
KOLEGIUM REDAKCYJNE:

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

REDAKCJA

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

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

Wersja internetowa jest wersją pierwotną czasopisma.

RADA PROGRAMOWA:

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

ZAKŁAD WYDAWNICTW STATYSTYCZNYCH



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

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

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

Wydział Korekty pod kierunkiem Teresy Chmielewskiej, mgr Andrzej Kajkowski (wykresy).

Indeks 381306

WARUNKI PRENUMERATY REALIZOWANEJ PRZEZ RUCH S.A.

Prenumerata krajowa:

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

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

Prenumerata opłacana w złotych ze zleceniem wysyłki za granicę:

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

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

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

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

Warunkiem rozpoczęcia wysyłki prenumeraty jest dokonanie wpłaty na nasze konto.

Terminy przyjmowania wpłat na prenumeratę „WIADOMOŚCI STATYSTYCZNYCH”:

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

do 05.03 — na II kwartał roku bieżącego,

do 05.06 — na III kwartał roku bieżącego,

do 05.09 — na IV kwartał roku bieżącego.

STUDIA METODOLOGICZNE

Marcin MURASZEW

Algorytm ustalania arbitralnej aproksymacji całkowitoliczbowej wielowymiarowego wektora danych rzeczywistych w kontekście badań reprezentacyjnych

W praktyce statystycznej bardzo często wykorzystywany jest algorytm losowania jednostopniowego warstwowego bez zwracania. Jednym z głównych zadań stojących przed praktykami stosującymi ten schemat nie jest *de facto* sam proces wyboru próby, ale ustalenie tzw. alokacji, czyli przypisanie każdej warstwie liczby jednostek, które znajdą się w próbie. Do najczęściej stosowanych w GUS sposobów ustalania alokacji prób należy: alokacja proporcjonalna, schemat Neymana (Brach a, 1996; Zasępa, 1962, 1972) i metoda Lednickiego i Wieczorkowskiego (Lednicki, Wieczorkowski, 2003). Te metody prowadzą na ogół do uzyskania na wyjściu alokacji niebędącej wektorem liczb całkowitych. W kolejnym kroku wektor ten zostaje poprawiony przez przybliżenie kolejnych składowych liczbami całkowitymi. Nie ma ogólnej metodologii opisującej, w jaki sposób należy szukać takiego przybliżenia.

W artykule przedstawiam autorski algorytm służący do przybliżania całkowitoliczbowego w opisanym przypadkach. Opisałem tu praktyczne zastosowanie

algorytmu w kontekście zastosowania schematu losowania jednostopniowego warstwowego bez zwracania.

CZY ZAGADNIENIE PRZYBLIŻANIA CAŁKOWITOLICZBOWEGO JEST ISTOTNE Z PUNKTU WIDZENIA ZASTOSOWAŃ?

Jak już wspomniano, nie ma metodologii mówiącej o tym, w jaki sposób szukać przybliżenia całkowitoliczbowego alokacji. Naturalnym pomysłem jest przybliżenie w dół poprzez wzięcie największej liczby całkowitej nie większej od zadanej lub w górę — najmniejszej liczby całkowitej nie mniejszej od zadanej. Innym pomysłem jest przyjęcie, że na każdej składowej wektora alokacji dokonujemy przybliżenia poprzez wzięcie najbliższej liczby całkowitej. Stosuje się także tzw. przybliżenie losowe, polegające na dopisaniu wektora liczb losowych z rozkładu jednostajnego na przedziale $(0,1)$ i porównaniu składowych alokacji ze składowymi tego wektora. Jeśli mantysa składowej z wektora alokacji jest mniejsza od mantysy składowej z wektora liczb losowych, przybliżamy do liczby całkowitej w dół, jeśli większa — w górę.

Zauważmy, że każdy spośród wymienionych sposobów przybliżenia może powoduje zmianę sumy wektora. W niektórych przypadkach zmiana ta jest na tyle mała, że nie ma większego znaczenia. Szczególnie zachodzi to w przypadku, w którym ilość warstw jest relatywnie mała w stosunku do liczebności próby. Ma to miejsce w takich sytuacjach, kiedy 20000 jednostek alokowanych jest pomiędzy 100 warstw. Wówczas rozważania na temat wyboru sposobu przybliżenia całkowitoliczbowego pozostają bez istotnego znaczenia praktycznego. Nie jest przecież szczególnie istotne, w kontekście jakości badania, czy próba będzie liczyła 20000 jednostek czy 20020.

Problem przybliżenia całkowitoliczbowego staje się istotny w dwu przypadkach:

- 1) gdy warstwy są dosyć drobne, np. w sytuacji, gdy próba licząca 20000 alokowana jest pomiędzy 1000 warstw. Wówczas różnice wielkości próby, wynikające z wyboru przybliżenia, w skrajnych przypadkach mogą sięgać 500. Jest zatem istotne, czy wylosujemy 19500 czy 20500 jednostek;
- 2) gdy alokacja w warstwach musi być ustalona w ten sposób, aby w każdej warstwie liczba jednostek losowania była podzielna przez ustaloną liczbę, np. 13. Taka sytuacja ma miejsce w badaniach, w których losowane są próby kwartalne, a następnie dzielone są na 13 tygodni. Występuje to chociażby w BAEL czy badaniu transportu. Przyjmując w tym wypadku prostą metodę przybliżania całkowitoliczbowego¹, można znacząco odbiec od założenia co do wielkości próby.

¹ Problem znalezienia przybliżenia zadanego wektora liczb rzeczywistych w zbiorze wektorów o składowych podzielnych przez 13 w rzeczywistości prowadzi się do problemu przybliżenia całkowitoliczbowego. Wystarczy w tym celu składowe wyjściowego wektora podzielić przez 13, znaleźć przybliżenie całkowitoliczbowe, a następnie wynik pomnożyć przez 13.

ALGORYTM ZNAJDOWANIA ALOKACJI CAŁKOWITOLICZBOWEJ

Niech n oznacza liczebność próby, L — liczbę warstw, N_h — liczbę jednostek populacji w h -tej warstwie, $h = 1, 2, \dots, L$. Załóżmy, że mamy już znaleziony wektor liczb rzeczywistych $(x_1, \dots, x_L)$, w którym przy najmniej jedna składowa nie jest liczbą całkowitą, spełniający warunki:

$$1) \sum_{h=1}^L x_h = n,$$

$$2) 0 < x_h \leq N_h \text{ dla każdego } h = 1, 2, \dots, L.$$

Naszym zadaniem będzie znalezienie takiego wektora liczb naturalnych $(n_1, \dots, n_L)$, który spełnia warunki 1) i 2) oraz „jest bliski” wektorowi $(x_1, \dots, x_L)$. Mówiąc, że dwa wektory „są bliskie”, zawsze mamy na myśli pewną miarę tryk². Na potrzeby artykułu ustalmy, że będziemy szukać najbliższego elementu w świetle metryki l_1 , zwanej manhattańską lub miejską³.

Wektor $(n_1, \dots, n_L)$ spełniający warunki 1) i 2) uznamy zatem za wektor najbliższy wektorowi $(x_1, \dots, x_L)$, jeśli będzie on spełniał własność 3):

$$3) \text{ dla każdego wektora liczb naturalnych } (\tilde{n}_1, \dots, \tilde{n}_L), \text{ spełniającego warunki 1)}$$

$$\text{ i 2), zachodzi nierówność: } \sum_{h=1}^L |n_h - x_h| \leq \sum_{h=1}^L |\tilde{n}_h - x_h|.$$

Algorytm

Dla parametru $t \in [0, 1]$ oraz $x \in R$ zdefiniujemy funkcję φ_t w następujący sposób:

$$\begin{aligned} \varphi_t(x) &= \lfloor x \rfloor \text{ dla } x - \lfloor x \rfloor < t \\ \varphi_t(x) &= \lceil x \rceil \text{ dla } x - \lfloor x \rfloor \geq t \end{aligned}$$

Przez symbol $\lfloor \cdot \rfloor$ rozumiemy część z liczby, natomiast $\lceil x \rceil = \lfloor x \rfloor + 1$ dla x nie należącego do liczb całkowitych i $\lceil x \rceil = x$ dla x będącego liczbą całkowitą.

² W tym wypadku metrykę w przestrzeni R^L .

³ Odległość w tej metryce definiuje się zgodnie ze wzorem: $d((x_1, \dots, x_L), (y_1, \dots, y_L)) = \sum_{i=1}^L |x_i - y_i|$.

Zauważmy, że $\varphi_0(x) = \lceil x \rceil$, $\varphi_1(x) = \lfloor x \rfloor$, a $\varphi_{0,5}$ jest funkcją zaokrąglenia całkowitoliczbowego w górę. Następnie dla danego wektora liczb $(x_1, \dots, x_L)$ o własnościach 1) i 2) zdefiniujemy funkcję Ψ :

$$\Psi_{(x_1, \dots, x_L)}(t) = (\varphi_t(x_1), \dots, \varphi_t(x_L))$$

Oczywiście, dla każdego $t \in [0, 1]$ wartości funkcji $\Psi_{(x_1, \dots, x_L)}(t)$ są liczbami naturalnymi ze zbioru $\{0, \dots, N_1\} \times \dots \times \{0, \dots, N_L\}$. Pozostaje wybrać taki parametr

t , dla którego $\sum_{i=1}^L \varphi_t(x_i) = n$. Zauważmy, że $\sum_{i=1}^L \varphi_0(x_i) > n$ oraz $\sum_{i=1}^L \varphi_1(x_i) < n$, a przy tym funkcja $t \rightarrow \sum_{i=1}^L \varphi_t(x_i)$ jest funkcją schodkową, malejącą w swojej dziedzinie oraz stałą w przedziałach prawostronnie domkniętych. Można zatem znaleźć wartość t_0 taką, że w przedziale $[0, t_0]$ $\sum_{i=1}^L \varphi_t(x_i) \geq n$, natomiast w przedziale $(t_0, 1]$ $\sum_{i=1}^L \varphi_t(x_i) < n$. Ścisłe rzecz biorąc, t_0 określone jest wzorem:

$$t_0 = \max \left\{ t : \sum_{i=1}^L \varphi_t(x_i) \geq n \right\}$$

Teraz należy uwzględnić 2 przypadki:

1. $x_i - \lfloor x_i \rfloor \neq x_j - \lfloor x_j \rfloor$ dla każdych $i \neq j$, $i, j \in \{1, 2, \dots, L\}$. Sytuacja ta zdarza się najczęściej. Wówczas funkcja $t \rightarrow \sum_{i=1}^L \varphi_t(x_i)$ jest funkcją schodkową mającą tę własność, że każdy „uskok” tego schodka jest dokładnie równy 1. Dlatego szczególnie dla zdefiniowanego t_0 zachodzi równość $\sum_{i=1}^L \varphi_{t_0}(x_i) = n$. Zatem szukany wektor $(n_1, \dots, n_L)$ jest równy dokładnie wektorowi $(\varphi_{t_0}(x_1), \dots, \varphi_{t_0}(x_L))$.
2. Jeśli istnieją takie parametry $i \neq j$, $i, j \in \{1, 2, \dots, L\}$ że $x_i - \lfloor x_i \rfloor = x_j - \lfloor x_j \rfloor$, to w szczególności może zdarzyć się sytuacja, w której $\sum_{i=1}^L \varphi_{t_0}(x_i) > n$.

Zdefiniujmy k jako:

$$k = \sum_{i=1}^L \varphi_{t_0}(x_i) - n$$

Istnieje co najmniej k składowych wektora $(x_1, \dots, x_L)$ takich, że $x_i - \lfloor x_i \rfloor = t_0$.

Dla zdefiniowania wektora $(n_1, \dots, n_L)$ przyjmujemy $n_i = \varphi_{t_0}(x_i) - 1$ dla dowolnych k składowych, dla których spełniona jest własność $x_i - \lfloor x_i \rfloor = t_0$ oraz $n_i = \varphi_{t_0}(x_i)$ dla wszystkich pozostałych składowych.

Pozostaje jeszcze udowodnić, że znaleziony wektor $(n_1, \dots, n_L)$ spełnia własność 3). Korzystając z lematu umieszczonego na końcu artykułu oraz z następującej własności: $\varphi_t(x+k) = \varphi_t(x) + k$, dla $t \in (0,1)$, x — rzeczywistego, k — całkowitego, łatwo można pokazać, że $(n_1, \dots, n_L)$ istotnie spełnia własność 3).

$$\text{PRZYKŁAD FUNKCJI } t \rightarrow \sum_{i=1}^L \varphi_t(x_i)$$

A oto wykres funkcji $t \rightarrow \sum_{i=1}^L \varphi_t(x_i)$ przykładowego wektora liczb $(x_1, \dots, x_8)$, którego składowe są równe odpowiednio: 7,11; 8,28; 2,28; 13,49; 21,49; 15,57; 75,77; 30,9:

LEMAT

Dla danych liczb $t_1, \dots, t_L \in (0,1)$, spełniających warunek $t_1 + \dots + t_L = k$, dla pewnego k będącego liczbą naturalną, rozwiązaniem optymalnym w zbiorze:

$$X = \{(a_1, \dots, a_L) \in \{0,1\}^L : \sum_{i=1}^L a_i = k\}$$

czyli najbliższym punktowi $(t_1, \dots, t_L)$ ze względu na metrykę l_1 elementem ze zbioru X , jest rozwiązanie dane wzorem $(0, \dots, 0, 1, \dots, 1)$, gdzie zera są na pozycjach $1, 2, \dots, L-k$, a jedynki na pozycjach $L-k+1, \dots, L$. Będziemy to oznaczać $(0_1, \dots, 0_{L-k}, 1_{L-k+1}, \dots, 1_L)$

Dowód

Bez straty możemy założyć, że:

$$0 < t_1 \leq t_2 \leq \dots \leq t_L < 1$$

Wówczas dla wektora $(0_1, \dots, 0_{L-k}, 1_{L-k+1}, \dots, 1_L)$

$$d((t_1, \dots, t_L), (0_1, \dots, 0_{L-k}, 1_{L-k+1}, \dots, 1_L)) = t_1 + \dots + t_{L-k} + (1 - t_{L-k+1}) + \dots + (1 - t_L)$$

Dowolny ciąg $(a_1, \dots, a_L) \in X$ jest zatem ciągiem k jedynek i $L-k$ zer. Łatwo więc za uważać, że na pierwszy $L-k$ składowych i na ostatnich k składowych jest dokładnie tyle samo różnic względem wektora $(0_1, \dots, 0_{L-k}, 1_{L-k+1}, \dots, 1_L)$. Mówiąc ściślej, zbiory:

$$I = \{i = L-k+1, \dots, L : a_i = 0\}$$

oraz

$$\tilde{I} = \{i = 1, \dots, L-k : a_i = 1\}$$

są równoliczne.

Dla dowolnego zbioru S oznaczmy przez $\#$ liczebność zbioru S . Mamy:

$$p = \#I = \#\tilde{I} \text{ oraz } I = \{i_1, \dots, i_p\}, \tilde{I} = \{\tilde{i}_1, \dots, \tilde{i}_p\}.$$

Dla dowolnej pary $(i, \tilde{i}) \in I \times \tilde{I}$ zachodzi nierówność $t_i \geq t_{\tilde{i}}$, czyli:

$$t_{\tilde{i}} + (1 - t_i) \leq 1 \text{ oraz } (1 - t_{\tilde{i}}) + t_i \geq 1 \quad (1)$$

Stąd:

$$\begin{aligned} d((t_1, \dots, t_L), (a_1, \dots, a_L)) &= [t_1 + \dots + t_{L-k} + (1 - t_{L-k+1}) + \dots + (1 - t_L)] + \\ &- [t_{i_1} + (1 - t_{i_1}) + \dots + t_{i_p} + (1 - t_{i_p})] + [(1 - t_{\tilde{i}_1}) + t_{i_1} + \dots + (1 - t_{\tilde{i}_p}) + t_{i_p}] = \\ &= d((t_1, \dots, t_L), (0_1, \dots, 0_{L-k}, 1_{L-k+1}, \dots, 1_L)) - A + B \end{aligned}$$

przy czym:

$$A = t_{i_1} + (1 - t_{i_1}) + \dots + t_{i_p} + (1 - t_{i_p})$$

$$B = (1 - t_{i_1}) + t_{i_1} + \dots + (1 - t_{i_p}) + t_{i_p}$$

Aby zakończyć dowód wystarczy zauważyć, że $A \leq p$ i $B \geq p$, co wynika bezpośrednio z (1).

Podsumowanie

W artykule przedstawiono algorytm znajdowania wektora liczb całkowitych o zadanej sumie elementów najbliższego danemu wektorowi liczb rzeczywistych w świetle metryki l_1 . Udowodniono, że wektor liczb całkowitych znaleziony za pomocą algorytmu jest istotnie elementem optymalnym w zbiorze wektorów liczb całkowitych o zadanej sumie składowych. Przedstawiony algorytm stosowany jest przez autora w celu ustalania alokacji próby w badaniu transportu i zaimplementowany w języku R.

mgr Marcin Muraszew — GUS

LITERATURA

- Bracha C. (1996), *Teoretyczne podstawy metody reprezentacyjnej*, PWN, Warszawa
Lednicki B., Wieczorkowski R. (2003), *Optymalna alokacja próby pomiędzy subpopulacje i warstwy*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 10, GUS, Warszawa
Zasępa R. (1962), *Teoretyczne podstawy metody reprezentacyjnej*, PWE, Warszawa
Zasępa R. (1972), *Metoda reprezentacyjna*, PWE, Warszawa

SUMMARY

The Author presents his algorithm to find the next vector of long integers of a given element sum to a given vector of real numbers under metric l_1 . Practical algorithm applications in the context of the unit stage stratified sampling without replacement are described in the article. It is proved that the vector of long integers found by algorithm is an optimal element in a vector file of the given component sum. The presented algorithm is applied by the Author to fix the sample allocation in transportation surveys and is implemented in R language.

РЕЗЮМЕ

Статья представляет составленный автором алгоритм определения самого близкого вектора целых чисел с поданной суммой элементов, для поданного вектора вещественных чисел в свете метрики l_1 . В статье описывается практическое использование алгоритма в контексте использования схемы одноступенчатой слоевой выборки без возвращения. Было доказано, что вектор полных чисел определенный с помощью алгоритма действительно является оптимальным элементом в множестве векторов целых чисел с предварительно определенной суммой компонентов. Представленный алгоритм используется автором для установления способа выборки в обследовании транспорта и осуществлена в языке R.

Waldemar FLORCZAK

Produktywność czynników wzrostu PKB

Pytanie o determinanty łącznej produktywności czynników produkcji jest pytaniem o perspektywy długookresowego wzrostu dobrobytu społeczeństw. Zgodnie z ustaleniami neoklasycznej teorii wzrostu, akumulacja bezpośrednich czynników produkcji — pracy i kapitału rzeczowego — nie może prowadzić do permanentnego przyrostu produkcji *per capita*. Również według podstawowych ustaleń rozwoju zrównoważonego, jedynie z sekularnym wzrostem efektywności procesów produkcyjnych można wiązać nadzieję na rozwiązanie palących problemów ekologicznych świata współczesnego (Florczak, 2007a).

W artykule dokonano kwantyfikacji wpływu łącznej produktywności czynników produkcji (*total factor productivity* — *TFP*), na długookresowy wzrost gospodarczy. Ponadto podjęto próbę objaśnienia wariancji *TFP* poprzez wykorzystanie ekonometrycznego modelu regresji wielorakiej. W celu zapewnienia interpretowalności wyników w kategoriach długookresowej relacji podaźowej, przy wyznaczaniu wielkości *TFP* wykorzystano efektywne nakłady pracy i kapitału. Konieczny okazał się przy tym szacunek produkcji potencjalnej, która pośrednio — poprzez współczynnik wykorzystania mocy wytwórczych — posłużyła do wyznaczenia efektywnej wielkości kapitału.

PRODUKCJA POTENCJALNA A ŁĄCZNA PRODUKTYWNOŚĆ CZYNNIKÓW PRODUKCJI

Łączną produktywność czynników produkcji można utożsamiać z długookresową makroekonomiczną efektywnością produkcji, jeśli założyć, że cykliczne wahania produktywności dają się wyjaśnić poprzez modyfikację intensywności wykorzystania bezpośrednich czynników produkcji. Natomiast pominięcie skutków zmian w stopniu wykorzystania czynników produkcji prowadzi do sytuacji, w której *TFP* — wyznaczone w sposób klasyczny jako reszta Solowa — skupia w sobie trudne do rozszczepienia efekty oddziaływania czynników krótko- (zwykle popytowych) i długookresowych (zwykle podażowych). W konsekwencji uzyskiwane oszacowania *TFP* mogą charakteryzować się zarówno bardzo wysoką zmiennością, przewyższającą nawet zmienność produkcji/PKB, jak i występowaniem licznych obserwacji o bardzo wysokich spadkach/wzrostach. Jednakże w długim okresie należałoby się spodziewać trwałego wzrostu makroekonomicznej efektywności gospodarowania, głównie za sprawą akumulacji kapitału wiedzy. Z kolei fakt, że makroekonomiczną efektywność gospodarowania determinują również inne czynniki, poza kapitałem wiedzy, sprawia, iż długookresowy wzrost łącznej produktywności czynników produkcji nie jest przesądzony. Kluczową kwestią pozostaje ustalenie stopnia wykorzystania mocy wytwórczych.

Pomimo że pojęcie produkcji potencjalnej jest często wykorzystywane w analizach ekonomicznych wśród ekonomistów nie ma jednomyślności ani co do definicji, ani sposobu pomiaru tej kategorii. Generalnie, w zakresie definicyjnym wyróżnić można trzy podejścia (Gibbs, 1995): pierwsze utożsamia produkcję potencjalną z maksymalną wielkością produkcji, możliwą do wytworzenia przy założeniu pełnego wykorzystania wszystkich czynników produkcji. Definicji tej odpowiada ukryte założenie, że gospodarka rozwija się permanentnie poniżej swoich możliwości wytwórczych, a produkcja potencjalna jest zawsze wyższa albo co najmniej równa, produkcji zrealizowanej.

Według podjęcia drugiego produkcja potencjalna oznacza produkcję uzyskiwaną nie przy pełnym, ale przy przeciętnym wykorzystaniu czynników produkcji. W tym rozumieniu stopień wykorzystania mocy wytwórczych może w krótkim okresie przekraczać nawet 100%, gdyż wybrane czynniki produkcji mogą być przejściowo wykorzystane powyżej swego długookresowego trendu.

I wreszcie trzecie, zgodnie z definicją przyjętą przez instytucje finansowe, produkcja potencjalna to maksymalny, możliwy do uzyskania poziom produkcji nieprowadzący do presji inflacyjnej, a w konsekwencji do wzrostu bądź to inflacji (*NAIRU*, *non-accelerating inflation rate of unemployment*), bądź płac (*NAWRU*, *non-accelerating wages rate of unemployment*), przy ustalonej stopie tzw. bezrobocia naturalnego. Również w tym przypadku stopień wykorzystania mocy wytwórczych może przekraczać 100%.

Kardynalna zatem różnica pomiędzy podejściem pierwszym a drugim i trzecim zasadza się na postrzeganiu w nich tzw. luki produkcyjnej, czyli różnicy

między produkcją potencjalną a faktyczną. W pierwszym przypadku luka ta jest zawsze nieujemna, co stanowi uzasadnienie dla podejmowania odpowiednich działań z zakresu polityki makroekonomicznej, tym bardziej zdecydowanych, im owa luka jest wyższa. Przypadkom drugiemu i trzeciemu odpowiada natomiast założenie, że gospodarka w długim okresie rozwija się w sposób efektywny, oscylując wokół, nie zaś permanentnie pozostając poniżej swojej długookresowej krzywej możliwości produkcyjnych. O ile w pierwszym przypadku, w wyniku trafnych decyzji i działań z zakresu polityki makroekonomicznej, można uzyskać trwały wzrost produkcji, o tyle w przypadku drugim analogiczne działania mogą co najwyżej zmniejszyć wariację (cykliczność), nie zaś podwyższyć na trwałe poziom produkcji.

Fakt występowania i stosowania w badaniach empirycznych aproksymant produkcji potencjalnej według jednej z tych koncepcji świadczy o tym, że żadna z nich nie uzyskała w stosunku do pozostałych statusu koncepcji wiodącej. W praktycznych zastosowaniach kwantyfikacja wpływu zmian produkcji potencjalnej na kształtowanie się określonego regresanta (np. inflację, produkcję faktyczną czy łączną produktywność czynników produkcji) jest najczęściej dokonywana poprzez szacunki odpowiedniej elastyczności. W rezultacie, dla oszacowań wartości teoretycznych zmiennych objaśnianych, w takich regresjach bardziej istotny okazuje się nie tyle sam poziom produkcji potencjalnej, ile jej dynamika. Ta ostatnia zaś może być zbliżona w aproksymantach produkcji potencjalnej, uzyskiwanych według odmiennych definicji i procedur pomiaru.

Zbiór dostępnych procedur wyznaczania produkcji potencjalnej jest zależny od przyjętej definicji i obejmuje m.in. takie metody, jak (Gibbs, 1995; St-Amant, van Norden, 1997):

- a) dla produkcji potencjalnej według definicji pierwszej: metodę trendu przez szczyty, metodę współczynnika kapitałochłonności (metoda Whartona) czy metody funkcji produkcji,
- b) dla produkcji potencjalnej według definicji drugiej: metodę trendu, filtr Hodricka-Prescotta czy metody filtrowania wielowymiarowego (Laxton, Tetlow, 1992),
- c) dla produkcji potencjalnej według definicji trzeciej: metodę Okuna, metody filtrowania wielowymiarowego (Butler, 1996), metodę VAR czy metodę VECM (Gradzewicz, Kolasa, 2004).

W naszym badaniu do wyznaczenia wielkości produkcji potencjalnej wykorzystano metodę Whartona według procedury zaproponowanej przez Oguchiego (2004). Zdecydowano się więc na przyjęcie koncepcji produkcji potencjalnej według definicji pierwszej. Za taką decyzją przemawiają następujące argumenty:

- po pierwsze, według teorii wzrostu endogenicznego istnieje możliwość ustawicznego zwiększania makroekonomicznej efektywności gospodarowania dzięki akumulacji kapitału wiedzy (Florczak, 2009a). W ramach teorii neoklasycznych możliwości sekularnego zwiększenia efektywności makroekonomicznej upatrywać należy zaś w dążeniu do ograniczania/eliminacji zawodności rynku oraz negatywnych efektów zewnętrznych lub/i intensyfikacji

działań na rzecz stymulacji procesów wywołujących pozytywne efekty zewnętrzne;

- po drugie, w większości badań nad realną sferą gospodarki dominują miary produkcji potencjalnej konstruowane według definicji pierwszej.

Ponadto, z punktu widzenia procesów realnych, trudno uznać poziom naturalnej stopy bezrobocia rzędu dwudziestu kilku procent za wyznaczający długookresowy poziom równowagi, co *implicite* jest czynione, jeśli koncepcję produkcji potencjalnej oprzeć na definicji drugiej lub trzeciej.

EFEKTYWNE CZYNNIKI PRODUKCJI A WZROST GOSPODARCZY

W odniesieniu do sposobu szacunku produkcji potencjalnej zdecydowano się na metodę wskaźnika kapitałochłonności przede wszystkim ze względu na przejrzystość procedury pomiaru. Ponadto, w odróżnieniu od metody trendu przez szczyty, wyniki uzyskiwane metodą Whartona są mało wrażliwe na zmiany długości próby, zaś zastosowanie metody funkcji produkcji wiąże się z podjęciem kilku arbitralnych decyzji. Co więcej, zastąpienie liczby pracujących liczbą przepracowanych roboczogodzin pozwala *explicite* uwzględnić stopień efektywnego zaangażowania tego czynnika w procesie produkcyjnym. Fakt ten sprawia, że wyznaczając wielkość łącznej produktywności czynników produkcji według standardowej formuły reszty Solowa:

$$TFP = \frac{Y}{K^\alpha L^{1-\alpha}} \quad (1)$$

gdzie:

TFP — łączna produktywność czynników produkcji,

Y — produkcja (PKB),

K — kapitał rzeczowy,

L — praca,

α — elastyczność produkcji względem kapitału rzeczowego,

eliminuje się obciążenie wynikające z wykorzystania „surowych” (zakładających niezmienność stopnia ich wykorzystania) agregatów pracy i kapitału rzeczowego.

Zastosowanie metody Whartona obejmuje kilka etapów (Oguchi, red., 2004):

1. Utworzenie szeregu czasowego opisującego kształtowanie się kapitałochłonności produkcji w okresie nie krótszym niż objęty analizą (K/Y , K — majątek produkcyjny, Y — wielkość produkcji).
2. Oszacowanie parametrów równania trendu:

$$K_t / Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 T_t + \varepsilon_t$$

gdzie:

T — trend liniowy,
 ε — składnik losowy.

3. Zamianę wartości wyrazu wolnego w równaniu z punktu 2, tak aby uzyskać linię trendu styczną do empirycznej krzywej kapitałochłonności jedynie w jednym, dolnym, punkcie (wykr. 1).
4. Obliczenie wartości potencjalnych współczynników kapitałochłonności, które leżą na prostej wyznaczonej w punkcie 3, przy wykorzystaniu funkcji trendu:

$$K_t^* / Y_t^* = \hat{\alpha}_0^* + \hat{\alpha}_1 T_t$$

gdzie:

K_t^* / Y_t^* — potencjalne współczynniki kapitałochłonności,
 $\hat{\alpha}_0^*$ — oszacowanie wyrazu wolnego, uzyskane w punkcie 2.

5. Wyznaczenie wielkości produkcji potencjalnej według wzoru:

$$Y_t^* = K_t / (K_t^* / Y_t^*)$$

6. Obliczenie współczynnika wykorzystania mocy wytwórczych, $WWM_t = Y_t / Y_t^*$ oraz wyznaczenie efektywnej wielkości kapitału rzeczowego:

$$KE_t = WWM_t \cdot K_t$$

Przyjmując standardowe założenie o jednorodności bezpośrednich czynników produkcji oraz zakładając, że $\alpha = 0,5$ (Welfe, red., 2001, 2009; Gradzewicz, Kolasa, 2004), oszacowanie łącznej produktywności czynników produkcji otrzymano według wzoru:

$$TFPE_t = \frac{Y_t}{KE_t^{0,5} LE_t^{0,5}} \quad (2)$$

gdzie:

$TFPE_t$ — efektywny poziom łącznej produktywności czynników produkcji,
 Y_t — PKB,
 KE_t — efektywny wolumen kapitału rzeczowego: $KE_t = WWM_t \cdot K_t$
(WWM_t — współczynnik wykorzystania mocy produkcyjnych wyznaczony metodą Whartona, K_t — księgowa wartość kapitału rzeczowego),

LE_t — efektywne nakłady pracy: $LE_t = L_t \cdot AVH_t$ (L_t — liczba pracujących, AVH_t — przeciętny przepracowany czas na pracującego).

Na wyk. 1 przedstawiono kształtowanie się empirycznych i potencjalnych współczynników kapitałochłonności uzyskanych metodą Whartona, zaś wyk. 2 przedstawia wartość produkcji potencjalnej i stopień wykorzystania mocy wytwórczych.

Wprowadzenie do funkcji produkcji zagregowanych czynników produkcji bez poprawki na efektywność ich wykorzystania niesie za sobą daleko idące następstwa dla szacunku łącznej produktywności tych czynników. Wynika to z różnej dynamiki nieskorygowanych i efektywnych nakładów tych czynników, co ilustruje wyk. 3.

Na wyk. 4 przedstawiono procentowe tempo wzrostu łącznej produktywności czynników produkcji w dwóch wariantach:

- 1) dla nieskorygowanych nakładów czynników produkcji (wzór 1) oraz
- 2) dla efektywnych nakładów czynników produkcji (wzór 2).

Poprawka na stopień wykorzystania czynników produkcji prowadzi do zgodnych z oczekiwanymi skutków dla szacunku łącznej produktywności czynników produkcji. Efektywne *TFP* charakteryzuje się mniejszą zmiennością, wykazując, średnio rzecz biorąc, niższe spadki i jednocześnie niższe wzrosty od *TFP* nieskorygowanego (tabl. 1). Jest to konsekwencją znacznych różnic w tempie wzrostu bezpośrednich czynników produkcji w wariantach bez i z uwzględnieniem stopnia ich efektywnego wykorzystania.

Rozbiór informacji zawartych w tabl. 1 prowadzi do szeregu interesujących wniosków, ograniczonych tutaj jedynie do porównania lat funkcjonowania gospodarki nakazowo-rozdzielczej z okresem gospodarki transformowanej/rynkowej.

Po pierwsze, transformacja systemowa skutkowała jakościowym wzrostem efektywności makroekonomicznej gospodarki polskiej, o czym świadczy ponad dwukrotnie wyższe średnie tempo wzrostu efektywnej łącznej produktywności czynników produkcji (*TFPE*) w latach 1990—2005 w porównaniu z okresem poprzedniego systemu ekonomicznego (1,807, wobec 0,792).

Po drugie, głównym czynnikiem wzrostu w gospodarce centralnie sterowanej były wysokie nakłady inwestycyjne, w efekcie czego następował szybki przyrost majątku rzeczowego. Jednakże stopień jego wykorzystania był znacznie niższy niż w gospodarce rynkowej, co pokazuje średnie tempo wzrostu kapitału rzeczowego, odpowiednio dla wariantu A i B. Dla gospodarki rynkowej tempo wzrostu efektywnego kapitału — wariant B — jest bowiem o blisko 0,5 p.proc. wyższe od tempa wzrostu kapitału „zaksięgowanego” (1,778, wobec 1,300), podczas gdy dla poprzedniego systemu tempo jest nieomal identyczne (2,262, wobec 2,236).

**TABL. 1. ŚREDNIOROCZNE, PROCENTOWE TEMPO WZROSTU PKB
ORAZ BEZPOŚREDNICH CZYNNIKÓW PRODUKCJI I TFP^a**

L a t a	Wariant A				Wariant B			
	PKB	TFP	K	L	PKB	TFPE	KE	LE
1971—1975	8,816	4,855	2,868	0,885	8,816	2,976	5,226	0,423
1976—1980	0,771	-2,691	3,156	0,390	0,771	-0,527	1,191	0,112
1981—1984	-1,133	-2,120	1,256	-0,244	-1,133	-0,564	0,177	-0,748
1985—1989	2,803	1,389	1,481	-0,085	2,803	1,049	2,103	-0,360
1990—1995	-0,633	0,273	0,852	-1,740	-0,633	1,483	0,333	-2,409
1996—2000	5,296	3,549	2,009	-0,317	5,296	2,070	3,237	-0,074
2001—2005	3,008	2,412	1,133	-0,545	3,008	1,934	2,075	-1,000
1971—2005	2,668	1,132	1,807	-0,283	2,668	1,254	2,040	-0,631
1971—1989	2,956	0,443	2,236	0,261	2,956	0,792	2,262	-0,112
1990—2005	2,327	1,956	1,300	-0,924	2,327	1,807	1,778	-1,244

^a Opracowanie stanowi fragment badania związanego z modelowaniem zrównoważonego rozwoju gospodarki polskiej w aspektach społeczno-ekonomicznych i demograficznych. Efektem tych prac są liczne autorskie publikacje, w których zakres próby statystycznej obejmuje jednolicie lata 1970—2005. Umożliwia to spojrzenie na problematykę rozwoju zrównoważonego poprzez pryzmat wzajemnych powiązań pomiędzy kluczowymi jego aspektami. W ramach grantu MNiSW prowadzone są badania nad rozwojem zrównoważonym, w których uwzględnione zostaną najnowsze dostępne dane statystyczne.

