyżej (ogólnie — nie niżej) od poprzedniej, czyli efektywność obiektów zwykle rośnie, a ogólnie nie maleje;
- w miarę wzrostu liczby nakładów/rezultatów różnice efektywności pomiędzy obiektami generalnie stają się mniejsze;
- przy liście zawierającej tylko jeden nakład i jeden rezultat w pełni efektywny jest tylko jeden obiekt, zaś przy liście zawierającej więcej nakładów/rezultatów, obiektów w pełni efektywnych jest więcej.

Wnioski te dotyczą nie tylko naszego przykładu, ale mają charakter generalny.

W standardowym modelu CCR przy zwiększaniu liczby nakładów lub (i) rezultatów efektywność obiektu nie pogarsza się (rośnie lub się nie zmienia), natomiast przy zmniejszaniu tej liczby — efektywność obiektu nie polepsza się.

Dowód twierdzenia odwołuje się do własności zadań programowania liniowego:

- uwzględnienie nowego rezultatu (lub nakładu) oznacza, że do standardowego zadania CCR, określonego przez (1)—(5), wprowadza się dodatkowy warunek ograniczający, odpowiednio (2) lub (3), czyli:

$$\sum_{j=1}^J x_{nj} \lambda_{oj} \leq \theta_o x_{no} \text{ — warunek dla nakładu } n,$$

$$\sum_{j=1}^J y_{rj} \lambda_{oj} \geq y_{ro} \text{ — warunek dla rezultatu } r;$$

- zgodnie z ogólnymi własnościami zadań programowania liniowego, wprowadzenie dodatkowych warunków *nie polepsza* rozwiązania optymalnego:
 - a) jeśli wprowadzany warunek ograniczający okaże się wiążący, spowoduje to „wycięcie” fragmentu dotychczasowego zbioru rozwiązań dopuszczalnych, a w konsekwencji spowoduje *pogorszenie* rozwiązania optymalnego lub co najwyżej jego stabilizację⁴,
 - b) jeśli natomiast nowy warunek okaże się niewiążący, nie spowoduje to żadnej zmiany rozwiązania optymalnego;
- jak wiadomo, w ukierunkowanym na nakłady zadaniu CCR dokonuje się *minimalizacji* mnożnika θ . Dlatego pogorszenie rozwiązania optymalnego oznacza wzrost mnożnika θ , czyli wzrost wskaźnika efektywności.

Tak więc rzeczywiście przy wzroście liczby nakładów/rezultatów wskaźniki efektywności obliczane na podstawie modelu CCR rosną albo co najwyżej nie zmieniają się.

Podobnie można dowieść, że usunięcie warunku (dla nakładu lub rezultatu) wywoła spadek lub stabilizację wskaźnika θ .

⁴ Rozwiązanie optymalne się nie zmienia, gdy ów nowy warunek spełniony będzie w „starym” rozwiązaniu optymalnym.

Dodajmy, że analogicznie przebiegają dowody w wypadku zadania CCR ukierunkowanego na rezultaty — pogorszenie rozwiązania optymalnego oznacza spadek mnożnika rezultatów ϕ (gdyż jest on maksymalizowany), czyli oznacza wzrost efektywności, bo $\theta = 1/\phi$.

Przykład

Podajemy tu ilustrację geometryczną omówionego twierdzenia. Spośród opisanych w tabl. 1 obiektów weźmy pod uwagę dwa — pierwszy i piąty. Powiedzmy, że rozpatrujemy wariant B modelu CCR (jeden rezultat Y_2 , dwa nakłady X_1 oraz X_2). Wówczas ukierunkowane na nakłady zadanie CCR dla obiektu $W1$ ma postać (dla uproszczenia pominięto indeks obiektu — o):

$$\begin{array}{ll} (FC) & \theta \rightarrow \min \\ (Y_2) & 132,5\lambda_1 + 33,6\lambda_5 \geq 132,5 \\ (X_1) & 67,5\lambda_1 + 41,0\lambda_5 \leq 67,5\theta \\ (X_2) & 35,2\lambda_1 + 37,5\lambda_5 \leq 35,2\theta \\ (\text{theta}) & \theta \leq 1 \\ (\text{znaki}) & \lambda_1, \lambda_5, \theta \geq 0 \end{array}$$

Zadanie to można rozwiązać znaną z teorii programowania liniowego metodą geometryczną, gdyż mamy tylko dwie zmienne, mianowicie λ_1 oraz λ_5 . Na wykr. 2 przedstawiono rozwiązania dopuszczalne ze względu na warunek dla rezultatów (Y_2). Ograniczone są one od dołu przez linię ciągłą odpowiadającą równości dla Y_2 . Wykreślono też warunki dla nakładów X_1 oraz X_2 dotyczące sytuacji, gdy $\theta = 1$ (linie przerywane). Rozwiązywanie zadania polega na znalezieniu możliwie najmniejszego dopuszczalnego współczynnika θ . Zatem polega ono na proporcjonalnym (równoległym) — wraz ze zmniejszającym się współczynnikiem θ — przesuwaniu obu warunków dla nakładów X_1 oraz X_2 dla jak najniższej położonego punktu w zbiorze rozwiązań dopuszczalnych, podobnie jak to się czyni w metodzie geometrycznej z izokwantą.

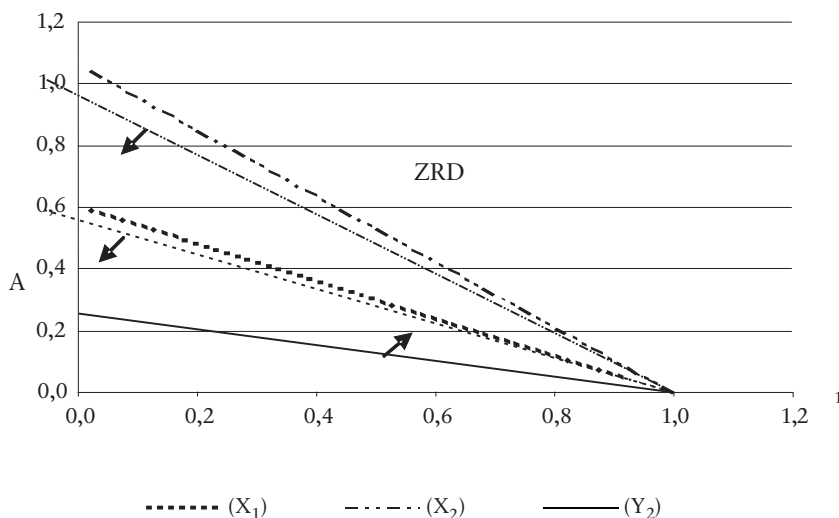
Rozwiązaniem zadania jest punkt **A** o współrzędnych $\lambda_1 = 0$, $\lambda_2 = 0,25$. Współczynnik θ na pewno jest znacznie mniejszy od 1, bo warunki dla nakładów zostały znacznie przesunięte w dół w stosunku do położenia przy $\theta = 1$ ⁵.

⁵ Znając współczynniki λ , współczynnik θ można obliczyć na podstawie odpowiedniego warunku dla nakładów. W tym przypadku jest to dolna przerywana prosta X_1 , gdyż wyznacza ona maksymalne przesunięcie obu warunków dla nakładów. Rozwiązujemy więc równanie $67,5(0) + 41,0(0,25) = 67,5\theta$. Otrzymujemy $\theta = 0,15$. Wprawdzie możliwe jest jeszcze równoległe przesuwanie prostej X_2 proporcjonalnie do spadku współczynnika θ , poniżej wartości 0,15, jednak wtedy jednocześnie przesuwana prosta X_1 wyjdzie poza zbiór rozwiązań dopuszczalnych, co nie jest akceptowalne.

Dołączmy teraz jeszcze jeden warunek, powiedzmy dotyczący rezultatu Y_1 (odpowiada to wariantowi E). Zadanie decyzyjne przyjmuje postać:

$$\begin{array}{ll}
 (FC) & \theta \rightarrow \min \\
 (Y_1) & 55,4\lambda_1 + 50,9\lambda_5 \geq 132,5 \text{ (nowy warunek ograniczający)} \\
 (Y_2) & 132,5\lambda_1 + 33,6\lambda_5 \geq 132,5 \\
 (X_1) & 67,5\lambda_1 + 41,0\lambda_5 \leq 67,5\theta \\
 (X_2) & 35,2\lambda_1 + 37,5\lambda_5 \leq 35,2\theta \\
 (\text{theta}) & \theta \leq 1 \\
 (\text{znaki}) & \lambda_1, \lambda_5, \theta \geq 0
 \end{array}$$

Wykr. 2. GRAFICZNA ILUSTRACJA ZADANIA (X_1 , X_2 , Y_2)



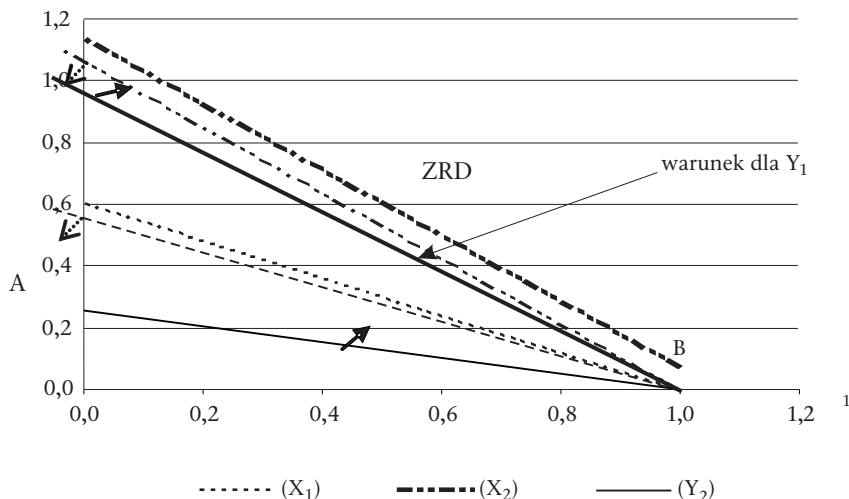
Źródło: obliczenia własne

Ilustracją tego zadania jest wyk. 3. W stosunku do wyk. 2 pojawił się nowy warunek dla rezultatów, mianowicie warunek Y_1 , który odcina z poprzedniego zbioru rozwiązań dopuszczalnych dość spory obszar poniżej warunku Y_1 .

Odrzucony obszar zawiera poprzednie rozwiązanie optymalne (punkt **A**) i dlatego obecne rozwiązanie optymalne musi być gorsze od poprzedniego, a więc minimalizowane optymalne θ musi być większe⁶. Punktem, do którego można najdalej przesunąć izokwanty jest punkt **B**. Obecnie rozwiązaniem optymalnym jest $\lambda_1 = 1$, $\lambda_2 = 0$ i w ślad za tym optymalne $\theta = 1$.

⁶ Jak widać z wykresu 3, punktem, do którego można najdalej przesunąć izokwanty jest punkt **B**. Tak więc optymalne $\lambda_1 = 1$, $\lambda_2 = 0$ i w ślad za tym optymalne $\theta = 1$.

Wykr. 3. GRAFICZNA ILUSTRACJA ZADANIA (Y_1, Y_2, X_1, X_2)



Źródło: obliczenia własne

Wnioski ogólne

1. *Poprawa efektywności.* W standardowym modelu CCR wraz ze wzrostem liczby rezultatów lub (i) nakładów:
 - a) efektywność obiektu nieefektywnego się nie pogarsza, a więc może tylko wzrosnąć,
 - b) efektywność obiektu efektywnego się nie zmienia, zatem obiekt dotychczas efektywny takim pozostaje.
2. *Selektywność modelu CCR.* Model CCR jest bardzo selektywny w tym sensie, że jego wyniki są bardzo zróżnicowane, przy niewielkiej liczbie nakładów oraz rezultatów. Jednocześnie jest on mało selektywny przy większej liczbie nakładów i rezultatów. Zmniejszenie selektywności modelu odbywa się poprzez wzrost efektywności obiektów, spowodowany wzrostem liczby nakładów lub (i) rezultatów.
3. *„Sztuczny” wzrost efektywności.* Wynikający ze wzrostu liczby nakładów lub (i) rezultatów wzrost efektywności może wydawać się sztuczny, bowiem nie wynika z poprawy relacji między nakładami a rezultatami, lecz z zawężenia zbioru rozwiązań dopuszczalnych⁷.

⁷ W literaturze DEA niekiedy przytacza się postulat $J \geq \max(NR, 3(N+R))$, gdzie: J — liczba obiektów, N — liczba nakładów, R — liczba rezultatów, zob. np. Emrouznejad, Amin (2009). Warunek ten ustalono na drodze badań symulacyjnych, kierując się stabilizacją efektywności.

TABL. 3. EFEKTYWNOŚĆ PRZY RÓŻNEJ LICZBIE OBIEKTÓW

Nr wariantu	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII	XIII	XIV
Obiekty	1—3	1—4	1—5	1—6	1—7	1—8	1—9	1—10	1—11	1—12	1—13	1—14	1—15	1—16
Liczba obiektów	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16
Obiekt <i>o</i>	efektywność obiektu <i>o</i> -tego w danym wariancie liczby obiektów													
<i>W1</i>	0,785	0,783	0,783	0,783	0,783	0,614	0,614	0,614	0,614	0,614	0,614	0,543	0,543	0,543
<i>W2</i>	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	0,783	0,783	0,783	0,783	0,783	0,783	0,692	0,692	0,692
<i>W3</i>	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	0,646	0,646	0,646	0,646	0,646	0,646	0,646	0,646	0,646
<i>W4</i>	×	1,000	1,000	1,000	1,000	0,927	0,927	0,927	0,927	0,921	0,921	0,784	0,784	0,784
<i>W5</i>	×	×	0,826	0,826	0,826	0,530	0,530	0,530	0,530	0,530	0,530	0,521	0,521	0,521
<i>W6</i>	×	×	×	1,000	1,000	0,697	0,697	0,697	0,697	0,687	0,687	0,550	0,550	0,550
<i>W7</i>	×	×	×	×	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
<i>W8</i>	×	×	×	×	×	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
<i>W9</i>	×	×	×	×	×	×	0,963	0,963	0,963	0,963	0,963	0,851	0,851	0,851
<i>W10</i>	×	×	×	×	×	×	×	0,578	0,578	0,578	0,578	0,511	0,511	0,511
<i>W11</i>	×	×	×	×	×	×	×	×	0,570	0,570	0,570	0,504	0,504	0,504
<i>W12</i>	×	×	×	×	×	×	×	×	×	1,000	1,000	0,731	0,731	0,731
<i>W13</i>	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	0,799	0,707	0,707	0,707
<i>W14</i>	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	1,000	1,000	1,000
<i>W15</i>	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	0,910	0,910
<i>W16</i>	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	0,601
Minimum	0,785	0,783	0,783	0,783	0,783	0,530	0,530	0,530	0,530	0,530	0,530	0,504	0,504	0,504
Średnia	0,928	0,946	0,922	0,935	0,944	0,775	0,796	0,774	0,754	0,774	0,776	0,717	0,730	0,722
Odchylenie standardowe	0,124	0,109	0,108	0,102	0,096	0,182	0,182	0,185	0,186	0,191	0,183	0,187	0,187	0,183
Liczba obiektów 100% efektywnych	2	3	3	4	5	2	2	2	2	3	3	3	3	3

Źródło: obliczenia własne.

4. *Redundancja obiektów efektywnych*. Jeśli liczba nakładów i rezultatów jest duża, to posługując się modelem CCR należy liczyć się ze zjawiskiem *redundancji* obiektów w pełni efektywnych. Na przykład 50% lub więcej obiektów będzie miało efektywność równą 1. Trzeba więc zachować umiar w rozszerzaniu listy nakładów/rezultatów.
5. *Zmiana wag intensywności*. Jest zrozumiałe, że w ślad za zmianą liczby nakładów/rezultatów wywołaną zmianą współczynników efektywności θ , zmieniać się mogą (i na ogół zmieniają się) wagi intensywności λ . W przypadku obiektów nieefektywnych oznacza to zmianę znaczenia poszczególnych składowych jego kombinacji optymalnej, czyli zmianę znaczenia poszczególnych, w pełni efektywnych obiektów wzorcowych (benchmarków).
6. *Analogia do równań regresji*. Jak wiadomo wzrost liczby zmiennych objaśniających w liniowym równaniu regresji na ogół wywołuje wzrost współczynnika determinacji. Podobne zjawisko, wzrost wskaźnika efektywności, ma też miejsce w modelu CCR.

WSKAŹNIK EFEKTYWNOŚCI A ZMIANA LICZBY OBIEKTÓW

Przykład

W tabl. 3, na podstawie danych z tabl. 1, podano wskaźniki efektywności modelu CCR dla coraz to *szerszego zbioru obiektów*. *Początkowy zbiór zawiera trzy pierwsze obiekty ($W1$, $W2$, $W3$)*. Każdy następny jest rozszerzeniem poprzedniego o jeden obiekt — odpowiednio $W4$, potem $W5$ itd.⁸. Posłużono się modelem CCR dotyczącym listy nakładów/wyników wariantu E naszego przykładowego zadania (dwa nakłady — Y_1 i Y_2 oraz dwa rezultaty — X_1 i X_2).

Na podstawie tabl. 3 można sformułować empiryczne wnioski:

- dołączenie nowego obiektu, o ile nie jest to obiekt w pełni efektywny, nie zmienia wskaźnika efektywności już uwzględnionego obiektu (por. warianty VII do IX);
- jeśli dołączony obiekt okazuje się w pełni efektywny, efektywność dotychczas ujętych obiektów spada lub — co najwyżej — pozostaje na poprzednim poziomie (por. warianty IV—VI);
- liczba obiektów w pełni efektywnych ulega fluktuacjom w miarę zwiększania ogólnej liczby obiektów.

Podaną w tabl. 3 efektywność kilku obiektów ($W1$, $W2$, $W4$, $W6$, $W7$) w miarę sekwencyjnego rozszerzania liczby obiektów (oznaczoną na osi poziomej) zilustrowano na wyk. 4.

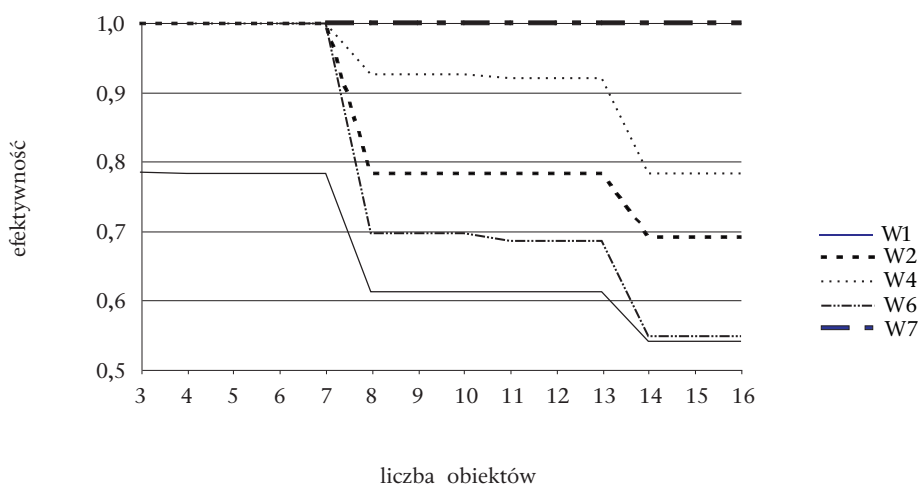
Spośród przedstawionych obiektów najbardziej radykalnie zmniejszyła się efektywność obiektu $W6$. Z poziomu 100% w gronie obiektów $W1$ — $W6$ spadła

⁸ Oczywiście na podstawie tabl. 1 utworzyć można wiele innych sekwencji rozszerzającego się zbioru obiektów.

ona do 55% w zbiorze wszystkich obiektów. Stabilną i w dodatku 100% efektywnością charakteryzował się obiekt *W7*.

Przedstawione wnioski empiryczne są ogólne.

Wykr. 4. EFEKTYWNOŚĆ OBIEKTU A LICZBA OBIEKTÓW



Źródło: obliczenia własne.

W standardowym modelu CCR rozszerzenie zbioru obiektów nie poprawia efektywności obiektów już uwzględnionych (efektywność spada lub pozostaje na poprzednim poziomie), a zawężenie listy obiektów nie pogarsza efektywności obiektów dotychczasowych.

Intuicyjnie wydaje się, że dowód tego twierdzenia może mieć charakter bardzo ogólny, np.:

- jeśli wprowadzany obiekt jest nieefektywny, to żaden inny obiekt nie będzie się na nim wzorował⁹, a więc — w odniesieniu do już uwzględnionych obiektów — sytuacja nie ulega zmianie. Dlatego też zachowane zostaje poprzednie rozwiązanie, a efektywność „starych” obiektów nie zmienia się;
- jeśli natomiast „nowy” obiekt okaże się w pełni efektywny, efektywność „starego” obiektu:

⁹ Obiekt *o*-ty wzoruje się na obiekcie *j*-tym, gdy $\lambda_{oj} > 0$.

- a) nie zmieni się, jeśli w nowym rozwiązaniu nie będzie się on wzorował na obiekcie wprowadzanym,
- b) spadnie, jeśli w nowym rozwiązaniu będzie się wzorował na obiekcie wprowadzanym; w szczególności obiekt dotychczas w pełni efektywny może stać się nieefektywny.

Dla bardziej konkretnego uzasadnienia przedstawimy inny dowód. Jest on oparty na własnościach zadania dualnego.

Jak wiadomo, dla każdego zadania programowania liniowego, zwanego zadaniem pierwotnym, sformułować można według ściśle określonych reguł inne zadanie programowania liniowego, zwane zadaniem dualnym. Trzy własności zadań dualnych będą ważne dla zapowiadanego dowodu:

- a) *wymiar zadania*; w zadaniu dualnym jest tyle warunków, ile jest zmiennych w zadaniu pierwotnym i tyle zmiennych, ile jest warunków w zadaniu pierwotnym;
- b) *optymalna funkcja celu*; wartości funkcji celu w rozwiązaniach optymalnych (o ile one istnieją) obu zadań są takie same;
- c) *zmiana kierunku preferencji*; w zadaniu dualnym zmienia się kierunek preferencji. Np. jeśli zadanie pierwotne jest na minimum, to zadanie dualne jest na maksimum¹⁰.

Kontynuujemy dowód twierdzenia:

- zwiększenie liczby obiektów w zadaniu CCR oznacza wzrost liczby zmiennych decyzyjnych tego zadania, bo z każdym obiektem związana jest jego „własna” waga intensywności λ_{oj} . Oznacza to wzrost liczby warunków w zadaniu dualnym;
- zadanie dualne jest też zadaniem programowania liniowego, czyli wzrost liczby jego warunków nie polepszy optymalnej wartości funkcji celu zadania dualnego;
- zadanie CCR jest na minimum i dlatego zadanie do niego dualne jest zadaniem na maksimum. Wobec tego wzrost liczby warunków zadania dualnego spowoduje, iż pogarszająca się optymalna wartość funkcji celu zadania dualnego będzie nie większa od poprzedniej (mniejsza lub równa);
- w obu zadaniach optymalne wartości funkcji celu są równe, zatem w ślad za spadkiem (lub stabilizacją) optymalnej wartości funkcji celu zadania dualnego idzie spadek (lub stabilizacja) optymalnej wartości funkcji celu zadania CCR, czyli spadek lub stabilizacja wskaźnika efektywności θ ;
- to ostatnie oznacza, że wzrost liczby obiektów w standardowym zadaniu CCR powoduje, iż optymalna wartość θ_0 (funkcji celu zadania CCR) nie rośnie — maleje lub pozostaje bez zmian. Natomiast spadek liczby obiektów powoduje, że optymalna wartość θ_0 nie maleje (rośnie lub pozostaje bez zmian).

¹⁰ Np. Czerwiński (1972), s. 154 i nast.; Jurek (2000), s. 203.

Podobny dowód można przeprowadzić dla zadania ukierunkowanego na rezultaty.

Wnioski ogólne

1. *Nowy obiekt nie polepsza efektywności.* W standardowym modelu CCR wprowadzenie nowego obiektu nie polepsza wskaźnika efektywności θ obiektu już uwzględnianego. Nowy wskaźnik efektywności dla dotychczas rozpatrywanego obiektu może tylko zmaleć lub pozostać bez zmian.
2. *Obiekt nieefektywny nic nie zmienia.* Efektywność już rozpatrywanych obiektów nie ulegnie zmianie, gdy obiekt wprowadzany okaże się nieefektywny. W szczególności obiekty do tej pory efektywne takimi pozostają, podobnie nadal nieefektywne będą obiekty do tej pory nieefektywne.
3. *Zmiany mogą nastąpić, gdy nowy obiekt jest w pełni efektywny.* Jeśli obiekt wprowadzany okaże się w pełni efektywny, efektywność dotychczas badanych obiektów (wszystkich lub niektórych) może się zmniejszyć. Obiekt dotychczas w pełni efektywny może takim pozostać, może też stać się nieefektywny. Z kolei obiekt do tej pory nieefektywny nadal pozostaje nieefektywny.
4. *Porównanie z równaniami regresji.* Inaczej niż w statystyce i ekonometrii, gdzie trudno rozstrzygnąć, czy zwiększenie liczby obserwacji spowoduje zmniejszenie czy też zwiększenie współczynnika determinacji, w przypadku modelu CCR sytuacja jest prosta — zwiększenie liczby obiektów wywoła pogorszenie lub co najwyżej brak zmian efektywności¹¹.

WIELKOŚCI ORYGINALNE A WSKAŹNIKI NATĘŻENIA

Rozpatrywana tematyka nie dotyczy zmian wskaźnika efektywności na skutek zmian rozmiaru zadania, lecz na skutek zmian charakteru danych.

Przeprowadzając badania empiryczne, zwłaszcza w odniesieniu do obiektów przestrzennych (krajów, województw, regionów itp.), niekiedy staje się przed pytaniem, czy reprezentować nakłady/rezultaty jednostkami naturalnymi, np. mln zł, tys. osób czy też wskaźnikami natężenia, np. wielkością nakładu/rezultatu na 10 tys. ludności lub np. na km². W pewnych kontekstach bardziej uzasadnione wydają się wielkości oryginalne, w innych — wskaźniki natężenia. Przykładowo, w problemie rozpatrywanym w poprzednich częściach artykułu badano nakłady i rezultaty, które były wskaźnikami natężenia, co pozwalało abstrahować od wielkości obiektu (były to województwa). Sprawdźmy, czy podobne wyniki uzyskamy dla wielkości globalnych.

¹¹ Dodajmy jednak, że istnieje analogia odnośnie do sumy kwadratów reszt. W wyznaczanym klasyczną MNK modelu regresji liniowej konsekwencją dołączenia nowej obserwacji jest wzrost lub brak zmian sumy kwadratów reszt.

Przykład

W pierwszej części tabl. 4 przytoczono wyniki dla podanego w tabl. 1 układu dwóch rezultatów i trzech nakładów reprezentowanych przez wskaźniki natężenia. Natomiast w drugiej części podano wyniki modelu CCR, gdy nakłady i rezultaty są „globalne”. Uzyskano je przez przemnożenie wskaźników natężenia przez liczbę ludności w danym województwie.

Niektóre wnioski empiryczne mają postać:

- efektywność obliczona na podstawie danych w postaci wskaźników natężenia niekiedy różni się znacznie od uzyskanej dla przypadku danych globalnych, niekiedy natomiast jest identyczna;
- w szczególności może zmieniać się lista obiektów w pełni efektywnych;
- w analizowanym przykładzie, po przejściu na dane globalne, efektywność nie malała, a jeśli wzrastała, to w taki sposób, że obiekt bardzo często stawał się efektywny¹²;
- ogólnie trudno przesądzać, jaki jest kierunek zmian współczynników efektywności po przejściu na dane globalne.

W tabl. 4 podano także sumy współczynników λ dla danego wiersza. Sumy te:

$$L_o = \sum_{j=1}^J \lambda_{oj} \quad (6)$$

wykorzystuje się w DEA jako wskaźniki niekorzyści skali obiektów. Przyjmuje się mianowicie, że jeśli:

- a) $L_o = 1$, to w obiekcie o -tym występują stałe korzyści skali (skala obiektu jest „dobra”),
- b) $L_o > 1$, to w obiekcie o -tym występują niekorzyści dużej skali (obiekt jest „za duży”),
- c) $L_o < 1$, to w obiekcie o -tym występują niekorzyści małej skali (obiekt jest „za mały”).

Różnice między wskaźnikami niekorzyści skali L_o dla obu rodzajów danych scharakteryzowano na wyk. 5.

W przypadku danych globalnych, wskaźniki niekorzyści skali obiektu nieefektywnego (L_o) zazwyczaj bardziej odbiegają od wartości 1, oznaczającej stałe korzyści skali, niż w wypadku danych w postaci wskaźników natężenia. Na przykład dla obiektu *W1* suma optymalnych wag intensywności w przypadku danych w postaci wskaźników natężenia wyniosła 0,956, co sugeruje minimalne niekorzyści małej skali. Natomiast dla danych globalnych wyniosła ona 1,938, co sugeruje bardzo wyraźne niekorzyści dużej skali.

¹² Jedyny przypadek wzrostu efektywności bez osiągnięcia wartości 1 dotyczy obiektu *W11*.

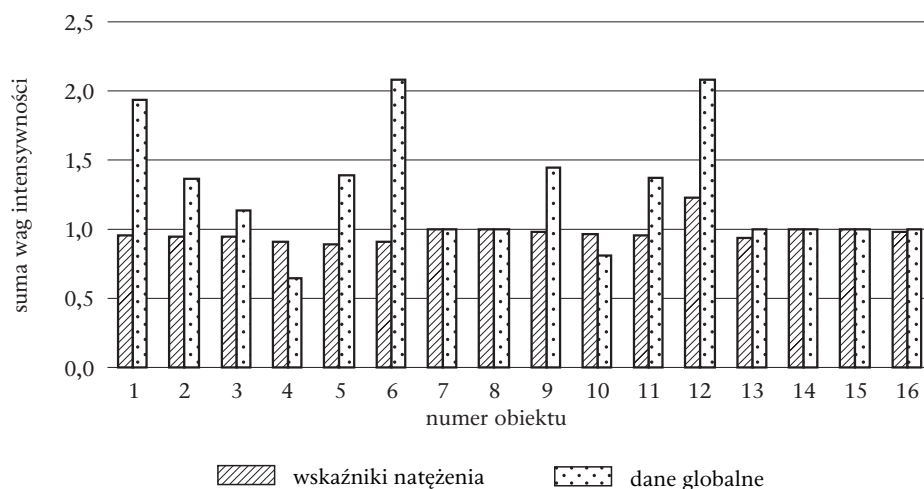
TABL. 4. WYNIKI MODELU CCR

Obiekt o	Efektyw- ność ^a	Optymalne współczynniki $\hat{\lambda}_{oj}$				Efektyw- ność ^b	Optymalne współczynniki λ_{oj}						
		λ_{o7}	λ_{o14}	$\hat{\lambda}_{o15}$	L_o		$\hat{\lambda}_{o6}$	λ_{o7}	λ_{o13}	λ_{o14}	$\hat{\lambda}_{o15}$	$\hat{\lambda}_{o16}$	L_o
1	0,783	0	0,956	0	0,956	0,783	0	0	0	1,938	0	0	1,938
2	0,923	0	0,941	0	0,941	0,923	0	0	0	1,362	0	0	1,362
3	0,790	0,285	0,665	0	0,950	0,790	0,121	0	0	1,018	0	0	1,139
4	0,840	0	0,910	0	0,910	0,840	0	0	0	0,643	0	0	0,643
5	0,627	0,176	0,715	0	0,891	0,627	0,089	0	0	1,298	0	0	1,387
6	0,660	0	0,913	0	0,913	0,660	0	0	0	2,082	0	0	2,082
7	1	1	0,000	0	1	1	1	0	0	0	0	0	1
8	1	0	0,000	0	1	1	0	1	0	0	0	0	1
9	0,862	0	0,983	0	0,983	0,862	0	0	0	1,444	0	0	1,444
10	0,853	0	0,964	0	0,964	0,853	0	0	0	0,812	0	0	0,812
11	0,886	0	0,953	0	0,953	0,897	0	0	0	0,828	0	0,547	1,375
12	0,989	0	0,207	1,003	1,230	0,989	0	0	0	0,681	1,404	0	2,085
13	0,840	0	0,940	0	0,940	1	0	0	1	0	0	0	1
14	1	0	1,000	0	1	1	0	0	0	1	0	0	1
15	1	0	0,000	1	1	1	0	0	0	0	1	0	1
16	0,972	0	0,980	0	0,980	1	0	0	0	0	0	1	1

^a Dla wskaźników natężenia. ^b Dla wielkości globalnych.

Źródło: obliczenia własne.

Wykr. 5. WSKAŹNIKI NIEKORZYŚCI SKALI



Źródło: obliczenia własne

Wnioski ogólne

1. *Niekorzyści skali w analizach przestrzennych.* Ostatni wniosek empiryczny sugeruje, że badania korzyści skali, prowadzone w analizach przestrzennych na podstawie wielkości globalnych, wskazywać mogą na większe zróżnicowanie korzyści/niekorzyści skali niż w przypadku wskaźników natężenia.
2. *Zróżnicowanie danych przekształconych.* Podana sugestia intuicyjnie wydaje się uzasadniona. W analizach przestrzennych wskaźniki natężenia zwykle są mniej zróżnicowane niż wielkości globalne. W ślad za tym obiekty charakteryzują się bardziej zbliżoną wielkością nakładów/rezultatów i wskaźnik niekorzyści skali, jakim jest suma współczynników λ , częściej będzie kształtował się w okolicy 1. Gdy nakłady oraz rezultaty wyrażają się liczbami globalnymi, współczynniki λ na ogół będą bardziej zróżnicowane, bo globalna wielkość obiektów na ogół jest bardziej zróżnicowana. Dlatego sumy wag intensywności mogą znacznie różnić się od 1, a to oznacza zachodzenie wyrażnych (istotnych) niekorzyści małej skali lub niekorzyści dużej skali.

Przejście na inny układ wielkości, np. zastąpienie wielkości oryginalnych wskaźnikami natężenia lub wskaźnikami dynamiki, może zmienić wskaźniki efektywności oraz wagi intensywności i wskaźniki korzyści skali.

LITERATURA

- Charnes A., Cooper W. W., Rhodes E. (1978), *Measuring efficiency of decision making units*, „European Journal of Operational Research”, nr 2
- Charnes A., Cooper W. W., Tone K. (2006), *Introduction to Data Envelopment Analysis and its Uses with DEA-Solver Software and References*, Springer
- Czerwiński Z. (1972), *Matematyka na usługach ekonomii*, PWE, Warszawa, wyd. III
- Emrouznejad A., Amin G. R. (2009), *DEA models for ratio data: Convexity consideration*, Applied Mathematical Modelling, nr 33
- Guzik B. (2009), *Model CCR a niektóre własności materiału empirycznego*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 1
- Jurek W. (2000), *Dualność*, [w:] *Ekonometria i badania operacyjne. Zagadnienia podstawowe* (praca zbiorowa), Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Poznaniu, wyd. III

SUMMARY

Changes of efficiency object indices were discussed in the CCR-DEA (Data Envelopment Analysis) model by various function sizes. It was proved that the increase of the outlay/result quantity causes increase or stability of efficiency indices and an increase of the object quantity results in decrease or stability of efficiency indices. The characteristics are important in projecting analysis depth by DEA methods. Decrease or increase of the efficiency index can be caused by formal factors and can not result from economic efficiency of objects only. Similar problems can be met in other approaches to quantity analysis, e.g. in statistical (econometric) regression models.

РЕЗЮМЕ

Статья рассматривает вопрос изменений показателей эффективности объектов в модели CCR-DEA (Data Envelopment Analysis), когда размеры заданий изменяются. Было доказано, что рост числа затрат/результатов вызывает рост или стабилизацию показателей эффективности.

В статье указано на то, что об этих свойствах следует помнить при проектировании глубины анализа методами DEA. Падение или рост показателя эффективности может иметь чисто формальную причину и необязательно должно быть результатом роста экономической способности объектов. Такого типа проблемы можно встретить также в других подходах к количественному анализу, например, в статистических (эконометрических) моделях регрессии.

