

Cena zł 12,00
(VAT 5%)

Indeks 381306
PL ISSN 0043-518X

WIADOMOŚCI STATYSTYCZNE

GŁÓWNY
URZĄD
STATYSTYCZNY

POLSKIE
TOWARZYSTWO
STATYSTYCZNE

MIESIĘCZNIK
ROK LX
WARSZAWA
KWIECIEŃ 2015

4

w numerze m.in.:

SEBASTIAN KOKOT

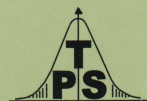
Przyczynek do badań nad indeksami cen nieruchomości

PIOTR SZUKALSKI

Przestrzenne zróżnicowanie diety w Polsce

TOMASZ GRABIA

Finanse publiczne najważniejszych gospodarczo krajów europejskich



KOLEGIUM REDAKCYJNE:

dr Stanisław Paradysz (redaktor naczelny, tel. 22 842-07-80), prof. dr hab. Józef Zegar (zastępca red. nac., tel. 22 826-14-28), inż. Alina Świdarska (sekretarz redakcji, tel. 22 608-32-25, a.swiderska@stat.gov.pl), mgr Jan Berger (tel. 22 608-32-63), dr Marek Cierpień-Wolan (tel. 17 853-26-35), mgr inż. Anatol Kula (tel. 0-668 231 489), mgr Wiesław Łagodziński (tel. 0-888 633 801), dr Grażyna Marciniak (tel. 22 608-33-54), dr hab. Andrzej Młodak (tel. 62 502-71-16), prof. dr hab. Bogdan Stefanowicz (tel. 0-691 031 698), dr inż. Agnieszka Zgierska (tel. 22 608-30-15)

REDAKCJA

al. Niepodległości 208, 00-925 Warszawa, gmach GUS, pok. 353, tel. 22 608-32-25
http://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. 22 608-31-01), mgr Ewa Czumaj, prof. dr hab. Czesław Domański, dr Jacek Kowalewski, mgr Izabella Zagoździńska, mgr Justyna Gustyn (sekretarz, tel. 22 608-34-37, j.gustyn@stat.gov.pl)

ZAKŁAD WYDAWNICTW STATYSTYCZNYCH



al. Niepodległości 208, 00-925 Warszawa, tel. 22 608-31-45.
Informacje w sprawach nabywania czasopism tel. 22 608-32-10, 608-38-10.
Zbigniew Karpiński (redaktor techniczny), Ewa Krawczyńska (skład i łamanie),
Wydział Korekty pod kierunkiem Bożeny Gorczycy, mgr Andrzej Kajkowski (wykresy).

Indeks 381306

Prenumerata realizowana przez RUCH S.A.:

Zamówienia na prenumeratę w wersji papierowej i na e-wydania można składać bezpośrednio na stronie www.prenumerata.ruch.com.pl.

Ewentualne pytania prosimy kierować na adres e-mail: prenumerata@ruch.com.pl lub kontaktując się z Centrum Obsługi Klienta „RUCH” pod numerami: 22 693-70-00 lub 801 800 803 — czynne w dni robocze w godzinach 7⁰⁰—17⁰⁰.

Koszt połączenia wg taryfy operatora.

STUDIA METODOLOGICZNE

Sebastian KOKOT

Przyczynek do badań nad indeksami cen nieruchomości

Charakterystyce specyfiki rynku nieruchomości i samych nieruchomości jako przedmiotu obrotu na rynku poświęcono w literaturze wiele miejsca¹. Jednak problematyka metod badania dynamiki cen na tym rynku wciąż jest przedmiotem badań naukowców. Dokładne oszacowanie wskaźników cen dla nieruchomości stanowi nadal zasadniczy problem badań (Clapp, Giacotto, 1992). Zainteresowanie indeksami cen nieruchomości przejawia wiele organizacji i instytucji finansowych oraz osób prywatnych — właścicieli nieruchomości (Francke, 2010). Jest to zagadnienie istotne także z tego względu, że konieczność posługiwania się wskaźnikami cen nieruchomości w celach prawnych w Polsce wynika wprost z przepisów. Zgodnie z ustawą² o gospodarce nieruchomościami wskaźniki takie mają być stosowane m.in. przy obliczaniu:

- zwrotu bonifikaty udzielonej w cenie nieruchomości, jeżeli nabywca sprzedał nieruchomość przed upływem czasu ustalonego w ustawie (art. 68 ust. 2 i 2b);
- wypłaty odszkodowań za wywłaszczone nieruchomości (art. 132 ust. 3);
- zwrotu odszkodowania za wywłaszczone nieruchomości, jeżeli następuje zwrot tej nieruchomości (art. 140 ust. 2);

¹ Kucharska-Stasiak (2006), s. 17—58; *Nieruchomości...* (2001), s. 9—14; Kokot, Pęchorzewski (1999); Foryś, Kokot (2001).

² Ustawa z 21 sierpnia 1997 r. o gospodarce nieruchomościami (tj. Dz. U. z 2014 r. poz. 518, z późn. zm.).

- opłaty adiacenckiej z tytułu wzrostu wartości spowodowanego pojedynczym podziałem i budową urządzeń infrastruktury technicznej (art. 148 ust. 3);
- przeszacowywania wartości katastralnej (art. 163 ust. 2);
- zwrotu sumy opłat rocznych pobranych od użytkownika wieczystego w razie rozwiązania umowy użytkowania wieczystego przed terminem (art. 33 ust. 3a);
- i inne (Kokot, 2014).

Niezależnie jednak od wymogów prawnych, umiejętność prawidłowej obserwacji ruchów cenowych na rynku nieruchomości może być użyteczna także w innych celach dotyczących gospodarki nieruchomościami.

Specyfika rynku nieruchomości powoduje, że konstruowanie indeksów cen nieruchomości przy użyciu metod stosowanych do wyznaczania indeksów cen innych dóbr jest niemożliwe (Wood, 2005). Stosowane w praktyce indeksy cen nieruchomości odzwierciedlają rzeczywistość ze zróżnicowaną precyzją (Trojanek, 2008; 2009; 2010). Na rynku nieruchomości obserwacje cen transakcyjnych jako zmiennych statystycznych są dokonywane w sposób niestandardowy. W klasycznym ujęciu, każdemu okresowi (bądź określonym momentom) przypisuje się w jednym obiekcie jedną obserwację badanej zmiennej (np. produkcja w poszczególnych miesiącach w danym przedsiębiorstwie, poziom zadłużenia jednostki na koniec każdego kwartału itp.). Musielibyśmy obserwować regularnie (np. co miesiąc) cenę transakcyjną jednej konkretnej nieruchomości na rynku nieruchomości, aby prowadzić obserwacje w analogiczny sposób. Z oczywistych względów jest to niemożliwe. Ponadto natknęlibyśmy się wówczas na problem reprezentatywności dla rynku owej jednej nieruchomości.

Występujące na rynku nieruchomości transakcje dotyczą różnych obiektów/nieruchomości i odbywają się w nieregularnych, w pewnym sensie przypadkowych momentach (Foryś, Kokot, 2001). Powoduje to konieczność adaptacji tradycyjnych metod badania dynamiki zjawisk ekonomicznych do uwarunkowań tego rynku. Poza tym w badaniu dynamiki cen na rynku nieruchomości źródłem wielu trudności jest, ogólnie rzecz ujmując, ze swej natury zła jakość danych, przejawiająca się przede wszystkim relatywną rzadkością transakcji oraz znaczną niejednorodnością nieruchomości będących przedmiotami tych transakcji. Wskutek tego obserwowane zmiany cen mogą być wywołane dwoma rodzajami grup czynników:

- 1) przypadkowych — związanych ze strukturą jakościową nieruchomości, które w danym okresie akurat stały się przedmiotem obrotu;
- 2) odzwierciedlających rzeczywistą sytuację rynkową.

METODY BADAWCZE

Z punktu widzenia analiz rynkowych należy położyć nacisk na wychwycenie zmian cen wywołanych drugą z wymienionych grup czynników. Jednak na etapie prowadzenia badań niezwykle trudno jest jednoznacznie ocenić, które zmia-

ny cenowe są pochodną której grupy czynników. Czynniki przypadkowe w tym ujęciu zakłócają rzeczywiste trendy cenowe i dlatego metody badania zmian cen na rynku nieruchomości powinny być dobrane w taki sposób, by je wyeliminować bądź przynajmniej zminimalizować ich wpływ.

Eliminacji czynników przypadkowych można dokonać na dwa sposoby:

- 1) mechanicznie — ingerując w bazę transakcji poprzez eliminację transakcji dotyczących nieruchomości odbiegających pod względem cech rynkowych od nieruchomości przyjętej jako wzorcowa lub poprzez korektę cen transakcyjnych ze względu na różnice cech pomiędzy poszczególnymi nieruchomościami i nieruchomością wzorcową;
- 2) poprzez dążenie do takiej liczby transakcji w poszczególnych okresach, by były one reprezentatywne dla rynku. Badacz nie ma jednak możliwości wpływania na liczbę zawieranych transakcji i jedynym sposobem na to jest wydłużanie okresów, dla których będzie wyznaczana średnia cena (Kokot, Bas, 2013).

Pierwszy z wymienionych sposobów jest w praktyce trudny do realizacji, ponieważ wymaga szczegółowych danych o cechach rynkowych wszystkich nieruchomości stanowiących przedmiot transakcji. Ponadto korekta cen transakcyjnych niesie ze sobą dodatkowe ryzyko błędnego wyznaczenia wielkości tej korekty. Jest to też sposób bardzo pracochłonny.

Mając to na uwadze na potrzeby prezentowanego badania za podstawowy sposób eliminacji czynników przypadkowych przyjęto dążenie do reprezentatywności rynku przez odpowiednią liczebność zbioru transakcji. Jako że badacz nie ma wpływu na liczbę dokonujących się na rynku transakcji, liczebność zbioru transakcji zwiększono poprzez wydłużanie okresów, dla których miały zostać przypisane odpowiednie miary cen transakcyjnych z okresów miesięcznych do okresów kwartalnych, półrocznych i rocznych. Badanie przeprowadzono na trzech następujących podsegmentach rynku lokali mieszkalnych w Szczecinie:

- 1) lokalach mieszkalnych w starym budownictwie (przedwojenne kamienice) — podsegment obejmujący terytorialnie całą dzielnicę Śródmieście — obszar 1;
- 2) lokalach mieszkalnych w nowym budownictwie — podsegment realizowany przez przedsiębiorstwa deweloperskie, obejmujący osiedla Osów i Warszewo — obszar 2;
- 3) spółdzielczych własnościowych prawach do lokali mieszkalnych — podsegment budownictwa zrealizowanego przez spółdzielnie mieszkaniowe w latach 70. i 80. ub. wieku, obejmujący terytorialnie osiedla: Gumieńce, Krzekowo-Bezrzecze, Pogodno, Świerczewo, Pomorzany, Zawadzkiego — obszar 3.

Badanie oparto na przypisaniu poszczególnym okresom — miesięcznym, kwartalnym, półrocznym i rocznym — średnich cen transakcyjnych, odrębnie dla każdego z wymienionych podsegmentów (oznaczanych dalej jako obszary 1, 2 i 3). Posługiwano się przy tym dwoma rodzajami średnich — średnią arytmetyczną i medianą, co dodatkowo pozwoliło na ocenę tych dwóch miar pod kątem ich użyteczności w analizie zmian cen na rynku nieruchomości. W efekcie dla np. danego okresu rocznego i danego obszaru wyznaczono średnią arytmetyczną

oraz medianę ze wszystkich cen transakcyjnych zidentyfikowanych w danym obszarze w danym roku, uzyskując wartości (średniej arytmetycznej i mediany) przypisane temu okresowi rocznemu i odpowiedniemu obszarowi. Analogicznie dla danego okresu półrocznego, kwartalnego czy miesięcznego wyznaczano średnie i mediany ze wszystkich cen transakcyjnych zidentyfikowanych w danym obszarze w danym odpowiednio półroczu, kwartale i miesiącu.

Zastosowanie dwóch średnich uzasadnia fakt, że średnia arytmetyczna jest miarą wrażliwą na wartości odstające, a w szczególności skrajne, które mogą znacząco zniekształcać jej wartość jako miary przeciętnego poziomu badanego zjawiska. Mediana nie ma tych mankamentów i dlatego jest zalecana do badania średniego poziomu zjawisk cechujących się nieregularnymi, w szczególności asymetrycznymi rozkładami. Z natury rynek nieruchomości nie ma podstaw do oczekiwania, by występujące na nim rozkłady cen były regularne, medianę należy postrzegać jako miarę pewniejszą, czyli dającą większe szanse na to, że jej poziom lepiej odzwierciedla przeciętny poziom cen transakcyjnych.

W kolejnym etapie na podstawie tak obliczonych średnich wyznaczono indeksy łańcuchowe miesięcznych, kwartalnych, półrocznych i rocznych średnich arytmetycznych i median cen transakcyjnych dla poszczególnych obszarów:

$$I^{\bar{X}r.o}_t = \frac{\bar{X}^{r.o}_t}{\bar{X}^{r.o}_{t-1}}$$

gdzie:

- $I^{\bar{X}r.o}_t$ — indeks cen nieruchomości oparty na średnich arytmetycznych cen transakcyjnych dla r -tego okresu (1 — miesiąc, 3 — kwartał, 6 — półrocze lub 12 — rok), w o -tym obszarze, w czasie t ,
- $\bar{X}^{r.o}_t$ — średnia arytmetyczna cen transakcyjnych dla r -tego okresu, w o -tym obszarze, w czasie t ,
- $\bar{X}^{r.o}_{t-1}$ — średnia arytmetyczna cen transakcyjnych dla r -tego okresu, w o -tym obszarze, w czasie poprzedzającym czas, dla którego wyznaczany jest indeks:

$$I^{Mr.o}_t = \frac{M^{r.o}_t}{M^{r.o}_{t-1}}$$

gdzie:

- $I^{Mr.o}_t$ — indeks cen nieruchomości oparty na medianie cen transakcyjnych dla r -tego okresu (1 — miesiąc, 3 — kwartał, 6 — półrocze lub 12 — rok), w o -tym obszarze, w czasie t ,
- $M^{r.o}_t$ — mediana cen transakcyjnych dla r -tego okresu, w o -tym obszarze, w okresie t ,

$M^{r.o}_{t-1}$ — mediana cen transakcyjnych dla r -tego okresu, w o -tym obszarze, w czasie poprzedzającym czas, dla którego wyznaczany jest indeks.

W przypadku indeksów wyliczonych dla okresów miesięcznych wyznaczone w ten sposób wartości traktowano jako gotowe wyniki badań. Z kolei w przypadku indeksów wyliczonych dla okresów kwartalnych, półrocznych i rocznych dokonano przeliczenia ich na okresy miesięczne za pomocą średnich geometrycznych, odpowiednio:

$${}_m I^{\bar{x}r.o}_t = \sqrt[r]{I^{\bar{x}r.o}_t}$$

gdzie ${}_m I^{\bar{x}r.o}_t$ — miesięczny indeks cen nieruchomości oparty o r -okresowe średnie arytmetyczne cen transakcyjnych, w o -tym obszarze, w czasie t oraz:

$${}_m I^{Mr.o}_t = \sqrt[r]{I^{Mr.o}_t}$$

gdzie ${}_m I^{Mr.o}_t$ — miesięczny indeks cen nieruchomości oparty o r -okresowe mediany cen transakcyjnych, w o -tym obszarze, w czasie t .

MATERIAŁ EMPIRYCZNY

W badaniu wykorzystano dane o rzeczywistych cenach notowanych w Szczecinie w transakcjach między osobami fizycznymi w latach 2005—2012. W przypadku gdy w danym miesiącu nie było żadnej transakcji (miało to miejsce trzykrotnie w obszarze 2), przyjmowano dla tego okresu wartość średnią z dwóch okresów sąsiednich. Tablica przedstawia liczbę notowanych transakcji w wyodrębnionych obszarach.

LICZBA TRANSAKCYJ WEDŁUG WYODRĘBNIONYCH OBSZARÓW

Obszary	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012 ^a
1	160	445	417	417	362	421	440	285
2	15	90	161	140	217	284	237	120
3	217	546	472	585	613	713	640	319

^a Do sierpnia 2012 r.

Źródło: własna baza transakcji.

WYNIKI I DYSKUSJA

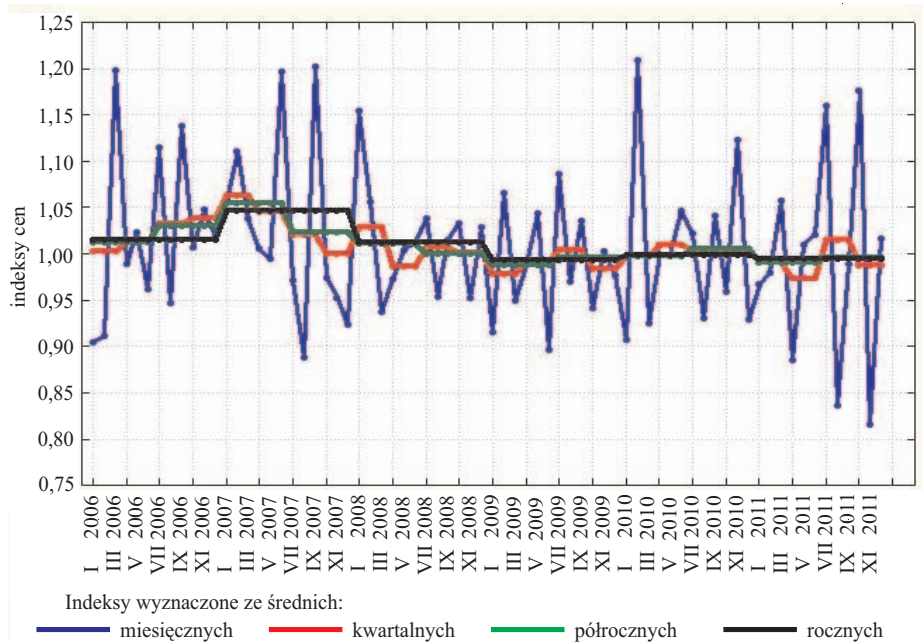
Na wyk. 1—6 przedstawiono miesięczne indeksy cen dla wyodrębnionych obszarów, wyliczone bezpośrednio ze średnich arytmetycznych i mediany cen transakcyjnych oraz sprowadzonych z indeksów kwartalnych, półrocznych oraz

rocznych. Średnie miesięczne są wyznaczane na podstawie relatywnie małej liczby transakcji, co powoduje, że duży wpływ na ich poziom ma przypadek. Ów przypadek należy pojmować jako zróżnicowaną, pozostającą poza wpływem badacza, strukturę jakościową przedmiotu obrotów. To ona ma większy wpływ na uzyskane poziomy średnich cen i w konsekwencji na indeksy cen niż rzeczywiste, obiektywne, trendy rynkowe. W niektórych miesiącach nie notowano żadnej transakcji, co powodowało konieczność interpolacji średniej ceny. Wykresy przedstawiające indeksy są mocno „poszarpane” (w niektórych przypadkach skoki średnich cen z miesiąca na miesiąc przekraczały 20%). Sugeruje to wniosek, że poziomy średnich cen w poszczególnych miesiącach mierzone zarówno średnią arytmetyczną, jak i medianą nie są dobrym odzwierciedleniem przeciętnego poziomu cen na rynku i nie stanowią dobrej podstawy do wyznaczania indeksów cen nieruchomości. Działo się tak we wszystkich trzech wyodrębnionych rodzajowo podsegmentach rynku lokali mieszkalnych.

Ocena wiarygodności wyznaczonych indeksów jest niezwykle trudna. Nie ma bowiem żadnych punktów odniesienia, do których można by przyrównywać te indeksy. Wydaje się, że jako „najmniej niedoskonałą” metodę weryfikacji trafności oszacowań indeksów należałoby wskazać wyznaczanie indeksów alternatywnymi metodami i przyrównywanie ich do siebie. Jest to także zadanie trudne. Inną metodę oceny trafności oszacowań stanowi metoda ekspercka, polegająca na ocenie wartości indeksów z punktu widzenia tego, jak odzwierciedlają one poglądy i opinie znawców rynku nieruchomości. O taką ocenę uzyskanych wyników pokuszono się w dalszej części artykułu.