U w a g a. Wariant A bez poprawek na stopień wykorzystania czynników produkcji (wzór 1). Wariant B z poprawkami na stopień wykorzystania czynników produkcji (wzór 2).

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

Po trzecie, w całym okresie analizy mieliśmy do czynienia ze spadkiem efektywnych nakładów pracy, chociaż w okresie gospodarki nakazowo-rozdziałowej spadek ten był nieznaczny, zaś dla okresu gospodarki transformowanej — bardzo wysoki. Ponadto w gospodarce socjalizmu realnego spadek wynikał z redukcji średniego czasu pracy, nie zaś zmniejszenia liczby pracujących. Natomiast w latach 1990—2005 odnotowano zarówno zmniejszenie liczby pracujących, jak i średniej długości przepracowanego czasu.

DETERMINANTY ŁĄCZNEJ PRODUKTYWNOŚCI CZYNNIKÓW PRODUKCJI — PRÓBA KWANTYFIKACJI

Pośrednie czynniki produkcji, które wpływają na wielkość produkcji poprzez łączną produktywność, a zatem decydują o efektywności gospodarowania w skali makro, są bardzo liczne (Welfe, red., 2007; Zienkowski, red., 2003; Sala-i-Martin, 1997).

W artykule zrezygnowano zarówno z teoretycznego uzasadnienia doboru konkretnych zmiennych objaśniających długookresową łączną produktywność czynników produkcji, jak i z przedstawienia szczegółów metodologicznych związanych z konstrukcją wybranych zmiennych. Komentarz wraz z opisem niuansów metodologicznych znajduje się w pozycjach literatury cytowanych przy poszczególnych zmiennych. Nadmienić tu należy jedynie, że zaproponowana lista jest wyrazem kompromisu pomiędzy koniecznością uwzględnienia jak najszerszego spektrum adekwatnych czynników determinujących łączną produktywność czynników produkcji a obiektywnymi ograniczeniami związanymi z dostępnością danych dla gospodarki narodowej w okresie objętym analizą (Florczak, 2003, 2006a).

Warto podkreślić, że zaproponowana lista potencjalnych determinantów *TFPE* wychodzi poza spektrum tradycyjnych czynników ekonomicznych, obejmując uwarunkowania społeczne i demograficzne (kapitał społeczny czy nierówności ekonomiczne). Nie ulega bowiem wątpliwości, iż w długim okresie wzrost gospodarczy jest również funkcją licznych uwarunkowań pozaekonomicznych (Putnam, 1993; Bjoernskov, 2006; Kołodko, 2008). Wykorzystanie szerokiego zbioru regresorów pozwala na precyzyjną ocenę rzeczywistego oddziaływania analizowanych zmiennych na wzrost gospodarczy, gdyż trudno w takim przypadku mówić o obciążoności estymatorów, spowodowanej pominięciem potencjalnie istotnych zmiennych. Dodajmy również, że w badaniu celowo nie dokonano gradacji znaczenia poszczególnych czynników dla objaśnienia łącznej produktywności czynników produkcji, wychodząc z założenia, iż przesądzić o tym powinno badanie empiryczne. W konsekwencji do szacunku parametrów strukturalnych efektywnej łącznej produktywności czynników produkcji (*TFPE*) zastosowano metodę regresji krokowej w wersji *backward*, której procedura postępowania jest analogiczna do strategii modelowania od ogółu do szczegółu.

W badaniu ograniczono się do szacowania parametrów relacji długookresowej. Uzyskane rezultaty poddano pełnej weryfikacji statystycznej. W doborze narzędzi diagnostycznych kierowano się koniecznością sprawdzenia podstawowych własności statystycznych uzyskanych oszacowań, z uwzględnieniem realizacji tzw. schematu Gaussa-Markowa (Welfe, 2003). Ze względu na ograniczenia natury technicznej pominięto szczegóły metodologiczne związane z konstrukcją odpowiednich miar i testów. Ich opis Czytelnik znajdzie w każdym współczesnym podręczniku do teorii ekonometrii (Greene, 1993; Welfe, 2003).

W celu pomiaru stopnia objaśnienia wariancji zmiennej regresanta posłużono się wartością $\bar{R}^2$ skorygowanego współczynnika determinacji. Wartość *MAPE*, średniego absolutnego błędu procentowego, informuje o dokładności dopasowania wartości teoretycznych do wartości empirycznych zmiennej objaśnianej modelem. Hipotezę o sferyczności składnika losowego zweryfikowano wykorzystując test Durbina-Watsona oraz test White'a, obliczając odpowiednią wartość statystyki testu D-W oraz krytyczny poziom istotności dla testu White'a. Hipoteza normalności rozkładu zweryfikowana została przy użyciu testu Jarque-Bera, dla którego wyznaczono krytyczny poziom istotności.

Do weryfikacji hipotezy o stabilności parametrów strukturalnych wykorzystano test Harveya-Colliera, dodatkowo zaś obliczono krytyczny poziom istotności testu RESET. Stacjonarność składnika losowego zweryfikowana została przy użyciu rozszerzonego testu Dickey-Fullera, ADF. I wreszcie, stosując statystykę *F*, zweryfikowano hipotezę o braku istotności wpływu zmiennych objaśniających występujących w wersjach wyjściowych równań, ale pominiętych w równaniach końcowych, tzn. w równaniach z restrykcjami zerowymi nałożonymi na odpowiednie parametry.

Lista regresorów równania długookresowej (wzór 2) łącznej produktywności czynników produkcji objęła następujące czynniki (w nawiasach podano oczeki-

wany, zgodny z przesłankami teoretycznymi, kierunek zależności pomiędzy daną zmienną objaśniającą a regresantem):

- X_1 — kapitał ludzki, *HLEXP* (+), obejmujący wszystkie kluczowe cechy tej kategorii, a zatem przeciętny poziom wykształcenia, doświadczenia zawodowego i kondycji zdrowotnej pracujących (Florczak, 2006b, 2007b, 2009d);
- X_2 — skumulowane krajowe nakłady na badania i rozwój (w skrócie B+R), *BIRKS* (+), utworzone według metodologii omówionej w *Postęp techniczny* (Florczak, Sabanty, Welfe 2001);
- X_3 — skumulowane zagraniczne nakłady na B+R, *BIRMS* (+), utworzone według metodologii zaproponowanej przez Coego-Helpmana (1995), a także Florczak, Welfe, Sabanty (2001);
- X_4 — udział sektora usług w PKB, *XIPXP* (–), w celu neutralizacji wpływu zmian struktury produkcji na jej efektywność (Oguchi, 2004);
- X_5 — udział eksportu w PKB, *EXPP* (+), jako miara otwartości i konkurencyjności gospodarki polskiej (Miller, Upadhyay, 2000);
- X_6 — udział bezpośrednich inwestycji zagranicznych w PKB, *FDIXP* (+), aproksymujący napływ zagranicznego *know how* (Borensztein, Gregorio, Lee, 1998);
- X_7 — relacja krajowego PKB *per capita* do PKB *per capita* w USA, *XPLUSA* (–), jako miara odległości technologicznej gospodarki Polski do światowego lidera, odpowiadająca za efekt konwergencji (Engelbrecht, 1997, 2002);
- X_8 — społeczne koszty przestępczości *per capita* (Florczak, 2009b; Sztudynger, 2009), *VCRIME* (–), jako aproksymanta oddziaływania kapitału społecznego na efektywność gospodarczą;
- X_9 — relacja liczby rozwodów do liczby nowo zawieranych małżeństw, *ROZW* (–), jako uzupełniająca aproksymanta oddziaływania kapitału społecznego na efektywność gospodarczą (Sztudynger, 2009);
- X_{10} — współczynnik nierówności ekonomicznych, *GINI* (?), mierzony nierównomiernością rozkładu płac (Kumor, 2008);
- X_{11} — jednopodstawowy indeks ogólnego poziomu cen, *PX* (–), w celu pomiaru efektów inflacji na efektywność gospodarczą (Miller, Upadhyay, 2000);
- X_{12} — udział osób w wieku produkcyjnym do ogólnej liczby ludności, *DEP* (+), w celu objaśnienia wpływu struktury demograficznej na aktywność gospodarczą (Florczak, 2008);
- X_{13} — udział osób zmieniających miejsce zamieszkania w liczbie osób ogółem, *RMS* (+), jako miara mobilności przestrzennej siły roboczej (Roszkowska, 2009);
- X_{14} — skala interwencjonizmu państwowego, aproksymowana udziałem dochodów budżetu państwa w PKB, *BYPXP* (?) (Temple, 1998; Borensztein, Gregorio, Lee, 1998; Barro, 2001).

Zakładając logarytmiczną postać funkcyjną, standardowo przyjmowaną w badaniach nad determinantami wzrostu, oszacowano parametry strukturalne równania:

$$\ln TFPE_t = \alpha_0 + \alpha_i \sum_{i=1}^{14} \alpha_i \ln X_{it} + \varepsilon_t \quad (3)$$

gdzie X_i — wymienione zmienne objaśniające.

Ze względu na fakt, że dane dotyczące nakładów na B+R, zarówno krajowych jak i zagranicznych, dostępne były dopiero od roku 1973, estymację parametrów równania (3) przeprowadzono na podstawie danych dla okresu 1973—2005. Ponadto specyfikację uzupełniono o zmienne zero-jedynkowe (dla lat 1980—1983 oraz 1991 i 1992), neutralizujące wpływ występowania „wąskich gardeł” w ciągach technologicznych początku lat 80. oraz trwałego braku rentowności w okresie recesji transformacyjnej na początku lat 90. (Florczak, Welfe, 2001).

Współczynniki korelacji pomiędzy zmiennymi objaśniającymi równania łącznej produktywności czynników produkcji, wraz z przytoczeniem stopnia zintegrowania wszystkich zmiennych użytych w badaniu (test ADF), zawarto w tabl. 2. Wyniki szacunku parametrów równania (3) przedstawiono w tabl. 3 pod nazwą „wariant [1]”. Wariant [2] zawiera natomiast rezultaty specyfikacji z restrykcjami zerowymi względem użytych w wariancie [1] zmiennych zero-jedynkowych.

TABL. 2. WSPÓŁCZYNNIKI KORELACJI ZMIENNYCH RÓWNANIA ŁĄCZNEJ PRODUKTYWNOŚCI CZYNNIKÓW PRODUKCJI

Zmienne	1	2	3	4	5	6	7	8
$\ln TFPE$	1,000	0,905	-0,440	0,822	0,841	-0,114	0,802	0,737
$\ln HLEXP$	0,905	1,000	-0,374	0,604	0,942	-0,468	0,910	0,872
$\ln BIRKS$	-0,440	-0,374	1,000	-0,662	-0,330	-0,073	-0,551	-0,225
$\ln BIRMSW$	0,822	0,604	-0,662	1,000	0,532	0,283	0,581	0,418
$\ln XIPXP$	0,841	0,942	-0,330	0,532	1,000	-0,574	0,939	0,741
$\ln XPLUSA$	-0,114	-0,468	-0,073	0,283	-0,574	1,000	-0,573	-0,369
$\ln VCRIME$	0,802	0,910	-0,551	0,581	0,939	-0,573	1,000	0,690
$\ln ROZ$	0,737	0,872	-0,225	0,418	0,741	-0,369	0,690	1,000
$\ln EXPP$	0,755	0,507	-0,423	0,898	0,434	0,282	0,451	0,324
$\ln FDIXP$	0,834	0,833	-0,428	0,713	0,793	-0,208	0,791	0,673
$\ln RMS$	-0,686	-0,897	0,275	-0,307	-0,931	0,769	-0,923	-0,764
$\ln GINI$	0,921	0,903	-0,536	0,770	0,895	-0,253	0,888	0,750
$\ln DEP$	0,895	0,801	-0,274	0,764	0,681	0,051	0,603	0,698
$\ln PX$	0,747	0,913	-0,297	0,406	0,957	-0,722	0,942	0,723
$\ln BYXP$	-0,775	-0,937	0,390	-0,450	-0,904	0,616	-0,905	-0,823

TABL. 2. WSPÓŁCZYNNIKI KORELACJI ZMIENNYCH RÓWNANIA ŁĄCZNEJ PRODUKTYWNOŚCI CZYNNIKÓW PRODUKCJI (dok.)

Zmienne	9	10	11	12	13	14	15	ADF
lnTFPE	0,755	0,834	-0,686	0,921	0,895	0,747	-0,775	I(1)
lnHLEXP	0,507	0,833	-0,897	0,903	0,801	0,913	-0,937	I(1)
lnBIRKS	-0,423	-0,428	0,275	-0,536	-0,274	-0,297	0,390	I(1)
lnBIRMSW	0,898	0,713	-0,307	0,770	0,764	0,406	-0,450	I(1)
lnXIPXP	0,434	0,793	-0,931	0,895	0,681	0,957	-0,904	I(1)
lnXPLUSA	0,282	-0,208	0,769	-0,253	0,051	-0,722	0,616	I(2)
lnVCRIME	0,451	0,791	-0,923	0,888	0,603	0,942	-0,905	I(1)
lnROZ	0,324	0,673	-0,764	0,750	0,698	0,723	-0,823	I(1)
lnEXPP	1,000	0,541	-0,218	0,634	0,703	0,346	-0,312	I(1)
lnFDIXP	0,541	1,000	-0,689	0,815	0,754	0,719	-0,772	I(2)
lnRMS	-0,218	-0,689	1,000	-0,766	-0,480	-0,978	0,934	I(1)
lnGINI	0,634	0,815	-0,766	1,000	0,803	0,800	-0,789	I(1)
lnDEP	0,703	0,754	-0,480	0,803	1,000	0,543	-0,604	I(1)
lnPX	0,346	0,719	-0,978	0,800	0,543	1,000	-0,935	I(2)
lnBYXP	-0,312	-0,772	0,934	-0,789	-0,604	-0,935	1,000	I(1)

Źródło: jak przy tabl. 1.

Jak się okazuje, obecność zmiennych zero-jedynkowych w wariancie [1] znajduje uzasadnienie nie tylko merytoryczne, ale również statystyczne, co potwierdza bardzo niska wartość statystyki F . Zarówno jednak warianty [1], jak i [2] charakteryzują się niedopuszczalnymi znakami, jak i statystyczną nieistotnością licznych regresorów. Dlatego w celu ustalenia ostatecznego zbioru zmiennych objaśniających, których użycie zapewniłoby otrzymanie wyników spełniających wymogi teoretyczne i statystyczne, posłużono się metodą regresji krokowej. Wariant [3] zawiera rezultaty regresji krokowej z restrykcjami zerowymi nałożonymi na parametry następujących zmiennych, obecnych w wariancie [1] bez restrykcji: lnBIRMS, lnXIPXP, lnXPLUSA, lnFDIXP, lnRMS, lnPX.

TABL. 3. WYNIKI ESTYMACJI PARAMETRÓW RÓWNANIA OBJAŚNIAJĄCEGO ŁĄCZNĄ PRODUKTYWNOŚĆ CZYNNIKÓW PRODUKCJI; ZMIENNA OBJAŚNIANA lnTFPE

Zmienne objaśniające i statystyka	Oszacowania parametrów strukturalnych i wartości statystyki		
	wariant [1] bez restrykcji zerowych	wariant [2] z restrykcjami zerowymi na zmienne zero-jedynkowe	wariant [3] z restrykcjami zerowymi względem usuniętych zmiennych objaśniających
Wyraz wolny	-6,33973 (4,53)	-3,24625 (1,75)	-7,57422(5,04)
lnHLEXP	1,15284 (2,02)	1,51838 (1,79)	1,00237 (2,00)
lnBIRKS	0,04818 (0,47)	0,07878 (0,56)	0,07948 (1,62)
lnBIRMS	-0,09927 (2,68)	-0,12338 (2,22)	—
lnXIPXP	0,02784 (0,68)	0,02780 (0,45)	—
lnXPLUSA	0,20403 (3,05)	0,39404 (5,00)	—
lnVCRIME	-0,06216 (1,07)	0,00742 (0,09)	-0,09709 (2,86)
lnROZ	-0,15783 (5,72)	-0,11339 (2,89)	-0,13292 (4,87)
lnEXPP	0,17064 (4,62)	0,17363 (3,18)	0,09335 (4,23)

TABL. 3. WYNIKI ESTYMACJI PARAMETRÓW RÓWNANIA OBJAŚNIAJĄCEGO ŁĄCZNĄ PRODUKTYWNOŚĆ CZYNNIKÓW PRODUKCJI; ZMIENNA OBJAŚNIANA $\ln TFPE$ (dok.)

Zmienne objaśniające i statystyka	Oszacowania parametrów strukturalnych i wartości statystyki		
	wariant [1] bez restrykcji zerowych	wariant [2] z restrykcjami zerowymi na zmienne zero-jedynkowe	wariant [3] z restrykcjami zerowymi względem usuniętych zmiennych objaśniających
<i>FDIXP</i>	0,00169 (0,45)	-0,00022 (0,04)	—
<i>lnRMS</i>	-0,09742 (1,16)	-0,04168 (0,34)	—
<i>lnGINI</i>	0,20429 (2,99)	0,22080 (2,29)	0,19911 (3,28)
<i>lnDEP</i>	0,95529 (1,90)	-0,04902 (0,072)	1,22012 (4,27)
<i>lnPX</i>	-0,00937 (1,45)	-0,00278 (0,30)	—
<i>lnBYPXP</i>	-0,16268 (3,60)	-0,14132 (2,81)	-0,13714 (3,20)
<i>U8083</i>	-0,05184 (4,92)	—	-0,06575 (5,59)
<i>U9192</i>	-0,02303 (1,58)	—	-0,04159 (2,87)
$\bar{R}^2$	0,98992	0,97687	0,98250
<i>MAPE</i>	0,22828	0,37726	0,36594
<i>D-W</i>	2,51552	2,20872	1,79472
Jarque-Bera ^a	0,58165	0,62483	0,96335
White ^a	0,48438	0,37053	0,20366
RESET ^a	0,00176	0,03854	0,45497
Harvey-Collier	1,15695	1,24768	-0,15179
Test F^a	—	0,00051	0,05310
<i>ADF</i>	I(0)	I(0)	I(0)

^a Dla testów Jarque-Bera, White'a, RESET oraz F podano poziomy krytyczne (p -value).

U w a g a. W nawiasach podano wartości absolutne statystyki t -Studenta.

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

Wariant [3] charakteryzuje się następującymi własnościami: regresory są statystycznie istotne; składnik losowy jest stacjonarny i spełnia wszystkie założenia schematu Gaussa-Markowa; oszacowania parametrów strukturalnych są stabilne, o czym świadczą wartości testów Harveya-Colliera i RESET; stopień objaśnienia wariacji regresanta jest bardzo wysoki; uzyskane oszacowania parametrów strukturalnych są zgodne z postulatami teoretycznymi (wykr. 5).

Warto zastanowić się nad przyczynami, dla których zmienne obecne w wariancie wyjściowym [1] okazały się nieistotne w wariancie [3]. Oczywiście technicznym powodem takiego stanu rzeczy jest silna współliniowość regresorów (tabl. 2). Jednak za faktem tym stoją również względy merytoryczne. I tak wydaje się, że efekty związane z konwergencją (zmienna $\ln XPLUSA$), napływem inwestycji bezpośrednich ($FDIXP$) i rozlewania się wiedzy (*spillovers*) zostały inkorporowane przez zmienne $\ln EXPP$ oraz $\ln LHEXP$. Brak statystycznego wpływu mobilności ekonomicznej siły roboczej ($\ln RMS$) na $TFPE$ łączyć zaś można z niewielką w warunkach polskich skalą tego zjawiska. Natomiast nieistotność oddziaływania inflacji na efektywność gospodarowania tłumaczyć można z jednej strony względną sztywnością cen w okresie gospodarki centralnie sterowanej, z drugiej zaś strony faktem, iż wzrostowi inflacji zwykle towarzyszy pogorszenie wskaźników kapitału społecznego oraz wzrost nierówności ekonomicznych.

Warto również wspomnieć, że wśród wszystkich odrzuconych w wyniku zastosowania regresji krokowej zmiennych znalazły się również *XPLUSA*, *FDIXP* oraz *PX*, które okazały się zintegrowane w stopniu drugim. Zatem obecność w ostatecznym, statycznym, równaniu objaśniającym łączną produktywność czynników produkcji jedynie zmiennych zintegrowanych w stopniu pierwszym sprawia, że równanie to określa relację długookresową.

Chociaż oszacowana elastyczność *TFPE* względem zmiennych objaśniających zawartych w wariancie [3] różni się między sobą znacznie co do wartości bezwzględnej, ukazując zróżnicowaną intensywność oddziaływania regresorów, to jednak ostateczny wpływ danego czynnika na *TFPE* wynika nie tylko z wielkości parametru stojącego przy danej zmiennej objaśniającej, ale również ze zmian wartości tej zmiennej. Dlatego też w celu wskazania kontrybucji danego czynnika w zmiany *TFPE* w okresie objętym analizą konieczna jest dekompozycja zmienności efektywnej łącznej produktywności czynników produkcji. W tabl. 4 przedstawiono kształtowanie się średniorocznego tempa wzrostu łącznej produk-

tywności czynników produkcji oraz jej długookresowych determinant, z pominięciem reszt i efektu multiplikatywnego.

Na podstawie informacji zawartych w tabl. 4 wyciągnąć można szereg konkluzji. Po pierwsze, kontrybucja szeroko zdefiniowanego kapitału wiedzy — rozumianego tutaj jako suma oddziaływania kapitału ludzkiego, krajowych nakładów na B+R oraz stopnia otwartości gospodarki polskiej — we wzrost *TFPE* jest znacznie wyższa w obecnym niż w dawnym systemie ekonomicznym (odpowiednio 1,15%, wobec 0,3%). Wynika to z wyższej dynamiki kapitału ludzkiego w systemie rynkowym. Jednak, o ile poprzednio wpływ skumulowanych nakładów na B+R na *TFPE* był istotnie dodatni (0,16% średniorocznie), to teraz efekt ten — za sprawą wyraźnego obniżenia nakładów — jest nieznacznie ujemny.

Po drugie, akumulacja kapitału wiedzy objaśnia jedynie część zmienności łącznej produktywności czynników produkcji. Nie mniej ważne jest oddziaływanie pozostałych czynników, spośród których na czołową pozycję wysuwa się kapitał społeczny. W przeciwieństwie do kapitału wiedzy, jego wpływ na zmiany *TFPE* jest współcześnie znacznie bardziej spowalniający niż miało to miejsce w systemie gospodarki planowanej centralnie (−0,93%, wobec −0,2%). Wynika to przede wszystkim ze znacznego wzrostu przestępczości w okresie funkcjonowania gospodarki transformowanej/rynkowej. W odniesieniu do relacji liczby rozwodów do liczby nowo zawartych małżeństw, to oddziaływanie tej zmiennej na *TFPE* było zbliżone w obydwu systemach. Fakt, że w ostatecznym wariancie równania objaśniającego efektywną łączną produktywność czynników produkcji występują obydwa zmienne aproksymujące wpływ kapitału społecznego na wzrost gospodarczy świadczy pośrednio o złożoności i wielowymiarowości koncepcji kapitału społecznego (Sztaudynger, 2003, 2009).

TABL. 4. ŚREDNIOROCZNE PROCENTOWE TEMPO WZROSTU *TFPE* I JEJ DETERMINANT

L a t a	Zmienne								
	<i>TFPE</i>	<i>HLEXP</i>	<i>BIRKS</i>	<i>DEP</i>	<i>VCRIME</i>	<i>ROZ</i>	<i>EXPP</i>	<i>GINI</i>	<i>BYPXP</i>
1973—1975	3,2586	0,0222	0,6419	0,2245	0,8277	0,0781	1,2660	0,3958	−1,1596
1976—1980	−0,5266	0,0834	0,3550	0,6539	0,3388	−0,1974	−0,1291	−0,1335	−0,0464
1981—1984	−0,5636	0,5728	−0,1224	−0,3429	−0,5414	−1,0683	−1,1376	−0,0656	0,8031
1985—1989	1,0493	0,2667	−0,0009	−0,4258	0,1480	0,0118	0,1560	−0,3876	1,1201
1990—1995	1,4825	0,6402	−0,1231	0,4198	−1,0681	−0,0106	0,4681	1,1693	−0,2982
1996—2000	2,0696	0,7761	−0,0526	0,9030	−0,4862	−0,2645	0,2916	0,2522	0,8524
2001—2005	1,9343	0,7370	−0,0238	1,2410	0,3098	−1,2530	0,5913	0,5186	0,1241
1973—2005	1,1118	0,4838	0,0449	0,4188	−0,1694	−0,3980	0,1651	0,2735	0,2903
1973—1989	0,4216	0,2552	0,1599	0,0125	0,1193	−0,3163	−0,1204	−0,1301	0,3885
1990—2005	1,8068	0,7129	−0,0701	0,8268	−0,4573	−0,4796	0,4514	0,6786	0,1922

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

Po trzecie, o ile w okresie funkcjonowania gospodarki nakazowo-rozdzielczej oddziaływanie struktury demograficznej na *TFPE* było marginalne, to w obecnym systemie ekonomicznym był to czynnik oddziałujący najsilniej. Jednakże w kontekście rozważań prognostycznych należy nadmienić, że nieuniknione zmiany struktury demograficznej ludności doprowadzą już w nieodległej przy-

szłości do odwrócenia korzystnych relacji liczby ludności w wieku produkcyjnym do liczby ludności ogółem (Florczak, 2008).

Po czwarte, wpływ zmian nierówności ekonomicznej na *TFPE* okazał się nieznacznie ujemny w poprzednim i znacząco dodatni w obecnym systemie gospodarczym. Było to konsekwencją nieznacznego zmniejszania nierówności w latach gospodarki centralnie sterowanej i ich wyraźnego narastania w dobie gospodarki rynkowej.

Po piąte, ograniczanie roli redystrybucyjnej państwa — w badaniu utożsamianie z jakością instytucjonalnych uwarunkowań gospodarowania — okazało się czynnikiem stymulującym *TFPE* w całym badanym okresie.

Uwagi końcowe

Z przedstawionej analizy wynika, że spektrum czynników oddziałujących na łączną produktywność czynników produkcji w Polsce jest znacznie szersze niż przyjmowano w dotychczasowych badaniach empirycznych. Obok kapitału wiedzy wpływają na nią bowiem również uwarunkowania społeczne, demograficzne i instytucjonalne oraz kapitał społeczny. Wszystkie z wymienionych czynników znajdują mocne uzasadnienie w teorii rozwoju endogenicznego (Aghion, Howitt, 1999). Dlatego też powinny być traktowane w analizach empirycznych nad długookresowym wzrostem gospodarczym w sposób równoprawny do czynników *stricto* ekonomicznych.

dr Waldemar Florczak — Uniwersytet Łódzki

LITERATURA

- Aghion Ph., Howitt P. (1999), *Endogenous Growth Theory*, MIT Press, London
- Barro R. J. (2001), *Human Capital and Growth*, „American Economic Review, Papers and Proceedings”, vol. 91/2
- Bjoornskov Ch. (2006), *The multiple facets of social capital*, „European Journal of Political Economy”
- Borensztein E., Gregorio J., Lee J. (1998), *How does foreign direct investment affect economic growth*, „Journal of International Economics”, No 45
- Butler L. (1996), *A Semi-Structural Method to Estimate Potential Output: Combining Economic Theory with a Time-Series Filter*, The Bank of Canada's New Quarterly Projection Model, Ottawa: Bank of Canada, „Technical Report”, No 77
- Coe D. T., Helpman E. (1995), *International R&D Spillovers*, „European Economic Review”, vol. 39
- Engelbrecht H. J. (1997), *International R&D spillovers, human capital and productivity in OECD economies: An empirical investigation*, „European Economic Review”, No 41
- Engelbrecht H. J. (2002), *Human capital and international knowledge spillovers in TFP growth of a sample of developing countries: a exploration of alternative approaches*, „Applied Economics”, No 34

- Florczak W., (2003), *Bazy danych makroekonomicznych modeli gospodarki polskiej*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 6, Warszawa
- Florczak W. (2006a), *Techniki przetwarzania źródłowych danych statystycznych i tworzenia jednorodnych baz danych. Baza danych modeli serii W8*, „Prace Instytutu Ekonometrii i Statystyki UŁ”, nr 149, Łódź
- Florczak W. (2006b), *Miary kapitału ludzkiego w badaniach ekonomicznych i społecznych*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 12/2006, Warszawa
- Florczak W. (2007a), *Koncepcja zrównoważonego rozwoju w naukach społeczno-ekonomicznych*, „Studia Prawno-Ekonomiczne”, tom LXXV, Łódź
- Florczak W. (2007b), *Mikro- i makroekonomiczne korzyści związane z kapitałem ludzkim*, „Ekonomista”, nr 5, Warszawa
- Florczak W. (2008), *Efektywna podaż pracy a wzrost gospodarczy*, „Gospodarka Narodowa”, nr 11 i 12, Warszawa
- Florczak W. (2009a), *Koncepcja wzrostu endogenicznego i gospodarki opartej na wiedzy w naukach ekonomicznych*, „Studia Prawno-Ekonomiczne”, tom LXXX, Łódź
- Florczak W. (2009b), *Zbrodnia i kara. Próba kwantyfikacji makroekonomicznych uwarunkowań przestępczości w Polsce*, „Ekonomista”, nr 4, Warszawa
- Florczak W. (2009c), *Makroekonomiczne uwarunkowania nierówności płacowych*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 1
- Florczak W. (2009d), *Modele kapitału ludzkiego i struktury ludności*, [w:] *Makroekonometryczny model gospodarki opartej na wiedzy*, Welfe W. (red.)
- Florczak W., Sabanty L., Welfe W. (2001), *Postęp techniczny ucieleśniony w środkach trwałych i jego endogenizacja. Rola nakładów na badania i rozwój (B+R)*, [w:] *Ekonometryczny model wzrostu gospodarczego*, Welfe W.
- Florczak W., Welfe W. (2001), *Ekonometryczne modelowanie postępu technicznego, jego efektów oraz źródeł*, [w:] Welfe W. *Ekonometryczny model wzrostu gospodarczego*
- Gibbs D. (1995), *Potential Output: Concepts and Measurement*, „Labour Market Bulletin”, No 1
- Gradzewicz M., Kolasa M. (2004), *Szacowanie luki popytowej dla gospodarki polskiej przy wykorzystaniu metody VECM*, „Bank i Kredyt”, luty 2004
- Greene W. H. (1993), *Econometric Analysis*, Macmillan Publishing Company
- Kołodko G. (2008), *Wędrujący Świat*, Prószyński i S-ka, Warszawa
- Kumor P. (2008), *Modelowanie wpływu nierówności płac na wzrost gospodarczy*, „Gospodarka Narodowa” nr 7 i 8, Warszawa
- Laxton D., Tetlow R. (1992), *A Simple Multivariate Filter for the Measurement of Potential Output*, Ottawa: „Bank of Canada Technical Report”, No 59
- Miller S. M., Upadhyay M. P. (2000), *The effects of openness, trade orientation, and human capital on total factor productivity*, „Journal of Development Economics”, vol. 63
- Oguchi N. (red.) (2004), *Total Factor Productivity Growth*, Asian Productivity Organization, Tokyo
- Putnam R. (1993), *Making Democracy Work: Civic Traditions in Modern Italy*, Princeton University Press, Princeton, NJ
- Roszkowska S. (2009), *Ekonomiczne uwarunkowania migracji międzywojewódzkich w Polsce*, „Gospodarka Narodowa”, nr 4, Warszawa
- Sala-i-Martin X. (1997), *I just ran two million regressions*, „American Economic Review”, vol. 87/2
- St-Amant P., van Norden S. (1997), *Measurement of the Output Gap: A Discussion of Recent Research at the Bank of Canada*, Ottawa: Bank of Canada, „Technical Report”, No 79
- Sztudynger J. (2003), *Próby ekonometrycznego określenia wpływu kapitału społecznego na wzrost gospodarczy*, „Gospodarka Narodowa”, Warszawa

- Sztaudynger J. J. (2009), *Rodzinny kapital społeczny a wzrost gospodarczy w Polsce*, „Ekonomista”, nr 2, Warszawa
- Temple J. (1998), *Robustness tests of the augmented Solow model*, „Journal of Applied Econometrics”, vol. 13
- Welfe A., (2003), *Ekonometria*, PWE, Warszawa
- Welfe W. (red.) (2001), *Ekonometryczny model wzrostu gospodarczego*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź
- Welfe W. (red.) (2007), *Gospodarka oparta na wiedzy*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa
- Welfe W. (red.) (2009), *Makroekonometryczny model gospodarki opartej na wiedzy*, Folia Oeconomica 229, Łódź
- Zienkowski L. (red.) (2003), *Wiedza a wzrost gospodarczy*, Wydawnictwo Naukowe SCHOLAR, Warszawa

SUMMARY

The article quantifies impact of total factor productivity (TFP) on the long term economic growth in Poland in years 1970—2005. The Wharton method was applied to estimate the TFP value (cleaned of short term fluctuations) which, next, was made function of adequate supply factors including social, demographical as well as institutional considerations. A gradation of particular variables explaining effective TFPs equations was purposely not conducted assuming that their importance for secular growth should be fixed in empirical surveys. To estimate structure parameters of the TFP equation the "from a whole to a detail" modeling strategy was applied. Fourteen indirect factors of a GDP growth were identified and analyzed.

РЕЗЮМЕ

В статье была проведена квантификация влияния общей производительности факторов производства (Total factor productivity β — TFP) на долгосрочный экономический рост в Польше в 1970—2005 гг. Для оценки величины (очищенной от краткосрочных колебаний) TFP был использован метод Уортона, который затем был сделан функцией адекватных факторов предложения, охватывающих социальные, демографические и институциональные обусловленности. В статье намеренно не проводится градация значения отдельных переменных объясняющих уравнения эффективной общей производительности факторов производства, исходя из положения, что об их значении для секулярного роста должно предпринять эмпирическое обследование. Для оценивания структурных параметров уравнения общей производительности факторов производства использовалась стратегия моделирования от общего к частному. Идентифицировались и обследовались 14 косвенных факторов роста ВВП.

Apologia demografii, czyli istnienie demografii bez ludności

Podczas konferencji naukowej z cyklu Letniej Szkoły Demografii¹ doszło do ożywionej wymiany zdań na temat nazwy *demografia przedsiębiorstw*. W toku dyskusji zadano pytanie, czy może istnieć demografia bez ludności? Zasugerowano, żeby Komitet Nauk Demograficznych PAN zabronił używania takich nazw, jak demografia przedsiębiorstw bądź demografia biznesu. Za słowami poszły czyny i do KND PAN wpłynął tekst profesorów Cz. Domańskiego i M. Szredera pt. *Demografia oderwana od populacji ludzkiej?* Zainspirowany tym tekstem oraz sopocką dyskusją postanowiłem podzielić się własnymi przemyśleniami na temat zmienności nazewnictwa statystycznego. W wypowiedzi zwracam także uwagę na to, czy polscy demografowie są właściwymi adresatami apelu profesorów o zachowanie czystości terminologii tej nowej dziedziny badań.