Grażyna ANCYPAROWICZ

Pośrednictwo kredytowe w badaniach statystycznych

W języku polskim słowo „pośrednictwo” oznacza występowanie osoby fizycznej lub podmiotu gospodarczego w roli łącznika (w niektórych sytuacjach — rozjemcy) w celu zawarcia porozumienia między stronami lub załatwienia jakichś spraw ich dotyczących. Pośrednictwo może być okazjonalne, ale może także mieć charakter profesjonalnej działalności zarobkowej, polegającej na odpłatnym wykonywaniu czynności zmierzających do zawarcia kontraktu w różnego rodzaju transakcjach komercyjnych. W odczuciu wielu ludzi tak zdefiniowana działalność pośredników kojarzy się z dodatkowymi kosztami, nadużyciami, wykorzystywaniem trudnej sytuacji jednej ze stron dla czerpania własnych korzyści.

Negatywne postrzeganie pośredników finansowych na ogół nie ma bezpośredniego związku z obiektywną oceną ich działalności. Jest nieuświadomionym dziedzictwem przeszłości, wywodzącym się ze starożytnej filozofii greckiej. Jeden z największych autorytetów w dziedzinie etyki, Arystoteles, głosił, że społeczeństwo wprowadziło pieniądź jako umowny środek, ustanowiony przez prawo (*nómos*) dla ułatwienia transakcji wymiennych. Pieniądź nie ma wartości użytkowej, nie zaspokaja wprost żadnej potrzeby, dlatego pożyczanie pieniędzy na procent (lichwa) jest naganne¹. Ten pogląd został ugruntowany w średniowieczu. Czwarty sobór laterański w 1215 r. zdefiniował pojęcie lichwy², a w 1230 r. edykt papieża Grzegorza IX obłożył ten proceder klątwą. A jednak nawet w tamtej epoce istniał rynek, który nie mógłby rozwijać się bez udziału pieniądza i bankierów. Częściowo rozgrzeszył ich św. Tomasz z Akwinu w swej koncepcji ceny sprawiedliwej, traktując umiarkowany procent od kapitału jako wynagrodzenie za odroczoną konsumpcję³.

¹ Arystoteles, *Etyka Nikomachejska*, PWN, Warszawa 1982, księga V, s. 169—181.

² „Lichwa jest tam, gdzie zysk nie pochodzi z rzeczy przynoszącej owoce i nie wymaga ze strony wierzyciela ani pracy, ani wydatków, ani ryzyka”. Cyt. za: S. Bratkowski (2003), *Nieco inna historia cywilizacji. Dzieje banków, bankierów i obrotu pieniężnego*, Biblioteka Nowoczesności, Warszawa, s. 83.

³ Św. Tomasz z Akwinu (2002), *Suma teologiczna w skrócie*, Wydawnictwo Antyk — Marcin Dubowski, Warszawa, s. 521 i 522.

Pełna rehabilitacja ludzi czerpiących zyski z obrotu pieniądzem była możliwa dopiero w epoce Odrodzenia. Monetarystyczne traktaty Charlesa Dumoulina, Gaspare’a Scaruffiego i Bernardo Davanzatiego⁴ gloryfikowały pieniądź, upatrując w dodatnim bilansie handlowym źródło bogactwa i potęgę kraju. Od tej pory prawie żadna doktryna ekonomiczna nie pomijała problematyki wzajemnych związków sfery realnej z finansową, choć każda z nich przedstawiała swój własny punkt widzenia jako jedynie słuszny.

Znane od pradawnych czasów banknoty, które przez wieki były tylko surogatem pieniądza, wraz z rozwojem gospodarki rynkowej stopniowo przejmowały wszystkie jego funkcje. Ostatnią próbą utrzymania związku systemu monetarnego ze złotem był zawarty w 1944 r. układ z Bretton Woods, który przetrwał do 15 sierpnia 1971 r. Od tej daty, po raz pierwszy w historii, świat zaczął funkcjonować w systemie pieniądza kreowanego przez banki, bez pokrycia kruszcowego⁵. Administracyjny nadzór i podejmowane na rynku pieniężnym interwencje władz monetarnych tylko w niewielkim stopniu hamowały ekspansywną politykę instytucji kredytowych, działających w warunkach oligopolistycznej konkurencji. Już na początku XX stulecia Rudolf Hilferding stwierdził, że fundamentem polityki wielkich korporacji jest eksport kapitału finansowego. Terytorialna i branżowa dywersyfikacja alokacji zasobów rozprasza i ogranicza ryzyko inwestora, dlatego najważniejsze determinanty synergii operacyjnej ponadnarodowych korporacji to wzrost skali i zakresu działania (*economies of scale and scope*).

Po zniesieniu złotego parytetu walut, samofinansowanie rozwoju spółek tworzących strukturę holdingu stało się praktycznie nieograniczone, a wraz z tym ich majątek przyrastał w postępie niemal geometrycznym. Od 1980 r. do 2007 r. aktywa światowego systemu finansowego wzrosły trzykrotnie (z 93 bln do ponad 196 bln USD), wyprzedzając przeciętne tempo wzrostu globalnego PKB. W 2000 r. relacja aktywów finansowych do PKB przekraczała 350% w 11 krajach, w 2007 r. ich liczba wzrosła do 25. W tej grupie znalazły się nie tylko kraje najwyżej rozwinięte gospodarczo, ale również rynki wschodzące: Chiny i Republika Południowej Afryki. W latach 1990—2007 transgraniczne przepływy kapitału rosły czterokrotnie szybciej niż realna gospodarka, toteż ich relacja do PKB zwiększyła się z 5,2% w 1990 r. do 20,5% w 2007 r. Do najbardziej charakterystycznych zjawisk na rynku finansowym w ostatnich trzydziestu latach należy zaliczyć niezwykle przyspieszenie emisji kredytu⁶, w czym istotną rolę

⁴ Szerzej na ten temat: W. Stankiewicz (2000), *Historia myśli ekonomicznej*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa, s. 101; G. B. Spychalski (2002), *Zarys historii myśli ekonomicznej*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa-Lódź, s. 79.

⁵ Szerzej na ten temat: M. Kucharski, S. Rączkowski, J. Wierzbicki (1973), *Pieniądź i kredyt w kapitalizmie*, Państwowe Wydawnictwo Naukowe, Warszawa, s. 147—257; W. Morawski (2008), *Historia finansów współczesnego świata od 1900 roku*, „Difin”, Warszawa.

⁶ Por.: *Mapping Global Capital Markets, Fifth Annual Report* (2008), McKinsey Global Institute, s. 8 i 9.

odgrywali różnego rodzaju pośrednicy, wehikuły inwestycyjne i agencje ratingowe⁷.

KREDYTY DLA SEKTORA NIEFINANSOWEGO

Polska, która rozpoczęła na przełomie lat 1989—1990 rekonstrukcję rynku finansowego, nadal ma znikomo mały udział w światowym rynku kredytowym, utrzymując jednak niezagrożoną pozycję lidera bankowości w Europie Środkowej.

TABL. 1. AKTYWA INSTYTUCJI KREDYTOWYCH NOWYCH KRAJÓW CZŁONKOWSKICH UNII EUROPEJSKIEJ (UE) Z REGIONU EUROPY ŚRODKOWEJ

K r a j e	2003	2004	2005	2006	2007	2003	2004	2005	2006	2007
	aktywa w mld euro					udział w aktywach instytucji kredytowych UE w %				
R a z e m	281,0	348,7	504,2	604,4	756,9	1,056	1,196	1,521	1,629	1,843
Bułgaria	9,3	13,2	17,4	22,3	31,2	0,035	0,045	0,053	0,067	0,094
Estonia	6,3	8,6	11,9	15,3	20,6	0,024	0,029	0,036	0,046	0,062
Litwa	6,5	8,6	13,2	17,3	23,8	0,024	0,029	0,040	0,052	0,072
Łotwa	8,5	11,2	15,7	22,7	30,8	0,032	0,038	0,047	0,068	0,093
Polska	112,2	141,6	163,4	189,7	236,0	0,422	0,485	0,493	0,572	0,712
Republika Czeska	78,0	87,1	100,9	114,9	140,0	0,293	0,299	0,304	0,346	0,422
Rumunia	15,0	23,2	35,4	51,9	72,1	0,056	0,080	0,107	0,157	0,217
Słowacja	23,8	30,8	37,8	41,7	50,3	0,089	0,106	0,114	0,126	0,152
Słowenia	21,5	24,5	30,1	34,8	43,5	0,081	0,084	0,091	0,105	0,131
Węgry	—	—	78,3	93,7	108,5	—	—	0,236	0,283	0,327

Źródło: opracowanie własne na podstawie *EU Banking Structures October 2008*, European Central Bank, Eurosystem, s. 37.

⁷ W latach 1980—2007 globalna suma kredytów i pożyczek zwiększyła się z 2 bln USD do 51 bln USD, na co w znacznej mierze miał wpływ wzrost akcji kredytowej w Stanach Zjednoczonych w okresie liberalnej polityki monetarnej po zamachu z 11 września 2001 r. Łatwy dostęp do kredytu w połączeniu z aspiracjami konsumpcyjnymi spowodowały wzrost stopy zadłużenia amerykańskich gospodarstw domowych w relacji do rozporządzalnego dochodu ze 101% w 2000 r. do 138% w 2007 r. Tak wysoka dynamika zadłużenia nie byłaby możliwa, gdyby nie udział przewidyjnie wynagradzanych pośredników kredytowych. Nadmierna ekspozycja na ryzyko (zwłaszcza w segmencie kredytów hipotecznych) wywołała światowy kryzys finansowy, który w 2008 r. dotknął również gospodarkę realną. Por.: M. N. Baily, S. Lund, Ch. Atkins (2009), *Will US consumer debt reduction cripple the recovery?*, McKinsey Global Institute, s. 8 i 9; G. Soros (2008), *Kryzys kredytowy 2008 i co to oznacza. Nowy paradygmat rynków finansowych*, MT Biznes Ltd. Warszawa, s. 13—15; W. Nawrot (2009), *Globalny kryzys finansowy XXI wieku. Przyczyny, przebieg, skutki, prognozy*, Wydawnictwa Fachowe CEDEWU.PL, Warszawa, s. 25—38 i 163—196; J. Szambelańczyk (2009), *Refleksje o działalności kredytowej na tle globalnego kryzysu finansowo-gospodarczego*, referat na spotkaniu Klubu Polska 2015+ Działalność kredytowa w dobie spowolnienia gospodarczego z perspektywy banków i przedsiębiorstw, 25 marca; E. Gostomski (2009), *Odpowiedzialność agencji ratingowych za kryzys subprime* [w:] *Rynki finansowe w warunkach kryzysu* pod red. M. Kalinowskiego, Wyższa Szkoła Bankowa Gdańsk CEDEWU.PL Wydawnictwa Fachowe, Warszawa, s. 19—26.

Przeciętnie w UE łączne aktywa instytucji kredytowych były ok. trzy razy wyższe od zagregowanego PKB 27 krajów członkowskich. Stosunek aktywów banków do PKB Republiki Czeskiej, Węgier i Słowacji kształtował się w przedziale 90—105%. Aktywa instytucji kredytowych działających w Polsce stanowiły 31,2% aktywów ogółem nowych krajów członkowskich w regionie Europy Środkowej, ale wskaźnik ten wyniósł w 2007 r. mniej niż 68%⁸, ponieważ bezwzględna wartość polskiego PKB była od 2,5 do 5,7 razy wyższa od PKB tych krajów⁹.

W krótkim i średnim okresie podaż kredytu jest w Polsce bardziej wrażliwa na zmiany cyklu koniunkturalnego, niż popyt sfery realnej na kredyt. W pewnej mierze jest to efekt zdominowania przez nierezydentów struktury własnościowej polskiego sektora bankowego oraz wysokiej zależności od zasilania filii przez macierzyste korporacje finansowe. Ma to również związek ze stosunkowo wysokim udziałem środków własnych dużych przedsiębiorstw w finansowaniu inwestycji, fuzji i przejęć oraz słabą zdolnością kredytową małych i średnich podmiotów gospodarczych. Finansowane ze środków własnych, przy wsparciu krótkoterminowym kredytem, przedsięwzięcia modernizujące majątek przedsiębiorstw, poprawiające ich zdolności konkurencyjne i remonty budynków realizowane są w zbyt małej skali dla podtrzymania ożywienia gospodarczego¹⁰.

Przez wiele lat utrzymywała się przewaga wartości depozytów osób fizycznych nad udzielonymi im kredytami, lecz — paradoksalnie — wraz ze wzrostem zamożności społeczeństwa rosło zadłużenie gospodarstw domowych. Poprawa sytuacji na rynku pracy i emigracja zarobkowa oddziaływały pozytywnie na zdolność kredytową klientów detalicznych, tworząc przesłanki zaspokojenia aspiracji konsumpcyjnych wielu osób wcześniej, niż pozwalały na to wzrost ich dochodów¹¹. Popyt ludności na produkty bankowe koncentrował się w trzech segmentach: kredytów na nieruchomości mieszkaniowe, kredytów konsumpcyjnych (głównie finansujących zakupy ratalne) oraz szybko popularyzujących się kart kredytowych¹².

⁸ Relacja aktywów polskiego sektora bankowego i PKB wzrosła z 64,3% w końcu 2006 r. do 67,5% w 2007 r. i 82,2% w 2008 r.

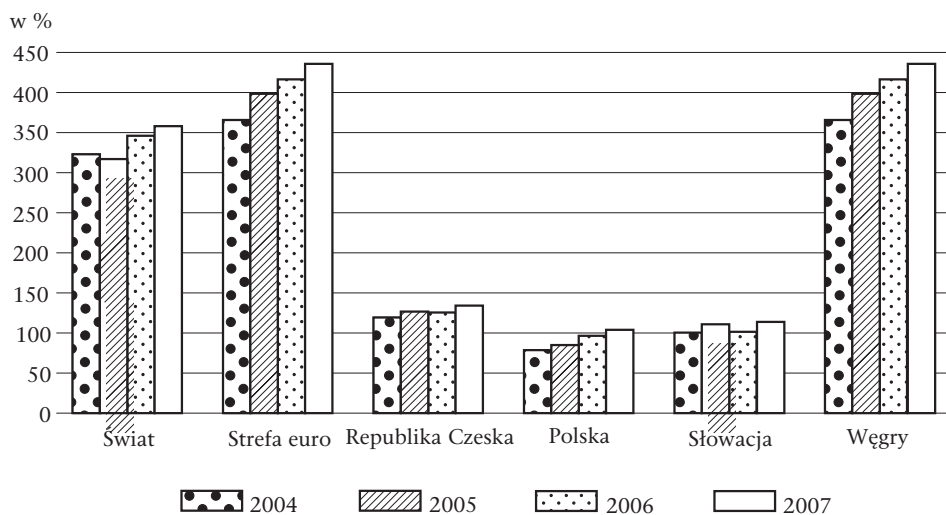
⁹ PKB w Polsce wyniósł 425 mld USD, w Republice Czeskiej 174 mld USD, na Węgrzech 138 mld USD, na Słowacji 75 mld USD. Tabl. 63 (360), *Mały Rocznik Statystyczny Polski 2009* (2009), GUS, Warszawa, Rok LII, s. 592 i 593.

¹⁰ *Informacja o kondycji sektora przedsiębiorstw z uwzględnieniem stanu koniunktury w IV kw. 2008 r.* (2009), NBP.

¹¹ Por.: W. Gumuła, A. Gucwa, Z. Opiola, W. Nalepa (2009), *Rynek pracy w Polsce. Wynagrodzenia, produktywność pracy i migracje w świetle badań ankietowych w listopadzie 2008 r.*, „Materiały i Studia”, nr 4(234), NBP.

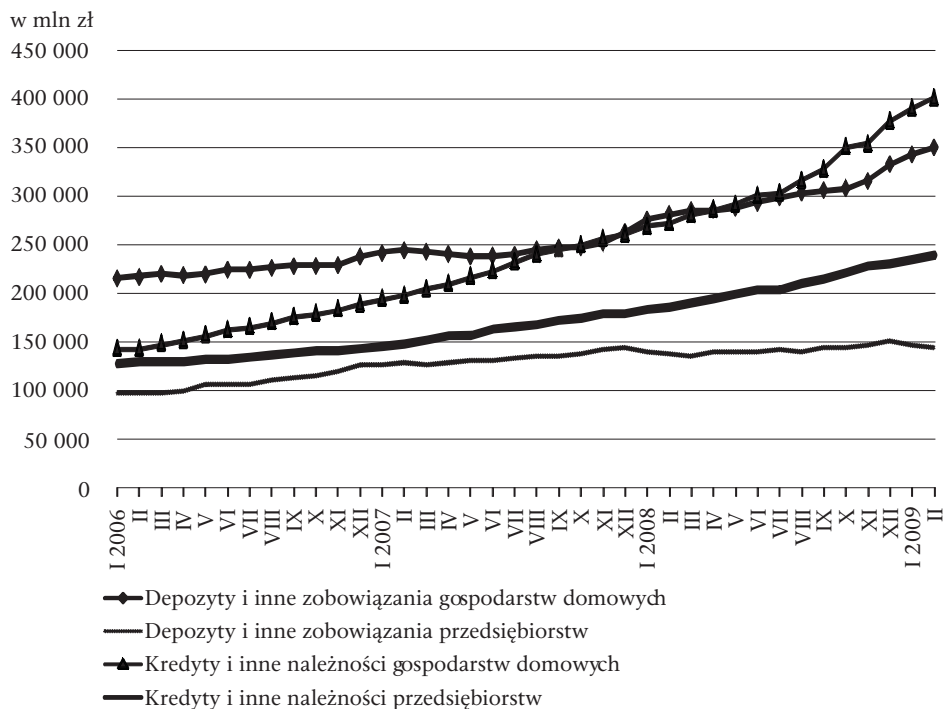
¹² Na koniec stycznia 2005 r. w obiegu było 4,4 mln kart kredytowych (21% kart wszystkich typów), do końca 2008 r. liczba czynnych kart kredytowych wzrosła do 9,4 mln sztuk (31,1% kart ogółem). Wartość transakcji przy użyciu kart kredytowych wzrosła w tym okresie z 12,0 mld zł (6,4 wartości transakcji z użyciem kart) do 26,9 mld zł (8,8% wartości transakcji z użyciem kart). Portal internetowy NBP.

Wykr. 1. AKTYWA SYSTEMU FINANSOWEGO W RELACJI DO PKB



Źródło: opracowanie własne na podstawie *Rozwój systemu finansowego w Polsce (2009)*, NBP, Warszawa

Wykr. 2. DEPOZYTY I KREDYTY GOSPODARSTW DOMOWYCH I PRZEDSIĘBIORSTW



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych NBP.

TABL. 2. PODSTAWOWE DANE DOTYCZĄCE SEKTORA BANKOWEGO OGÓŁEM

Wyszczególnienie	2006	2007					2008			
	I—XII	I—III	I—VI	I—IX	I—XII	I—III	I—VI	I—IX	I—XII	
	w mld zł									
Suma bilansowa	681,8	719,0	728,2	776,8	792,8	839,0	875,2	935,0	1041,8	
Kredyty dla sektora niefinansowego	322,8	346,6	375,2	401,2	427,5	459,6	490,1	529,6	593,6	
w tym dla:										
przedsiębiorstw	138,3	147,1	157,1	167,2	171,7	184,1	195,3	207,8	222,7	
gospodarstw domowych	183,4	198,5	217,1	238,6	254,2	273,9	293,0	319,8	368,6	
w tym mieszkaniowe	78,2	87,1	96,7	109,6	117,7	130,9	138,2	154,4	194,1	
Depozyty sektora niefinansowego	375,6	381,0	381,6	392,6	419,3	431,1	443,4	461,6	494,1	
w tym:										
przedsiębiorstw	125,9	126,2	130,4	133,2	144,8	134,1	138,5	143,3	149,1	
gospodarstw domowych	238,8	243,4	239,1	247,0	262,4	284,3	291,3	304,1	330,8	
Wynik działalności bankowej	35,1	10,0	20,3	30,7	41,4	11,5	24,2	36,9	49,0	
w tym z tytułu:										
odsetek	20,7	5,6	11,4	17,7	24,3	7,0	14,3	22,1	30,0	
provizji	9,1	2,6	5,3	8,2	11,0	2,8	5,6	8,6	11,3	
Wynik finansowy netto	10,7	3,6	7,2	10,5	13,7	4,0	8,6	12,6	14,7	
Współczynnik wypłacalności	13,2	12,5	12,4	11,8	12,1	11,0	10,8	11,5	10,8	
Wskaźnik kosztów operacyjnych	58,6	52,7	54,1	54,6	56,3	52,4	52,0	52,0	53,9	
Stopa zwrotu z kapitału ROE-netto	22,5	28,6	27,5	26,2	22,5	26,2	27,3	26,1	22,4	
Udział należności zagrożonych od sektora niefinansowego	7,4	6,8	6,3	5,6	5,2	5,0	4,8	4,4	4,4	

Źródło: Sektor bankowy — podstawowe dane 12/2007, KNF; Sektor bankowy — podstawowe dane 12/2008, KNF.

W drugiej połowie 2008 r. przyrost bazy depozytowej działających w Polsce banków był mniejszy od rozmiarów akcji kredytowej, zarówno w sektorze przedsiębiorstw jak i gospodarstw domowych. Dodatnia luka finansowania wystąpiła po raz pierwszy latem i pogłębiała w następnych miesiącach. Nie wystąpiły jednak żadne symptomy zagrożenia wypłacalności banków, mimo zawirowań na światowych rynkach finansowych. Zmiany struktury należności i zobowiązań polskiego sektora bankowego w rozrachunkach z instytucjami monetarnymi świadczą o zmniejszeniu w 2008 r. ekspozycji polskich banków na zagraniczne instytucje finansowe, przy jednoczesnym zwiększeniu zaangażowania tych instytucji w finansowanie utworzonych w Polsce filii¹³.

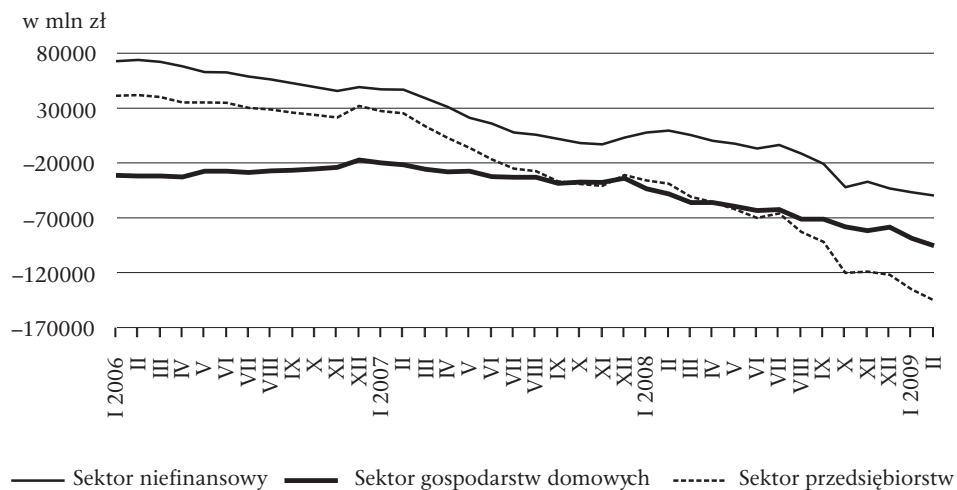
Wysoka marża depozytowo-kredytowa przez kilka lat z rzędu zapewniała bankom wysokie zyski, skłaniała je do łagodzenia kryteriów oceny zdolności kredytowej i zwiększania podaży kredytu. Jednak, po upadku Lehman Brothers¹⁴, polityka miękkiego kredytowania nie mogła być kontynuowana nie tylko ze względu na pogorszenie jakości portfela wierzytelności, ale także z powodu ograniczenia dostępu do kredytów na rynku międzybankowym¹⁵.

¹³ Informacja na temat przepływów finansowych w polskim sektorze bankowym w zakresie transakcji zagranicznych (2009), KNF, 2 marca.

¹⁴ 15 września 2008 r.

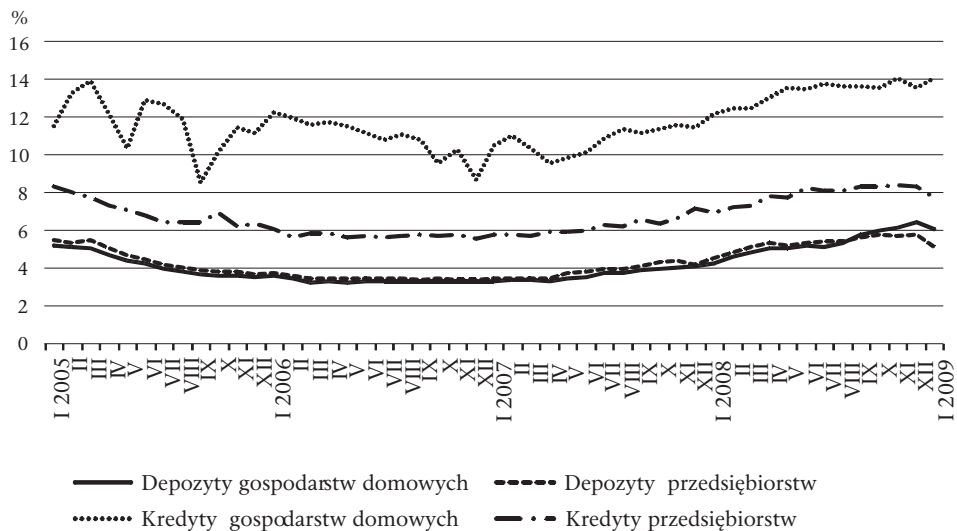
¹⁵ Korporacje finansowe kontrolujące większość polskich banków poniosły dotkliwe straty, a nie wszystkie otrzymały pomoc rządową, trudno więc było liczyć na dokapitalizowywanie przez nie funkcjonujących w Polsce spółek zależnych i filii. Por.: *Raport o sytuacji banków w 2008 r.* (2009), Urząd Komisji Nadzoru Finansowego, Warszawa, s. 29—31.

Wykr. 3. LUKA FINANSOWANIA SEKTORA NIEFINANSOWEGO



Źródło: jak przy wykr. 2.

Wykr. 4. OPROCENTOWANIE ZŁOTOWYCH DEPOZYTÓW I KREDYTÓW Z NOWYCH UMÓW



Źródło: jak przy wykr. 2.

W lipcu 2008 r. załamał się kurs złotego. W czwartym kwartale minionego roku polska gospodarka zaczęła odczuwać skutki recesji u głównych partnerów handlowych. Dynamika PKB obniżyła się o ok. 2 p.proc.¹⁶ Prognozy na 2009 r. nie napawały optymizmem. Napotykać na trudności w prawidłowej ocenie ryzyka, banki ograniczyły podaż i podniosły cenę kredytów dla wszystkich grup klientów¹⁷. Od czasu, gdy rynek międzybankowy ograniczył aktywność do minimum¹⁸ zanikały szybkie, wysoko oprocentowane, pożyczki bez zabezpieczenia. Na kredyty gotówkowe mogli liczyć tylko sprawdzeni klienci¹⁹.

Na ograniczanie emisji kredytu miały też wpływ ograniczenia nałożone na sektor bankowy przez Komisję Nadzoru Finansowego (KNF), która wprowadziła — niezależnie od innych działań Komitetu Stabilizacyjnego — programy monitorowania zagrożeń i wsparcia sektora bankowego. Banki zostały m.in. zobligowane do raportowania o zaangażowaniu w przedsięwzięcia obciążone wysokim ryzykiem ze względu na położenie geograficzne klienta (Stany Zjednoczone, Rosja, Ukraina, Węgry, kraje nadbałtyckie), skalę transakcji, rodzaj instrumentu, termin zapadalności, sposoby zabezpieczenia operacji²⁰. Dla zwiększenia stopnia dywersyfikacji zaangażowania banku wobec podmiotów powiązanych kapitałowo lub organizacyjnie, KNF przyjęła 17 grudnia 2008 r. uchwałę w sprawie ograniczenia przestrzegania limitu koncentracji i limitu dużych zaangażowań do 100% funduszy własnych²¹.

Zmiany w polityce kredytowej w niewielkim stopniu znalazły odzwierciedlenie w wynikach banków i pośredników kredytowych w 2008 r. Wyniki te kształ-

¹⁶ Dynamika niewyrównanego sezonowo PKB (analogiczny okres roku poprzedniego = 100) wyniosła w pierwszym kwartale 2008 r. — 106,1%, w drugim — 105,9%, w trzecim — 105,0%, w czwartym — 102,9%. Tabl. 4, „Biuletyn Statystyczny” (2009), GUS, nr 4, Warszawa, s. 58.

¹⁷ Szerzej na ten temat: *Sytuacja na rynku kredytowym. Wyniki ankiety do przewodniczących komitetów kredytowych. I kwartał 2009* (2009), Warszawa, styczeń, portal internetowy NBP oraz K. Grzegorzółka, *Polski kanton kredytowy* (2009), „Wprost”, 18 marca; N. Hałabuz, M. Samcik, *Nadzór chce karać banki za zmiany umów kredytowych* (2009), „Gazeta Wyborcza”, 25 marca; N. Hałabuz (2009), *Nieci bankowcy*, „Gazeta Wyborcza”, 9 kwietnia.

¹⁸ Podsumowując 2008 r. Paweł Pietkun, dziennikarz „Gazety Bankowej” pisał: *...kryzys, który przetacza się przez świat dość łaskawie potraktował polskie banki. Jak na razie żaden nie prosi o pomoc rządu polskiego, depozyty klientów są zupełnie bezpieczne, a analitycy rynku bankowego mówią o lekkiej nadpłynności sektora. Nadpłynności, która — wskutek alarmujących doniesień z Europy Zachodniej — nie ma żadnego odzwierciedlenia we wzajemnym zaufaniu banków. Krótko mówiąc, banki nie współpracują ze sobą tak, jak było to na początku tego roku. Raczej nie pożyczają sobie pieniędzy i starają się ograniczać akcje kredytowe, co jeszcze delikatnie, ale już zauważalnie odbija się na całej gospodarce*; P. Pietkun (2008), *Rok skończony nieufnością*, „Gazeta Bankowa”, nr 50 (1050) z 15 grudnia.

¹⁹ N. Hałabuz (2009), *Banki nie będą już dawać kredytów „na dowód”*, „Gazeta Wyborcza”, 7 sierpnia.

²⁰ *Informacja o sytuacji banków po trzech kwartałach 2008 r.* (2009), portal internetowy KNF, s. 10.

²¹ *Rekomendacja S (II) dotycząca dobrych praktyk w zakresie ekspozycji kredytowych zabezpieczonych hipotecznie*, dyscyplinuje banki udzielające kredytów na nieruchomości mieszkaniowe. Pozostałe regulacje zawiera *Uchwała nr 382/2008*, która zastąpiła *Uchwałę nr 3/2007 KNB*, portal internetowy KNF.

towały się przede wszystkim pod wpływem dobrego klimatu dla pożyczkobiorców, utrzymującego się przez większość miesięcy minionego roku. Zachęciło to banki do otwierania nowych placówek i zacieśniania współpracy z pośrednikami kredytowymi na rynku bankowości detalicznej (*consumer finance*)²².

POŚREDNICTWO KREDYTOWE JAKO DZIAŁALNOŚĆ GOSPODARCZA

W Polsce brak jest ustawowego unormowania charakteryzującego rodzaj czynności, których wykonanie należałoby nazwać pośrednictwem. Wśród umów wymienionych przez kodeks cywilny²³ nie ma bowiem umowy pośrednictwa, również przepisy podatkowe nie określają, w jakich okolicznościach działalność gospodarczą należy kwalifikować jako pośrednictwo kredytowe. Kodeks cywilny w rozdziale IV (Zobowiązania część szczegółowa, art. 535—626) definiuje tylko sprzedaż ratalną, jako transakcję dokonaną w zakresie działalności przedsiębiorstwa, dotyczącą przekazania na własność rzeczy ruchomej osobie fizycznej za cenę płatną w określonych ratach, jeżeli według umowy rzecz ta ma być kupującemu wydana przed całkowitym zapłaceniem ceny²⁴. Sprzedaż ta według ujęcia kodeksowego stanowi przykład umowy jednostronnie profesjonalnej, w której sprzedawcą jest profesjonalista (dokonujący czynności w ramach przedsiębiorstwa), natomiast kupującym jest osoba fizyczna. W zakresie, w jakim osoba fizyczna nabywająca rzecz na raty nie działa w związku ze swoją działalnością gospodarczą lub zawodową, sprzedaż na raty traktowana jest jako szczególny przypadek sprzedaży konsumenckiej, uregulowanej w ustawie o szczególnych warunkach sprzedaży konsumenckiej²⁵. W takiej sytuacji do sprzedaży na raty nie stosuje się — zgodnie z regułą ustawową — przepisów rękojmi (art. 584 i 587), lecz przepisy o zgodności towaru konsumpcyjnego z umową. Jeśli kupujący nabywa rzecz w celu swojej działalności zawodowej, ale nie w zakresie działalności swojego przedsiębiorstwa, do sprzedaży ratalnej odnoszą się także przepisy kodeksu cywilnego, wliczając przepisy o rękojmi. Przepisy kodeksu na temat sprzedaży ratalnej dotyczą sytuacji, kiedy kupujący nabywa rzecz w ramach działalności swojego przedsiębiorstwa, czyli kiedy istnieje stosunek prawny obustronnie profesjonalny. Umowa sprzedaży na raty nie może utrudnić kupującemu wykonania uprawnień z tytułu rękojmi. Sprzedawca może odstąpić od umowy z powodu niezapłacenia ceny tylko wtedy, gdy:

- kupujący jest w zwłoce z zapłatą co najmniej dwóch rat,
- łączna suma zaległych rat przewyższa jedną piątą umówionej ceny.

²² H. Czech (2009), *Kryzys opinii pośredników kredytowych?*, Bankier.pl, 13 maja.

²³ Ustawa z dnia 23 kwietnia 1964 r. Kodeks cywilny (Dz. U. z 1964 r. nr 16, poz. 93 z późn. zm.).

²⁴ Kupujący może zapłacić raty przed terminem płatności, w takim przypadku może odliczyć kwotę, która odpowiada wysokości stopy procentowej NBP obowiązującej dla danego rodzaju kredytów.

²⁵ Ustawa z 27 lipca 2002 r. o szczególnych warunkach sprzedaży konsumenckiej oraz o zmianie Kodeksu cywilnego (Dz. U. z 2002 r., nr 141, poz. 1176 z późniejszymi zmianami).

Istnieje możliwość wymagania przez sprzedającego natychmiastowego zapłacenia całej należnej kwoty, jeśli spełnione są następujące warunki:

- zastrzeżenie tej możliwości było uczynione na piśmie przy zawarciu umowy,
- kupujący jest w zwłoce z zapłatą co najmniej dwu rat,
- łączna suma zaległych rat przewyższa jedną piątą umówionej ceny.

W wypadku spełnienia tych warunków sprzedawca powinien wyznaczyć kupującemu odpowiedni termin dodatkowy do zapłacenia zaległości z zastrzeżeniem, że w razie bezskutecznego upływu wyznaczonego terminu będzie uprawniony do odstąpienia od umowy. Przepisy te stosuje się także w wypadkach, gdy rzecz ruchoma zostaje sprzedana osobie fizycznej korzystającej z kredytu udzielonego w tym celu przez bank, jeżeli kredyt ten ma być spłacony ratami, a rzecz została kupującemu wydana przed całkowitą spłatą kredytu. Innym istotnym przepisem jest to, że podobnie jak w przypadku klasycznej umowy sprzedaży, odpowiedzialność z tytułu rękojmi za wady rzeczy ponosi wyłącznie sprzedawca.