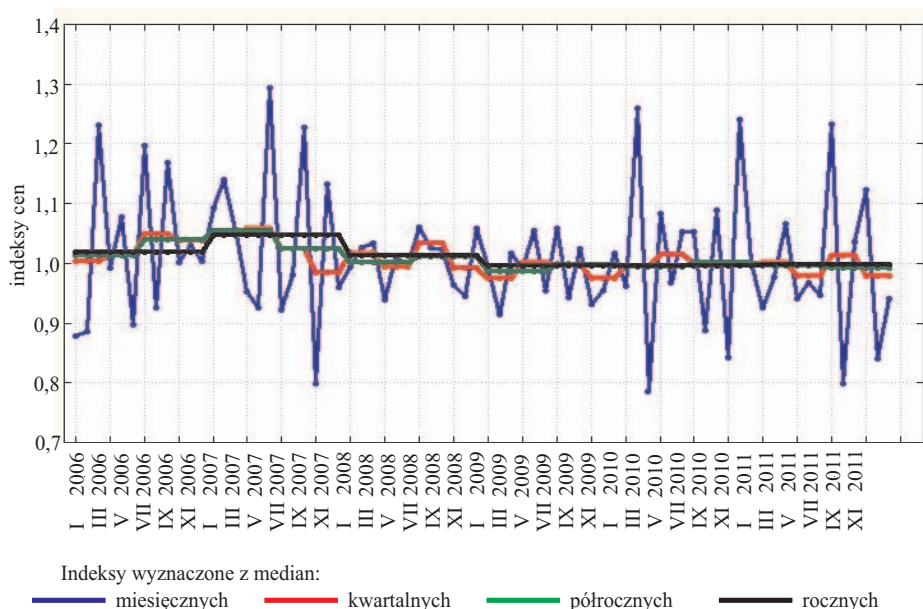
Indeksy wyznaczone na podstawie miesięcznych średnich arytmetycznych i mediany cen transakcyjnych we wszystkich trzech obszarach wykazują duże wahania z okresu na okres. Poziom tych wahań nierzadko dochodzi do 20%, a w pojedynczych przypadkach — zwłaszcza w obszarze 2 — nieraz przekracza 50%. Oznacza to, że na ich duży poziom — by nie rzec zasadniczy — mają wpływ czynniki przypadkowe. Liczba transakcji zawieranych w ciągu miesiąca w badanych obszarach nie była więc reprezentatywna dla zobrazowania przeciętnego poziomu cen i z całą pewnością można stwierdzić, że indeksy wyliczone ze średnich i median miesięcznych cen transakcyjnych nie odzwierciedlają rzeczywistych ruchów rynkowych cen. Do podobnych wniosków prowadzi analiza indeksów wyznaczonych na podstawie średnich arytmetycznych i mediany kwartalnych cen transakcyjnych. Wahania cen nie były już tak wysokie, jak dla obserwacji miesięcznych. W skali miesiąca nierzadko wahania dochodziły do 10%, co należy ocenić z punktu widzenia rynku jako mało prawdopodobne. Wpływ czynników przypadkowych nie został jeszcze wyeliminowany, a uzyskane wartości indeksów są w znacznym stopniu zdeterminowane strukturą jakościową nieruchomości stanowiących przedmiot obrotu. Należy zatem wnioskować, że średnie kwortalne nie oddają rzeczywistych przeciętnych cen transakcyjnych i nie powinny służyć za podstawę badania ich dynamiki.

Wykr. 1. MIESIĘCZNE INDEKSY CEN MIESZKAŃ WYZNACZONE NA PODSTAWIE ŚREDNICH ARYTMETYCZNYCH CEN TRANSAKCYJNYCH DLA OBSZARU 1



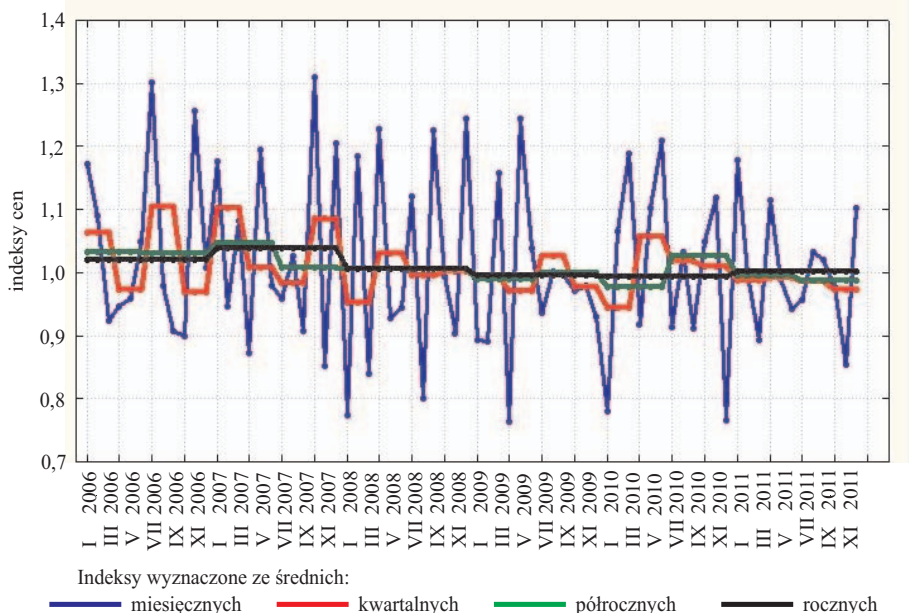
Źródło: opracowanie własne.

Wykr. 2. MIESIĘCZNE INDEKSY CEN MIESZKAŃ WYZNACZONE NA PODSTAWIE MEDIANY CEN TRANSAKCYJNYCH DLA OBSZARU 1



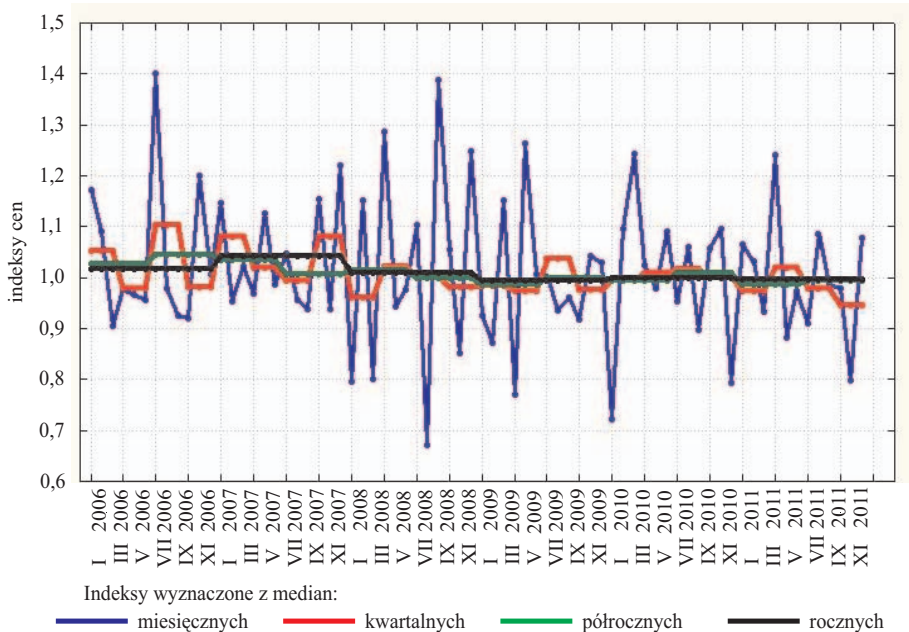
Źródło: jak przy wykr. 1.

Wykr. 3. MIESIĘCZNE INDEKSY CEN MIESZKAŃ WYZNACZONE NA PODSTAWIE ŚREDNICH ARYTMETYCZNYCH CEN TRANSAKCYJNYCH DLA OBSZARU 2



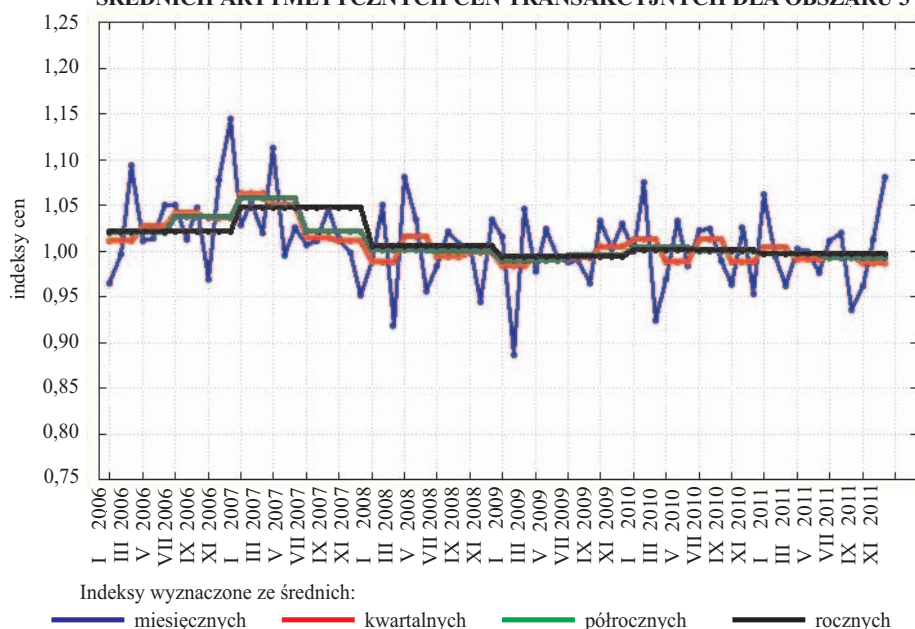
Źródło: jak przy wykr. 1.

Wykr. 4. MIESIĘCZNE INDEKSY CEN MIESZKAŃ WYZNACZONE NA PODSTAWIE MEDIANY CEN TRANSAKCYJNYCH DLA OBSZARU 2



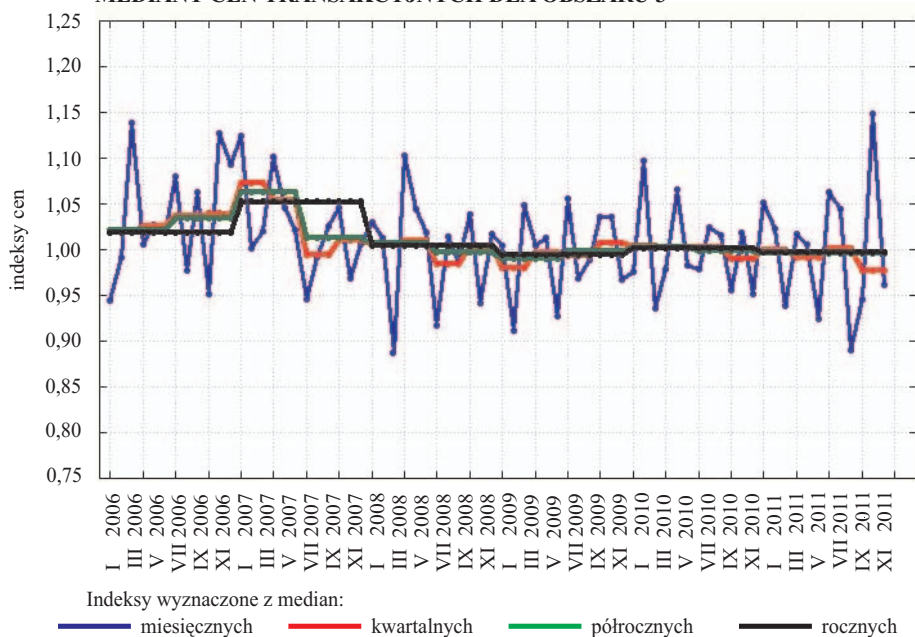
Źródło: jak przy wykr. 1.

Wykr. 5. MIESIĘCZNE INDEKSY CEN MIESZKAŃ WYZNACZONE NA PODSTAWIE ŚREDNICH ARYTMETYCZNYCH CEN TRANSAKCYJNYCH DLA OBSZARU 3



Źródło: jak przy wykr. 1.

Wykr. 6. MIESIĘCZNE INDEKSY CEN MIESZKAŃ WYZNACZONE NA PODSTAWIE MEDIANY CEN TRANSAKCYJNYCH DLA OBSZARU 3



Źródło: jak przy wykr. 1.

Do innego wniosku może doprowadzić analiza indeksów wyznaczonych ze średnich półrocznych, gdzie wpływ czynników przypadkowych jest już wyraźnie zredukowany. Wartości indeksów miesięcznych wyznaczonych ze średnich i median półrocznych cen transakcyjnych w najburzliwszym okresie na rynku nieruchomości (lata 2007 i 2008) dochodziły do 5%, co wydaje się adekwatne do „eksperckich” ocen rynkowych. Przy tym indeksy oparte na medianach wykazują nieznacznie mniejszą podatność na wahania.

Jak widać wartości indeksów wyznaczonych ze średnich rocznych są — ogólnie rzecz biorąc — zbliżone do wartości indeksów wyznaczonych ze średnich półrocznych. Podstawową wadą indeksów wyznaczonych ze średnich cen transakcyjnych z „dłuższych” okresów jest to, że w określonym czasie (tu odpowiednio pół roku lub rok) przyjmują jednakowe wartości. Nie są więc one w stanie oddać zachodzących na rynku zmian o charakterze nagłym lub krótkotrwałym.

Podsumowanie

Podsumowując uzyskane w toku badania wyniki należy uznać, że najlepiej eliminują wahania przypadkowe cen nieruchomości mieszkalnych — a tym samym stanowią najlepszą podstawę do wyznaczania indeksów zmian cen — metody oparte na wyznaczaniu średnich z dostatecznie licznych zbiorów cen transakcyjnych. W sytuacji kiedy zbiór cen jest zbyt mały można go powiększać poprzez wyznaczanie średnich dla dłuższych okresów. W prezentowanym badaniu w szczególności efekt eliminacji tych wahań przypadkowych uzyskano posługując się medianami półrocznymi oraz średnimi arytmetycznymi rocznymi. Mając na uwadze dążenie do niewydłużania okresów obliczeniowych ponad niezbędne do eliminacji wahań przypadkowych minimum, na podstawie przeprowadzonego badania można wskazać, że najlepiej sprawdziła się w realizacji tego celu metoda oparta na wyznaczaniu median półrocznych.

Przedstawione w artykule wyniki należy traktować jako zaczątek badań, które warto podjąć w szerszej skali na różnych lokalnych rynkach nieruchomości i w rozmaitych jego segmentach.

dr hab. Sebastian Kokot — *Uniwersytet Szczeciński*

LITERATURA

- Clapp J. M., Giacotto C. (1992), *Estimating Price Indices for Residential Property: A Comparison of Repeat Sales and Assessed Value Methods*, „Journal of the American Statistical Association”, Vol. 87
- Foryś I., Kokot S. (2001), *Problemy badania rynku nieruchomości*, Zeszyty Naukowe U. S. Nr 318, „Mikroekonometria w teorii i praktyce”, Prace Katedry Ekonometrii i Statystyki, Szczecin

- Francke M. K. (2010), *Repeat Sales Index for Thin Markets*, „Journal of Real Estate Finance and Economics”, Vol. 41, Issue 1
- Kokot S. (2014), *Teoretyczne i praktyczne problemy wyznaczania indeksów cen nieruchomości*, Studia i Prace Wydziału Nauk Ekonomicznych i Zarządzania, nr 36, Metody Ilościowe w Ekonomii tom II, Wydawnictwo Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego, Szczecin
- Kokot S., Bas M. (2013), *Evaluation of the Applicability of Statistical Methods in Studies on Price Dynamics on the Real Estate Market*, „Real Estate Management and Valuation”, Vol. 21, No. 49—58, ISSN (Online) 1733-2478, DOI: 10.2478/remav-2013-0007
- Kokot S., Pęchorzewski D. (1999), *Problemy statystycznego badania rynku nieruchomości*, „Nieruchomości Rynek Prawo”, nr 6, Warszawa
- Kucharska Stasiak E. (2006), *Nieruchomość w gospodarce rynkowej*, PWN, Warszawa
- Nieruchomości, Przedsiębiorstwa, Wyceny, Analizy* (2001), praca zbiorowa (red.) J. Hozer, Instytut Analiz, Diagnoz i Prognoz Gospodarczych, Szczecin
- Trojanek R. (2008), *Wahania cen na rynku mieszkaniowym*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Poznaniu
- Trojanek R. (2009), *Porównanie metody średniej oraz średniej ważonej do konstruowania indeksów cen nieruchomości mieszkaniowych*, „Studia i Materiały Towarzystwa Naukowego Nieruchomości”, t. 17, nr 2, Olsztyn
- Trojanek R. (2010), *Porównanie metod prostych oraz regresji hedonicznej do konstruowania indeksów cen mieszkań*, „Studia i Materiały Towarzystwa Naukowego Nieruchomości”, t. 18, nr 1, Olsztyn
- Wood R. (2005), *A Comparison of UK Residential House Price Indices*, BIS Paper, nr 21

SUMMARY

The specificity of the real estate market entails a number of consequences for its analysts. Observations transaction prices, as statistical variables, are made in a non-standard way. In the classical sense, every period or specific moments, is assigned to one object, one observation of the variable under consideration. This is not possible for the real estate market, because the transactions relate to various objects and are held irregularly (accidentally). This makes it necessary to adapt the traditional methods of studying the dynamics of economic phenomena to real estate market conditions. The aim of the article is to present the adaptation of the classic statistical methods to study dynamics of the real estate market conditions and use them to designate the property price indices on the example of the three sub-segments of the Szczecin housing market.

РЕЗЮМЕ

Специфика рынка недвижимости вызывает ряд последствий для его аналитиков. Наблюдения за контрактными ценами, как статистическими переменными, осуществляются нестандартным способом. В классическом подходе, каждому периоду или определенному моменту, принадлежит в одном объекте одно обследование наблюдаемой переменной. На рынке недвижимости это является невозможным, так как сделки касаются

разных объектов и происходят нерегулярно, в некотором смысле случайно. Это вызывает необходимость приспособления традиционных методов обследования динамики экономических явлений к условиям рынка недвижимости. Целью статьи является представление приспособления классических методов статистического обследования динамики явлений к условиям рынка недвижимости и с их помощью вычисление индексов цен недвижимости на примере трех суб-сегментов щецинского рынка жилья.

Piotr SZUKALSKI

Przestrzenne zróżnicowanie dzietności w Polsce

Zróżnicowanie przestrzenne zjawisk i procesów demograficznych jest bezdyskusyjnym faktem. Występuje również na obszarach uznawanych za względnie jednorodne kulturowo, tak jak ma to miejsce w przypadku Polski, której ludność — obok Albanii — jest najbardziej homogeniczna z punktu widzenia składu etnicznego w Europie. Pomijając przyczyny owego zróżnicowania, będącego splotem czynników o charakterze społecznym, ekonomicznym, instytucjonalnym, normatywno-obyczajowym, mającym swój początek najczęściej w dalekiej przeszłości¹, rodzi się pytanie o jego stałość i charakter.

W artykule chciałbym skupić się na przestrzennym zróżnicowaniu jednego ze zjawisk demograficznych — dzietności w ostatnich dwóch dekadach. Interesować się będę przy tym nie samym poziomem płodności całkowitej² w ujęciu terytorialnym — ta tematyka doczekała się już analiz na poziomie województw i powiatów³ — lecz stałością uporządkowania poszczególnych regionów.

Chodzi zatem o określenie, czy występuje w Polsce „naturalne” (niezależne od zmiennych czynników) zróżnicowanie, widoczne w stałości pozycji danego województwa, wynikające z trwałych, a odmiennych w stosunku do innych regionów, preferencji prokreacyjnych. Opierać się będę na danych odnoszących się do częściowych współczynników płodności (tj. informacji o natężeniu urodzeń w jednorocznych grupach wieku kobiet) udostępnianych głównie przez

¹ Generalnie najprostszy, wyłaniający się z badań demograficznych, podział Polski uwzględnia 5 w miarę jednorodnych części opartych przede wszystkim na XIX-wiecznych zaborach, przy czym dawny zabór pruski dzielony jest na dwie części — etnicznie polską i tą, którą w skład państwa polskiego włączono dopiero po II wojnie światowej. Dodatkowo wyodrębnić należy wielkie miasta z terenami okalającymi, czyli obszary metropolitarne. Podział ten zasadza się na przekonaniu o stałości nieskodyfikowanego wyposażenia instytucjonalnego, wpływie zasiedlenia/skumulacji/migracji, ważności westernizacji i okcydentalizacji.