Jak nas uczy historia statystyki i demografii, w ciągu ostatnich trzystu lat wiele określeń zmieniło swój pierwotny sens tak dalece, że niekiedy mało kto pamięta o ich korzeniach. Pierwszym przykładem, ale jakże wymownym, jest słowo *statystyka*, które pochodzi od łacińskiego słowa *status*, czyli państwo. W pierwotnym znaczeniu statystyka oznaczała naukę o państwie, a termin *statystyk*, lub częściej *statysta*, oznaczał polityka, męża stanu. Już od XVIII w. uważano statystykę za naukę, ale jeszcze nie całkiem w takim sensie jak dzisiaj. Według G. U. Yule’a, autora najbardziej renomowanego podręcznika statystyki XX w.: *termin statystyka (Statistik), używany przez pisarzy niemieckich osiemnastego stulecia, jak również przez Zimmermanna i Sinclaira, oznaczał jedynie wykład godnych uwagi cech charakterystycznych państwa, przyczem z konieczności sposób tego wykładu był dla braku materiału cyfrowego przeważnie opis*².

Jednakże ewolucja znaczenia statystyki następowała bardzo szybko. Świadczy o tym krótkie zdanie, które już w pierwszej połowie XIX w. H. de Balzac w *Straconych złudzeniach* wkłada w usta jednego z bohaterów: *trochę statystyki, nauki jest użyteczne, ale pod warunkiem, że się ich nie nadużywa*³. Zatem już w 1839 r. Balzac uważał statystykę za naukę, był przekonany o jej względnej

¹ Konferencja naukowa *Metody badań i interpretacja procesów demograficzno-społecznych*, Sopot, 20–22 września 2010 r.

² Yule G. U. (1921), *Wstęp do teorii statystyki*, Gebethner i Wolff, Warszawa, Kraków, Lublin, Łódź, Poznań, Wilno, New York, The Polish Book Importing Co., Inc., z drugiego wydania angielskiego przełożył Z. Limanowski. W przytoczonym zdaniu zachowano oryginalną pisownię.

³ De Balzac H. (1839), *Illusions perdues, un grand homme de province à Paris*, Bruxelles, s. 96.

użyteczności, jeśli się jej nie nadużywa⁴. Z biegiem czasu kontekst znaczenia słowa *statystyka* ulegał dalszym zmianom. Dzisiaj nawet statystycy używają słowa *statystyka* w trzech znaczeniach, dalekich od pierwszego sensu: nauka; zbiory danych liczbowych; pewne wielkości teoretyczne, na przykład *statystyka t-Studenta*. Bywają różne powody tych zmian znaczeniowych. Także wśród konkretnych metod statystycznych można znaleźć przykłady ewolucji nomenklatury. Użyty incydentalnie przy badaniu dziedziczności przez Galtona termin *regresja* został powszechnie przyjęty przez statystyków jako nazwa metody, która niewiele ma wspólnego z „cofaniem się”. Regresja jest też przykładem dość mizernej nazwy dla metody o wielkim znaczeniu. I odwrotnie, można by podać też liczne przykłady górnolotnie brzmiących nazw, które kryją niekiedy dość marną treść.

Zanim A. Guillard wyprowadził z greki demografię (*demos* — lud i *grapheia* — opis) w powszechnym użyciu w dziełach naukowych była *populacja*, wywodząca się z łaciny i do dzisiaj jeszcze funkcjonująca w wielu językach (por. angielskie i francuskie *population*). Wiele dzieł naukowych z zakresu ekonomii w wieku XVIII i XIX miało rozdziały bądź części prac zatytułowane *ludność* (*population*). Z czasem jednak *populacja* wzięła częściowo rozbrat z *ludnością* i występuje w wielu bardzo różnych znaczeniach. Bardzo popularny, wydany w nakładzie aż 50 tys. sztuk, Słownik Wyrazów Obcych PWN z 1980 r. podaje cztery znaczenia tego słowa: *populacja* <*p.* — łac. *populatio* = *ludność*> 1. zespół jednostek ludzkich żyjących na tym samym obszarze i w tym samym środowisku; *ludność*, *zaludnienie*. 2. biol. ogół osobników zwierzęcych lub roślinnych jednego gatunku, krzyżujących się między sobą, występujących na tej przestrzeni. 3. mat. ogół przedmiotów, osób, jednostek, elementów poddawanych badaniu statystycznemu lub których dotyczy wnioskowanie statystyczne (*p. generalna*); *zbiór*. 4. astr. *populacje gwiazd* — grupy gwiazd o jednakowym pochodzeniu.

Demografia nie jest tylko dawcą pojęć dla innych dyscyplin. Często sama je przejmowała od innych dziedzin badawczych. G. S. Becker, laureat Nagrody Nobla w dziedzinie ekonomii w 1992 r., został wyróżniony za udane wprowadzenie rachunku mikroekonomicznego do badań nad zachowaniami ludzkimi, w tym prokreacyjnymi. Gdy po raz pierwszy nawiązywałem do koncepcji G. S. Beckera byłem krytykowany za to, że pojęcia *stricte* ekonomiczne odnosiłem do *sacrum*, za jakie wówczas uważano rodzinę⁵. Bronilem się, że to nie ja profanuję pojęcie rodziny, ale ona sama w znacznej części stawia problem pre-

⁴ Mówiąc żartem, przy okazji warto zwrócić uwagę na jeszcze jedno znaczenie statystyki — jako najwyższy stopień nieprawdy — kłamstwo, łgarstwo i statystyka. Z kontekstu dialogu w cytowanych *Straconych złudzeniach* wynika, że już wówczas, ponad półtora wieku temu, zdarzało się nadużywać statystyki.

⁵ Paradyś J. (1976), *Ekonomiczne koncepcje dietności w literaturze amerykańskiej*, „Studia Demograficzne”, nr 43, s. 71—85.

ferencji wyboru zagospodarowania materialnego przed prokreacją. Wystarczy zwrócić uwagę na czynniki ekonomiczne przy zawieraniu małżeństw w przeszłości, gdy wszystko było *piękne, dobre, szlachetne i prawe, a ludzie żyli bogobojnie, uczciwie, cnotliwie i sprawiedliwie*⁶. Wśród innych licznych zapożyczeń demografów na uwagę zasługuje termin *kohorta*, który P. K. Whelpton wziął od historyków w latach czterdziestych XX w., po niemal 300 latach istnienia demografii jako nauki. Zarówno koncepcja, jak i nazwa zakorzeniła się w demografii na tyle, że dzisiaj trudno byłoby znaleźć podręcznik traktujący o badaniach ludnościowych, gdzie nie byłoby analizy kohortowej⁷.

Początki demografii jako nauki sięgają XVIII w. Gdy czyta się współczesne wydanie dzieła J. P. Süßmilcha⁸, odnosi się wrażenie jego głębokiego rozumienia procesów demograficznych oraz wagi liczb. Süßmilch dokonuje pogłębionej analizy na starannie dobranym materiale faktograficznym z Londynu, Wiednia, Kopenhagi i różnych części Niemiec. Zestawiając liczne populacje ów genialny uczony, słusznie nazywany „ojcem demografii”, wydaje się dostrzegać wpływ prawa wielkich liczb na szacunki prawidłowości w rozwoju rodzaju ludzkiego. Trudno uwierzyć, że Süßmilch — z wykształcenia lekarz i teolog — tylko siłą swojego intelektu osiągnął tę zadziwiającą głębię wiedzy.

U źródeł nauki o rozwoju populacji ludzkich można się doszukać wielu sławnych nazwisk w wiekach XVII—XIX. Wśród nich były takie sławy, jak twórca pierwszych nowożytnych tablic trwania życia, angielski astronom E. Halley; projektodawca pierwszych tablic zawierania małżeństw, francuski matematyk i astronom S. Laplace; twórca koncepcji ludności ustabilizowanej, szwajcarski matematyk L. Euler. Wymieńmy jeszcze renesansową postać XX w., jaką był twórca demografii matematycznej, urodzony we Lwowie amerykański matematyk, fizyk i biolog A. Lotka.

Demografia, jako nauka o wykształconym aparacie pojęciowym, już wcześniej wpływała na inne dziedziny wiedzy. Przytoczę jeszcze jeden z najnowszych przykładów, a mianowicie z zakresu badań reprezentacyjnych. Jedną z najprężniej rozwijających się dziedzin badań w statystyce w ostatnim dwudziestolecu jest statystyka małych obszarów, zwana coraz częściej estymacją dla małych obszarów lub domen. U zarania jej powstania także leży demografia. Jeden

⁶ Cytat autorów różnego pochodzenia, tutaj przytoczony z wyraźnym sarkazmem. Zresztą ponad półmilionowa liczba aborcji rocznie w latach 70. i 80. ub. wieku w Polsce — por. Józwiak J. i Paradyś J. (1993), *Demograficzny wymiar aborcji*, „Studia Demograficzne”, nr 1, s. 31—41 — świadczyła też o bardzo drastycznych wyborach rodzin w tamtych czasach.

⁷ Z czasem analiza kohortowa wyszła poza demografię, zdomowiając się także w socjologii, psychologii i ekonomii.

⁸ Süßmilch J. P. (1741, wyd. II — 1761—2), *Die Göttliche Ordnung in den Veränderungen des menschlichen Geschlechts, aus der Geburt, dem Tode und der Fortpflanzung desselben erwiesen*. Na użytek artykułu korzystałem ze współczesnego tłumaczenia francuskiego Süßmilch J. P. (1998), *L'ordre divin dans les changements de l'espèce humaine, démontré par la naissance, la mort et la propagation de celle-ci*, PUF-INED, Paris, s. 130—134, tłum. J.-M. Rohrbasser.

z najwybitniejszych przedstawicieli tego kierunku estymacji statystycznej J. N. K. Rao, w swojej często cytowanej monografii *Small Area Estimation*, zauważa spory wkład demografii do statystyki małych obszarów, nazywając część technik estymacji metodami demograficznymi⁹, które wykształciły się przy rozwiązywaniu problemów związanych głównie ze spisami i szacunkami ludności. Największym jednak „hitem eksportowym” naszej dyscypliny ostatniego półwiecza jest *demografia przedsiębiorstw*, zwana także niekiedy *demografią biznesu*¹⁰. Tutaj już nie pojedyncze metody, wskaźniki, źródła danych czy podejścia zostały przeniesione w nowe środowisko, ale cała demografia *in corpore* znalazła się w kręgu zainteresowań biznesowych.

Co sprawia, że metody demograficzne stały się atrakcyjne w badaniu także innych populacji niż ludzkie? Po pierwsze, rozwój populacji ludzkich jest zapewne najlepiej udokumentowany ze wszystkich stworzeń, co stymulowało rozwój metodologii. Po drugie, w ciągu trzech wieków istnienia demografia jako nauka wykształciła alternatywne rodzaje obserwacji i analiz, zwarty system współczynników demograficznych, unikatowy sposób ujmowania tablic obrazujących rozwój badanej zbiorowości oraz bardzo swoiste rozumienie dynamiki¹¹. Ponadto dużym wynalazkiem w analizie demograficznej była siatka demograficzna, zwana też diagramem Lexisa¹². Wiele z tych wynalazków jest dziełem demografów francuskich z drugiej połowy XX w.¹³ Na przykład współczesny wariant siatki demograficznej, który wykorzystuje pierwszą ćwiartkę układu współrzędnych, zaproponował wybitny francuski demograf R. Pressat, autor wielu podręczników z zakresu analizy demograficznej i demografii matematycznej. Zostały one przetłumaczone na wiele języków, w tym na polski¹⁴.

Nie jest więc wykluczone, że osiągnięcia francuskiej demografii zainspirowały badaczy przedsiębiorczości we Francji do użycia nowych metod analizy. Warto przy tym podkreślić, że główni twórcy francuskiej szkoły demografii, jak:

⁹ Rao J. N. K. (2003), *Small Area Estimation*. Wiley, New York; Gołata E., Paradysz J. (2007), *Demograficzne korzenie i perspektywy statystyki małych obszarów*, [w:] Ostasiewicz W. (red.), *Statystyka w praktyce społeczno-gospodarczej*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu, Wrocław.

¹⁰ Markowicz I., Stolorz B. (2006), *Propozycja tablic żywotności firm*, „Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego”, nr 450, „Prace Katedry Ekonometrii i Statystyki”, nr 17, Szczecin, s. 401—412.

¹¹ Pressat R. (1995), *Eléments démographie mathématique*, AIDLF, Paris, s. 111 i dalsze, a w języku polskim Kurkiewicz J. (red.) (2010), *Procesy demograficzne i metody ich analizy*, Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Krakowie, Kraków, s. 243—269.

¹² Używana współcześnie wersja siatki demograficznej daleko odbiega od pierwowzoru Lexisa, ale siłą tradycji ciągle w wielu podręcznikach używa się jeszcze pierwotnej nazwy.

¹³ Paradysz J. (1999), *Aplikacja metod szkoły francuskiej w nauczaniu demografii w Polsce*, [w:] T. Kowaleski (red.) *Nauczanie demografii w szkołach wyższych w świetle potrzeb dnia dzisiejszego*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź, s. 25—34.

¹⁴ Pressat R. (1966), *Analiza demograficzna*, PWN, Warszawa.

A. Sauvy¹⁵, J. Bougeois-Pichat, L. Henry, R. Pressat, G. Calot, D. Courgeau, nie mieli wykształcenia ekonomicznego, lecz matematyczne bądź politechniczne. W każdym razie ich podstawowym wykształceniem na poziomie uniwersyteckim były nauki ścisłe, a dopiero później niektórzy z nich (A. Sauvy, G. Calot) uzupełniali swoją wiedzę także w zakresie ekonomii. Bardzo ważne dla ukształtowania francuskiej szkoły demografii było powołanie na Sorbonie samodzielnej jednostki dydaktycznej pod nazwą Institut de Démographie de l'Université Paris 1. Są to studia podyplomowe, które kształcą w zakresie nauk demograficznych (demografia ogólna, analiza demograficzna, demografia matematyczna, dynamika populacyjna, statystyka ludności, historia i analiza przyczynowości zdarzeń, migracje i osadnictwo¹⁶).

Pojęcie demografii przedsiębiorstw jest już dobrze ugruntowane w światowej literaturze przedmiotu¹⁷. Coraz powszechniej posługują się nim także w Polsce specjaliści badający rozwój przedsiębiorczości, szczególnie w odniesieniu do małych firm. W momencie pisania tych słów przeglądarka Google wyświetliła prawie 200 tysięcy dokumentów z francuskim określeniem odpowiednika demografii przedsiębiorstw — *la démographie des entreprises*. Znacznie rzadziej pojawiało się w tej przeglądarce anglojęzyczne określenie *business demography*, co może sugerować francuski rodowód demografii przedsiębiorstw. W języku niemieckim istnieje termin *die Betriebsdemographie*, który 25 października 2010 r. miał tylko ok. 1000 odsłon w Google, ale było to trzykrotnie więcej niż

¹⁵ A. Sauvy był absolwentem renomowanej Politechniki Paryskiej. W 1945 r. założył INSEE (francuski Centralny Urząd Statystyczny) i INED (Państwowy Instytut Badań Demograficznych), którego był dyrektorem do 1962 r. Z jego inicjatywy w 1957 r. powstaje na Sorbonie Paryski Instytut Demograficzny. Jego wkład do francuskiej szkoły demografii był bardziej instytucjonalny niż realny, chociaż napisał takie dzieła z zakresu demografii, jak: *Théorie générale de la population* (1952 i 1954), *Croissance zéro?* (1973), *Eléments de démographie* (1976). Napisał też wiele poczytnych we Francji książek z zakresu socjologii, ekonomii i antropologii społecznej. Jest autorem terminu, który zrobił zawrotną karierę w nauce i publicystyce XX w. — *tiers — monde* (trzeci świat). W 1952 r. w tygodniku *l'Observateur* z 14 sierpnia 1952 r., nr 118, s. 14 ukazał się błyskotliwy artykuł A. Sauvy, *Trois mondes, une planète* (Trzy światy, jedna planeta). Pozwolę sobie zacytować pierwszy akapit z tego artykułu: *Z reguły przytaczamy dwa światy, ich wzajemne ściąganie się, a także ich współlistnienie itd. ...bardzo często zapominając, że istnieje ten trzeci, najważniejszy, który w sumie chronologicznie pojawił się pierwszy. To są te kraje, które w stylu Narodów Zjednoczonych określane są jako kraje rozwijające się.*

¹⁶ Piszący te słowa miał okazję z autopsji poznać program i personel dydaktyczny tej instytucji. W roku akademickim 1981/82, w czasie pobytu na stażu naukowym w INED uczęszczałem na wykłady R. Pressata z zakresu demografii matematycznej oraz D. Courgeau — z analizy mobilności.

¹⁷ Z naukowych opracowań w literaturze światowej por. Bruggeman J. (2001), *The Demography of Corporations and Industries*, *Contemporary Sociology*, vol. 30, No. 1, s. 39 i 40; Carroll G., Hannan T. M. (2000), *The Demography of Organizations and Industries*, Princeton, Princeton University Press; van Dijk J., Pellenburg P. H. (2000), *Spatial perspectives on firm demography*, „Papers in Regional Science 79”, s. 107—110; van Wissen L. J. G. (2000), *A micro-simulation model of firms: Applications of concepts of the demography of the firms*, „Papers in Regional Science 79”, s. 111—134; van Wissen L. J. G. (2002), *Demography of the Firm: A Useful Metaphor?*, „European Journal of Population 18”, s. 263—279.

w Polsce. Nie można więc twierdzić, że to badacze polscy są autorami pojęcia demografii przedsiębiorstw. W naszym kraju również to nie demografowie byli w tej dziedzinie prekursorami. Zanim na szczecińskiej konferencji z cyklu Letniej Szkoły Demografii w opracowaniu traktującym o „czystej demografii”¹⁸ pojawiła się „demografia biznesu”¹⁹, tej nazwy lub jej synonimu używali wcześniej m.in. J. Chmiel, J. Hozer, P. Dominiak, którzy z demografią „ludzką” raczej nie byli związani.

Co łączy demografię „ludzką” z populacją przedsiębiorstw? Zanim odpowiem na to pytanie, wprowadzę pojęcie na wzór równoważników jednostek statystycznych w demografii „ludzkiej”²⁰, a którego w kontekście demografii przedsiębiorstw dotychczas nie spotkałem. Tym równoważnikiem dla demografii przedsiębiorstw może być demografia przedsiębiorców. Na przykład „kohorta rolników podkarpackich 2005” i „kohorta podkarpackich gospodarstw rolnych 2005” może oznaczać to samo dla ściśle określonych celów badawczych. Jest to podzbiorowość wyodrębniona ze zbiorowości na podstawie zdarzenia ekonomicznego, jakim jest powstanie gospodarstwa rolnego, wspólnego wszystkim członkom podzbiorowości w ściśle określonym miejscu (Podkarpacie) i czasie (2005 r.)²¹. Ktoś mógłby jednak zaprotestować przeciwko tym równoważnikom pojęciowym, przecież wiele z tych gospodarstw istniało wcześniej. Na przykład, w 2005 r. jakiś ojciec formalnie tylko przepisał gospodarstwo na swojego syna, z różnych zresztą powodów, lecz dalej jest jego faktycznym użytkownikiem. Bywa, ale z czasem wszystko się ureguje i to syn nada gospodarstwu kierunek rozwoju. Innym przykładem, zarówno dla fikcji ekonomicznych jak i dla demografii przedsiębiorstw tożsamych z demografią przedsiębiorców, jest samozatrudnienie.

Wbrew pozorom, oprócz swej nazwy, obydwie dziedziny badań mają też sporo wspólnego od strony merytorycznej. Przedsiębiorstwa, podobnie jak w przypadku rodziny lub gospodarstwa domowego, powstają w określonych warunkach i przeżywają okres rozwoju i upadku, który często prowadzi do ich likwi-

¹⁸ Pojęcie z języka francuskiego „la démographie pure”.

¹⁹ Ptak-Chmielewska A. (2009), *Demografia biznesu (Business Demography) w Polsce — zarys tematu*, [w:] M. Gazińska (red.), *Zmiany struktur demograficznych i ich konsekwencje dla przyszłego rozwoju*, Wydawnictwo Uniwersytetu Szczecińskiego, Szczecin, t. 2.

²⁰ Przykładem takich równoważników jednostek statystycznych w tradycyjnej demografii ludzkiej może być małżeństwo i mężatka. W konsekwencji do problemów związanych z płodnością i dzietnością małżeńską kobiet używa się zamiennie np. kohorta małżeństw i kohorta mężatek lub kobiet zamężnych.

²¹ Dla porównania przytaczam definicję kohorty „ludzkiej” z podręcznika Kędelski M., Paradyś J. (2006), *Demografia*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Poznaniu, Poznań, s. 56 — *kohorta jest to podzbiorowość ludzka wyodrębniona ze zbiorowości na podstawie zdarzenia demograficznego, ekonomicznego lub społecznego, wspólnego wszystkim członkom podzbiorowości w ściśle określonym miejscu i czasie. Wyodrębnienia dokonuje się celem obserwacji i analizy wyróżnionych faktów demograficznych lub społecznych w ciągu życia członków podzbiorowości, poczynając od wspólnego im zdarzenia. Jeżeli wspólnym zdarzeniem jest urodzenie, to kohortę nazywa się generacją.*

dacji (śmierci). Przedsiębiorstwa poddają się także okresom zmiennej koniunktury, co uprawnia nas do stosowania analizy kohortowej i transwersalnej celem poznania ich uwarunkowań „generacyjnych” oraz wpływu czasu własnego, czasu historycznego i otoczenia. Jest zatem zasadne rozważanie tych związków w kategoriach translacji demograficznej, co może w wielu przypadkach wyjaśnić procesy w skali makroekonomicznej. Mówiąc prościej, za pomocą teorii translacji demograficznej można byłoby lepiej wyjaśnić niejedną z kryzysów gospodarczych w podobny sposób, w jaki tłumaczymy zjawisko *baby boom* z lat 50. XX w. i *baby dust* na przełomie wieku XX i XXI.

W latach 60. i 70. ub. wieku w publicystyce i w wielu opracowaniach naukowych poświęcono wiele miejsca na tłumaczenie „nadzwyczajnie” wysokiej dzietności Polek w latach 50. ub. wieku, w szczególności na ziemiach zachodnich i północnych. Jak się później okazało w innych krajach, i to po obu stronach „żelaznej kurtyny”, dzietność w ujęciu transwersalnym również była bardzo wysoka. Jednakże w generacjach rzeczywistych płodność kobiet cały czas spadała. Każde kolejne pokolenie kobiet miało mniej dzieci. W generacjach rzeczywistych zmianie ulegał jedynie rozkład urodzeń według wieku kobiet. Niemal we wszystkich tych krajach kobiety, wchodzące w okres rozrodczy po drugiej wojnie światowej, wcześniej wychodziły za mąż i wcześniej zaczynały rodzić dzieci²². Był to wynik ogólnoswiatowego postępu cywilizacyjnego, industrializacji i urbanizacji, kiedy młodzi ludzie szybciej mogli zdobyć wykształcenie, opuścić rodzinne gniazdo, usamodzielnic się i założyć własną rodzinę. Kolejny *mini baby boom* w Polsce w latach 1982—1985 był efektem stanu wojennego, co w swoim czasie nazwałem *syndromem praskim*²³. Od tego czasu współczynniki dzietności teoretycznej stale opadały aż do 2003 r., kiedy osiągnęły najniższy poziom — 1,22 dziecka na kobietę.

W innych krajach europejskich dzietność kształtowała się podobnie, co także można nazwać tendencją ogólnoswiatową. W krajach nordyckich, gdzie tzw. drugie przejście demograficzne miało swój początek, obecnie, po 40 latach, obserwujemy dzietność w ujęciu transwersalnym na poziomie 2 dzieci na kobietę. Wszystko wskazuje na to, że idziemy tymi samymi torami, którymi przeszły wcześniej kraje skandynawskie, a następnie Europa Zachodnia. Zatem w generacjach rzeczywistych w Polsce kobiety znajdujące się w okresie reprodukcyjnym nie powinny mieć tak mało dzieci, jak by to wynikało z ujęcia transwersalnego. Jest wielce prawdopodobne, że także teraz mamy do czynienia ze zmianą rozkładu urodzeń w generacjach rzeczywistych. Tym razem polega to na odrzucaniu urodzeń z powodu kształcenia i kariery zawodowej kobiet. Przeciętny

²² Por. Paradyś J. (1985), *Wielowymiarowa analiza reprodukcji ludności*. „Zeszyty Naukowe Akademii Ekonomicznej w Poznaniu”, Poznań, s. 168—184, i tenże (1990), *Reprodukcja ludności w Polsce. Studium metodologiczno-poznawcze*. Szkoła Główna Planowania i Statystyki, Warszawa, s. 197—230.

²³ Paradyś J. (1990), *Reprodukcja...*, op. cit., s. 186—187.

wiek macierzyństwa w ciągu ostatnich 20 lat wzrósł aż o ponad 2,3 roku, w przypadku rodzenia pierwszego dziecka prawie o 3 lata.

Czy problem mechanizmu translacji demograficznej może istnieć w odniesieniu do przedsiębiorczości? Oczywiście, że tak i to w obu wspomnianych ujęciach: a) jako coś, co bywa nazywane demografią przedsiębiorstw, b) jako demografia przedsiębiorców. Zaczniemy od tej ostatniej, jako bardziej powiązanej z demografią „ludzką”. Dana kohorta przedsiębiorców, utworzona w określonych warunkach, z czasem nabiera doświadczenia. Słabsi, mniej szczęśliwi w swoich życiowych wyborach ponoszą porażki, inni osiągają sukces. W końcu jednak i tutaj biologia człowieka upomina się o swoje prawa i efektywność ekonomiczna przedsiębiorców, po osiągnięciu najwyższego poziomu powiedzmy ok. 40. roku życia, powoli się obniża i następuje ich stopniowa dezaktywizacja. Dodatkowym czynnikiem działającym w układzie transwersalnym jest otoczenie rynku, zmiana prawa, koniunktura gospodarcza. W konsekwencji także i tutaj możemy mieć do czynienia ze zmianami krzywych efektywności w poszczególnych kohortach przedsiębiorców, podobnych do tego, co obserwujemy w przypadku procesów demograficznych.

Wzorem demografii „ludzkiej”, możemy zbudować system cząstkowych współczynników pierwszej i drugiej kategorii, a na ich podstawie obliczyć miary koniunktury ekonomicznej. Można oczekiwać, że dzięki temu ujęciu łatwiej zrozumiemy takie zachowania firm na rynku, jak: absorpcja środków pomocowych, ich innowacyjność czy strategię przetrwania w czasie kryzysu. Wymiary finansowe zdarzeń ekonomicznych stwarzają pewne problemy przy przenoszeniu metodologii między obydwoma dziedzinami badań, ale jednocześnie mogą one stanowić impuls do rozwoju metodologii.

W przypadku demografii przedsiębiorstw analogie między tymi ujęciami nie są już tak widoczne, jak przy demografii przedsiębiorców. Istnieje szereg elementów rozbieżnych w analizie kohorty rodzin i gospodarstw domowych z jednej strony oraz kohortą przedsiębiorstw z drugiej. Jednak im mniejsze przedsiębiorstwo, tym te różnice w obu zastosowaniach wydają się mniej ważne. W przypadku firm jednoosobowych czy przedsiębiorstw rodzinnych, które stanowią duży odsetek mikroprzedsiębiorstw, analiza kohortowa w szerszym znaczeniu, obejmująca kohorty rzeczywiste i transwersalne, powinna dać dobre rezultaty w badaniu mikroprzedsiębiorczości. W odniesieniu do firm jednoosobowych można byłoby spojrzeć jeszcze na demografię przedsiębiorstw, jako badanie ekonomicznego wymiaru człowieka. Dotychczas nie spotkałem się ze sprzeciwem wobec stosowania metod demograficznych w badaniu rynku pracy, karier zawodowych czy edukacyjnych. Dość naturalne wydają się nam pojęcia kohorty studentów, nowo zatrudnionych, bezrobotnych czy generacji absolwentów. Zatem nie powinny budzić naszych oporów takie pojęcia, jak *kohorta przedsiębiorstw* czy *subkohorta* w zależności od osiągniętego wyniku ekonomicznego.

Czy demografowie powinni zaprotestować przeciwko nazwie *demografia przedsiębiorstw*? Jakie mają do tego prawo? Załóżmy, że pozycja demografii polskiej jest tak mocna na arenie międzynarodowej, że mogą nakazywać czy zakazywać używania określonych terminów naukowych. Czy Komitet Nauk Demograficznych PAN może zakazać, np. F. Coppensowi i F. Verduyn²⁴ używania terminu *demografia przedsiębiorstw*? Czy jest to jednak w ogóle problem demografów? Jak już wspomniałem, demografowie w ciągu wieków wypracowali system analizy, który z sukcesem może być wykorzystany nad badaniem rozwoju innych populacji, nie tylko ludzkich. Ekonomiści badający przedsiębiorczość, przyjmując ten system od demografów, nazwali go *demografią przedsiębiorstw*. I dopóki nie dorobią się tutaj własnych oryginalnych rozwiązań analitycznych, mają nie tylko prawo, ale moralny obowiązek nazywać to *demografią przedsiębiorstw*, bo ona powstała w określonej dziedzinie wiedzy i jest związana z nazwiskami konkretnych odkrywców. Nie jest wykluczone, że z czasem powstanie tutaj jakaś nowa nauka, np. *firmografia*²⁵, ale równie dobrze *demografia* w odniesieniu do przedsiębiorstw podzieli los populacji, statystyki, regresji czy wielu innych pojęć, które z czasem zmieniły swoje pierwotne znaczenie. W tym przypadku pojęcie demografii oznaczałoby określony sposób obserwacji i badania dowolnych populacji. Na razie, jak się okazuje, ekonomia i ekonomiści potrzebują demografii i demografów. Obowiązkiem demografów jest im służyć.

dr hab. Jan Paradysz — profesor Uniwersytetu Ekonomicznego w Poznaniu

SUMMARY

*The article is polemic with the study of professors C. Domański and M. Szreder titled *Demografia oderwana od populacji ludzkiej?* (Demography without Reference to Human Population?) published in "Statistical News" No. 12/2010. The Author, inspired by the a.m. text as well as by discussion during Conference ("Summer Demography School" in Sopot on the 20—22 September 2010) on the use of the notion "demography of enterprises", presents his considerations on changeability of the statistical terminology especially in this very new science field. A question was presented during discussion, if Polish demographers are right addressees of the appeal for the terminology clarity for a new survey area. This very area does not belong to them.*

²⁴ Coppens F., Verduyn F. (2009), *Analyse de la démographie des entreprises au moyen des chaînes de Markov — Une application aux données belges*, „NBB Working Paper”, No. 170, „Research Series”.

²⁵ Być może poprawniej byłoby nawiązać do języka greckiego w obu członach tej nowej nazwy i określić tę rodzącą się dziedzinę badań jako *ekonomografia*, ale to już jest problem ekonomistów, a nie demografów od populacji ludzkich.

РЕЗЮМЕ

Статья является полемикой со статьями профессоров Ч. Доманьского и М. Шредэра. Демография оторвана от человеческой популяции, напечатанной в Статистических ведомостях в номере 12/2010.

Под влиянием указанного текста, а также беседы, которая состоялась во время научной конференции (конференция в серии Летней школы демографии, г. Сопот, 20—22 сентября 2010 г.) по вопросу использования понятия «демография предприятий», автор в статье охарактеризовал собственные размышления по теме изменения статистических названий с особым акцентом на новую область обследований, какой является демография предприятий. В статье обращается внимание на то, являются ли польские демографы компетентными получателями вызова, чтобы сохранить чистоту терминологии новой области обследований, которая в принципе уже к им не принадлежит.

Bogdan STEFANOWICZ

O demografii bez ludności

Artykuł profesora Jana Paradysza *Apologia demografii, czyli problem istnienia demografii bez ludności* jest interesującym głosem w sprawie posługiwania się terminem „demografia przedsiębiorstw” w kontekście analiz zbiorowości przedsiębiorstw jako zachowujących się na wzór populacji ludzkich. Autor przytacza trudne do obalenia argumenty w sprawie zasadności tego terminu. Przedstawia ciekawy obraz rozwoju badań zarówno w zakresie demografii, jak i statystyki. Stawia też pytanie: *Czy problem mechanizmu translacji demograficznej może istnieć w odniesieniu do przedsiębiorczości?* I odpowiada, że może.

Jednak do argumentacji Autora można mieć wątpliwości. To prawda, że termin „demografia przedsiębiorstw” już się utrwalił w światowej literaturze przedmiotu i żadne zakazy ani nakazy „urzędowe” nie byłyby na miejscu. Zresztą z analogiczną sytuacją mamy do czynienia w wielu innych dziedzinach, jak np. z terminem „sztuczna inteligencja”, w odniesieniu do którego niektórzy wręcz twierdzą, że nie ma czegoś takiego (choćby jeżeli twierdzą, że czegoś takiego nie ma, to w istocie czego? Musieliby zdefiniować to, czego nie ma). Ale termin jest. I nie chodzi o to, aby ktoś komuś zabraniał posługiwania się jakimś terminem. Prof. Jan Paradysz ma rację pisząc, że terminologia ewoluuje.

Wszakże razi mnie, laika w tej dziedzinie, nadużywanie terminu „demografia”. W artykule znajdujemy mocne argumenty Autora, że analiza przedsię-

biorstw wykorzystuje metody rozwijane w demografii. Autor wykazał zasadność posługiwania się metodami demograficznymi w odniesieniu do badania zbiorowości przedsiębiorstw, ale to nie jest to samo, co termin „demografia przedsiębiorstw”. Brakuje uzasadnienia, że zbiorowość przedsiębiorstw i populacja ludzi charakteryzują się analogicznymi cechami. Wiek, owszem, można przypisać obu populacjom. Ale ja nie potrafię dopatrzeć się w „demografii przedsiębiorstw” pełniejszego zestawu cech opisujących ludzi — choćby płeć. Osobiście upatrywałbym podobieństwa m.in. na gruncie pojęcia „życie” — obie populacje przejawiają dynamizm i określone tendencje rozwojowe, co daje podstawy do rozwijania metod badania ich dynamiki. Ale czy to wystarczy?

Co więc czynić? Można wymienić dwa rozwiązania:

- unikać tego drażliwego terminu wszędzie, gdzie się da. Może sam „uschnie”?
- zredefiniować termin „demografia” tak, żeby czytelnik (zwłaszcza mniej przygotowany) wiedział, o co chodzi.