Sprzedaż ratalną prowadzą producenci, przedsiębiorstwa handlowe i dealerzy samochodowi. Zazwyczaj występują wtedy dwie umowy kredytowe: pomiędzy sprzedawcą i bankiem oraz nabywcą i bankiem. Sprzedawca otrzymuje ustaloną część należności za towar od nabywcy, a pozostałą od banku, który tym samym udziela nabywcy kredytu, spłacanego następnie wraz z odsetkami w ustalonej liczbie miesięcznych lub kwartalnych rat. Zabezpieczeniem tego kredytu może być poręczenie innych osób lub zastaw ustanowiony na nabywanym towarze, a jeśli towar jest ubezpieczony — cesja z polisy ubezpieczeniowej na kredytodawcę.

Sprzedaż ratalna, choć w istocie polega na pośrednictwie kredytowym, według wykładni Europejskiego Trybunału Sprawiedliwości, nie wchodzi w zakres tego pojęcia. Zdefiniował on pośrednictwo kredytowe jako działalność, której celem jest uczynienie możliwie wszystkiego, aby obie strony zawarły umowę kredytu, przy czym pośrednik musi być neutralny²⁶. Warunek ten nie jest spełniony, gdy jedna ze stron (producent lub handlowiec) jest materialnie zainteresowana dojściem transakcji do skutku.

Według aktualnie obowiązującej PKD²⁷ pośrednictwo kredytowe zostało sklasyfikowane w dwu podklasach sekcji „K”: 64.92.Z *Pozostałe formy udzielania kredytów* (pkt. pożyczki pieniężne poza systemem bankowym) oraz 66.19.Z *Pozostała działalność wspomagająca usługi finansowe, z wyłączeniem ubezpieczeń i funduszy emerytalnych* (pkt. doradztwo i pośrednictwo dotyczące kredytów hipotecznych). Żadna z podanych definicji nie jest precyzyjna, dlatego wiele

²⁶ Ta definicja pośrednictwa krajowego oraz potwierdzenie braku opodatkowania tej czynności podatkiem od towarów i usług została ogłoszona w wyroku ETS z 21 czerwca 2007 r. w sprawie C — 453/05 Volker Ludwig przeciwko Finanzamt Luckenwalde. Orzeczenie zostało wydane w trybie prejudycjalnym. Więcej na ten temat por.: A. Okrański (2008), *Pośrednik w definicji*, „Gazeta Bankowa”, nr 6 (1006) z 4 lutego.

²⁷ Klasyfikacja ta weszła w życie na mocy Rozporządzenia Rady Ministrów z 24 grudnia 2007 r. w sprawie Polskiej Klasyfikacji Działalności (PKD) (Dz. U. z 2007 r. Nr 251, poz. 1885).

osób zamierzających podjąć tego typu działalność gospodarczą w imieniu banków lub innych instytucji kredytowych i pożyczkowych prosi o wyjaśnienia wątpliwości podczas rejestracji i nadawania numeru w rejestrze REGON.

Pośrednictwo kredytowe jest jednym z najmłodszych i najsłabiej rozpoznanych segmentów polskiego rynku finansowego. Istnieje na nim bowiem, obok stabilnych spółek kapitałowych, wiele małych, spontanicznie powstających i upadających firm, z reguły zakładanych przez osoby fizyczne. Podmioty te żywiołowo reagują na każde wezwanie banków czy wielkich sieci handlowych do współpracy. Sprawia to wrażenie mnogości aktywnych brokerów kredytowych; ich liczbę szacuje się na 3 tys. W raportach ośrodków naukowych do pośredników kredytowych zalicza się także przedsiębiorstwa handlowe prowadzące sprzedaż ratalną i dealerów samochodowych, co powoduje znaczne przeszacowanie udziału tej grupy podmiotów w rynku²⁸.

TABL. 3. PODMIOTY POŚREDNICTWA KREDYTOWEGO UCZESTNICZĄCE W BADANIU GUS WEDŁUG ROKU ROZPOCZĘCIA DZIAŁALNOŚCI NA RYNKU POŚREDNICTWA KREDYTOWEGO (stan na 31 grudnia 2008 r.)

L a t a	Razem	Nieudzielające pożyczek ze środków własnych	Udzielające pożyczek ze środków własnych
1993	1	1	—
1994	2	2	—
1995	1	1	—
1996	2	2	—
1997	2	1	1
1998	—	—	—
1999	—	—	—
2000	4	3	1
2001	1	1	—
2002	6	6	—
2003	5	3	2
2004	8	6	2
2005	3	3	—
2006	4	3	1
2007	6	6	—
2008	2	1	1
R a z e m	47	39	8

Źródło: GUS.

Pierwsze profesjonalne firmy pośrednictwa kredytowego pojawiły się w Polsce na początku lat dziewięćdziesiątych minionego wieku, w tym samym czasie, gdy gospodarka zaczęła powracać na ścieżkę wzrostu po szoku wywołanym transformacją ustrojową. Producenci i importerzy zaczęli wtedy poszukiwać możliwości szybkiego zwiększania obrotów artykułami AGD-RTV. Sektor ban-

²⁸ Na przykład w raporcie Instytutu Badań nad Gospodarką Rynkową udział pośredników kredytowych w udzielonych pożyczkach gotówkowych i ratalnych (włącznie z zakupem samochodów) oszacowano w 2008 r. na 39%, prognozując zwiększenie tego udziału do 41% w 2009 r. Podają za: K. Melon, *Raport: Banki atakują*, www.kariera.com.pl.

kowy przechodził w owym czasie głęboki kryzys, spontanicznie tworzone prywatne banki nie miały w swojej ofercie produktów przeznaczonych dla detalicznych, niezbyt zasobnych klientów. Zgodnie z zasadą, że życie (także gospodarcze) nie lubi próżni, niszę tę w pierwszej kolejności zagospodarowały firmy handlu zagranicznego i detalicznego. Oferując dogodne raty, często finansowane ze środków własnych, przekształcały wysoki potencjalny popyt na dobra wyższego rzędu w popyt efektywny.

Pozytywny przebieg procesu sanacji banków i wyhamowanie inflacji stworzyły w drugiej połowie lat dziewięćdziesiątych warunki do wznowienia ratalnej sprzedaży samochodów, komputerów osobistych, a nawet nieruchomości. Pojawiły się pierwsze profesjonalne firmy pośrednictwa kredytowego, które proponowały klientom nie tylko coraz bardziej atrakcyjne oferty finansowania zakupów, ale dołączały do nich specjalne karty i programy lojalnościowe. Najbardziej prężne firmy pośrednictwa kredytowego, utworzone w ostatniej dekadzie XX w., do tego stopnia rozwinęły swoją działalność, że przekształciły się w banki komercyjne²⁹.

TABL. 4. FORMA ORGANIZACYJNO-PRAWNA I DOMINUJĄCY UDZIAŁOWCY PODMIOTÓW PROWADZĄCYCH DZIAŁALNOŚĆ POŚREDNICTWA KREDYTOWEGO W 2008 R.

Wyszczególnienie	Liczba firm	Dominujący udziałowiec (akcjonariusz)				Udział w grupie kapitałowej
		banki	pozostałe instytucje finansowe	inne podmioty prawne	osoby fizyczne	
Spółki akcyjne	12	3	2	3	4	5
z przewagą kapitału zagranicznego	4	1	1	2	—	3
pozostałe	8	2	1	1	4	2
Spółki z o.o.	24	2	2	7	13	7
z przewagą kapitału zagranicznego	8	—	2	5	1	5
pozostałe	16	2	—	2	12	2
Spółki założone przez krajowe osoby fizyczne	3	—	—	—	3	x
spółki jawne	2	—	—	—	2	x
spółki cywilne	1	—	—	—	1	x
Osoby fizyczne prowadzące działalność gospodarczą	8	—	—	—	8	x

Źródło: GUS.

²⁹ Lukas Bank SA rozpoczął w Polsce działalność w 1991 r. we współpracy z utworzonym w tym samym roku Bankiem Świętokrzyskim SA. W 1998 r. nastąpiła fuzja tych podmiotów, w wyniku której powstał Lukas Bank Świętokrzyski SA, funkcjonujący od następnego roku pod nazwą Lukas Bank SA. Polskie Towarzystwo Finansowe, specjalizujące się w pośrednictwie na rynku kredytów samochodowych, hipotecznych i leasingu przekształciło się w 2004 r. w Bank PTF SA, przejęty od 2006 r. przez Santander Consumer Bank SA; obecnie planowane jest przekształcenie polskiej filii hiszpańskiego banku w spółkę z 30% udziałem amerykańskiej korporacji AIG. Podobnie zaczynał działalność Dominet Bank SA, który w sierpniu 2009 r. został przejęty przez Fortis Bank Polska SA należący do grupy kapitałowej PNB Paribas. www.lukasbank.pl/ /obanku_naszahistoria.asp.; <http://gospodarka.gazeta.pl>; <http://www.fortisbank.com.pl/>

Banki podejmują trwałą współpracę z firmami pośrednictwa kredytowego, gdy z rachunku ekonomicznego wynika, że koszty prowizji są niższe od nakładów na budowę i rozwój własnej sieci sprzedaży. Korzystanie z usług pośredników kredytowych jest szczególnie atrakcyjne dla małych banków, banków tworzonych jako filie ponadnarodowych koncernów finansowych, a także banków, których strategia jest zorientowana na uzyskanie klientów w małych miejscowościach. Pośrednicy, zwłaszcza jeśli działają w imieniu kilku banków, umożliwiają dotarcie do tej samej grupy detalicznych nabywców produktów finansowych po kosztach znacznie niższych od nakładów na budowę od podstaw bankowego oddziału czy choćby punktu obsługi klienta. Z punktu widzenia klienta, nie ma wyraźnej różnicy między bankową siecią dystrybucji a siecią profesjonalnych pośredników kredytowych. Placówki pośredników kredytowych upodabniają się do bankowych zarówno pod względem wyglądu zewnętrznego, wyszkolenia personelu, jak promowania własnej marki w komunikacji z klientami.

W badanych przez GUS firmach pośrednictwa kredytowego, w końcu 2008 r. pracowały 7764 osoby (wzrost o 0,6% w skali roku), ale w 16 dużych firmach (spółkach o sumie bilansowej ponad 100 mln zł) liczba zatrudnionych zmniejszyła się do 7330 osób (o 1,5%). Większość badanych podmiotów miała siedzibę w centralnej Polsce (w woj. mazowieckim 21). Stosunkowo licznie były zlokalizowane spółki także w województwach zachodnich (dolnośląskim — 7, śląskim — 6 i pomorskim — 7), pojedyncze firmy działały w województwach lubelskim i podlaskim. Szybko rozwijała się sieć własnych stacjonarnych punktów sprzedaży, którą tworzyło 760 placówek (639 przed rokiem). Rozwój sieci generowały przede wszystkim relatywnie duże firmy, do których należało 668 (przed rokiem 585) własnych stacjonarnych punktów sprzedaży (87,9% wszystkich placówek).

Duże firmy były partnerami 41,6 tys. przedsiębiorstw handlowo-usługowych, miały więc prawie wyłączność (99,7%) na tego typu współpracę. Niewiele mniejszy był ich udział w kooperacji z pozostałymi przedsiębiorstwami. Współpracowało z nimi 4,6 tys. (94,8%) z ogólnej liczby 4,8 tys. podmiotów korzystających z usług pośredników finansowych. Przy pozyskiwaniu klientów główną rolę odgrywał Internet (41 firm ma swoje strony internetowe), na drugim miejscu uplasowała się sprzedaż w placówkach handlowo-usługowych i sprzedaż osobista (po 28 firm). Dużo firm reklamowało się drogą telefoniczną (26), poprzez ulotki (26) i reklamę w prasie, radiu i TV (22).

WYNIKI FINANSOWE FIRM POŚREDNICTWA KREDYTOWEGO W 2008 R.

W przeciwieństwie do sytuacji sprzed kilku lat, obecnie nie liczą się już pośrednicy udzielający pożyczek ze środków własnych. Rozwój *asset management*, *private banking*, *consumer banking*, *home banking* wymusił konsolidację firm pośrednictwa kredytowego. Wyeliminowani zostali (jako samodzielne podmioty) najmniejsi pośrednicy. Większość działających obecnie firm to spółki zależne od finansowych grup kapitałowych (w tym również zagranicznych),

inne podmioty zachowujące formalną niezależność to spółki satelitarne banków i innych instytucji finansowych.

**TABL. 5. KONCENTRACJA NA RYNKU
POŚREDNICTWA KREDYTOWEGO W 2008 R.**

Wyszczególnienie	Udział w rynku pięciu dominujących firm w %
O g ó ł e m	69,5871
Kredyty:	
gotówkowe	92,1924
ratalne	99,9949
hipoteczne	86,4368
samochodowe	98,2564
konsolidacyjne	100,0000
Karty kredytowe	100,0000
Pożyczki gotówkowe	99,3652

Ź r ó d ł o: GUS.

W 2008 r. udział pięciu największych firm w ogólnej wartości sprzedanych za ich pośrednictwem kredytów wyniósł ok. 70%, lecz w poszczególnych segmentach rynku był znacznie wyższy. Niektóre rodzaje kredytów oferowała jedna lub dwie, trzy spółki. Podobnie wysoka koncentracja działalności występowała w przekroju terytorialnym, zdarzało się, że konkretna firma prawie całkowicie zmonopolizowała pośrednictwo w sprzedaży określonych produktów finansowych w danym województwie.

Obawy, że skutki światowego kryzysu dotkną także gospodarkę polską pojawiły się dopiero jesienią 2008 r., nie miało to jednak wpływu na całoroczną skalę akcji kredytowej banków. Kredyty dla sektora niefinansowego wzrosły w stosunku do poprzedniego roku o 38,9%. Wzrost kredytów dla gospodarstw domowych, których udział ogółem w kredytach dla tego sektora wyniósł ponad 62%, był wyższy (45%). Wspomniana praktyka samofinansowania wydatków rozwojowych przedsiębiorstw ograniczyła ich udział w kredytach sektora niefinansowego do ok. 38%, na skutek czego przyrost kredytów dla tej grupy klientów był mniejszy (32%).

**TABL. 6. LICZBA KREDYTÓW I POŻYCZEK PRZYZNANYCH Z UDZIAŁEM BADANYCH
FIRM POŚREDNICTWA KREDYTOWEGO
(grupowanie podmiotów według sumy bilansowej; stan na 31 grudnia 2008 r.)**

Wyszczególnienie	2007			2008		
	suma bilansowa					
	poniżej 50 mln zł	50—100	ponad 100	poniżej 50	50—100	ponad 100 mln zł
O g ó ł e m	209505	41851	3361175	271902	163166	2858556
Kredyty:						
gotówkowe	166832	1137	118178	162492	95156	188739
ratalne	126	—	2133765	45	—	165769
hipoteczne	4378	17986	11343	7145	29669	19429
samochodowe	4720	14650	—	4441	14006	—
konsolidacyjne	796	—	33	9885	—	333

TABL. 6. LICZBA KREDYTÓW I POŻYCZEK PRYZNANYCH Z UDZIAŁEM BADANYCH FIRM POŚREDNICTWA KREDYTOWEGO (dok.)

Wyszczególnienie	2007			2008		
	suma bilansowa					
	poniżej 50 mln zł	50—100	ponad 100	poniżej 50	50—100	ponad 100 mln zł
Karty kredytowe	—	8054	—	351	24307	—
Pożyczki gotówkowe	32653	—	1097856	87452	—	992364
Inne kredyty	—	24	—	91	28	—

Źródło: GUS.

W 2008 r. badane przez GUS przedsiębiorstwa pośrednictwa kredytowego uczestniczyły w zawarciu 3,3 mln umów na kredyty i pożyczki (spadek liczby umów o 8,5% w skali roku), w tym 1,5 mln (46,5%) dotyczyło kredytów i pożyczek gotówkowych, 1,7 mln (50,2%) zakupów ratalnych. W porównaniu z 2007 r. odnotowano spadek liczby umów na kredyty ratalne (o 22,3%), samochodowe (o 4,8%) i pożyczki gotówkowe (o 4,5%), natomiast jedenastokrotnie wzrosła liczba umów na kredyty konsolidacyjne (z 0,8 mln do 9,4 mln). Wzrost liczby tych umów świadczy o pogorszeniu zdolności płatniczej klientów banków, ale także o niefrasobliwości osób zadłużających się bardziej niż pozwalają na to ich dochody. Koncentracja na rynku pośrednictwa kredytowego wzrosła; duże firmy zawarły 76,7% ogólnej liczby umów na kredyty i pożyczki (62,3% przed rokiem), na co prawie w całości złożyły się kontrakty na pożyczki i kredyty gotówkowe (43,6%) oraz na kredyty ratalne (30,5%).

TABL. 7. WARTOŚĆ KREDYTÓW I POŻYCZEK PRYZNANYCH OGÓŁEM Z UDZIAŁEM BADANYCH FIRM POŚREDNICTWA KREDYTOWEGO (grupowanie podmiotów według sumy bilansowej; stan na 31 grudnia 2008 r.)

Rodzaj kredytu lub pożyczki	2007			2008		
	suma bilansowa					
	poniżej 50 mln zł	50—100	ponad 100	poniżej 50	50—100	ponad 100 mln zł
	w tys. zł					
O g ó ł e m	2366688	2989763	7665517	3834007	8843884	11319779
Kredyty:						
gotówkowe	811039	5672	492727	827629	716494	1186713
ratalne	181	—	3877487	167	—	3284757
hipoteczne	1180621	2501651	1526623	1946957	7559377	5174183
samochodowe	134176	423022	—	140779	449835	—
konsolidacyjne	17990	—	6042	231208	—	55759
Karty kredytowe	—	52448	—	1054	109954	—
Pożyczki gotówkowe	222681	—	1762638	647313	—	1618367
Inne kredyty	—	6970	—	38900	8224	—

Źródło: GUS.

W 2008 r. wartość udzielonych za pośrednictwem badanych firm kredytów i pożyczek wzrosła do 24,1 mld zł, w tym udział dużych spółek stanowił 18,3 mld zł. Udział podmiotów prowadzących profesjonalną działalność w zakresie pośrednictwa kredytowego w kredytach dla sektora niefinansowego

zwiększył się z 12,3% w 2007 r. do 14,5% w 2008 r. Większość tych kredytów (ok. 75%) finansowała zakupy gospodarstw domowych.

W układzie rodzajowym, mimo niewielkiej liczby umów (56,6 tys., czyli ok. 1,7% ogólnej liczby umów), największy udział (61,1%) miały kredyty zabezpieczone hipoteką. Ich wartość wzrosła do 14,7 mld zł, w tym 11,3 mld zł (76,6%) stanowiły kredyty zawarte za pośrednictwem dużych spółek. Dominacja kredytów zabezpieczanych hipotecznie wynikała ze struktury rynku, na którym kredyty na nieruchomości mieszkaniowe stanowiły prawie połowę ogólnej sumy kredytów dla sektora niefinansowego. W 2008 r. odnotowano także niewielki wzrost wartości (o 6,0%) kredytów samochodowych sprzedanych z udziałem badanych podmiotów.

Średnia wartość kredytu zabezpieczonego hipoteką w 2008 r. wyniosła 260,7 tys. zł, kredytu samochodowego — 32,0 tys. zł, kredytu konsolidacyjnego — 30,6 tys. zł, kredytu gotówkowego — 6,1 tys. zł, pożyczki gotówkowej — 2,1 tys. zł, kredytu ratalnego — 2,0 tys. zł. Przeciętna wartość tych kredytów w 2007 r. wyniosła odpowiednio: 262,3 tys. zł; 29,4 tys. zł; 29,0 tys. zł; 4,9 tys. zł; 2,7 tys. zł; 1,8 tys. zł.

W 2008 r. (podobnie jak w 2007 r.) 8 przedsiębiorstw zajmowało się pośrednictwem kredytowym, jako jedynym rodzajem prowadzonej działalności. Wzrosła do 24 (przed rokiem 22) liczba firm, dla których pośrednictwo kredytowe było dominującym rodzajem działalności; w pozostałych 15 pośrednictwo kredytowe było działalnością uboczną. Większość firm współpracowała jednocześnie z kilkoma bankami, zakładami ubezpieczeniowymi i towarzystwami funduszy inwestycyjnych. Sprzedaż produktów bankowych najczęściej łączyła się z dystrybucją takich produktów finansowych, jak polisy ubezpieczeniowe i sprzedaż jednostek uczestnictwa w funduszach inwestycyjnych.

Monitoring udzielonych kredytów i pożyczek prowadziło 21 przedsiębiorstw pośrednictwa kredytowego, w windykacji zagrożonych należności — samodzielnie lub we współpracy z bankiem bądź z firmą windykacyjną — uczestniczyło 11 podmiotów. Przedsiębiorstwa udzielające pożyczek wyłącznie ze środków własnych prowadziły zarówno monitoring, jak i windykację należności.

**TABL. 8. ELEMENTY RACHUNKU ZYSKÓW I STRAT PODMIOTÓW
PROWADZĄCYCH DZIAŁALNOŚĆ KREDYTOWĄ**
(grupowanie według sumy bilansowej; stan na 31 grudnia 2008 r.)

Wyszczególnienie	Suma bilansowa					
	poniżej 50 mln zł		50—100		ponad 100 mln zł	
	2007	2008	2007	2008	2007	2008
	w tys. zł					
Przychody z całokształtu działalności	290564	407690	234305	396607	31429972	39653064
w tym:						
przychody netto ze sprzedaży	284106	390073	232012	385735	31340794	39112895
pozostałe przychody operacyjne	2862	10691	1819	8069	28377	326795
przychody finansowe	3594	6925	474	2803	60801	213373

**TABL. 8. ELEMENTY RACHUNKU ZYSKÓW I STRAT PODMIOTÓW
PROWADZĄCYCH DZIAŁALNOŚĆ KREDYTOWĄ (dok.)**

Wyszczególnienie	Suma bilansowa					
	poniżej 50 mln zł		50—100		ponad 100 mln zł	
	2007	2008	2007	2008	2007	2008
	w tys. zł					
Koszty z całokształtu działalności	294861	440035	198060	325550	28789870	35762925
koszty działalności operacyjnej	288985	416030	192314	315011	28166367	34791584
w tym:						
pozostałe koszty operacyjne	3617	16476	3719	9185	510501	790366
koszty finansowe	2259	7529	2027	1354	113002	180975
Wynik finansowy brutto	14939	38085	36354	70236	2640099	3890721
Wynik finansowy netto	1293	27148	28590	56520	2098732	3092553

Źródło: GUS.

Firmy pośrednictwa kredytowego osiągnęły w 2008 r. przychody z całokształtu działalności w wysokości 40,5 mld zł, na które złożyły się w 98,6% przychody netto ze sprzedaży. Koszty z całokształtu działalności wyniosły 36,5 mld zł (w 97,2% wygenerowała je działalność operacyjna). Wynik finansowy brutto wyniósł 4,0 mld zł, wynik finansowy netto ok. 3 mld zł.

Rozwój rynku kredytowego miał korzystny wpływ na wzrost do 9,2 mld zł (o 26,7%) zagregowanej sumy bilansowej badanych firm. Poprawa bieżącej rentowności, powstanie nowych spółek oraz zasilenie z wygospodarowanych w poprzednich latach zysków zwiększyły kapitały (fundusze) własne do 5,4 mld zł (o 62,6% w stosunku do poprzedniego roku).

**TABL. 9. ELEMENTY BILANSU PODMIOTÓW PROWADZĄCYCH DZIAŁALNOŚĆ
KREDYTOWĄ (grupowanie według sumy bilansowej; stan na 31 grudnia 2008 r.)**

Wyszczególnienie	Suma bilansowa					
	poniżej 50 mln zł		50—100		ponad 100 mln zł	
	2007	2008	2007	2008	2007	2008
	w tys. zł					
Suma bilansowa	141682	219991	94507	185183	7047713	8826142
Aktywa trwałe	30986	51438	30904	26195	1388439	1930116
Aktywa obrotowe	110696	168553	63603	158988	5659274	6896026
Kapitał własny	67527	118287	30091	107915	3218665	5165103
kapitał (fundusz) podstawowy	86129	100712	2809	59409	414914	817111
kapitał zapasowy	841837	72631	16998	11086	268640	912242
wynik finansowy z lat ubiegłych	842761	279475	8639	34471	367908	221816

Źródło: GUS.

W strukturze kapitału własnego udział kapitału podstawowego (18,1%) prawie zrównał się z udziałem kapitału zapasowego (18,5%), pierwszy z nich wzrósł w porównaniu z ubiegłym rokiem dwu-, a drugi trzykrotnie.

Zakończenie

GUS po raz pierwszy przeprowadził badanie firm pośredniczących w sprzedaży produktów finansowych w 2006 r., lecz prezentacja wyników została ograniczona do liczby i wartości sprzedanych kredytów oraz innych produktów finansowych. W 2007 r. dodano kilka informacji ilościowych (m.in. o liczbie spółek w podziale na wartość sprzedanych kredytów, średnim okresie spłaty pożyczki). Znacznie szerszy zakres problemowy miał opublikowany w bieżącym roku raport o działalności i wynikach finansowych pośredników kredytowych w latach 2007 i 2008³⁰, z którego pochodzą dane przytoczone w artykule. Nadal trwają prace metodologiczne, weryfikacja kartotek, wprowadzane są poprawki do formularza, tak by akcent padał na wartościowe, a nie ilościowe aspekty działalności pośredników kredytowych. Wiele jednak firm świadczących usługi w niszowych obszarach rynku finansowego łączy kilka rodzajów działalności. Dlatego w ciągu najbliższych lat wprowadzone zostanie jedno, modułowe, badanie spółek kapitałowych funkcjonujących na tym rynku. Pozwoli to na zmniejszenie obciążeń respondentów, a zarazem na lepsze rozpoznanie zjawisk i procesów kształtujących rynek usług finansowych w Polsce.

dr hab. Grażyna Ancyparowicz — GUS, profesor Akademii Pedagogiki Specjalnej

SUMMARY

The credit intermediation has no long history in Poland, but in the scope of statistical reports there is evident, that activity in this area develops very intensively. The prosperity and high demand on financial products in the years 2007 and 2008 affected positive the results of investigated companies. This year will be more difficult, especially for companies which begin their activity or intend to expand their activity. Some banks, fearing for quality of their assets portfolio, are not interested now to gain new cooperation partners, especially with credit brokers. Other banks announce the growth of sale by own external distribution network. In these circumstances the polarization of credit intermediation market will deepen. The process will concern, not only the strictly specialized and financially strongest companies, but first of all the most universal companies, with a wide offer of financial services. These companies can achieve the opportunity to develop.

³⁰ *Działalność przedsiębiorstw pośrednictwa kredytowego w 2008 r.* (2009), „Informacje bieżące — wyniki wstępne”, portal internetowy GUS.

РЕЗЮМЕ

Темой статьи является генезис, деятельность и финансовые результаты фирм кредитного посредничества. Этот сегмент финансового рынка определился в Польше в половине девяностых лет XX века и с этого момента очень быстро развивается. На результаты обследуемых фирм в 2007 и 2008 гг. положительно повлияли хорошая конъюнктура и высокий спрос на банковские продукты в этот период. Из проведенного анализа кредитной политики банков вытекает, что текущий год будет труднее для кредитных посредников. Главным образом это касается фирм, которые только начинают деятельность, или планируют ее расширение. Некоторые банки из опасения перед понижением качества портфеля активов, потеряли заинтересованность сотрудничеством с кредитными брокерами. Можно поставить гипотез, что шансы развития будут иметь не только, наиболее богатые узко специализированные брокерские компании, но прежде всего наиболее универсальные фирмы, сотрудничающие со многими партнерами, предлагающими большое разнообразие финансовых услуг.

Andrzej MŁODAK

Zróżnicowanie kapitału ludzkiego na rynku pracy

Jednym z podstawowych zadań, jakie postawiła przed sobą kierowana przez prof. dra hab. Jana Paradysza podgrupa do spraw metod statystyczno-matematycznych, funkcjonująca w ramach przygotowań do Powszechnego Spisu Rolnego 2010 oraz Narodowego Spisu Powszechnego Ludności i Mieszkań 2011, jest ocena jakości spisu powszechnego przeprowadzonego w 2002 r. Innym zadaniem jest badanie stabilności modeli ekonometrycznych w czasie i w przestrzeni z wykorzystaniem taksonometrycznej analizy podobieństwa regionalnego. Działania te mają na celu wyeliminowanie ułomności metodologicznych oraz doskonalenie konstrukcji efektywnych metod estymacji dla małych obszarów w planowanych spisach. Istotnym elementem tej strategii stało się przeprowadzenie analizy taksonomicznej danych ze spisu w 2002 r. Służy ona ulepszaniu jakości statystyki małych obszarów z wykorzystaniem dostępnych metod weryfikacyjnych oraz konstrukcji mierników kompleksowych i skupień obiektów podobnych na różnych poziomach agregacji danych.

Przedmiotem przeprowadzonego badania¹ była ocena przestrzennego zróżnicowania gmin i powiatów pod względem wartości kapitału ludzkiego w województwach wielkopolskim i mazowieckim. To zjawisko zalicza się do fundamentalnych czynników kształtujących rozwój społeczno-gospodarczy każdego regionu. Biorąc pod uwagę konieczność uzyskania odpowiedniego poziomu przestrzennej porównywalności informacji oraz dostępność danych, przedmiotem analizy obrano 15 cech o charakterze wskaźnikowym. Oto pełne zestawienie badanych cech:

- X_1 — udział potencjalnego ludzkiego kapitału rynku pracy w ogólnej liczbie ludności faktycznie zamieszkałej i przybyłej z zagranicy na pobyt czasowy (w %);
- X_2 — średnia odwrotność zagęszczenia mieszkań, w których mieszkają badane osoby;
- X_3 — udział liczby osób w wieku produkcyjnym mobilnym w liczbie osób w wieku produkcyjnym (w %);
- X_4 — liczba osób w wieku produkcyjnym przypadających na 100 osób w wieku nieprodukcyjnym;
- X_5 — odsetek osób z wyższym wykształceniem w wieku 13 lat i więcej;
- X_6 — odsetek osób z wykształceniem średnim w wieku 13 lat i więcej;
- X_7 — odsetek osób kontynuujących naukę w wieku 13 lat i więcej;
- X_8 — odsetek osób nieposiadających ograniczeń do wykonywania podstawowych czynności;
- X_9 — odsetek osób bez orzeczonej niepełnosprawności;
- X_{10} — odsetek osób, dla których przynajmniej jednym z języków domowych jest język polski;
- X_{11} — udział pracujących w liczbie osób w wieku 15 lat i więcej (w %);
- X_{12} — odsetek pracujących wykonujących pracę dodatkową;
- X_{13} — osoby aktywne w poszukiwaniu pracy w % osób niepracujących w wieku 15 lat i więcej;
- X_{14} — osoby gotowe podjąć pracę w % osób niepracujących, aktywnie poszukujących pracy w wieku 15 lat i więcej;
- X_{15} — odsetek osób dorosłych z obciążeniem dyspozycyjności.

Główną przesłanką, którą brano pod uwagę przy doborze tych cech, był wpływ danego czynnika na przydatność osoby z punktu widzenia potrzeb rynku pracy. Jest rzeczą zrozumiałą, że osoby dobrze wykształcone, sprawne fizycznie, aktywne w rozwoju zawodowym lub poszukiwaniu pracy i samokształceniu oraz z minimalnym obciążeniem dyspozycyjności (rozumianym tutaj jako posiadanie osób pod opieką, głównie dzieci) są bardziej atrakcyjne dla potencjalnych pracodawców. Dlatego też musiało to znaleźć odzwierciedlenie w przeprowadzo-

¹ Serdecznie dziękuję moim Kolegom z Urzędu Statystycznego w Poznaniu: mgr Beacie Kraszewskiej, mgrówi Arkadiuszowi Kowalczykowi i mgrówi Pawłowi Łańduchowi (Oddział w Kaliszu) oraz mgrówi Tomaszowi Józefowskiemu (Ośrodek Statystyki Małych Obszarów) i mgrówi Maciejowi Kaźmierczakowi (Centrum Statystyki Miast) za pomoc w realizacji badania.

nym dociekaniu. Warto też zauważyć, że spis powszechny dostarcza wielu ważnych informacji z tej dziedziny, nieosiągalnych (szczególnie na niskich poziomach przestrzennych) w innych badaniach statystycznych o podobnej tematyce.

Wymienione cechy stanowiły przedmiot analizy taksonomicznej polegającej na konstrukcji syntetycznego miernika rozwoju oraz typologii rozpatrywanych jednostek przestrzennych. Zgodnie ze schematem opisanym w literaturze (Sobczyk, 1995; Śmiłowska, 1997; Młodak, 2006 a), analiza ta składa się z następujących etapów:

- 1) weryfikacja zmiennościowa cech,
- 2) weryfikacja korelacyjna cech,
- 3) stymulacja i normalizacja cech,
- 4) definicja wzorca rozwojowego,
- 5) definicja miary odległości obiektów od wzorca,
- 6) konstrukcja miernika kompleksowego,
- 7) grupowanie obiektów pod względem podobieństwa.

OCENA JAKOŚCI ZGROMADZONYCH DANYCH

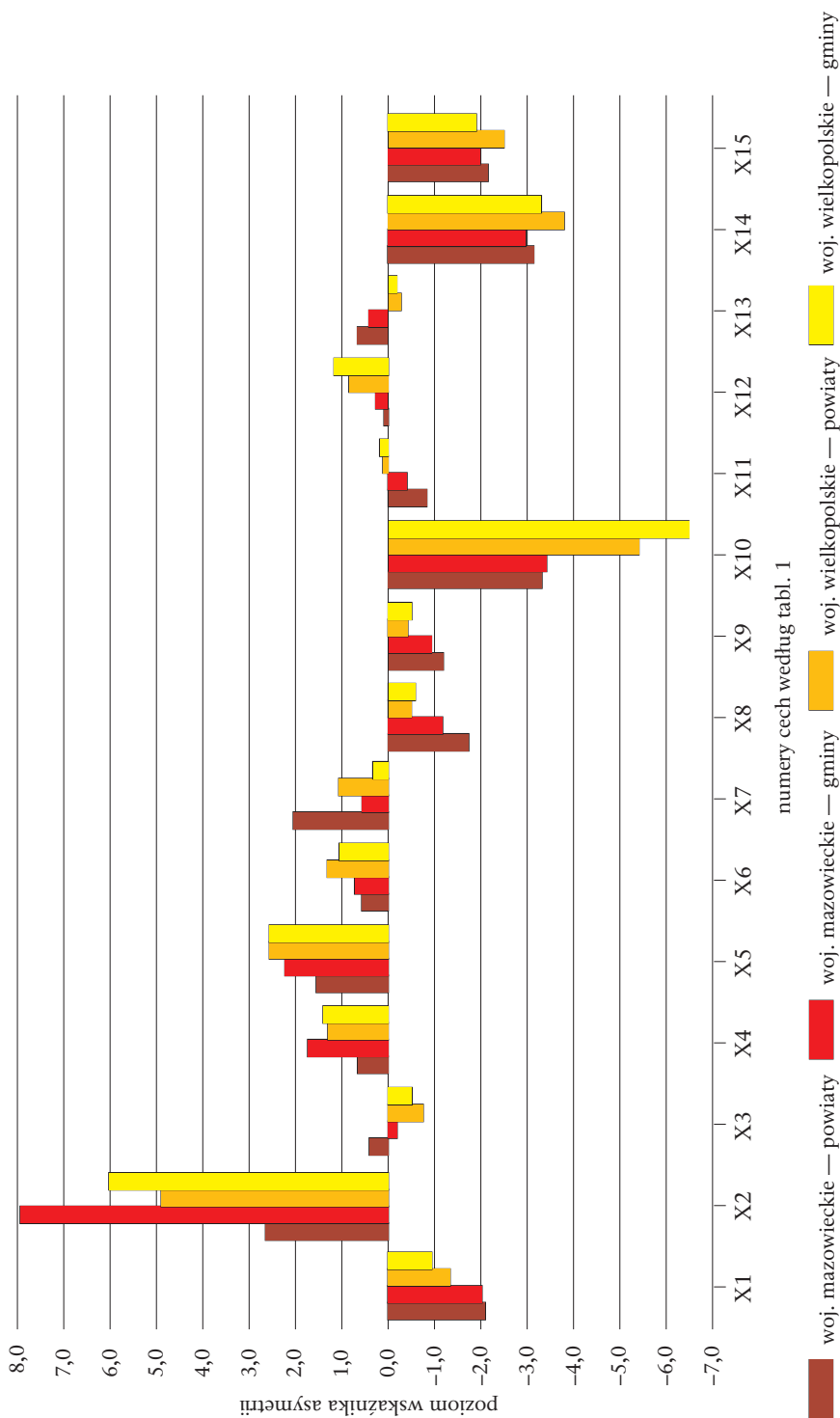
Zanim przystąpimy do zasadniczej części analizy, konieczne jest dokonanie oceny rozkładów poszczególnych cech, co ułatwi uchwycenie prawidłowości w nich występujących oraz wpływu ewentualnych obserwacji odstających na postać i właściwości rozpatrywanego modelu wielowymiarowego.