² Termin „dzietność” używany jest w demografii zamiennie z terminem „płodność całkowita”. To zwyczajowe utożsamienie pojęć rodzi czasami wątpliwości logiczne — dzietność definiujemy jako przeciętną liczbę potomstwa, jaką w trakcie życia rozrodczego (w wieku 15–49 lat) wydaje na świat kobieta. Z kolei płodność odnosi się do natężenia urodzeń w zbiorowości kobiet w wieku rozrodczym, przeliczanego zazwyczaj na 1000 kobiet w tym wieku. Płodność całkowita może być zatem rozumiana jako swoista informacja o ostatecznych efektach skumulowanej płodności odnoszącej się do typowej kobiety.

³ Podogrodzka (2011), s. 85–106; Kurek, Lange (2013), s. 160.

Eurostat⁴ dla regionów na poziomie NUTS 2. W Polsce takimi regionami są województwa, które będą badać za okres 1991—2012. Analizowany dalej wiek 15—45 lat, ze względu na niską płodność pozostałych starszych roczników tradycyjnie zaliczanych do wieku rozrodczego, jest przesłanką takiego kroku.

DZIETNOŚĆ W LATACH 1991—2012

Przedstawię syntetycznie zmiany poziomu diety w ostatnim dwudziestolecu, odwołując się do kilku wyodrębnianych w literaturze poziomów współczynnika diety teoretycznej (dalej posługiwać się będę stosowanym powszechnie skrótem *TFR*, od angielskiego *total fertility rate*).

Pierwsza grupa to poziom zapewniający co najmniej reprodukcję prostą (wartość *TFR* wynosząca przynajmniej 2,1). Następna obejmuje wartości niższe, zbliżone do poziomu prostej zastępowalności (1,8—2,1). Kolejna klasa obejmuje jeszcze niższe wartości, aczkolwiek kończące się na granicy tzw. *low fertility* (niska diety, tj. 1,5), podczas gdy w kolejnej grupie wartością graniczną jest wartość wyznaczająca *the lowest low fertility* (diety najniższa z niskich, tj. 1,3). Terminy te wykorzystywane są w demografii do wskazania sytuacji, gdy publiczna interwencja w postaci polityki pronatalistycznej staje się bardzo pożądana lub wręcz niezbędna w sytuacji możliwej, szybkiej depopulacji zagrażającej w przypadku długotrwałego utrzymywania się tak niskiej skłonności do posiadania potomstwa. Przypomnę bowiem, że poziom diety równy 1,5 wpływa na współczynnik reprodukcji netto nieco poniżej 0,75, zaś *TFR* wynoszący 1,3 na współczynnik reprodukcji poniżej 0,65. Oznacza to, że pokolenie dzieci w pierwszym przypadku jest mniej liczne o ponad 25% od pokolenia swych rodziców, natomiast w drugim przypadku o ponad 1/3. Wielkości te prowadzą do szybkiej depopulacji, współwystępującej z przyspieszonym starzeniem się ludności.

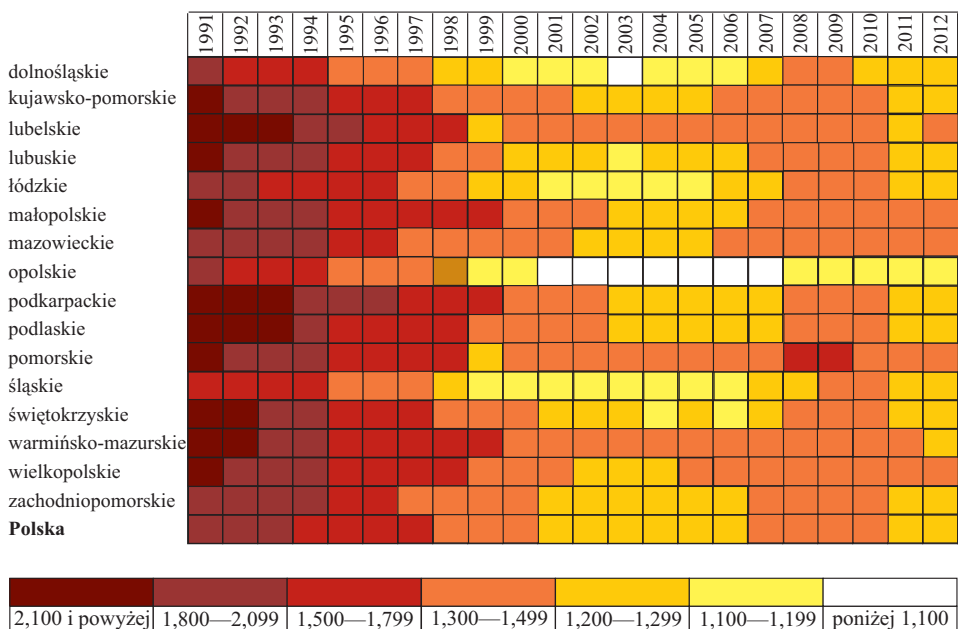
W ramach wspomnianej „najniższej z niskich diety” dodatkowo wydzieliłem trzy podgrupy (wartości rozdzielające to 1,2 i 1,1), w celu wskazania regionów i okresów o zatrważająco niskim poziomie diety (wykr. 1). Przyśłówkę „zatrważająco” wydać się może części Czytelników przejawem egzaltacji, lecz przywołane wartości wskazują na bardzo niski poziom diety nawet po uwzględnieniu formuły Bongaartsa-Feeneya⁵, podwyższającej na przełomie wieków XX i XXI diety w Polsce zazwyczaj o 0,1—0,3⁶.

⁴ <http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/population/data/database>.

⁵ Bongaarts, Feeney (1998), s. 271—291; Frątczak, Ptak-Chmielewska (1999), s. 43—61; Holzer-Żelazewska, Tymicki (2009), s. 48—69.

⁶ Formuła Bongaartsa-Feeneya uwzględnia wpływ zmiany kalendarza płodności, czyli rozkładu częstości urodzeń z perspektywy czasu biograficznego matek, na kształtowanie się wartości *TFR* obliczanych za pomocą metody przekrojowej. W przypadku podwyższania się wieku — tak jak to miało miejsce w Polsce w badanym tu okresie wydawania na świat potomstwa — część urodzeń, które nie występują w danym roku pojawia się w następnym, gdy rodząca kobieta będzie już starsza, zaniżając wartości współczynnika diety. W rezultacie uzyskane informacje o *TFR* stają się bardziej odległe od wielkości, jakie uzyskać można na podstawie analizy kohortowej.

Wyr. 1. POZIOM DZIETNOŚCI WEDŁUG WOJEWÓDZTW



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu, <http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/population/data/database>.

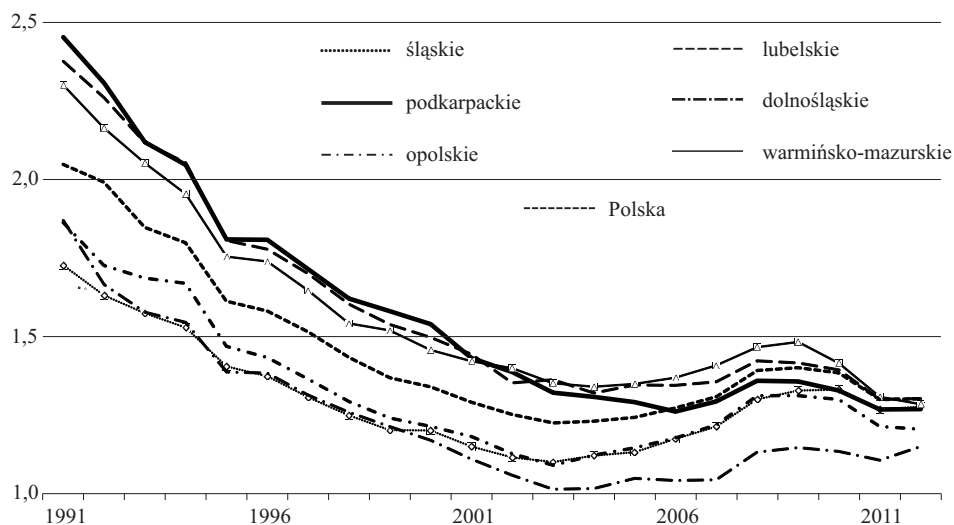
Większość województw wchodziła w analizowany okres z dietnością zapewniającą prostą zastępowalność, aczkolwiek sytuacja taka bardzo szybko stała się nieaktualna. We wszystkich regionach poziom *TFR* zaczął się obniżać, przy czym jednostki administracyjne osiągające na przełomie wieków XX i XXI wartości najniższe (opolskie, dolnośląskie i śląskie⁷) charakteryzowały się wyjątkowo szybkim tempem tej obniżki. O ile przechodzenie z jednego do kolejnego, niższego przedziału wartości na ogół zajmowało 3—4 lata, w przypadku wspomnianych regionów przejście takie trwało 2—3 lata. Poza woj. pomorskim wszystkie województwa znalazły się choćby krótkotrwale w przedziale 1,20—1,29, zaś 6 z nich osiągnęło *TFR* na poziomie poniżej 1,2. Niezależnie od wartości minimum osiągniętego w latach 2003—2006, następował potem wzrost średniej liczby potomstwa, jednak ten trend po 2009 r. pod wpływem antycypowanego kryzysu ekonomicznego zaczął się odwracać. W rezultacie w kilku jednostkach administracyjnych (lubelskie, warmińsko-mazurskie, zachodniopomor-

⁷ Województwa te badany okres rozpoczęły z dietnością poniżej prostej zastępowalności — trudno określić, kiedy ten okres rozpoczęły. Patrząc na dawny, obowiązujący do 1998 r. podział administracyjny można tylko powiedzieć, że w województwach katowickim i wrocławskim sytuacja taka rozpoczęła się w 1986 r., a w woj. opolskim w 1988 r.

skie) najniższą z wartości ostatniego dwudziestolecia osiągnięto dopiero w latach 2011 i 2012.

Wspomniana trajektoria *TFR* występowała we wszystkich regionach, niezależnie od poziomu początkowego dzietności (wykr. 2). Należy jednak zaznaczyć, że zwyżka notowana w drugiej połowie okresu badanych lat była bardzo słabo widoczna w woj. opolskim, które coraz wyraźniej odstaje od pozostałych ekstremalnie niskimi wartościami współczynnika dzietności całkowitej. Rodzi to skądinąd pytanie, czy w przypadku tego regionu nie mamy do czynienia ze zdecydowanie wyższym niż dla kraju ogółem wpływem migracji na kształtowanie się wartości współczynnika dzietności obliczanego na podstawie danych o ludności zameldowanej, a nie rzeczywiście zamieszkałej. Można się bowiem domyślać, że w warunkach masowej migracji młodych Polek i Polaków takie zniekształcenie występuje⁸.

Wykr. 2. WARTOŚCI *TFR* W WOJEWÓDZTWACH O EKSTREMALNYCH WARTOŚCIACH



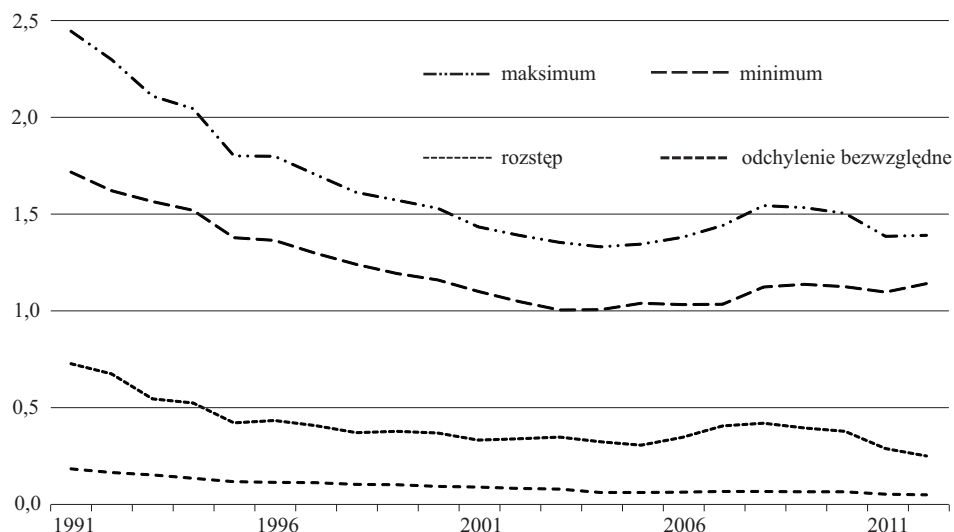
Źródło: jak przy wykr. 1.

Jednakże należy zaznaczyć, że różnice wartości *TFR* między regionami generalnie się zmniejszały tak w ujęciu bezwzględnym (rozstęp), jak i względnym (przeciętne odchylenie bezwzględne), prowadząc do ujednolicenia się poziomu dzietności (wykr. 3). W efekcie w ostatnich latach ponad połowa regionów mieściła się w bardzo wąskim przedziale — średnia krajowa $\pm 0,040$. Różnica bezwzględna pomiędzy wartościami ekstremalnymi, generalnie zmniejszająca się, uległa wzrostowi jedynie w okresie podwyższania się dzietności po 2006 r.,

⁸ Szukalski (2009b), s. 59—75.

ale wynikało to przede wszystkim z bardzo słabego reagowania ludności woj. opolskiego w sferze zachowań prokreacyjnych na poprawę sytuacji ekonomicznej w tym okresie.

Wykr. 3. ZMIENNOŚĆ *TFR*



Źródło: jak przy wykr. 1.

Pomiędzy regionami widoczne były jednak różnice w zakresie skłonności mieszkańców do posiadania dzieci, wyrażające się — moim zdaniem — najpełniej minimalną odnotowaną wartością *TFR* (w tablicy, w rubrykach 5 i 6 pogrupowano województwa w 4-elementowe zbiory, w przypadku których im niższe wartości *TFR*, tym ciemniejsze tło).

POZIOM DZIETNOŚCI WEDŁUG WOJEWÓDZTW

Województwa	<i>TFR</i>				
	1991	2002	2012	minimalne wartości i rok ich wystąpienia	minimalne teoretyczne wartości
P o l s k a	2,041	1,249	1,299	1,222 (2003)	1,113
Dolnośląskie	1,863	1,129	1,201	1,091 (2003)	0,966
Kujawsko-pomorskie	2,108	1,287	1,294	1,256 (2004)	1,101
Lubelskie	2,378	1,333	1,299	1,297 (2011)	1,142
Lubuskie	2,140	1,226	1,307	1,193 (2003)	1,062
Łódzkie	1,950	1,183	1,290	1,152 (2003)	1,010
Małopolskie	2,199	1,340	1,316	1,279 (2006)	1,163
Mazowieckie	1,999	1,237	1,370	1,218 (2003)	1,078
Opolskie	1,869	1,053	1,146	1,010 (2003)	0,893
Podkarpackie	2,456	1,360	1,266	1,243 (2006)	1,153
Podlaskie	2,381	1,308	1,231	1,220 (2004)	1,073
Pomorskie	2,117	1,348	1,398	1,334 (2003)	1,205

POZIOM DZIETNOŚCI WEDŁUG WOJEWÓDZTW (dok.)

Województwa	TFR				
	1991	2002	2012	minimalne wartości i rok ich wystąpienia	minimalne teoretyczne wartości
Śląskie	1,725	1,116	1,274	1,100 (2003)	0,988
Świętokrzyskie	2,362	1,272	1,232	1,191 (2006)	1,035
Warmińsko-mazurskie	2,302	1,382	1,281	1,281 (2012)	1,149
Wielkopolskie	2,167	1,288	1,376	1,268 (2004)	1,141
Zachodniopomorskie	2,057	1,237	1,228	1,215 (2011)	1,058

Źródło: obliczenia własne.

Regiony, które relatywnie szybko osiągały minimalne wartości z reguły odznaczały się bardzo niskimi wartościami minimalnymi. Z kolei województwa charakteryzujące się wysokimi wartościami minimalnymi *TFR* dochodziły do tego ekstremum relatywnie późno lub wręcz dopiero w ostatnich latach.

Choć wydawać się może, że różnice pomiędzy regionalnymi minimami odnotowanego *TFR* są niewielkie, to z demograficznego punktu widzenia różnice rzędu 0,3 pomiędzy regionami ekstremalnymi tworzą przepaść. Wydaje się, że na podstawie tego właśnie parametru można wyodrębnić województwa o ludności najbardziej skłonnej do posiadania dzieci (pomorskie, lubelskie, warmińsko-mazurskie) oraz te najmniej chętne (opolskie, dolnośląskie, śląskie), aczkolwiek zdawać sobie należy sprawę, że w przypadku jednostek administracyjnych osiągających minimum dzietności w dwóch ostatnich objętych analizą latach bliska przyszłość może doprowadzić do obniżenia najniższych wartości.

Podobne wnioski otrzymuje się po wykorzystaniu innego narzędzia pozwalającego na określenie minimalnego, aczkolwiek teoretycznego, poziomu dzietności. Chcąc oszacować najniższą możliwą do osiągnięcia wartość *TFR* dokonano obliczeń wzorowanych na A. Golinim⁹, przyjmując iż minimalny, teoretyczny poziom *TFR* pojawi się w warunkach jednoczesnego wystąpienia najniższych rzeczywistych natężeń płodności notowanych w poszczególnych jednorocznych grupach wieku wśród mieszanek poszczególnych regionów w latach 1991—2012. W tym przypadku 3 regiony odznaczające się najniższą skłonnością do posiadania potomstwa są takie same jak poprzednio, zaś do grona tych o skłonności najwyższej w miejsce woj. lubelskiego przesunie się woj. małopolskie.

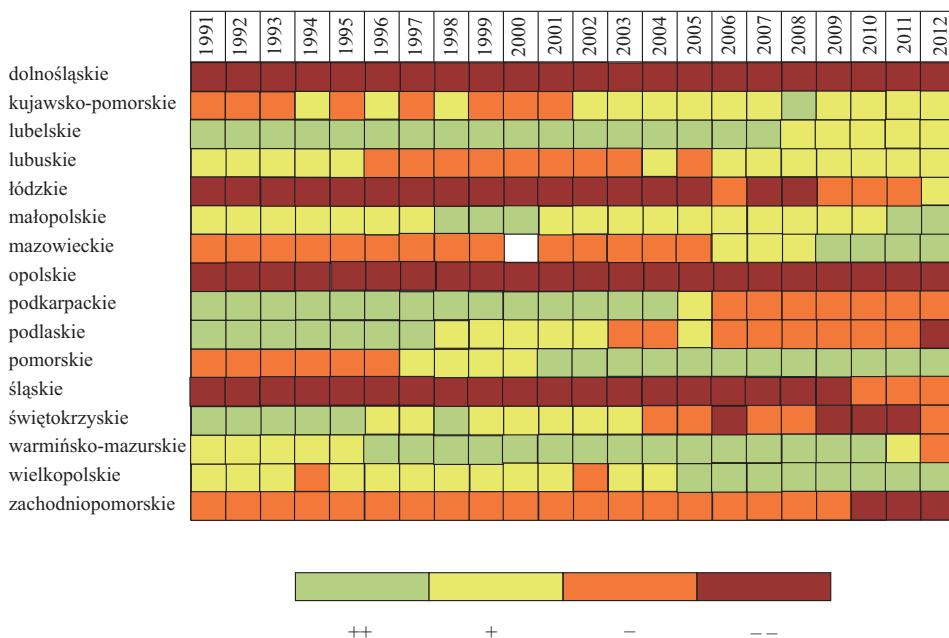
WZGLĘDNY POZIOM DZIETNOŚCI

Dość labilna była pozycja województw w rankingu wysokości współczynnika dzietności (wykr. 4 — gdzie „++” oznacza 4 województwa o najlepszej sytuacji w danym roku, zaś „--” 4 regiony o pozycji najgorszej, z sytuacjami pośrednimi oznaczonymi odpowiednio „+”, „-”). Zachodzące zmiany miały charakter

⁹ Golini (1998), s. 59—74.

ewolucyjny, jedynie w ostatnich 3 latach szybszy, co jest spowodowane wspomnianym mniejszym zróżnicowaniem poziomu diety, prowadzącym do uwypuklania różnic, niekiedy niewielkich, w ujęciu bezwzględnym.

**Wykr. 4. POZYCJA WOJEWÓDZTW MIERZONA RELATYWNYM POZIOMEM
DZIETNOŚCI**



Źródło: jak przy wykr. 1.