Zapożyczenie „nie swojego” terminu z innej dziedziny inspiruje do podjęcia nowych badań z wykorzystaniem analogii. Za każdym razem zachodzi wszakże konieczność wyjaśnienia sensu „obcego” terminu — zachowując jego treść zgodnie ze znaczeniem w dziedzinie, z której jest zapożyczany, trzeba go zdefiniować z wykorzystaniem terminologii właściwej dla nowej dziedziny, w nowym kontekście. Inaczej powstaje chaos terminologiczny, co można potraktować jako lekceważenie czytelników.

prof. dr hab. Bogdan Stefanowicz — *Wyższa Szkoła Informatyki Stosowanej i Zarządzania* pod auspicjami PAN

BADANIA I ANALIZY

Barbara PTASZYŃSKA

Restrukturyzacja zadłużenia zagranicznego Polski

Zadłużenie zagraniczne każdego kraju to problem poważny, mający istotny wpływ na stabilność i perspektywy rozwoju gospodarki. Według danych NBP zadłużenie zagraniczne wzrosło w 2009 r. o 10% w porównaniu do roku poprzedniego. Jednak większość tego wzrostu była rezultatem zmiany relacji USD do euro, a nie zaciągania nowych zobowiązań przez rząd polski, banki czy

przedsiębiorstwa. Jednak dług zagraniczny powiększa się i to pomimo bolesnych doświadczeń lat 70. ub. wieku. Może to stanowić zagrożenie dla gospodarki. Zagrożenie wynika nie tylko z wielkości tego zadłużenia, ale i z uwarunkowań makroekonomicznych, które określają możliwości jego spłaty w przyszłości.

Celem artykułu jest analiza zadłużenia zagranicznego Polski w latach 1995—2009 na tle zmian zachodzących w latach wcześniejszych oraz zdefiniowanie zagrożeń wynikających z tego zadłużenia dla gospodarki w najbliższej przyszłości.

ZADŁUŻENIE ZAGRANICZNE W LATACH 70. I 80.

Na początku lat 70. zadłużenie zagraniczne Polski w walutach wymienialnych wynosiło zaledwie 1 mld USD, przy wpływach z eksportu sięgających wówczas 1,3 mld USD. Zapoczątkowana wtedy polityka przyspieszenia wzrostu gospodarczego opierała się w dużej mierze na kredytach w walutach wymienialnych. W latach 1971—1980 Polska wykorzystała prawie 40 mld USD¹. Refinansowanie długu okazało się jednak bardzo kosztowne, a wysokie płatności odsetkowe powiększały saldo zadłużenia zagranicznego. O pogarszającej się wówczas sytuacji kraju świadczą następujące dane:

- w 1976 r. zadłużenie przekroczyło poziom dwuletnich wpływów z eksportu towarów;
- w 1978 r. zadłużenie przekroczyło trzyletnie wpływy z eksportu,
- w 1980 r. obsługa zadłużenia przekroczyła ówczesne wpływy z eksportu.

W obliczu problemów z uzyskiwaniem kredytów długo- i krótkoterminowych, gwarantujących płynność finansową Polska znalazła się w pułapce zadłużenia. Rząd podjął decyzję o zawieszeniu spłaty długu, co spowodowało jego gwałtowny wzrost. W 1989 r. zadłużenie zagraniczne wynosiło 42,3 mld USD, co stanowiło równowartość pięcioletniego eksportu towarów. Należy dodać, że od początku lat 80. obok zagranicznego powstawał dług krajowy (jako konsekwencja finansowania deficytów budżetowych) pokrywany nieoprocentowanym kredytem NBP. W latach 90. Polska gospodarka weszła z zadłużeniem sięgającym 95% PKB, z czego aż 87% stanowiło zadłużenie z lat 70². Polska była w stanie regulować jedynie część należnych odsetek, co jeszcze powiększało stan zadłużenia. Dopiero pożyczka uzyskana w roku 1993 z MFW oraz porozumienie zawarte z Klubem Paryskim i Klubem Londyńskim o restrukturyzacji zadłużenia³ wraz z przezwyciężeniem kryzysu towarzyszącego początkom trans-

¹ Por. H. Żywiecka, J. May, *Dług publiczny. Źródła powstania i konsekwencje*, NBP Poznań 2007 — materiał niepublikowany.

² Por. *ibidem*.

³ Na mocy porozumienia z MFW Polska otrzymała 655 mln USD kredytu, porozumienie z Klubem Paryskim umożliwiło obniżenie wartości zadłużenia o 50% oraz wydłużenie spłat rat kapitałowych do końca 2014 r. W ramach porozumienia z Klubem Londyńskim wydano obligacje 20- i 30-letnie Brady'ego, których spłata ma być zakończona do roku 2024. W roku 2005 spłacono przed terminem 29% zobowiązań wobec Klubu Paryskiego. Przedterminowy wykup zadłużenia sfinansowano emisją obligacji zagranicznych.

formacji pozwoliło na stopniową normalizację stosunków kredytowych z zagranicą i odzyskanie wiarygodności kredytowej Polski.

DŁUG ZAGRANICZNY W LATACH 1995—2009

Zadłużenie zagraniczne Polski według metody stosowanej przez NBP na koniec 2009 r. wyniosło ponad 796 mld zł. W porównaniu z rokiem poprzednim wzrosło o 10%, ale w stosunku do poziomu z roku 1995 — pięciokrotnie. W 1995 r. 85% długu zagranicznego Polski stanowiło zadłużenie sektora rządowego i pozarządowego, z kolei w 2009 r. — już tylko 23,3%. Prawie połowę zobowiązań stanowiły natomiast kredyty i pożyczki otrzymane przez sektor pozarządowy i pozabankowy. Strukturę zadłużenia zagranicznego Polski po roku 1995 przedstawia tabl. 1.

**TABL. 1. STRUKTURA ZADŁUŻENIA ZAGRANICZNEGO POLSKI
W PODZIALE NA PODMIOTY W MLD ZŁ**

L a t a	Zadłużenie zagraniczne ogółem	Zadłużenie NBP	Zadłużenie sektorów rządowego i samorządowego	Zadłużenie sektora bankowego	Zadłużenie sektorów pozarządowego i pozabankowego
1995	129,5	0,4	110,2	4,5	14,4
1996	136,7	0,8	104,3	7,2	24,4
1997	174,6	2,8	121,0	12,9	37,9
1998	207,4	3,2	119,5	18,0	66,7
1999	271,4	7,6	133,2	27,2	103,4
2000	287,7	1,8	136,6	25,3	124,0
2001	286,8	1,7	116,6	26,8	141,7
2002	325,8	0,4	137,2	28,9	159,3
2003	400,1	0,7	168,4	41,2	189,8
2004	387,1	0,3	172,8	43,1	170,9
2005	431,9	6,3	192,0	48,7	184,9
2006	493,8	3,6	197,3	68,0	224,9
2007	570,0	20,2	192,8	97,8	259,2
2008	721,0	7,1	200,5	177,8	335,6

Źródło: na podstawie: *Polska. Zadłużenie zagraniczne* (2010), NBP.

Strukturę walutową długu w przeważającej części stanowią kredyty i obligacje nominowane w euro. Każde umocnienie waluty europejskiej skutkuje wzrostem zadłużenia wyrażonego w PLN. Na przykład z wyk. 1 wynika, że zadłużenie zagraniczne w latach 2001 i 2004 w porównaniu do lat poprzednich zmniejszyło się w ujęciu PLN, ale wzrosło w przeliczeniu na euro i USD. Dla porównania poniżej zaprezentowano dynamikę zadłużenia zagranicznego wyrażoną w PLN, euro oraz USD.

Zaciąganie zobowiązań kosztuje. Tylko budżet państwa na obsługę zadłużenia zagranicznego wydaje każdego roku ok. 2% ogółu wydatków, czyli 0,5% PKB.

Koszty te jednak mogą ulec zmianie w sytuacji deprecjacji złotego oraz trudności ze sprzedażą na rynku finansowym dostatecznej ilości obligacji. Było to widoczne w roku 2009, kiedy drogie euro podniosło koszt obsługi długu zagranicznego o ok. 0,9 mld zł. Potrzeby walutowe państwa w tym czasie wynosiły 4,9 mld euro (w tym 1,7 mld przeznaczono na obsługę długu). Na ich pokrycie wyemitowano 5-letnie obligacje z rentownością 5,94%, podczas gdy rok wcześniej 10-letnie z rentownością 5,64%⁴.

Należy dodać, że strategia zarządzania długiem sektora finansów publicznych na lata 2010—2012 przewiduje okresowy wzrost kosztów obsługi zadłużenia zagranicznego do 0,59% PKB w roku 2011 i 0,61% w 2012 r.⁵ W latach poprzednich koszt zadłużenia zagranicznego kształtował się od 0,49% w 2001 r. do 0,37% w 2005 r.⁶

⁴ www.Gazeta.pl/gospodarka, z 23 lutego 2009 r.

⁵ *Strategia zarządzania długiem sektora finansów publicznych w latach 2010—2012* (2009), Min. Finansów.

⁶ *Raport roczny. Dług publiczny 2009 rok* (2009 i lata wcześniejsze), Min. Finansów.

UWARUNKOWANIA MAKROEKONOMICZNE ZADŁUŻENIA ZAGRANICZNEGO

Analizując dane statystyczne dotyczące zadłużenia zagranicznego nie sposób pominąć kwestii obsługi długu. Zdolność do jego obsługi ocenia się przez pryzmat wpływów z eksportu oraz tempa wzrostu PKB. Tylko w latach 2001 i 2004 dynamika PKB była wyższa niż dynamika zadłużenia zagranicznego, w pozostałych latach była niższa. Przychody z eksportu towarów i usług w porównaniu do wielkości zadłużenia rosły, ale nadal są niższe od wielkości tego zadłużenia. Relacja zadłużenia do eksportu towarów i usług zwiększa się od roku 2005, co wskazuje na pogorszenie zdolności gospodarki do obsługi zadłużenia zagranicznego Polski (tabl. 2).

Możliwość spłaty zadłużenia wyznacza przede wszystkim stan rachunku obrotów bieżących z zagranicą. Warto przypomnieć, że finansowanie obsługi długu może odbywać się przez dodatnie saldo na rachunku obrotów bieżących bilansu płatniczego lub przez saldo na rachunku kapitałowym⁷. Saldo obrotów bieżących jest łączną miarą rozliczeń gospodarki z zagranicą. Nadwyżka obrotów bieżących umożliwia częściową spłatę zadłużenia zagranicznego. Deficyt oznacza, że część dóbr i usług kupowana jest na kredyt, a jego rosnąca wartość zwiększa dług zagraniczny.

⁷ Czepiel W. (2000), *Obsługa zadłużenia zagranicznego Polski a deficyt płatności bieżących*, „Bank i Kredyt”, nr 5, s. 15 i 16.

TABL. 2. OCENA ZDOLNOŚCI GOSPODARKI DO OBSŁUGI DŁUGU

L a t a	Eksport (w ujęciu płatniczym)	Zadłużenie zagraniczne	Relacja zadłużenia do eksportu towarów i usług	Dynamika eksportu w cenach bieżących	Dynamika zadłużenia zagranicz- nego	Dynamika PKB w cenach stałych
	w mld zł			rok poprzedni=100		
1995	86,6	129,6	1,5	—	—	107,0
1996	100,6	136,7	1,4	116,2	105,5	106,0
1997	130,1	174,6	1,3	129,3	127,7	106,8
1998	150,3	207,4	1,4	115,5	118,8	105,0
1999	152,4	271,5	1,8	101,4	130,9	104,5
2000	201,6	287,8	1,4	132,3	106,0	104,3
2001	210,6	286,9	1,4	104,5	99,7	101,2
2002	231,4	325,8	1,4	109,9	113,5	101,4
2003	280,7	401,3	1,4	121,3	123,2	103,9
2004	346,4	388,7	1,1	123,4	96,9	105,3
2005	364,0	433,5	1,2	105,2	111,5	103,6
2006	427,5	493,7	1,2	117,4	113,8	106,2
2007	479,2	569,9	1,2	112,1	115,4	106,8
2008	508,7	721,1	1,4	106,2	126,5	105,0
2009	522,5	796,7	1,5	102,7	110,4	101,8

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

Saldo obrotów bieżących wyrażone w % PKB postrzegane jest jako miara wiarygodności kraju i wpływa na wielkość napływającego kapitału. Jego narastanie w długim okresie może obniżyć atrakcyjność rynku polskiego w oczach zagranicznych inwestorów⁸. Za niebezpieczny — dla utrzymania w kraju kapitału zagranicznego — uznaje się wysokość tego wskaźnika na poziomie 5% PKB⁹.

Od początku lat 90. obserwowaliśmy znaczący wzrost obrotów towarowych handlu zagranicznego. Eksport wzrósł z 14,9 mld USD w 1991 r. do 171,9 mld USD w roku 2008, ale import odpowiednio z 15,5 mld USD do 210,5 mld USD. W efekcie wzrosło zadłużenie zagraniczne, co wyraża ujemne saldo na rachunku bieżącym wynoszące w 2008 r. — 69,2 mld PLN (19,5 mld euro), czyli 5,4% PKB¹⁰. Unowocześnienie gospodarki za pomocą wysokiego importu inwestycyjnego i zaopatrzeniowego, a początkowo również konsumpcyjnego w połączeniu ze stopniowym umacnianiem się złotego w stosunku do koszyka głównych walut, przyczyniło się w znacznej mierze do narastania nierównowagi

⁸ Sulmicki J. (2000), *Ryzyko wystąpienia kryzysu finansowego nowej generacji w Polsce*, „Ekonomista”, nr 4, s. 471.

⁹ Bodo M. (2001 i 2002), *Zadłużenie zagraniczne Polski: metody i możliwości spłaty*, „Gospodarka”, nr 5 i 6, SGH, s. 59—70.

¹⁰ *Polska 2009* (2009 i lata wcześniejsze), *Raport o stanie handlu zagranicznego*, Min. Gospodarki.

w handlu zagranicznym¹¹. Saldo na rachunku obrotów bieżących od roku 1996 było ujemne. Próg utrzymania kapitału zagranicznego został przekroczony w latach 1999, 2000 i 2008. Narastanie salda obrotów bieżących w relacji do PKB przedstawia poniższy wyk. 3.

Deficyt obrotów bieżących powiększa zatem każdego roku zadłużenie zagraniczne Polski, poza tym jest on w coraz mniejszym zakresie finansowany wpływami z bezpośrednich inwestycji zagranicznych. Ich miejsce zajmuje napływ krótkoterminowego kapitału¹², co może zwiększyć ryzyko przyszłego finansowania zadłużenia zagranicznego.

W 2008 r. deficyt obrotów bieżących tylko w 44% został sfinansowany napływem kapitału zagranicznego w postaci inwestycji bezpośrednich, ale rok wcześniej w 90%. Niekorzystny dla zagranicznych inwestorów kurs naszej wa-

¹¹ Warto zauważyć, że inwestycje zagraniczne (przynajmniej w początkowej fazie wdrażania) przyczyniają się do wzrostu importu, a w konsekwencji do narastania deficytu bilansu handlowego (a więc i bilansu obrotów bieżących), co w długim okresie może obniżyć atrakcyjność rynku polskiego w oczach zagranicznych inwestorów.

¹² Napływ kapitału krótkoterminowego potęguje utrzymująca się wysoka rentowność lokat w papierach wartościowe oraz wysokie realne stopy procentowe.

luty obniżył atrakcyjność inwestycyjną Polski w roku 2008, a światowy kryzys finansowy skłonił inwestorów do większej ostrożności. Wszystko to spowodowało, że w roku 2009 zmniejszyło się zainteresowanie inwestycjami w Polsce¹³ do 1,2 mld USD. Jednocześnie poprawiło się saldo obrotów na rachunku bieżącym, ponieważ niższy był deficyt obrotów towarowych. Reasumując, można zauważyć, że zmniejsza się stopień pokrycia deficytu obrotów bieżących przez napływ bezpośrednich inwestycji zagranicznych i zwiększa relacja długu do PKB.

Wysokie deficyty na rachunku bieżącym zazwyczaj rodzą pytanie, czy dany kraj będzie w stanie spłacić swoje długi. Jeżeli inwestorzy uznają, że może on mieć kłopoty ze spłatą swojego zadłużenia, mogą odmówić udzielania dalszych pożyczek. W takiej sytuacji waluta kraju może ulec osłabieniu, co powiększy zadłużenie zagraniczne. Dlatego też dla zapewnienia bezpieczeństwa wymiany z zagranicą, istotne jest posiadanie odpowiednich rezerw walutowych. Im wyższy ich poziom, tym większa wiarygodność kraju. Rezerwy walutowe są też potencjalnym źródłem finansowania zobowiązań wobec innych państw. Dane zawarte w tabl. 3 potwierdzają, że Polska dysponuje dużymi i stale rosnącymi rezerwami walutowymi. Sytuacja taka podnosi wiarygodność finansową naszego kraju. Przekonuje, że mimo rosnącego zadłużenia zagranicznego Polska nie będzie miała większych problemów z regulowaniem bieżących zobowiązań w walutach obcych.

TABL. 3. WYBRANE WSKAŹNIKI BEZPIECZEŃSTWA FINANSOWEGO POLSKI

L a t a	Relacja wartości BIZ do salda obrotów bieżących w %	Relacja zadłużenia zagranicznego do PKB w %	Oficjalne aktywa rezerwowe w mld euro	Relacja krótkoterminowego zadłużenia zagranicznego do wielkości rezerw ofi- cjalnych
2001	107,7	38,5	30,1	2,7
2002	76,7	40,3	28,5	2,8
2003	84,9	47,6	27,1	3,1
2004	116,1	42,0	27,0	3,5
2005	184,4	44,0	36,0	3,1
2006	115,8	46,6	36,8	3,5
2007	90,3	48,4	44,7	3,6
2008	44,0	56,6	44,1	3,9
2009	.	59,3	55,2	3,5

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

¹³ W opublikowanym w czerwcu 2008 r. raporcie, przygotowanym przez firmę doradczą Ernest & Young, Polska znalazła się na pierwszym miejscu w Europie pod względem atrakcyjności dla inwestycji zagranicznych. Zdecydowały o tym głównie położenie geograficzne i relatywnie niskie koszty pracy. Prawie połowa firm europejskich nadal rozważa możliwość rozwijania działalności, ale coraz więcej z nich zastanawia się nad zaniechaniem działalności gospodarczej w Europie i przeniesienie jej na Daleki Wschód.

RYZIKO ZADŁUŻENIA ZAGRANICZNEGO

Zaciąganie zobowiązań w walutach obcych zawsze wiąże się z ryzykiem. Dotyczy ono przede wszystkim możliwości zmian kursów walutowych, a także zmian oprocentowania kredytów, uwarunkowanych sytuacją makroekonomiczną oraz możliwości uzyskania środków pożyczkowych na rynkach finansowych.

Jednym z podstawowych zagrożeń związanych z pożyczkami w walutach obcych jest ryzyko kursowe. Wynika ono z zadłużenia nominowanego i rozliczanego w walutach obcych i jest przejawem wrażliwości poziomu długu i kosztów jego obsługi na zmiany kursów walutowych. Aprecjacja lub deprecjacja złotego wobec waluty obcej powoduje proporcjonalny wzrost lub spadek zadłużenia w tej walucie i kosztów jego obsługi¹⁴.

W latach 2001—2008 obserwowaliśmy wyraźną aprecjację złotego w stosunku do euro oraz USD. Wpływało to na niskie koszty obsługi zagranicznego długu publicznego i niskie ryzyko kursowe. Wyraźny spadek wartości złotego w stosunku do obu walut wystąpił w roku 2009 (średni kurs USD w stosunku do 2008 r. wzrósł o 23%, a euro o 14%). Z tego tytułu znacznie wzrosło ryzyko kursowe zadłużenia zagranicznego. Kształtowanie się kursów walutowych w latach 1999—2008 przedstawia wyk. 4.

¹⁴ *Raport roczny. Dług publiczny 2005 rok* (2006), Min. Finansów, s. 50.

Istotnym zagrożeniem związanym z długiem zagranicznym jest ryzyko refinansowania. Dotyczy ono zdolności wykupu zapadającego długu oraz warunków, na których jest on refinansowany. Im wyższa płatność i im bliższy jej termin, tym większe ryzyko. Do ograniczenia tego ryzyka przyczynia się wydłużenie okresu zapadalności oraz równomierne rozłożenie wykupów w czasie. Znaczenie ma również wielkość długu¹⁵.

Miarą oceny tego ryzyka w odniesieniu do zadłużenia zagranicznego może być jego zapadalność. Im krótsza, tym większe ryzyko. Analizując strukturę zadłużenia zagranicznego w latach 1995—2009 należy stwierdzić, że zadłużenie krótkoterminowe (do roku), to najmniej wskazane dla ryzyka, stanowiło najmniejszą jego część. W 1995 r. 93% długu zagranicznego było zadłużeniem długoterminowym, w 2008 r. — 73,3%. Mimo że skraca się czas wykupu zadłużenia zagranicznego, to nadal ryzyko jego refinansowania nie jest wysokie. Strukturę zadłużenia zagranicznego Polski w mld zł przedstawia wyk. 5.

Pomimo spłotu, w ostatnich latach, wielu niekorzystnych dla zadłużenia zagranicznego uwarunkowań makroekonomicznych, to wiarygodność kredytowa

¹⁵ *Raport roczny. Dług publiczny 2005 rok* (2006), Min. Finansów, s. 48.

Polski, odzwierciedlająca wyniki rodzimej gospodarki oraz sytuację w finansach publicznych, oceniana jest wysoko. Trzy najważniejsze agencje ratingowe Standard & Poor's, Moody's i Fitch oceniają ją na poziomie A — z perspektywą stabilną¹⁶. Oznacza to umiarkowane ryzyko niestabilności zewnętrznej i pozwala na stosunkowo bezpieczne finansowanie potrzeb pożyczkowych kraju¹⁷.

Podsumowanie

Zadłużenie zagraniczne rośnie zarówno w wielkościach bezwzględnych, jak i w relacji do PKB. Największym dłużnikiem zagranicznych wierzycieli jest obecnie sektor pozabankowy i pozarządowy. Jego zobowiązania wobec zagranicy sięgają rzędu 125 mld USD. Rząd i samorządy zadłużyły się za granicą na prawie 88 mld USD, głównie sprzedając tam papiery dłużne.

Deprecjacja waluty krajowej podnosi koszt zadłużenia zagranicznego i jego wartość. Zagroženiem jest niekorzystny rozwój sytuacji makroekonomicznej, m.in. niższa dynamika PKB oraz powiększające się od 2005 r. ujemne saldo obrotów bieżących, finansowane w coraz większym stopniu kapitałem krótkoterminowym przyciąganym wysoką rentownością lokat w papiery wartościowe. Zjawiska te powodują wzrost relacji długu do PKB. Niekorzystna sytuacja w zakresie bilansu płatniczego ogranicza możliwości zaciągania długu na rynkach międzynarodowych, zwłaszcza w okresach wysokiego natężenia obsługi zadłużenia zagranicznego (np. natężenie spłaty zadłużenia z lat 70. w postaci obligacji Brady'ego nastąpi w latach 2010—2014). Wysoki poziom rezerw walutowych przekonuje jednak, że mimo wysokiego zadłużenia zagranicznego Polska nie będzie miała problemów z regulowaniem bieżących zobowiązań.

Kryzys na rynkach światowych powoduje, że trudniej jest uzyskać nowe środki na sfinansowanie zadłużenia po racjonalnym koszcie. Trzeba w większym zakresie finansować je papierami wartościowymi o krótszym terminie wykupu. Ryzyko zadłużenia zagranicznego rośnie, ale nadal jest ono stosunkowo niskie.

dr Barbara Ptaszyńska — *Zespół Szkół Agrobiznesu w Rogoźnie*

¹⁶ Dragan A. (2010), *Sytuacja gospodarcza Grecji, Hiszpanii, Irlandii, Islandii, Estonii, na Litwie i Łotwie oraz w Polsce — skutki kryzysu*, Kancelaria Senatu Biuro Analiz i Dokumentacji, Warszawa; www.Forsal.pl, Giełda Waluty Finanse 24 maja 2010 r.

¹⁷ Rating ocenia jakość dłużnych papierów wartościowych pod kątem wiarygodności finansowej emitenta oraz warunków panujących na rynku. Przedmiotem oceny są obligacje, krótkoterminowe papiery dłużne, podmioty zaciągające zobowiązania oraz rządy państw. Skalę ratingu wyraża się symbolami literowymi oraz znakami „+”, „-” dla określenia różnic w ramach jednej kategorii. Dla zobowiązań długoterminowych najwyższy rating oznaczony jest symbolem AAA i oznacza obligacje o najwyższej jakości kredytowej (por. European Ratings Guide, Merrill Lynch 2000, s. 24).

SUMMARY

The aim of the article is to analyze Poland's foreign debt in years 1995—2009 in relation to changes occurred in earlier years as well as definition of economic dangers in the next future. Disadvantageous balance of payments reduces possibilities to run up a debt on international markets although high currency reserves allow Poland to settle current liabilities without problems. The foreign debt risk grows but it is as before relatively low. However disadvantageous macro-economic development conditions can change this situation.

РЕЗЮМЕ

Целью статьи является анализ внешней задолженности Польши в 1995—2009 гг на фоне изменений происходящих в предыдущие годы, а также определение угроз для экономики в будущем, являющихся результатом этой задолженности.

Невыгодное положение в области платежного баланса ограничивает возможности увеличения задолженности на международных рынках, хотя высокий уровень валютных резервов разрешает Польше (несмотря на высокую внешнюю задолженность) уплачивать без проблем текущие обязанности. Риск внешней задолженности увеличивается, но он попрежнему относительно низкий. Невыгодное развитие макроэкономической ситуации может тем не менее это положение изменить.

Anna GONDEK

Prognozowanie rodności w Polsce metodą analogii przestrzenno-czasowych

Lata 90. ub. wieku obfitowały w przemiany ustrojowe w krajach Europy Wschodniej i Środkowej, które wcześniej prowadziły gospodarkę centralnie planowaną. Zmiany te miały szereg konsekwencji społecznych i gospodarczych. Z kolei w krajach Europy Zachodniej, mających od lat gospodarkę rynkową, nasiliły się zmiany społeczno-gospodarcze wynikające z rozszerzenia Unii Europejskiej (UE).

Pomiar procesów i ocena skutków społeczno-gospodarczych nabiera dziś szczególnego znaczenia. W UE od lat obserwuje się niekorzystne tendencje w kształtowaniu się zjawisk demograficznych. Należy postawić pytanie: czy

Polska kroczy drogą wyżej rozwiniętych krajów UE w kwestiach demograficznych, a szczególnie w rodności? Jeżeli tak, to do których krajów, i jak bardzo jest podobna? Jaki jest rząd opóźnienia między Polską a najbardziej podobnymi krajami? Jakie mogą być prognozy rodności dla naszego kraju na najbliższe lata, opracowane na podstawie analogii między Polską a innymi krajami UE? Niniejszy artykuł odpowiada na powyższe pytania.

METODOLOGIA PRZEPROWADZONYCH BADAŃ

Rodność dotyczy natężenia urodzeń w określonej zbiorowości w danym czasie i jest mierzona surowym współczynnikiem urodzeń CBR (*crude birth rate*), który oblicza się następująco (Kotowska, Wróblewska, 2007):

$$CBR_t = \frac{U_t^z}{\bar{L}_t} \cdot C$$

gdzie:

U_t^z — liczba urodzeń żywych w okresie t ,

$\bar{L}_t$ — liczba ludności w połowie okresu t lub średnia liczba ludności w tym okresie,

C — stała, dla natężenia urodzeń najczęściej 1000.

W badaniu wykorzystano dane statystyczne nt. rodności uzyskane z bazy Eurostatu¹. Na podstawie analizy wzrokowej graficznej ilustracji danych znaleziono analogie w kształtowaniu się badanego zjawiska i opracowano prognozy.

Prognozowanie analogowe jest wnioskowaniem o przyszłości danego zjawiska, zachodzącego w pewnym obiekcie, na podstawie wiedzy o tym zjawisku, zachodzącym w innych podobnych obiektach lub o przyszłości zjawiska, zachodzącego w danym obiekcie, na podstawie wiedzy o innych zjawiskach, zachodzących w tym obiekcie (Dittmann, 2004). Wyróżnia się cztery główne rodzaje metod analogowych: metodę analogii biologicznych, przestrzennych, historycznych i przestrzenno-czasowych (Cieślak red., 2004).

W przeprowadzonym badaniu zastosowano metodę analogii przestrzenno-czasowych, która polega na przenoszeniu z jednych obiektów do innych prawidłowości zmian zjawisk w czasie.

Zgodnie z wybraną metodą i wymaganiami procesu prognostycznego badanie składało się z następujących etapów:

- I. Sformułowanie zadania prognostycznego, którym jest wyznaczenie prognozy rodności w Polsce na lata 2009 i 2010, opartego na analogii w kształtowaniu się badanego zjawiska pomiędzy Polską a krajami UE.

¹ Zawierającej informacje przekazywane przez urzędy statystyczne krajów członkowskich UE, www.epp.eurostat.ec.europa.eu.

- II. Określenie przesłanek prognostycznych. Na tym etapie zbierano wszelkie informacje nt. kształtowania się rodności w Polsce i innych krajach UE, w celu znalezienia analogii i tendencji imitacyjnych.
- III. Zebranie, statystyczna obróbka i analiza danych. Zebrane dane statystyczne znormalizowano według metody zaproponowanej przez D. Strahl (Cieślak red., 2004).
- IV. Wybór metody prognozowania. Wybrano metodę analogii przestrzenno-czasowych.
- V. Konstrukcja prognozy. Proces konstrukcji prognozy składał się z poszukiwania analogii w badanym zjawisku zachodzącym w Polsce w latach 2000—2008 i w pozostałych krajach UE opartych na kryteriach zgodności monotoniczności. Następnie wyłoniono kraje spełniające to kryterium. W kolejnym etapie wyznaczono: przedziały podobieństwa, miary podobieństwa, współczynniki korelacji, stałe przesunięcia, przesunięto szeregi czasowe i wyznaczono prognozy częściowe, a następnie, na ich podstawie, prognozy globalne.
- VI. Ocena dopuszczalności prognozy. Ocenę dopuszczalności prognoz oparto na metodzie analogii przestrzenno-czasowych szacowanych na podstawie oceny wiarygodności, która jest tym większa, im większe są miary podobieństwa, dłuższe przedziały podobieństwa i jak największa liczba obiektów podobnych. Przeprowadzone badanie uzupełniono o badanie trafności prognoz *ex post* na lata 2008 i 2009 oraz na tej podstawie dodatkowo wnioskowano o dopuszczalności wyznaczonych prognoz.

Kolejne etapy badania to zastosowanie prognozy i ocena jej trafności. Celem prac była zarówno diagnoza, jak i prognoza rodności na lata 2008—2015. Użyte wyniki badań pełnią funkcję informacyjną.

BADANIE ANALOGII MIĘDZY RODNOŚCIĄ W POLSCE I W KRAJACH UE

Na podstawie danych statystycznych znaleziono analogie w kształtowaniu się badanego zjawiska między Polską a innymi krajami UE. Wykluczono z badania państwa, w stosunku do których nie zaobserwowano analogii w kształtowaniu się rozrodczości od lat 60. ub. wieku, bowiem metoda analogii przestrzenno-czasowych pozwala na postawienie prognozy jedynie w przypadku, gdy takie analogie istnieją w długim okresie. Kilku- lub kilkunastoletnie tendencje imitacyjne wśród zjawisk demograficznych są za krótkie do tego celu. Dlatego też w dalszej części badania wykluczono z niego następujące kraje: Austrię, Belgię, Cypr, Finlandię, Francję, Litwę, Luksemburg, Łotwę, Malte, Niderlandy, Rumunię, Szwecję, W. Brytanię. Następnie dla krajów, które Polska może naśladować pod względem przyrostu naturalnego (pozostałe trzynaście), ustalono długość okresów podobieństwa $n=9$. Na podstawie analizy monotoniczności dla przedziałów dziewięciookresowych i na podstawie oceny wzrokowej wykresów rodności dla poszczególnych krajów wybrano przedziały podobieństwa.

TABL. 1. RODNOŚĆ W KRAJACH UE I WYBRANE PRZEDZIAŁY PODOBIENSTWA

L a t a	Bulgaria	Dania	Estonia	Grecja	Hiszpania	Irlandia	Niemcy
1961	17,356	16,575	16,446	17,947	21,196	21,181	17,901
1962	16,741	16,741	16,022	18,027	21,140	21,785	17,785
1963	16,358	17,585	15,281	17,497	21,359	22,171	18,144
1964	16,080	17,652	15,371	18,004	21,975	22,352	18,021
1965	15,333	18,028	14,646	17,726	21,079	22,078	17,448
1966	14,899	18,413	14,279	17,961	20,666	21,537	17,210
1967	14,991	16,836	11,878	18,759	20,729	21,122	16,534
1968	16,902	15,323	14,829	18,351	20,081	20,924	15,719
1969	16,962	14,575	15,408	17,568	19,859	21,452	14,663
1970	16,343	14,365	15,820	16,489	19,550	21,771	13,403
1971	15,864	15,184	16,063	15,984	19,641	22,577	12,940
1972	15,312	15,126	15,624	15,854	19,480	22,565	11,459
1973	16,206	14,316	15,107	15,405	19,322	22,266	10,337
1974	17,191	14,137	15,133	16,079	19,582	21,962	10,200
1975	16,589	14,244	14,944	15,729	18,839	21,062	9,944
1976	16,547	12,867	15,144	15,953	18,850	20,913	10,191
1977	16,095	12,161	15,154	15,444	18,047	20,990	10,306
1978	15,480	12,154	14,958	15,547	17,273	21,117	10,355
1979	15,336	11,621	14,901	15,500	16,182	21,501	10,460
1980	14,466	11,183	15,031	15,364	15,252	21,702	11,059
1981	13,988	10,366	15,418	14,487	14,123	20,897	10,995
1982	13,924	10,289	15,435	14,025	13,592	20,323	10,995
1983	13,758	9,937	16,010	13,469	12,731	19,118	10,597
1984	13,649	10,134	15,958	12,707	12,364	18,135	10,433
1985	13,275	10,511	15,457	11,727	11,877	17,633	10,476
1986	13,404	10,802	15,651	11,319	11,386	17,408	10,914
1987	13,005	10,966	16,161	10,639	11,048	16,506	11,151
1988	13,076	11,472	16,045	10,716	10,820	15,490	11,427
1989	12,649	11,953	15,508	10,076	10,529	14,816	11,180
1990	12,064	12,339	14,214	10,067	10,333	15,095	11,402
1991	11,111	12,486	12,434	10,006	10,169	14,916	10,373
1992	10,437	13,096	11,766	10,037	10,155	14,357	10,036
1993	9,962	12,984	10,209	9,727	9,844	13,786	9,838
1994	9,409	13,381	9,693	9,833	9,420	13,440	9,450
1995	8,561	13,332	9,403	9,544	9,228	13,519	9,369
1996	8,632	12,851	9,354	9,405	9,185	13,926	9,718
1997	7,715	12,800	8,987	9,469	9,323	14,363	9,900
1998	7,916	12,476	8,778	9,312	9,194	14,536	9,568
1999	8,804	12,443	9,032	9,248	9,521	14,361	9,388
2000	9,018	12,563	9,541	9,459	9,876	14,398	9,330
2001	8,501	12,215	9,260	9,341	9,980	14,963	8,919
2002	8,451	11,933	9,569	9,426	10,138	15,388	8,719
2003	8,610	11,999	9,631	9,472	10,520	15,399	8,563
2004	8,981	11,955	10,370	9,551	10,648	15,232	8,551
2005	9,183	11,861	10,660	9,685	10,746	14,677	8,316
2006	9,609	11,952	11,073	10,050	10,947	15,073	8,166
2007	9,586	11,738	11,758	10,000	11,001	16,209	8,325
2008	10,194	11,843	11,955	10,250	11,391	16,876	8,312

TABL. 1. RODNOŚĆ W KRAJACH UE I WYBRANE PRZEDZIAŁY PODOBIENSTWA (dok.)