Tabl. 1 zawiera podstawową charakterystykę statystyczną badanych cech dla gmin i powiatów województw wielkopolskiego i mazowieckiego: średnią arytmetyczną, medianę i współczynnik zmienności wyrażony w %. Ten ostatni wskaźnik będzie miał także istotne znaczenie w późniejszym procesie weryfikacyjnym. Zamieszczamy również trzy wykresy obrazujące wartości wskaźnika asymetrii, stosunku odległości międzykwartylowej (różnicy pomiędzy trzecim a pierwszym kwartylem) do rozstępu (różnicy między maksymalną a minimalną wartością danej cechy) oraz kurtozy (odzwierciedlającej poziom spłaszczenia rozkładu wartości danej cechy w stosunku do rozkładu normalnego).

Analizując uzyskane rezultaty dochodzimy do ciekawych konkluzji. Różnice pomiędzy średnimi arytmetycznymi a medianami są raczej niewielkie. Sugeruje to brak występowania istotnych obserwacji odstających. Rozkłady cech w większości wykazują asymetrię, choć jej natężenie i kierunki są różne (czasem nawet dla tego samego województwa — np. cecha X_3 — wykr. 1). Zmienność rozpatrywanych cech okazuje się natomiast bardzo zróżnicowana, zarówno w ramach jednego województwa (statystyka dla gmin często różni się istotnie od statystyki powiatów) jak i pomiędzy województwami. W przypadku powiatów zmienność ta jest generalnie niższa niż dla gmin i tylko w niewielkim stopniu można tłumaczyć to istotną różnicą w liczbie obiektów (331 gmin w woj. mazowieckim i 230 w woj. wielkopolskim, podczas gdy powiatów jest odpowiednio 42 i 35). Wynika stąd, że zróżnicowanie przestrzenne nie musi być hierarchicznie dziedzinne, tzn. zmienność na niższym poziomie agregacji niekoniecznie znajduje swe odzwierciedlenie w zmienności na poziomie wyższym.

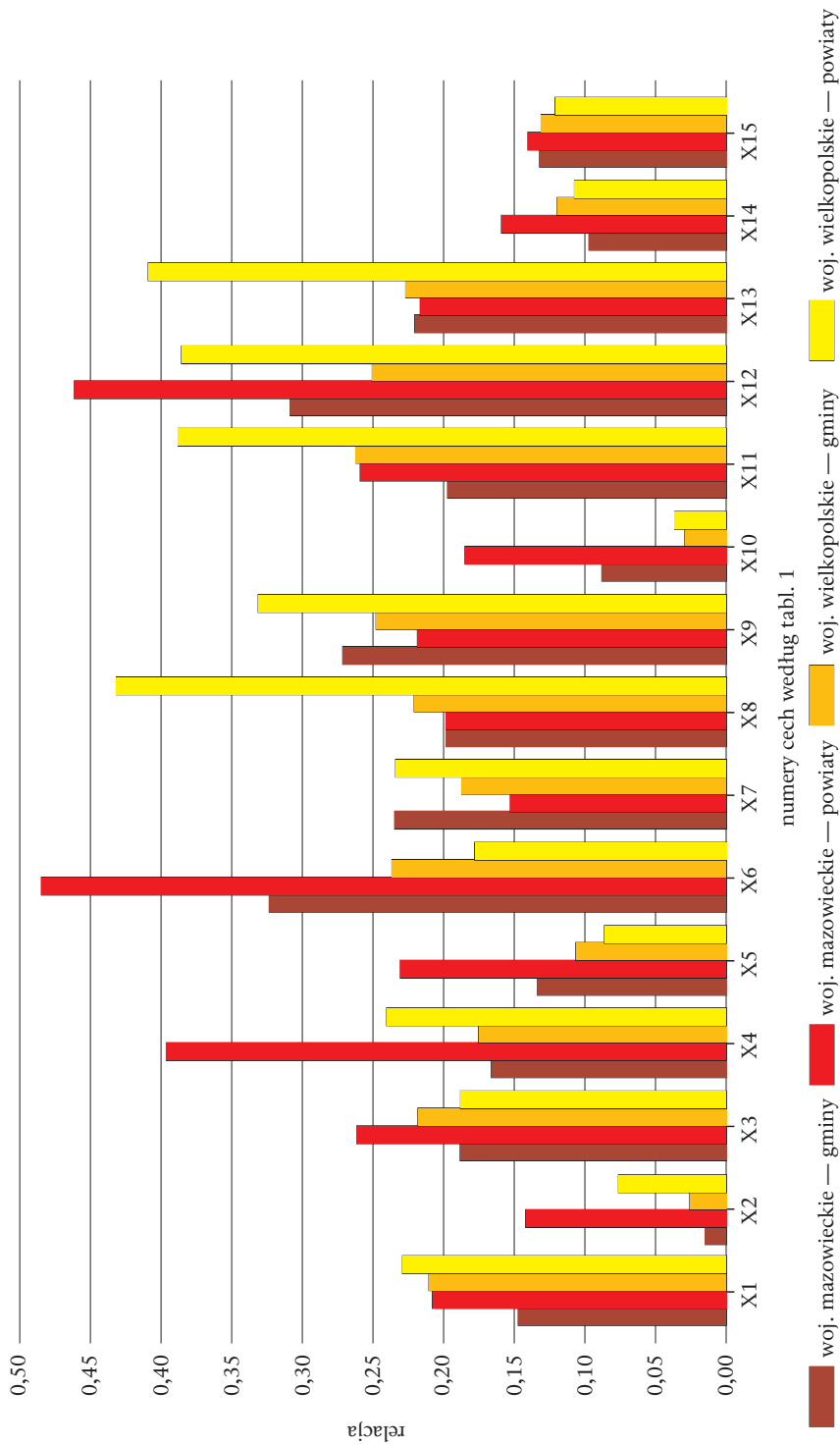
Źródło: opracowanie własne przy użyciu pakietu SAS Enterprise Guide 4.1.

Wykr. 1. WSKAŹNIK ASYMETRII (skoŹności)



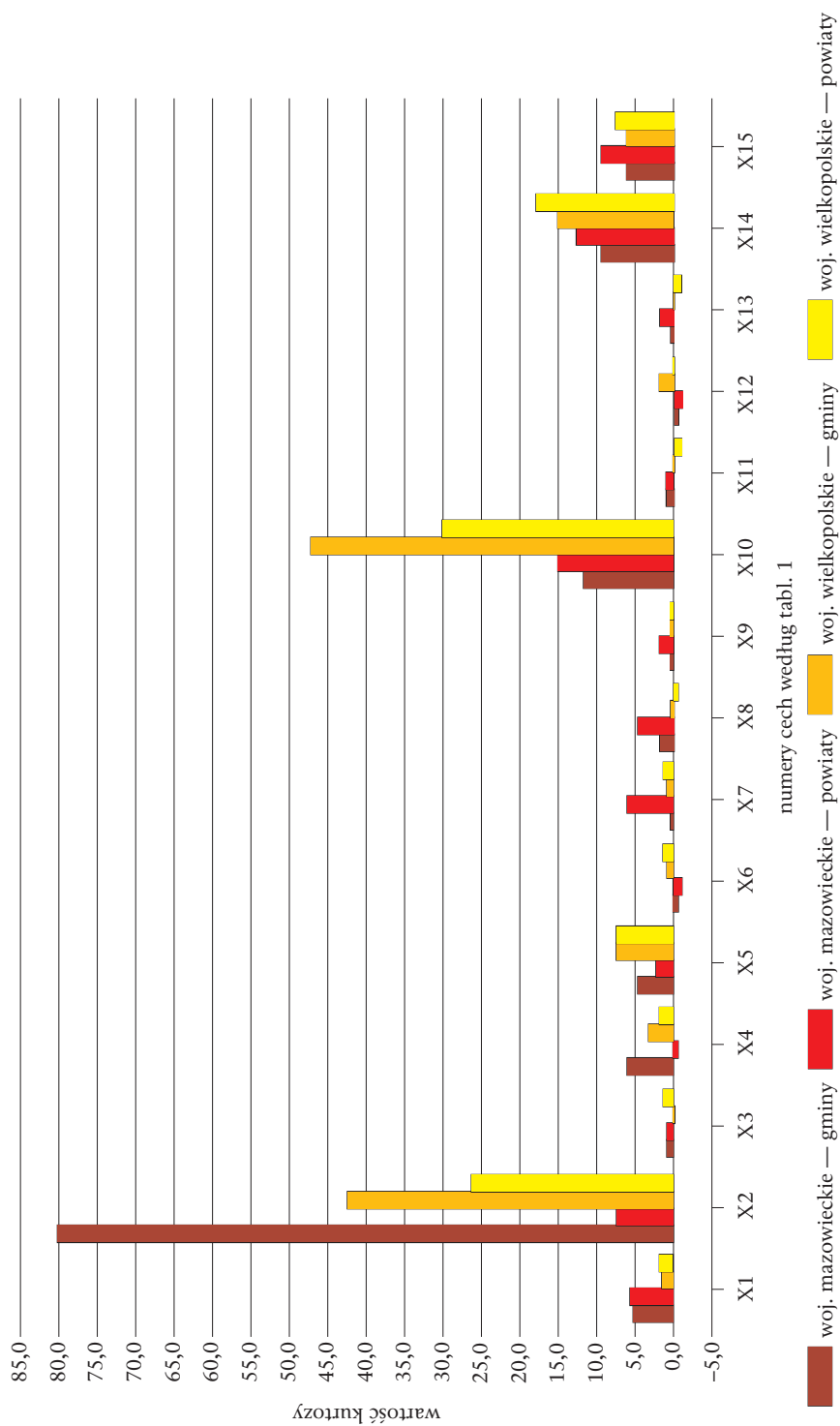
Źródło: opracowanie własne przy użyciu arkusza MS Excel.

Wykr. 2. RELACJA ODLEGŁOŚCI MIĘDZYKWARTYLOWEJ DO ROZSTĘPU



Źródło: opracowanie własne przy użyciu arkusza MS Excd.

Wykr. 3. KURTOZA



Źródło: opracowanie własne przy użyciu arkusza MS Excel.

Na wyk. 2 pokazano kształtowanie się relacji odległości międzykwartylowej do rozstępu. Wskazuje ona, czy źródeł zmienności — w przypadku asymetrii — należy szukać tylko w występowaniu pojedynczych obserwacji odstających (wartości niskie, szczególnie bliskie zera) czy też w ogólnym rozproszeniu wszystkich wartości (wskaźnik bliski 1). W naszym modelu ogólna dyspersja wartości widoczna jest szczególnie w odniesieniu do cech X_6 i X_{12} dla powiatów Mazowsza. W większości przypadków o zmienności decydują jednak obserwacje odstające. Wykr. 3 uwiadamia z kolei kształtowanie się kurtozy, czyli wskaźnika spiczastości (spłaszczenia) gęstości rozkładu. Szczególną wysmukłość w porównaniu z rozkładem normalnym wykazują cechy X_2 , X_{10} , X_{14} i X_{15} . Kształt rozkładu pozostałych zmiennych jest zróżnicowany w zależności od poziomu przestrzennego, aczkolwiek na ogół okazuje się być on zbliżony do krzywej Gaussa. Czasem występują niewielkie spłaszczenia (np. cecha X_4 dla powiatów woj. mazowieckiego odróżnia się wyraźnie od pozostałych — średnio leptokurtycznych — ujemną wartością rzeczonego wskaźnika). Nie ma natomiast — co ciekawe — cechy, która w każdym przypadku byłaby platykurtyczna.

WERYFIKACJA CECH

Pierwszy zasadniczy etap badawczy stanowi weryfikacja zmiennościowa zestawu cech. Dokonuje się tutaj eliminacji tych spośród nich, które wykazują zbyt niskie zróżnicowanie — z taksonomicznego punktu widzenia stanowią one bowiem niewielką wartość analityczną. W tym celu ustalamy, dla których spośród badanych cech współczynnik zmienności przyjmuje wartości poniżej arbitralnie ustalonego progu. Zazwyczaj — i tak będzie również w naszym przypadku — przyjmuje się go na poziomie 10%. Opisane obserwacje skłaniają nas do stwierdzenia, że specyfika określonych agregacji przestrzennych powoduje, że mimo identycznej wyjściowej kolekcji zmiennych, dla każdej z nich zbiór cech finalnie poddawanych analizie może być odmienny. Eliminując zatem cechy o wartości współczynnika zmienności poniżej 10% otrzymujemy cztery zestawy:

- 1) woj. mazowieckie (gminy): X_2 , X_4 , X_5 , X_6 , X_7 , X_{11} , X_{12} , X_{13} , X_{14} ;
- 2) woj. mazowieckie (powiaty): X_2 , X_4 , X_5 , X_6 , X_{12} , X_{13} ;
- 3) woj. wielkopolskie (gminy): X_2 , X_4 , X_5 , X_6 , X_{12} , X_{13} ;
- 4) woj. wielkopolskie (powiaty): X_2 , X_5 , X_6 , X_{12} , X_{13} .

Zestaw cech dla powiatów Mazowsza jest zatem taki sam, jak dla gmin Wielkopolski. Istnieje ponadto coś na kształt „żelaznej grupy”, czyli cech, które występują w każdym z tych zestawów. Należą tu cechy: X_2 , X_5 , X_6 , X_{12} oraz X_{13} .

Każdy ze wskazanych zestawów został następnie poddany weryfikacji korelacyjnej. Jej cel stanowi ustalenie, które cechy wykazują nadmierne skorelowanie z innymi (i stanowią tym samym nośnik podobnej informacji). Ważną rzeczą jest także spełnienie postulatu, aby owa ocena uwzględniała wszystkie właściwości modelu, czyli reprezentowała podejście kompleksowe. W tym celu wykorzystamy metodę odwróconej macierzy korelacji (Malina, Zeliaś, 1998; Lira i in., 2002; Młodak, 2006 a).

Dla każdego z rozpatrywanych zestawów wyznaczamy zatem macierz współczynników korelacji Pearsona, a następnie macierz do niej odwrotną. Diagonalne elementy tej macierzy należą do przedziału $[1, \infty)$. Jeśli wartość któregoś z nich przekracza arbitralnie ustalony próg (w tym przypadku 10), to oznacza to, że macierz jest wadliwie uwarunkowana numerycznie. Innymi słowy, odpowiadająca jej cecha okazuje się nadmiernie skorelowana z innymi. Można więc ją usunąć. Jeśli takich niepokojących wartości diagonalnych występuje więcej, to należy dokładnie przeanalizować korelację pomiędzy poszczególnymi „podejrzanymi” cechami, a następnie dokonać takiej eliminacji, aby była ona jak najskromniejsza i jednocześnie zapewniła odpowiednie nieskorelowanie pozostałych cech. Weryfikacja korelacyjna wymusza więc niejako zastosowanie pewnej uznaniowości w podejmowaniu decyzji dyskryminacyjnej.

W wyniku podjętych czynności otrzymano ostatecznie zestawy cech, które staną się podstawą analizy taksonomicznej. Noszą one nazwę *cech diagnostycznych*. Oto one:

- 1) woj. mazowieckie (gminy): $X_2, X_4, X_5, X_6, X_7, X_{11}, X_{12}, X_{13}, X_{14}$;
- 2) woj. mazowieckie (powiaty): X_2, X_4, X_{12}, X_{13} ;
- 3) woj. wielkopolskie (gminy): $X_2, X_4, X_5, X_6, X_{12}, X_{13}$;
- 4) woj. wielkopolskie (powiaty): X_2, X_6, X_{12}, X_{13} .

Warto nadmienić, że redukcji dokonano jedynie w przypadku modeli powiatowych. Dla woj. mazowieckiego konieczne okazało się usunięcie cech X_5 oraz X_6 , gdyż odpowiadające im wartości diagonalne odwróconej macierzy korelacji wyraźnie przekraczały graniczną wartość 10 (wynosząc odpowiednio: 17,47014 i 16,75633). Analiza danych dla powiatów woj. wielkopolskiego wykazała, że próg dopuszczalnej korelacji z innymi cechami przekroczyła cecha X_5 (odpowiednia wartość diagonalna odwróconej macierzy korelacji wyniosła 12,0014). Dlatego też podjęto decyzję o jej eliminacji.

KONSTRUKCJA MIERNIKA KOMPLEKSOWEGO I GRUPOWANIE OBIEKTÓW

Zauważmy, że wszystkie cechy diagnostyczne są stymulantami, tzn. mają tę właściwość, że wyższa wartość świadczy o lepszej sytuacji danego obszaru. Dzięki temu dodatkowa czynność zamiany cech o odmiennych własnościach na stymulanty (czyli stymulacja) nie była tu konieczna². Kolejny istotny krok analizy taksonomicznej stanowi zatem ich normalizacja, mająca na celu ujednolicenie mian. Skorzystamy tutaj z mediany Webera (wektora minimalizującego sumę odległości euklidesowych od punktów obrazujących dane obiekty), ale w wersji uciętej. Oznacza to, że nie bierzemy pod uwagę wszystkich odległości, ale tylko pewną liczbę najmniejszych spośród nich (np. Vandev, 2002).

Ujmując rzecz formalnie, niech n i m będą liczbami naturalnymi, przy czym n oznacza liczbę obiektów, zaś m — liczbę cech diagnostycznych. Oznaczmy przez x_{ij} obserwację cechy X_j dla i -tego obiektu, $i = 1, 2, \dots, n$,

² Postulat ten uwzględniono już w definicji cech.

$j = 1, 2, \dots, m$. Wówczas każdy obiekt reprezentowany jest przez punkt $\gamma_i = (x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{im}) \in \mathfrak{R}^m$, $i = 1, 2, \dots, n$. Dla dowolnego punktu $y = (y_1, y_2, \dots, y_m) \in \mathfrak{R}^m$ oznaczmy jego odległość euklidesową od γ_i przez

$$\|\gamma_i - y\| = \sqrt{\sum_{j=1}^m (x_{ij} - y_j)^2}, \quad i = 1, 2, \dots, n. \text{ Niech } \gamma_{(1)}, \gamma_{(2)}, \dots, \gamma_{(n)} \text{ oznacza takie}$$

uporządkowanie punktów $\gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_n$, że $\|\gamma_{(1)} - y\| \leq \|\gamma_{(2)} - y\| \leq \dots \leq \|\gamma_{(n)} - y\|$. Przyjmijmy, że p jest liczbą naturalną taką, że $1 \leq p \leq n$. Wówczas *uciętą medianą Webera* na poziomie p nazywamy wektor $\theta = (\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_m) \in \mathfrak{R}^m$, który spełnia następującą równość:

$$\sum_{i=1}^p \|\gamma_{(i)} - \theta\| = \min_{y \in \mathfrak{R}^m} \sum_{i=1}^p \|\gamma_{(i)} - y\|$$

Głównym celem wprowadzenia tej modyfikacji (oprócz wykorzystania wzajemnych powiązań pomiędzy cechami) jest zniwelowanie często spotykanego problemu występowania nielicznych obiektów w naturalny sposób różniących się istotnie i kompleksowo od pozostałych, np. miast na prawach powiatu wśród zbiorowości powiatów. Powoduje to zawsze pewne upośledzenie modelu i w związku z tym niejednokrotnie w takich sytuacjach postulowano nawet wyłączenie tego rodzaju obiektów do odrębnej analizy. Ograniczenie ucięcia mediany Webera tylko do liczby obiektów „klasycznych” pozwala nieco zredukować te niedogodności poprzez pewne „wygładzenie” parametrów normalizacyjnych. Formuła normalizacyjna ma postać (Młodak, 2006 b):

$$z_{ij} = \frac{x_{ij} - \theta_j}{1,4826 \cdot \text{med}_{i=1, 2, \dots, n} |x_{ij} - \theta_j|} \quad i = 1, 2, \dots, n, \quad j = 1, 2, \dots, m$$

Taksonomiczny wzorzec rozwoju konstruujemy jako idealny obiekt, opisany poprzez maksymalne wartości znormalizowanych cech (obiekt opisany wektorem $\Psi = (\Psi_1, \Psi_2, \dots, \Psi_m) \in \mathfrak{R}^m$ taki, że $\Psi_j = \max_{i=1, 2, \dots, n} z_{ij}$, $j = 1, 2, \dots, m$), zaś odległość poszczególnych obiektów od tegoż wzorca wyrażamy miarą medianową: $d_i = \text{med}_{j=1, 2, \dots, m} |z_{ij} - \Psi_j|$, $i = 1, 2, \dots, n$.

Miernik kompleksowy określony jest jako metacecha $\mu = (\mu_1, \mu_2, \dots, \mu_n)$ taka, że:

$$\mu_i = 1 - \frac{d_i}{\text{med}(d) + 2,5 \cdot \text{mad}(d)} \quad i = 1, 2, \dots, n$$

przy czym $d = (d_1, d_2, \dots, d_n)$, zaś $\text{mad}(d) = \text{med}_{i=1, 2, \dots, n} |d_i - \text{med}(d)|$.

W celu dokonania podziału zbiorowości na klasy typologiczne, wyodrębnijmy dwa podzbiory wartościujące zbioru obiektów. Do pierwszego należą te obiekty, dla których wartości miernika są większe od mediany wartości miernika, $\text{med}(\mu)$, zaś do drugiego — pozostałe. Medianę elementów pierwszego podzbioru oznaczmy przez $\text{med}_1(\mu)$, natomiast drugiego — $\text{med}_2(\mu)$. Wówczas klasy typologiczne wyznaczone tzw. *metodą trzech median* dla zbioru obiektów $\Gamma = \{\Gamma_1, \Gamma_2, \dots, \Gamma_n\}$ są następujące:

klasa 1: $\{\Gamma_i \in \Gamma : \mu_i > \text{med}_1(\mu)\}$,

klasa 2: $\{\Gamma_i \in \Gamma : \text{med}(\mu) < \mu_i \leq \text{med}_1(\mu)\}$,

klasa 3: $\{\Gamma_i \in \Gamma : \text{med}_2(\mu) < \mu_i \leq \text{med}(\mu)\}$,

klasa 4: $\{\Gamma_i \in \Gamma : \mu_i \leq \text{med}_2(\mu)\}$.

Alternatywnym rozwiązaniem jest tutaj klasyfikacja dokonywana tzw. *metodą progową*:

klasa 1: $\{\Gamma_i \in \Gamma : \mu_i \geq \text{med}(\mu) + 2,5 \cdot \text{mad}(\mu)\}$,

klasa 2: $\{\Gamma_i \in \Gamma : \text{med}(\mu) \leq \mu_i < \text{med}(\mu) + 2,5 \cdot \text{mad}(\mu)\}$,

klasa 3: $\{\Gamma_i \in \Gamma : \text{med}(\mu) - 2,5 \cdot \text{mad}(\mu) \leq \mu_i < \text{med}(\mu)\}$,

klasa 4: $\{\Gamma_i \in \Gamma : \mu_i < \text{med}(\mu) - 2,5 \cdot \text{mad}(\mu)\}$.

Jakość otrzymanej typologii można ocenić za pomocą odpowiednich wskaźników homogeniczności (wewnętrznej jednorodności), heterogeniczności (wzajemnej odrębności) i poprawności skupień. Konstrukcja pierwszego z nich opiera się odpowiednio na medianach odległości euklidesowych pomiędzy elementami tych samych (i co najmniej dwuelementowych) skupień, a następnie ich uśrednieniu medianą globalną. W drugim przypadku wykorzystuje się mediany odległości elementów danego skupienia od obiektów należących do pozostałych klas. Wskaźnik poprawności stanowi iloraz obu współczynników cząstkowych. Przyjmuje on wartość nieujemną — im jest ona bliższa zera, tym grupowanie okazuje się lepsze.

W celu przeprowadzenia całej procedury taksonomicznej, w środowisku SAS napisano odpowiedni moduł obliczeniowy pod nazwą TAKSONOMIA. Najtrudniejszą kwestią było tutaj opracowanie algorytmu wyznaczania uciętej mediany Webera. Większość dostępnych procedur dotyczy „normalnej” jej postaci, czyli sytuacji, gdy $p = n$. Napisano je w językach: FORTRAN (Gower, 1974; Bedall, Zimmermann, 1979) i TURBO PASCAL (Młodak, 2006 a). Dodatkowo występują w nich poważne ograniczenia co do dopuszczalnej liczby obiektów. Stworzony obecnie algorytm oparto na koncepcji Vandeva (2002), wykorzystującej procedurę optymalizacyjną Newtona-Raphsona. Liczby miast na prawach powiatu w województwach mazowieckim i wielkopolskim wynoszą odpowiednio 5 i 4 (a one są najbardziej nietypowe). Dlatego to ucięcie ustalono na poziomie $p = n - 5$ i $p = n - 4$, gdzie n jest stosowną liczbą gmin/powiatów.

W przypadku gmin mazowieckich, otrzymane wartości miernika wahały się od $-0,00169$ (Wesoła) do $1,0000$ (Warszawa Ochota). Ich zmienność była bardzo

duża (242,1%). Wśród powiatów tego województwa owo zróżnicowanie było już mniejsze, choć i tak dość wyraźne (86,6%). Najniższą wartość miernika zanotowano w powiecie grodziskim (0,072508), zaś najwyższą — w powiecie piaseczyńskim (1,00000). Bardzo zróżnicowane (225,8%) są także gminy woj. wielkopolskiego: od 0,000914 (Tarnowo Podgórne) do 1,00000 (Poznań Nowe Miasto). Wśród powiatów Wielkopolski (zmienność 133,7%) najgorsza sytuacja panuje w grodziskim (wartość miernika 0,038952), a najlepsza — w Poznaniu (1,00000). W tabl. 2 podano granice klas typologicznych wyznaczone dla poszczególnych modeli, w myśl obu omawianych wyżej sposobów — trzech median oraz progowego.

TABL. 2. GRANICE KLAS TYPOLOGICZNYCH

Klasy	Metoda trzech median		Metoda progowa	
	granica dolna	granica górna	granica dolna	granica górna
Woj. mazowieckie				
Gminy				
I	0,0239807	x	0,0255766	x
II	0,0127883	0,0239807	0,0127883	0,0255766
III	0,0088645	0,0127883	0,0000000	0,0127883
IV	x	0,0088645	x	0,0000000
Powiaty				
I	0,2543636	x	0,3336292	x
II	0,1668146	0,2543636	0,1668146	0,3336292
III	0,1204341	0,1668146	0,0000000	0,1668146
IV	x	0,1204341	x	0,0000000
Woj. wielkopolskie				
Gminy				
I	0,0376424	x	0,0326091	x
II	0,0163045	0,0376424	0,0163045	0,0326091
III	0,0114085	0,0163045	0,0000000	0,0163045
IV	x	0,0114085	x	0,0000000
Powiaty				
I	0,1318202	x	0,1607116	x
II	0,0803558	0,1318202	0,0803558	0,1607116
III	0,0535371	0,0803558	0,0000000	0,0803558
IV	x	0,0535371	x	0,0000000

Źródło: opracowanie własne na podstawie obliczeń dokonanych przy użyciu pakietu SAS Enterprise Guide 4.1.

Jakość grupowania różni się w zależności od modelu i rodzaju metody. Opcja trzech median najlepsza jest dla Wielkopolski (wskaźnik poprawności skupień wyniósł tutaj 0,948813, przy 0,9507544 dla podejścia progowego w modelu gminnym i odpowiednio 1,0227516 oraz 1,1339789 w powiatowym), zaś metoda progowa — dla gmin i powiatów Mazowsza (0,8747358 wobec 1,0540528 dla sposobu alternatywnego w pierwszym i odpowiednio 0,8211523 oraz 1,0244203 w drugim przypadku). Najistotniejsze różnice dotyczą najniższej, czwartej klasy. W myśl metody progowej często bywa ona pusta lub co najwyżej jednoelementowa, podczas gdy w przypadku sposobu opartego na trzech medianach może zawierać sporo obiektów. Zamieszczone dalej wykresy obrazują zróżnicowanie przestrzenne gmin według najlepszej typologii dla obu województw.

Najwięcej gmin woj. mazowieckiego należy do, stosunkowo słabej, III grupy. Najlepsza sytuacja panuje w centralnej i południowej części regionu, co może być związane z oddziaływaniem dwóch miast: Warszawy i Radomia. Gminy Wielkopolski są o wiele bardziej zróżnicowane, co częściowo wynika z właściwości samej metody grupowania oraz z faktu, że wiele gmin jest dobrze rozwiniętych rolniczo (np. rejon pільski czy pleszewsko-jarociński), co wywiera niebagatelny wpływ na wartość kapitału ludzkiego.

W przypadku powiatów najlepsze grupowanie na Mazowszu to: klasa I — otwocki, piaseczyński, pułtowski, m. Radom, m. Siedlce, warszawski; klasa II — ciechanowski, garwoliński, gostyniński, lipski, miński, m. Ostrołęka, plocki, m. Plock, pruszkowski, przasnyski, przysuski, sochaczewski, warszawski zachodni, wyszkowski, żyrardowski; klasa III — białobrzegi, grodziski, grójecki, kozienicki, legionowski, łosicki, makowski, mławski, nowodworski, ostrołęcki, ostrowski, płoński, radomski, siedlecki, sierpecki, sokołowski, szydlowiecki, węgrowski, wołomiński, zwolenński, żuromiński. Klasa IV jest pusta.

Dla Wielkopolski (metoda trzech median) sytuacja wygląda następująco: klasa I — czarnkowsko-trzcianecki, gnieźnieński, międzychodzki, ostrzeszowski, pільski, pleszewski, m. Poznań, śremski; klasa II — chodzieski, m. Kalisz, kolski, m. Konin, m. Leszno, słupecki, szamotulski, turecki, wolsztyński; klasa III — gostyński, jarociński, krotoszyński, leszczyński, obornicki, ostrowski, poznański, rawicki, wrzesiński; klasa IV — grodziski, kaliski, kępiński, koniński, kościański, nowotomyski, średzki, wągrowiecki, złotowski. A zatem zdecydowanie lepszą sytuacją w zakresie kapitału ludzkiego charakteryzują się obszary o znacznym potencjale ekonomicznym lub posiadające bogatą tradycję określonej branży gospodarczej (np. powiaty ostrzeszowski czy turecki w Wielkopolsce).

Wnioski

Wyniki przeprowadzonej analizy wskazują, że w zależności od badanego obszaru i poziomu agregacji, modele taksonomiczne mogą istotnie różnić się między sobą. Nie istnieje więc jeden uniwersalny zestaw cech diagnostycznych. W większości przypadków homogeniczność klas typologicznych jest zbliżona do heterogeniczności, a czasem nawet ją przewyższa. To niekorzystne zjawisko może mieć swe źródło w odmienności lokalnych czynników kształtujących zaplecze rynku pracy na poszczególnych obszarach, ale także w arbitralności ustalania liczby granic klas, co bywa krytykowane przez taksonomów. Alternatywę w tej sytuacji stanowi np. endogeniczne wyznaczenie skupień (co jednak częstokroć grozi ich rozdrobnieniem) bądź też zastosowanie klasyfikacji rozmytej, w której każdemu obiektowi przypisywane jest prawdopodobieństwo przynależności do skupienia.

Badanie wykazało, że ludzki potencjał rynku pracy wykazuje znaczne zróżnicowanie terytorialne, a efektywnie skonstruowany miernik kompleksowy może być cennym narzędziem oceny tego aspektu życia społeczno-gospodarczego. Metacechę tę da się skutecznie wykorzystać jako zmienną pomocniczą w testo-

waniu metod estymacji pośredniej dla małych obszarów. Pozwoli to na redukcję wielu kosztów związanych z uzyskiwaniem różnorodnych zmiennych statystycznych w spisach powszechnych.

dr hab. Andrzej Młodak — *Urząd Statystyczny w Poznaniu, Centrum Statystyki Miast*

LITERATURA

- Bedall F. K., Zimmermann H. (1979), *The Mediancentre*, Applied Statistics, vol. 28, No. 1
- Gower J. C. (1974), *The Mediancentre*, Applied Statistics, vol. 23, No. 1
- Lira J., Wagner W., Wysocki F. (2002), *Mediana w zagadnieniach porządkowania obiektów wielocechowych*, [w:] J. Paradysz (red.), *Statystyka regionalna w służbie samorządu lokalnego i biznesu*, Internetowa Oficyna Wydawnicza Centrum Statystyki Regionalnej, Akademia Ekonomiczna w Poznaniu, Poznań
- Malina A., Zeliaś A. (1998), *On Building Taxonomic Measures on Living Conditions*, „Statistics in Transition”, vol. 3, No. 3
- Młodak A. (2006 a), *Analiza taksonomiczna w statystyce regionalnej*, Centrum Doradztwa i Informacji DIFIN, Warszawa
- Młodak A. (2006 b), *Multilateral normalisations of diagnostic features*, „Statistics in Transition”, vol. 7, No. 5
- Sobczyk M. (1995), *Wybrane zagadnienia taksonomii numerycznej*, [w:] *Rozwój metodologii badań statystycznych w Polsce*, „Biblioteka Wiadomości Statystycznych”, tom 44, GUS i PTS, Warszawa
- Śmiłowska T. (1997), *Statystyczna analiza poziomu życia ludności Polski w ujęciu przestrzennym*, „Studia i Prace. Z Prac Zakładu Badań Statystyczno-Ekonomicznych GUS i PAN”, Zeszyt nr 247, Warszawa
- Vandev D. L. (2002), *Computing of Trimmed L_1 — Median*, Laboratory of Computer Stochastics, Institute of Mathematics, Bulgarian Academy of Sciences, www.fmi.uni-sofia.bg/fmi/statist/Personal/Vandev/papers/aspap.pdf

SUMMARY

Results of an analysis of spatial diversification of human capital on the labour market, performed within preparatory activities to the National Population and Housing Census 2011, are presented in the article. The study concerned the gminas and powiats of the Mazowieckie and Wielkopolskie Voivodships. Using data collected during the previous census conducted in 2002, 15 indicative variables describing this phenomena were selected and next their verification on the account of variation and correlation was performed. Next, the complex measure was constructed using the trimmed Weber median to the characteristic normalisation. On the basis of the measure value, the collection of areas was divided into typological classes and conclusions for census necessities were formulated.

РЕЗЮМЕ

В статье представлены результаты анализа пространственной дифференциации человеческого капитала на рынке труда проведенного в рамках подготовительных работ к Всеобщей переписи населения и квартир в 2011 г. Обследование касалось гмин и повятов мазовецкого и велькопольского воеводств. Используя данные предыдущей переписи, автором отобраны 15 переменных характеризующих этот вопрос, а затем проведена их проверка с точки зрения изменчивости и корреляции. Используя для нормализации признаков усеченную медиану Вэбэра, был разработан комплексный измеритель. На основе значения этого измерителя сделано разделение территориальной совокупности на типологические классы и сформулированы выводы с точки зрения переписных потребностей.

STATYSTYKA REGIONALNA

Elżbieta SOJKA

Migracje definitywne ludności woj. śląskiego w latach 1990—2007

Przepływy migracyjne są ważnym elementem powiązań między poszczególnymi obszarami. Są one wyrazem stylu życia, aktywności, możliwości społeczeństw w zakresie zaspokajania swoich potrzeb i aspiracji. Migracje ludności są integralnym i współzależnym elementem rozwoju społeczno-gospodarczego. Należą one do tego rodzaju procesów demograficznych, które dość szybko reagują na zmianę warunków społeczno-ekonomicznych. Różnice w poziomie rozwoju społeczno-gospodarczego oraz w poziomie jakości życia wywołują skłonności migracyjne i przyczyniają się do ich realizacji. Migracje ludności są istotnym czynnikiem zmieniającym liczbę mieszkańców, ich strukturę, potencjał demograficzny oraz strukturę społeczno-zawodową. Z tego względu zachowania migracyjne powinny być przedmiotem wieloletnich obserwacji.