W przypadku województw o najwyższym poziomie diety brak jest jednoznacznych liderów — miejsce województw lubelskiego, podkarpackiego i podlaskiego zajęły w drugiej połowie badanego okresu województwa pomorskie, warmińsko-mazurskie i wielkopolskie. Dużo łatwiej określić największych „przegranych” — są to bezapelacyjnie Opolszczyzna i Dolny Śląsk, w przypadku następnych regionów (śląskiego i łódzkiego) ich pozycja zaczęła w ostatnich latach ulegać poprawie. Jednak należy zdawać sobie sprawę, że ta poprawa jest iluzoryczna, w dużym stopniu wynikająca ze zmniejszającego się regionalnego zróżnicowania płodności, w wyniku czego wartości współczynnika diety połowy województw różnią się od wartości ogólnopolskich o maksymalnie dwadzieścia tysięcznych.

Generalnie należy podkreślić duże zmiany w rankingu — jak wspomniano, jedynie województwa opolskie i dolnośląskie utrzymywały się cały czas w ra-

mach tej samej grupy. Zmian polegających na wchodzeniu w skład 2 klas doświadczyły 4 województwa (lubelskie, lubuskie, małopolskie, zachodniopomorskie), zaś w przypadku 2 regionów (podlaskie i świętokrzyskie) miało miejsce „zaliczenie” wszystkich klas rankingowych. Pozostałe jednostki administracyjne wchodziły w skład trzech różnych grup w trakcie poszczególnych badanych podokresów. Wspomniana duża zmienność pozycji w rankingu jest świadectwem braku stałego uporządkowania regionów, a w konsekwencji i stałości względnych preferencji prokreacyjnych.

KALENDARZ PŁODNOŚCI W WOJEWÓDZTWACH O EKSTREMALNYCH WARTOŚCIACH TFR

Kolejnym analizowanym zagadnieniem są różnice występujące pomiędzy rozkładami płodności w województwach o najwyższych i najniższych wartościach *TFR*. W tym przypadku chodzi o jednoznaczne określenie grup wieku, których płodność ma decydujące znaczenie w kształtowaniu się występujących różnic. Samo porównanie rozkładów płodności dostarcza informacji jedynie o tym, że o ile w pierwszym analizowanym roku owe różnice odnosiły się do większości grup wieku (przy czym różnice te narastały wraz z wiekiem), o tyle w późniejszych latach następowało powolne ujednolicenie rozkładów płodności (wykr. 5). Chęć zachowania porównywalnej skali — w obliczu znacznego obniżenia się poziomu cząstkowych współczynników płodności — jest dodatkowym czynnikiem utrudniającym porównanie. Dlatego też obliczono relacje liczbowe pomiędzy wartościami tych współczynników notowanych w województwach o ekstremalnych poziomach *TFR*, wskazujących grupy wieku, w których występowały różnice (wykr. 6).

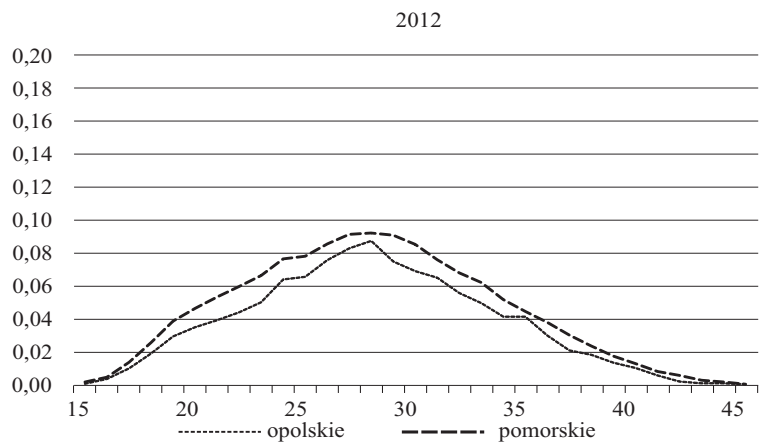
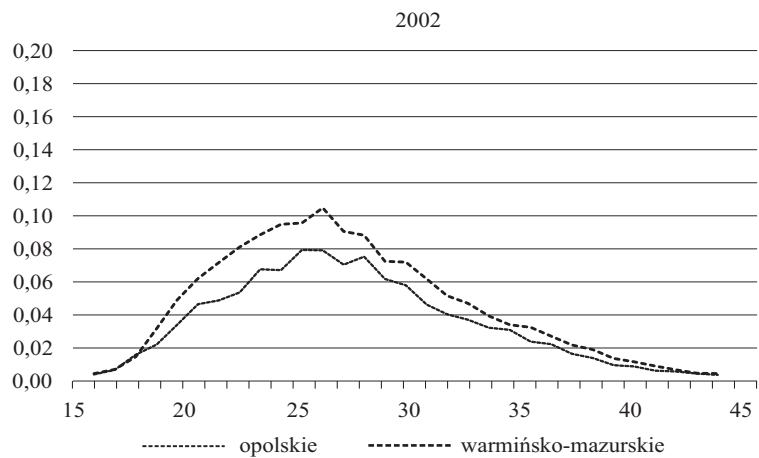
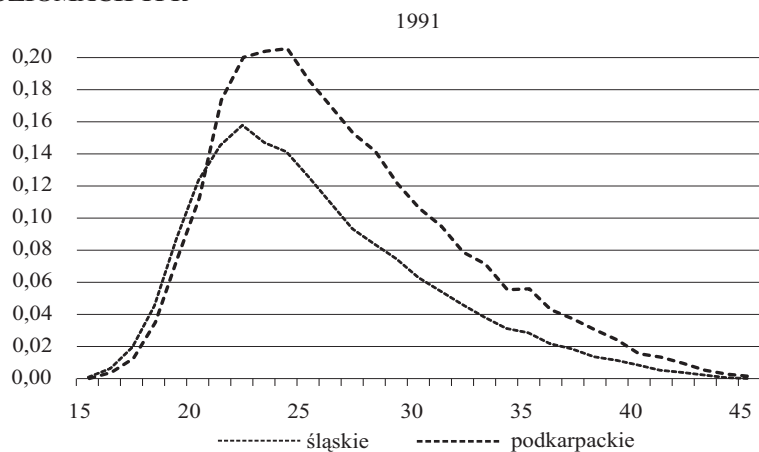
W badanym okresie rozkłady płodności jednostek administracyjnych o ekstremalnych poziomach *TFR* upodabniały się w wyniku ewidentnego zmniejszenia się różnic pomiędzy natężeniem urodzeń w grupach wieku charakteryzujących się najwyższą skłonnością do posiadania potomstwa. Równocześnie upodabniał się również wiek najwyższej płodności.

Generalne zmniejszanie się różnic w natężeniu urodzeń według wieku matek (wykr. 5) nie dotyczyło wszystkich grup wieku (wykr. 6).

Choć na początku analizowanego okresu różnice poziomu płodności narastały wraz z przechodzeniem do coraz starszych roczników wieku rozrodczego, z czasem zaczęły zmieniać swój profil ze względu na wiek oraz skalę. Różnice względne pomiędzy ekstremalnymi wynikami poziomu płodności notowanego w jednostkach administracyjnych zmniejszyły się, a jednocześnie obserwowany wiek, w którym wystąpiły największe rozbieżności, dotyczył kilku pierwszych lat życia rozrodczego oraz okresu po 35. roku życia.

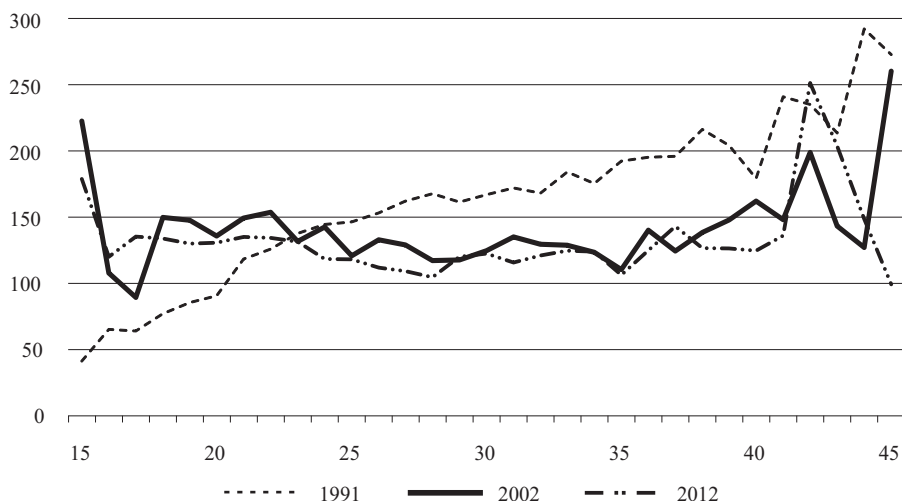
Wspomniane zmiany odnosiły się nie tylko do regionów o ekstremalnych poziomach *TFR*, lecz generalnie do grup województw, w których występowała najwyższa i najniższa skłonność do posiadania potomstwa (wykr. 7).

Wykr. 5. ROZKŁADY PŁODNOŚCI W WOJEWÓDZTWACH O EKSTREMALNYCH POZIOMACH *TFR*



Źródło: jak przy wykr. 1.

Wykr. 6. WZGLĘDNE RÓŻNICE CZĄSTKOWYCH WSPÓŁCZYNNIKÓW PŁODNOŚCI WEDŁUG WIEKU MIĘDZY WOJEWÓDZTWAMI O EKSTREMALNYCH WARTOŚCIACH TFR (częstkowy współczynnik odnotowany w województwie o wartości minimalnej $TFR=100$)

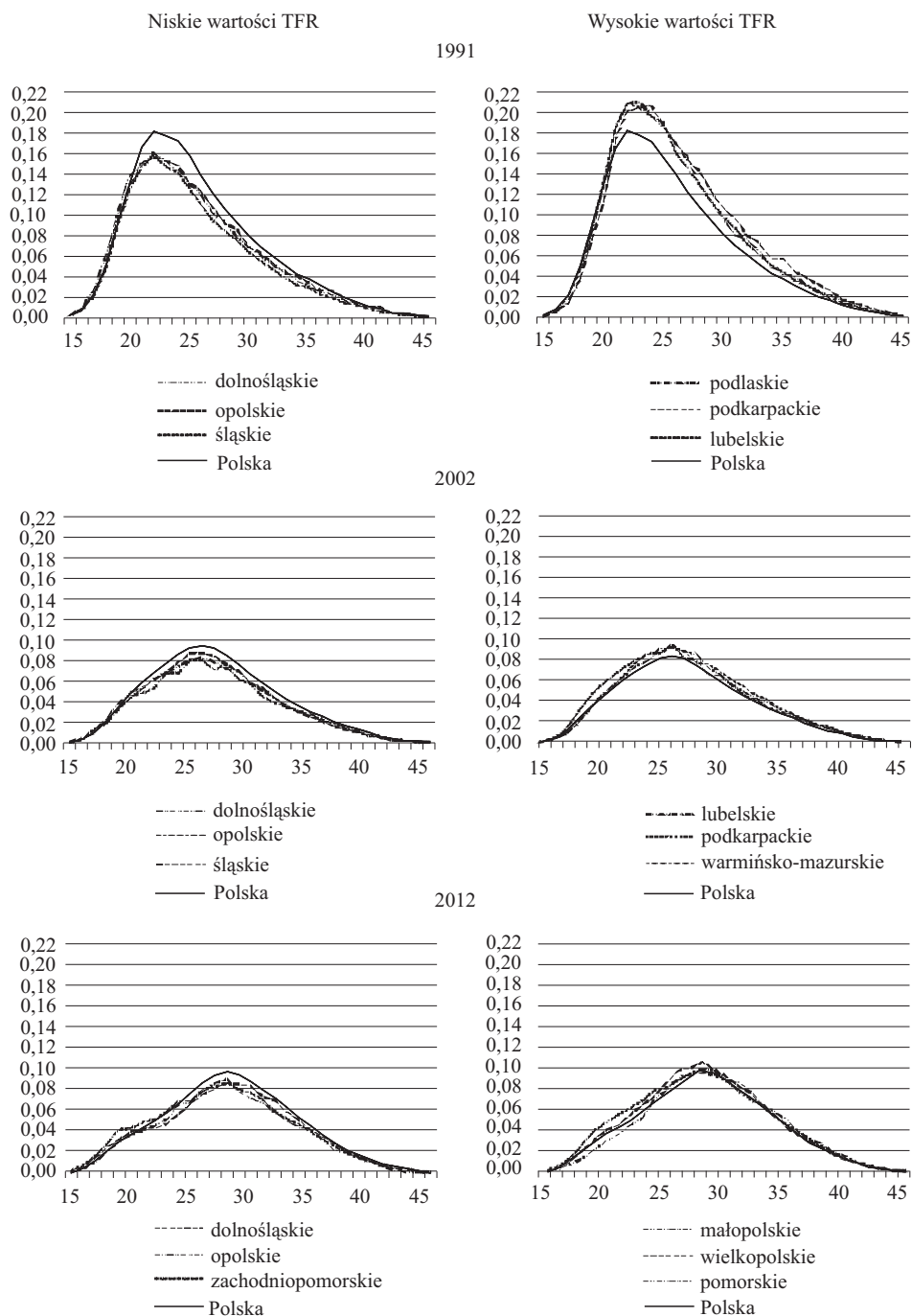


Źródło: jak przy wyk. 1.

Łatwo określić różnice w momencie początkowym — regiony o najniższej dzietności notowały wskaźnik płodności niższy od ogólnopolskiego w każdej grupie wieku z wyłączeniem osób bardzo młodych, podczas gdy województwa o najwyższej dzietności odznaczały się natężeniem urodzeń wyższym od średniego w każdej grupie poza kobietami najmłodszymi. Jak można się domyślać, różnice wynikały zarówno z odmiennego podejścia do kwestii seksualności młodzieży, jak i związane były z różną częstością wydawania na świat potomstwa wyższej kolejności. W późniejszych latach ten klarowny obraz zaczął się powoli komplikować. W roku 2002 różnice odnosiły się przede wszystkim do zachowań prokreacyjnych w wieku najwyższej płodności (22—32 lata), podobnie jak i w roku 2012. Należy jednak zaznaczyć, że cechą wyróżniającą regiony o niskiej dzietności jest relatywnie wysoka skłonność nastolatków do posiadania potomstwa, być może wskazująca na wzrastające zróżnicowanie zachowań prokreacyjnych w zależności od przebiegu kariery edukacyjnej.

Niepokojące jest to, że regiony o najniższej dzietności odznaczają się niższą płodnością w grupach wieku decydujących o poziomie rozrodczości, a przede wszystkim niższą płodnością po 30. roku życia. Nie można zatem uznać, że w ich przypadku występują większe zakłócenia spowodowane tzw. „starzeniem się” płodności, czyli przesuwaniem się wskaźnika najwyższej płodności do wyższej grupy wiekowej, oznaczające większe różnice pomiędzy wartością TFR skorygowaną za pomocą formuły Bongaartsa-Feeneya a wartością TFR mierzoną standardową metodą przekrojową. Niższe wartości TFR oznaczają zatem niższą gotowość do posiadania potomstwa, a nie szybszą niż dla kraju ogółem zmianę kalendarza płodności.

Wykr. 7. ROZKŁADY PŁODNOŚCI W WOJEWÓDZTWACH O NAJWYŻSZYCH I NAJNIŻSZYCH WARTOŚCIACH TFR



Źródło: jak przy wykr. 1.

Inny, ważny parametr kalendarza płodności to wiek najwyższej płodności, który choć podnosił się we wszystkich województwach, to był mało zróżnicowany. Odznaczał się jednak wzrostem zróżnicowania w okresie przejściowym. W roku 1991 wiek ten wynosił 22 lata, przy czym nieliczne jednostki administracyjne charakteryzowały się wiekiem wyższym (23 lata — województwa podlaskie, wielkopolskie i pomorskie) lub niższym (21 lat — woj. zachodniopomorskie). Podobnie małe zróżnicowanie widoczne było w 2012 r. — przy dominancie równej 28 lat jedynie woj. mazowieckie odznaczało się wartością o rok wyższą, natomiast województwa świętokrzyskie, podlaskie i lubelskie wartością nieco niższą (27 lat). Tymczasem w 2002 r., biorąc pod uwagę wiek najwyższej płodności wynoszący 26 lat, notowano zarówno liczne grono województw z wiekiem wyższym o rok (łódzkie, podlaskie), ale przede wszystkim o rok niższym (lubuskie, opolskie, pomorskie, świętokrzyskie, zachodniopomorskie).

ZRÓŻNICOWANIE POZIOMU PŁODNOŚCI WEDŁUG WIEKU

Należy zdawać sobie sprawę, że jednak mimo generalnego ujednolicania się rozkładów płodności proces ten nie dotyczył wszystkich grup wieku. W tym przypadku zmienność poziomu płodności analizować będę przy pomocy współczynnika zmienności wykorzystującego średnie odchylenie bezwzględne. Po wyliczeniu dla danego roku kalendarzowego dla każdej jednorocznej grupy wieku owego odchylenia uzyskana wartość dzielona jest przez średnią (wartość ogólnopolską cząstkowego współczynnika płodności), zaś po pomnożeniu przez 100 uzyskany wynik interpretowany jest jako udział przeciętnego odchylenia bezwzględnego w średniej. Im wartość ta przyjmuje wyższe wielkości, tym z większym zróżnicowaniem zbiorowości mamy do czynienia (wykr. 8).

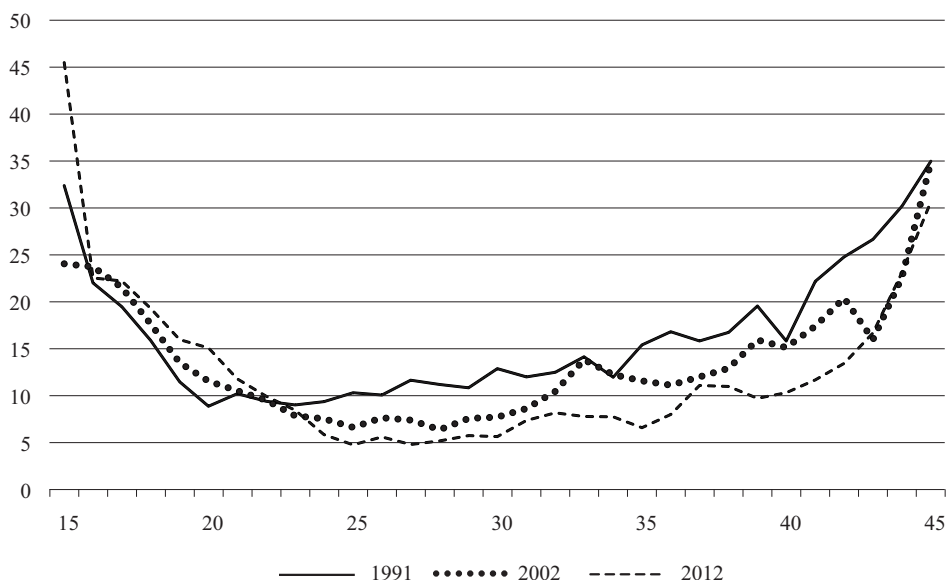
Uzyskane wartości potwierdzają wcześniej zaobserwowaną tendencję do ujednolicania się rozkładów płodności w przedziale wieku o najwyższym natężeniu urodzeń oraz generalnie do rozszerzania się przedziału wieku o mało zróżnicowanym regionalnie poziomie płodności. Krzywa świadczy o dużo większym zróżnicowaniu cząstkowych współczynników płodności w okresie początkowym i końcowym wieku rozrodczego. Warto szczególnie podkreślić wzrost zmienności notowany wśród kobiet najmłodszych, przy czym rozszerzono to pojęcie z kobiet nastoletnich na mające nie więcej niż 22 lata.

Wspomniany wzrost zróżnicowania płodności świadczyć może nie tylko o różnym podejściu do doświadczeń seksualnych nastolatek w poszczególnych regionach¹⁰, lecz wręcz o odmiennej strategii prokreacyjnej i edukacyjnej młodych kobiet zamieszkujących różne województwa. Przynajmniej można mówić o odmiennych frakcjach kobiet odwołujących się do 2 typowych postaw, tj. wczesne zakończenie edukacji i wczesne macierzyństwo oraz dłuższa edukacja i późniejszy początek kariery prokreacyjnej. Powiązanie tych postaw wydaje się sensowne, patrząc na dane świadczące o coraz większej rozbieżności pomiędzy zachowaniami rozrodczymi kobiet nisko i wysoko wykształconych. Dane te

¹⁰ Szukalski (2010), s. 135—159.

najpełniej odzwierciedlają widoczne na wyk. 7 dla 2012 r. „wybrzuszenia”, czyli załamania kształtu rozkładu wśród kobiet bardzo młodych, pokazujące że poziom płodności w wieku np. 20 lat jest wyższy niż w wieku 21 lat. „Wybrzuszenia” te obserwowane również w przypadku szczegółowej analizy płodności w wielkich miastach, szczególnie w Łodzi i Poznaniu¹¹, są dowodem na to, że duża część dziewcząt planujących kontynuowanie edukacji po zakończeniu szkoły średniej odracza plany prokreacyjne, podczas gdy jednocześnie wśród młodych kobiet, których edukacja kończy się w wieku obligatoryjnego kształcenia się, występuje duża skłonność do rodzenia dzieci.