L a t a	Polska	Portugalia	Republika Czeska	Słowacja	Słowenia	Węgry	Włochy
1961	20,946	24,360	14,000	20,841	18,164	13,995	18,288
1962	19,780	24,483	13,877	19,796	18,106	12,926	18,590
1963	19,190	23,493	15,391	20,354	18,042	13,118	19,085
1964	18,110	24,032	15,874	20,077	17,881	13,058	20,033
1965	17,408	23,370	15,076	19,276	18,547	13,107	19,534
1966	16,771	23,171	14,373	18,463	18,529	13,606	19,028
1967	16,313	22,769	14,051	17,427	17,652	14,573	18,189
1968	16,280	22,063	13,916	17,032	16,767	15,057	17,748
1969	16,370	21,665	14,466	17,653	16,269	14,984	17,729
1970	16,771	20,816	14,999	17,775	15,904	14,686	17,047
1971	17,215	20,968	15,690	18,226	16,267	14,530	16,849
1972	17,482	20,241	16,586	19,100	16,387	14,739	16,425
1973	18,013	19,961	18,317	20,027	16,725	14,975	16,218
1974	18,518	19,645	19,444	20,809	16,116	17,778	16,097
1975	19,003	19,756	19,066	20,605	16,607	18,428	15,195
1976	19,585	19,957	18,505	20,840	16,668	17,493	14,475
1977	19,177	19,149	17,843	20,563	16,231	16,677	13,543
1978	19,142	17,521	17,467	20,489	16,297	15,738	12,836
1979	19,611	16,593	16,722	20,296	16,256	14,981	12,129
1980	19,558	16,210	14,926	19,097	15,727	13,880	11,348
1981	18,988	15,437	14,022	18,598	15,326	13,339	11,028
1982	19,469	15,235	13,741	18,322	15,125	12,476	10,949
1983	19,786	14,491	13,312	18,078	14,150	11,905	10,642
1984	19,015	14,284	13,256	17,718	13,598	11,751	10,391
1985	18,281	13,014	13,145	17,466	13,356	12,227	10,202
1986	17,012	12,630	12,894	16,777	13,006	12,060	9,814
1987	16,135	12,281	12,653	16,084	12,862	11,857	9,744
1988	15,597	12,185	12,812	15,854	12,635	11,730	10,060
1989	14,869	11,842	12,388	15,185	11,745	11,764	9,894
1990	14,372	11,652	12,635	15,095	11,194	12,115	10,036
1991	14,321	11,667	12,548	14,815	10,795	12,263	9,915
1992	13,430	11,527	11,794	14,070	10,009	11,739	9,998
1993	12,852	11,416	11,716	13,756	9,938	11,299	9,669
1994	12,487	10,918	10,314	12,414	9,783	11,176	9,378
1995	11,222	10,686	9,305	11,456	9,538	10,849	9,246
1996	11,086	10,973	8,768	11,189	9,448	10,209	9,288
1997	10,676	11,203	8,798	10,980	9,147	9,752	9,395
1998	10,232	11,206	8,795	10,682	9,011	9,477	9,058
1999	9,881	11,404	8,700	10,419	8,841	9,245	9,439
2000	9,839	11,736	8,850	10,235	9,141	9,558	9,539
2001	9,627	10,956	8,862	9,507	8,773	9,526	9,395
2002	9,254	11,032	9,092	9,452	8,774	9,529	9,416
2003	9,189	10,776	9,178	9,613	8,679	9,344	9,445
2004	9,327	10,407	9,560	9,986	8,994	9,413	9,671
2005	9,547	10,370	9,986	10,104	9,076	9,665	9,453
2006	9,812	9,963	10,306	9,998	9,434	9,916	9,501
2007	10,175	9,661	11,090	10,084	9,823	9,707	9,498
2008	10,872	9,847	11,470	10,609	10,497	9,882	9,625

U w a g a. Przedziały podobieństwa, w których uzyskano najwyższą wartość miary podobieństwa *m* zaznaczono przez pogrubienie.

Ź r ó d ł o: Eurostat i oszacowania własne.

Następnie na podstawie wybranych okresów wykonano stosowne obliczenia, wykorzystując znormalizowane dane.

Dla wyłoniionych trzynastu krajów obliczono współczynniki korelacji pomiędzy rodnością w poszczególnych krajach a obserwowaną w Polsce (tabl. 2). Do oceny korelacji zastosowano skalę:

$r_{XY} = 0$	zmienne nie są skorelowane
$0 < r_{XY} < 0,1$	korelacja nikła
$0,1 \leq r_{XY} < 0,3$	korelacja słaba
$0,3 \leq r_{XY} < 0,5$	korelacja przeciętna
$0,5 \leq r_{XY} < 0,7$	korelacja wysoka
$0,7 \leq r_{XY} < 0,9$	korelacja bardzo wysoka
$0,9 \leq r_{XY} < 1$	korelacja prawie pełna

Wynikająca z obliczeń korelacja dla Polski i Bułgarii oraz dla Polski i Słowenii była prawie pełna. Pomiedzy Polską a kolejno: Danią, Grecją, Hiszpanią, Niemcami, Portugalią oraz Republiką Czeską, była ona bardzo wysoka. Z kolei korelacja pomiędzy rodnością w Polsce a obserwowaną w Estonii, Irlandii i Słowacji była wysoka, zaś związek pomiędzy kształtowaniem się tej cechy w Polsce a we Włoszech i na Węgrzech był słaby lub nikły.

W następnym etapie obliczono miary podobieństwa funkcji dla wyznaczonych okresów (tabl. 2). W celu określenia miary podobieństwa kształtu rozpatrywano funkcję $f: y^{(0)} = [a; b]$ oraz funkcję g określoną na przedziale $g: y^{(k)} = [c; d]$, przy czym $b - a = d - c$.

Przedziały $y^{(0)}, y^{(k)}$ podzielono na takiej samej długości $a = a_1, a_2, \dots, a_{n+1} = b, c = c_1, c_2, \dots, c_{n+1} = d$.

Miarą podobieństwa funkcji f oraz g w przedziałach $[a; b], [c; d]$ dla przedziału $a_1, a_2, \dots, a_{n+1}; c_1, c_2, \dots, c_{n+1}$ jest liczba

$$m = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n m_i \quad (-1 < m \leq 1)$$

przy czym: $m_i = 1 - \frac{2}{\pi} \cdot \alpha_i$, gdy f i g są tej samej monotoniczności,

$$m_i = -\frac{\alpha_i}{\pi}, \text{ gdy } f \text{ i } g \text{ są różnej monotoniczności,}$$

gdzie α_i — jest miarą łukową kąta zerowego między prostą przechodzącą przez punkty $\{a_i, f(a_i); a_{i+1}, f(a_{i+1})\}$ i prostą przechodzącą przez punkty $\{c_i, g(c_i); c_{i+1}, g(c_{i+1})\}$.

Wartość α obliczono ze wzoru:

$$\cos \alpha_i = \frac{(a_{i+1} - a_i)(c_{i+1} - c_i) + [f(a_{i+1}) - f(a_i)][g(c_{i+1}) - g(c_i)]}{\sqrt{(a_{i+1} - a_i)^2 + [f(a_{i+1}) - f(a_i)]^2} \cdot \sqrt{(c_{i+1} - c_i)^2 + [g(c_{i+1}) - g(c_i)]^2}}$$

Należy zauważyć, że ze względu na korzystanie z szeregów czasowych, wzór ten uprości się do postaci:

$$\cos \alpha_i = \frac{1 + [f(a_{i+1}) - f(a_i)][g(c_{i+1}) - g(c_i)]}{\sqrt{1 + [f(a_{i+1}) - f(a_i)]^2} \cdot \sqrt{1 + [g(c_{i+1}) - g(c_i)]^2}}$$

Do odczytu kątów zastosowano funkcję *arcus cosinus*. Jako wartość krytyczną przyjęto $m^* = 0,8$. Do dalszego badania włączono te kraje, dla których współczynnik korelacji był co najmniej wysoki i miara podobieństwa m była co najmniej równa 0,8. Ostatecznie w badaniu uwzględniono siedem krajów. Najbardziej podobnymi do Polski pod względem rodności krajami są: Bułgaria (1999—2007), Hiszpania (1993—2001), Irlandia (1991—1999), Niemcy (1980—1988), Portugalia (1992—2000), Słowacja (1999—2007), Słowenia (1999—2007). Pomimo że miara podobieństwa m między rodnością w Polsce i Słowenii w wybranych przedziałach podobieństwa jest mniejsza od 0,8, wyjątkowo zdecydowano się na włączenie danych pochodzących ze Słowenii, ze względu na prawie pełną korelację zachodzącą między danymi opisującymi rodność w Polsce i w Słowenii w tych przedziałach.

**TABL. 2. WSPÓŁCZYNNIK KORELACJI, MIARA PODOBIEŃSTWA m
I STAŁE PRZESUNIĘCIA POMIĘDZY BADANĄ CECHĄ W POLSCE I W INNYCH KRAJACH
DLA WYBRANYCH PRZEDZIAŁÓW CZASOWYCH**

K r a j e Przedziały czasowe	Korelacja	Miara podobieństwa	Czy podlega dalszemu badaniu	Stała przesunięcia
	Polska (2000—2008)			
Bułgaria (1999—2007)	0,9397911	0,86800773	tak	1,035
Dania (1982—1990)	0,7907036	0,70540798	nie	—
Estonia (1994—2002)	0,5773545	0,73930372	nie	—
Grecja (1999—2007)	0,7751341	0,49260270	nie	—
Hiszpania (1993—2001)	0,8904868	0,86824185	tak	0,892
Irlandia (1991—1999)	0,6430889	0,86706588	tak	−3,489
Niemcy (1980—1988)	0,7903866	0,86455988	tak	−0,555
Portugalia (1992—2000)	0,8713619	0,99306130	tak	−0,864
Republika Czeska (1995—2003)	0,7295725	0,74066102	nie	—
Słowacja (1999—2007)	0,5758580	0,86700783	tak	0,788
Słowenia (1999—2007)	0,9353776	0,74199170	tak	1,438
Węgry (1996—2004)	0,0010688	0,73794459	nie	—
Włochy (1993—2001)	0,3940056	0,61662474	nie	—

Ź r ó d ł o: obliczenia własne.

Uzyskane wysokie wartości m pozwoliły na przejście do następnego etapu badania, czyli wyrównania szeregów czasowych (tabl. 3) i wyznaczenia prognoz cząstkowych (tabl. 4).

TABL. 3. PRZESUNIĘCIA SZEREGÓW CZASOWYCH

Okres t	Bulgaria	Hiszpania	Irlandia	Niemcy	Polska	Portugalia	Słowacja	Słowenia
0	9,837	9,980	14,361	11,427	10,872	11,736	10,084	9,823
1	10,194	10,138	14,398	11,180	—	10,956	10,609	10,495
2	—	10,520	14,963	11,402	—	11,032	—	—
3	—	10,648	15,388	10,373	—	10,776	—	—
4	—	10,746	15,399	10,036	—	10,407	—	—
5	—	10,947	15,232	9,838	—	10,370	—	—
6	—	11,001	14,677	9,450	—	9,963	—	—

Źródło: jak przy tabl. 2.

TABL. 4. PROGNOZY CZĄSTKOWE RODNOŚCI DLA POLSKI WEDŁUG ANALOGII Z WYBRANYMI KRAJAMI

Kraje	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
Bulgaria	10,403	11,229	.	.	.	.	.	.
Hiszpania	10,279	11,030	11,412	11,540	11,638	11,839	11,893	12,283
Irlandia	10,175	10,909	11,474	11,899	11,910	11,743	11,188	11,584
Niemcy	10,451	10,625	10,847	9,818	9,481	9,283	8,895	8,814
Portugalia	10,507	10,092	10,168	9,912	9,543	9,506	9,099	8,797
Słowacja	10,261	11,397	.	.	.	.	.	.
Słowenia	10,564	11,544	.	.	.	.	.	.

Źródło: jak przy tabl. 2.

Na podstawie uzyskanych wyników dokonano obliczenia prognoz globalnych. Ze względu na brak stosownych danych nie zdołano zbudować prognoz cząstkowych na lata 2010—2015 na podstawie podobieństwa między Polską, Bułgarią, Słowenią i Słowacją w wybranych przedziałach. Prognozy globalne zbudowano z wykorzystaniem wag. Jako wagi przyjęto miary podobieństwa m . Należy zauważyć, że suma wag przyjmuje określone wartości w latach 2008 i 2009, a inne w latach 2010—2015, ze względu na wyłączenie Bułgarii, Słowenii i Słowacji (tabl. 5).

TABL. 5. WAGI WYZNACZONE DLA WYBRANYCH KRAJÓW DO PROGNOZY RODNOŚCI

Wyszczególnienie	2008 i 2009	2010—2015
Suma miar m	6,07126320	3,59292895
Wagi dla krajów		
Bulgaria	0,14296987	.
Hiszpania	0,14300844	0,24165294
Irlandia	0,14281474	0,24132564
Niemcy	0,14240198	0,24062816
Portugalia	0,16356750	0,27639326
Słowacja	0,14280518	.
Słowenia	0,12243230	.

Źródło: jak przy tabl. 2.

Wagi w tabl. 5 są ilorazami miary podobieństwa m i sumy miar podobieństwa m dla wybranych krajów.

PROGNOZY GLOBALNE RODNOŚCI W POLSCE

Na podstawie powyższych obliczeń, w oparciu o prognozy częściowe, wyznaczono prognozy globalne rodności w Polsce w latach 2008—2015, przy czym prognozy rodności na lata 2008 i 2009 wyznaczono w celu obliczenia trafności prognoz.

TABL. 6. PROGNOZA GLOBALNA RODNOŚCI W POLSCE

Wyszczególnienie	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
Prognoza	10,375985	10,945411	10,947	10,762	10,606	10,556	10,229	10,316

Ź r ó d ł o: obliczenia własne.

Zgodnie z uzyskanymi wynikami należy przewidywać, że w roku 2010 rodność w Polsce wynosiła prawie 10,947, a w roku 2011 ponad 10,76, kolejne lata 2011—2014 przyniosą niewielkie spadki rodności do wielkości 10,229, a w roku 2015 nastąpi wzrost do 10,316. Średnio w latach 2010—2015 rodność w Polsce będzie na poziomie 10,6 (obecnie wskaźnik ten wynosi 10,9).

Uzyskane wyniki zgodne są z prognozami rodności w Polsce do roku 2050 według wariantu średniego prognozy ONZ (Wolańska, 2010; World..., 2008).

OCENA DOPUSZCZALNOŚCI PROGNOZY

Kolejnym etapem badania była ocena dopuszczalności prognozy. Oceny dopuszczalności prognoz, obliczanej metodą analogii przestrzenno-czasowych, dokonuje się na podstawie oceny wiarygodności, która jest tym większa, im większe są miary podobieństwa, dłuższe przedziały podobieństwa i jak największa liczba obiektów podobnych. Każde z tych kryteriów zostało spełnione — miary są wysokie, przedziały podobieństwa długie i duża jest liczba obiektów podobnych.

Przeprowadzone badanie uzupełniono o ocenę trafności prognoz *ex post* i na tej podstawie dodatkowo wnioskowano o dopuszczalności uzyskanych prognoz częściowych i globalnej. Wyznaczono prognozy *ex post* na lata 2008 i 2009, a następnie obliczono ich trafność.

Natężenie urodzeń według wyznaczonej zgodnie z przedstawioną metodą prognozy globalnej *ex post* w roku 2008 w Polsce oszacowano na 10,376, a w roku 2009 na 10,945. W 2008 r. odnotowano wartość rzeczywistą w wysokości 10,872, a w kolejnym roku — 10,9. Zatem błąd *ex post* prognozy na rok 2008 wynosi 4,6%, a na rok 2009 — 0,41%. Prognozy te można uznać

za trafne, co pozwala na zwiększenie zaufania do prognoz obliczonych dla lat 2010—2015.

Wykres prezentuje kształtowanie się rodności w Polsce od 1961 r. do 2009 r., a dla lat 2010—2015 zamieszczono oszacowane wartości prognostyczne.

Podobne badanie przeprowadzono w poszukiwaniu analogii między Polską a krajami UE pod względem PKB i jego dynamiki (Gondek, 2008a, 2008b, 2008c). Dokonując komparatystyki wyników uzyskanych w badaniach nad rodnością i dynamiką PKB można zauważyć, że w okresach wytypowanych jako podobne w Polsce i wybranych krajach UE pod względem rodności, występują także silne analogie w kształtowaniu się dynamiki PKB między Polską a Danią, Hiszpanią, Niemcami i Węgrami. Wyjaśnienie i uzasadnienie pokrywania się przedziałów czasowych, w których odnotowano podobieństwa między Polską a niektórymi krajami UE pod względem rodności i dynamiki PKB, stanie się punktem wyjścia kolejnych badań.

Podsumowanie

W opracowaniu, prezentującym etapy procesu prognozowania, doprowadzono do uzyskania wartości prognostycznych dla rodności w Polsce na najbliższe lata. Z obliczeń wynika, że przewidywania są dla Polski raczej pesymistyczne. Zgodnie z uzyskanymi prognozami do roku 2014 będzie następował powolny spadek

rodności w Polsce, a w 2015 r. nastąpi niewielki 0,8% wzrost. Obecnie jest szczególnie ważne, by rząd wspierał działania mające na celu odwrócenie tej tendencji poprzez tworzenie dobrej polityki prorodzinnej i wdrażanie jej instrumentów w życie.

Występowanie silnych analogii w kształtowaniu się rodności i dynamiki PKB między Polską i kilkoma krajami europejskimi skłania do postawienia kolejnych pytań i wyznacza dalszy kierunek badań.

dr inż. Anna Gondek — Uniwersytet Zielonogórski

LITERATURA

- Cieślak M. (red.) (2004), *Prognozowanie gospodarcze. Metody i zastosowania*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa
- Dittmann P. (2004), *Prognozowanie w przedsiębiorstwie. Metody i ich zastosowanie*, Oficyna Ekonomiczna, Kraków
- Gondek A. (2008a), *Bezpieczeństwo ekonomiczne Polski a prognozy PKB z użyciem metody analogii przestrzenno-czasowych*, [w:] T. Zaborowski (red.), *Problemy bezpieczeństwa publicznego*, Instytut Badań i Ekspertyz Naukowych, Gorzów Wielkopolski
- Gondek A. (2008b), *Prognozy dynamiki PKB a bezpieczeństwo ekonomiczne*, [w:] T. Zaborowski (red.), *Problemy bezpieczeństwa publicznego*, Instytut Badań i Ekspertyz Naukowych, Gorzów Wielkopolski
- Gondek A. (2008c), *Prognozy dynamiki realnego PKB w Polsce z wykorzystaniem metody analogowej*, [w:] P. Dittmann, J. Szandula (red.), *Prognozowanie w zarządzaniu firmą*, Wydawnictwo Indygo Zahir Media, Wrocław
- Kotowska I. E., Wróblewska W. (2007), *Rodność i płodność populacji*, [w:] T. Panek (red.), *Statystyka społeczna*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa
- Wolańska W. (2010), *Bezpieczeństwo demograficzne Polski*, [w:] A. Gałęcki, M. Dalecka, T. Tabacznik (red.), *Współczesne problemy bezpieczeństwa*, Oficyna Wydawnicza Uniwersytetu Zielonogórskiego, Zielona Góra
- World Population Prospect: The 2008 Revision* (2008), <http://esa.un.org/unpp>

SUMMARY

This paper contains description of the research on analogies between Poland and UE countries concerning the crude birth rate. In the research the space-time analogy method was applied because of imitative tendencies in demographic phenomena. On the basis of similarity in the crude birth rate in Poland and UE countries, part and full forecasts were prepared for Poland for the next few years.

РЕЗЮМЕ

Статья представляет анализ обследования аналогии между уровнем рождаемости в Польше и в странах ЕС. Учитывая тенденции происходящие в явлениях демографического характера, в обследовании был использован метод пространственно-временных аналогий. На основе формирования естественного прироста в странах учитываемых похожими друг на друга с точки зрения обследуемого явления, были разработаны для Польши частичные и глобальные прогнозы на ближайшие годы.

STATYSTYKA MIĘDZYNARODOWA

Jacek ZIEMIECKI

Wpływ zmian wielkości długu publicznego na tempo wzrostu dochodu narodowego w Europie

Artykuł ma w zamierzeniu dwa podstawowe cele statystyczne — określenie pozytywnych skutków stopniowego zmniejszania państwowego długu publicznego oraz wykazanie, że standaryzacja statystyki w zakresie długu publicznego jest niezbędna.

Analiza powiązań statystyki finansów ze statystyką gospodarczą jest bardzo przydatna w okresie kryzysu. Analizy w tym zakresie są nieliczne. Czy obecna faza kryzysu, z rosnącym wzrostem gospodarczym, zamyka go do końca? Można przypuszczać, że nie, gdyż w połowie 2010 r. rozwinięte kraje kapitalistyczne zdecydowały o pozbyciu się nadmiernych deficytów budżetowych oraz zbyt wysokiego długu publicznego.

Początek kryzysu nastąpił w lipcu 2007 r., gdy po upadku Bear Stearns (firmy ze Stanów Zjednoczonych) agencja notowań Moody's obniżyła noty dla 200 wielkich banków i firm finansowych, w związku z nadmiernym inwestowaniem w kredyty subprime (częściowo pokrywane majątkiem użytkowników korzystających z kredytów). Szczyt kryzysu przypadł na marzec 2009 r. Dow Jones¹

¹ System notowań na giełdzie kapitałowej w Nowym Jorku.

osiągnął dno poniżej 7000 punktów (był to najniższy poziom od wielu lat). A kiedy nastąpi koniec tego załamania? Dość powszechnie uważa się, że w roku 2010 przebiegała jego faza końcowa. Według analiz statystycznych ekonomistów Francji są różne fazy wyjścia z kryzysu². I tak: ceny nieruchomości wracają do stanu przedkryzysowego po 5 latach, kursy giełdy kapitałowej — po 3,4 roku, stopa bezrobocia — po 7,8 roku, a wzrost produktu krajowego brutto — po 1,9 roku.

Główną metodą osłabienia ostatniego kryzysu było niedopuszczenie do utraty płynności finansowej w największych firmach, poprzez wsparcie ich kapitałem państwowych banków centralnych, a także pobudzanie popytu, głównie krajowego. Sytuacja ta jest całkowicie odmienna niż w okresie kryzysu 1929—1933, gdy upadłości firm były masowe. W wielu krajach świata w okresie 2007—2009 nastąpił wzrost roli pieniądza w gospodarce i wzrost długu publicznego, mimo względnego nadmiaru kapitału. Dzięki temu kryzys szybciej się kończy. W okresie wzrostu dochodu narodowego kraje rozwinięte dążą do stopniowego ograniczania nadmiernego długu publicznego. W artykule podjąłem rozważania, jak ta sytuacja będzie wpływać na przyszłe tempo wzrostu dochodu narodowego.

Na potrzeby artykułu przyjmuję, że dług publiczny jest zasobem w ekonomicznym znaczeniu tego pojęcia. Wynika on z kształtowania się działalności ekonomicznej w określonych dziedzinach. Jest nią głównie wieloletni strumień nadwyżek i deficytu budżetu państwa, a wynika z niektórych przepływów finansowych między firmami zagranicznymi a firmami macierzystymi, firmami macierzystymi działającymi w kraju a filiami za granicą oraz z niektórych innych przepływów (np. wieloletni kredyt mieszkaniowy klientów indywidualnych w Polsce pobrany z firm szwajcarskich). W ten sposób tworzą się długi publiczne krajowe i zagraniczne, krótkoterminowe i wieloletnie oraz inne wersje statystyki długu publicznego. Głównym źródłem pokrycia długu publicznego są obligacje rządowe stanowiące na ogół 80—90% pieniędzy na pokrycie długu, ale też inne papiery skarbowe czy nawet emisja pieniądza. W sprzedaży obligacji należy przestrzegać zaleceń, by terminy zapadalności długu nie następowały zbyt szybko.

Statystyka długu publicznego jest pełna luk (braku danych) oraz niejednoznacznych definicji. Przez wiele lat dla długu publicznego zagranicznego (zewnątrznego) nie publikowano danych dla krajów rozwiniętych, a dane o łącznym długu podawane były sporadycznie. Dopiero w ostatnich latach opublikowano dwie istotne informacje analityczno-statystyczne o długu publicznym dla krajów OECD i Unii Europejskiej (UE)³. Niestety dane w nich zawarte różnią się dość znacznie między sobą. Dlatego pokrótce przedstawię najistotniejsze różnice.

² Aglietta M., Lipietz A. (2010), *A la recherche d'un modele de croissance*, [w:] *Problemes Economiques*, s. 27—32.

³ *Central Government Debt: Statistical Yearbook 1999—2008* (2009), OECD; *European Economic Statistics* (2009), Eurostat.

TABL. 1. PODSTAWOWE DANE O PAŃSTWOWYM DŁUGU PUBLICZNYM

K r a j e	Wielkość długu publicznego w mln USD				Zapadalność długu w latach			Udział długu publicznego w PKB w %	
	ogółem		krajowy	zagra-niczny	ogó-łem	krajo-wy	zagra-niczny		
	2000	2008						2000	2008
Unia Europejska									
Austria	128904	258439	49620	208819	8,3	8,6	2,4	66,5	62,5
Belgia	250021	451769	.	.	6,1	6,2	0,4	107,8	89,6
Bułgaria	9362	7036	.	.	5,5	.	.	74,3	14,1
Cypr	5463	12190	.	.	5,6	.	.	58,8	49,1
Dania	82441	113638	63120	50518	6,9	11,0	1,8	51,5	33,3
Estonia	293	16380	.	.	8,0	.	.	5,2	4,8
Finlandia	53375	91082	7696	83391	3,9	3,9	.	43,8	33,4
Francja	760921	1942458	668206	1274252	6,8	6,8	.	57,3	68,0
Grecja	131157	347335	.	.	8,4	.	.	103,2	97,6
Hiszpania	344337	633673	340001	293672	6,6	6,6	.	59,3	39,5
Irlandia	36435	115593	.	.	6,2	.	.	37,8	43,2
Litwa	1408	9231	.	.	5,5	.	.	23,7	15,6
Luksemburg	1257	7894	.	.	6,4	6,4	.	6,2	14,7
Łotwa	963	6588	.	.	3,0	.	.	12,3	19,5
Malta	2175	5290	.	.	5,0	.	.	55,9	64,1
Niderlandy	207168	506924	.	.	6,6	.	.	53,8	58,2
Niemcy	1134431	2405017	.	.	6,6	6,7	1,4	59,7	65,9
Polska	63031	248625	170346	78279	5,3	4,3	8,1	36,8	47,1
Portugalia	56888	161682	.	.	6,2	.	.	50,5	66,4
Republika Czeska	10493	64219	48678	15541	6,6	.	.	18,5	29,8
Rumunia	8369	27210	.	.	3,5	.	.	22,6	13,6
Słowacja	10286	26208	16419	9789	4,7	3,8	7,6	50,3	27,6
Słowenia	52769	12452	.	.	5,0	.	.	26,8	22,8
Szwecja	131626	182005	114260	67745	4,8	5,78	0,1	53,6	38,0
Węgry	26031	112908	61517	51391	4,8	3,9	6,4	54,3	73,0
W. Brytania	594816	1390510	902710	487800	9,6	14,5	0,5	41,0	52,0
Włochy	1198295	2436658	1170846	1265812	6,8	6,6	11,0	109,2	105,8
Inne kraje									
Brazylia ^a	.	959267	703653	255614	5,0	.	.	.	.
Chiny ^b	.	327638 ^b	.	.	5,0	.	.	.	11,8 ^b
Indie ^a	.	667682	437065	230617	5,0	.	.	.	.
Japonia	6319727	8451556	.	.	6,0	6,0	.	135,4	172,1
Kanada	595151	1046426	930001	116425	6,0	6,2	.	82,1	69,7
Norwegia	49141	225915	123871	102044	3,1	3,1	.	29,2	50,0
Rosja ^a	.	.	.	402453	5,0	.	.	.	.
Stany Zjednoczone...	5312051	10213967	4733486	5480481	4,3	4,3	.	54,4	70,0

a Według wartości rynkowej. b 2006 r.

U w a g a. Wielkość długu publicznego krajowego i zagranicznego dla krajów UE i OECD według danych Eurostatu ogółem i proporcji długu negocjowanego według danych OECD.

Ź r ó d ł o: *Central Government Debt: Statistical Yearbook 1999–2008* (2009), OECD, Paris; *European Economic Statistics 2009* (2010), Eurostat; *2010 World Development Indicators* (2010), The World Bank, Washington D.C.; *2009 International Financial Statistics Yearbook* (2009), IMF, New York; *National Accounts Statistics Analysis of Main Aggregates 2009* (2009), UN, New York.

Dwie podstawowe różnice, dotyczące statystyki długu publicznego, między materiałami Eurostatu a statystyką MFW, zamieszczaną często w publikacjach Banku Światowego, polegają na tym, że statystyka Eurostatu nie obejmuje kre-

dytów handlowych jako składników długu publicznego oraz podaje wartość długu w cenach nominalnych, a statystyka MFW w cenach rynkowych (uaktualnionych) liczonych wraz z oprocentowaniem długu.

Dane o zadłużeniu w tabl. 1 zaczerpnięto z publikacji Eurostatu, a dla Japonii, Kanady, Norwegii i Stanów Zjednoczonych — z opracowań OECD i podane są w cenach nominalnych. Dane o zapadalności długu dla większości krajów uzyskano z opracowań OECD, ale dla niektórych krajów ustalono metodą szacunkową na podstawie danych uzupełniających. Z tabl. 1 nasuwają się następujące wnioski:

1. Przyjęcie lat 2000 i 2008 do zbadania udziału długu publicznego w dochodzie narodowym oznacza porównywanie dwóch okresów różniących się poziomem cen światowych surowców niskich w 2000 r. (baryłka ropy poniżej 20 USD) oraz wysokich w 2008 r. UE jako całość miała wtedy udział długu publicznego w dochodzie narodowym na poziomie zbliżonym.
2. W latach 2000—2008 dług publiczny (krajowy i zagraniczny łącznie) zwiększył się w krajach UE stosunkowo nieznacznie, a w relacji do dochodu narodowego wytworzonego przez te kraje obniżył się z 61,9% w 2000 r. do 61,5% w 2008 r. Jest to jednak tendencja myląca, gdyż dane statystyczne podawane są według stanu członkowskiego UE na dany okres. Kilka krajów unijnych, zwłaszcza Dania i Szwecja, znacznie zmniejszyło ten udział w omawianym okresie. Większy wzrost omawianego udziału nastąpił w W. Brytanii. Z kolei w Stanach Zjednoczonych odnotowano znaczny wzrost udziału długu publicznego w relacji do dochodu narodowego (z 54,4% do 70,0%). Podobnie było w Japonii.
3. Według wstępnych danych w 2009 r. nastąpiło jednak pogorszenie tych relacji ekonomicznych. I tak, na koniec 2009 r. udział długu publicznego w dochodzie narodowym Stanów Zjednoczonych wyniósł 83,1%, z kolei Japonii — 89,8%, Niemiec — 73,1%, W. Brytanii — 68,6% i Francji — 76,1%.
4. Dania i Szwecja stosują bardzo rozsądną politykę wobec długu publicznego. Uważam, że wpływa na to ich polityka społeczna, wymagająca restrykcyjnego dysponowania środkami, a także uwzględnienia znacznych obciążeń podatkowych oraz dokładnego zbilansowania budżetu państwa.
5. Sądzę, że niechęć wielu krajów UE do publikowania oddzielnej statystyki długu publicznego krajowego i zagranicznego wynika z tego, że będąc w strefie euro wiele z nich ma pieniądź eksportowy zagraniczny taki sam, jak krajowy. Grecja (kraj strefy euro) — mająca kłopoty z długiem publicznym — powinna, moim zdaniem, taką statystykę prowadzić.
6. Brak informacji statystycznych o wysokości kredytów handlowych w długu publicznym przyczynił się dodatkowo do opóźnionej reakcji rządu Grecji i UE na sytuację kryzysową. Gospodarka Grecji opiera się w dużym stopniu na świadczeniu zewnętrznych usług transportowych (flota handlowa) oraz na turystyce. Światowy kryzys z lat 2007—2009 znacząco osłabił handel międzynarodowy i zagraniczne potrzeby przewozowe. W ten sposób za-

łamał się plan budżetowy Grecji, bo dochody budżetu państwa radykalnie zmalały.

Gdyby wliczano do długu publicznego w krajach UE także kredyty handlowe, sytuacja stałaby się bardziej przejrzysta co najmniej o rok wcześniej, a może nawet o dwa lata. Wyjaśnienie tej kwestii ma o tyle znaczenie, że ta wyjątkowość reakcji greckiej gospodarki nie może tworzyć precedensu. Pozostałe kraje strefy euro są zdecydowanie mniej zagrożone nadmiernymi długami publicznymi.

Tabl. 2 zawiera kilka podstawowych danych o długu publicznym. Dla krajów UE przyjęto dane o długu publicznym brutto ze statystyki Eurostatu, a dla pozostałych — dane według OECD i IMF (MFW).

**TABL. 2. NIEKTÓRE RELACJE I PROJEKCJE EKONOMICZNE
ZWIĄZANE Z DŁUGIEM PUBLICZNYM**

K r a j e	Prze- ciętna inflacja wielo- letnia z lat 2000— —2008	Stopa obligacji wielo- letnich w 2008 r.	1% długu publiczne- go z 2008 r. w mln USD	Projekcja skutków obniżenia wielkości długu publicznego z 2008 r. o 1%				
				tempo wzrostu PKB w 1 roku w %	oszczędność na oprocentowaniu obligacji w mln USD			
	w %	w pierw- szym roku			w ostatnim roku	łącznie	wobec wartości długu ^d	
Unia Europejska								
Austria	2,2	4,26	2584	−0,6	110	913	4245	1,64
Belgia	1,9	4,42	4518	−0,9	200	1220	4331	0,96
Bulgaria	117,5	5,38	70	−0,1	4	27	104	1,48
Cypr	2,9	4,60	122	−0,5	6	40	152	1,25
Dania	2,0	4,28	1136	−0,3	49	338	1335	1,17
Estonia	4,9	8,16	164	0,0	13	117	585	3,57
Finlandia	1,5	4,29	911	−0,3	39	152	372	0,41
Francja	1,9	4,23	19425	−0,7	822	5590	21801	1,12
Grecja	3,4	4,80	3473	−1,0	167	1403	6594	1,90
Irlandia	3,6	4,53	1156	−0,4	52	322	1159	1,00
Litwa	2,5	5,61	92	−0,2	5	28	91	0,99
Luksemburg	3,1	4,56	79	−0,1	4	26	96	1,22
Łotwa	6,1	6,43	66	−0,2	4	12	24	0,36
Malta	2,6	4,81	53	−0,6	3	15	45	0,85
Niderlandy	2,0	4,23	5069	−0,6	214	1412	5366	1,06
Niemcy	1,7	3,99	24050	−0,7	960	6336	24077	1,00
Polska	2,4	6,07	2486	−0,5	151	800	2520	1,01
Portugalia	2,9	4,52	1617	−0,7	73	453	1631	1,01
Republika Czeska	2,5	4,30	642	−0,3	28	185	703	1,09
Rumunia	12,5	7,70	272	−0,1	21	74	166	0,61
Słowacja	5,2	4,72	262	−0,3	12	56	160	0,61
Słowenia	4,4	4,61	125	−0,2	6	36	126	1,01
Szwecja	1,5	3,89	1820	−0,4	71	341	989	0,54
Węgry	5,5	8,24	1129	−0,7	93	446	1294	1,15
W. Brytania	3,0	4,58	13905	−0,5	637	6115	32410	2,33
Włochy	2,3	4,68	24367	−1,1	1140	7752	30233	1,24

^a Nominalnej.