Celem artykułu jest ocena natężenia, wielkości i głównych kierunków migracji wewnętrznych i zagranicznych ludności na pobyt stały, w latach 1990—

—2007, w woj. śląskim¹. Lata 1990—2007 obejmują okres przemian polityczno-gospodarczych w Polsce. Transformacja ustrojowa przyniosła też istotne przekształcenia migracji ludności woj. śląskiego.

MIGRACJE WEWNĘTRZNE

W okresie 1990—2001 migracje wewnętrzne w woj. śląskim cechował stały spadek, świadczący o zmniejszającej się ruchliwości przestrzennej ludności. Obrót migracyjny (tabl. 1) w pierwszym roku transformacji ustrojowej wynosił 125730 osób, w 1995 r. zmniejszył się o 27,7%, by w siedem lat później osiągnąć najniższą wielkość, czyli 74217 osób. Stanowiło to spadek o 41% w stosunku do roku 1990.

TABL. 1. OBRÓT MIGRACYJNY LUDNOŚCI WOJ. ŚLĄSKIEGO

L a t a	Ogółem	Miasta	Wieś	Wskaźnik dynamiki migracji ogółem w %
1990	125730	99807	25923	x
1995	90923	69402	21521	72,3
1998	91795	69216	22579	73,0
1999	94742	71903	22839	75,4
2000	87170	66547	20623	69,3
2001	74217	56614	17603	59,0
2002	86639	66590	20049	68,9
2003	102483	79081	23402	81,5
2004	100200	76554	23646	79,7
2005	99790	76930	22860	79,4
2006	108313	82710	25603	86,1
2007	113896	85377	28519	90,6

Ź r ó d ł o: opracowanie własne na podstawie danych GUS; *Rocznik Statystyczny ...* (z lat 1990—2008), *Rocznik Demograficzny* (1990—2008).

Podobnie kształtowała się dynamika zmian obrotu migracyjnego w podziale na miasta i wieś. Liczba migrujących w miastach obniżała się, w pierwszych jedenastu latach, średnio z roku na rok o 10,7%, zaś na wsi średnie tempo spadku wynosiło 7,4%. Rok 2002 był pierwszym, w którym odnotowano wzrostową tendencję liczby przemieszczeń ludności. W 2007 r. obrót migracyjny był zaledwie o 9,4% niższy niż w pierwszym roku, którego dane uwzględniono w analizie.

Na wielkość migracji wewnętrznych duży wpływ ma liczba zawieranych małżeństw, co z kolei wiąże się z falowaniem wyżów i niżów demograficznych. Zawarcie małżeństwa często łączy się z migracją. Począwszy od 2003 r. liczba

¹ Woj. śląskie, o powierzchni 12294 km², powstało 1.01.1999 r. w wyniku wprowadzenia trójstopniowego podziału terytorialnego państwa.

małżeństw zawartych w woj. śląskim systematycznie rosła i w ostatnich dwóch latach rozważanego okresu osiągnęła najwyższy poziom w całym okresie². Wartość współczynnika korelacji liniowej między obrotem migracyjnym ogółem a liczbą małżeństw zawartych w latach 1998—2007, wynosząca 0,698, wskazuje na silną, dodatnią i statystycznie istotną ($\alpha = 0,05$) zależność korelacyjną.

W roku 1990 do woj. śląskiego napłynęło ok. 71 tys. osób, z których 82,9% osiedliło się w miastach. Z kolei w roku 2001 napłynęło 36 tys. (o 49,3% mniej niż w 1990 r.), z których 71,7% osiedliło się na terenach miejskich. O ile w latach 1990—2001 liczba osób napływających do woj. śląskiego malała średnio z roku na rok o 6%, o tyle w okresie 2002—2007 obserwowano średnioroczny wzrost tego napływu rzędu 4,1%. W pierwszych dziewięciu latach badanego okresu napływ migracyjny ogółem przekraczał odpływ, czego konsekwencją było jeszcze dodatnie saldo migracji. Począwszy od roku 1999 zaobserwowano saldo ujemne (wykr. 1).

Obszary wiejskie od 1995 r. cechuje dodatni przyrost migracyjny ludności, co świadczy o zwiększającej się liczbie ludności wsi (wykr. 3). Odmienną sytuację obserwuje się w miastach. Tam saldo migracji systematycznie spada, by w roku 1998 przekształcić się w saldo ujemne, o zwiększających się wartościach bezwzględnych (wykr. 2).

Natężenie ruchów migracyjnych ocenia się zwykle na podstawie trzech współczynników: napływu wędrownego, odpływu wędrownego i przyrostu (salda) wędrownego. Intensywność ruchów migracyjnych ogółem w województwie, jak i w miastach wykazywała malejącą tendencję w okresie 1990—2001 (tabl. 2). Tendencja ta dotyczyła, zarówno napływu ludności jak i odpływu. Zatem współczynniki salda wędrownego uległy zmniejszeniu.

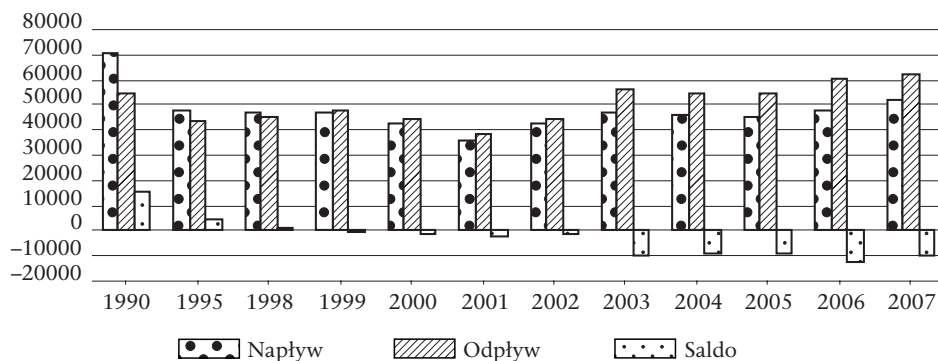
Cała dekada lat 90. charakteryzowała się obniżaniem współczynników mobilności przestrzennej ludności. Współczynnik napływu wędrownego do miast zmniejszył się z poziomu 14,6‰ w roku 1990 do 6,7‰ w 2001 r. Zdecydowanie mniejszy spadek zanotowano w przypadku współczynnika napływu wędrownego na wieś (z 12,9‰ w 1990 r. do 11,9‰ w 2000 r.).

W latach 1999—2007 obserwujemy w regionie śląskim ujemną wartość salda migracji wewnętrznych (tabl. 2). Wielkość tego salda ulega znacznym zmianom od -0,1 w 1999 r. do -2,1 w 2007 r. W podziale miasta—wieś natężenie napływu na wieś było znacznie wyższe niż w miastach (z wyjątkiem 1990 r.), natężenie zaś odpływu ze wsi było (do 1998 r.) wyższe niż z miast. Od 1999 r. obserwuje się natomiast wyższe natężenie odpływu z miast. Salda migracji w miastach uległy zwiększeniu co do wartości bezwzględnej. Migracje wewnętrzne miały od 1995 r. dodatnie saldo dla wsi. Obecnie wpływ migracji na stan liczebny ludności miast i wsi jest znaczący. I tak na skutek migracji każda przeciętna wiązka 10 tys. ludności w miastach zmniejszyła się w 2007 r. o 39 osób, na wsi natomiast zwiększyła się o 43 osoby.

² W 2006 r. — 27847, a w 2007 r. — 30022 zawarte małżeństwa w woj. śląskim. W przeliczeniu na 1000 ludności — 6,0‰ w 2006 r. i 6,4‰ w 2007 r.

Wykr. 1. MIGRACJE WEWNĘTRZNE WOJ. ŚLĄSKIEGO

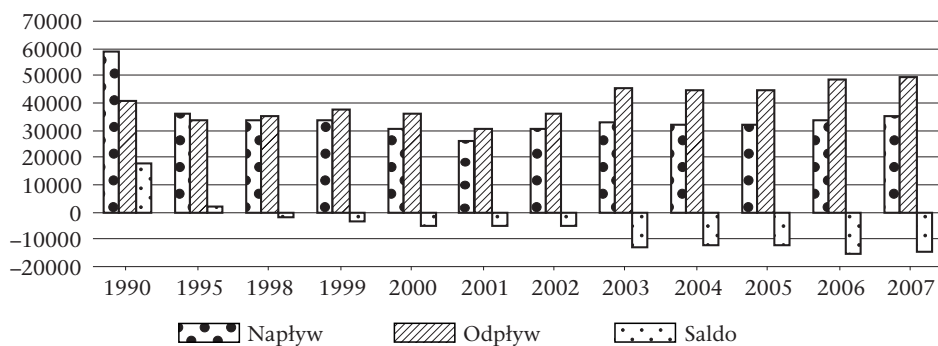
w osobach



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Wykr. 2. MIGRACJE WEWNĘTRZNE W MIASTACH WOJ. ŚLĄSKIEGO

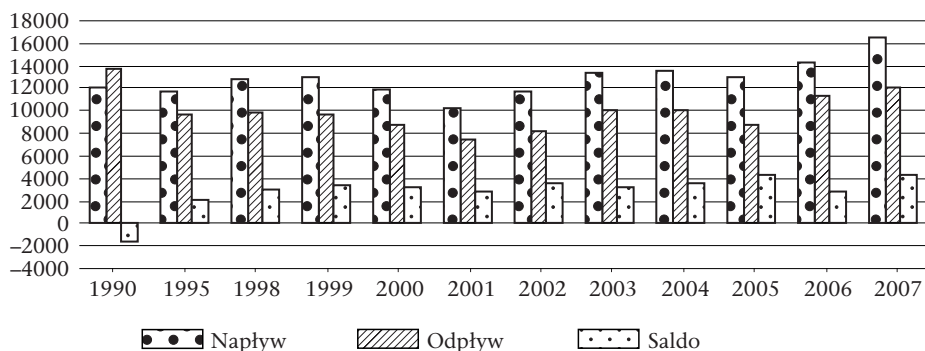
w osobach



Źródło: jak przy wykr. 1.

Wykr. 3. MIGRACJE WEWNĘTRZNE NA WSI WOJ. ŚLĄSKIEGO

w osobach



Źródło: jak przy wykr. 1.

TABL. 2. MIGRACJE WEWNĘTRZNE LUDNOŚCI WOJ. ŚLĄSKIEGO (na 1000 ludności)

L a t a	Ogółem			Miasta			Wieś		
	napływ	odpływ	saldo	napływ	odpływ	saldo	napływ	odpływ	saldo
1990	14,3	11,1	3,2	14,6	10,2	4,4	12,9	14,6	-1,7
1995	9,7	8,8	0,9	9,1	8,6	0,6	12,8	9,9	2,9
2001	7,4	7,9	-0,5	6,7	8,0	-1,3	10,2	7,4	2,8
2004	9,7	11,6	-1,9	8,7	12,0	-3,3	13,7	10,0	3,7
2007	11,2	13,3	-2,1	9,7	13,6	-3,9	16,3	12,0	4,3

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

Czynnikiem, który odegrał decydującą rolę w kierunku znacznego ograniczenia w latach 90. ub. wieku ruchliwości przestrzennej ludności były przekształcenia gospodarki. Wymusiły one zmiany w funkcjonowaniu rynku pracy, rynku mieszkaniowego, rynku usług społecznych i tym samym wpłynęły na decyzje migracyjne. Należy pamiętać, że na Górnym Śląsku i w Zagłębiu Dąbrowskim od 1998 r. realizowany był program rządowy reformy górnictwa węgla kamiennego. Zakładał on restrukturyzację przemysłu wydobywczego, przejawiającą się redukcją zatrudnienia i całkowitą lub częściową likwidacją nierentownych kopalń. To wszystko powodowało większą dynamikę wzrostu bezrobocia i oddziaływało na lokalne rynki pracy, a w konsekwencji prowadziło do zwiększonego odpływu ludności z woj. śląskiego. W 1999 r. w górnictwie i kopalnictwie było zatrudnionych 9% ogółem pracujących w województwie³. Byli to głównie mężczyźni (54,6% pracujących ogółem i 88% pracujących w górnictwie), którzy w większości, zgodnie z tradycjami tego regionu, byli jedynymi osobami pracującymi w rodzinie. W sytuacji redukowania miejsc pracy problem ten dotyczył znacznie liczniejszej populacji. Ponadto, z tym przemysłem jest związanych wiele zakładów transportowych, budowlanych, projektowych czy przedsiębiorstw robót górniczych. Naturalne było więc tam likwidowanie miejsc pracy w wyniku ograniczania wydobycia węgla.

STRUKTURA I NATĘŻENIE MIGRACJI WEDŁUG PŁCI I WIEKU

Migracje są tym czynnikiem, który w istotny sposób wpływa na wzrost potencjału ludnościowego oraz na strukturę ludności według wieku i płci. Biorąc pod uwagę, że migrują przede wszystkim ludzie młodzi, przedsiębiorczy, dobrze wykształceni, na obszarach odpływu obserwuje się relatywny spadek rozrodczości i wzrost umieralności oraz wzrost odsetka osób w wieku poprodukcyjnym. Istotne staje się więc uwzględnienie płci i wieku migrantów w analizie przemieszczeń ludności.

W badanym okresie liczba migrujących kobiet była nieco większa niż liczba migrujących mężczyzn. Udział kobiet w ogólnej liczbie migrantów systema-

³ Por. *Rynek pracy* ... (2001).

tycznie rósł (z 50,1% w 1990 r. do 52% w 2007 r.). Współczynnik feminizacji (wyrażony liczbą migrujących kobiet przypadających na 100 migrujących mężczyzn) wykazywał tendencję rosnącą. W 1990 r. liczby migrantów płci żeńskiej i męskiej były niemal równe. Ale już w 1995 r., na 100 migrujących mężczyzn przypadały prawie 104 kobiety, a w 2007 r. tak liczony współczynnik feminizacji wynosił ok. 108.

Populacja migrantów była zdominowana przez ludzi w wieku do 29 lat. Stanowili oni w 1990 r. 69,1%, ale odsetek ten obniżył się w 2007 r. do 54,5% obrotu migracyjnego woj. śląskiego (tabl. 3). Zgodnie z ogólną prawidłowością, struktura wieku migrantów odznacza się przewagą grupy osób w wieku 20—29 lat. Ich udział w napływie do woj. śląskiego wynosił 37,4% w 1990 r. i 32,5% w 2007 r. W przypadku ludności odpływowej odpowiednie odsetki były nieco mniejsze (w 1990 r. — 34,5%, w 2007 r. — 31,3%). Z tą kategorią osób dorosłych często migrują dzieci. Odsetek grupy dziecięcej w wieku 0—4 lata był rzędu 15% w 1990 r. i ok. 8% w 2007 r.

Na tym tle typowe zjawisko stanowi bardzo niska mobilność przestrzenna ludzi w wieku 60 lat i więcej. Struktury wieku ludności napływowej i odpływowej niewiele się różnią. Należy jednak wskazać na nieco niższy udział w populacji odpływowej dzieci i młodzieży oraz osób z grupy wiekowej 15—29 lat, przy wyższym udziale osób w wieku 30—59 lat. Przez osiemnaście lat w strukturze wieku migrantów nastąpiły znaczne zmiany. Znajdują one wyraz w zmniejszeniu udziału dzieci, przy równoczesnym wzroście udziału osób w wieku 30—59 lat oraz ludzi starszych. Zmiany te cechowały zarówno strukturę wieku ludności napływowej, jak i odpływowej. Jest to związane z ogólną tendencją starzenia się społeczeństwa polskiego i zmianami relacji międzypokoleniowych.

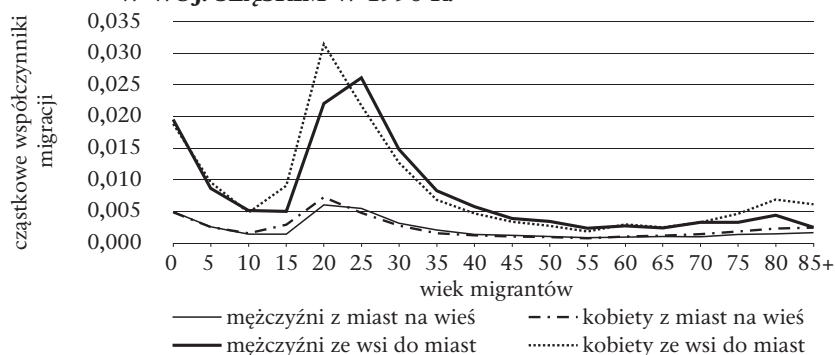
**TABL. 3. STRUKTURA LUDNOŚCI NAPŁYWOWEJ I ODPLYWOWEJ
WEDŁUG WIEKU W WOJ. ŚLĄSKIM W %**

Wiek migrantów	Napływ			Odływ		
	razem	do miast	na wieś	razem	z miast	ze wsi
1990						
0— 4 lata	15,4	15,6	14,6	14,6	14,4	15,4
5—14	12,2	12,3	12,0	12,6	13,0	11,6
15—29	42,7	42,0	46,0	40,3	38,6	45,4
30—59	25,3	25,8	22,9	26,9	28,4	22,5
60 lat i więcej	4,4	4,4	4,5	5,5	5,7	5,0
2007						
0— 4 lata	8,6	8,7	8,4	8,1	8,3	8,0
5—14	10,1	9,3	11,7	9,8	8,9	10,7
15—29	36,7	38,0	34,0	35,7	37,2	34,2
30—59	37,9	37,0	39,8	39,6	38,9	40,3
60 lat i więcej	6,7	7,0	6,2	6,7	6,6	6,8

Źródło: jak przy tabl. 1.

Podstawowymi wskaźnikami w demograficznej analizie ruchu wędrownego ludności są częściowe współczynniki imigracji (napływu) i emigracji (odpływu). W przypadku emigracji częściowy współczynnik zmiany miejsca zamieszkania z obszaru i do j w wieku x definiuje się jako stosunek liczby osób w wieku x , które w roku t wyemigrowały z miejsca i do obszaru j oraz przeciętnej liczby ludności w wieku x , w miejscu i oraz w połowie roku t ⁴. W przypadku częściowego współczynnika imigracji w liczniku występuje liczba osób, które przybyły z miejsca j do obszaru i w wieku x w roku kalendarzowym t . Na podstawie obliczeń tych współczynników można wyznaczać syntetyczne miary kalendarza (np. średni wiek migrantów). Prezentację graficzną rozkładów migracji w latach 1990 i 2007 według wieku, w przekroju miasta—wieś oraz z uwzględnieniem płci migrantów, przedstawiono na wykresach 4 i 5.

Wykr. 4. ROZKŁAD CZĘŚTKOWYCH WSPÓŁCZYNNIKÓW MIGRACJI WEDŁUG WIEKU W PRZEKROJU MIASTA—WIEŚ W WOJ. ŚLĄSKIM W 1990 R.



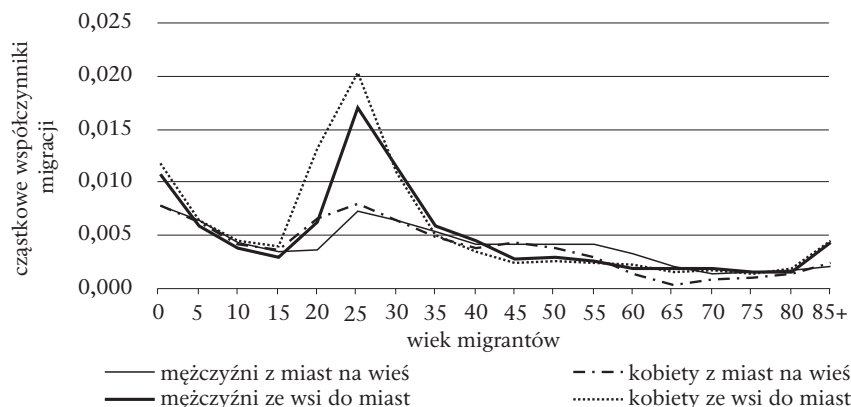
Źródło: jak przy wykr. 1.

Wnioski wynikające z analizy krzywych migracji można sformułować następująco:

- rozkład wieku migrujących w woj. śląskim jest wielomodalny. Dominującą kategorią są osoby w wieku 20—29 lat (najczęstsze migracje mężczyzn występują w wieku 25—29 lat, zaś kobiet w wieku 20—24 lata). Migracje w tej grupie wiekowej związane są głównie z zawieraniem związków małżeńskich, podejmowaniem pierwszej pracy czy zdobywaniem wykształcenia. Należy jednak zauważyć, że w 2007 r. dominanta wieku migrujących kobiet przesunęła się do grupy wiekowej 25—29 lat;
- częścią migrujących rodzin są dzieci z dominantą w wieku 0 lat, dlatego daje się zaobserwować wysoki ich udział wśród migrujących;

⁴ Por. M. Kędelski, J. Paradysz (2006), s. 236.

**Wykr. 5. ROZKŁAD CZĄSTKOWYCH WSPÓŁCZYNNIKÓW MIGRACJI
WEDŁUG WIEKU W PRZEKROJU MIASTA—WIEŚ W WOJ. ŚLĄSKIM
W 2007 R.**



Źródło: jak przy wykr. 1.

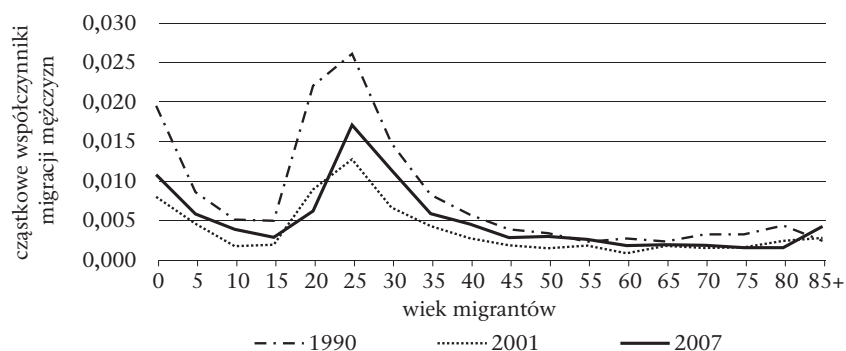
- niewielki na ogół wzrost częściowych współczynników migracji przypada na wiek po zakończeniu pracy zawodowej;
- w 1990 r. we wszystkich grupach wiekowych zarówno w subpopulacji mężczyzn, jak i kobiet wyższa była skłonność do emigracji ze wsi do miast niż w kierunku odwrotnym. Pierwsze lata XXI w. przynoszą zmianę wzorca migracji w układzie miasta—wieś, zwłaszcza w starszych grupach wiekowych. Występuje przewaga migracji z miast na wieś. W przypadku mężczyzn zjawisko takie obserwuje się dla przedziału wieku 25—70 lat, a wśród kobiet w wieku 25—60 lat. Pod koniec lat 90. ub. wieku w woj. śląskim i w Polsce dały się zauważyć tendencje suburbanizacyjne, związane z przenoszeniem się ludności z dużych miast na tereny podmiejskie w pobliżu tych miast (z powodu niższych cen mieszkań, poprawiającej się komunikacji, ograniczonego hałasu i mniejszego zanieczyszczenia oraz dostępu do usług rekreacyjnych)⁵. Zasięg tych procesów w porównaniu z krajami europejskimi jest na razie ograniczony.

Zmiany w rozkładach częściowych współczynników migracji w poszczególnych subpopulacjach migrantów przedstawiono na wykresach 6—9.

W 2007 r., w porównaniu z 1990 r., zmniejszyło się natężenie migracji o kierunku wieś—miasto we wszystkich grupach wiekowych i to niezależnie od płci osób migrujących. W przypadku migracji z miast na wieś wzrosły wartości częściowych współczynników migracji w grupach wiekowych 0—19 lat oraz 25—65 lat. Spadek natężenia migracji można było zaobserwować w przypadku starszych kobiet.

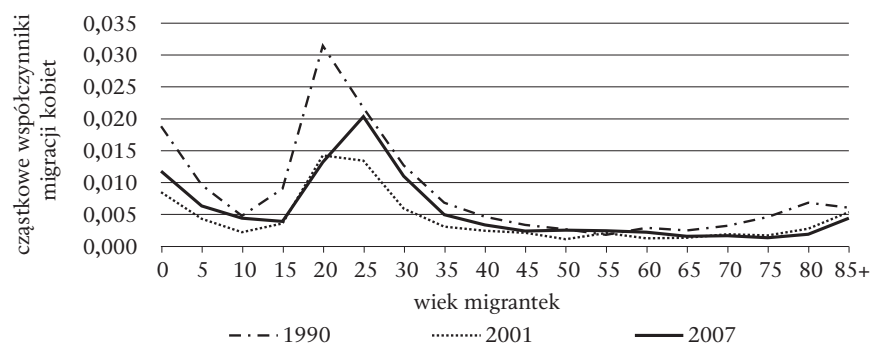
⁵ Tendencje suburbanizacyjne związane z przenoszeniem się gospodarstw domowych na tereny podmiejskie zaobserwowano w wielu krajach już w latach 70. i 80. ub. wieku (np. Szwecja, W. Brytania, Francja).

Wykr. 6. ROZKŁAD CZĄSTKOWYCH WSPÓŁCZYNNIKÓW MIGRACJI MĘŻCZYZN ZE WSI DO MIAST



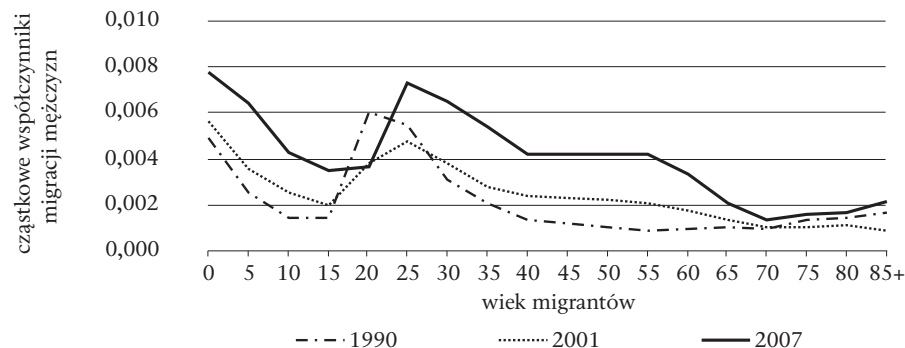
Źródło: jak przy wykr. 1.

Wykr. 7. ROZKŁAD CZĄSTKOWYCH WSPÓŁCZYNNIKÓW MIGRACJI KOBIET ZE WSI DO MIAST



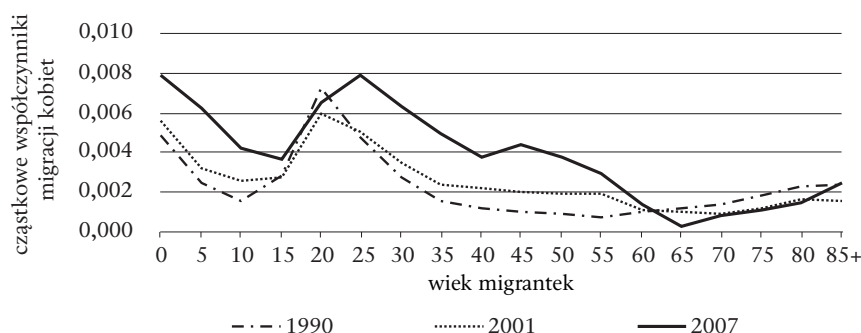
Źródło: jak przy wykr. 1.

Wykr. 8. ROZKŁAD CZĄSTKOWYCH WSPÓŁCZYNNIKÓW MIGRACJI MĘŻCZYZN Z MIAST NA WIEŚ



Źródło: jak przy wykr. 1.

Wykr. 9. ROZKŁAD CZĄSTKOWYCH WSPÓŁCZYNNIKÓW MIGRACJI KOBIEŃ Z MIAST NA WIEŚ



Źródło: jak przy wyk. 1.

Mediany wieku migrujących kobiet i mężczyzn (tabl. 4) wykazują z roku na rok tendencję wzrostową, ale jednocześnie potwierdzają młody wiek osób migrujących.

TABL. 4. MEDYANY WIEKU MIGRANTÓW W PRZEKROJU MIASTA—WIEŚ

Płeć	1990	1995	2001	2007
Z miast na wieś				
Mężczyźni	27,8	29,9	30,2	33,0
Kobiety	27,1	27,2	28,1	29,2
Ze wsi do miast				
Mężczyźni	27,2	27,6	28,4	29,5
Kobiety.....	25,7	26,1	27,2	27,5

Źródło: jak przy tabl. 1.

We wszystkich badanych latach mediany wieku migrantów były wyższe od median wieku migrujących kobiet, przy czym osoby przesiedlające się z miast na wieś były średnio rzecz biorąc starsze aniżeli osoby migrujące w kierunku odwrotnym.

MIGRACJE MIASTA—WIEŚ

W ostatnich latach mamy do czynienia ze zmianą wzorca migracji w układzie miasta—wieś. Najwięcej osób przemieszczało się z miast do miast, ale udziały tych osób w ogólnej liczbie migrujących nie uległy większym zmianom w rozważanym okresie. Stanowiły one ponad 50% wszystkich wędrówek (tabl. 5).

**TABL. 5. STRUKTURA WĘDRÓWEK WEWNĘTRZNYCH
WEDŁUG ICH KIERUNKU W WOJ. ŚLĄSKIM**

L a t a	Ogółem	Z miast do miast	Ze wsi do miast	Z miast na wieś	Ze wsi na wieś
1990	100,0	52,4	26,4	13,6	7,6
1995	100,0	50,0	20,5	20,6	8,9
2001	100,0	52,1	15,7	24,2	8,0
2007	100,0	52,2	12,5	27,1	8,2

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

Wyraźnie zwiększył się udział migrujących z miast na wieś, a zmniejszył udział osób migrujących ze wsi do miast. Ta dominacja przepływów między miastami, a zwłaszcza wzrost migracji z miast na wieś (aż o 13,5%) charakterystyczna jest dla zaawansowanych faz przejścia mobilności przestrzennej. Z danych GUS wynika, że cechą charakterystyczną ostatnich lat jest zauważalne zmniejszenie się liczby ludności wielkich miast na korzyść ich satelitów — małych miast. Zjawiska te mogą spowodować dalsze głębokie zmiany procesów demograficznych na terenach miejskich i wiejskich.

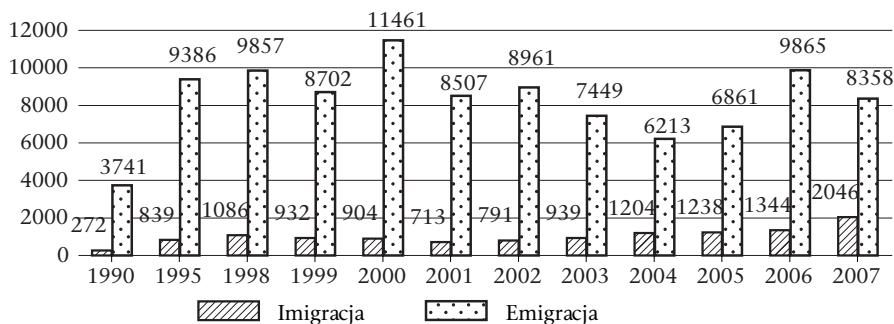
Rozwój szeroko pojętej komunikacji sprawia, że zamieszkanie obecnie na terenach wiejskich jest znacznie mniej uciążliwe aniżeli ongiś. Znaczny stopień konkurencyjności cen gruntów na obszarach wiejskich w strefie dużych miast, w stosunku do cen gruntów w miastach, może być również przyczyną zmniejszania się wielkości migracji ze wsi do miast. Wspomniane uwarunkowania, zarówno ekonomiczne jak i związane z jakością życia mogą powodować, że w najbliższych latach trend do opuszczania miast i osiedlania się w strefach podmiejskich nasili się jeszcze bardziej. Tendencja wzrostowa odpływu na wieś jest świadectwem postępującej modernizacji zachowań migracyjnych ludności woj. śląskiego.

MIGRACJE ZAGRANICZNE

Wymianę migracyjną z zagranicą na pobyt stały charakteryzują pewne stałe tendencje w dynamice zmian. Saldo migracji zagranicznych było kształtowane głównie przez liczbę emigrantów (wykr. 10). Napływ migracyjny z zagranicy wykazywał dynamikę wzrostową do 1998 r., po czym w trzech kolejnych latach liczba imigrantów spadała. Dominowała imigracja do miast województwa (od 76,7% w 2007 r. do 87,1% w 1990 r.). Na terenach wiejskich liczba imigrantów rosła w rozważanym okresie (z 35 osób w 1990 r. do 476 w 2007 r.).

Liczba emigrantów ogółem zwiększyła się z 3741 w 1990 r. do 8358 w 2007 r. Dominanta odpływu za granicę przypada na rok 2000, w którym wyemigrowało prawie 11,5 tys. osób. W badanym okresie najwięcej ludności emigrowało z miast, stanowiąc od 87,1% do 93,7% ogółu odpływu w poszczególnych latach. Warto dodać, że w latach 2000—2007 wyemigrowało z woj. śląskiego na stałe za granicę łącznie 67,7 tys. osób (co stanowiło ponad 30% wszystkich osób, które wyemigrowały w tym czasie z Polski).

**Wykr. 10. MIGRACJE ZAGRANICZNE OGÓŁEM NA POBYT STAŁY
(w liczbach bezwzględnych) W WOJ. ŚLĄSKIM**



Źródło: jak przy wykr. 1.

Woj. śląskie jest drugim województwem w Polsce (po woj. opolskim) pod względem intensywności odpływu ludności za granicę na pobyt stały (tabl. 6, wykr. 11)⁶. Natężenie emigracji jest silnie zróżnicowane w układzie przestrzennym. Przyczyn tych różnic należy upatrywać w uwarunkowaniach ekonomicznych, demograficznych, społecznych i historycznych.

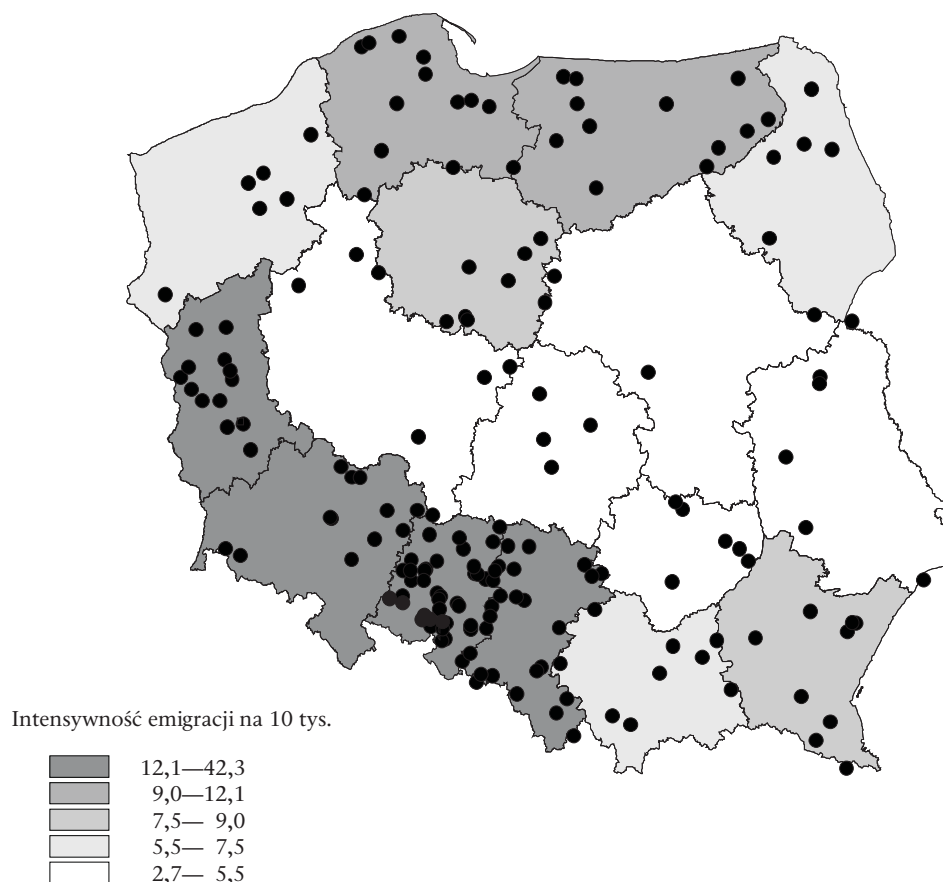
**TABL. 6. WOJEWÓDZTWA WEDŁUG
INTENSYWNOŚCI ODPŁYWU LUDNOŚCI
ZA GRANICĘ NA STAŁE (na 1000 ludności)**

Województwa	2004	2007
P o l s k a	5	9
Dolnośląskie	5	13
Kujawsko-pomorskie	2	8
Lubelskie	1	5
Lubuskie	4	12
Łódzkie	1	4
Małopolskie	4	7
Mazowieckie	1	3
Opolskie	34	42
Podkarpackie	1	9
Podlaskie	4	7
Pomorskie	5	12
Śląskie	13	18
Świętokrzyskie	1	5
Warmińsko-mazurskie	6	12
Wielkopolskie	1	5
Zachodniopomorskie	3	6

Źródło: jak przy tabl. 1.