Wykr. 8. ZMIENNOŚĆ CZĄSTKOWYCH WSPÓŁCZYNNIKÓW WEDŁUG WIEKU



Źródło: jak przy wyk. 1.

Podsumowanie

Próba badania stałości przestrzennego zróżnicowania dzietności w Polsce jest z góry skazana na niepowodzenie. Posługiwanie się miernikami opartymi na podejściu przekrojowym — a zatem hipotetycznym — samoistnie kwestionuje bezsprzeczność uzyskiwanych wyników. Jednocześnie dostępne dane nie umożliwiają w przypadku analizowanego okresu „uwolnienia się” od wpływu czynnika zakłócającego, czyli współwystępującego nierównomiernie pomiędzy regionami podwyższania się wieku matek w chwili wydania na świat potomstwa oraz zmiany struktury urodzeń według kolejności.

¹¹ Szukalski (2012), s. 46.

Innym czynnikiem zakłócającym badanie jest niemożność uwzględnienia dla analizowanego okresu rozdziału pomiędzy dzietnością ludności wsi i miast. Rozróżnienie to jest bardzo ważne, jeśli pamiętać się, że w miastach — z wyjątkiem 1983 r. — od 1964 r. poziom *TFR* kształtuje się poniżej 2,1, zaś współczynnik reprodukcji netto od 1961 r. przyjmuje wartość poniżej 1¹².

Opisane w artykule różnice wzorca płodności między regionami oparte są przede wszystkim na płodności kobiet bardzo młodych oraz w wieku 35 lat i więcej, przy czym zaznaczyć należy, że pojęcie kobiety bardzo młodej obejmuje coraz szerszy przedział wieku. Niezwykle interesujące natomiast byłoby sprawdzenie, na ile zachodzące zmiany w okresie badania związane były z odmiennym tempem i skalą upowszechniania się bezdzietności czy też zróżnicowanym podejściem do zawierania związków małżeńskich i związków pomiędzy posiadaniem potomstwa a życiem w stałym związku. Niestety, dla tak długiego okresu brak jest dostępnych danych umożliwiających ustalenie takich związków.

Przeprowadzona analiza wskazuje na brak przesłanek pozwalających na oczekiwanie szybkiego wzrostu *TFR* w najbliższych latach, w sytuacji gdy w niektórych jednostkach administracyjnych minimalny poziom dzietności osiągnięto dopiero ostatnio i nie ma pewności, czy te najniższe wartości nie są tylko minimumi dotychczas notowanymi. Z tej perspektywy patrząc, upodabnianie się rozkładów płodności i poziomu dzietności pomiędzy poszczególnymi jednostkami administracyjnymi można traktować jako przedsmak realizacji zapowiedzi głoszących pojawienie się — wskutek długotrwałego kryzysu społecznego i dostosowywania zachowań prokreacyjnych do nadzwyczajnych warunków — nowego, „zniekształconego” wzorca niskiej skłonności do posiadania potomstwa¹³.

dr hab. Piotr Szukalski — Uniwersytet Łódzki

LITERATURA

- Bongaarts J., Feeney G. (1998), *On the tempo and quantum of fertility*, „Population and Development Review”, Vol. 24, No. 2
- Frątczak E., Ptak-Chmielewska A. (1999), *Formuła Bongaartsa-Feeneya — zastosowania dla Polski*, „Studia Demograficzne”, nr 2 (136)
- Golini A. (1998), *How low can fertility be? An empirical exploration*, „Population and Development Review”, Vol. 24, No. 1
- Holzer-Żelazewska D., Tymicki K. (2009), *Cohort and period fertility of Polish women, 1945—2008*, „Studia Demograficzne”, nr 1 (155), http://www.sd.pan.pl/images/stories/pliki/Archiwum/2009_1_3_dhz_kt.pdf
- Kurek S., Lange M. (2013), *Zmiany zachowań prokreacyjnych w Polsce w ujęciu przestrzennym*, WN UP, Kraków

¹² Szukalski (2009a), s. 47—59.

¹³ Lutz i in. (2006), s. 167—192.

- Lutz W., Skirbekk V., Testa M. R. (2006), *The low-fertility trap hypothesis: Forces that may lead to further postponement and fewer births in Europe*, „Vienna Yearbook of Population Research 2006”, http://hw.oew.ac.at/0xc1aa500d_0x00144e25
- Podogrodzka M. (2011), *Przestrzenne zróżnicowanie płodności w Polsce*, „Studia Demograficzne”, nr 2 (160), http://www.sd.pan.pl/images/stories/pliki/Archiwum/2011_2_3_mp_przestrzenne_zroznicowanie_plodnosci_wpolsce.pdf
- Szukalski P. (2009a), *Reprodukcja ludności Polski w latach 1950—2007*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 8, <http://dSPACE.uni.lodz.pl:8080/xmlui/handle/11089/3647>
- Szukalski P. (2009b), *Czy w Polsce nastąpi powrót do prostej zastępowalności pokoleń?*, [w:] J. T. Kowaleski, A. Rossa (red.), *Przyszłość demograficzna Polski*, „Acta Universitatis Lodzensis. Folia Oeconomica”, t. 231, <http://dSPACE.uni.lodz.pl:8080/xmlui/handle/11089/4160>
- Szukalski P. (2010), *Nastoletnie macierzyństwo w Polsce — ujęcie regionalne*, „Praca Socjalna”, nr specjalny, <http://dSPACE.uni.lodz.pl:8080/xmlui/handle/11089/5359>
- Szukalski P. (2012), *Sytuacja demograficzna Łodzi*, Wyd. Biblioteka, Łódź, <http://dSPACE.uni.lodz.pl:8080/xmlui/handle/11089/3445>

SUMMARY

While spoken about spatial distribution of total fertility rates (TFR), generally attention is paid to changes in level of (total) fertility rates and/or birth rates. In the paper attention is paid to stability of ranking of Polish regions defined in terms of TFR values, and to changes in fertility distribution among regions with extreme TFR levels. Age groups with the largest fertility differences are sought. Despite high liability group of "losers" could be found (regions with low TFR — Opolskie and Dolnośląskie Voivodships). In spite of fact that fertility distribution are becoming more and more similar, growing differences are observed when analyzed fertility of teenagers and females aged 35+.

РЕЗЮМЕ

Обсуждая пространственную дифференциацию рождаемости, обычно внимание сосредоточивается на сопоставлении изменяющихся величин коэффициента теоретической рождаемости или коэффициента рождений. В статье была предпринята попытка проверить постоянность расположения регионов в отношении к уровню рождаемости и определить на основе распределения рождаемости, в каких возрастных группах выступают самые большие различия между административными единицами занимающими крайние позиции в отношении к рождаемости. Анализ — несмотря на высокую лабильность воеводств — выделил стабильную группу регионов с самой низкой рождаемостью (опольское и нижнесилезское воеводства). Одновременно было подтверждено, что несмотря на ассимиляцию распределения рождаемости повышается дифференциация склонности иметь детей в крайних группах возраста — женщины-подростки и женщины в возрасте выше 35 лет.

Dezaktywizacja zawodowa w Polsce

W obliczu zachodzących przemian demograficznych, znajdujących odzwierciedlenie we wzroście takich wskaźników, jak przeciętne dalsze trwania życia, a równocześnie spadku współczynników zgonów czy współczynnika dzietności kobiet, Polska — podobnie jak wiele innych krajów — staje przed koniecznością podejmowania działań sprzyjających wydłużaniu okresu aktywności zawodowej. Zgodnie z obowiązującym od 1 stycznia 2013 r. prawem¹ wiek emerytalny kobiet i mężczyzn podnoszony będzie stopniowo do 67 lat (w wieku 67 lat nabędą uprawnienia do emerytury kobiety urodzone po 30 września 1973 r. oraz mężczyźni urodzeni po 30 września 1953 r.). Biorąc pod uwagę wykorzystywane w artykule źródła danych analiza nie uwzględnia jeszcze zmian ustawodawczych. Prowadzona jest bowiem w odniesieniu do populacji emerytów, którzy skorzystali z uprawnień emerytalnych jeszcze przed wejściem owych modyfikacji w życie. Oznacza to, że przez „ustawowy (powszechny) wiek emerytalny” należy rozumieć obowiązujący do końca 2012 r. wiek 60 lat dla kobiet i 65 lat dla mężczyzn. Jednocześnie należy mieć na uwadze uprawnienia niektórych grup do wcześniejszego przejścia na emeryturę — wśród obecnych emerytów obejmowały one znaczną część populacji.

Pomimo wyższej dla mężczyzn niż dla kobiet granicy (powszechnego) wieku emerytalnego, średni wiek przejścia na emeryturę jest obecnie analogiczny dla obu płci i wynosi ok. 60 lat (*Przejsie...*, 2013). Według danych administracyjnych w 2012 r. w ogólnej liczbie emerytów ok. 15% stanowiły osoby w wieku niższym od ustawowego wieku emerytalnego. Znacznie częściej byli to mężczyźni niż kobiety — wśród wszystkich emerytów odsetek tych w wieku poniżej progów 60/65 lat sięgał prawie 25% u mężczyzn i ok. 8% u kobiet (*Emerytura...*, 2013). Skala dezaktywizacji zawodowej w Polsce jest zatem znacznie wyższa niż wynikałoby to z prostego porównania omawianego wskaźnika z odsetkiem osób w wieku emerytalnym w całej populacji. Według danych NSP 2011 odsetek ten sięga bowiem 16,9%, podczas gdy emeryci stanowią 17,8% ludności Polski (*Ludność...*, 2013).

MATERIAŁ BADAWCZY I METODY

Analiza prawidłowości charakteryzujących dezaktywizację zawodową Polaków stanowi ważny temat w kontekście potrzeb polityki społecznej, w tym polityki rynku pracy. Dlatego od kilku lat podejmowane są badania stanowiące pró-

¹ Ustawa z 11 maja 2012 r. o zmianie ustawy o emeryturach i rentach z Funduszu Ubezpieczeń Społecznych oraz niektórych innych ustaw (Dz. U. z 2012 r. Nr 0, poz. 637).

bę wyjaśnienia podłoża wczesnej dezaktywizacji zawodowej z jednej strony i czynników sprzyjających wydłużeniu aktywności zawodowej z drugiej. Badanie w tym zakresie podjął m.in. GUS, którego wyniki zamieszczono w publikacji *Przejsście...* (2013). Innym istotnym źródłem danych w tym zakresie są wyniki ogólnopolskiego badania *Diagnoza obecnej sytuacji kobiet i mężczyzn 50+ na rynku pracy w Polsce* (dalej: *Diagnoza*) przeprowadzonego w 2012 r. przez Uniwersytet Łódzki w ramach projektu pt. *Wyrównywanie szans na rynku pracy dla osób 50+*, realizowanego wspólnie z Centrum Rozwoju Zasobów Ludzkich (Lider Partnerstwa). Projekt ten współfinansowany jest ze środków Unii Europejskiej w ramach Europejskiego Funduszu Społecznego. Obydwa badania miały nieco inny charakter. Badanie *Diagnoza* miało na celu ocenę sytuacji Polaków w wieku tzw. „okołoemerytalnym” na rynku pracy, a więc jego zakres był szerszy niż wymienione badanie GUS. Ponadto *Diagnoza* stanowiła wielowątkowe badanie obejmujące zarówno komponent jakościowy, jak i ilościowy oraz różne grupy interesariuszy. W artykule przedstawiono wybrane wyniki jednego z modułów badawczych — badania kobiet i mężczyzn w wieku „okołoemerytalnym”, rozumianym tu jako przedział wieku 45—69 lat.

Przyjęte zasady doboru próby zapewniają jej reprezentatywność, a tym samym uogólnienia na całą populację (średni błąd estymacji — 1,8%), również w obrębie warstw wyróżnionych według wieku: 45—49 lat, 50—59/60 lat oraz 60/65—69 lat. Granice te wynikają z ustawowego wieku emerytalnego² obowiązującego do końca 2012 r. — 60 lat dla kobiet i 65 lat dla mężczyzn³, jak również z granicy definiującej starszych uczestników rynku pracy jako grupę będącą w niekorzystnej sytuacji na rynku pracy⁴. Zasady doboru próby przewidywały też zgodność ze strukturą populacji według płci i miejsca zamieszkania (województwo i wielkość miejscowości). Badanie przeprowadzono metodą CAPI (wywiady oraz kwestionariusze wspomagane komputerowo) na próbie 3200-elementowej.

W ramach *Diagnozy* poddano ocenie osoby w wieku 45—69 lat, niezależnie od ich statusu na rynku pracy. W artykule natomiast ograniczono analizę wyłącznie do emerytów (osób korzystających z uprawnień emerytalnych niezależnie od tego, czy pozostają nieaktywni zawodowo czy też pobierając świadczenia emerytalne nadal pracują). Celem opracowania jest analiza i ocena skali oraz głównych uwarunkowań dezaktywizacji zawodowej osób w wieku 45—69 lat, a także ich ewentualnych dalszych doświadczeń zawodowych po przejściu na

² Ustawowy wiek emerytalny rozumiany jest w kategoriach powszechnego wieku emerytalnego, z pełną świadomością ustawowych uprawnień niektórych grup zawodowych (np. służb mundurowych czy górników) do wcześniejszego przejścia na emeryturę. W celu zaznaczenia takiego rozumienia określenia „ustawowy wiek emerytalny”, pojęcie to przytaczane jest jako „ustawowy (powszechny) wiek emerytalny”.

³ Ustawa z 17 grudnia 1998 r. o emeryturach i rentach z Funduszu Ubezpieczeń Społecznych (Dz. U. z 1998 r. Nr 162, poz. 1118).

⁴ Ustawa z 20 kwietnia 2004 r. o promocji zatrudnienia i instytucjach rynku pracy (Dz. U. z 2004 r. Nr 99, poz. 1001, z późn. zm.).

emeryturę. W opracowaniu wykorzystano głównie niepublikowane wyniki badań *Diagnozy*, a także niektóre syntetyczne wyniki prezentowane w raporcie końcowym z badania (Kryńska i in., 2013).

Analizę wyników ograniczono do prezentacji rozkładów wybranych zmiennych oraz testowania różnic między populacjami (z uwagi na nominalny poziom pomiaru większości zmiennych analizę statystyczną przeprowadzono z wykorzystaniem testu niezależności chi-kwadrat lub dokładnego testu Fishera; w niektórych przypadkach wykorzystano ANOVA). Obliczenia wykonano w IBM SPSS Statistics v. 21.

SKALA DEZAKTYWIZACJI ZAWODOWEJ POLAKÓW

Polacy w wieku 45—69 lat to w dużej mierze osoby już nieaktywne zawodowo — więcej niż co czwarta osoba z nich jest już na emeryturze, przy czym 2% emerytów nadal pracuje (tabl. 1).

TABL. 1. STRUKTURA SYTUACJI ZAWODOWEJ OSÓB W WIEKU 45—69 LAT WEDŁUG WYBRANYCH CECH

Wyszczególnienie	Pobierający świadczenia emerytalne (w tym korzystający z wcześniejszej emerytury lub świadczenia przedemerytalnego)		Aktywni zawodowo (wyłączając pracujących pobierających świadczenia emerytalne)	Pozostali nieaktywni zawodowo
	niepracujący	pracujący		
Ogółem	25,2	2,0	54,8	18,0
Płeć:				
kobieta	31,2	1,8	48,2	18,9
mężczyzna	18,6	2,2	62,2	17,0
Wiek:				
45—49 lat	1,8	0,3	82,4	15,5
50—54	2,6	0,7	79,7	17,0
55—59	13,6	1,7	58,0	26,7
60—64	58,7	4,2	17,6	19,5
65—69 lat	87,8	5,0	1,9	5,3
Poziom wykształcenia:				
co najwyżej gimnazjalne	36,6	1,2	32,5	29,7
zasadnicze zawodowe	23,3	1,3	53,9	21,5
średnie	23,8	1,8	60,8	13,6
wyższe	20,9	6,0	69,3	3,8
Typ miejscowości zamieszkania:				
wieś	22,7	1,3	54,8	21,2
miasto:				
do 50 tys. mieszkańców	27,6	1,7	52,9	17,8
od 50 do 200	28,8	1,9	51,3	18,0
powyżej 200 tys. mieszkańców	24,2	3,6	58,9	13,3
Typ rynku pracy:				
A	26,4	1,2	53,4	19,0
B	23,7	1,7	54,7	19,9
C	25,1	3,1	56,1	15,7
Samoocena stanu zdrowia (jak na swój wiek):				
zły	32,8	0,3	20,0	46,9
przeciętny	28,8	1,7	55,8	13,7
dobry	17,8	3,1	71,5	7,6

Źródło: obliczenia własne na podstawie niepublikowanych danych z badania *Diagnoza*.

Aktywność zawodowa osób z badanej kohorty była zróżnicowana według wieku, płci, poziomu wykształcenia, stanu zdrowia czy miejsca zamieszkania. Potwierdza to dotychczasowe ustalenia empiryczne; por. np. wyniki badań: SHARE (*Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe*)⁵, ELSA (*English Longitudinal Study of Ageing*)⁶, *Diagnoza społeczna*⁷ czy też Bosworth, Burtless i Steuerle (2000), Makowiec-Dąbrowska (2002), Liwiński, Giza-Poleszczuk, Góra i Sztanderska (2008), Bałandynowicz-Panfil (2010), Burtless (2013).

Różnice według płci i wieku są zrozumiałe z uwagi na różne granice ustawowego (powszechnego) wieku emerytalnego dla obu płci, nie dziwi więc, że na emeryturze przebywa co trzecia kobieta w wieku 45—69 lat wobec ok. 20% mężczyzn. Również po przejściu na emeryturę mężczyźni chętniej niż kobiety kontynuują pracę zawodową.

Przytoczone w tabl. 1 dane potwierdzają znaczną skalę dezaktywizacji zawodowej Polaków. W okresie poprzedzającym wiek emerytalny na emeryturze przebywało 22% kobiet w wieku 55—59 lat (w tym 1,8% nadal wykonywało pracę zarobkową) oraz 40% mężczyzn w wieku 60—64 lata (w tym pracę zarobkową nadal wykonywało 3,7% osób). Skłonność do przechodzenia na emeryturę była też wyraźnie powiązana z wykształceniem (na ogół niezbyt wysokim). Ok. 22% emerytów w wieku 45—69 lat ukończyło co najwyżej szkołę podstawową. Wyraźne jest także znaczenie stanu zdrowia — jedynie osoby oceniające swoje zdrowie jako dobre lub bardzo dobre (jak na swój wiek) w większości nadal pracowały, chętniej też podejmowały pracę korzystając równolegle ze świadczeń emerytalnych (3,1%) bądź rezygnowały z nich pomimo osiągnięcia wieku emerytalnego (14 osób na 27 spełniających te kryteria brzegowe). Mniejsze znaczenie miało z kolei miejsce zamieszkania. Biorąc pod uwagę typ rynku pracy⁸, tzn. określony na podstawie analizy skupień podział powiatów pod względem lokalnych uwarunkowań rynku pracy wobec jego starszych uczestników, warto zaznaczyć, że pracę zawodową kontynuują na emeryturze relatywnie częściej mieszkańcy powiatów typu C, a więc głównie największych miast — wprawdzie starych demograficznie, ale o stosunkowo dobrej ogólnej sytuacji na rynku pracy.

W momencie nabycia uprawnień do emerytury (z pominięciem wcześniejszej emerytury) osoby będące w wieku 45—69 lat w większości pracowały najemnie

⁵ <http://www.share-project.org/nc/publications/>.

⁶ <http://www.ifs.org.uk/ELSA/publications>.

⁷ Raporty dostępne na <http://www.diagnoza.com>.

⁸ Zmienną „typ rynku pracy” wyznaczono na podstawie analizy skupień (Mikulec, 2013). Powiaty pogrupowano na trzy klasy: typ A — obszary najsłabiej zurbanizowane, młode demograficznie, o trudnej ogólnej sytuacji na rynku pracy, ale o relatywnie niskim udziale osób w wieku 45/50+ wśród bezrobotnych, typ C — obszary najsilniej zurbanizowane, stare demograficznie, o relatywnie dobrej ogólnej sytuacji na rynku pracy, ale o wysokim udziale osób w wieku 45/50+ wśród bezrobotnych oraz powiaty typu B stanowiące grupę pośrednią między typami A i B.