**TABL. 2. NIEKTÓRE RELACJE I PROJEKCJE EKONOMICZNE
ZWIĄZANE Z DŁUGIEM PUBLICZNYM (dok.)**

K r a j e	Prze- cięt- nia inflacja wielo- letnia z lat 2000— —2008	Stopa obligacji wielo- letnich w 2008 r.	1% długu publiczne- go z 2008 r. w mln USD	Projekcja skutków obniżenia wielkości długu publicznego z 2008 r. o 1%				
				tempo wzrostu PKB w 1 roku w %	oszczędność na oprocentowaniu obligacji w mln USD			
	w %	w pierw- szym roku			w ostatnim roku	łącznie	wobec wartości długu ^d	
Inne kraje								
Brazylia ^b	7,3	15,3	9593	−0,6	1468	7340	22020	2,30
Chiny ^c	2,2	4,30	3721	−0,1	141	705	2115	0,65
Indie ^b	4,8	23,30	6677	−0,6	1556	7780	23340	3,50
Japonia	−0,1	1,45	84516	−1,7	1225	7350	25725	0,30
Kanada	2,2	4,04	10464	−0,5	423	2538	8883	0,85
Norwegia	1,7	4,35	2259	−0,5	98	304	623	0,28
Rosja	12,7	7,53	3695	−0,2	.	.	.	.
Stany Zjednoczone	2,8	3,67	102140	−0,7	3749	16121	42721	0,42

^a Nominalnej. ^b Dane o oprocentowaniu podano szacunkowo. ^c 2006 r.

Ź r ó d ł o: jak w tabl. 1.

Na podstawie tych danych oraz uwzględniając stopę oprocentowania obligacji wieloletnich z 2008 r. można przedstawić scenariusz sytuacji, co by było, gdyby dług publiczny państwa zmniejszyć o 1%. Regułą jest to, że wielkość długu państwowego z roku poprzedniego jest niemal odtwarzana w roku następnym, mimo spłaty części długu wynikającej z terminów zapadalności obligacji państwowych. Zrównoważenie budżetów państwa wymaga, na ogół, nowych emisji obligacji niemal w wartości równej wartości obligacji spłaconych. Jest to proces złożony. Podobnie jak może być nim zamiar zmniejszenia udziału długu publicznego w dochodzie narodowym. Tę zasadę wzięto pod uwagę budując tabl. 2. Jednak oczywiste jest, że można tego dokonać jedynie poprzez szacunki. W projekcji tabelarycznej pominięto np. to, że część długu publicznego jest indeksowana inflacją cen, natomiast inna część to obligacje zerokuponowe, których działanie jest oparte na zasadzie innej niż klasyczne oprocentowanie obligacji. Nie ma bowiem danych opisujących te zjawiska, a większość oprocentowania długu publicznego obliczana jest w sposób podany w tablicy. Jest też oczywiste, że stopa oprocentowania może ulegać zmianie. Pominięto również istotny argument, że zwiększona stopa inflacji może znacznie pomniejszyć realną wartość pożyczek, zwłaszcza wielkość długu bez oprocentowania.

Oto niektóre wnioski wynikające z tabl. 2:

1. Gdy inflacja jest wysoka, to stopa oprocentowania obligacji wieloletnich też jest wyższa. Ale to może być mylne spostrzeżenie, bo np. w Indiach w 2008 r. stopa oprocentowania była wysoka, a inflacja wieloletnia była niska. W Bułgarii wieloletnia stopa inflacji była wysoka, ale zbliżając się do 2008 r. rady-

kalnie spadała, co odzwierciedliło się w oprocentowaniu obligacji wieloletnich.

2. Obniżenie wielkości długu publicznego o 1% wywołuje niejednakowe skutki w tempie wzrostu dochodu narodowego poszczególnych krajów, których dane przedstawiono w tablicy. Przy dużym zadłużeniu skutki będą większe. Ale w sumie spadek tempa wzrostu dochodu narodowego będzie nieznaczny, możliwy do zneutralizowania i przemianowania na tendencję wzrostową przez inne czynniki wzrostu dochodu narodowego. I to nawet w tym samym roku, w którym zaczęto by obniżać wielkość długu publicznego. Tak wykazują dane wieloletnie dla krajów, które znacznie zmniejszając stopień zadłużenia miały przyrosty dochodu narodowego niemal co roku.
3. Opłacalność zmniejszenia długu publicznego jest w zasadzie jednoznaczna (tabl. 2), wielkość sumy oprocentowania długu publicznego dla prawie 2/3 krajów przewyższyłaby wielkość ewentualnej pożyczki. Czyli pożyczając trzeba zwrócić najczęściej podwójną kwotę pożyczki. Jedynie kraje o bardzo niskim zadłużeniu mogą niekiedy skorzystać na wzroście zadłużenia publicznego.
4. Niektóre kraje, zwłaszcza Stany Zjednoczone i Japonia, stosują taktykę bardzo niskiej stopy oprocentowania, przez co, mimo wysokiego zadłużenia, wartość oprocentowania zbytnio nie rośnie. A Japonia ma w XXI w. nawet wiele lat deflacji.
5. Polski dług publiczny mieści się w przedziale sytuacji przeciętnej. Jego oprocentowanie nieznacznie przewyższa wielkość pożyczonych środków. Występuje znaczna opłacalność zmniejszania zadłużenia publicznego.
6. Sądzę, że w najgorszej sytuacji, związanej z długiem publicznym, oprócz krajów znacznie zadłużonych, ze słabymi walutami narodowymi, są jeszcze kraje znajdujące się w dwóch odmiennych sytuacjach. Pierwsza z nich dotyczy tych krajów, które miały stopień zadłużenia publicznego nie za wysoki, ale jednocześnie nie dawało to podstaw do wprowadzenia względnej równowagi finansowej w przyszłości. Należą do nich Stany Zjednoczone. Jednak, o ile rząd amerykański może doprowadzić szybko do nadwyżki dochodów nad wydatkami w budżecie państwa, o tyle nie ma szansy, by szybko doprowadzić do równowagi bilansu handlu zagranicznego. Z kolei druga sytuacja dotyczy Japonii. Jest to kraj mocno zadłużony, niemający praktycznie możliwości, by przy corocznym obniżaniu zadłużenia móc generować inne czynniki wzrostu dochodu narodowego, które przewyższałyby spadek jego tempa wzrostu związany z obniżaniem zadłużenia publicznego. Kraje te wyznaczają tempo rozwoju gospodarki światowej. We wspólnym interesie wszystkich krajów świata jest szukanie rozwiązań skłaniających do klauzuli porozumiewawczej w tej sprawie. Im szybciej, tym lepiej.

Podane w tabl. 1 informacje o długu zagranicznym dotyczą na ogół wartości nominalnej, a nie rynkowej. Dla Francji i W. Brytanii statystyka podaje jednak wartość rynkową, a nie nominalną niektórych składników długu publicznego. Nie podaje jednak w wartości ogółem długu publicznego danych o kredytach

handlowych oraz o oprocentowaniu długu zagranicznego; MFW oraz Bank Światowy publikują inne informacje, uwzględniające te trzy składniki długu, jednak nie publikują danych o długu publicznym krajów rozwiniętych. Dlatego też w tabl. 3 zamieszczono dane o państwowym długu publicznym zagranicznym według metodologii MFW. Możliwe było zebranie danych jedynie dla 9 krajów, spośród 36 zamieszczonych w poprzednich tablicach. Sądzę jednak, że ta statystyka może dostarczyć też wielu użytecznych wniosków analitycznych.

**TABL. 3. PAŃSTWOWY DŁUG PUBLICZNY ZAGRANICZNY
I JEGO RELACJE EKONOMICZNE**

K r a j e	Państwowy dług publiczny zagraniczny w 2008 r.	Dług zagraniczny krótkoterminowy w 2008 r.			Urzędowy kurs walutowy waluty krajowej wobec USD — stan w końcu roku	
	w mln USD	w % do			2000	2008
		dochodu narodowego	rezerw dewizowych	zagranicznych inwestycji bezpośrednich		
Brazylia	255614	16,2	18,9	80,2	1,955	2,336
Bułgaria	38045	76,2	103,1	201,4	2,102	1,387
Chiny	378245	8,7	9,5	127,2	8,277 ^a	6,835 ^a
Indie	230611	19,9	17,6	108,4	46,750 ^a	48,455 ^a
Litwa	31719	67,0	126,8	466,3	4,000	2,451
Łotwa	42108	124,6	268,7	1043	0,613	0,495
Polska	218022	41,3	104,4	439,1	4,143	2,962
Rosja	402453	24,0	12,8	75,7	28,160	29,380
Rumunia	104943	52,5	78,2	225,4	2,593	2,834

^a Kurs walutowy rynkowy.

Ź r ó d ł o: jak w tabl. 1; *Rocznik Statystyki Międzynarodowej 2009 (2010)*, GUS, Warszawa.

Niektóre z nich dotyczą następujących problemów:

1. Porównanie danych o państwowym długu publicznym zagranicznym w wartości nominalnej z wartością rynkową jest szokujące. Różnica jest najczęściej ponad 3-krotna. Tym samym niskie wskaźniki zadłużenia publicznego zawarte w dwóch tablicach o wartości nominalnej długu dla wielu krajów UE stawiają je w trudnej sytuacji względem wielkości długu publicznego. Dotyczy to przede wszystkim Bułgarii, Litwy, Łotwy, być może także Estonii (dla której brak danych), choć jej terminem przystąpienia do strefy euro jest 1.01.2011 r. Wskaźnik zadłużenia publicznego długiem zagranicznym dla Polski, zawarty w tabl. 3, oznacza, że polska polityka finansowa wymaga w najbliższym czasie czujności i szybkiej reakcji wobec ryzyka znacznych zmian kursu walutowego złotego. Tym samym wskazane jest wkomponowanie do metodologii obliczeń statystycznych długu publicznego, stosowanej w krajach UE, także wartości kredytów handlowych.

2. Wskaźniki zadłużenia publicznego rynkowego relacjonowane do wielkości dochodu narodowego w tych krajach kształtują się w dużej mierze pod wpływem dwóch czynników: wielkiego zasilania finansowego za pomocą UE oraz wyjątkowo intensywnej wymiany międzynarodowej, związanej z działalnością firm nierezydentów i ich przepływami finansowymi z firmą macierzystą.
3. Występuje wielka podatność niemal wszystkich krajów UE, przyjętych w 2004 r. i później, na zmiany przepływów finansowych międzynarodowych, co oddziałuje na wzrost/spadek gospodarczy oraz na odpływ waluty obcej i osłabienie waluty narodowej. Dotyczy to kredytów krótkoterminowych. Dla Bułgarii, Litwy i Łotwy, a nawet Polski wielkość zadłużenia kredytami krótkoterminowymi zagranicznymi przewyższa nawet wartość rezerw dewizowych. Sytuacja ta, na szczęście, to efekt gospodarowania firm zagranicznych w krajach niemacierzystych. I one głównie odpowiadają swoim majątkiem i swoimi decyzjami gospodarczymi za perturbacje z tym związane. Brak jednak rzetelnej statystyki, jaki udział mają w tym firmy krajowe lokalizujące filie za granicą, choć istnieje dla tych danych roczna statystyka przepływów finansowych. Warto jest prowadzić dane statystyczne dotyczące długu, bo śledzenie ewentualnych zagrożeń nagłymi przepływami walut jest podstawą ekonomicznych i racjonalnych decyzji.
4. Polska i Litwa mają wielką wrażliwość na coroczny napływ zagranicznych inwestycji bezpośrednich, co rzutuje na kurs waluty. Wartość kredytów krótkoterminowych przewyższa ponad czterokrotnie wartość napływu kapitału zagranicznego. A jedną z cech kryzysu jest osłabienie więzi międzynarodowych: handlu zagranicznego oraz napływu inwestycji zagranicznych z krajów rozwiniętych. Między innymi dlatego złoty osłabł i ciągle dotąd nie może wrócić do swej siły z okresu wielkiego napływu kapitału zagranicznego.
5. Polska i Litwa miały wyjątkowo duże wahania kursu walutowego w okresie 2000—2008. To w znacznym stopniu także wpływ nierównomierności napływu kapitału zagranicznego.
6. Zaznaczę, że według danych *Monthly Bulletin of Statistics ONZ* (stan na 31.11.2009 r.) rezerwy dewizowe (bez złota) Polski są najwyższe spośród wszystkich krajów UE, wyższe prawie o połowę od rezerw dewizowych Niemiec. Polska jest 16 krajem świata według wielkości rezerw dewizowych. Posiadanie rezerw dewizowych ma mniejszą wagę w systemie oceny sytuacji gospodarczej krajów świata. W dużym stopniu stanowią one zamrożenie środków, od którego część krajów z permanentnymi nadwyżkami w wymianie międzynarodowej chce odejść, tworząc tzw. fundusze niezależne. Niemniej w krajach, które nie mają permanentnej nadwyżki handlowej, rezerwy dewizowe są potrzebne dla prowadzenia płynnego handlu zagranicznego.

Podsumowanie

Statystyka międzynarodowa państwowych długów publicznych, krajowych i zagranicznych urasta do jednego z ważniejszych czynników sprzyjających prowadzeniu skutecznej polityki gospodarczej. Jednak jest ona pełna luk i rozbieżności metodologicznych. Wymaga więc podjęcia starań o standaryzację. Mimo to można wyciągnąć z niej wnioski, że zmniejszanie stanu zadłużenia w jakiejś umiarkowanej skali jest bardzo korzystne dla gospodarki światowej, choć może nieznacznie zmniejszyć tempo wzrostu dochodu narodowego. Wyjątkiem są kraje o bardzo dużym zadłużeniu oraz te, których wymiana gospodarcza z zagranicą (z uwzględnieniem bieżącego bilansu płatniczego i przepływu zagranicznych inwestycji bezpośrednich) jest permanentnie ujemna.

mgr Jacek Ziemiecki — Warszawa

SUMMARY

In the finance crisis years, The State Public Debt (domestic and foreign) is one of economic category elements which are influenced by market as well as economic politics. A low standardization degree of the public debt in statistics produced by IMF as well as Eurostat is an obstacle to conduct judicious politics of the public debt value shaping. The article presents projection which shows that a gradually abatement of debt can insignificantly reduce pace of the national income increase in the first years of the debt abatement. The pace of the national income increase can be bigger in the next years because the debt value will decrease.

РЕЗЮМЕ

Государственный долг, внутренний и внешний, в годы финансового кризиса является компонентом экономических категорий, на которые воздействует не только рынок, но и экономическая политика. Препятствием для разумной политики определения государственного долга является относительно низкая степень его стандартизации в статистике проводимой в этой области МВФ и Евростатом. В статье была проведена проекция, в которой показано, что постепенное погашение задолженности может только незначительно снизить темпы роста национального дохода в первые годы погашения задолженности, а в следующие годы может даже их ускорить, так как «горб задолженности» уменьшится.

Mieszkalnictwo w Szwajcarii

Szwajcaria jest krajem o najwyższej w świecie stopie życiowej ludności. Jej znaczącym wyróżnikiem jest m.in. jeden z najkorzystniejszych w Europie standardów mieszkaniowych. Był on efektem utrzymującego się przez wiele lat intensywnego wysiłku inwestycyjnego w budownictwo mieszkaniowe.

DETERMINANTY ROZWOJU MIESZKALNICTWA

Zwiększająca się dynamicznie liczba ludności (tabl. 1) to przede wszystkim następstwo wyjątkowo wysokiego dodatniego salda imigracji, jako że chętnych do osiedlania się w Szwajcarii jest wielu.

TABL. 1. LICZBA LUDNOŚCI (stan w dniu 31 XII)

Wyszczególnienie	1950	1960	1970	1980	1990	2000	2005	2007	2008
Ludność ogółem w tys.	4717	5360	6193	6335	6751	7204	7459	7593	7602
w tym cudzoziemcy tys.	285	514	1102	914	1127	1424	1542	1555	1670
%	6,0	9,6	17,8	14,4	16,7	19,8	20,7	20,5	22,0

Źródło: *Statistisches Jahrbuch der Schweiz 2010* (2010), Bundesamt für Statistik, Zürich.

Udział cudzoziemców w liczbie ludności росł znacząco szybciej od dynamiki łącznego stanu ludności. Przyrost naturalny¹ w latach 1950—2007 zmniejszył się z 8 do 2 promili.

Ludność Szwajcarii grupuje się w coraz mniejszych gospodarstwach domowych (tabl. 2). Ich liczba rosła znacznie szybciej od liczby ludności, głównie dzięki rosnącemu udziałowi gospodarstw jednoosobowych².

TABL. 2. DANE O GOSPODARSTWACH DOMOWYCH (stan w dniu 31 XII)

Gospodarstwa domowe	1920	1930	1960	1970	1980	1990	2000
Ogółem w tys.	886,9	1002,9	1594,0	2062,4	2459,4	2859,6	3181,6
w tym prywatne	883,3	994,6	1581,0	2051,6	2449,8	2841,9	3115,4
z tego w %:							
jednoosobowe	8,5	8,5	14,2	19,6	29,0	32,4	36,0
wielosobowe	91,5	91,5	85,8	80,4	71,0	67,6	64,0
w tym wielorodzinne	·	6,4	7,1	5,9	4,4	3,3	2,8

Źródło: obliczenia na podstawie *Statistisches Jahrbuch der Schweiz* (edycje dla odpowiednich lat). Bundesamt für Statistik, Zürich.

¹ *Statistisches Jahrbuch der Schweiz* (edycje dla odpowiednich lat), Bundesamt für Statistik, Zürich.

² *Statistisches Jahrbuch der Schweiz 2003* (2003), Bundesamt für Statistik, Zürich; *Statistisches Jahrbuch der Schweiz 2010* (2010), Bundesamt für Statistik, Zürich.

Pisząc o sytuacji demograficznej Szwajcarii należy odnotować istotny przyrost długości trwania życia (tabl. 3), jest on najwyższy w skali Europy i całego świata.

TABL. 3. ŚREDNIE TRWANIE ŻYCIA

Wyszczególnienie	1958—1963	1978—1983	1998—2003	2006	2008
Kobiety	74,1	79,1	82,8	84,0	84,4
Mężczyźni	68,7	72,4	77,2	73,1	79,7

Źródło: *Statistisches Jahrbuch der Schweiz 2010*, op. cit.

W tym kontekście, także jeśli idzie o inne mierniki warunków życia, nie może dziwić fakt, że Szwajcaria uznawana jest za kraj, gdzie żyje się bardzo dobrze.

Inwestycje mieszkaniowe mają w Szwajcarii od lat wysoki poziom. W latach 1960—1980 było to ok. 7% PKB³. Później udział ten obniżył się do 5%⁴, co wynikało z bardzo wysokiego poziomu zaspokojenia potrzeb mieszkaniowych ludności.

Dynamika PKB w latach 90. ub. w. i w obecnej dekadzie stwarzała rosnące możliwości inwestowania. W 2008 r. dochód narodowy (*Gross National Income*) Szwajcarii według siły nabywczej franka szwajcarskiego wyniósł 348,3 mld USD. Plasowało to Szwajcarię na 33 miejscu w rankingu światowym⁵. Według siły nabywczej franka szwajcarskiego dochód narodowy szacowany był na 299,8 mld USD (i 39210 USD *per capita*), co uplasowało Szwajcarię na 20 miejscu w światowym rankingu ekonomicznym. W 2008 r. PKB wynosił 1025 mld⁶ franków szwajcarskich (ceny bieżące). Podane liczby świadczą o znaczących możliwościach inwestycyjnych.

BUDOWNICTWO MIESZKANIOWE

Rozmiary budownictwa mieszkaniowego miały w ostatnich kilkunastu latach dość stabilny poziom, świadczą o tym dane z tabl. 4.

Większość efektów budownictwa mieszkaniowego zrealizowana była przez prywatnych inwestorów, w tym ok. 40% przez osoby prywatne do własnego użytkowania. Budynki jednorodzinne, wolnostojące, stanowiły ok. 2/3 ogólnej liczby nowego budownictwa mieszkaniowego oraz średnio ok. 1/4 łącznej liczby oddanych do użytku mieszkań⁷ (tabl 5). Na 1 budynek w nowym budownictwie mieszkaniowym przypadały średnio niespełna 3 mieszkania.

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

⁴ *Statistisches Jahrbuch der Schweiz 2010*, op. cit.

⁵ *World Development Indicators 2010* (2010), The World Bank, Washington.

⁶ Ditto.

⁷ Obliczenia na podstawie *Statistisches Jahrbuch der Schweiz 2010*, op. cit.

**TABL. 4. STRUKTURA NOWEGO BUDOWNICTWA MIESZKANIOWEGO
WEDŁUG INWESTORÓW**

L a t a	Inwestorzy				
	ogółem	publiczni		prywatni	
		razem	w tym gminy	razem	w tym osoby prywatne
1995 tys.	46230	925	758	45305	18452
..... %	100,0	2,0	1,6	98,0	39,9
1996 tys.	41988	712	467	41276	16079
..... %	100,0	1,7	1,1	98,3	38,3
1997 tys.	35961	675	494	35286	14735
..... %	100,0	1,9	1,4	98,1	41,0
1998 tys.	33734	569	393	33165	14497
..... %	100,0	1,7	1,2	98,3	43,0
1999 tys.	33108	427	270	32681	15122
..... %	100,0	1,3	0,8	98,7	45,7
2000 tys.	32214	430	224	31784	14868
..... %	100,0	1,3	0,7	98,7	46,2
2001 tys.	28873	505	480	28368	13051
..... %	100,0	1,7	1,6	98,3	45,2
2002 tys.	28644	216	199	28428	12555
..... %	100,0	0,8	0,7	99,2	43,8
2003 tys.	32096	310	191	31786	14131
..... %	100,0	1,0	0,6	99,0	44,0
2004 tys.	36935	447	302	36488	15603
..... %	100,0	1,2	0,8	98,8	42,2
2005 tys.	37958	288	207	37670	16233
..... %	100,0	0,8	0,5	99,2	42,8
2006 tys.	41989	121	119	41868	16733
..... %	100,0	0,3	0,3	99,7	39,9
2007 tys.	42915	495	338	42230	16232
..... %	100,0	1,6	1,2	98,4	37,8
2008 tys.	44191	406	317	43785	16914
..... %	100,0	0,9	0,8	99,1	41,1

Ź r ó d ł o: Statistisches Jahrbuch der Schweiz (edycje dla odpowiednich lat), op. cit. oraz obliczenia na ich podstawie.

TABL. 5. NOWE BUDOWNICTWO MIESZKANIOWE WEDŁUG LICZBY POKOI

L a t a	Budynki z mieszkaniem		Mieszkania						
	ogółem	w tym jedno-rodzinne	ogółem	według liczby pokoi					
				1	2	3	4	5	≥6
1995	17567	12217	36230	1265	5330	10225	6633	10000	2777
2000	16962	13768	32214	528	1779	4630	10783	10858	3636
2001	14667	11507	28873	309	1720	4440	10003	8477	3924
2002	14185	10840	28644	360	1401	4230	9849	8760	4044
2003	15202	11469	32096	459	1792	5003	10728	9692	4422
2004	17306	12957	36935	466	1665	5634	13386	11142	4642
2005	16990	12407	37958	423	1941	5756	13920	11098	4820
2006	17192	12031	41989	480	2125	7126	15636	11720	4902
2007	17051	11982	42915	490	2724	7977	15598	11400	4726
2008	16678	11320	44191	635	3413	9174	16151	10231	4587

Ź r ó d ł o: Statistisches Jahrbuch der Schweiz 2010, op. cit.

Średnia wielkość budowanych mieszkań to 4—5 pokoi, przy czym w latach 1995—2008 najbardziej wzrósł udział największych (z ≥ 6 pokojami) mieszkań. Średnia wielkość budowanych mieszkań — według liczby pokoi — od kilku dekad utrzymuje się na dość zbliżonym poziomie >4 , z lekką tendencją wzrostu⁸.

Rozmieszczenie budownictwa mieszkaniowego według wielkości jednostek osadniczych ilustrują dane tabl. 6.

TABL. 6. NOWE BUDOWNICTWO MIESZKANIOWE WEDŁUG WIELKOŚCI JEDNOSTEK OSADNICZYCH W 2008 R.

Jednostki osadnicze według liczby ludności w tys.	Budynki z mieszkaniem		Mieszkania						
	ogółem	w tym jedno-rodzinne	ogółem	według liczby pokoi					
				1	2	3	4	5	≥ 6
Ponad 100000.....	302	55	2558	56	372	758	946	316	110
10001—100000	2927	1498	12063	165	1229	3071	4749	2109	740
5001— 10000	2941	1804	8767	124	577	1904	3424	1928	800
2001— 5000	4899	3444	11614	102	651	2095	4370	3043	1353
<2000	5609	4519	9189	188	584	1346	2662	2825	1584
Aglomeracje — 5 największych miast	4118	2337	14003	223	1274	3213	5432	2727	1134

Źródło: Statistisches Jahrbuch der Schweiz 2010, op. cit.

Większość nowego budownictwa mieszkaniowego zrealizowano w małych miejscowościach. Na przykład w 2008 r. na miejscowości mające niespełna 2 tys. ludności przypadało 21% zbudowanych mieszkań, wobec 33% z liczbą ludności powyżej 10 tys. (w tym tylko 6% z ponad 100 tys. mieszkańców). Natomiast na 5 największych aglomeracji szwajcarskich (Zurych, Bazylea, Genewa, Berno i Lucerna) przypadało 32% liczby zbudowanych mieszkań. Wielkości te dobitnie uwypuklają narastające od lat przenoszenie się mieszkańców wielkich miast do mniejszych miejscowości, w tym głównie leżących blisko największych miast.

ZASOBY MIESZKANIOWE

Według stanu w końcu 2008 r. zasoby mieszkaniowe Szwajcarii stanowiło ponad 3880 tys. mieszkań (tabl. 7).

TABL. 7. ZMIANY LICZBY MIESZKAŃ W WYNIKU BUDOWY, PRZEBUDOWY I UBYTKÓW

L a t a	Nowe budownictwo	Przebudowa	Ubytki	Przyrost netto	Stan w końcu roku
1995	46230	4558	1392	49396	3389941
2000	32214	1832	1229	32817	3574988
2001	28873	1779	1299	29353	3604341

⁸ Statistisches Jahrbuch der Schweiz 2010, op. cit.

TABL. 7. ZMIANY LICZBY MIESZKAŃ W WYNIKU BUDOWY, PRZEBUDOWY I UBYTKÓW (dok.)

L a t a	Nowe budownictwo	Przebudowa	Ubytki	Przyrost netto	Stan w końcu roku
2002	28644	2769	1090	30323	3638187
2003	32096	2937	1328	33705	3671892
2004	36935	3369	2339	37965	3709857
2005	37958	3423	2318	39063	3748920
2006	41989	3206	2541	42654	3791574
2007	42915	3596	2715	43796	3835370
2008	44191	3111	2585	44717	3880087

Ź r ó d ł o: Statistisches Jahrbuch der Schweiz 2010, op. cit.

Większość mieszkań pochodziła z nowego budownictwa. W wyniku przebudowy uzyskano jedynie kilka procent (<7 w 2008 r.).

TABL. 8. ZMIANY STANU LICZBY MIESZKAŃ WEDŁUG WIELKOŚCI JEDNOSTEK OSADNICZYCH W 2008 R.

Jednostki osadnicze według liczby ludności w tys.	Przyrost w wyniku		Ubytki z różnych przyczyn	Przyrost netto	Stan w końcu roku
	nowego budownictwa	przebudowy			
Ponad 100000	2558	114	828	1844	552161
10001—100000	12063	471	683	11851	1135452
5001— 10000	8767	401	412	8756	632825
2001— 5000	11614	1040	40	12244	822528
<2000	9189	1085	252	10022	737121
Aglomeracje — 5 największych miast ...	14003	348	1446	12905	1421465

Ź r ó d ł o: Statistisches Jahrbuch der Schweiz 2010, op. cit.

Mieszkania w trakcie spisu powszechnego z 2000 r. znajdowały się w ponad 1462 tys. budynków (ponad 80% było w budynkach mieszkalnych). Z tych dla celów mieszkaniowych 70% przypadało na budynki jednorodzinne, 19% mieszkań było w budynkach wielorodzinnych. Wśród budynków mieszkalnych dominowały obiekty niskie (do 3 kondygnacji, które stanowiły 89%).

Zasoby mieszkaniowe są relatywnie stare, ponieważ budynki mieszkalne sprzed 1919 r. stanowiły 17%, a z lat 1919—1960 — 27%. Liczba stale zamieszkanymi mieszkań wynosiła według spisu w 2000 r. — 3027,8 tys. (tabl. 9).

Większość stanowiły mieszkania czynszowe (60%). Mieszkania miały następującą strukturę (w %) według liczby pokoi (od 1 do ≥8): 5, 13, 27, 28, 16, 7, 2 i 2.

Mieszkania własne stanowiły w 2000 r. — 68,8% ich łącznej liczby. Udział ten zwiększał się sukcesywnie, by w 2008 r. osiągnąć — 73,3%⁹.

Stopień nasycenia mieszkaniem osiągnął w czasie ostatniego spisu — 420 na 1 tys. ludności¹⁰. Wskaźnik ten odnosił się do pierwszych, stale zamieszkanymi mieszkań.

⁹ Ditto.

¹⁰ Ditto.

**TABL. 9. MIESZKANIA ZAMIESZKANE WEDŁUG STATUSU UŻYTKOWNIKÓW
I WIELKOŚCI MIESZKAŃ W 2000 R.**

Mieszkania według statusu użytkownika	Ogółem	Mieszkania według liczby pokoi							
		1	2	3	4	5	6	7	≥8
O g ó ł e m	3027829	156528	387335	824529	849725	477457	205912	76243	50100
Czynszowe	1815943	139953	327795	621602	501301	159693	43657	13161	8781
Spółdzielcze	113505	4015	15544	49916	37605	5592	643	107	83
Piętrowe	237716	5579	18692	57734	96173	42475	11869	3240	1954
W wolnostojących domach ..	697783	3752	13618	64484	169782	230987	130023	51888	33249
W domach ze współwłasno- ścią	111948	1366	5510	17850	30691	30635	15693	5984	4219
Będące służbowymi	15655	757	1149	3032	5365	2669	1265	670	748
Wolne od czynszu	28750	916	4561	8707	7170	4082	1953	752	609
Dzierżawione (podnajem)	6529	190	466	1204	1638	1324	809	441	457

Ź r ó ł o: Statistisches Jahrbuch der Schweiz 2010, op. cit.

Niepełne dane o wielkości mieszkań (tabl. 10) wskazują na to, że wśród mieszkań stale zamieszkałych dominują lokale mające od 60 m² do 119 m² powierzchni użytkowej, stanowiące ponad 56% ogólnej liczby mieszkań. Miały one po 4—5 pokoi. Mieszkania mniejsze niż 40 m² powierzchni to tylko 6% ich ogółu, a mające co najmniej 180 m² stanowią przeszło 7%.

TABL. 10. MIESZKANIA WEDŁUG WIELKOŚCI W CZASIE SPISU Z 2000 R.

Powierzchnia użytkowa w m ²	Ogółem	Mieszkania według liczby pokoi					
		1	2	3	4	5	≥6
O g ó ł e m	3569181	241239	502636	976211	959666	524787	364642
Z danymi	2937802	189854	405628	795977	787987	446317	312039
<20	12677	12419	258	0	0	0	0
20— 29	60824	55137	5362	325	0	0	0
30— 39	105190	73868	26421	4649	252	0	0
40— 59	366564	37217	233465	82054	11638	2002	188
60— 79	657362	5069	109949	410881	114374	13600	3489
80— 99	617944	2495	20571	219308	299846	62422	13302
100—119	375193	1483	5059	48217	198697	95526	26211
120—139	259777	925	2148	16879	93260	103057	43508
140—159	175725	482	1082	6784	37593	76891	52893
160—179	98075	242	479	2882	14510	39526	40436
≥180	208471	517	834	3998	17817	53293	132012
Bez danych	631379	51385	97008	80234	171679	78470	52603

Ź r ó ł o: Statistisches Jahrbuch der Schweiz 2010, op. cit.

W okresie 1971—2000 z ogólnej liczby 3569 tys. mieszkań poddano renowacji blisko 40%¹¹. Dzięki temu mieszkania Szwajcarów mają wysoki, w zasadzie od lat pełny standard instalacyjny.

¹¹ Obliczenia na podstawie Statistisches Jahrbuch der Schweiz 2010, op. cit.

WARUNKI MIESZKANIOWE LUDNOŚCI

Zwiększenie substancji mieszkaniowej wyprzedzające przyrost liczby ludności przyczyniło się do radykalnej poprawy standardu mieszkaniowego. W okresie między spisami 1990 r. i 2000 r. powierzchnia użytkowa mieszkania *per capita* zwiększyła się z 39 do 44 m²¹². Przy średnim zaludnieniu mieszkań można szacować, że średnie zaludnienie pokoju to ok. <0,5 osoby.

Ze zróżnicowania wielkości mieszkań zamieszkiwanych przez różne kategorie gospodarstw domowych wyróżnionych w spisie mieszkań w 2000 r. (tabl. 11) wynika, że w 35% stanowiły gospodarstwa osób samotnych, a 63% gospodarstwa rodzinne.

TABL. 11. WARUNKI MIESZKANIOWE WEDŁUG KATEGORII GOSPODARSTW DOMOWYCH W 2000 R.

Gospodarstwa domowe	Mieszkania					
	ogółem	w budynkach w %		liczba osób na		w użytko- waniu właścicieli
		jednoro- dzinnych	wieloro- dzinnych	pokój	mieszkanie	
O g ó ł e m	3027829	23,5	76,5	0,59	2,3	34,6
W tym jednoosobowe	1072342	10,9	89,1	0,34	1,0	19,7
Rodzinne razem	1895226	30,9	69,1	0,68	3,0	43,5
para bez dzieci	833309	28,5	71,5	0,50	2,0	42,9
para z dziećmi	884009	35,1	64,9	0,84	3,9	46,8
1 rodzic z dzieckiem	156211	19,4	80,6	0,64	2,6	26,1
1 osoba z rodzicami	21697	36,2	63,8	0,49	2,2	54,2
Nierodzinne razem	60261	15,4	84,6	0,59	2,2	21,2
spokrewnione	15858	22,6	77,4	0,56	2,2	36,0
bez pokrewieństwa	44403	12,9	87,1	0,59	2,2	16,0

Ź r ó ł o: *Statistisches Jahrbuch der Schweiz 2010*, op. cit.