⁶ Opolszczyzna i woj. śląskie należą do tych obszarów, które wykształciły sprawny system sieci migracyjnych (powiązania rodzinne). Wyróżniają się one nasilonymi wyjazdami zagranicznymi do Niemiec, głównie w celach zarobkowych.

**Wykr. 11. POLSKA WEDŁUG INTENSYWNOŚCI ODPŁYWU LUDNOŚCI
ZA GRANICĘ W 2007 R.**

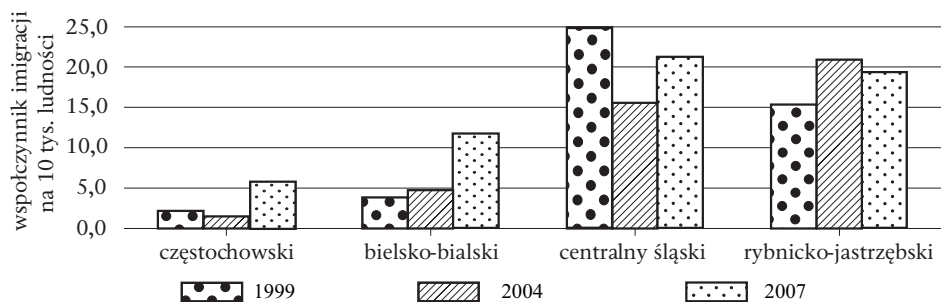


Ź r ó d ł o: jak przy wykr. 1.

W 2007 r. w porównaniu z rokiem 2004 nastąpił znaczny wzrost natężenia odpływu w województwach: dolnośląskim, lubuskim, pomorskim i warmińsko-mazurskim (do 12 osób na 1000 ludności). Migracje zagraniczne w głównej mierze zależą od sytuacji na rynku pracy, ale również od czynników związanych z rodziną i sytuacją materialną gospodarstwa domowego. W powszechnej opinii Polaków głównym problemem polskiego rynku pracy, skłaniającym do poszukiwania jej za granicą, są płace nieadekwatne do posiadanych kwalifikacji, niekorzystne warunki pracy czy też trudności w prowadzeniu własnej przedsiębiorczości.

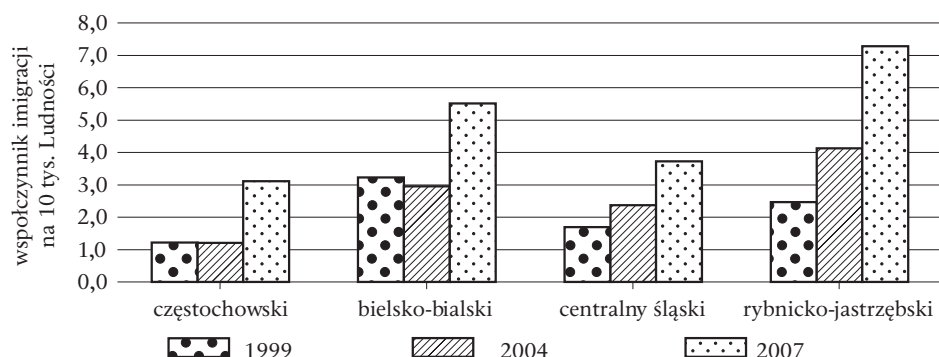
Znaczne zróżnicowanie natężenia definitywnych migracji zagranicznych występuje w poszczególnych podregionach woj. śląskiego (wykresy 12 i 13).

Wykr. 12. EMIGRACJA ZA GRANICĘ W PODREGIONACH WOJ. ŚLĄSKIEGO



Źródło: jak przy wykr. 1.

Wykr. 13. IMIGRACJA Z ZAGRANICY W PODREGIONACH WOJ. ŚLĄSKIEGO



Źródło: jak przy wykr. 1.

W latach 1999—2007 relatywnie najwięcej osób (w przeliczeniu na 10 tys. ludności) wyemigrowało z podregionu centralnego śląskiego oraz rybnicko-jastrzębskiego. Jednakże największy przyrost współczynników emigracji odnotowano w podregionie bielsko-bialskim (z 3,8 na 10 tys. ludności w 1999 r. do 11,7 w 2007 r.).

Lata transformacji gospodarczej były okresem wzrostu migracji zarobkowych (czasowych), które często przekształcały się w migracje stałe (osoby, którym się powiodło za granicę decydowały się zamieszkać tam na stałe). Ten proces migracji uwiadamiają rozmiary wymeldowywania się na stałe osób z woj. śląskiego do krajów europejskich, głównie po wejściu Polski do Unii Europejskiej. Jak wynika z najnowszej prognozy GUS na lata 2008—2035 liczba osób wyjeżdżających z woj. śląskiego będzie rosła do 2012 r. Wzrost ten nastąpi głównie

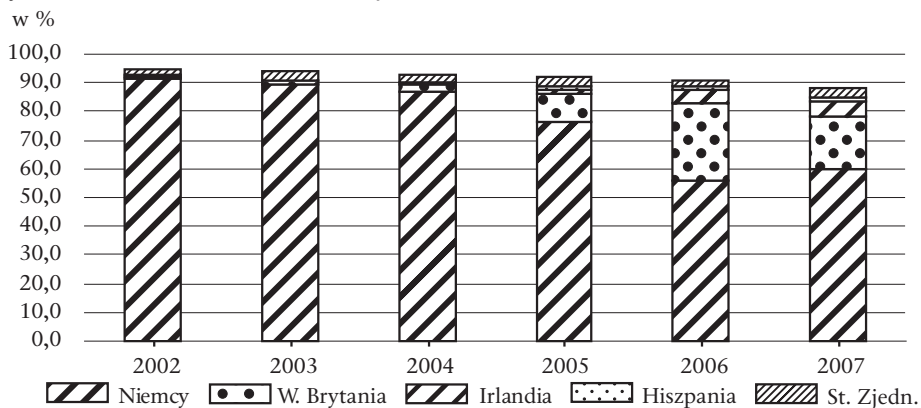
w wyniku przekształcania się części emigracji na pobyt czasowy w emigrację na pobyt stały oraz pełnego otwarcia rynków pracy Niemiec i Austrii w 2011 r. Nie bez znaczenia będzie też kwestia łączenia rodzin⁷.

Liczba imigrantów (cudzoziemców i Polaków) przybywających do woj. śląskiego zwiększyła się w badanym okresie we wszystkich podregionach, ale największe przyrosty współczynników imigracji występowały w podregionach częstochowskim i rybnicko-jastrzębskim (wykr. 13).

GLÓWNE KIERUNKI EMIGRACJI

Kierunki wyjazdów ludności woj. śląskiego zostały w dużej mierze niezmienione. Są to: Europa Zachodnia, kraje skandynawskie i Stany Zjednoczone. Spośród osób, które w latach 2002—2007 wyjechały za granicę na stałe — 95—96% zamieszkało w krajach europejskich. Dość znacznie obniżył się udział wyjeżdżających na stałe do Niemiec na rzecz wzrostu odsetka emigrantów udających się do W. Brytanii i Irlandii. Jednak coraz większego znaczenia nabierają kraje Europy Południowej (Hiszpania, Włochy)⁸. O ile w 2002 r. udział wyjeżdżających do Niemiec wynosił ok. 92%, o tyle w 2006 r. spadł do poziomu 56% ogółu emigrantów. W przypadku W. Brytanii odsetki te kształtowały się odpowiednio: w 2002 r. — 0,6%, w 2006 r. — 26,7% (wykr. 14 i 15).

Wykr. 14. KRAJE DOCELOWE ŚLĄSKICH MIGRANTÓW



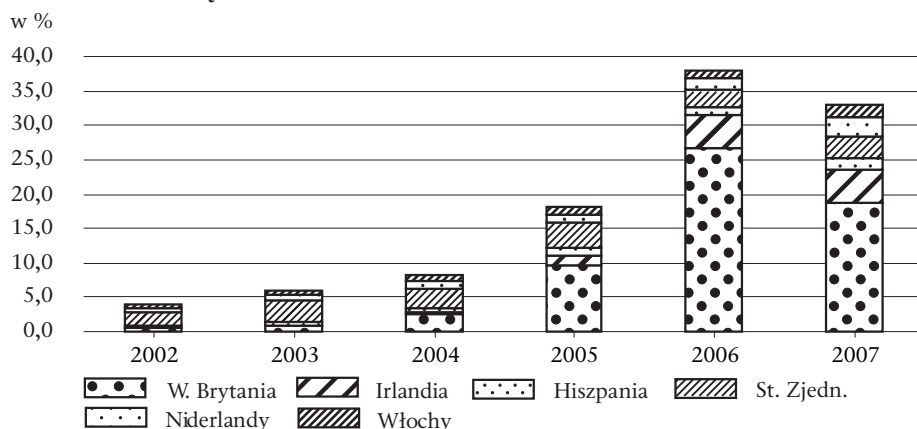
Źródło: jak przy wykr. 1.

⁷ *Prognoza ludności ...* (2009).

⁸ Od początku naszego członkostwa w Unii dla Polaków były otwarte trzy rynki pracy w: W. Brytanii, Irlandii i Szwecji. W połowie 2006 r. rynki pracy otworzyły m.in.: Hiszpania, Grecja, Włochy, a w połowie 2007 r. — Niderlandy.

Należy oczekiwać, że przyszłe rozmiary i trendy migracji zagranicznych będą mieć większe znaczenie i konsekwencje demograficzne niż to miało miejsce w przeszłości. W sytuacji niskiej płodności, migracje zagraniczne mogą być istotnym czynnikiem modyfikującym przebieg procesów demograficznych.

**Wykr. 15. KRAJE DOCELOWE ŚLĄSKICH MIGRANTÓW
Z WYŁĄCZENIEM NIEMIEC**



Źródło: jak przy wyk. 1.

MIGRACJE A PRZYROST RZECZYWISTY LUDNOŚCI

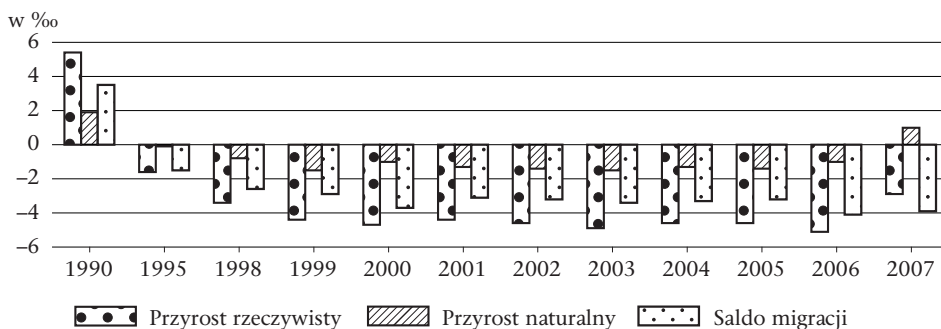
Ostateczny bilans przepływów ludności, jego wielkość i charakter (dodatni lub ujemny) ma bezpośredni wpływ na dynamikę zmian liczby ludności na danym terytorium. Wpływ migracji na ogólną dynamikę ludności w Polsce według województw szeroko omówił E. Zdrojewski (2000). Z kolei P. Eberhardt (1989) na podstawie ściśle określonych kryteriów wyodrębnił w Polsce 12 regionów depopulacyjnych, w których spadek zaludnienia odznaczał się trzema właściwościami: był to proces długotrwały, o dużym natężeniu pod względem ilościowym i dużym zasięgu przestrzennym. W wyodrębnionych regionach znalazło się 34,1% powierzchni Polski, co oznacza, że 1/3 terytorium kraju odznaczała się długotrwałym i intensywnym ubytkiem zaludnienia.

Wpływ migracji zagranicznych na zaburzenia ruchu naturalnego ludności i deformacje demograficzne jest wyraźny na Śląsku Opolskim (Heffner, 1998). Ze względu na utrzymujący się stale ujemny bilans migracyjny z Niemcami, struktura rodzin na Śląsku Opolskim staje się słaba demograficznie i społecznie (spadek urodzeń, starzenie się, rozbieżność rodzin, osłabienie więzi społecznych). Według R. Rauzińskiego (2001) wyludnianie się woj. opolskiego należy uznać za ważny czynnik kryzysogeny, świadczący o słabości gospodarczej i małej odporności na procesy restrukturyzacyjne. Procesy depopulacyjne przynoszą

w rezultacie obniżanie się rytmu życia społecznego. Kryzys demograficzny rodzin śląskich ma swoje źródło w długotrwałych, stałych migracjach zagranicznych (Rauziński, Słodczyk, 2002).

Przyrost rzeczywisty ludności woj. śląskiego, kształtowany przez przyrost naturalny i saldo migracji, wykazywał tendencję malejącą w okresie 1990—2007⁹. Nastąpił bowiem spadek przyrostu rzeczywistego z 1,6‰ w 1990 r. do -3,4‰ w 2000 r. i -2,9‰ w 2007 r.¹⁰. W latach 1998—2007 na rozważanym terytorium wystąpił ubytek naturalny ludności. W połączeniu z ujemnym saldem migracji ogółem przyczyniło się to do rzeczywistego ubytku ludności województwa. Na taką sytuację i kierunek zmian miała wpływ przede wszystkim tendencja zaobserwowana w miastach (wykr. 16) tego województwa.

**Wykr. 16. PRZYROST RZECZYWISTY I JEGO SKŁADOWE
W MIASTACH WOJ. ŚLĄSKIEGO**



Źródło: jak przy wykr. 1.

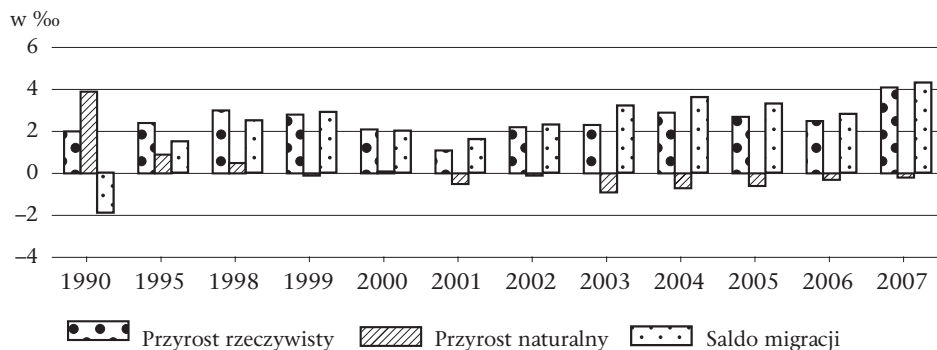
Z kolei na wsi nastąpił rzeczywisty przyrost liczby ludności w wyniku utrzymującego się od 1995 r. dodatniego salda migracji, znacznie przewyższającego wartość ujemnego od 2001 r. przyrostu naturalnego (wykr. 17). Rzeczywisty ubytek ogółem liczby ludności woj. śląskiego obserwowany od 1995 r. był głównie rezultatem ujemnego salda migracji w miastach oraz ujemnego przyrostu naturalnego¹¹.

⁹ W okresie 1990—2007 liczba ludności woj. śląskiego zmniejszyła się o 6,1%, tj. o 303,1 tys. osób, czyli tyle, ile dzisiaj liczą Katowice. Ubytek ludności ogółem był spowodowany przede wszystkim spadkiem liczby ludności w miastach (o 9,2%, czyli 368,3 tys.). Na obszarach wiejskich wystąpił rzeczywisty przyrost stanu liczebnego ludności o 6,9%, tj. o 65,2 tys. osób. Zmniejszył się również stopień urbanizacji mierzony jako udział ludności miejskiej w ogólnej liczbie ludności: z 81,0% w 1990 r. do 78,4% w 2007 r.

¹⁰ W roku 2007 odnotowano dodatni przyrost naturalny w miastach, co wpłynęło na zmniejszenie ubytku rzeczywistego ludności woj. śląskiego.

¹¹ Zgodnie z prognozą GUS, w porównaniu z rokiem 2007, liczba ludności woj. śląskiego zmniejszy się w 2010 r. o 42,1 tys., a do 2035 r. — o 601,9 tys.

**Wykr. 17. PRZYRÓST RZECZYWISTY I JEGO SKŁADOWE
NA WSIACH WOJ. ŚLĄSKIEGO**



Źródło: jak przy wykr. 1.

Uwagi końcowe

Opisane zmiany, rozmiary i główne kierunki przepływu ludności woj. śląskiego w badanym okresie miały z pewnością wiele przyczyn. Z jednej strony obserwowane w latach 1990—2001 zmniejszenie liczby migracji wewnętrznych było wynikiem przemian struktury wieku ludności, głównie spadku liczebności i udziału w ogólnej liczbie mieszkańców najbardziej mobilnej grupy wieku 20—44 lata. Z drugiej strony spadek liczby przemieszczeń należy wiązać z czynnikami społeczno-ekonomicznymi (wzrost bezrobocia, deficyt mieszkań).

Niewątpliwie na zwiększenie liczby migracji definitywnych po 2001 r. miały wpływ korzystne zmiany w strukturze wieku ludności (wzrost odsetka osób w grupie wieku 20—34 lata), które wpłynęły bezpośrednio na wzrost liczby zawieranych małżeństw. W najbliższej przyszłości motywy podjęcia migracji pozostaną, jak się wydaje, wypadkową relacji występujących na rynku pracy oraz na rynku mieszkaniowym. Lokalizacja miejsca pracy stanie się podstawowym czynnikiem wpływającym na decyzje migracyjne osób o wysokich kwalifikacjach zawodowych. Osiągnięcie wyższego poziomu urbanizacji, infrastruktury i usług, a przede wszystkim poprawa sytuacji mieszkaniowej oraz standardu życia powinny doprowadzić do wzrostu atrakcyjności małych miast i terenów wiejskich jako miejsc życia, pracy i wypoczynku.

Zmniejszenie się wielkości migracji wewnętrznych (zwłaszcza migracji międzyregionalnych) w latach 90. ub. wieku odbyło się kosztem wzrostu emigracji zagranicznej (wysokie natężenie jednego typu migracji konkuruje z relatywnie niską intensywnością drugiego typu). W ostatnich latach atrakcyjność migracji zagranicznych wzrosła za sprawą otwierania się zagranicznych rynków pracy, jak i ze względu na spadek kosztów transakcyjnych podejmowania pracy za granicą.

Podsumowując, należy stwierdzić, że ludność woj. śląskiego przechodzi nie tylko transformację w zakresie ruchu naturalnego, ale i w zakresie ruchliwości przestrzennej, podążając za współczesnymi społeczeństwami, które cechuje ograniczanie migracji ze wsi do miast, występowanie intensywnych ruchów pomiędzy miastami oraz wzrost imigracji z zagranicy.

dr Elżbieta Sojka — Akademia Ekonomiczna w Katowicach

LITERATURA

- Eberhardt P. (1989), *Regiony wyludniające się w Polsce*, IGiPZ PAN, Warszawa, nr 114
- Heffner K. (1998), *Górny Śląsk. Imigracja jako następstwo procesów emigracji*, [w:] *Ruchliwość przestrzenna ludności w okresie przemian ustrojowych*, red. D. Szymańska, UMK, Toruń
- Kędelski M., Paradysz J. (2006), *Demografia*, AE, Poznań
- Prognoza ludności na lata 2008—2035* (2009), GUS, Warszawa
- Rauziński R. (2001), *Problemy zatrudnienia i bezrobocia na Śląsku Opolskim w świetle prac nad bilansem ludności i zasobów pracy do 2010 r.*, „Przegląd Statystyczny Śląska Dolnego i Opolskiego”, nr 6
- Rauziński R., Słodczyk J. (2002), *Obraz demograficzny Śląska Opolskiego w świetle procesów migracyjnych*, „Biuletyn Geograficzny”, nr 1
- Rocznik Statystyczny Województwa Śląskiego* (z lat 1990—2008), Urząd Statystyczny w Katowicach, Katowice
- Rocznik Demograficzny* (z lat 1990—2008), GUS, Warszawa
- Rynek pracy w województwie śląskim. (Nowe metody koordynacji kształcenia i zatrudnienia wobec restrukturyzacji gospodarki). Projekt celowy nr PCZ 011-18* (2001), wykonany pod kierunkiem A. S. Barczaka przez zespoły badawcze AE i GIG w Katowicach
- Sojka E. (2007), *Migracje ludności i rozwój demograficzny Śląska w okresie transformacji*, „Prace Naukowe AE”, Katowice
- Zdrojewski E. (2000), *Regiony o charakterze napływowym i odpływowym w Polsce*, [w:] *Procesy i formy ruchliwości przestrzennej ludności w okresie przemian ustrojowych*, red. D. Szymańska, UMK, Toruń

SUMMARY

The article presents the assessment of the intensity, size and major directions of internal and foreign migrations of the Śląskie Voivodship (Silesian Province) population for the purpose of permanent residence in years 1990—2007, taking into consideration basic demographic characteristics, i.e. age and gender. Silesian society undergoes not only the transformation within the range of natural movement but also within the range of spatial mobility while tending to modern society characterised, among others, by reduction of migration from the country to the city, the appearance of intensive movements between the cities and the increase of immigration from abroad.

Целью статьи является представление, с учетом основных демографических признаков мигрантов (возраст и пол), оценки интенсивности, величины и главных направлений внутренних и внешних миграций населения силезского воеводства на постоянное пребывание в 1990—2007 гг. Население силезского воеводства находится в фазе изменений не только в сфере естественного движения, но и в сфере пространственной подвижности определяя себя тем самым в процессах происходящих в современном обществе, которые характеризуются уменьшением миграции из деревни в город, выступлением интенсивных передвижений между городами и ростом иммиграции из заграницы.

STATYSTYKA MIĘDZYNARODOWA

Iwona ROESKE-SŁOMKA

Piramidy wieku ludności państw Unii Europejskiej

Coraz częściej pojawiają się analizy porównawcze rozwoju państw Unii Europejskiej (UE), poświęcone zagadnieniom ludnościowym, które ściśle wiążą się z gospodarczymi. Należy wskazać m.in. na prace: Strzelecki (2003); Johann (2005); Zeliaś (2004). Szczególne miejsce mają tu międzynarodowe odniesienia ustaleń w zakresie monitoringu sytuacji demograficznej Polski, publikowane w raportach i biuletynach Rządowej Rady Ludnościowej.

Dane liczbowe zawarte w artykule dotyczą 2006 r. i zostały zaczerpnięte z Eurostatu bądź oszacowane na ich podstawie. Obecnie w skład UE wchodzi 27 państw, a wśród nich Bułgaria i Rumunia, które dołączyły do UE w 2007 r.

Największy odsetek ludności wśród krajów Unii stanowi ludność: Niemiec, Francji, W. Brytanii, Włoch i Hiszpanii (od prawie 17% do ok. 10%), a najniższy (poniżej 0,5%) ludność: Malty, Luksemburga, Cypru, Estonii, Słowenii i Łotwy.

Zróznicowanie gęstości zaludnienia na obszarze Wspólnoty jest znaczne. Do państw o najgęstszym zaludnieniu należą Malta i Niderlandy, ze współczynni-

kiem gęstości nieco niższym niż 400 osób/km², a następnie Belgia (ok. 350 os./km²), W. Brytania (ok. 250 os./km²), Niemcy (231 os./km²) oraz Włochy (ok. 200 os./km²). Z kolei do krajów o najniższej gęstości zaludnienia należą: Finlandia, Szwecja, Estonia, Łotwa i Litwa (ok. 52 os./km²).

Stan i struktura ludności według wieku i płci mają podstawowe znaczenie nie tylko dla perspektywy istnienia narodów, ale także dla tymczasowego ich dobrobytu, ze względu na rolę, jaką czynniki te pełnią w zakresie uwarunkowań rozwoju ekonomiczno-społecznego.

Graficznym obrazem stanu i struktury ludności na danym obszarze, a jednocześnie podstawą i miernikiem syntetycznej oceny tych wielkości, jest tzw. piramida wieku, która na osi pionowej wyszczególnia wiek, zaś na osi poziomej po lewej stronie liczebność mężczyzn, a po prawej — kobiet. Generalnie wyodrębnia się trzy podstawowe typy piramid wieku ludności: progresywny, stacjonarny i regresywny (wykr. 1).

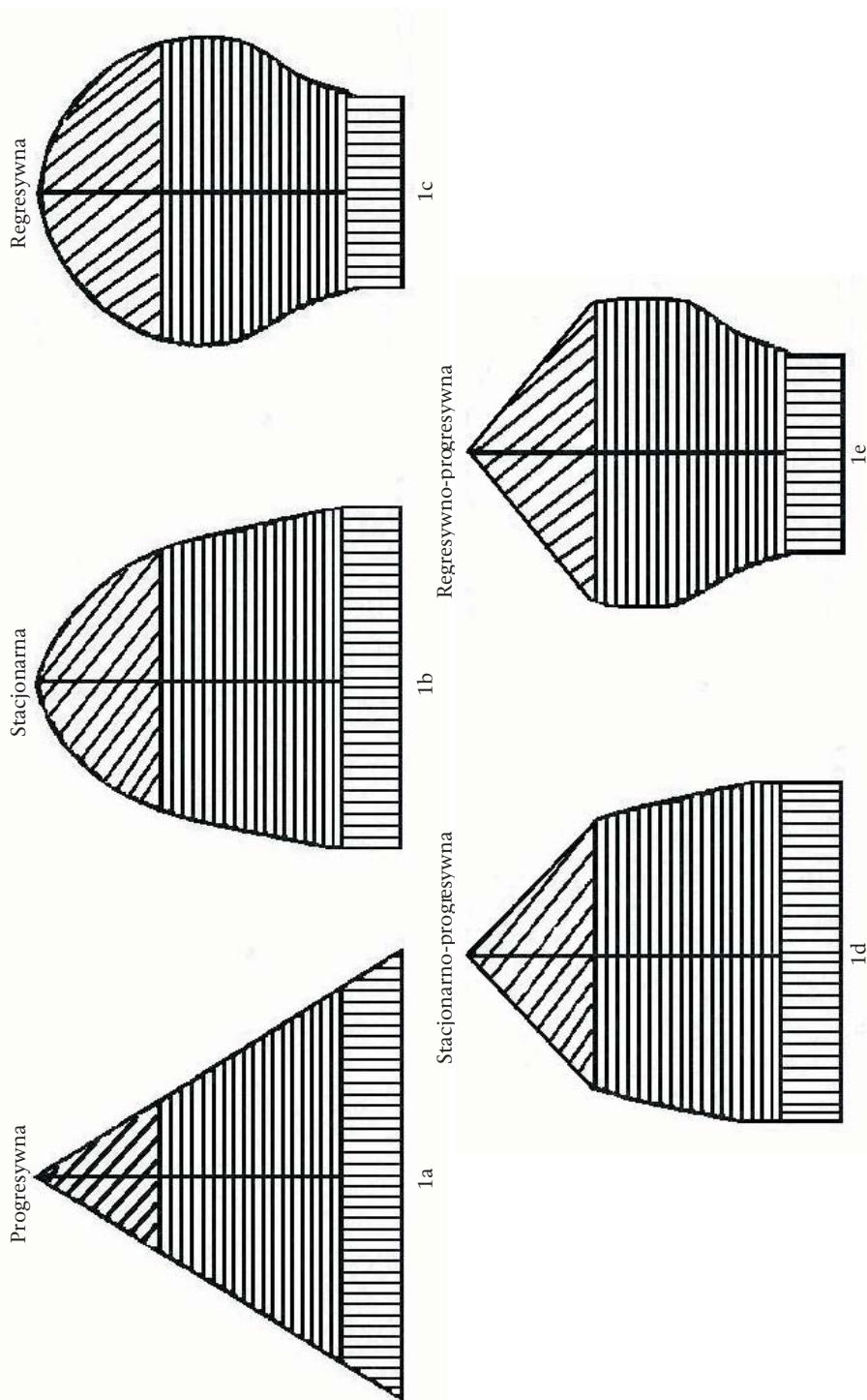
Typ progresywny to piramida o szerokiej podstawie (wykr. 1a). Jej kształt wynika z przeważającej liczby urodzeń nad liczbą zgonów. Ten typ piramidy jest charakterystyczny dla tzw. społeczeństw młodych.

Obrazem tzw. stacjonarnej struktury wieku ludności jest kształt dzwonu, który wynika z mniej więcej równej rocznej liczby urodzeń i zgonów (wykr. 1b). Z kolei obraz struktury ludności w kształcie gruszki (wrzeciona) (wykr. 1c) to typ regresywny, który cechuje ludność o zdecydowanie wyższej rocznej liczbie zgonów niż wynosi roczna liczba urodzeń. Taki typ właściwy jest dla tzw. społeczeństw starych, w których przy wysokich wartościach przeciętnego dalszego trwania życia występują generalnie niekorzystne relacje między liczbą ludności w tzw. wieku produkcyjnym oraz przed- i poprodukcyjnym. Utrzymywanie się przewagi liczby zgonów nad liczbą urodzeń prowadzi do pojawienia się zjawiska depopulacji.

Już pobieżny przegląd piramid wieku ludności państw UE nasuwa spostrzeżenie, że swym kształtem generalnie najbardziej przypominają one choinkę. Od wysokości ok. 2/3 wieku dożywania ludności (przy zachowaniu stałych, a w tym przypadku pięcioletnich przedziałów prezentacji) ich kształt jest niemalże identyczny, jak końcówka klasycznej piramidy wieku typu progresywnego. Generalnie jest to odzwierciedleniem wydłużania się przeciętnego dalszego trwania życia. Natomiast do wysokości mniej więcej 2/3 wieku dożywania ludności niektóre z nich są typu regresywnego, a inne typu stacjonarnego — odpowiednio ze względu na węższą lub szerszą podstawę piramidy. Wydaje się zatem, że w tym przypadku generalnie można mówić o dwóch typach piramid — stacjonarno-progresywnej i regresywno-progresywnej (wykr. 1d, 1e).

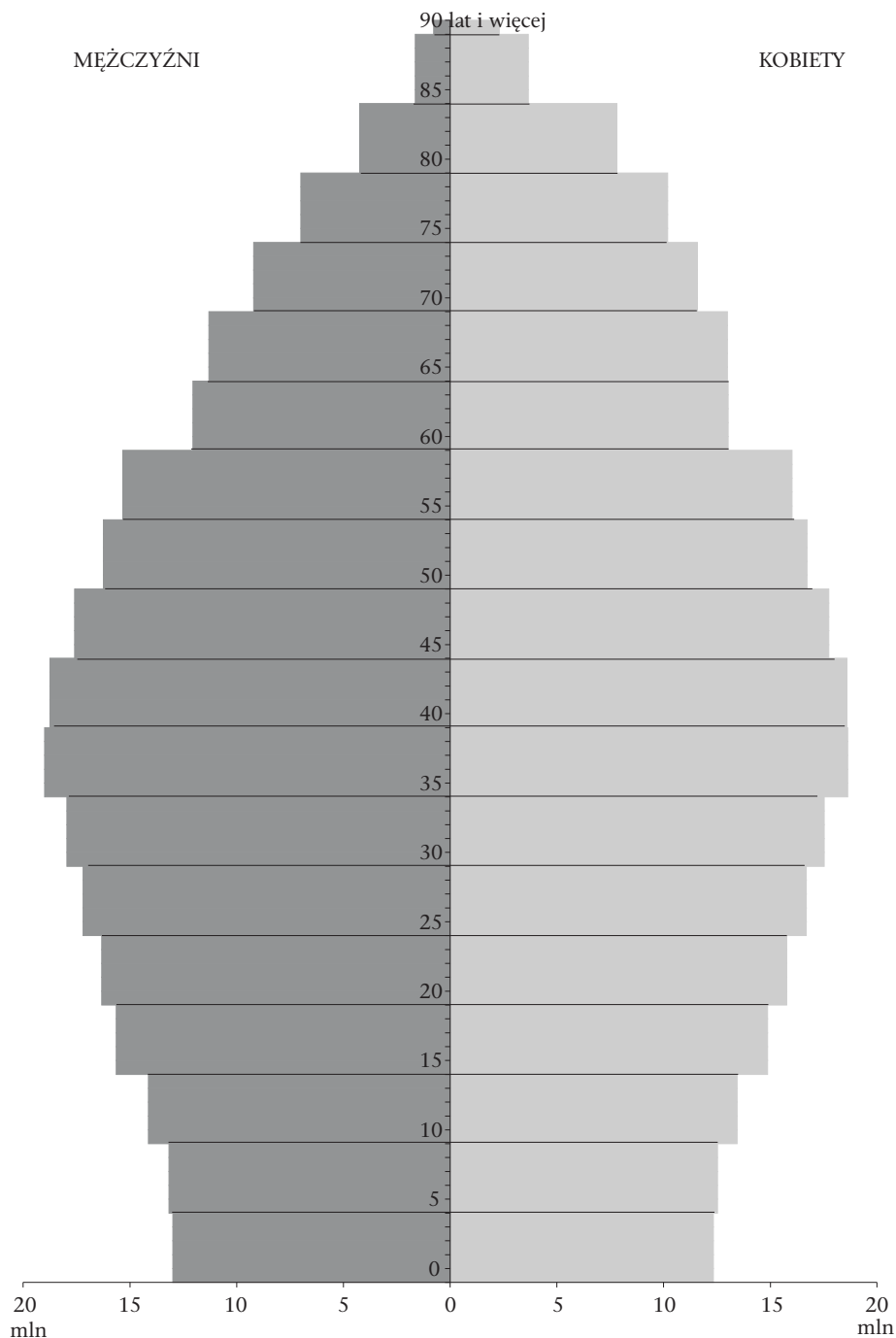
Krajami o piramidzie wieku zbliżonej do typu stacjonarno-progresywnego są: Belgia, Dania, Finlandia, Francja, Irlandia, Luksemburg, Niderlandy, Szwecja i W. Brytania. Do grupy piramid typu regresywno-progresywnego należą zatem piramidy wieku pozostałych państw, a także piramida wieku całej ludności UE (wykr. 2).

Wykr. 1. PODSTAWOWE RODZAJE PIRAMID WIEKU



Źródło: opracowanie własne.

Wykr. 2. STRUKTURA LUDNOŚCI UE W 2006 R.



Źródło: opracowanie własne na podstawie Eurostatu.

Około 25 lat wcześniej, piramidy wieku wielu państw, to niemalże klasyczne przykłady piramid typu progresywnego. Wydaje się jednak, że modelem demograficznym, do którego będą zdążać struktury ludności państw, jest piramida wieku typu stacjonarno-progresywnego o wzrastającym rozwoju gospodarczo-społecznym.