(71% wskazań), co znaczące 14% z nich korzystało wcześniej ze świadczenia przedemerytalnego lub renty, a więc już wcześniej uzyskiwały wsparcie w ramach systemu ubezpieczeń społecznych. Nie ma przy tym istotnych różnic między kobietami i mężczyznami ($p=0,549$). Zaznacza się natomiast wpływ ograniczeń w zakresie uprawnień do wcześniejszej emerytury — osoby z młodszych grup wieku 45—59/64 lata rzadziej (nawet dwu- lub trzykrotnie) korzystały ze świadczenia emerytalnego lub renty w momencie przejścia na emeryturę niż osoby mające 60/65—69 lat⁹.

Typ rynku ma znaczenie w kontekście uwarunkowań sytuacji osób 45+ ($p<0,001$). Na słabo zurbanizowanych obszarach typu A wyraźny był udział tych emerytów, którzy uprzednio prowadzili gospodarstwo rolne (ok. 24% wobec ok. 5% w powiatach typu B). Potwierdza to zatem wcześniejsze wnioski dotyczące dezaktywizacji mieszkańców powiatów typu A. Z kolei w przypadku powiatów typu C, których stopień urbanizacji jest bardzo wysoki, zdecydowana większość osób w wieku 45—69 lat (ponad 83%) przed przejściem na emeryturę pracowała najemnie. Na rynku typu B też dominowała praca najemna (ok. 70%), warto jednak podkreślić, że to w przypadku tego typu obszarów odsetek korzystających z zasiłku przedemerytalnego lub renty był najwyższy (ok. 20% emerytów korzystało wcześniej z tych form wsparcia).

WIEK PRZEJŚCIA NA EMERYTURĘ

Moment przejścia na emeryturę (uwzględniając wcześniejszą emeryturę) był w przypadku emerytów mających 45—69 lat stosunkowo wczesny — średnio rzecz biorąc mieli oni wówczas 56,7 roku i pomimo pięcioletniej różnicy w ustawowym (powszechnym) wieku emerytalnym kobiet i mężczyzn, średnia ta jest bardzo podobna dla obu płci (56,3 roku dla kobiet, 57,5 roku dla mężczyzn). Połowa kobiet przeszła na emeryturę mając 56 lat lub więcej, połowa mężczyzn — w wieku przynajmniej 60 lat (tabl. 2). Średnio rzecz biorąc osoby w wieku 45—69 lat w momencie badania były na emeryturze od ok. 6 lat, połowa z nich — od nie więcej niż 5 lat (6 lat dla kobiet i 4 lata dla mężczyzn). Zróżnicowanie w tym zakresie jest przy tym duże (przeciętnie ok. 4,5 roku w stosunku do średniej), a maksimum sięga 32 lat.

Ok. 70% kobiet i ok. 87% mężczyzn przeszło na emeryturę przed przekroczeniem ustawowego (powszechnego) wieku emerytalnego. W wieku 60 lat skorzystało z emerytury ok. 19% kobiet, zaś w wieku 65 lat — tylko ok. 8% mężczyzn. Warto zauważyć, że ok. 11% kobiet i ok. 5% mężczyzn przeszło na emeryturę już po przekroczeniu ustawowego wieku emerytalnego (wykres).

⁹ Różnice w tym zakresie nie są jednak w grupach wieku istotne statystycznie ($p=0,267$ dla kobiet oraz $p=0,264$ dla mężczyzn).

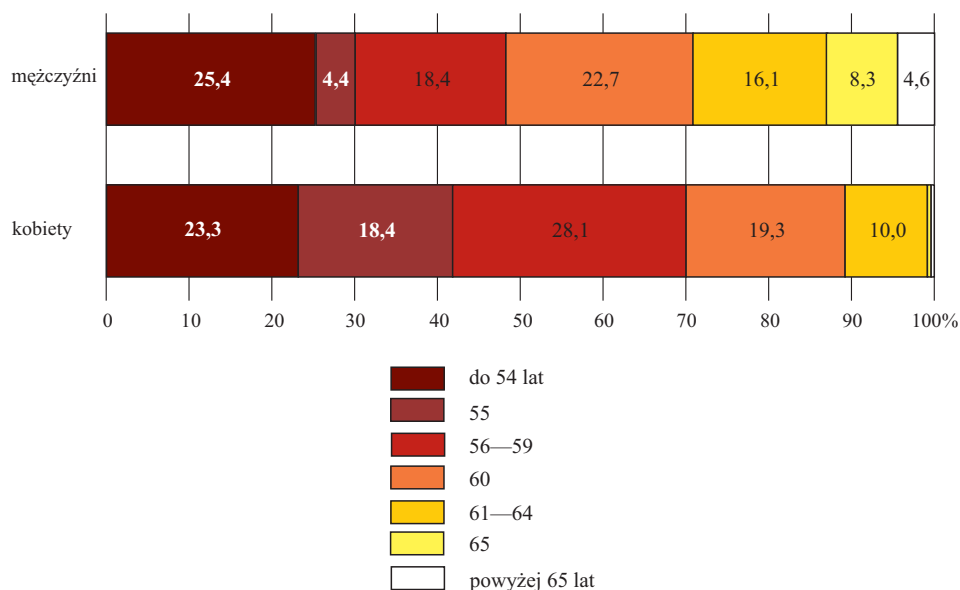
**TABL. 2. WARTOŚCI MIERNIKÓW STATYSTYCZNYCH
WEDŁUG WIEKU PRZEJŚCIA NA EMERYTURĘ**

Wiek	Min	$\bar{x}$	Max	Me	S
O g ó ł e m	35,0	56,7	69,0	57,0	5,2
Kobiety					
45—69 lat	39,0	56,3	68,0	56,0	4,4
45—49 ^a	41,0	45,0	48,0	45,5	3,2
50—59	39,0	52,8	59,0	55,0	4,6
60—69 lat	43,0	57,1	68,0	57,0	3,8
Mężczyźni					
45—69 lat	35,0	57,5	69,0	60,0	6,2
45—49 ^a	36,0	44,1	48,0	45,0	3,4
50—64	40,0	55,3	64,0	57,0	5,7
65—69 lat	35,0	60,4	69,0	60,0	4,9

^a Liczebność prób emerytów w wieku 45—49 lat uniemożliwia generalizowanie wyników, można je traktować jedynie poglądowo.

Ź r ó d ł o: jak w tabl. 1.

**STRUKTURA EMERYTÓW W WIEKU 45—69 LAT WEDŁUG WIEKU PRZEJŚCIA
NA EMERYTURĘ**



Ź r ó d ł o: opracowanie własne.

Ponad połowa kobiet, które przeszły na emeryturę, gdyż uzyskały już takie uprawnienia, uczyniła to przed osiągnięciem 60. roku życia, w tym 12,7% — przed osiągnięciem 54. roku życia. Podobnie 60% mężczyzn, którzy uzyskali

uprawnienia do emerytury, skorzystało z nich w wieku poniżej 65 lat (w tym co czwarta osoba przed osiągnięciem 54. roku życia). Widać więc wyraźnie znaczenie ustawowego obniżenia wieku emerytalnego niektórych grup zawodowych. Biorąc pod uwagę prawidłowości zdiagnozowane dla mężczyzn można wnioskować, że jest to pochodna preferencyjnych rozwiązań w przypadku służb mundurowych czy górników. Potwierdza to analiza danych GUS — najmlodszy emeryci korzystają ze świadczeń społecznych z MON, MSW i Ministerstwa Sprawiedliwości, przy czym zdecydowanie przeważają wśród nich mężczyźni (*Emerytura...*, 2013).

Jeśli chodzi o wiek przejścia na emeryturę, znaczenie odgrywa również poziom wykształcenia, ale dotyczy to tylko kobiet. Kobiety legitymujące się wykształceniem wyższym przechodziły na emeryturę zwykle w wieku 56—59 lat lub przed ukończeniem 54. roku życia, z wykształceniem zasadniczym zawodowym — także w wieku 56—59 lat, z kolei z wykształceniem gimnazjalnym lub niższym — mając 60 lat lub więcej. Kobiety ze średnim wykształceniem znajdowały się mniej więcej równomiernie w grupach osiągniętego wieku do 54 lat, 55 lat oraz 56—59 lat ($p=0,079^{10}$).

Wiek przejścia na emeryturę jest też w pewnym stopniu ($p=0,063$) powiązany z lokalnymi warunkami na rynku pracy. W przypadku mieszkańców powiatów typu A średni wiek dezaktywizacji zawodowej był relatywnie najwyższy (57,2 roku), na co rzutuje znaczny udział rolników. Rolnicy znacznie rzadziej niż pracownicy najemni przechodzą na emeryturę przed osiągnięciem 55. roku życia (17% vs 34%), ale i przed osiągnięciem 60. roku życia (46% vs 60%).

W przypadku kobiet wiek przejścia na emeryturę związany jest dość wyraźnie z faktem sprawowania opieki nad osobami zależnymi (niepełnosprawnymi oraz niedołącznymi) — w wieku do 55 lat włącznie częściej skorzystały z uprawnień do emerytury kobiety sprawujące taką opiekę ($p=0,099$), zwłaszcza nad wymagającymi tego rodzicami. Potwierdza to wyniki wcześniejszych badań (Kotowska, Wóycicka, 2008; Kotowska i in., 2010; Perek-Białas, Stypińska, 2010).

WCZEŚNIEJSZA EMERYTURA

Co trzeci emeryt (w przypadku obu płci) skorzystał z możliwości przejścia na wcześniejszą emeryturę. Jest to głównie efekt polityki prowadzonej na początku lat 90. ub. wieku. W latach 1990—1996 wcześniejsze emerytury wykorzystywano jako sposób na dezaktywizację zawodową osób bezrobotnych, którym do osiągnięcia wieku emerytalnego pozostały nie więcej niż 2 lata. W późniejszych latach prawo to ograniczono do pracowników wykonujących określone zawody, zmniejszając liczbę tych zawodów (Ptaszyńska, 2012). Jak wynika z *Diagnozy*,

¹⁰ Ocena istotności różnic przeprowadzona przy pomocy jednoczynnikowej analizy wariancji (ANOVA). Różnice między populacjami są istotne statystycznie, ale na poziomie istotności $0,05 < \alpha < 0,1$.

z uprawnień do wcześniejszej emerytury skorzystało 55% kobiet w wieku 50—59 lat i 41% mężczyzn w wieku 50—64 lata (wśród osób będących w wieku emerytalnym odsetek ten sięga 27% dla kobiet i 22% dla mężczyzn). Przejście na wcześniejszą emeryturę jest przy tym słabo (nieistotnie w sensie statystycznym)¹¹ powiązane z wykształceniem ($p=0,387$), stanem zdrowia ($p=0,069$), miejscem zamieszkania ($p=0,485$) czy sytuacją materialną gospodarstwa ($p=0,557$).

Warto jednak zauważyć, że prawie połowa emerytów opiekujących się niepełnosprawnymi lub trwale chorymi rodzicami podjęła decyzję o wcześniejszej emeryturze. Zestawiając najważniejsze — w opinii samych emerytów — powody decyzji o przejściu na wcześniejszą emeryturę (tabl. 3), na pierwszy plan wczesnej dezaktywizacji zawodowej wysuwają się w zasadzie trzy czynniki: chęć wykorzystania takiej możliwości (gdyż później nie byłoby to możliwe), zły stan zdrowia, zmęczenie, wypalenie zawodowe oraz chęć spędzania czasu z rodziną.

TABL. 3. GŁÓWNE POWODY PRZEJŚCIA NA WCZEŚNIEJSZĄ EMERYTURĘ WEDŁUG PŁCI^a

Pozycja w rankingu	Kobiety	Mężczyźni
1	stan zdrowia chęć wykorzystania takiej możliwości	chęć wykorzystania takiej możliwości stan zdrowia
2	chęć spędzania czasu z rodziną zmęczenie, wypalenie zawodowe chęć wykorzystania takiej możliwości	zmęczenie, wypalenie zawodowe stan zdrowia
3	chęć wykorzystania takiej możliwości zmęczenie, wypalenie zawodowe	zmęczenie, wypalenie zawodowe chęć wykorzystania takiej możliwości chęć spędzania czasu z rodziną

^a Osoby w wieku 45—69 lat, które skorzystały z możliwości przejścia na wcześniejszą emeryturę wskazywały 3 najważniejsze powody takiej decyzji (pytanie otwarte).

Źródło: Kryńska i in. (2013).

Sumarycznie zarówno kobiety, jak i mężczyźni korzystający z wcześniejszej emerytury najczęściej wskazywali na chęć wykorzystania takiej możliwości (ok. 35% wskazań w przypadku obu płci), następnie wymieniany był zły stan zdrowia (odpowiednio 29% kobiet (K) i 36% mężczyzn (M) z tej grupy). Inne czynniki wymieniane były przez emerytów wyraźnie rzadziej, np. zmęczenie, wypalenie zawodowe (K — 15%, M — 25%), zwolnienie z pracy (K — 10%, M — 14%) czy chęć cieszenia się życiem (K — 13%, M — 12%). W przypadku kobiet dość ważnym powodem wcześniejszej dezaktywizacji była również sytu-

¹¹ Istotność różnic badano testem niezależności chi-kwadrat (zależność jest uznawana za istotną statystycznie, jeśli prawdopodobieństwo w teście $p < 0,05$). O ile nie zaznaczono inaczej, w dalszych rozważaniach prawdopodobieństwo testowe p dotyczy testu niezależności chi-kwadrat.

acja rodzinna, w tym zwłaszcza zły stan zdrowia członka rodziny lub osoby niepełnosprawnej (7%), obowiązki opiekuńcze wobec dzieci czy wnuków (5%) lub starszych rodziców lub krewnych (2%). Zarówno kobiety, jak i mężczyźni wskazywali także na ogólnie złe warunki pracy (K — 7%, M — 6%).

Wśród innych wymienianych w spontanicznych wypowiedziach czynników relatywnie często pojawiały się ogólna zła sytuacja zakładu pracy, jego upadek/likwidacja oraz chęć przejścia na emeryturę wspólnie ze współmałżonkiem lub partnerem. Wskazywano również na brak pracy dla osób starszych, gorsze traktowanie w miejscu pracy z powodu wieku przez przełożonych i (rzadziej) współpracowników. Dotyczyło to przede wszystkim kobiet, mężczyźni sporadycznie wskazywali na takie okoliczności. Zwróćmy uwagę, że zwłaszcza najważniejsze powody dezaktywizacji zawodowej nie mają charakteru systemowego, są raczej wypadkową indywidualnych sytuacji życiowych emerytów. Niemniej jednak polityka społeczna może ograniczać te bariery.

Decyzja o przejściu na emeryturę podejmowana była często przez obu współmałżonków w zbliżonym okresie (Khan i in., 2014). Jak wynika z *Diagnozy*, co czwarta osoba w wieku 60—69 lat (28% kobiet i 19% mężczyzn) żyła samotnie, zaś 2/3 (61% kobiet i 76% mężczyzn) — ze współmałżonkiem. W przypadku 49% emerytów (46% kobiet i 54% mężczyzn) ich współmałżonkowie również przebywali na emeryturze. Dotyczy to zarówno osób w wieku emerytalnym (54%), jak i w wieku 50—59/64 lata (39%).

EMERYTURA I PRACA ZAWODOWA

Polskie prawo umożliwia (przy spełnieniu określonych warunków) łączenie emerytury z pracą zawodową. Jak wynika z badania *Diagnoza*, ok. 18% emerytów w wieku 45—69 lat podejmowało na emeryturze odpłatną pracę zawodową, przy czym istotnie częściej miało to miejsce w przypadku mężczyzn niż kobiet ($p=0,012$). Nie ma natomiast większych różnic między grupami wieku. Emeryci, którzy pracowali lub nadal pracują zawodowo zwykle zatrudnieni są na umowę o pracę (8% kobiet i 10% mężczyzn). Mężczyźni wyraźnie częściej niż kobiety pracowali na podstawie umowy cywilnoprawnej (7,3% wobec 3,1%) bądź pomagali w prowadzeniu biznesu innym członkom rodziny lub znajomym (ok. 2% wobec niespełna 1%). Średnio ok. 4% emerytów (4,2% kobiet i 3,8% mężczyzn) przyznało, że pracuje nieformalnie. Odpłatną pracę zawodową na emeryturze częściej (na tle innych grup) wykonują lub wykonywali w przeszłości:

- mieszkańcy dużych miast (ok. 31% wobec ok. 12—17% w pozostałych typach miejscowości; $p<0,001$);
- mieszkańcy obszarów zakwalifikowanych jako typ C, z dużym udziałem osób w wieku 45+ wśród bezrobotnych, a przy tym o ogólnie dobrej sytuacji na rynku pracy i bardzo dużym stopniu urbanizacji (ok. 26%; $p<0,001$); rynek typu B wyróżniał się przy tym relatywnie większą częstotliwością stosowania

umów o pracę (na pozostałych obszarach przesunięcie następuje w kierunku umów cywilnoprawnych);

- osoby lepiej wykształcone — prawie 40% osób z wykształceniem wyższym wobec niespełna 9% osób z wykształceniem co najwyżej gimnazjalnym i ok. 18% w pozostałych grupach ($p<0,001$); we wszystkich grupach najczęściej stosowana jest umowa o pracę, warto jednak zauważyć, że w przypadku osób z wykształceniem zasadniczym zawodowym lub niższym na drugim miejscu stoi praca nieformalna, zaś w odniesieniu do osób z wykształceniem średnim lub wyższym — umowa cywilnoprawna;
- osoby o lepszym stanie zdrowia — 28% emerytów oceniających swój stan zdrowia jako dobry podejmowało na emeryturze pracę zawodową wobec ok. 18% osób o przeciętnym i ok. 7% o złym stanie zdrowia ($p<0,001$); osoby o gorszym stanie zdrowia wyraźnie częściej podejmowały pracę nieformalną;
- osoby, które przeszły na emeryturę w młodszym wieku, choć tu różnice nie są istotne ($p=0,280$); warto jednak podkreślić porównywalny z „młodymi” emerytami udział wykonujących pracę zawodową mężczyzn, którzy przeszli na emeryturę po osiągnięciu 65. roku życia;
- osoby, które w momencie przejścia na emeryturę prowadziły własną działalność gospodarczą (29,4%¹²) lub pracowały najemnie (19,2%; $p=0,032$);
- osoby aktywne społecznie — należące do organizacji czy stowarzyszeń (36,1%; $p=0,010$) lub zajmujące się działalnością społeczną (40,6%; $p=0,011$); co ciekawe, emeryci charakteryzujący się tego typu aktywnością społeczną zdecydowanie nie byli skłonni podejmować pracy nieformalnej.

Sprawowanie opieki nad innymi osobami (wnukami, rodzicami itp.) nie stanowi bariery podejmowania dodatkowej pracy w trakcie emerytury — wśród sprawujących taką opiekę odsetek nadal pracujących jest analogiczny, jak w przypadku emerytów wolnych od tego typu obowiązków. Warto też podkreślić, że emeryci sprawujący opiekę nad osobami zależnymi niechętnie podejmowali pracę na podstawie umowy cywilnoprawnej — konieczność wsparcia innych powodowała, że oczekiwali większej stabilności zatrudnienia, a tę mogli osiągnąć mając umowę o pracę.

Wydawać by się mogło, że aktywność zawodowa związana jest z postawą afilacji, autonomii, dominacji czy osiągnięć czy też z ogólnym zadowoleniem z życia, jednak nie potwierdzają tego wyniki badania — dotyczy to zarówno kobiet, jak i mężczyzn.

Określając swoją sytuację zawodową 7,2% populacji w wieku 45—69 lat wskazało, że w roku badania łączyło emeryturę z pracą zawodową. Istotnie częściej ($p=0,012$) byli to mężczyźni niż kobiety (9,6% mężczyzn wobec 5,4% kobiet). Emeryci pracujący zawodowo to istotnie częściej ($p=0,003$) osoby młod-

¹² Należy zwrócić uwagę na małą liczebność tej podpróby — $n=17$.

sze, jednak również w grupie 60/65—69 lat 5,4% osób (w tym 7,6% mężczyzn i 4,6% kobiet) podejmowało taką aktywność. Na pytanie o to, czy emeryci w wieku 45—69 lat wykonują jakąkolwiek pracę przynoszącą dochód, twierdząc co odpowiedziało 9,3% osób. Różnica w porównaniu z poprzednim wskaźnikiem może oznaczać z jednej strony, że emeryci nie każdą pracę przynoszącą dochód utożsamiają z pracą zawodową, z drugiej zaś może stanowić argument za występowaniem szarej strefy w tej grupie.