WYDATKI NA MIESZKANIE

Wydatki na mieszkanie w 2007 r. wynosiły 21,0% łącznych wydatków gospodarstw domowych. Stanowiły one 5,8% w mieszkaniach własnych użytkowników oraz 25,4% w lokalach czynszowych¹³. W miarę rosnącej zamożności (dochodów) użytkujących mieszkania, ich udział procentowy stanowił (od I do V grupy dochodowej): 33,6—25,0—21,0—18,0 i 15,3. Wysoki ich udział występował w gospodarstwach jednoosobowych (średnia we wszystkich grupach dochodowych) — 26,8% oraz najwyższy (32,7%) w gospodarstwach osób starszych (≥65 lat)¹⁴.

¹² *Statistisches Jahrbuch der Schweiz 2010*, op. cit.

¹³ Ditto.

¹⁴ Ditto.

*
* *

Wysoki poziom zaspokojenia potrzeb mieszkaniowych Szwajcarów możliwy był dzięki utrzymującemu się od lat intensywnemu wysiłkowi inwestycyjnemu. Umożliwił to rozwój ekonomiczny, który choć nie imponował dynamiką, to nie podlegał większym spadkom.

POLSKA A SZWAJCARIA

Konfrontując ważniejsze mierniki rozwoju mieszkalnictwa Polski z jednym z liderów europejskiego rankingu mieszkaniowego, należy zwrócić uwagę na:

- znacznie wyższe możliwości i poziom inwestycji mieszkaniowych, który w Szwajcarii w omawianym wieloleciu przekraczał 7% PKB, nie spadając poniżej 5%, gdy u nas był w ostatnich kilkunastu latach na poziomie 2% PKB¹⁵;
- kilkakrotnie wyższą intensywność budowania mieszkań, której wskaźnik w tym wieloleciu przekraczał nawet wartość 10, nie schodząc na ogół poniżej wartości 5, gdy w Polsce wynosił on 8 tylko w latach 1978—1979 oraz ok. <4 w ostatnich kilkunastu latach¹⁶;
- przestronność zaludnienia mieszkań ma Szwajcaria ok. 2 razy wyższą niż w Polsce (ok. 50 m² *per capita*, wobec 25 m² w Polsce)¹⁷;
- podobną średnią wielkość budowanych w ostatnich latach mieszkań (ok. 100 m² powierzchni użytkowej) oraz udział (w %) wydatków na mieszkanie gospodarstw domowych (ok. 1/5 ogółu) w Szwajcarii i w Polsce¹⁸.

Mimo znacznie gorszego w Polsce standardu mieszkaniowego, należy stwierdzić, że niekorzystny dla nas dysparytet mieszkaniowy jest mniejszy od dysparytetu ekonomicznego (ok. 3 razy niższy poziom PKB *per capita*).¹⁹

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

SUMMARY

The article presents a condition of the housing in Switzerland in 2008 as well as in retrospection since 1995. Considerations of the housing development, conditions in the housing construction, reserves and housing conditions as well as expenditures for dwellings are discussed in the article. The Author presents also comparison of measures characterizing housings in Poland and Switzerland.

¹⁵ Gorczyca M. (2008), *Stan i potrzeby rozwoju mieszkalnictwa w Polsce na tle wybranych krajów*, Wyższa Szkoła Informatyki i Zarządzania w Rzeszowie, Rzeszów, materiały powielane.

¹⁶ Ditto.

¹⁷ Ditto.

¹⁸ Ditto.

¹⁹ Ditto.

РЕЗЮМЕ

Статья характеризует ситуацию жилищного строительства в Швейцарии в 2008 г., а также в ретроспективном подходе (с 1995 г). Были обсуждены обусловленности развития, положение жилищного строительства, фонды и условия проживания, а также издержки на жилье. В статье автор представил также сопоставление измерителей характеризующих жилищное строительство в Польше и в Швейцарии.

INFORMACJE. PRZEGLĄDY. RECENZJE

XXIX konferencja

Wielowymiarowa analiza statystyczna

W dniach 8—10 listopada 2010 r. odbyła się XXIX konferencja zatytułowana *Wielowymiarowa analiza statystyczna*, zorganizowana przez Katedrę Metod Statystycznych Wydziału Ekonomiczno-Socjologicznego Uniwersytetu Łódzkiego oraz Polskiego Towarzystwa Statystycznego. Konferencję zadedykowano profesorowi Zdzisławowi Hellwigowi, z okazji 85-lecia urodzin.

Podczas sesji plenarnych, jak i zwykłych wygłoszono 42 referaty. Obrady były poświęcone najważniejszym problemom statystyki matematycznej, takim jak: rozkłady wielowymiarowe, metody klasyfikacji i dyskryminacji danych, testy nieparametryczne, estymacja, metody Monte Carlo, metody bayesowskie. Oprócz tematyki teoretycznej zajmowano się zastosowaniami statystyki do badania poziomu życia i źródeł dochodów ludności, wydajności pracy, oceny ryzyka inwestycji giełdowych, oszacowania stawek ubezpieczeń komunikacyjnych OC, koniunktury.

W trakcie pierwszej sesji plenarnej, której przewodniczył prof. dr hab. Eugeniusz Gatnar (Uniwersytet Ekonomiczny w Katowicach), wygłoszono 4 referaty.

Sesję rozpoczął przewodniczący Komitetu Organizacyjnego prof. dr hab. Czesław Domański, wygłosił referat pt. *Testy statystyczne oparte na pustych celach*. Autor przedstawił testy oparte na liczbie pustych cel — test zgodności Davida-Hellwiga oraz test zgodności dla dwóch prób. Omówił również empiryczną moc tych testów w porównaniu z klasycznymi testami Kołmogorowa, Shapiro-

-Willka dla hipotezy o normalności rozkładu oraz z testami *t*-studenta i Wilcozona dla hipotezy o zgodności dwóch rozkładów.

Drugi referat pt. *Wybrane własności testów w odpornej analizie trendu* wygłosiła prof. dr hab. Grażyna Trzpiot (Uniwersytet Ekonomiczny w Katowicach). Autorka przedstawiła odporne testy na rząd integracji danych w szeregu czasowym. Testy te są odporne w sensie asymptotycznych własności wartości krytycznych w testowaniu wartości współczynnika kierunkowego funkcji trendu.

Prof. dr hab. Joanna Kisielińska (SGGW) w referacie *Ominięcie warunku normalności w testach parametrycznych* zaproponowała założenie dyskretności cechy, które pozwala obliczyć rozkłady statystyki testowej, przy założeniu znajomości rozkładu empirycznego. Obliczenie rozkładu statystyki testowej przeprowadzić można dla rozkładu empirycznego, ponieważ we wszelkich testach statystycznych zakłada się zgodność rozkładu próby z rozkładem populacji. Jedynym problemem jest numeryczna złożoność wykonywanych rachunków. W przypadku większych prób obliczenia są zbyt długotrwałe.

W referacie *O testowaniu istotności współczynników w modelu regresji wielorakiej* profesor Uniwersytetu Ekonomicznego w Katowicach dr hab. Grzegorz Kończak zaproponował wykorzystanie testu permutacyjnego do weryfikacji istotności modelu regresji liniowej. Testy permutacyjne mogą być stosowane bez zakładania postaci rozkładu zmiennej. Analizę własności proponowanego testu przeprowadzono z wykorzystaniem symulacji Monte Carlo.

Drugiej sesji plenarnej przewodniczył prof. dr hab. Mirosław Szreder (Uniwersytet Gdański). Sesja ta została poświęcona pamięci sześciu wybitnych statystyków.

Sesję rozpoczął prof. dr hab. Czesław Domański, wygłaszając referat o życiu i pracy *Kazimierza Władysława Kumanieckiego* — statystyka oraz założyciela PTS w marcu 1912 r. W roku 1915 Kumaniecki wraz z profesorem Adamem Krzyżanowskim oraz kilkoma innymi osobami wydał książkę pt. *Statystyka Polski*. Był to pierwszy polski rocznik historyczno-statystyczny, który ukazywał rozwój społeczno-gospodarczy ziem polskich od XIX wieku do I wojny światowej.

Setna rocznica urodzin była przyczynkiem do wspomnień zredagowanych i ogłoszonych przez prof. dr hab. Mirosława Krzyśko (Uniwersytet im. A. Mickiewicza w Poznaniu) *O Profesorze Marku Fiszu (1910—1963)*. M. Fisz pracą naukową w dużej mierze przyczynił się do rozwoju rachunku prawdopodobieństwa oraz statystyki matematycznej. Jego działalność można podzielić na kilka etapów. Pierwszy związany był z działalnością zawodową w GUS, w drugim okresie zajął się granicznymi rozkładami statystyki nieparametrycznej typu Kołmogorowa-Smirnowa. Później zajmował się rozkładami nieskończenie podzielnymi. Był autorem 41 prac i 3 książek, w tym najbardziej znanej *Rachunek prawdopodobieństwa i statystyka matematyczna*, mającej wiele wydań w języku polskim, angielskim i niemieckim.

W referacie *O dorobku naukowym Profesora Zbigniewa Pawłowskiego w 80. rocznicę urodzin* prof. dr hab. Janusz Wywiał (Uniwersytet Ekonomiczny w Katowicach) przedstawił osiągnięcia naukowe Jubilata oraz jego najważniejsze publikacje statystyczne. Dorobek naukowy prof. Z. Pawłowskiego składa się z ponad 200 prac, w tym 4 podręczników akademickich i 9 monografii naukowych. Warto spośród nich wymienić: *Wstęp do statystyki matematycznej*; *Ekonometria*; *Modele ekonometryczne równań opisowych*. W swoich pracach wiele uwagi poświęcił badaniom i teorii budowy prognoz ekonometrycznych do badania efektywności procesów produkcyjnych w przemyśle i ocenie gospodarności przedsiębiorstwa, ekonometrycznym modelom gospodarki narodowej, analizie szeregów czasowych oraz ekonometrycznej analizie popytu.

Prof. dr hab. Jan Kordos (SGH) wygłosił referat pt. *Wspomnienie o Profesorze Jerzym Greniu (1936—1985)*, prezentując najważniejsze fakty z życia i bogaty dorobek naukowy J. Grenia. Polem jego zainteresowań były m.in.: metoda reprezentacyjna, metody estymacji bayesowskiej oraz zagadnienia demograficzne.

Z kolei w referacie pt. *Wiktor Oktaba* prof. dr hab. Bronisław Ceranka (Uniwersytet Przyrodniczy w Poznaniu) przedstawił sylwetkę niedawno zmarłego profesora Wiktora Oktaby, autora 11 książek, w tym 5 znanych podręczników akademickich mających wiele wydań oraz autora lub współautora 8 słowników wielojęzycznych ze statystyki matematycznej, rachunku prawdopodobieństwa, teorii eksperymentu i biometrii.

Dr Milda Maria Burzała (Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu) wygłosiła *Wspomnienie o Profesorze Bogusławie Guziku*. Profesor B. Guzik, który zmarł nagle w 2009 r., opublikował blisko 300 prac naukowych z zakresu ekonometrii, prognozowania, wielowymiarowej analizy porównawczej, a także z analizy efektywności gospodarczej. Ponadto był twórcą ekonometrii segmentowej, jednego z działów ekonometrii współczesnej, dającej zdecydowanie większe możliwości badawcze od ekonometrii klasycznej.

Drugiego dnia konferencja rozpoczęła się dwiema sesjami równoległymi.

Na sesji III A, której przewodniczył prof. Janusz Wywiał, wygłoszono 4 referaty w języku angielskim.

Dr Lev Sverdlov (Merck Research Labs, Stany Zjednoczone) wygłosił referat pt. *Methodology and example of Discriminant Analysis to separate a study population by treatment subgroups in a Phase 2 clinical trial*. Autor opisał niektóre aspekty metodologii, oprogramowanie i wyniki wielowymiarowej analizy dyskryminacyjnej w badaniu klinicznym fazy 2 dla nowych leków przeciwdepresyjnych.

Dr Janusz Kupczun (Uniwersytet Łódzki) w referacie *Theory of multiple sequences and series. A review of the elements, which might be useful in works on discrete distribution* zawarł przegląd elementów teorii ciągów i szeregów wielowskaźnikowych, dokonany w porządku znanej teorii ciągów i szeregów jednowskaźnikowych.

W referacie *Some remarks on bootstrap, confidence interval and calibration in social surveys* prof. dr hab. Jan Kordos przedstawił metodę McCarthy-Snowden, jedną ze zmodyfikowanych metod bootstrapowych. Autor badał stabilność tej metody estymacji przy ocenie błędu standardowego w zależności od liczby replikacji. Zastosował także metodę kalibracji dla ulepszenia oceny błędu standardowego, która wykorzystuje dostępne dane dla całej populacji do ważenia danych z próby. Dyskutowane były oceny błędów standardowych dla niektórych wskaźników ubóstwa w Polsce. Autor próbował wykazać, że dane uzyskane metodą wywiadu z reprezentacyjnych badań społecznych są zwykle obciążone, a przy ich ocenie powinny być tylko podawane błędy standardowe lub względne błędy standardowe (CV). W takich przypadkach przedziały ufności i pierwiastki błędu średniokwadratowego mogą wprowadzić użytkownika w błąd.

Dr Jerzy Korzeniewski (Uniwersytet Łódzki) w referacie *Assessment of entropy based methods for choosing uniformly distributed variables noisy in the context of cluster analysis* badał efektywność metody opartej na połączeniu dwóch kryteriów: pierwsze — ukierunkowane na odrzucanie zmiennych o rozkładach jednomodalnych i drugie — oparte na entropii, ukierunkowane na odrzucanie zmiennych o rozkładach równomiernych. Autor przedstawił wyniki badania symulacyjnego na kilkunastu tysiącach zbiorów danych o niewielkiej liczbie zmiennych (<20) i niewielkiej liczbie skupień (<10).

Sesji III B przewodniczył prof. dr hab. Walenty Ostasiewicz (Akademia Ekonomiczna we Wrocławiu). Wygłoszono 4 referaty.

Dr Grażyna Dehnel oraz dr hab. Elżbieta Gołata (Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu) w referacie *Integracja danych w statystyce przedsiębiorczości* podjęły próbę odpowiedzi na zapotrzebowanie na informacje z zakresu funkcjonowania przedsiębiorstw. Zarówno powstawanie, jak i likwidacja podmiotów gospodarczych może charakteryzować możliwości przystosowania się rynku do zachodzących zmian. Polska należy do krajów, w których informacje o funkcjonowaniu przedsiębiorstw są ograniczone z powodu braku odpowiednich danych dotyczących podmiotów gospodarczych.

W referacie *Przestrzenne zróżnicowanie dynamiki populacji przedsiębiorstw w Polsce — analiza skupień* dr Aneta Ptak-Chmielewska (SGH) pokazała terytorialne zróżnicowanie (na poziomie województw) w procesach zachodzących w zbiorowości przedsiębiorstw i ich powiązanie ze zróżnicowaniem rozwoju gospodarczego kraju. Autorka zastosowała analizę skupień.

Mgr Hanna Gruchociak (Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu) w referacie *Próba wykorzystania rejestrów administracyjnych w badaniu dojazdów do pracy* wykazała, że natężenie dojazdów do pracy może być istotną zmienną charakteryzującą sytuację na rynku pracy. Autorka przedstawiła wyniki badania dotyczącego korelacji pomiędzy dojazdami do pracy oraz innymi zmiennymi używanymi do opisu regionalnego rynku pracy, takimi jak stopa bezrobocia oraz

średnie wynagrodzenie. Do badania zależności pomiędzy położeniem badanych obszarów i natężeniem dojazdów do pracy autorka wykorzystała model J. H. Thüнена.

Sesji IV A przewodniczyła prof. dr hab. Grażyna Trzpiot.

Dr inż. Wojciech Gamrot (Uniwersytet Ekonomiczny w Katowicach) w referacie *O generacji skorelowanych binarnych liczb pseudolosowych* rozważał procedury służące do generacji wielowymiarowych liczb pseudolosowych, dla których rozkłady brzegowe są rozkładami zero-jedynkowymi. Autor przedstawił wybrane, znane algorytmy realizujące to zadanie i następnie omówił wyniki symulacyjnego badania własności tych procedur. W szczególności dokonał porównania momentów rozkładu empirycznego z ich wartościami pożądanymi oraz zaproponował alternatywną procedurę generacji takich danych.

Dr Tomasz Żądło (Uniwersytet Ekonomiczny w Katowicach) w referacie pt. *O predyktorze pseudo EBLUP dla pewnego modelu nadpopulacji ze zmiennymi dodatkowymi dla danych wielookresowych* rozważał problem modelowania profili wielookresowych zakładając, że zarówno populacja, jak i przynależność elementów populacji do podpopulacji może się zmieniać. Dla danych przekrojowo-czasowych autor zakłada model mieszany ze składnikami losowymi specyficznymi dla podpopulacji i elementów populacji, który jest przypadkiem szczególnym ogólnego mieszanego modelu liniowego. Autor przedstawił pseudo-empiryczne najlepsze liniowe nieobciążone predyktory wynikające z podejścia mieszanego, ich błędy średniokwadratowe i ich estymatory. W badaniu symulacyjnym porównał ich dokładność z pewnymi estymatorami kalibrowanymi wynikającymi z podejścia mieszanego.

Dr Dorota Bartosińska (SGH) w referacie *Metoda reprezentacyjna SAS na użytek praktyki* szczegółowo opisała procedury systemu SAS, które mają zastosowanie w metodzie reprezentacyjnej — procedurę surveyselect, która umożliwia losowanie prób złożonych, w tym z nierównym prawdopodobieństwem wyboru jednostek, z warstwowaniem, z zespołami i wieloma stopniami losowania. Autorka przedstawiła procedury służące do analizy danych w próbach nieprostych zebranych w wyniku badania reprezentacyjnego: surveymeans (mającą zastosowanie do ogólnych analiz poziomu przeciętnego, zmienności, asymetrii badanych zjawisk); surveyfreq (wykorzystywaną w analizie cech jakościowych); surveyreg i surveylogistic (wykorzystywane do analizy regresji odpowiednio klasycznej i logistycznej).

W referacie *O imputacji danych z wykorzystaniem pakietu R* dr Małgorzata Misztal (Uniwersytet Łódzki) dokonała przeglądu dostępnych w środowisku R pakietów realizujących procedury imputacji jednostkowej i wielokrotnej. Wykorzystując zbiory danych z repozytorium baz danych na Uniwersytecie Kalifornijskim w Irvine, autorka opisała składnię poleceń i podała przykłady zastosowań metod imputacji danych w konkretnych problemach badawczych.

Sesji IV B przewodniczył prof. dr hab. Wojciech Zieliński (SGGW).

Dr Piotr Tarka (Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu) wygłosił referat pt. *Subiektywne metody eksploracji i wizualizacji danych w analizie czynnikowej*. Autor opisał m.in.: metodę głównych składowych; geometryczne perspektywy oceny danych, w szczególności w zakresie badania związków relacyjnych pomiędzy zmiennymi i ładunkami czynnikowymi; jakość oceny współczynników ładunkowych, ich struktury i procesu rotacji. Analizie porównawczej poddano także techniki wykorzystywane w ekstrakcji czynników i ewaluacji struktury danych. Źródłem danych empirycznych do prowadzonej analizy były dane socjoekonomiczne wartości życiowych konsumentów, takie jak: „wolność”, „niezależność”, „sukces”, „zabawa”, „przyjemność” i „bogactwo”.

Dr Piotr Białowolski (SGH) w referacie *Możliwość zastosowania konfirmacyjnej analizy czynnikowej dla wielu grup do tworzenia wskaźników nastroju* przedstawił model pomiarowy wskaźnika nastrojów z wykorzystaniem konfirmacyjnej analizy czynnikowej dla wielu grup. Autor przedstawił w jaki sposób, z wykorzystaniem konfirmacyjnej analizy czynnikowej dla wielu grup, możliwe jest otrzymanie wartości wskaźnika nastrojów porównywalnych międzyokresowo i kiedy tę metodę można i należy stosować do tworzenia tego typu wskaźników. Referent pokazał, że stosowanie tej metody jest bardziej poprawne w sytuacji, gdy odpowiedzi na pytania mogą być wyjaśnione przez jedną zmienną (ukrytą), bez znaczącej straty informacji. W przypadku gdy nie jest możliwe zidentyfikowanie jednej zmiennej, która jest w stanie wyjaśnić zmiany odpowiedzi na pytania wchodzące w skład indeksu i jeśli jest to uzasadnione teoretycznie, autor zasugerował, że należy stosować standardowe miary nastrojów. Przedstawił również dwa przykłady wskaźników (konjunktura w przemyśle i konjunktura w obszarze opóźnień w płatnościach), w których otrzymano różne wnioski co do możliwości stosowania konfirmacyjnej analizy czynnikowej dla wielu grup.

W referacie *Metody analizy głównych składowych dla danych opisanych zmiennymi symbolicznymi interwałowymi* dr Andrzej Dudek (Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu) opisał metody SPCA, algorytm analizy głównych składowych poprzez kodowanie centroid i promieni, analizę „Spaghetti” i algorytm przedziałowej analizy głównych składowych oraz znane adaptacje klasycznego algorytmu analizy głównych składowych — metody centers i vertices. Działanie tych metod autor porównał zarówno na sztucznie wygenerowanych, jak i rzeczywistych zbiorach danych opisanych zmiennymi symbolicznymi interwałowymi.

Dr Artur Zaborski oraz dr Marcin Pełka (Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu) w referacie *O adaptacji analizy unfolding dla danych symbolicznych* opisali możliwe ścieżki adaptacji analizy *unfolding* (wykorzystywanej do wizualizacji i analizy preferencji konsumentów) dla danych klasycznych na potrzeby danych symbolicznych oraz zawarli propozycje analizy *unfolding* wykorzystującej majoryzację znormalizowanej funkcji I-Stress.

Sesji V A przewodniczył prof. dr hab. Mirosław Krzyśko.

Dr Dorota Rozmus (Uniwersytet Ekonomiczny w Katowicach) w referacie *Porównanie stabilności klasycznej taksonomicznej metody bagging z metodą bagging opartą na macierzy współwystąpień* podjęła temat stabilności w podejściu zagregowanym w taksonomii. Rozważała metody bagging oraz metodę agregacji opartą na macierzy współwystąpień. Autorka przeprowadziła badania empiryczne, które miały za zadanie porównać stabilność metody bagging stosowanej do klasycznego zbioru danych oraz do tzw. macierzy współwystąpień.

Dr Kamila Migdał-Najman oraz dr Krzysztof Najman (Uniwersytet Gdański) w referacie *Grupowanie dynamiczne w oparciu o samouczące się sieci GNG* postawili tezę, że problem dotyczący poprawnego obserwowania zmian, w których skupienia nieliczne lub słabo określone z czasem stają się bardziej liczne, nabierają znaczenia i stają się lepiej określone, można rozwiązać stosując metodę grupowania pracującą *on-line*, bez przerwy. Metoda taka reagowałaby na każdą nową informację i automatycznie dokonywała niezbędnych korekt, minimalizując koszty finansowe, czasowe i organizacyjne. Autorzy wyrazili przypuszczenie, że samoucząca się sieć neuronowa typu Growing Neural Gas może sprostać takim wymaganiom.

Dr Marcin Pełka oraz dr Aneta Rybicka (Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu) w referacie *Ocena preferencji uczniów szkoły policealnej z wykorzystaniem analizy klas ukrytych* przedstawili zastosowanie analizy klas ukrytych w badaniach na przykładzie preferencji uczniów szkoły policealnej. W tym celu wykorzystali dane zebrane przez szkołę policealną w trakcie naboru zimowego roku 2008/09. Autorzy podkreślili, że analiza klas ukrytych pozwala na odkrywanie nieobserwowalnych zależności pomiędzy zmiennymi obserwowalnymi, a zmienne obserwowalne pozwalają z określonym prawdopodobieństwem twierdzić zaistnienie zjawiska nieobserwowalnego. Dodatkowo analiza klas ukrytych pozwala na analizę danych jakościowych.

Sesji V B przewodniczył prof. dr hab. Marek Walesiak (Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu).

Mgr Justyna Brzezińska (Uniwersytet Ekonomiczny w Katowicach) w referacie *Hierarchiczne modele logarytmiczno-liniowe dla tablic kontyngencji* opisywała modele hierarchiczne służące do analizy struktury zależności zmiennych w postaci tablicy kontyngencji. Modele logarytmiczno-liniowe, które budowane są według zasady hierarchiczności, nazywane są modelami hierarchicznymi. Autorka podkreśliła, że dla modeli logarytmiczno-liniowych istnieją kryteria oceny modelu, do których należy współczynnik największej wiarygodności oraz kryteria informacyjne AIC oraz BIC. Dzięki tym współczynnikom możliwy jest wybór najlepszego modelu.

Dr Mariusz Kubus (Politechnika Opolska) w referacie *Selekcja zmiennych dla regresji w przypadku dużego wymiaru przestrzeni cech* omówił wybrane metody selekcji zmiennych (dla regresji) w przypadku, gdy liczba zmiennych jest więk-

sza od liczby obserwacji. Autor wykorzystał sztucznie generowane zbiory danych, w których niektóre zmienne nieistotne włączane do tych zbiorów charakteryzować się będą współliniowością.

Mgr inż. Jacek Stelmach (Uniwersytet Ekonomiczny w Katowicach) wygłosił referat *Wykorzystanie testu permutacyjnego w badaniach korelacji wielowymiarowej*, w którym przedstawił studium poświęcone testom permutacyjnym w badaniach korelacji wielowymiarowej. Bezpośrednim powodem jego badań była chęć porównania tych metod z klasycznymi testami korelacji o akceptowalnej mocy, dla niewielkiej ilości danych — gdzie założenie o rozkładzie normalnym nie może być w łatwy sposób potwierdzone. Ilustrację badań stanowił przykład opracowany dla rzeczywistych danych procesu szarżowego, w którym rezultaty testów permutacyjnych były porównywane z wynikami testów dla współczynników korelacji liniowej Pearsona oraz rang Spearmana i Kendalla. Badane dane dotyczyły parametrów jakościowych surowców chemicznych i były otrzymane od producenta, pośrednika i wejściowej kontroli jakości. Autor przedstawił porównanie wyników regresji wielorakiej dla predyktorów wskazanych przez testy korelacji z modelem zbudowanym na podstawie wszystkich zmiennych niezależnych.

W ostatnim dniu Konferencji odbyły się 3 sesje.

Sesji VI A przewodniczył prof. dr hab. Jan Kordos.

Dr inż. Jacek Białek (Uniwersytet Łódzki) w referacie *Szczególne przypadki pewnej ogólnej formuły indeksów cen* omówił ogólną formułę dla agregatowych indeksów cen, która spełnia większość postulatów wywodzących się z aksjomatycznej teorii indeksów. Autor pokazał, że wiele powszechnie znanych i użytecznych indeksów statystycznych stanowi szczególny przypadek omawianej formuły.

Mgr Krzysztof Janas oraz mgr Agnieszka Świerczyńska (Uniwersytet Łódzki) w referacie *Przegląd wybranych zastosowań kopuł w finansach i ubezpieczeniach* podjęli problem zastosowania kopuł we współczesnych teoriach finansowych. Poprzez studium wybranych przypadków już istniejących zastosowań kopuł autorzy pokazali możliwości rozwoju tej teorii. Szczegółowo omówili i porównali własności najczęściej spotykanych kopuł oraz przybliżyli wybrane metody zastosowania kopuł do metod statystycznych często wykorzystywanych w teoriach i modelach finansowych. Autorzy podsumowali rozprawę, przeprowadzając analizę wad oraz zalet stosowania teorii kopuł w finansach, wykorzystując rozważane przykłady.

Dr Dariusz Parys (Uniwersytet Łódzki) w referacie *Wielokrotne procedury decyzyjne* przedstawił ogólne klasy procedur decyzyjnych ze wskazaniem zastosowań do problemu porównań wielokrotnych. Autor podkreślił, że w wielu badaniach statystycznych mamy do czynienia z wyborem między więcej niż dwiema decyzjami, a jeżeli odrzucamy hipotezę zerową chcemy wiedzieć, które z rozwiązań różni się od postulowanego w hipotezie.

Sesji VI B przewodniczył prof. dr hab. Bronisław Ceranka.

Dr Wioletta Grzenda (SGH) w referacie *Bayesowski wykładniczy model przeżycia w analizie determinant długości czasu pozostawania bez pracy* identyfikowała czynniki demograficzne oraz społeczno-ekonomiczne wpływające na czas pozostawania bez pracy. Zbiór danych wykorzystany przez autorkę pochodził z badań GUS. Do analizy determinant czasu pozostawania bezrobotnym autorka wykorzystwała bayesowski wykładniczy model przeżycia dla danych indywidualnych. Dla wszystkich współczynników regresji referentka wybrała nieinformacyjny rozkład normalny *a priori*. W estymacji modelu wykorzystwała metody Monte Carlo oparte na łańcuchach Markowa. W modelowaniu czasu pozostawania bezrobotnym autorka uwzględniła: płeć, stan cywilny, poziom wykształcenia, informację o tym, czy respondent nadal się doksztalca, region Polski, który zamieszkuje respondent oraz wiek. W podsumowaniu autorka przedstawiła, w jakim stopniu zmienne statystycznie istotne wpływają na zmienną zależną. Ponadto otrzymane wyniki porównano z rezultatami innych badań.

Dr Alina Jędrzejczak (Uniwersytet Łódzki) w referacie *Zastosowanie wybranych metod szacowania wariancji współczynników koncentracji rozkładów dochodów* przedstawiła wybrane metody szacowania miar koncentracji rozkładów dochodów oraz ich precyzji, wraz z zastosowaniem do badania rozkładów dochodów w Polsce według grup społeczno-zawodowych oraz według makroregionów NUTS 1. Podstawą obliczeń były dane pochodzące z Badania Budżetów Gospodarstw Domowych. Wariancje estymatorów autorka otrzymała, stosując metodę bootstrapową oraz metodę opartą na parametrach rozkładu Daguma.

Dr Dorota Perło (Uniwersytet w Białymstoku) w referacie *Zmodyfikowany model miękki zrównoważonego rozwoju* opisała budowę modelu miękkiego zrównoważonego rozwoju badającego zależności między gospodarką, społeczeństwem a środowiskiem oraz ich wpływ na rozwój zrównoważony. Do oceny poziomu zrównoważonego rozwoju autorka wykorzystwała odpowiednio wybrane zespoły wskaźników, tworzące agregat cech pozwalających na strukturalny opis złożonych systemów gospodarczych. Zbudowany model pokazał również, które z indikatorów mają najistotniejszy wpływ na sferę gospodarczą, społeczną i środowiskową i na integrującą je zmienną ukrytą ZR. Przedstawiony przez autorkę model uwzględnił również wyniki wcześniejszych badań.

Ostatniej sesji plenarnej przewodniczyła prof. dr hab. Zofia Rusnak (Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu).

Dr Małgorzata Graczyk (Uniwersytet Przyrodniczy w Poznaniu) w referacie *O pewnej konstrukcji regularnego A-optymalnego sprzężynowego układu wagowego* przedstawiła zagadnienie konstrukcji sprzężynowego układu wagowego spełniającego kryterium A-optymalności. Do konstrukcji macierzy układu autorka wykorzystwała macierze incydencji częściowo zrównoważonych układów o blokach niekompletnych.

Prof. dr hab. Bronisław Ceranka oraz dr Małgorzata Graczyk w referacie *Uwagi o optymalnym chemicznym układzie wagowym* rozważali model, w którym pomiar może być przedstawiony jako liniowa funkcja nieznanymi miar obiektów o znanych współczynnikach. Dodatkowym założeniem było, że błędy wykonywanych pomiarów są nieskorelowane i mają różne wariancje. Celem autorów było wyznaczenie nieznanymi miar obiektów. Podali oni również warunki wyznaczające układ optymalny oraz konstrukcję macierzy, która opisuje sposób przeprowadzenia eksperymentu.

Prof. dr hab. Wojciech Zieliński w referacie *Własności statystyczne planu kontroli prowadzonych przez NIK* podjął temat statystycznej kontroli jakości, w której badane obiekty poddane są ocenie alternatywnej. Badaczka interesował odsetek obiektów ocenionych negatywnie. Autor zbadał statystyczne własności planów takiego badania, tzn. wymagań co do liczebności próbki, ilości ocen negatywnych w próbie, dokładności oceny, ryzyka błędu oraz zasad wnioskowania na podstawie uzyskanych wyników.

Prof. dr hab. Czesław Domański jako przewodniczący Komitetu Organizacyjnego konferencji *Wielowymiarowej Analizy Statystycznej 2010 (WAS 2010)* zakończył spotkanie krótkim wystąpieniem.

XXX konferencja WAS odbędzie się w listopadzie br. w Centrum Szkoleniowo-Konferencyjnym przy ul. Kopcińskiego 16/18 w Łodzi.

Oprac. **Monika Zielińska-Sitkiewicz, Anna Witaszczyk**

Mieczysław Sobczyk: *Statystyka matematyczna*, Wydawnictwo C. H. Beck, Warszawa 2010

Badania oparte na próbie statystycznej pochodzącej z populacji generalnej coraz częściej stosuje się w praktyce. Dzisiaj nie ma dla nich alternatywy, gdyż są mniej kosztowne i czasochłonne. Warunkiem *sine qua non* ich efektywności i poprawności jest, by próba była reprezentatywna oraz by były stosowane na tej podstawie właściwe metody wnioskowania o populacji generalnej. Problematyką wnioskowania o populacji na podstawie próby zajmuje się statystyka matematyczna.

Recenzowana publikacja traktuje o podstawowych metodach wnioskowania statystycznego, czyli estymacji i weryfikacji hipotez statystycznych.

Została ona przygotowana przez M. Sobczyka, pracownika naukowo-dydaktycznego UMCS w Lublinie, autora wielu podręczników ze statystyki, doświadczonego dydaktyka. Daje to gwarancję, że jej poziom merytoryczny będzie wy-

soki. Książka jest podręcznikiem akademickim przeznaczonym dla studentów studiów ekonomicznych i kierunków pokrewnych. Składa się ze wstępu, sześciu rozdziałów, bibliografii, tablic statystycznych różnych rozkładów zmiennych losowych oraz rozwiązań zadań.

Dwa pierwsze rozdziały publikacji traktują o podstawach probabilistycznych statystyki matematycznej oraz o próbie losowej i najważniejszych rozkładach statystyki z próby. Autor omówił w nich podstawowe rozkłady zmiennych losowych, a następnie rozkłady z próby takich parametrów, jak: średnia arytmetyczna, wariancja, wskaźnik struktury, a także rozkłady z próby różnic tych parametrów (średnia, wskaźnik struktury) i ich ilorazu (wariancja).

Rozdział trzeci poświęcony został estymacji parametrów struktury. Punkt ciężkości rozważań skierowano na budowę przedziałów ufności dla średniej, wariancji i wskaźnika struktury, a także na ustalanie minimalnej liczebności próby niezbędnej przy ich szacowaniu.

Problematyka weryfikacji hipotez statystycznych w analizie struktury opisana została w rozdziale czwartym. Przedstawiono w nim parametryczne testy istotności dla jednej i dwóch populacji oraz nieparametryczne testy istotności dla jednej populacji. W tym ostatnim przypadku były to test zgodności χ^2 oraz test serii na losowość próby.