Należy podkreślić, że płeć ciągle jeszcze istotnie różnicuje przeciętne dalsze trwanie życia. W państwach Wspólnoty dla mężczyzn zawiera się ono w przedziale od 65,3—78,8 roku. Państwami o najwyższych wartościach tego parametru są: Szwecja, Cypr, Włochy, Hiszpania, Niemcy, zaś o najniższych: Litwa, Łotwa, Estonia, Rumunia, Bułgaria i Węgry. Przeciętne dalsze trwanie życia kobiet w państwach UE określa przedział 76,2—84,4 roku. Do państw o najwyższych wartościach tego parametru należą kolejno: Francja, Hiszpania, Włochy, Szwecja i Finlandia, zaś o stosunkowo najniższych: Rumunia, Bułgaria, Łotwa, Litwa i Węgry.

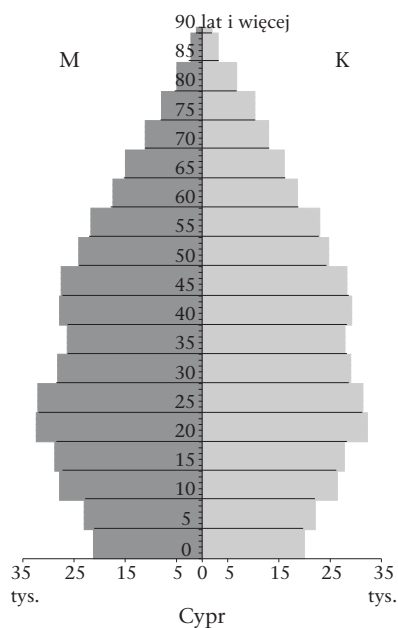
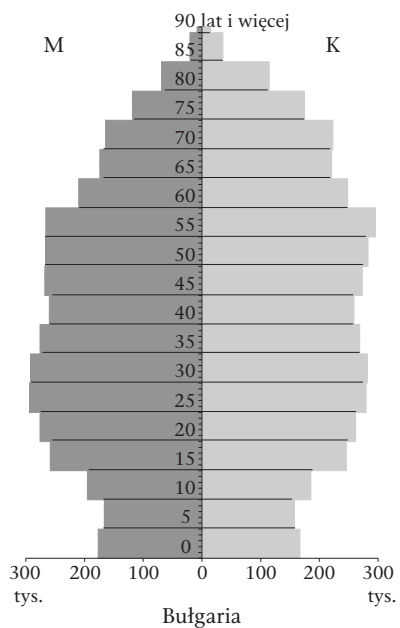
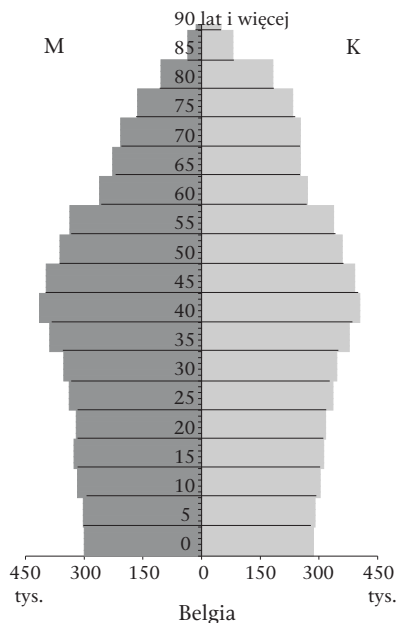
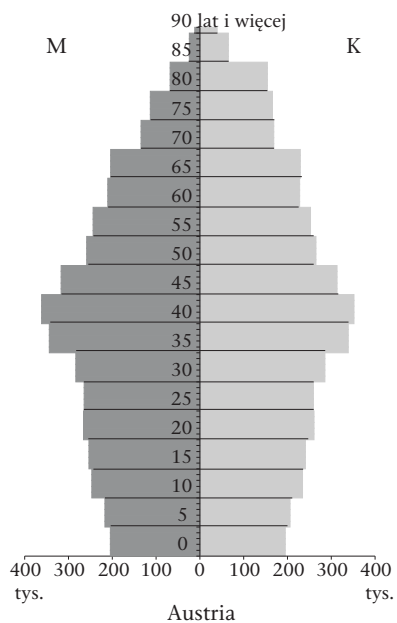
Nadwyżkę kobiet nad mężczyznami charakteryzuje (na 100 mężczyzn) przedział 100,3—117,1. Najbliżej jego górnej granicy znajdują się: Estonia, Łotwa, Litwa, Węgry, Polska i Portugalia. Natomiast do państw o najbardziej zbliżonych liczbach kobiet i mężczyzn należą: Irlandia, Malta, Szwecja, Grecja, Dania i Luksemburg.

Wypada zauważyć, że ocena typu piramidy wieku jest w dużej mierze subiektywna. Dlatego też przy badaniu struktur ludności ważne jest również przytoczenie sumarycznej charakterystyki liczbowej. W tym względzie współczynniki podobieństwa struktur¹ ludności między poszczególnymi państwami są bardzo wysokie i zawierają się w przedziale od 0,73 do 0,97, przy odchyleniach standardowych mieszczących się w granicach od 0,03 do niespełna 0,04. Tak więc bardzo niski współczynnik zmienności podobieństwa struktur świadczy o wysokiej jednorodności państw UE pod względem podobieństwa struktur demograficznych i to zarówno ogółem, jak i według płci. Największe podobieństwo struktur ludności występuje między: Estonią i Łotwą, Danią i Niemcami, Grecją i Portugalią, Francją i W. Brytanią. Stosunkowo najmniej podobne struktury demograficzne występują między: Niemcami i Irlandią, Włochami i Irlandią, Słowacją i Niemcami oraz Włochami i Polską. Analizując struktury wiekowe mężczyzn można zauważyć, że są one najbardziej podobne między: Estonią i Łotwą, Grecją i Portugalią, Belgią i W. Brytanią, Francją i W. Brytanią, zaś najmniej podobne między: Irlandią i Niemcami, Irlandią i Włochami, Niemcami i Słowacją. W zakresie struktur wiekowych kobiet do najbardziej podobnych należą pary państw: Estonia i Łotwa, Belgia i Francja, Dania i Niemcy, Grecja i Portugalia, zaś do najmniej podobnych: Irlandia i Niemcy, Irlandia i Włochy, Republika Czeska i Niemcy.

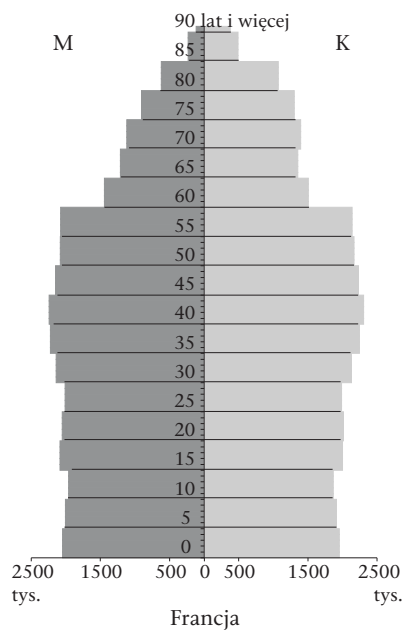
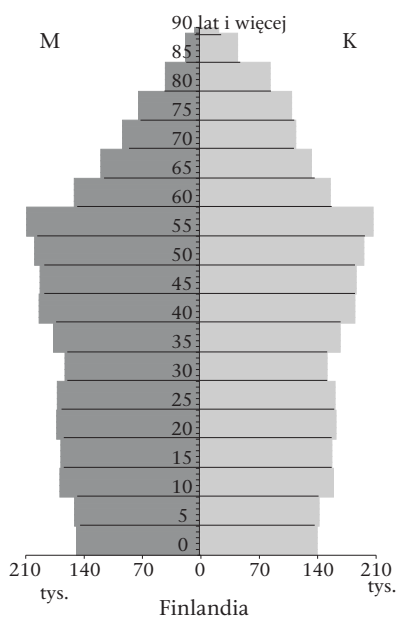
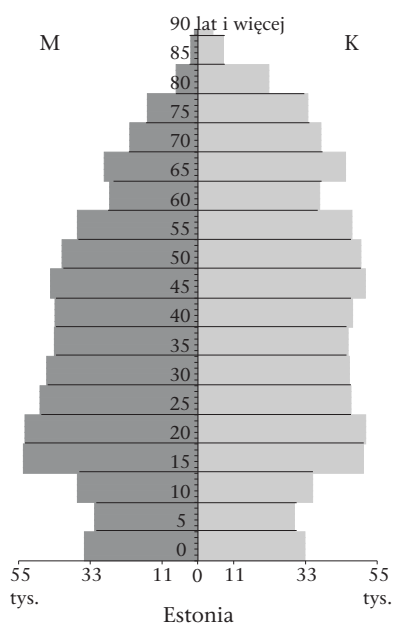
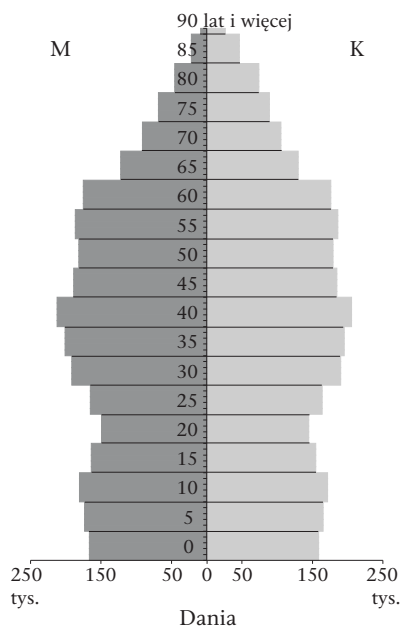
¹ Liczone jako stosunek sumy niższych wskaźników struktury udziałowej do sumy odpowiadających im wyższych wskaźników struktury udziałowej.

Wykr. 3. STRUKTURA LUDNOŚCI W PAŃSTWACH UNII EUROPEJSKIEJ W 2006 R.

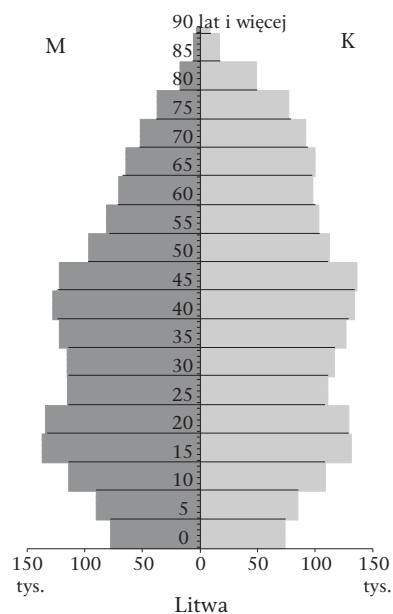
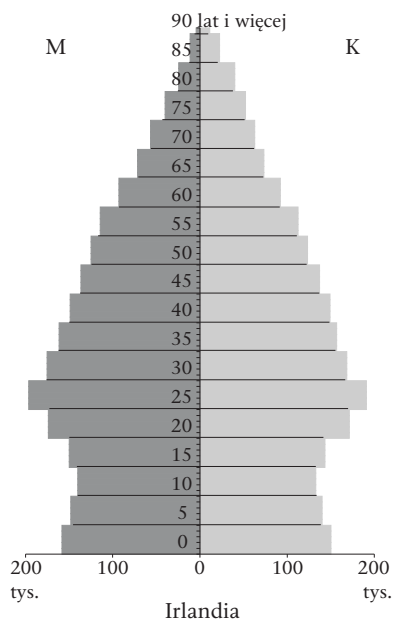
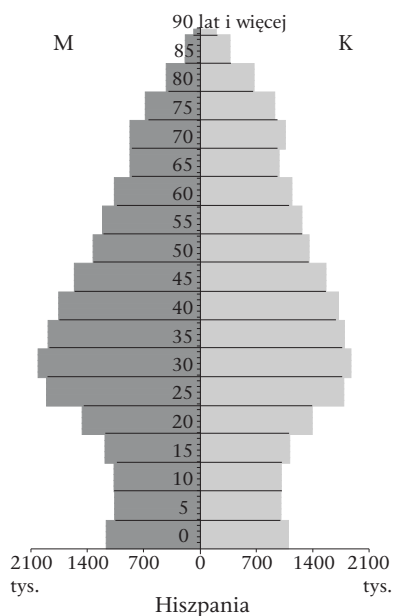
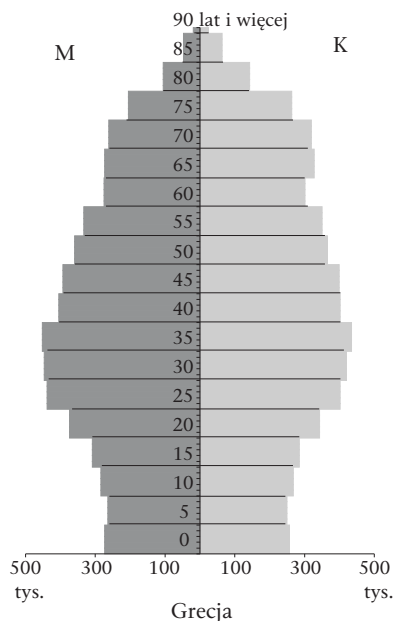
U w a g a. M — mężczyźni, K — kobiety.



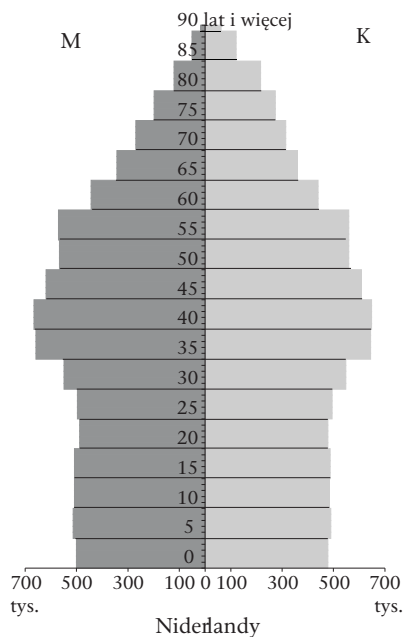
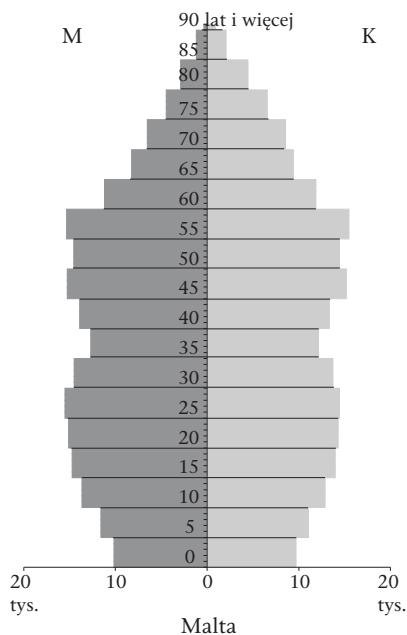
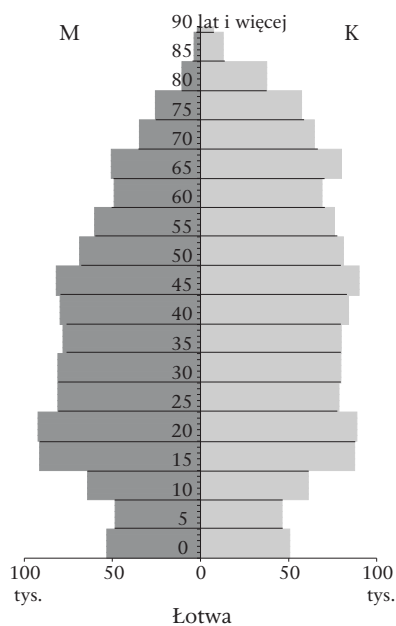
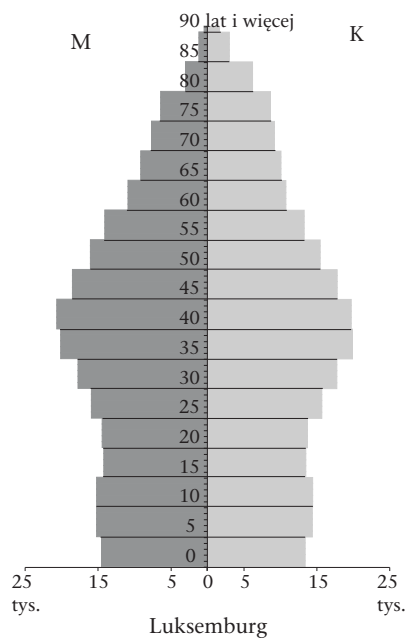
**Wykr. 3. STRUKTURA LUDNOŚCI W PAŃSTWACH UNII EUROPEJSKIEJ
W 2006 R. (cd.)**



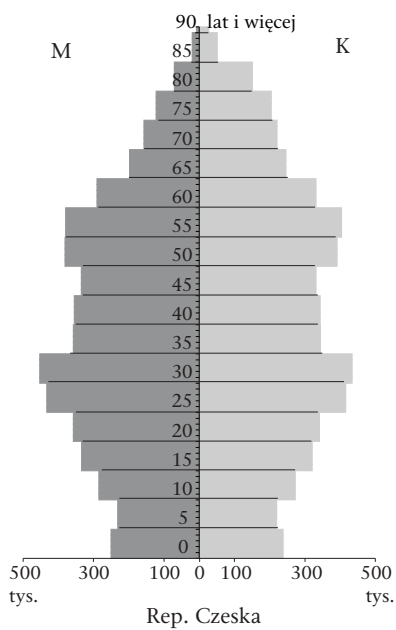
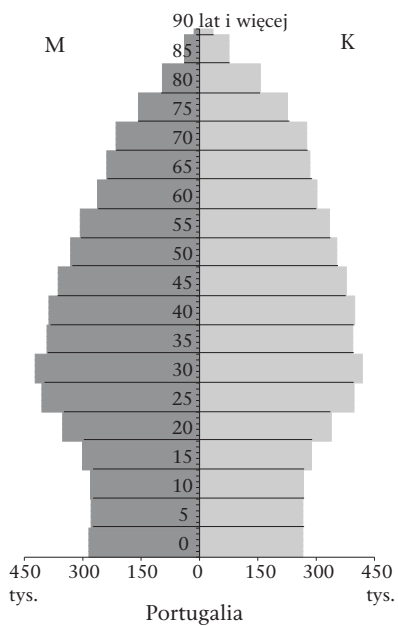
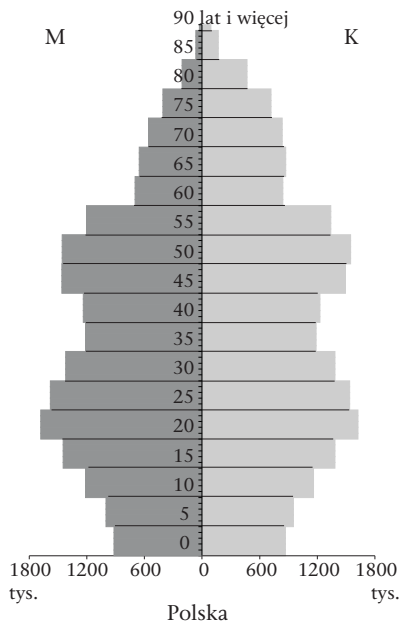
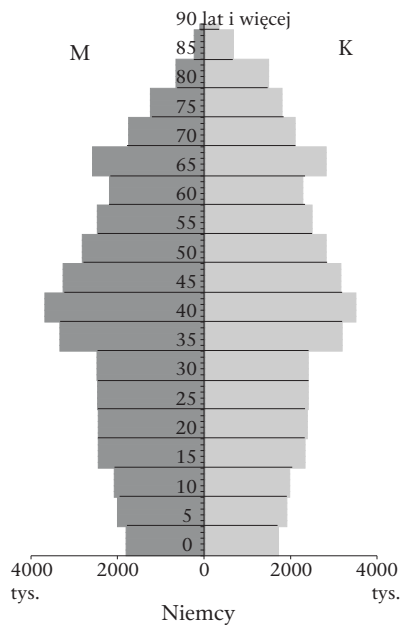
**Wykr. 3. STRUKTURA LUDNOŚCI W PAŃSTWACH UNII EUROPEJSKIEJ
W 2006 R. (cd.)**



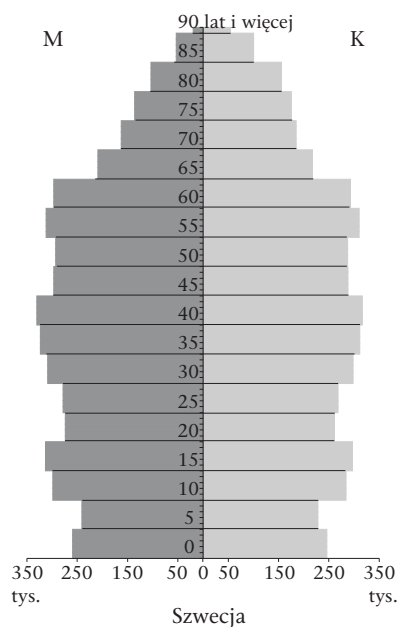
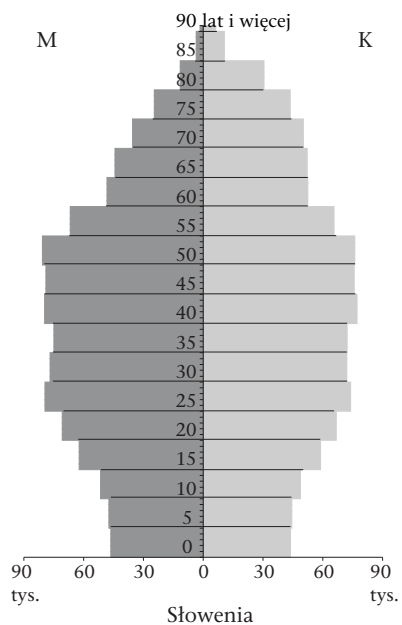
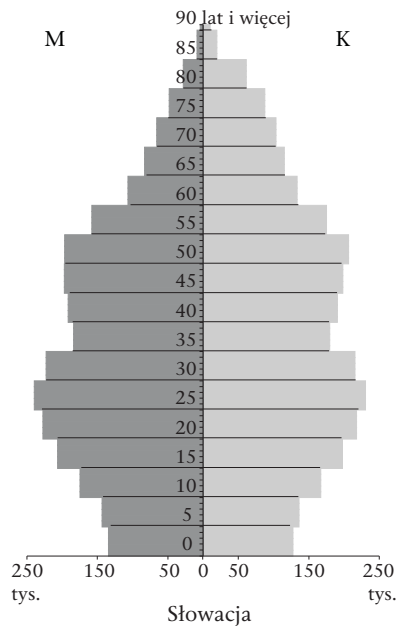
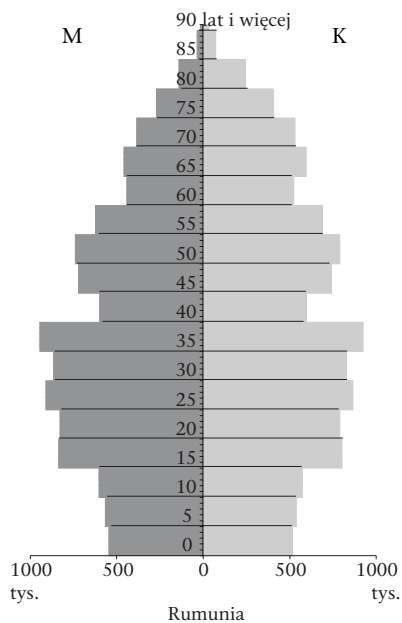
**Wykr. 3. STRUKTURA LUDNOŚCI W PAŃSTWACH UNII EUROPEJSKIEJ
W 2006 R. (cd.)**



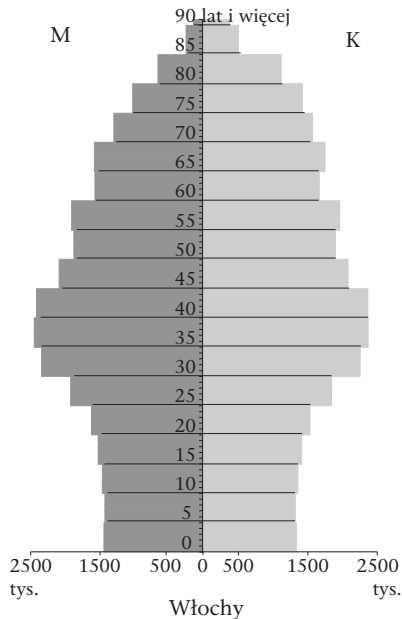
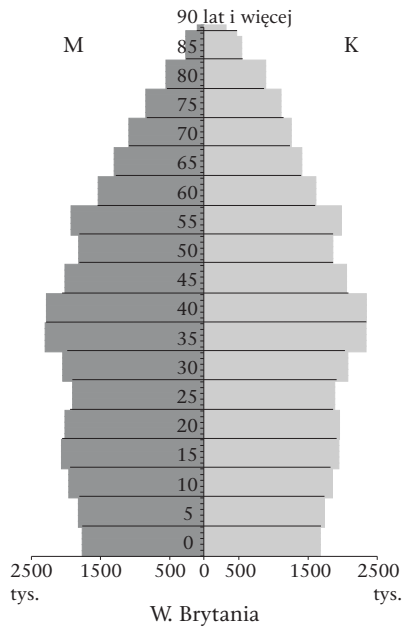
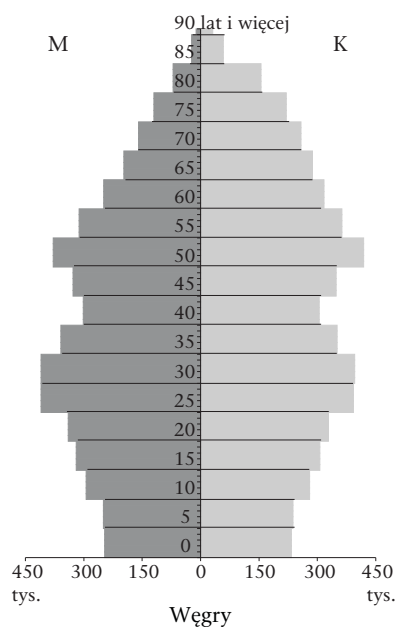
**Wykr. 3. STRUKTURA LUDNOŚCI W PAŃSTWACH UNII EUROPEJSKIEJ
W 2006 R. (cd.)**



**Wykr. 3. STRUKTURA LUDNOŚCI W PAŃSTWACH UNII EUROPEJSKIEJ
W 2006 R. (cd.)**



**Wykr. 3. STRUKTURA LUDNOŚCI W PAŃSTWACH UNII EUROPEJSKIEJ
W 2006 R. (dok.)**



Źródło: opracowanie własne na podstawie Eurostatu.

Podstawowymi cechami struktury ludności są mediana wieku oraz wskaźnik młodości demograficznej (jako stosunek liczby ludności w wieku niższym niż 15 lat do liczby ludności w wieku 65 i więcej lat), który określa, ilu wnuków przypada na jednego dziadka. Przeciętny wiek ludności w krajach UE (określony medianą) zawiera się w granicach od 33,4 do 42,3 roku. Pod tym względem krajami najstarszymi są: Niemcy, Włochy, Finlandia, Bułgaria i Szwecja, zaś do państw najmłodszych należą: Irlandia, Cypr, Słowacja, Polska i Rumunia. Można także powiedzieć, że w krajach UE na jednego „dziadka” przypada od 0,72 do 1,85 „wnuka”. Do państw, w których nie ma obecnie zapewnionej zastępowalności pokoleń (a więc o wskaźniku niższym od jedności) należą: Włochy, Niemcy, Grecja, Bułgaria, Łotwa, Hiszpania, Słowenia, Estonia, Portugalia, Austria, Węgry i Belgia. Natomiast w takich krajach, jak: Irlandia, Cypr, Słowacja, Luksemburg, Niderlandy i Malta, omawiane relacje kształtują się stosunkowo najkorzystniej.

W analizach gospodarczych niezwykle istotne znaczenie ma poziom tzw. współczynników obciążeń, który jest stosunkiem liczby ludności w wieku przed- i poprodukcyjnym do liczby ludności w wieku produkcyjnym. Najwyższe jego wartości odnotowano dla: Francji, Szwecji, Belgii, Danii, W. Brytanii i Włoch, natomiast najniższe dla: Słowacji, Republiki Czeskiej, Polski, Słowenii, Rumunii i Cypru, chociaż rozstęp tych współczynników jest stosunkowo nieduży, gdyż wynosi 0,39—0,53.

W podsumowaniu można stwierdzić, że generalnie najbardziej korzystną strukturę wieku ludności mają państwa o piramidzie wieku zbliżonej do typu stacjonarno-progresywnego. Decydują o tym przede wszystkim dwa czynniki. Po pierwsze, występujący tam relatywnie wysoki poziom przeciętnego trwania życia, który powoduje, że końcówki piramid wieku są takie same, jak końcówki piramid wieku typu progresywnego. I po drugie dlatego, że podstawa piramid wieku w tych krajach jest podobna do podstawy piramidy wieku typu stacjonarnego (zastojowego). O tym z kolei decydują stosunkowo wysokie poziomy współczynników dzietności (czyli tzw. płodności całkowitej, a więc średniej liczby dzieci przypadających na kobietę w ciągu wieku rozrodczego). I tak, przeciętne trwanie życia (ogółem) w tych państwach zawiera się w przedziale od 78,4 roku (w Danii) do 81 lat (w Szwecji). Z kolei współczynniki dzietności kształtują się od 1,70 (Niderlandy) do 2,0 (Francja).

Ze względu na oba czynniki, Polskę należy zaliczyć do państw o generalnie niekorzystnej strukturze wiekowej ludności. Przeciętne trwanie życia, wynoszące 75,3 roku, znajduje się na ósmej pozycji wśród najniższych jego poziomów, charakterystycznych dla tzw. państw b. bloku wschodniego. Natomiast współczynnik dzietności (wynoszący dla Polski w 2006 r. 1,27) jest, po Słowacji, najniższym poziomem wśród państw UE.

LITERATURA

- Johann M. (2005), *Polska—UE. Porównanie poziomu życia ludności*, Difin, Warszawa
- Raporty i biuletyny Rządowej Rady Ludnościowej
- Strzelecki Z. (red.) (2003), *Problemy demograficzne Polski przed wejściem do Unii Europejskiej*, PWE, Warszawa
- Zeliaś A. (red.) (2004), *Poziom życia w Polsce i krajach Unii Europejskiej*, PWE, Warszawa

SUMMARY

The review of population age pyramids in the EU-states brings a remark that all age pyramids take shape of a Christmas tree. Their shape is nearly identical to classic age pyramid ending of the progressive type, from the high of 2/3 life age, keeping constant periods of time (five-year periods in this case). It reflects, generally, an extension of the life expectancy. Up to the high of 2/3 life age, some are of the regressive distribution and other are of the stationary type — due to narrower or wider base of the pyramid, respectively. In case of EU-states there are two pyramid types: stationary-progressive and regressive-progressive.

РЕЗЮМЕ

Обозрение пирамид возраста населения стран Европейского союза вызывает мнение, что своим видом они наиболее напоминают «елку». Начиная с около 2/3 возраста доживания населения (при сохранении постоянных, в данном случае пятилетних диапазонов представления) их вид почти такой же, как окончание классической пирамиды возраста прогрессивного типа, что в общем является отражением удлинения среднего дальнейшего продолжения жизни. В то же время до высоты более или менее 2/3 возраста доживания населения, некоторые из них регрессивного типа, а другие стационарного типа — соответственно учитывая более узкую и более широкую основу пирамиды. В случае союзных стран выступают прежде всего два типа пирамид: стационарно-прогрессивной и регрессивно-прогрессивной.

Konferencja *Procesy metropolizacyjne w teorii naukowej i praktyce*

Ogólnopolska konferencja naukowa poświęcona procesom metropolizacyjnym, która odbyła się w Łodzi w dniach 12—14 października 2009 r., zgromadziła osobistości naukowe, badaczy zajmujących się tematyką metropolii i decydentów z kręgu władz samorządowych oraz przedstawicieli GUS i urzędów statystycznych. Otwarcia konferencji dokonał prezes GUS, prof. dr hab. Józef Oleński.

Sesję wprowadzającą stanowił wykład prof. dra hab. S. Liszewskiego, pt. *Metropolia jako przedmiot badań naukowych i obszar dynamicznych przemian społeczno-gospodarczych*.

Treść pierwszego wykładu w sposób trafny i syntetyczny ukazuje ogólny zakres tematyczny konferencji. Dalsze sesje poświęcone były różnym zagadnieniom tematycznym, poczynając od kwestii zarządzania metropoliami, ich delimitacji, poprzez charakterystykę zachodzących w nich procesów, na diagnozie problemów i zagrożeń oraz prezentacji różnorodnych wyników badań empirycznych kończąc. Uzupełnieniem obrad były dwa panele dyskusyjne — *Wielkie miasta w rozwoju społeczno-gospodarczym regionów* oraz *Miasta jako istotny element rozwoju ekonomicznego i demograficznego*. Umożliwiły one szerszą dyskusję. Sesja zamykająca trzydniowe obrady konferencji — prowadzona przez wiceprezes GUS, dr Halinę Dmochowską — poświęcona była potrzebom informacyjnym i możliwości ich zaspokojenia w kontekście procesów metropolizacyjnych oraz roli statystyki publicznej w tym obszarze. Należy jednak zauważyć, że o roli statystyki publicznej i poszczególnych jej organów, będących głównym gestorem danych statystycznych, dyskutowano podczas całej konferencji.

CEL I ZNACZENIE NAUKOWE KONFERENCJI

Chcąc wskazać cel i znaczenie naukowe konferencji należy zwrócić uwagę na rolę metropolii w realiach otaczającej nas rzeczywistości.

Charakteryzując współczesną gospodarkę prof. dr hab. Józef Oleński wskazał na następujące zjawiska: globalizację, instytucjonalizację, infrastrukturalizację (w tym m.in. informacyjną), innowacyjność oraz metropolizację.

Procesy metropolizacyjne nie są zjawiskiem nowym, lecz obecnie już na trwałe wpisały się w obraz współczesnej gospodarki. Ich szybki rozwój, spowodowany oddziaływaniem wymienionych procesów, sprawił, że z jednej strony

metropolie stały się tzw. kołami zamachowymi gospodarki. Są one bowiem ośrodkami koncentracji ludności, organów administracji, organizacji społecznych, kapitału społecznego i ludzkiego, postępu technicznego, miejscem instytucji edukacji na poziomie wyższym oraz skupiskiem instytucji kultury, centrów finansowych, organów zarządzania sieciami handlu i usług, organizacji i instytucji międzynarodowych, wreszcie siedzibą innych central zarządzania podmiotami w skali globalnej. Z drugiej strony coraz szybszy rozwój metropolii odbywa się często kosztem regionów ościennych. Duże skupienie ludności i podmiotów pełniących w nich różne funkcje i zadania sprawia, że obszary metropolitalne są źródłem różnego rodzaju zagrożeń i problemów społecznych: migracji, jakości pracy, ubóstwa i wykluczenia społecznego.

Procesy ekonomiczne i społeczne zachodzące w obszarach metropolitalnych oraz ich intensywność spowodowały, że znacznie wzrosło zapotrzebowanie na dane statystyczne dotyczące różnych aspektów funkcjonowania metropolii. Zatem potrzeba dostarczenia wiarygodnych, rzetelnych i sukcesywnie aktualizowanych informacji statystycznych pojawia się niemal na każdym etapie rozwoju metropolii (a nawet przed jej utworzeniem).

Reasumując, przez pryzmat tematyki wygłoszonych referatów i dyskusji znaczenie naukowe konferencji można ująć w dwóch płaszczyznach:

- społeczno-ekonomicznej, gdyż na przykładach metropolii różnych krajów, w tym także Polski, omawiano m.in. problemy, funkcje, zadania i kierunki rozwoju metropolii na tle funkcjonującej gospodarki;
- informacyjnej, ponieważ dotychczasowe osiągnięcia statystyki publicznej w zakresie gromadzenia, przetwarzania i udostępniania danych statystycznych zestawiano z oczekiwaniami i praktyką osób zawodowo lub naukowo zajmujących się problematyką metropolii, formułując tym samym sugestie i wnioski odbiorców danych statystycznych, a więc nowe zadania i wyzwania dla statystyki publicznej.