Emeryci podejmowali także nieodpłatną pracę zawodową na rzecz rodziny, znajomych i organizacji. Kiedykolwiek w trakcie emerytury podejmował ją co piąty emeryt w wieku 45—69 lat (22,8% mężczyzn, 17,5% kobiet), w roku badania wykonywało ją 6,2% tej populacji (7,3% mężczyzn, 5,6% kobiet)¹³. Nie wielkie były różnice między grupami wieku (18,9% kobiet w wieku 50—59 lat wobec 16,9% w wieku 60—69 lat, 21,9% mężczyzn w wieku 50—64 lata wobec 23,1% w wieku 65—69 lat).

Znaczące jest, że 18,2% emerytów miało możliwość kontynuowania zatrudnienia w dotychczasowym miejscu pracy, przy czym częściej dotyczyło to mężczyzn (21,0%) niż kobiet (16,5%)¹⁴. Analizując kształtowanie się tej zmiennej w przekroju wieku, ponownie można obserwować efekty wygaszania przechodzenia na emeryturę jako elementu polityki rynku pracy łagodzącej skutki bezrobocia. Ofertę kontynuacji pracy istotnie częściej otrzymywali 50—59/64-latkowie (możliwość kontynuacji pracy w dotychczasowym miejscu miało prawie 30% mężczyzn i 25% kobiet z tej grupy wieku wobec ok. 16% kobiet i mężczyzn w wieku 60/64—69 lat). Biorąc pod uwagę wykształcenie, najbardziej potrzebni są pracownicy z wykształceniem wyższym — w przypadku 34,9% kobiet i 42,4% mężczyzn z tej grupy padła oferta kontynuacji pracy u dotychczasowego pracodawcy. Zainteresowanie odchodzącymi na emeryturę mężczyznami ze średnim wykształceniem jest natomiast analogiczne do tych z wykształceniem co najwyżej gimnazjalnym (ok. 22%). W przypadku kobiet cezurę wyznacza wykształcenie średnie¹⁵. Uzyskane wyniki zdają się potwierdzać znaczenie międzypokoleniowego transferu wiedzy w organizacjach. Dotyczy to zwłaszcza pracowników lepiej wykształconych, a w przypadku mężczyzn również wysoko wykwalifikowanych pracowników zajmujących stanowiska robotnicze.

Wyraźnie należy podkreślić również znacznie lepszą sytuację materialną pracujących odpłatnie emerytów — średni dochód dorabiających emerytów jest o ok. tysiąc złotych wyższy niż tych, którzy nie podejmują dodatkowej pracy, osiągając ponad 2580 zł, mediana dochodów wynosiła 2500 zł.

¹³ Różnice między kobietami i mężczyznami nie są w obu przypadkach istotne.

¹⁴ Różnice w tym zakresie nie są jednak istotne statystycznie — $p=0,176$.

¹⁵ Zarówno w przypadku kobiet ($p<0,001$), jak i mężczyzn ($p=0,026$) wykształcenie istotnie różnicuje emerytów z punktu widzenia możliwości kontynuowania pracy w dotychczasowym miejscu.

Wnioski końcowe

Emerytura to główna przyczyna bierności zawodowej Polaków w wieku 45—69 lat. Decyzje dotyczące przejścia na emeryturę warunkowane są przez różne czynniki systemowe, instytucjonalne, przeważają jednak powody zindywidualizowane, związane z sytuacją społeczno-ekonomiczną, zdrowotną i rodzinną. Niektóre z barier wydłużenia okresu aktywności zawodowej można usuwać poprzez odpowiednio prowadzoną politykę społeczną. Mowa tu chociażby o zapewnieniu opieki instytucjonalnej dla małoletnich dzieci oraz seniorów, jako że tego typu obowiązki opiekuńcze, zwłaszcza wobec wnuków i rodziców, obarczają wiele osób z pokolenia 45+, zwiększając skłonność do dezaktywizacji zawodowej. Kolejny ważny zakres działań to polityka prozdrowotna, w tym przede wszystkim profilaktyka, zwiększenie aktywności fizycznej osób starszej generacji i poprawa ergonomii miejsca pracy.

Znaczące jest także to, że emeryci podejmujący pracę zawodową to generalnie ludzie bardziej aktywni społecznie, lepiej wykształceni, o lepszej sytuacji zdrowotnej, mieszkający raczej w większych miastach, gdzie możliwości zatrudnienia są większe, ale też większa jest dbałość o własne zdrowie, świadomość znaczenia profilaktyki, lepszy jest dostęp do służby zdrowia, jak również do różnych placówek edukacyjnych lub na wsiach, gdzie z kolei emeryci nieodpłatnie pomagają członkom rodziny w gospodarstwie rolnym. Częściej są to mężczyźni niż kobiety. Warto zapewniać zatem wsparcie aktywizujące społecznie osoby w wieku przedemerytalnym, ponieważ aktywność społeczna sprzyja aktywności zawodowej. Istotne jest także przełamywanie stereotypowego postrzegania osób w wieku 45/50+ przez pracodawców, jak również przez nich samych. Są to kierunki działań wpisane jako priorytetowe w programie rządowym *Solidarność pokoleń. Działania dla zwiększenia aktywności zawodowej osób w wieku 50+*, który wszedł w życie w 2008 r., a w 2013 r. został zaktualizowany. Podejmowane działania powinny przyczynić się do opóźnienia momentu dezaktywizacji zawodowej Polaków, a tym samym do zwiększenia aktywności zawodowej starszej generacji.

dr Justyna Wiktorowicz — Uniwersytet Łódzki

LITERATURA

- Balandynowicz-Panfil K. (2010), *Znaczenie aktywności zawodowej dla jakości życia osób starszych*, [w:] D. Kałuża, P. Szukałski (red.), *Jakość życia seniorów w XXI wieku. Ku aktywności*, Wydawnictwo Biblioteka, Łódź
- Bosworth B. P., Burtless G., Steuerle E. (2000), *Lifetime Earnings Patterns, the Distribution of Future Social Security Benefits, and the Impact of Pension Reform*, „Social Security Bulletin”, Vol. 63(4)

- Burtless G. (2013), *The Impact of Population Aging and Delayed Retirement on Workforce Productivity*, Working Paper 2013-11, Chestnut Hill, MA, Center for Retirement Research at Boston College
- Emerytura i renty w 2012 r.* (2013), GUS
- Khan M. R., Rutledge M. S., Wu A. Y. (2014), *How Do Subjective Longevity Expectations Influence Retirement Plans?*, Working Paper 2014-01, Chestnut Hill, MA, Center for Retirement Research at Boston College
- Kotowska I. E., Matysiak A., Styrz M., Pailhé A., Solaz A., Vignoli D. (2010), *Second European Quality of Life Survey. Family life and work*, European Foundation for the Improvement of Living and Working Conditions, Luksemburg
- Kotowska I. E., Wóycicka I. (red.) (2008), *Sprawowanie opieki oraz inne uwarunkowania podnoszenia aktywności zawodowej osób w starszym wieku produkcyjnym. Raport z badań*, Ministerstwo Pracy i Polityki Społecznej, Warszawa
- Kryńska E., Krzyszkowski J., Urbaniak B., Wiktorowicz J. (red.) (2013), *Diagnoza obecnej sytuacji kobiet i mężczyzn 50+ na rynku pracy w Polsce. Raport końcowy*, Uniwersytet Łódzki
- Liwiński J., Giza-Poleszczuk A., Góra M., Sztanderska U. (2008), *Dezaktywizacja osób w wieku okołoemerytalnym. Raport z badań*, Ministerstwo Pracy i Polityki Społecznej, Warszawa
- Ludność i gospodarstwa domowe. Stan i struktura społeczno-ekonomiczna. Część I. Ludność, Narodowy Spis Powszechny Ludności i Mieszkań* (2013), GUS
- Makowiec-Dąbrowska T. (2002), *Wiek jako determinanta zdolności do pracy ze szczególnym uwzględnieniem wysiłku fizycznego*, [w:] J. T. Kowaleski, P. Szukalski, *Proces starzenia się ludności — potrzeby i wyzwania*, Wydawnictwo Biblioteka, Łódź
- Mikulec A. (2013), *Propozycja klasyfikacji powiatów pod względem uwarunkowań lokalnego rynku pracy wobec osób w wieku 45+ z wykorzystaniem analizy skupień*, [za:] A. Krzewińska, J. Wiktorowicz, *Aneks metodologiczny Diagnozy obecnej sytuacji kobiet i mężczyzn 50+ na rynku pracy w Polsce*, Uniwersytet Łódzki
- Perek-Białas J., Stypińska J. (2010), *Łączenie pracy i opieki nad osobą starszą — wpływ na jakość życia opiekuna*, [w:] D. Kałuża, P. Szukalski (red.), *Jakość życia seniorów w XXI wieku. Ku aktywności*, Wydawnictwo Biblioteka, Łódź
- Przejście z pracy na emeryturę w 2012 r.* (2013), GUS
- Ptaszyńska B. (2012), *Dezaktywizacja zawodowa społecznym skutkiem transformacji*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 6

SUMMARY

A longer working life is one of the major objectives pursued by social policy developed in Poland and other European countries. A considerable, even though decreasing, proportion of older adults takes advantage of early retirement or special solutions that allow them to retire much earlier than the mandatory retirement age. As a result, every third Pole aged 45–69 years is retired. The purpose of the article is to analyse the scale and extent of economic inactivity among men and women aged 45–69 years and its determinants. The article is mainly based on the results of a Poland-wide study the “Diagnosis of Current Situation of Women and Men Aged 50+ on the Labour Market in Poland” financed from the Operational Programme Human Capital.

РЕЗЮМЕ

Удлинение периода профессиональной активности является одним из важнейших направлений в области социальной политики в европейских странах. До сих пор значительная часть пожилого населения в Польше использовала досрочный выход на пенсию, а также были разработаны специальные меры позволяющие выйти на пенсию раньше предусмотренного законом пенсионного возраста. Это приводит к тому, что каждый третий человек в возрасте 45—69 лет на пенсии. Целью статьи является анализ масштаба и объема профессиональной дезактивации женщин и мужчин в возрасте 45—69 лет, а также ее обусловленности. Для анализа были использованы прежде всего результаты польского обследования Диагноз нынешнего положения женщин и мужчин 50+ на рынке труда в Польше.

Tomasz GRABIA

Finanse publiczne najważniejszych gospodarczo krajów europejskich

Celem artykułu jest porównanie sytuacji finansów publicznych dwunastu najważniejszych gospodarczo krajów europejskich pod względem PKB, tj.: Niemiec, Francji, Wielkiej Brytanii, Włoch, Hiszpanii, Holandii, Szwajcarii, Szwecji, Norwegii, Polski, Belgii i Austrii. Przyjęto okres badawczy 2001—2012. Oprócz wskaźników zadłużenia i salda budżetowego zanalizowano wskaźniki wydatków publicznych i socjalnych oraz przychodów budżetowych ogółem, a także przychodów z podatków majątkowych i dochodowych oraz związanych z produkcją i importem¹.

PKB, PKB PER CAPITA ORAZ WZROST GOSPODARCZY

Kontynent europejski zamieszkuje ok. 10% ludności świata. Jednocześnie w Europie wytwarzane jest 30% światowej produkcji gospodarczej². Włączając Rosję i Turcję, wśród trzydziestu krajów, których gospodarka jest zaliczana do największych znajduje się czternaście państw europejskich. Zaobserwować to można na podstawie tabl. 1, w której uszeregowano kraje według wartości nominalnego PKB w 2012 r. Wynika z niej, że najważniejszą gospodarczo rolę na świecie odgrywają Stany Zjednoczone, Chiny i Japonia. Jednak na kolejnych miejscach znalazły się już kraje europejskie: Niemcy, Francja i Wielka Brytania. Pomijając Rosję i Turcję, których terytoria w przeważającej części leżą na kontynencie azjatyckim³, do grona trzydziestu najważniejszych gospodarczo krajów na świecie zaliczane są również następujące państwa europejskie: Włochy (9 miejsce), Hiszpania (13), Holandia (18), Szwajcaria (20), Szwecja (22), Norwegia (23), Polska (24), Belgia (25) i Austria (28).

¹ Analizowane dane pochodzą przede wszystkim z bazy Eurostatu (<http://epp.eurostat.ec.europa.eu>). W przypadku braku niektórych danych dla Szwajcarii i Norwegii wykorzystano bazę OECD (<http://stats.oecd.org>) oraz Szwajcarskiego Federalnego Urzędu Statystycznego (www.bfs.admin.ch). Brak dostępności danych sprawia, że analiza dla tych krajów niekiedy kończy się na 2011 r., a nie 2012 r., jak w przypadku pozostałych państw (zob. tabl. 4—11).

² Gill (2012), s. 18 i 19.

³ W Azji leży 97% powierzchni Turcji i 75% powierzchni Rosji.

**TABL. 1. RANKING NAJWAŻNIEJSZYCH GOSPODARCZO KRAJÓW ŚWIATA
WEDŁUG NOMINALNEGO PKB W 2012 R.**

Miejsce w rankingu	K r a j e	PKB w mld USD
1	Stany Zjednoczone	15685
2	Chiny	8227
3	Japonia	5964
4	Niemcy	3401
5	Francja	2609
6	Wielka Brytania	2441
7	Brazylia	2396
8	Rosja	2022
9	Włochy	2014
10	Indie	1825
11	Kanada	1819
12	Australia	1542
13	Hiszpania	1352
14	Meksyk	1177
15	Korea Południowa	1156
16	Indonezja	878
17	Turcja	794
18	Holandia	773
19	Arabia Saudyjska	727
20	Szwajcaria	632
21	Iran	549
22	Szwecja	526
23	Norwegia	501
24	Polska	488
25	Belgia	485
26	Argentyna	475
27	Tajwan	474
28	Austria	399
29	Republika Południowej Afryki	384
30	Wenezuela	382

U w a g a. Drukiem pogrubionym wyróżniono kraje analizowane w artykule.

Ź r ó d ł o: *Report...* (2013).

Porównywanie krajów europejskich jest niezmiernie trudne, gdyż pod wieloma względami charakteryzują się one bardzo dużym zróżnicowaniem. Przykładowo PKB wytwarzany w Niemczech jest ok. 8,5 razy większy niż w Austrii. Jeśli z kolei weźmie się pod uwagę PKB *per capita* według parytetu siły nabywczej (tabl. 2), to najgorzej wypada Polska. W naszym kraju miernik ten jest bowiem niższy: ok. 1,5 raza niż we Włoszech i Hiszpanii, ok. 1,8 raza niż w Belgii, Wielkiej Brytanii i Francji, ok. 2 razy niż w Austrii, Holandii, Szwecji i Niemczech, ok. 2,2 raza niż w Szwajcarii oraz ok. 2,7 raza niż w Norwegii.

**TABL. 2. PKB PER CAPITA WEDŁUG
PARYTETU SIŁY NABYWCZEJ
W DWUNASTU NAJWAŻNIEJSZYCH
GOSPODARCZO KRAJACH
EUROPEJSKICH W 2012 R.**

K r a j e	PKB per capita według PPP w USD
Norwegia	55009
Szwajcaria	45418
Austria	42409
Holandia	42194
Szwecja	41191
Niemcy	39028
Belgia	37883
Wielka Brytania	36941
Francja	35548
Hiszpania	30557
Włochy	30136
Polska	20592

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

**TABL. 3. WZROST REALNEGO PKB W DWUNASTU NAJWAŻNIEJSZYCH GOSPODARCZO
KRAJACH EUROPEJSKICH**

K r a j e	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	Śred- nia
Austria	0,5	1,6	0,9	2,6	2,4	3,7	3,7	1,4	-3,8	2,1	2,7	0,8	1,6
Belgia	0,8	1,4	0,8	3,3	1,8	2,7	2,9	1,0	-2,8	2,4	1,8	-0,2	1,3
Francja	1,8	0,9	0,9	2,5	1,8	2,5	2,3	-0,1	-3,1	1,7	1,7	0,0	1,1
Hiszpania	3,6	2,7	3,1	3,3	3,6	4,1	3,5	0,9	-3,7	-0,3	0,4	-1,4	1,7
Holandia	1,9	0,1	0,3	2,2	2,0	3,4	3,9	1,8	-3,7	1,6	1,0	-1,0	1,1
Niemcy	1,2	0,0	-0,4	1,2	0,7	3,7	3,3	1,1	-5,1	4,2	3,0	0,7	1,1
Norwegia	2,0	1,5	1,0	4,0	2,6	2,3	2,7	0,1	-1,6	0,5	1,2	3,2	1,6
Polska	1,2	1,4	3,9	5,3	3,6	6,2	6,8	5,1	1,6	3,9	4,5	1,9	3,8
Szwajcaria	1,2	0,4	0,0	2,4	2,7	3,8	3,8	2,2	-1,9	3,0	1,9	1,0	1,7
Szwecja	1,3	2,5	2,3	4,2	3,2	4,3	3,3	-0,6	-5,0	6,6	3,7	0,8	2,2
Wielka Brytania	2,5	2,1	3,8	2,9	2,8	2,6	3,6	-1,0	-4,0	1,8	1,0	0,3	1,5
Włochy	1,8	0,5	0,0	1,7	0,9	2,2	1,7	-1,2	-5,5	1,7	0,4	-2,4	0,2

Ź r ó d ł o: opracowanie własne na podstawie: <http://epp.eurostat.ec.europa.eu> (dostęp 30.09.2013 r.).

W przypadku Polski, a częściowo także Hiszpanii, można jednak mówić o realnej konwergencji. Z tabl. 3 wynika bowiem, że biorąc pod uwagę badane dwunastolecie najwyższa przeciętna stopa wzrostu gospodarczego (niemal 4%) występowała w Polsce. Była ona również wysoka w Hiszpanii, ale głównie przed 2007 r. Proces konwergencji nie działa jednak w sposób automatyczny. Z jednej strony do krajów o najwyższym tempie wzrostu PKB (przeciętnie ok. 2%) należały także te, które już pod koniec XX w. były najlepiej rozwinięte,

czyli Norwegia, Szwajcaria i Szwecja. Z drugiej strony Włochy, które obok Polski i Hiszpanii należą do krajów o relatywnie mniejszym dobrobycie, miały przeciętnie zerową stopę wzrostu. Oznacza to, że wartość produkcji w tych krajach w 2012 r. była na podobnym poziomie, jak dwanaście lat wcześniej.

Na zróżnicowanie w rozwoju ekonomicznym analizowanych państw mają wpływ różnorodne czynniki, m.in. uwarunkowania geopolityczne, tradycja kulturowa i historia gospodarcza. Spośród dwunastu analizowanych krajów jedynie Polska miała po II wojnie światowej gospodarkę centralnie planowaną. Z kolei takie kraje, jak: Niemcy, Francja, Belgia, Holandia i Włochy już w 1951 r. przystąpiły do Europejskiej Wspólnoty Węgla i Stali, która była poprzedniczką Europejskiej Wspólnoty Gospodarczej, a następnie Unii Europejskiej (UE). Do organizacji tych w kolejnych latach wstąpiły: Wielka Brytania (w 1973 r.), Hiszpania (w 1986 r.), Austria i Szwecja (w 1995 r.). W najsilniejszym stadium integracji znajdują się protoplaści UE (Niemcy, Francja, Belgia, Holandia i Włochy) oraz Hiszpania i Austria — w krajach tych obowiązuje euro jako wspólna waluta, natomiast nadal posiadają niezależne banki centralne i nie wprowadziły wspólnej waluty: Wielka Brytania (funty), Szwecja (korony) oraz Polska (złoty).

Warto podkreślić, że spośród analizowanej dwunastki dwa kraje o najwyższym PKB *per capita* nie należą do strefy euro i do UE. Norwegia jest jedynie członkiem Europejskiego Obszaru Gospodarczego (EOG), którego działalność oparta jest na swobodzie przepływu ludzi, kapitału, towarów i usług, Szwajcaria natomiast nie należy nawet do EOG.