W rozdziale piątym Autor zajął się metodami wnioskowania statystycznego w analizie korelacji i regresji dwóch zmiennych. Omówił estymację przedziałową w analizie współzależności oraz statystyczne testy istotności dla współczynnika korelacji Pearsona i parametrów funkcji regresji liniowej, test niezależności χ^2 oraz test na liniowość funkcji regresji.

W ostatnim rozdziale zawarte zostały rozważania dotyczące metod wnioskowania statystycznego w analizie szeregów czasowych. Autor przedstawił w nim zasady budowy przedziałów ufności dla parametrów liniowej funkcji trendu, a następnie niektóre statystyczne testy istotności: na istotność współczynnika trendu, na liniowość funkcji trendu, na występowanie trendu w szeregu czasowym i na autokorelację składnika losowego.

Oceniając publikację należy skonstatować, że:

- 1) układ jej jest przejrzysty i logiczny,
- 2) została ona napisana poprawnym i zrozumiałym językiem, co niewątpliwie ułatwia przyswojenie problematyki przez czytelników,
- 3) charakteryzuje się dobrym poziomem edytorskim,
- 4) duża różnorodność zadań do rozwiązania wraz z rozwiązaniami wskazuje na szerokie spektrum zastosowań metod statystyki matematycznej w badaniach empirycznych zjawisk masowych,
- 5) Autor skoncentrował uwagę na zagadnieniach praktycznych,
- 6) cenne jest określenie przez Autora przy budowie przedziałów ufności dla średniej i wskaźnika struktury względnej precyzji oszacowania tych parametrów, czego z reguły w podręcznikach z zakresu statystyki matematycznej się nie eksponuje,

- 7) na podkreślenie zasługuje też fakt, który Autor mocno akcentuje, że o tym, czy próba jest mała czy duża nie decyduje liczebność próby w sensie dosłownym, a statystyka z próby,
- 8) bardzo sugestywnie i przejrzysto Autor przedstawił schemat estymacji punktowej i przedziałowej, co ułatwia zrozumienie różnicy między nimi,
- 9) na uwagę zasługuje również prezentacja testu F dla weryfikacji hipotezy o liniowości funkcji regresji w przypadku dużej próby,
- 10) ponadto cenne jest przedstawienie testu serii na losowość próby dla cechy niemierzalnej w sytuacji, gdy próba jest duża.

Lektura książki zrodziła także pewne uwagi i spostrzeżenia. Oto one:

- 1) omawiane modele estymacyjne i testowe są poparte przykładami. Szkoda, że przykłady te nie zostały formalnie wyeksponowane w tekście (np. przykład 1, przykład 2 itd.),
- 2) testy istotności służą nie tylko do weryfikacji hipotez parametrycznych, ale również nieparametrycznych, jako że testy zgodności są też testami istotności (s. 121),
- 3) wzór 4.19 (s. 135) jest błędny. Powinno być:

$$F = \frac{\max(\hat{s}_1^2, \hat{s}_2^2)}{\min(\hat{s}_1^2, \hat{s}_2^2)}$$

- 4) H_0 (s. 141) została postawiona błędnie. Powinna mieć postać:

$$H_0 : p_1 = 0,2; \quad p_2 = 0,5; \quad p_3 = 0,3$$

Zawsze bowiem hipoteza zerowa dotyczy parametrów populacji, a nie próby,

- 5) test statystyczny, jak pisze Autor na s. 118, jest określoną regułą postępowania. Czy reguła postępowania może być zmienną losową? Według recenzenta — nie,
- 6) wydaje się, że zamieszczając algorytm postępowania przy weryfikacji hipotez statystycznych Autor powinien też podać, jako jeden z punktów tego algorytmu konieczność wylosowania próby liczącej n elementów,
- 7) za niefortunne należy uznać oznaczenie przez m liczby jednostek posiadających wyróżnioną kategorię cechy w próbie (s. 101), jeśli wcześniej przez m oznaczona została średnia arytmetyczna w populacji generalnej.

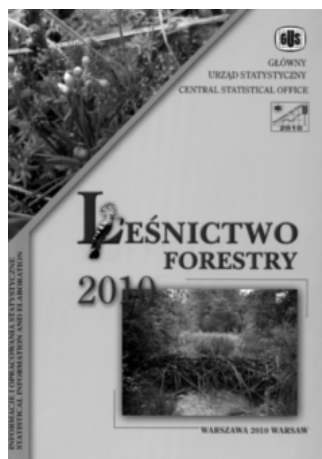
Pewien niedosyt budzi też brak prezentacji większej gamy testów nieparametrycznych, chociażby testu Kołmogorowa-Smirnowa, testu Shapiro-Wilka czy testu znaków.

Szkoda też, że Autor nie był w pełni konsekwentny omawiając testy w analizie szeregów czasowych. Jeśli przedstawił test na występowanie trendu w szeregu czasowym, to powinien również omówić test na istnienie w nim wahań sezonowych.

Uwagi te i spostrzeżenia nie przekreślają bynajmniej faktu, że wartość merytoryczna i dydaktyczna podręcznika jest bezdyskusyjna. Z pełnym przekonaniem można publikację zarekomendować do studiowania statystyki matematycznej zarówno na kierunkach ekonomicznych, jak i innych, na których przedmiot ten jest wykładany. Powinna też zainteresować praktyków, którzy w pracy zawodowej zajmują się problematyką badań częściowych.

Oprac. **Marek Witkowski**

Nowości wydawnicze GUS i urzędów statystycznych (grudzień 2010 r.)



„Leśnictwo 2010” stanowi kompleksową charakterystykę stanu leśnictwa w 2009 r. Publikacja zawiera informacje o stanie zasobów leśnych i zachodzących w nich zmianach oraz rozmiarach i wynikach prowadzonej działalności gospodarczej.

Informacje przedstawione w publikacji ujęto w ośmiu działach tematycznych: zasoby leśne; zagospodarowanie lasu i zadrzewienia; gospodarcze wykorzystanie lasu; zagrożenie i ochrona środowiska leśnego; łowiectwo; zatrudnienie i wynagrodzenia w leśnictwie; ekonomiczne aspekty leśnictwa; przegląd międzynarodowy. Odrębnie, w aneksie, przedstawiono szczegółową charakterystykę działalności Państwowych Gospodarstw Leśnych „Lasy

Państwowe” w latach 2005—2009, poszerzoną o wielkości i wskaźniki dotyczące stanu, trendów i dynamiki zmian w ich zasobach oraz użytkowania w latach 1946—2009.

W obecnej edycji zamieszczono wyniki wielkoobszarowej inwentaryzacji stanu lasów, przeprowadzonej w latach 2005—2009, pozwalającej po raz pierwszy na scharakteryzowanie zasobów leśnych w skali całego kraju oraz według poszczególnych form własności.

Dane statystyczne według rodzajów działalności opracowano w układzie Polskiej Klasyfikacji Działalności (PKD) 2007, dokonano też stosownych przeliczeń dla lat 2005—2009.

W uwagach metodycznych wyjaśniono zakres tematyczny i zasady grupowania danych ujętych w publikacji, jak też zastosowane metody obliczeń i definicje pojęć.

Przedstawione w opracowaniu porównania międzynarodowe oparto na standardowych wskaźnikach i ujednoliconych metodologiach stosowanych w bazach danych, kompendiach i problemowych opracowaniach EKG/ONZ, FAO, MCPFE i OECD.

Wydawnictwo dostępne na płycie CD oraz na stronie internetowej GUS.



„Ochrona środowiska 2010” przedstawia w syntetycznym ujęciu tematykę ekologiczną. W opracowaniu pokazano rozmaite aspekty działalności człowieka w środowisku, m.in. skalę, tendencje oraz dynamikę ilościowych i jakościowych zmian ekologicznych, a także ich przyczyny i konsekwencje.

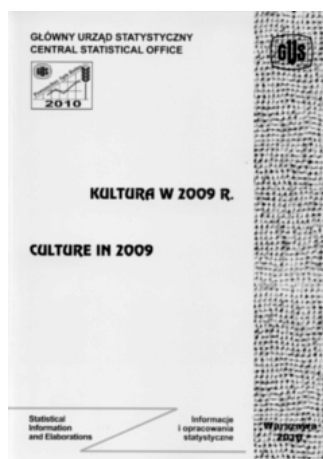
Bogaty zestaw informacji prezentowanych w publikacji dotyczy: warunków naturalnych i poszczególnych komponentów środowiska; problematyki odpadów przemysłowych i komunalnych, hałasu i promieniowania; działalności na rzecz ochrony i kontroli stanu środowiska; ekonomicznych aspektów ochrony środowiska — wydatków inwestycyjnych i efektów rzeczowych oraz wydatków bieżących. Charakterystykę koncentracji i zróżnicowania skali degradacji oraz zanieczyszczeń środowiska przedstawiono według województw, a niektóre dane także według regionów, podregionów i powiatów o dużej skali zagrożenia środowiska.

W publikacji wykorzystano dane z badań i sprawozdawczości GUS oraz uwzględniono: dane ze sprawozdawczości ministerstw i ich wewnętrznych systemów informacyjnych oraz dane administracyjne, wyniki pomiarów, kontroli, ocen i analiz laboratoryjnych Inspekcji Ochrony Środowiska, Państwowej Inspekcji Sanitarnej, służb pomiarów skażeń promieniotwórczych oraz wyniki badań przeprowadzonych przez specjalistyczne służby (hydrologiczno-meteorologiczne, geologiczne, geodezyjne, leśnictwa i ochrony przyrody).

Na podstawie informacji zaczerpniętych z Eurostatu, OECD i FAO dokonano porównań międzynarodowych, będących analizą zagrożeń i ochrony środowiska w Polsce w relacji do krajów członkowskich OECD i UE.

W uwagach metodycznych (ogólnych i do działów) Czytelnicy znajdą omówienie zakresu, źródeł i zasad grupowania danych, jak też metod badań i ich organizacji. Zamieszczono tam również wyjaśnienia ważniejszych pojęć, definicje, a także interpretację wielkości oraz wskaźników zawartych w publikacji.

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



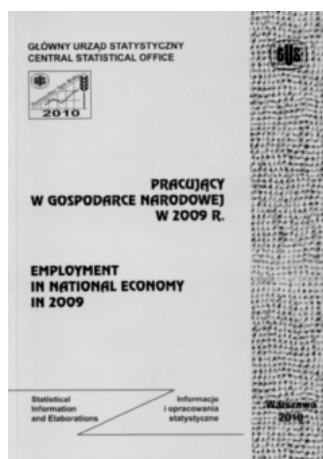
Wydawnictwo „**Kultura w 2009 r.**” opisuje działalność instytucji kultury oraz jednostek prowadzących działalność kulturalną: teatrów, instytucji muzycznych i rozrywkowych, kin, muzeów i instytucji paramuzealnych, bibliotek i galerii sztuki, domów i ośrodków kultury, klubów i świetlic. W publikacji przedstawiono m.in. dane o produkcji wydawniczej i filmowej oraz abonentach radiowych i telewizyjnych oraz niektóre dane o finansowaniu kultury i wydatkach na kulturę poniesionych przez gospodarstwa domowe.

Istotną zmianą w obecnej edycji w stosunku do lat ubiegłych jest przedstawienie kompleksowej charakterystyki działalności instytucji kultury w 2009 r. w bogatym komentarzu analitycznym (ponad 160 stron z licznymi wykresami), natomiast tablice źródłowe zamieszczono na płycie CD (z wyjątkiem tablicy przeglądowej). Ważną częścią komentarza analitycznego są informacje oparte na danych pochodzących z najnowszej edycji badania *Uczestnictwo ludności w kulturze*.

Opracowanie zawiera uwagi metodyczne objaśniające podstawowe pojęcia, zasady grupowania i klasyfikacje. Część tabelaryczną podzielono na jedenaście działów, z których dwa pierwsze zawierają informacje o wydatkach na kulturę, kolejne — o wybranych zjawiskach i instytucjach kultury. Dane dotyczące sieci i działalności instytucji kultury ujęto w przekroju wojewódzkim oraz, gdzie to było celowe, także w podziale na miasta i wieś. Niektóre informacje podano według regionów i podregionów oraz sektorów własności.

W opracowaniu wykorzystano informacje statystyczne GUS, Ministerstwa Kultury i Dziedzictwa Narodowego, Zakładu Statystyki Wydawnictw Biblioteki Narodowej, Polskiego Instytutu Sztuki Filmowej, Ministerstwa Finansów, Krajowej Rady Radiofonii i Telewizji, Krajowego Ośrodka Badań i Dokumentacji Zabytków, a także Dyrekcji Generalnej Poczty Polskiej i Urzędu Komunikacji Elektronicznej.

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

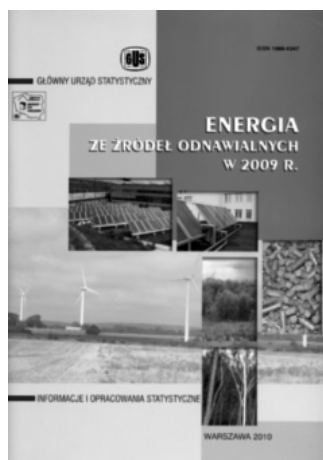


W publikacji **„Pracujący w gospodarce narodowej w 2009 r.”** przedstawiono informacje o pracujących w głównym miejscu pracy według form zatrudnienia, sekcji i działów PKD 2007 oraz sektorów — podane w układzie terytorialnym według regionów, województw, podregionów, powiatów, miast i wsi. Przy opracowywaniu danych zachowano zasadę jednorazowego ujmowania osób w głównym miejscu pracy.

W uwagach ogólnych Autorzy przybliżyli zakres informacji, źródła i metody grupowania danych statystycznych, wyjaśnili też podstawowe pojęcia występujące w opracowaniu.

Dane o pracujących w gospodarce narodowej, przedstawione w formie tabelarycznej, zgrupowano w trzech działach: „Pracujący”, „Zatrudnieni”, „Ruch zatrudnionych”. Dane te dotyczą osób zatrudnionych na podstawie umowy o pracę i wybranych kategorii pracujących: emerytów i rencistów, osób pracujących w niepełnym wymiarze czasu pracy, pracujących w porze nocnej, pracujących osób niepełnosprawnych i cudzoziemców.

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



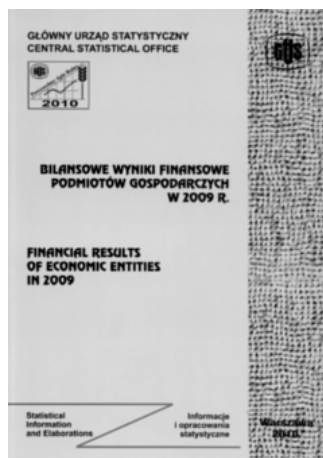
„Energia ze źródeł odnawialnych w 2009 r.” (czwarte wydanie) zawiera informacje dotyczące uzyskiwania energii z naturalnych, powtarzających się procesów przyrodniczych. Rosnące zapotrzebowanie na energię, przy jednoczesnym wyczerpywaniu się jej tradycyjnych zasobów powoduje duże zainteresowanie tematyką podaną w publikacji.

Publikacja zawiera informacje z zakresu uzyskiwania i zużycia energii ze źródeł odnawialnych w roku 2009 oraz dane za lata 2001—2008. Informacje te przygotowano zgodnie z przyjętą przez Parlament Europejski i Radę dyrektywą 2009/28/WE z 23 kwietnia 2009 r. w sprawie promowania stosowania energii ze źródeł odnawialnych.

Publikację opracowano w formie analizy tekstowej, uzupełnionej tablicami i wykresami. Autorzy zwracają uwagę, że zagregowane dane statystyczne przedstawione w zestawieniach tabelarycznych i na wykresach nie dają pełnego obrazu sytuacji z zakresu pozyskiwania i wykorzystania nośników energii z OZE, głównie ze względu na znaczne rozproszenie źródeł pozyskiwania oraz w dużym stopniu ich lokalny charakter wykorzystania.

W opracowaniu Czytelnicy znajdą zbiorcze dane statystyczne dotyczące pozyskania i zużycia energii z odnawialnych źródeł energii, a w szczególności: biomasy oraz energii promieniowania słonecznego, wody, wiatru, a także energii geotermalnej, aerotermalnej i hydrotermalnej. W wydawnictwie uwzględniono również informacje o produkcji i zużyciu biopaliw i biogazu oraz dane dotyczące ilości energii elektrycznej i ciepła uzyskiwanego z OZE, a także dane o wykorzystaniu odpadów komunalnych w celach energetycznych.

Publikacja została opracowana we współpracy z Agencją Rynku Energii S.A. Opracowanie dostępne na płycie CD i stronach internetowych GUS.

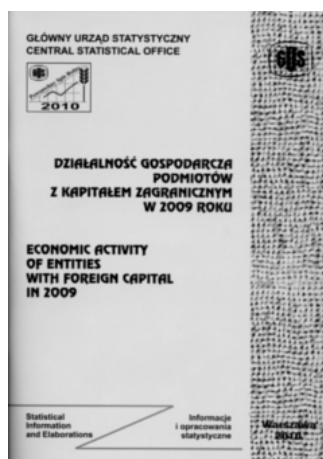


W „**Bilansowych wynikach finansowych podmiotów gospodarczych w 2009 r.**” przedstawiono wielkość i strukturę majątku (aktywa) badanych podmiotów oraz źródła jego finansowania (pasywa), a także uzyskane wyniki finansowania oraz nakłady poniesione na środki trwałe przedsiębiorstw prowadzących działalność gospodarczą w 2009 r. Publikacja zawiera dane dotyczące przedsiębiorstw (o liczbie pracujących 10 i więcej osób) prowadzących księgi rachunkowe lub podatkowe księgi przychodów i rozchodów.

W publikacji omówiono jednostki zorganizowane w formie: spółek handlowych i cywilnych, przedsiębiorstw państwowych, spółdzielni, oddziałów przedsiębiorców zagranicznych, państwowych jednostek organizacyjnych oraz osób fizycznych prowadzących działalność gospodarczą. Z kolei nie uwzględniono w niej podmiotów prowadzących działalność bankową, maklerską, ubezpieczeniową oraz towarzystw inwestycyjnych i emerytalnych, NFI, szkół wyższych, gospodarstw indywidualnych w rolnictwie, a także samodzielnych publicznych zakładów opieki zdrowotnej i instytucji kultury posiadających osobowość prawną.

Uwagi metodyczne wyjaśniają zakres przedmiotowy i podmiotowy badania oraz podstawowe pojęcia i wskaźniki ekonomiczne stosowane w publikacji. Główną część publikacji stanowi prezentacja danych w formie tabelarycznej (43 tablice). Tablice poprzedza krótki komentarz analityczny.

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



Wydawana co roku publikacja „**Działalność gospodarcza podmiotów z kapitałem zagranicznym w 2009 r.**” charakteryzuje wielkość i strukturę podmiotów prowadzących działalność gospodarczą i mających w końcu 2009 r. kapitał pochodzący od inwestorów zagranicznych (niezależnie od jego wielkości, struktury i udziału w kapitale podstawowym czy kraju pochodzenia).

Dane obejmują podmioty z udziałem kapitału zagranicznego ogółem oraz w przekrojach według ich wielkości (określonej liczbą pracujących), lokalizacji siedziby zarządu, rodzaju prowadzonej działalności (według sekcji i wybranych działów PKD 2007), a także kraju pochodzenia, wartości i struktury kapitału. Z badanej zbiorowości wyodrębniono te podmioty, w których wartość kapitału zagranicznego przekracza 1 mln USD oraz te, w których zagraniczny kapitał stanowi powyżej 50% kapitału podstawowego. Pokazano także efekty działalności tych podmiotów — dane o pracujących, uzyskanych przychodach, kosztach i wyniku finansowym, działalności eksportowej i importowej oraz nakładach poniesionych na pozyskanie aktywów trwałych.

W publikacji nie uwzględniono podmiotów prowadzących działalność bankową, maklerską, ubezpieczeniową oraz towarzystw inwestycyjnych i emerytalnych, NFI, szkół wyższych, gospodarstw indywidualnych w rolnictwie, samodzielnych publicznych zakładów opieki zdrowotnej i instytucji kultury posiadających osobowość prawną.

Opracowanie w wersji polsko-angielskiej, dostępne na stronie internetowej GUS.

Oprac. **Alina Świdarska**

Informacja o sytuacji społeczno-gospodarczej kraju — rok 2010

W kolejnych okresach 2010 r. stopniowo umacniały się pozytywne tendencje w przebiegu procesów realnych w polskiej gospodarce, po spowolnieniu w 2009 r. wywołanym zjawiskami kryzysowymi o zasięgu światowym. Według wstępnych szacunków PKB w 2010 r. wzrósł realnie o 3,8%, co plasuje Polskę wśród krajów Unii Europejskiej o najszybszym tempie wzrostu. Wartość dodana brutto w gospodarce narodowej była o 3,3% wyższa niż w 2009 r. Wysoki wzrost odno-

towano w przemyśle (9,2%), znaczny — w budownictwie (3,8%) oraz w niektórych obszarach usług rynkowych (w transporcie i handlu). Na poprawę tempa wzrostu PKB w Polsce wpłynęło umocnienie popytu krajowego — wzrost o 3,9%. Spożycie ogółem było realnie wyższe niż przed rokiem o 3,2%, a akumulacja — o 6,7% (przy spadku nakładów brutto na środki trwałe o ok. 2%) (wykres 1).

W warunkach stopniowej poprawy koniunktury w sferze realnej gospodarki, lepiej niż w okresie trzech kwartałów 2009 r. kształtowała się sytuacja finansowa przedsiębiorstw niefinansowych oraz banków. Słabsze wyniki finansowe w tym okresie wykazały natomiast towarzystwa ubezpieczeniowe. Rok 2010 był korzystny dla inwestorów giełdowych.

Wzrostowym tendencjom w gospodarce towarzyszyła stopniowa poprawa sytuacji na rynku pracy. Według wstępnych szacunków, liczba pracujących w gospodarce narodowej była wyższa niż na koniec 2009 r. Przeciętne zatrudnienie w sektorze przedsiębiorstw w 2010 r. zwiększyło się nieznacznie w ujęciu rocznym (o 0,8%), a w kolejnych kwartałach pozytywna tendencja umacniała się. Mniejsza niż przed rokiem była liczba osób rejestrujących się jako bezrobotne, a większa — skreśleń z ewidencji bezrobotnych, jednak liczba zarejestrowanych bezrobotnych w końcu roku była nieco wyższa niż w grudniu 2009 r. (wykres 2). Stopa bezrobocia na koniec grudnia 2010 r. wyniosła 12,3% (tj. odpowiednio o 0,2 pkt. proc. więcej).

Przeciętne miesięczne wynagrodzenia nominalne brutto w sektorze przedsiębiorstw rosły wolniej niż w 2009 r. (3,3% wobec 4,4%), a ich siła nabywcza nieznacznie przekroczyła poziom sprzed roku (o 0,8%). Szybciej niż wynagrodzenia zwiększały się przeciętne emerytury i renty w obu systemach.

W 2010 r. ceny towarów i usług konsumpcyjnych rosły wolniej niż rok wcześniej (2,6% wobec 3,5%), jednak w IV kwartale ich wzrost był nieco wyższy niż w poprzednich okresach. Było to głównie wynikiem przyspieszenia dynamiki cen żywności i napojów bezalkoholowych oraz usług związanych z transportem (wykres 3). Ceny producentów w przemyśle zwiększyły się w mniejszym stopniu niż w 2009 r. (2,1% wobec 3,4%), natomiast ceny produkcji budowlano-montażowej utrzymywały się na poziomie zbliżonym do notowanego w roku poprzednim.

Według wstępnych szacunków, produkcja sprzedana przemysłu ogółem w 2010 r. była o 9,7% wyższa niż przed rokiem. W przedsiębiorstwach o liczbie pracujących powyżej 9 osób wzrost wyniósł 9,8% (wykres 4). Na korzystne wyniki wpłynął głównie znaczny wzrost (o 11,2%) w sekcji przetwórstwo przemysłowe. Produkcja sprzedana zwiększyła się w skali roku we wszystkich grupowaniach przemysłowych, z wyjątkiem dóbr związanych z energią. Wydajność pracy w przemyśle była większa niż przed rokiem o 10,4%.

Produkcja budowlano-montażowa ogółem, mimo załamania spowodowanego trudnymi warunkami atmosferycznymi, w pierwszych miesiącach była w 2010 r. wyższa niż w roku poprzednim o ponad 3% (wobec wzrostu o 5,1% w 2009 r.). W jednostkach o liczbie pracujących powyżej 9 osób sprzedaż rosła również nieco wolniej niż w roku poprzednim i zwiększyła się o 3,5% (wykres 5). Wzrosła produkcja m.in. w podmiotach zajmujących się rozbiórką i przygotowaniem terenu pod budowę, wykonujących głównie roboty związane z budową dróg kołowych i szynowych oraz jednostkach specjalizujących się w robotach budowlanych związanych ze wznoszeniem budynków mieszkalnych i niemieskalnych. W strukturze produkcji budowlano-montażowej według obiektów budowlanych zmniejszył się udział budynków mieszkalnych, a zwiększył się udział obiektów inżynierii lądowej i wodnej oraz budynków niemieskalnych. Głębszy spadek niż w 2009 r. notowano w budownictwie mieszkaniowym w zakresie mieszkań oddanych do użytkowania, przy poprawie dynamiki liczby mieszkań rozpoczętych oraz tych, na których budowę wydano pozwolenia.

Szacuje się, że sprzedaż detaliczna ogółem w 2010 r. ukształtowała się na poziomie o 1,5% wyższym niż w roku poprzednim (wobec 1,7% w 2009 r.). W przedsiębiorstwach o liczbie pracujących powyżej 9 osób notowano umocnienie dynamiki sprzedaży (wzrost o 3,1% wobec 2,7%), co było związane głównie ze znaczącym wzrostem w przedsiębiorstwach prowadzących sprzedaż pojazdów samochodowych, motocykli, części, a także handlujących paliwami stałymi, ciekłymi i gazowymi. Spadek odnotowano natomiast w firmach wskazujących jako podstawową grupę sprzedawanych towarów: żywność, napoje i wyroby tytoniowe.

Według styczniowych badań, przedsiębiorstwa w większości sekcji oceniają koniunkturę negatywnie. Pogorszył się wskaźnik ogólnego klimatu koniunktury w przetwórstwie przemysłowym. Niekorzystnie postrzegają sytuację firmy działające w handlu; naprawie pojazdów samochodowych — po pozytywnych ocenach obserwowanych od marca do listopada 2010 r., w styczniu br. wskaźnik ten wskazuje na większy pesymizm niż w grudniu 2010 r. Najgorsze są nastroje wśród przedsiębiorców budowlanych, ale w stosunku do poprzedniego miesiąca notowano niewielką poprawę ocen. Znaczny optymizm utrzymuje się natomiast wśród podmiotów z sekcji informacja i komunikacja oraz działalność finansowa i ubezpieczeniowa.

Po wzroście w trzech poprzednich latach, globalna produkcja rolnicza w 2010 r. była, według wstępnych szacunków, mniejsza niż w 2009 r. o 1,8%. Produkcja roślinna spadła o 7,5% (w wyniku mniejszych zbiorów głównych ziemiopłodów), natomiast zwierzęca ukształtowała się na poziomie wyższym o 4,8% niż w 2009 r., na co w znacznym stopniu wpłynęło zwiększenie produkcji żywca wieprzowego i drobiowego. Badania przeprowadzone w końcu 2010 r. wskazują na wzrost liczebności stada trzody chlewnej oraz na nieznaczny spadek pogłowia bydła. Na

rynku rolnym ceny większości produktów roślinnych, po spadkach obserwowanych w I połowie 2010 r., w kolejnych miesiącach rosły w ujęciu rocznym. Było to związane m.in. z przewidywanymi niskimi zbiorami. Ceny podstawowych produktów pochodzenia zwierzęcego, z wyjątkiem cen żywca wieprzowego i drobiu, kształtowały się nieco powyżej poziomu sprzed roku. W rezultacie wyższej dynamiki cen produktów rolnych sprzedawanych przez rolników niż cen towarów i usług przez nich nabywanych na cele bieżącej produkcji rolniczej i inwestycyjnej wskaźnik „nożyc cen”, po dwóch niekorzystnych latach, ukształtował się na poziomie 107,2 (wykres 6).

W handlu zagranicznym, po jedenastu miesiącach 2010 r., notowano wzrost obrotów towarowych z zagranicą w ujęciu rocznym (wykres 7). Szybszy wzrost importu niż eksportu spowodował pogłębienie ujemnego salda obrotów ogółem. Wskaźnik terms of trade w okresie styczeń—październik 2010 r. pogorszył się w skali roku, głównie w wyniku niekorzystnych relacji cenowych w wymianie z Rosją.

Departament Opracowań Zbiorczych, GUS

SPIS TREŚCI

STUDIA METODOLOGICZNE

<i>Marcin Muraszew</i> — Algorytm ustalania arbitralnej aproksymacji całkowitoliczbowej wielowymiarowego wektora danych rzeczywistych w kontekście badań reprezentacyjnych	1
<i>Waldemar Florczak</i> — Produktynowość czynników wzrostu PKB	8
<i>Jan Paradysz</i> — Apologia demografii, czyli istnienie demografii bez ludności	27
<i>Bogdan Stefanowicz</i> — O demografii bez ludności	36

BADANIA I ANALIZY

<i>Barbara Ptaszyńska</i> — Restrukturyzacja zadłużenia zagranicznego Polski	37
<i>Anna Gondek</i> — Prognozowanie rodności w Polsce metodą analogii przestrzenno-czasowych	48

STATYSTYKA MIĘDZYNARODOWA

<i>Jacek Ziemiecki</i> — Wpływ zmian wielkości długu publicznego na tempo wzrostu dochodu narodowego w Europie	59
<i>Mirosław Gorczyca</i> — Mieszkalnictwo w Szwajcarii	69

INFORMACJE. PRZEGLĄDY. RECENZJE

XXIX konferencja <i>Wielowymiarowa analiza statystyczna</i> (oprac. <i>Monika Zielińska-Sitkiewicz, Anna Witaszczyk</i>)	77
<i>Mieczysław Sobczyk: Statystyka matematyczna</i> , Wydawnictwo C. H. Beck, Warszawa 2010 (oprac. <i>Marek Witkowski</i>)	86
Nowości wydawnicze GUS i urzędów statystycznych (grudzień 2010 r.) (oprac. <i>Alina Świdorska</i>)	89
Informacja o sytuacji społeczno-gospodarczej kraju — rok 2010 (oprac. <i>Departament Opracowań Zbiorczych, GUS</i>)	94

CONTENTS

METHODOLOGICAL STUDIES

<i>Marcin Muraszew</i> — Algorithm fixing an arbitrary integer approximation of the multidimensional vector of real data in context of sample surveys	1
<i>Waldemar Florczak</i> — Productivity of GDP increase factors	8
<i>Jan Paradysz</i> — Apology of the demography or existing of the demography without people	27
<i>Bogdan Stefanowicz</i> — Demography without people	36

SURVEYS AND ANALYSES

<i>Barbara Ptaszyńska</i> — Restructuring Poland's foreign debt	37
<i>Anna Gondek</i> — The crude birth forecasting in Poland based on the space-time analogies	48

INTERNATIONAL STATISTICS

<i>Jacek Ziemiecki</i> — The influence of the public debt changes on the growth pace of national income in Europe	59
<i>Mirosław Gorczyca</i> — Housing in Switzerland	69

INFORMATION. REVIEWS. COMMENTS

The XXIX conference <i>The multidimensional statistical analyse</i> (by <i>Monika Zielińska-Sitkiewicz, Anna Witaszczyk</i>)	77
<i>Mieczysław Sobczyk: Mathematical statistics</i> , Editor: C. H. Beck, Warszawa 2010 (by <i>Marek Witkowski</i>)	86
New publications of the CSO and Regional Statistical Offices in December 2010 (by <i>Alina Świdorska</i>)	89
Information on the socio-economic situation of Poland in December 2010 (by <i>Aggregated Studies Division, CSO</i>)	94

TABLE DES MATIÈRES

ÉTUDES MÉTHODOLOGIQUES

<i>Marcin Muraszew</i> — Algorithme relatif à l'approximation arbitraire en nombres entiers du vecteur multidimensionnel des données réelles dans le contexte des enquêtes réalisées par sondage	1
<i>Waldemar Florczak</i> — Productivité relative aux facteurs de croissance du PIB	8
<i>Jan Paradysz</i> — Apologie de la démographie autrement dite la présence de la démographie sans population	27
<i>Bogdan Stefanowicz</i> — Démographie sans hommes	36

ÉTUDES ET ANALYSES

<i>Barbara Ptaszyńska</i> — Restructuration de l'endettement étranger de la Pologne	37
<i>Anna Gondek</i> — Méthode d'analogies spatio-temporelles appliquée à la projection de la fécondité en Pologne	48

STATISTIQUES INTERNATIONALES

<i>Jacek Ziemięcki</i> — Impact des changements relatifs à l'importance de la dette publique sur le rythme de l'accroissement du revenu national en Europe	59
<i>Mirosław Gorczyca</i> — Logement en Suisse	69

INFORMATIONS. REVUES. COMPTE-RENDUS

XXIX conférence <i>Analyse statistique multidimensionnelle</i> (par <i>Monika Zielińska-Sitkiewicz, Anna Witaszczyk</i>)	77
<i>Mieczysław Sobczyk: Statistique mathématique</i> , Maison d'Édition: C. H. Beck, Warszawa 2010 (par <i>Marek Witkowski</i>)	86
Nouveautés editoriales du GUS et des offices statistiques régionaux (décembre 2010) (par <i>Alina Świdorska</i>)	89
Information sur la situation socio-économique du pays — année 2010 (par <i>Département d'Élaborations Agrégées</i>)	94

СОДЕРЖАНИЕ

МЕТОДОЛОГИЧЕСКИЕ ИЗУЧЕНИЯ

<i>Марцин Мурашев</i> — Алгоритм определения произвольного целого приближения многомерного вектора фактических данных в контексте выборочных обследований	1
<i>Вальдемар Флорчак</i> — Производительность факторов роста ВВП	8
<i>Ян Парадыш</i> — Апология демографии то есть существование демографии без населения	27
<i>Богдан Стефанович</i> — О демографии без людей	36

ОБСЛЕДОВАНИЯ И АНАЛИЗЫ

<i>Барбара Пташиньска</i> — Реструктуризация внешней задолженности Польши	37
<i>Анна Гондэк</i> — Прогнозирование рождаемости в Польше методом пространственно-временных аналогий	48

МЕЖДУНАРОДНАЯ СТАТИСТИКА

<i>Яцек Земецки</i> — Влияние изменений величины государственного долга на темпы роста национального дохода в Европе	59
<i>Мирослав Горчица</i> — Жилищное строительство в Швейцарии	69

ИНФОРМАЦИИ. ОБЗОРЫ. РЕЦЕНЗИИ

XXIX конференция <i>Многомерный статистический анализ</i> (разраб. <i>Моника Зелиньска-Ситкевич, Анна Витацкик</i>)	77
Мечислав Собчик: <i>Математическая статистика</i> , Издательство: Ц. Х. Бэк, Варшава 2010 (разраб. <i>Марэк Витковски</i>)	86
Издательские новости ЦСУ и статистических управлений (декабрь 2010 г.) (разраб. <i>Алина Свидерска</i>)	89
Информация о социально-экономическом положении страны — 2010 год (разраб. <i>Отдел сводных разработок, ЦСУ</i>)	94