ZAGADNIENIA MERYTORYCZNE KONFERENCJI

Podczas konferencji wygłoszono 26 referatów. W sesji dotyczącej zarządzania wskazano na konieczność większej współpracy sektora publicznego i prywatnego dla rozwoju obszarów metropolitalnych w Europie. Przedstawiono doświadczenia w zarządzaniu procesami metropolitalnymi na przykładzie, m.in., Niemiec, W. Brytanii, Niderlandów, Włoch i Francji (prof. dr hab. T. Kaczmarek). Na ich tle omówiono problemy zarządzania w Polsce — kontekst spójności terytorialnej i współpracy międzygminnej (dr S. Kozłowski, prof. dr hab. T. Marszał), wybór między reformą metropolitalną a kooperacją gmin. Przedstawiono wady i zalety samorządowego oraz rządowego projektu ustawy o polityce miejskiej w Polsce (dr hab. Z. Strzelecki, profesor SGH). Omówiono konieczność tworzenia środowiska na rzecz integracji metropolitalnej (samo-

rząd—nauka—biznes—społeczeństwo) i pokazano dobrą praktykę na przykładzie aglomeracji poznańskiej (dr Ł. Mikuła) oraz rozprzestrzenianie się funkcji metropolitalnych na przykładzie woj. mazowieckiego (T. Sałański).

Przedmiotem rozważań następnej sesji były niektóre problemy metropolizacyjne. Omówiono w niej m.in. problem podatku katastralnego (prof. dr hab. J. Gajda, A. Maciejewski, R. Zbyrowski) oraz problem ustanowienia obszarów metropolitalnych w Polsce (dr W. Michalski, U. Królikowska). Analizie poddano system transportowy Łódzkiego Obszaru Metropolitalnego, wskazując na niedostateczne wykorzystanie transportu kolejowego oraz problemy związane z transportem drogowym i istotną rolę przewozów tramwajowych (I. Pieleśniak). Omówiono też finansowe uwarunkowania kształtowania się i funkcjonowania obszarów metropolitalnych (dr M. Tuła), wskazano na funkcjonujący obecnie egalitarystyczny system równoważenia dochodów gmin w Polsce i jednocześnie postulowano zlagodzenie tego mechanizmu w odniesieniu do miast metropolitalnych.

Nieco inny charakter miała sesja poświęcona rozwojowi procesów metropolizacyjnych, w której mówiono o organizacji i funkcjonowaniu statystyki miejskiej do 1939 r. (J. Berger, B. Łazowska). Poprzez tę tematykę dokonano przejścia od historycznego ujęcia Łodzi, jako miasta metropolitalnego (R. Bonisławski), do prezentacji planów przestrzennego zagospodarowania nowego centrum Łodzi (G. Zieliński i J. Gałuszka), któremu nadane zostaną nowe funkcje: biznesowa, transportowa, mieszkalna i kulturalno-rozrywkowa.

W kolejnej sesji przedstawiono referaty poświęcone delimitacji obszarów metropolitalnych: ziemi białostockiej (prof. dr hab. L. Kupiec, A. Pochodin), Krakowa i Wrocławia (dr K. Jakóbiak, J. Sepioł), Łodzi (A. Mikulec), Warszawy (K. Kowalski, dr T. Sławiński) i Bydgosko-Toruńskiego Obszaru Metropolitalnego (P. Stolarczyk, D. Śliwicki). Dokonano charakterystyki analizowanych obszarów z uwzględnieniem różnych cech opisujących zmiany: demograficzne (migracje wewnętrzne), na rynku mieszkaniowym, na rynku pracy, w zakresie potencjału akademickiego, finansów gmin, PKB, inwestycji krajowych, absorpcji środków unijnych, turystyki itd. Ogólny wniosek płynący z przeprowadzonych rozważań wskazywał, że obszar metropolitalny powinien stanowić teren o największym nasileniu powiązań funkcjonalno-przestrzennych i wyróżniających się wartościami odpowiednich wskaźników, ujęty we wspólny plan zagospodarowania przestrzennego. Nadal jednak pozostaje określenie tych priorytetowych wskaźników służących do monitoringu, oceny czy delimitacji obszarów metropolitalnych. Wydaje się, że w tym zakresie wśród osób zajmujących się omawianą problematyką nie ma jeszcze konsensusu. W sesji tej ponownie pojawił się temat zarządzania (dr D. Drzazga).

Jedną z bardziej kompleksowych prób delimitacji obszaru metropolitalnego przedstawiło Biuro Planowania Przestrzennego Województwa Łódzkiego w Łodzi (M. Bąk, J. May), które na przykładzie regionu łódzkiego wskazało na występowanie trudno mierzalnych cech jakościowych, charakteryzujących powiązania funkcjonalno-przestrzenne analizowanych obszarów.

Tematyka dostępności danych statystycznych, ich zakres tematyczny, poziom agregacji, częstotliwość i forma udostępniania przewijała się przez wszystkie sesje tematyczne. Znalazła ona punkt kulminacyjny w ostatniej sesji konferencji. Przedstawiono tam osiągnięcia statystyki publicznej, wynikające z ujednolicenia statystyki regionalnej w Unii Europejskiej.

Podkreślono wymagania, jakie stawia sobie statystyka publiczna, dotyczące jakości danych, dostosowania ich do potrzeb odbiorcy i wdrażania nowych narzędzi informatycznych, a w szczególności działania statystyki publicznej w celu zapewnienia pokrycia informacyjnego dla metropolii i wspierania samorządów (D. Rogalińska). Omówiono nowe możliwości systematycznie aktualizowanego Banku Danych Regionalnych (BDR) (portrety terytorium, graficzne metody prezentacji danych). Pojawiła się również propozycja przygotowania szczegółowej instrukcji dla odbiorców korzystających z BDR.

Korzystając ze spotkania z tak dużą liczbą odbiorców przypomniano informacje na temat badania *Audyt miast (Urban Audit)* (obejmującego ok. 340 cech statystycznych i dotyczącego 321 miast z Unii Europejskiej oraz 26 miast Turcji, 6 miast Norwegii i 4 ze Szwajcarii). Jako wyzwanie dla polskiej statystyki publicznej określono utworzenie w ramach BDR modułu odpowiadającego zakresowi tematycznemu programu *Urban Audit* (dr B. Bal-Domańska).

Omawiając metodologię badania przepływów ludności związanych z zatrudnieniem (S. Filas-Przybył, D. Stachowiak), wykorzystującą w tym celu dane z zeznań podatkowych urzędów skarbowych zawartych w systemie POLTAX, wskazano na nowe możliwości wykorzystania przez statystykę publiczną danych zawartych w źródłach administracyjnych. Przedstawione wyniki (na poziomie gmin) spotkały się z dużym zainteresowaniem i entuzjazmem ze strony wszystkich uczestników konferencji. Podkreślono w dyskusji, że prezentacja tak uzyskanego i opracowanego materiału ma dużą wartość poznawczą. Jest ona też niezwykle interesująca z punktu widzenia ekonomicznego (analizy rynku pracy), a także „niezależna od wszelkich granic i podziałów administracyjnych” funkcjonujących w naszym kraju.

Podsumowując obrady podkreślono potrzebę współpracy i dialogu pomiędzy środowiskiem naukowców, władz i uczestników procesów metropolitalnych a organami statystyki publicznej na rzecz poprawy zbierania i przetwarzania danych oraz gotowość GUS i urzędów statystycznych do takiej współpracy (dr H. Dmochowska). Na koniec zwrócono uwagę na fakt, że GUS i podległe mu jednostki odgrywają główną, lecz nie jedyną, rolę w gromadzeniu danych statystycznych na potrzeby analizy procesów metropolizacyjnych. Wciąż można wskazać tematy, w których statystyka nie ma metodologicznych narzędzi i/lub fizycznych możliwości zbierania informacji (np. zagadnienie hałasu w obszarach metropolitalnych — A. Fijałkowska, B. Grancow). W takim przypadku wymagane jest poszukiwanie innych dróg dostępu do tego typu informacji.

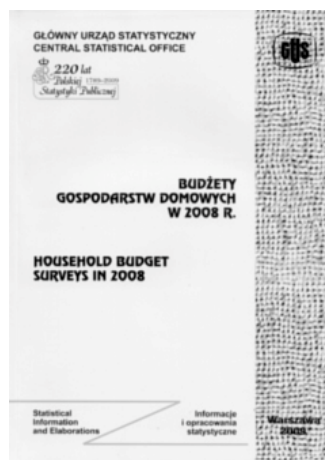
Zakończenie

Konferencja, zorganizowana przez Urząd Statystyczny w Łodzi, GUS i Instytut Statystyki i Demografii Uniwersytetu Łódzkiego, stanowiła forum wymiany poglądów i doświadczeń na temat zjawisk charakterystycznych dla metropolii i przebiegu procesów metropolizacyjnych.

Interesująca tematyka referatów oraz atmosfera obrad przekonują, że cele konferencji — odnoszące się do analiz zjawisk społeczno-ekonomicznych metropolii oraz publicznej dyskusji na temat potrzeb informacyjnych w zakresie danych statystyki publicznej dla obszarów metropolitalnych — zostały osiągnięte.

Oprac. Artur Mikulec

Nowości wydawnicze GUS i urzędów statystycznych (wrzesień 2009 r.)



Opracowanie roczne „**Budżety gospodarstw domowych w 2008 r.**” zawiera informacje uzyskane z badania tytułowych budżetów, niezbędne do prowadzenia analizy poziomu życia ludności. Celem badania budżetów gospodarstw domowych jest dostarczenie źródłowych informacji o przychodach, rozchodach, spożyciu ilościowym żywności oraz innych aspektach warunków życia określonych grup ludności.

Wyniki reprezentacyjnego badania budżetów gospodarstw domowych zostały uogólnione na wszystkie gospodarstwa domowe w kraju. Miesięczna rotacja gospodarstw domowych (zastosowana od 1993 r.) umożliwiła wzięcie udziału w badaniu w każdym miesiącu innego gospodarstwa domowego. Gospodarstwa uczestniczące w badaniu budżetów gospodarstw domowych zostały sklasyfikowane (od 2005 r.) według pięciu podstawowych grup społeczno-ekonomicznych ludności kraju. Są to gospodarstwa: pracowników, rolników, pracujących na własny rachunek, emerytów i rencistów oraz utrzymujących się z niezarobkowych źródeł.

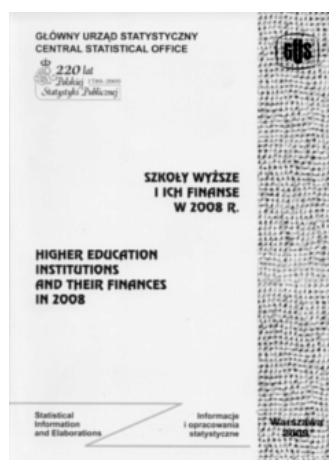
W uwagach metodycznych omówiono metody doboru próby do badania, jego organizację, źródło danych o przychodach i rozchodach, definicje, zasady gru-

powania danych, ocenę precyzji wybranych parametrów, a także problem niepodjęcia badań przez rodziny zamieszkujące mieszkania wylosowane do badania.

W części tabelarycznej podano wyniki badania według pięciu grup społeczno-ekonomicznych ludności i dla gospodarstw domowych ogółem, według wielkości gospodarstwa domowego określonej liczbą osób, klasy miejscowości jego zamieszkania, województw, osób niepełnosprawnych, typu biologicznego gospodarstwa, grup kwintylowych według dochodu rozporządzalnego na osobę oraz gospodarstw, w których dany dochód/wydatek wystąpił.

Opracowanie zawiera informacje: ogólne o gospodarstwach domowych (m.in. liczbę badanych budżetów, liczbę osób pracujących, pobierających świadczenia, przeciętną liczbę osób w gospodarstwie domowym, przeciętną liczbę jednostek konsumpcyjnych w gospodarstwie domowym, strukturę zbiorowości osób według płci, wieku i poziomu wykształcenia); dotyczące poziomu miesięcznych dochodów (z pracy najemnej, z gospodarstwa rolnego, z działalności na własny rachunek, ze świadczeń społecznych, z innych źródeł) oraz miesięcznych wydatków przeliczonych na osobę w gospodarstwie domowym (według podstawowych grup potrzeb), a także poziomu spożycia niektórych artykułów żywnościowych na osobę w gospodarstwie domowym. Ponadto podano informacje o wyposażeniu badanych gospodarstw domowych w niektóre przedmioty trwałego użytkowania. W aneksie do publikacji zamieszczono: dane dotyczące szacunku błędów uzyskanych wyników, klasyfikację wydatków na towary i usługi konsumpcyjne, tablice przekrojowe za lata 2000—2008 oraz wskaźniki koncentracji Giniego i rozkładu decylowego dochodów.

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



Wydawana w cyklu rocznym publikacja „**Szkoły wyższe i ich finanse w 2008 r.**” zawiera wyniki obrazujące istotne przemiany, jakim podlega szkolnictwo wyższe od lat 90. XX w., których podstawy prawne stworzyła ustawa z dnia 12 września 1990 r. Informacje przedstawione w opracowaniu opisują szkoły wyższe w roku akademickim 2008/09, a ich finanse w 2008 r. Publikację opracowano na podstawie pełnych badań obejmujących wszystkie typy szkół wyższych i placówek naukowych, niezależnie od ich struktury organizacyjnej i form własności.

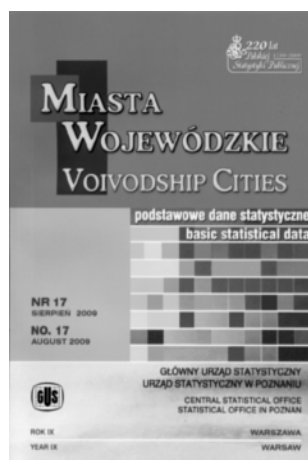
Obszerny zestaw tablic, poprzedzony uwagami metodycznymi i komentarzem analitycznym, po-

dzielono na dwie części.

Pierwsza część zawiera informacje o: studentach, absolwentach, nauczycielach akademickich, studiach doktoranckich i podyplomowych, stypendiach naukowych, nadawanych tytułach i stopniach naukowych, domach i stołówkach studenckich oraz różnych formach pomocy materialnej dla studentów. Dane dotyczące studentów i absolwentów przedstawiono według: typów szkół wyższych (które zostały podzielone na szkoły publiczne i niepubliczne), według województw, grup i podgrup kierunków studiów (zgodnie z Międzynarodową Standardową Klasyfikacją Edukacji — ISCED'97), lat studiów, wieku i płci studentów.

Druga część pokazuje źródła finansowania szkół wyższych (publicznych i niepublicznych), koszty ich działalności, nakłady inwestycyjne i koszty remontów, a także koszty kształcenia przypadające na jednego studenta. Ponadto przedstawiono dane o udziale wydatków publicznych na szkolnictwo wyższe w niektórych krajach europejskich oraz wydatkach publicznych na szkolnictwo wyższe w Polsce.

Opracowanie dostępne na stronach internetowych GUS.



Przygotowana przez GUS oraz Urząd Statystyczny w Poznaniu publikacja **„Miasta wojewódzkie. Podstawowe dane statystyczne. Nr 17/2009”** — zawiera podstawowe wskaźniki charakteryzujące sytuację społeczno-gospodarczą miast będących siedzibą wojewody i (lub) sejmiku województwa.

Uwagi ogólne i metodologiczne stanowią wstęp do kilkudziesięciu tablic przedstawiających dane m.in. z zakresu: demografii, rynku pracy i wynagrodzeń, podmiotów gospodarki narodowej, świadczeń społecznych oraz bezpieczeństwa publicznego w tych miastach. Niektóre wskaźniki dla 18 miast pokazano na tle województw.

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

Publikacja **„Rynek wewnętrzny 2008 r.”** przedstawia wyniki badań umożliwiające czytelnikom ocenę tendencji i kierunków zmian w handlu wewnętrznym na tle rozwoju sfery usług. Opracowanie przygotowano na podstawie danych ze sprawozdań obejmujących wszystkie typy podmiotów prowadzących działalność handlową, niezależnie od ich struktury organizacyjnej czy formy własności. Przedstawiono tu działalność wybranych rodzajów usług, działalność handlową i sprzedaż detaliczną realizowaną przez przedsiębiorstwa handlowe i niehandlowe.

Publikację podzielono na trzy części. W pierwszej zamieszczono uwagi metodologiczne przybliżające czytelnikom definicje pojęć, opisy badań i źródła informacji. Komentarz analityczny stanowi drugą część opracowania. Przedstawiono tam sytuację handlu wewnętrznego, obroty przedsiębiorstw handlowych oraz omówiono sprzedaż detaliczną i hurtową, a także sytuację w gastronomii i zaopatrzenie rynku. Część trzecia, tabelaryczna, przedstawia główny zakres tematyczny publikacji. Dane zamieszczone w tablicach dotyczą: liczby zarejestrowanych podmiotów, pracujących, przeciętnego zatrudnienia oraz wynagrodzeń w sektorze usług podanych według sekcji PKD; wartości i struktury sprzedaży detalicznej; sprzedaży hurtowej; sieci sklepów detalicznych podanych według form organizacyjnych oraz powierzchni sprzedaży; stałej i sezonowej sieci targowisk; dostaw wybranych towarów konsumpcyjnych na zaopatrzenie kraju; zapasów wybranych towarów u producenta; podstawowych wskaźników finansowych przedsiębiorstw handlowych.

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

W publikacji **„Łączność — wyniki działalności w 2008 r.”** pokazano bieżące zmiany w zakresie infrastruktury łączności i świadczonych usług oraz osiągniętych przez sektor wyników finansowych. W opracowaniu przedstawiono dane charakteryzujące wyniki działalności podmiotów gospodarczych świadczących usługi pocztowe i telekomunikacyjne opracowane na podstawie wyników badań statystyki publicznej i danych Urzędu Komunikacji Elektronicznej. Są to informacje o przychodach, kosztach, wynikach finansowych, aktywach obrotowych, zatrudnieniu i wynagrodzeniach oraz o podstawowych usługach pocztowych, telekomunikacyjnych i środkach łączności.

Opracowanie zawiera, poza uwagami metodycznymi wyjaśniającymi terminologię badania, część analityczną oraz dane szczegółowe ujęte w tablicach opracowanych w dwóch częściach. Część pierwsza przedstawia dane dotyczące: przychodów i kosztów z całokształtu działalności, wyników finansowych oraz obciążenia wyniku, kosztów pokazanych w układzie rodzajowym, zatrudnienia i wynagrodzeń. Część druga pokazuje dane rzeczowe na temat poczty i telekomunikacji. Podano w niej informacje o usługach pocztowych, telekomunikacyjnych, telefonicznych, o dostępie do Internetu, a także o środkach łączności w zakresie radiodifuzji, telewizji kablowej czy sieci telefonii przewodowej i komórkowej.

Publikację uzupełniają wykresy. Wiele tematów przedstawiono w przekroju województw.

Opracowanie w wersji polsko-angielskiej, dostępne wyłącznie na stronach internetowych GUS.

Oprac. Alina Świdarska

Informacja o sytuacji społeczno-gospodarczej kraju — I—III kwartał 2009 r.

Spowolnienie gospodarcze, notowane już w IV kwartale 2008 r. utrzymało się w kolejnych okresach br. Mimo że skutki zjawisk o charakterze kryzysowym są w Polsce znacznie łagodniejsze niż w większości krajów UE, wpływają niekorzystnie na sytuację finansową przedsiębiorstw, pośrednio — poprzez rynek pracy — gospodarstw domowych, a także — kondycję finansów publicznych. W III kwartale br. w niektórych obszarach gospodarki dynamika była korzystniejsza niż we wcześniejszych okresach. Nieco szybciej rosła produkcja budowlano-montażowa oraz sprzedaż detaliczna, wolniejszy był spadek produkcji w przemyśle i sprzedaży usług w transporcie. We wszystkich sekcjach sektora przedsiębiorstw obserwowano zwolnienie dynamiki wynagrodzeń nominalnych w skali roku. Wobec utrzymującego się wzrostu cen konsumpcyjnych, siła nabywcza przeciętnej płacy brutto od II kwartału br. tylko nieznacznie przekraczała poziom sprzed roku. Na rynku pracy utrzymały się negatywne tendencje — obniżało się przeciętne zatrudnienie w sektorze przedsiębiorstw, rosła stopa bezrobocia.

Produkcja sprzedana przemysłu w okresie trzech kwartałów br. była o 6,0% niższa niż przed rokiem, a spadek odnotowano we wszystkich sekcjach (wykres 1). Według głównych grupowań przemysłowych znacznie obniżyła się produkcja większości dóbr, z wyjątkiem konsumpcyjnych. Przy spadku przeciętnego zatrudnienia (o 5,2%) zmniejszyła się wydajność pracy w przemyśle (o 0,8%). Produkcja budowlano-montażowa wzrosła w skali roku o 4,7%, co było rezultatem wysokiej dynamiki w budowie obiektów inżynierii lądowej i wodnej, podczas gdy w pozostałych działach obserwowano spadek produkcji (wykres 2). Sprzedaż detaliczna zrealizowana w okresie trzech kwartałów br. w ujęciu rocznym była o 1,9% wyższa, a wzrost odnotowano w większości grup, z wyjątkiem sprzedaży paliw stałych, ciekłych i gazowych oraz pojazdów samochodowych, motocykli, części.

Oceny koniunktury formułowane w październiku br. przez przedsiębiorstwa działające w przetwórstwie przemysłowym, budownictwie oraz handlu detalicznym są słabsze niż przed miesiącem. Jednostki przetwórstwa przemysłowego przewidują mniejsze niż we wrześniu rozszerzenie portfela zamówień, produkcji oraz ograniczenie zatrudnienia, przy nadal niekorzystnych prognozach dotyczących sytuacji finansowej. W budownictwie przewidywania przedsiębiorstw w tym zakresie są negatywne i gorsze niż przed miesiącem. Firmy działające w handlu, naprawie pojazdów samochodowych oraz usługach wskazują na konieczność nasilenia redukcji zatrudnienia. Ujemne pozostają prognozy firm handlowych związane ze sprzedażą i zdolnością do regulowania zobowiązań finansowych.

W okresie styczeń—wrzesień br. ceny w przemyśle rosły w ujęciu rocznym szybciej niż przed rokiem (3,8%), przy czym w przetwórstwie przemysłowym w dwóch ostatnich miesiącach odnotowano ich spadek. Znaczne zwolnienie tempa wzrostu cen w skali roku — do 0,5% w okresie trzech kwartałów br. — obserwowano w produkcji budowlano-montażowej (wykres 3). W mniejszym stopniu niż przed rokiem zwiększyły się ceny towarów i usług konsumpcyjnych (o 3,5% w ujęciu rocznym), na co miało wpływ m.in. istotne osłabienie dynamiki cen żywności i napojów bezalkoholowych oraz spadek cen paliw.

Przy umiarkowanym wzroście cen konsumpcyjnych i słabnącym — wynagrodzeń nominalnych, siła nabywcza przeciętnej płacy brutto w sektorze przedsiębiorstw w okresie trzech kwartałów br. była niewiele wyższa niż przed rokiem (o 1,3%). Szybciej niż wynagrodzenia rosły przeciętne realne emerytury i renty brutto, zarówno w systemie pracowniczym jak i rolników indywidualnych.

Przeciętne zatrudnienie w sektorze przedsiębiorstw w okresie trzech kwartałów br. było niższe niż przed rokiem o 0,9%, na co wpłynął m.in. znaczny spadek w przetwórstwie przemysłowym. We wrześniu br. stopa bezrobocia rejestrowanego wzrosła w skali roku o 2,0 pkt. proc. — do 10,9% (wykres 4). Zwiększyła się istotnie liczba osób bezrobotnych będących w szczególnej sytuacji na rynku pracy (z wyjątkiem długotrwale bezrobotnych), zwłaszcza osób w wieku do 25 roku życia.

Na rynku rolnym w okresie styczeń—wrzesień br. ceny zbóż kształtowały się na dużo niższym poziomie niż przed rokiem, obniżyły się także ceny mleka. Przeciętne ceny żywca rzeźnego były wyższe niż przed rokiem zarówno w skupie, jak i na targowiskach (wykres 5). Relacje cen były korzystniejsze dla producentów trzody chlewnej niż w ub. roku. Sytuacja w produkcji zwierzęcej kształtowała się pod wpływem stopniowego osłabienia tempa spadku pogłowia trzody chlewnej oraz niewielkiego obniżenia liczebności stada bydła. Przedwynikowy szacunek głównych ziemiopłodów wskazuje na wyższe od ubiegłorocznych zbiory większości głównych ziemiopłodów.

W okresie styczeń—sierpień br. głębszy spadek importu niż eksportu wpłynął na poprawę salda handlu zagranicznego w porównaniu z analogicznym okresem ub. roku, zwłaszcza w wymianie z krajami rozwiniętymi, w tym UE (wykres 6). W strukturze rozdysponowania importu według głównych kategorii ekonomicznych zmniejszył się udział importu towarów przeznaczonych na cele inwestycyjne i zużycie pośrednie, a wzrósł — na cele konsumpcyjne. W okresie siedmiu miesięcy br. wskaźnik terms of trade kształtował się na korzystnym poziomie, głównie w wyniku znacznej poprawy uwarunkowań cenowych z krajami Europy Środkowo-Wschodniej oraz Unii Europejskiej.

Dochody budżetu państwa w okresie styczeń—wrzesień br. wyniosły 202,4 mld zł, a wydatki — 223,9 mld zł. W rezultacie deficyt budżetowy wyniósł 21,5 mld zł, co stanowiło 79,0% kwoty założonej w ustawie budżetowej na 2009 r.

Departament Analiz i Opracowań Zbiorczych, GUS

Sprostowanie

W numerze 10/2009 „Wiadomości Statystycznych” w artykule Pana Wojciecha Lichoty *Metody wczesnego ostrzegania o zmianach sytuacji finansowej przedsiębiorstw* mylnie podaliśmy nazwiska Autorów. Na str. 25 w wierszu 17 powinno być — D. Hadasik, w wierszu 18 — D. Appenzeller, w wierszu 19 — K. Szarzec oraz na str. 31 w wierszu 10 powinno być — D. Appenzeller i K. Szarzec.

Za pomyłkę Autorów serdecznie przepraszamy.

Redakcja „Wiadomości Statystycznych”

LESZEK ZIENKOWSKI

(1923—2009)

5 października br. odszedł Profesor Leszek Zienkowski — pochodzący z zasłużonej dla Warszawy rodziny Lorentzów — ogromny autorytet w wielu dziedzinach ekonomii. Człowiek, który zawsze bezgranicznie poświęcał się temu co robił. Poprzez czynne uczestnictwo w wielu gremiach bardzo udanie łączył teorię z praktyką. Bezkompromisowy fachowiec potrafiący służyć radą m.in.: premierowi, ministrowi finansów, prezesowi NBP, prezesowi GUS. Profesor był uznanym autorytetem na forum międzynarodowym, jako członek International Association for Research in Income and Wealth, International Input-Output Association, European Studies Research Institute, University of Salford, a także jako konsultant i prelegent na konferencjach międzynarodowych. Pracował w Europejskiej Komisji Gospodarczej ONZ w Genewie, gdzie wdrażał m.in. system rachunków narodowych.

Przez wiele lat, jako Dyrektor Departamentu Rachunków Narodowych i Dyrektor Zakładu Badań Statystyczno-Ekonomicznych GUS i PAN, aktywnie współuczestniczył w kształtowaniu polskiego systemu statystycznego. Po zakończeniu pracy w tych instytucjach pomagał zmieniać polską statystykę, uczestnicząc w pracach Rady Statystyki i Naukowej Rady Statystyki.

Był pedagogiem i wychowawcą wielu pokoleń ekonomistów i statystyków. Pozostawił wiele znaczących publikacji z zakresu rachunków narodowych, ekonomii stosowanej, analiz społeczno-ekonomicznych i porównań międzynarodowych, które jeszcze przez lata będą kanonem „lektur obowiązkowych” dla młodych adeptów tych dziedzin (np. książka *Wiedza a wzrost gospodarczy* wydana w 2003 r. pod redakcją Profesora, opisująca wpływ wiedzy i nauki na rozwój gospodarczy).

W felietonach publikowanych nie tylko w czasopiśmie fachowych, ale również w prasie codziennej potrafił w prosty i przejrzysty sposób przedstawić trudne i złożone problemy z zakresu makroekonomii, przez co zagadnienia te stawały się zrozumiałe dla zwykłego czytelnika.

Leszek Zienkowski był także autorem wielu artykułów na łamach „WS”.

Odszedł Człowiek, który do ostatnich chwil pracował, pisał, tworzył, Człowiek, który pozostawił w statystyce i w nas głęboki ślad.

SPIS TREŚCI

STUDIA METODOLOGICZNE

<i>Agnieszka Pleśniak</i> — Wybór metody estymacji w budowie skali czynnikowej	1
<i>Bogusław Guzik</i> — Efektywność w standardowym modelu CCR-DEA przy zmianach rozmiaru zadania	17

BADANIA I ANALIZY

<i>Grażyna Ancyparowicz</i> — Pośrednictwo kredytowe w badaniach statystycznych	35
<i>Andrzej Młodak</i> — Zróżnicowanie kapitału ludzkiego na rynku pracy	53

STATYSTYKA REGIONALNA

<i>Elżbieta Sojka</i> — Migracje definitywne ludności woj. śląskiego w latach 1990—2007	69
---	----

STATYSTYKA MIĘDZYNARODOWA

<i>Iwona Roeske-Słomka</i> — Piramidy wieku ludności państw Unii Europejskiej	88
---	----

INFORMACJE. PRZEGLĄDY. RECENZJE

Konferencja <i>Procesy metropolizacyjne w teorii naukowej i praktyce</i> (oprac. <i>Artur Mikulec</i>)	102
Nowości wydawnicze GUS i urzędów statystycznych (wrzesień 2009 r.) (oprac. <i>Alina Świdorska</i>)	106
Informacja o sytuacji społeczno-gospodarczej kraju — I—III kwartał 2009 r. (oprac. <i>Departament Analiz i Opracowań Zbiorczych, GUS</i>)	110
Wspomnienie — Leszek Zienkowski (1923—2009)	115

CONTENTS

METHODOLOGICAL STUDIES

<i>Agnieszka Pleśniak</i> — Estimation method choice in the factor scale creation	1
<i>Bogusław Guzik</i> — Efficiency in the CCR-DEA standard model due to changes of a function size	17

SURVEYS AND ANALYSES

<i>Grażyna Ancyparowicz</i> — Credit intermediation in statistical surveys	35
<i>Andrzej Młodak</i> — Human capital diversification on the labour market	53

REGIONAL STATISTICS

<i>Elżbieta Sojka</i> — Migrations of the Śląskie Voivodship people in years 1990—2007	69
--	----

INTERNATIONAL STATISTICS

<i>Iwona Roeske-Słomka</i> — People age pyramids in the EU states	88
---	----

INFORMATION. REVIEWS. COMMENTS

Conference <i>Metropolization processes in the science theory and practice</i> (by <i>Artur Mikulec</i>)	102
New publications of the CSO of Poland and Regional Statistical Offices (September 2009) (by <i>Alina Świdorska</i>)	106
Information on the socio-economic situation of the country — I—III quarter 2009 (by <i>Analyses and Aggregated Studies Division, CSO</i>)	110
Obituary — Leszek Zienkowski (1923—2009)	115

TABLE DES MATIÈRES

ÉTUDES MÉTHODOLOGIQUES

<i>Agnieszka Pleśniak</i> — Choix de la méthode d'estimation relatif à la création de l'échelle factorielle	1
<i>Bogusław Guzik</i> — Efficacité du modèle standard CCR-DEA relative à la modification de l'importance de la tâche	17

ÉTUDES ET ANALYSES

<i>Grażyna Ancyparowicz</i> — Intermédiation de crédit à travers les enquêtes statistiques	35
<i>Andrzej Młodak</i> — Différenciation du capital humain sur le marché du travail	53

STATISTIQUES RÉGIONALES

<i>Elżbieta Sojka</i> — Migrations de la population dans les années 1990—2007	69
---	----

STATISTIQUES INTERNATIONALES

<i>Iwona Roeske-Słomka</i> — Pyramides d'âge de la population relatives aux pays de l'Union Européenne	88
--	----

INFORMATIONS. REVUES. COMPTE-RENDUS

Conférence <i>Processus de métropolisation—champ théorique et champ des pratiques</i> (par <i>Artur Mikulec</i>)	102
Nouveautés éditoriales du GUS et des offices statistiques régionaux (septembre 2009) (par <i>Alina Świdorska</i>)	106
Information sur la situation socio-économique du pays — I—III semestre 2009 (<i>Département d'Analyses et d'Études Agrégées, le GUS</i>)	110
Mention — Leszek Zienkowski (1923—2009)	115

СОДЕРЖАНИЕ

МЕТОДОЛОГИЧЕСКИЕ ИЗУЧЕНИЯ

<i>Агнешка Плесняк</i> — Выбор метода оценивания в разработке факторной шкалы	1
<i>Богуслав Гузик</i> — Эффективность в стандартной модели CCR-DEA при изменении размера задания	17

ОБСЛЕДОВАНИЯ И АНАЛИЗЫ

<i>Гражина Анцыпарович</i> — Кредитное посредничество в статистических обследованиях	35
<i>Анджей Млодак</i> — Дифференциация человеческого капитала на рынке труда	53

РЕГИОНАЛЬНАЯ СТАТИСТИКА

<i>Эльжбета Сойка</i> — Миграции населения силезского воеводства в 1990—2007 гг.	69
---	----

МЕЖДУНАРОДНАЯ СТАТИСТИКА

<i>Ивона Реске-Сломка</i> — Пирамиды возраста населения стран Европейского союза	88
--	----

ИНФОРМАЦИИ. ОБЗОРЫ. РЕЦЕНЗИИ

Конференция <i>Метрополизационные процессы в научной теории и на практике</i> (разраб. <i>Артур Микулец</i>)	102
Издательские новости ЦСУ и статистических управлений (сентябрь 2009 г.) (разраб. <i>Алина Свидерска</i>)	106
Информация о социально-экономическом положении страны в I—III квартале 2009 г. (разраб. <i>Отдел анализа и сводных разработок, ЦСУ</i>)	110
Воспоминание — Лешек Зенковски (1923—2009)	115

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, odstęp półtoręj 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. 0-22 608-32-89, t.walczak@stat.gov.pl),
dr Stanisław Paradysz (zastępca red. nacz.), prof. dr hab. Józef Zegar (zastępca red. nacz.,
tel. 0-22 826-14-28), inż. Alina Świdarska (sekretarz redakcji, tel. 0-22 608-32-25, a.swiderska@stat.gov.pl),
mgr Jan Berger (tel. 0-22 608-32-63), dr Marek Cierpiał-Wolan (tel. 0-17 853-26-35), mgr inż.
Anatol Kula (tel. 0-668231489), mgr Wiesław Łagodziński (tel. 0-22 608-30-57), dr Grażyna
Marciniak (tel. 0-22 608-33-54), prof. dr hab. Walenty Ostasiewicz (tel. 0-71 368-03-47), dr hab.
Krystyna Pruska (tel. 0-42 635-51-76), mgr Lucyna Przybylska (tel. 0-22 461-36-11), prof. dr hab.
Bogdan Stefanowicz (tel. 0-22 849-53-95), mgr Małgorzata Żyra (tel. 0-22 608-32-40)

REDAKCJA

al. Niepodległości 208, 00-925 Warszawa, gmach GUS, pok. 347, tel. 0-22 608-32-25
<http://www.stat.gov.pl/pts>

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

RADA PROGRAMOWA:

dr Halina Dmochowska (przewodnicząca, tel. 0-22 608-34-25), prof. dr hab. Czesław Domański,
mgr Małgorzata Fronk, prof. dr hab. Jan Kordos, dr Tomasz Pawlak, mgr Stanisława Szwałek,
dr Teresa Śmiłowska, prof. dr hab. Kazimierz Zajac

ZAKŁAD WYDAWNICTW STATYSTYCZNYCH



al. Niepodległości 208, 00-925 Warszawa, tel. 0-22 608-31-45.

Informacje w sprawach nabywania czasopism tel. 0-22 608-32-10, 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: 0-22 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.