DŁUG PUBLICZNY I SALDO BUDŻETU PAŃSTWA

Za podstawowy miernik stanu finansów publicznych uznaje się wskaźnik długu publicznego. Jest on obliczany jako relacja tego długu do PKB. W tabl. 4 przedstawiono ewolucję tego wskaźnika w okresie badanych 12 lat (2001—2012). Najbardziej zrównoważone finanse publiczne w końcu badanego okresu miała Norwegia, a następnie Szwajcaria i Szwecja. W krajach tych dług publiczny nie przekraczał w latach 2011 i 2012 40% PKB. Ponadto można zaobserwować, że oprócz Belgii jedynie te trzy kraje poprawiły stan swoich finansów w porównaniu z początkiem XXI w. Z następnej tablicy wynika również to, że jedynie w tych trzech państwach występowała nadwyżka budżetowa (przeciętnie w całym okresie). Szczególnie pozytywnie wyróżniała się pod tym względem Norwegia, w której nadwyżka wynosiła średnio 13,3% PKB.

Spośród pozostałych dziewięciu państw dług publiczny poniżej wyznaczonego traktatem z Maastricht progu 60% PKB utrzymywał się tylko w Polsce. Jednak w latach 2011 i 2012 dług publiczny Polski niebezpiecznie zbliżył się do tej wartości. Gdyby nie redukcja zadłużenia ze strony Klubu Londyńskiego i Klubu Paryskiego w latach 90. XX w. także w naszym kraju próg ten byłby zatem dawno przekroczony. Z tabl. 5 wynika też, że Polska była krajem o najwyższym w badanym okresie deficycie budżetowym, wynoszącym przeciętnie 5% PKB.

TABL. 4. WSKAŹNIK DŁUGU PUBLICZNEGO (w % PKB) W DWUNASTU NAJWAŻNIEJSZYCH GOSPODARSTWACH EUROPEJSKICH

K r a j e	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	Średnia
Austria	66,8	66,2	65,3	64,7	64,2	62,3	60,2	63,8	69,2	72,0	72,5	73,4	66,7
Belgia	106,5	103,4	98,4	94,0	92,0	88,0	84,0	89,2	95,7	95,5	97,8	99,6	95,3
Francja	56,9	58,8	62,9	64,9	66,4	63,7	64,2	68,2	79,2	82,4	85,8	90,2	70,3
Hiszpania	55,6	52,6	48,8	46,3	43,2	39,7	36,3	40,2	53,9	61,5	69,3	84,2	52,6
Holandia	50,7	50,5	52,0	52,4	51,8	47,4	45,3	58,5	60,8	63,1	65,5	71,2	55,8
Niemcy	59,1	60,7	64,4	66,2	68,5	68,0	65,2	66,8	74,5	82,4	80,4	81,9	69,8
Norwegia	29,2	36,1	44,3	45,6	44,5	55,4	51,5	48,2	43,5	43,7	29,0	—	39,3
Polska	37,6	42,2	47,1	45,7	47,1	47,7	45,0	47,1	50,9	54,8	56,2	55,6	48,1
Szwajcaria ^a	49,5	52,9	53,4	52,8	50,8	45,4	41,8	39,2	37,7	36,3	35,0	—	45,0
Szwecja	54,7	52,5	51,7	50,3	50,4	45,3	40,2	38,8	42,6	39,4	38,4	38,2	45,2
Wielka Brytania	37,7	37,7	39,1	41,0	42,2	43,3	44,2	52,7	67,8	79,4	85,5	90,0	55,1
Włochy	108,3	105,4	104,1	103,7	105,7	106,3	103,3	106,1	116,4	119,3	120,8	127,0	110,5

^a Dług brutto konfederacji, kantonów i gmin (bez ubezpieczeń społecznych).

Źródło: opracowanie własne na podstawie: <http://epp.eurostat.ec.europa.eu>; www.bfs.admin.ch (dostęp 30.09.2013 r.).

TABL. 5. SALDO BUDŻETU SEKTORA FINANSÓW PUBLICZNYCH (w % PKB) W DWUNASTU NAJWAŻNIEJSZYCH GOSPODARSTWACH EUROPEJSKICH

K r a j e	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	Średnia
Austria	0,0	-0,7	-1,5	-4,4	-1,7	-1,5	-0,9	-0,9	-4,1	-4,5	-2,5	-2,5	-2,1
Belgia	0,4	-0,1	-0,1	-0,1	-2,5	0,4	-0,1	-1,0	-5,6	-3,8	-3,7	-3,9	-1,7
Francja	-1,5	-3,1	-4,1	-3,6	-2,9	-2,3	-2,7	-3,3	-7,5	-7,1	-5,3	-4,8	-4,0
Hiszpania	-0,5	-0,2	-0,3	-0,1	1,3	2,4	1,9	-4,5	-11,2	-9,7	-9,4	-10,6	-3,4
Holandia	-0,2	-2,1	-3,1	-1,7	-0,3	0,5	0,2	0,5	-5,6	-5,1	-4,5	-4,1	-2,1
Niemcy	-3,1	-3,8	-4,2	-3,8	-3,3	-1,6	0,2	-0,1	-3,1	-4,1	-0,8	0,2	-2,3
Norwegia	13,5	9,3	7,3	11,1	15,1	18,5	17,5	18,8	10,6	11,2	13,6	—	13,3
Polska	-5,3	-5,0	-6,2	-5,4	-4,1	-3,6	-1,9	-3,7	-7,4	-7,9	-5,0	-3,9	-5,0
Szwajcaria	-0,1	-1,2	-1,7	-1,8	-0,7	0,8	1,7	2,3	1,0	0,6	0,8	—	0,2
Szwecja	1,5	-1,3	-1,0	0,6	2,2	2,3	3,6	2,2	-0,7	0,3	0,2	-0,5	0,8
Wielka Brytania	0,5	-2,1	-3,4	-3,5	-3,4	-2,7	-2,8	-5,1	-11,5	-10,2	-7,8	-6,3	-4,9
Włochy	-3,1	-3,1	-3,6	-3,5	-4,4	-3,4	-1,6	-2,7	-5,5	-4,5	-3,8	-3,0	-3,5

Źródło: jak przy tabl. 4.

Pomimo, teoretycznie, obowiązku utrzymywania długu publicznego poniżej 60% PKB, osiem na dziesięć największych krajów unijnych wymogu tego w badanym okresie nie spełniało. W 2012 r. dług publiczny kształtował się w przedziałach PKB: 70—80% w Holandii i Austrii, 80—90% w Niemczech i Hiszpanii oraz 90—100% w Belgii, Francji i Wielkiej Brytanii. W dwóch ostatnich krajach można także zaobserwować największy wzrost wskaźnika zadłużenia w omawianym okresie. W Wielkiej Brytanii wzrósł on niemal trzykrotnie (o ponad 52 p.proc.), natomiast we Francji niemal dwukrotnie (o ponad 33 p.proc.). Obok Polski, państwa te generowały najwyższy deficyt budżetowy (średnio 4—5% PKB). W latach 2009 i 2010 w Wielkiej Brytanii kształtował się on nawet na poziomie dwucyfrowym. We Włoszech wskaźnik długu między pierwszym a ostatnim badanym rokiem praktycznie nie uległ zmianie. Z uwagi na bardzo wysoki poziom wyjściowy, to właśnie ten kraj miał jednak największe problemy ze zrównoważeniem finansów publicznych. W 2012 r. dług stanowił tam ponad 110% PKB.

TABL. 6. STOPY PROCENTOWE W DWUNASTU NAJWAŻNIEJSZYCH GOSPODARCZO KRAJACH EUROPEJSKICH

K r a j e	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	Śred- nia
Austria	5,1	5,0	4,2	4,2	3,4	3,8	4,3	4,4	3,9	3,2	3,3	2,4	3,9
Belgia	5,1	4,9	4,1	4,1	3,4	3,8	4,3	4,4	3,8	3,3	4,2	3,0	4,0
Francja	4,9	4,9	4,1	4,1	3,4	3,8	4,3	4,2	3,6	3,1	3,3	2,5	3,9
Hiszpania	5,1	5,0	4,1	4,1	3,4	3,8	4,3	4,4	4,0	4,2	5,4	5,8	4,5
Holandia	5,0	4,9	4,1	4,1	3,4	3,8	4,3	4,2	3,7	3,0	3,0	1,9	3,8
Niemcy	4,8	4,8	4,1	4,0	3,4	3,8	4,2	4,0	3,2	2,7	2,6	1,5	3,6
Norwegia	6,2	6,4	5,0	4,4	3,7	4,1	4,8	4,5	4,0	3,5	3,1	2,1	4,3
Polska	10,7	7,4	5,8	6,9	5,2	5,2	5,5	6,1	6,1	5,8	6,0	5,0	6,3
Szwajcaria	3,4	3,2	2,7	2,7	2,1	2,5	2,9	2,9	2,2	1,6	1,5	0,6	2,4
Szwecja	5,1	5,3	4,6	4,4	3,4	3,7	4,2	3,9	3,3	2,9	2,6	1,6	3,7
Wielka Brytania	4,9	4,9	4,5	4,9	4,4	4,5	5,0	4,6	3,6	3,6	3,1	1,9	4,2
Włochy	5,2	5,0	4,3	4,3	3,6	4,0	4,5	4,7	4,3	4,0	5,4	5,5	4,6

Źródło: opracowanie własne na podstawie: <http://stats.oecd.org> (dostęp 30.09.2013 r.).

Warto zauważyć, że ogólny trend dotyczący kształtowania się wskaźnika zadłużenia w analizowanym okresie zarówno na świecie, jak i w największych krajach europejskich (poza wspomnianymi Norwegią, Szwecją, Szwajcarią oraz i tak bardzo zadłużoną Belgią) był rosnący. Przyczyn takiego stanu rzeczy należy upatrywać w wielu czynnikach. Wśród nich można wymienić m.in. wzrost opiekuńczej roli państwa, wzrost kosztów obsługi długu, ale także, co akurat należy ocenić pozytywnie, wzrost wydatków państwa na badania i rozwój (B+R)⁴.

Z uwagi na rosnącą spiralę zadłużenia coraz ważniejszą pozycję w wydatkach bieżących stanowi obsługa długu publicznego. W tabl. 6 zaprezentowano koszt

⁴ Gaudemet, Molinier (2000), s. 78—81.

tej obsługi mierzony średnią stopą oprocentowania obligacji skarbowych. Wynika z niej, że koszt ten zdecydowanie najniższy był w Szwajcarii (średnio 2,4%), a najwyższy w Polsce (średnio 6,3%). Między pozostałymi krajami różnica była niewielka (od 3,6% w Niemczech do 4,6% we Włoszech). Poziom tych stóp dodatnio skorelowany jest z reguły z poziomem długu i deficytu. Chcąc znaleźć źródło finansowania większego deficytu rząd musi bowiem zaoferować lepsze warunki potencjalnym pożyczkodawcom. Przykład naszego kraju, który pod względem wskaźnika długu ustępuje jedynie trzem państwom, pokazuje, że liczyć się muszą jednak także inne czynniki, takie jak wiarygodność makroekonomiczna danej gospodarki i jego waluty. Siłą rzeczy, z uwagi na niedawno zakończony proces transformacji gospodarczej, Polska ustępuje pod tym względem wszystkim pozostałym krajom.

Oprócz tych czynników, wskaźnik zadłużenia z pewnością zależny jest także od PKB, z którym zazwyczaj jest skorelowany ujemnie. Można tu mówić o wpływie bezpośrednim i pośrednim. Pierwszy ma związek ze zmianą mianownika w relacji dług—PKB. Oddziaływanie pośrednie z kolei wynika z faktu, że kryzys gospodarczy oznaczający spadek produkcji powoduje spadek dochodów budżetowych z podatków oraz wzrost wydatków na cele socjalne. Rośnie wówczas deficyt cykliczny, co powoduje wzrost wskaźnika zadłużenia, który z kolei spada w okresach ożywienia i rozkwitu. Kryzys gospodarczy, którego apogeum nastąpiło w 2009 r., w dużym stopniu tłumaczy zatem wzrost wskaźnika długu w większości badanych krajów. Warto jednak zwrócić uwagę, że takie kraje jak Norwegia i Szwajcaria potrafiły wypracować nadwyżki budżetowe, a tym samym zmniejszyć zadłużenie nawet w okresie 2008—2010.

Najlepsza sytuacja budżetowa w państwach o największym PKB na mieszkańca nie powinna dziwić, tym bardziej, jeśli weźmie się pod uwagę, że wskaźnik zadłużenia jest odniesiony właśnie do wartości produkcji. Zwolennicy tego typu poglądów podkreślają, że wysoki dług publiczny oznacza mniejszą wiarygodność państwa, przyczyniając się m.in. do obniżenia oceny przez agencje ratingowe. W efekcie inwestorzy mogą żądać wyższej premii za ryzyko, a tym samym jeszcze bardziej wzrastają stopy procentowe i koszt obsługi długu⁵. Nie należy także zapominać, że wzrost stóp procentowych może spowodować efekt wypychania inwestycji prywatnych, a także napływ walut zagranicznych, a tym samym aprecjację kursu waluty krajowej i spadek eksportu netto. Spadek wiarygodności kraju może przyczynić się również do wystąpienia tzw. ekwiwalencji ricardiańskiej, co oznacza, że również wzrost konsumpcji wywołany wzrostem wydatków rządowych w okresie krótkim może zostać zniwelowany w okresie długim.

Biorąc pod uwagę te czynniki nie powinny dziwić wyniki badań empirycznych, zgodnie z którymi państwa o wyższym poziomie zadłużenia osiągały w okresie 1790—2009 gorsze wyniki gospodarcze, jeśli chodzi o stopę wzrostu

⁵ Alesina (2010), s. 4.

PKB⁶. Należy jednak zdawać sobie sprawę, że to, czy dla gospodarki lepsza będzie ekspansywna czy restrykcyjna polityka fiskalna zależy może od rodzaju oczekiwań i zachowania podmiotów gospodarczych, wyjściowego stanu finansów publicznych oraz rozmiaru i wiarygodności prowadzonych dostosowań itp.⁷. Pomijając ten problem warto podkreślić, że w tego typu analizach zmienną egzogeniczną jest poziom długu, podczas gdy w badanych przypadkach w artykule chodzi o kierunek zależności od PKB do długu publicznego.

Poszerzenie analizy o jeszcze inne, także pozaeuropejskie, państwa wskazuje, że kraje zamożniejsze mają zazwyczaj wyższe wskaźniki zadłużenia nie tylko w wyrażeniu nominalnym czy nawet realnym, ale także w stosunku do — również wyższego — PKB. Wynikać to może z faktu, że mnożniki fiskalne są dodatnie (zacieśnienie fiskalne powoduje spowolnienie gospodarcze). Efekty te są przy tym silniejsze w warunkach słabszej koniunktury. Biorąc to pod uwagę można odwrócić sytuację i stwierdzić, że niekiedy wyższy poziom rozwoju gospodarczego danego kraju mógł być związany z ekspansywną polityką budżetową i wzrostem długu publicznego. Alternatywne wyjaśnienie możliwej dodatniej korelacji między długiem publicznym i PKB w okresie długim może być następujące: kraje bogatsze mają większą wiarygodność makroekonomiczną i dlatego w czasach ogólnoswiatowego wzrostu biurokracji i populizmu politycznego mogą pozwolić sobie na wyższy dług.

Do takiego wniosku można dojść, jeśli weźmie się pod uwagę, jakie konkretnie kraje są obecnie najbardziej zadłużone. Zgodnie z danymi OECD pod koniec 2010 r. były to: Japonia (ok. 200% PKB), Grecja (147,8%), Włochy (109%), Belgia (96,8%), Portugalia (88%) oraz Wielka Brytania (85,5%)⁸. Aż trzy z nich

⁶ Badania te przeprowadzone zostały przez Reinhart i Rogoffa. W analizie wzięli oni pod uwagę dwadzieścia następujących krajów: Australię, Austrię, Belgię, Kanadę, Danię, Finlandię, Francję, Niemcy, Grecję, Irlandię, Włochy, Japonię, Holandię, Nową Zelandię, Norwegię, Portugalię, Hiszpanię, Szwecję, Wielką Brytanię i Stany Zjednoczone. W każdym z tych państw zanalizowali poziom długu publicznego do PKB w jak najdłuższym, w zależności od dostępności danych, okresie (najdłuższy szereg od 1790 r. do 2009 r. w Stanach Zjednoczonych, najkrótszy od 1949 r. do 2009 r. w Irlandii). Badania te wykazały, że przeciętna stopa wzrostu gospodarczego wyniosła dla krajów i okresów o wskaźniku długu publicznego: poniżej 30% — 3,9%; pomiędzy 30% a 60% — 3,1%; pomiędzy 60% a 90% — 2,8%; powyżej 90% — 1,9% — Reinhart, Rogoff (2010), s. 575—577.

⁷ Giudice i in. (2003), s. 4.

⁸ stats.oecd.org (dostęp 30.09.2013 r.). W przypadku Włoch, Belgii i Wielkiej Brytanii wartości te różnią się zatem nieznacznie od podanych w tabl. 4 (na podstawie Eurostatu). Podobnie jest zresztą także w przypadku Polski. Przedstawione poprzednio wartości różnią się bowiem chociażby od publikowanych przez GUS. Warto zaznaczyć, że GUS prowadzi w dziedzinie finansów publicznych badania wtórne na podstawie zbiorów danych udostępnianych przez Ministerstwo Finansów na potrzeby rachunków narodowych i notyfikacji długu publicznego — Marczuk (2012), s. 4. Rozbieżność danych statystycznych według różnych instytucji może niekiedy stanowić poważny problemem badawczy. Jeśli chodzi o finanse publiczne, precyzja byłaby tym bardziej wskazana, że wartość wskaźnika długu może decydować o budżecie na przyszły rok (np. po przekroczeniu jednego z progów ostrożnościowych), a nawet o przyłączeniu lub nieprzyłączeniu danego kraju do strefy euro.

(Japonia, Włochy i Wielka Brytania), obok Stanów Zjednoczonych, Chin, Niemiec i Francji, należą do grupy siedmiu największych pod względem gospodarczym krajów świata. Znamienne jest, że w grupie tej wskaźnik zadłużenia mniejszy od 60% (jak już wspomniano jest to wartość referencyjna z Maastricht dla członków UE) był jedynie w Chinach. Dla porównania spośród 34 krajów OECD w 2010 r. progu tego nie przekraczało 21 państw, czyli ponad 61%. Zdecydowanie najkorzystniejszą sytuacją budżetową wyróżniały się Estonia i Chile, w których wskaźnik zadłużenia był na poziomie jednocyfrowym. Ponadto poniżej 20% wskaźnik ten kształtował się jeszcze w Luksemburgu i Australii. Kraje te pod względem liczby ludności i absolutnego PKB można zaliczyć do stosunkowo niewielkich (Australia i Chile) lub bardzo małych (Estonia i Luksemburg).

Jak wykazała przeprowadzona analiza, relatywnie niski poziom wskaźnika zadłużenia (poniżej 40%) występował również w Norwegii, Szwajcarii i Szwecji. W świetle powyższej analizy obecność tych krajów w gronie państw o najniższym zadłużeniu może zatem zastanawiać, gdyż należą one także do grupy krajów najwyżej rozwiniętych. Warto w tym miejscu jeszcze raz podkreślić, że kraje te nie należą do strefy euro, a Norwegia i Szwajcaria nie są członkami UE. W państwach tych mniejszy był także wzrost wydatków publicznych. Relatywnie najlepszy stan finansów publicznych tych krajów nie może być jednak tłumaczony jedynie brakiem członkostwa w strukturach unijnych. Należy także wziąć pod uwagę uwarunkowania gospodarcze, tradycje i specyfikę tych krajów. Są one bowiem albo bogate w surowce (jak Norwegia i Szwecja) albo też, jak Szwajcaria, wytwarzają produkty przy wykorzystaniu zaawansowanych technologii i mają najbardziej na świecie rozwinięty sektor bankowo-ubezpieczeniowy i przemysł.

WYDATKI PUBLICZNE I DOCHODY BUDŻETOWE

Uzupełnieniem analizy dotyczącej finansów publicznych w dwunastu największych pod względem gospodarczym krajach europejskich może być porównanie wskaźników wydatków publicznych (tabl. 7) i przychodów budżetowych (tabl. 9). W ramach tych pierwszych przedstawiono także wydatki na cele socjalne (tabl. 8), zaś w ramach drugich przychody z podatków dochodowych i majątkowych (tabl. 10) oraz związanych z produkcją i z importem (tabl. 11).

TABL. 7. WYDATKI PUBLICZNE W DWUNASTU NAJWAŻNIEJSZYCH GOSPODARCZO KRAJACH EUROPEJSKICH W % PKB

K r a j e	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	Śred- nia
Austria	51,3	50,7	51,3	53,8	50,0	49,1	48,6	49,3	52,6	52,6	50,5	51,2	50,9
Belgia	49,1	49,8	51,0	49,2	51,9	48,5	48,2	49,8	53,7	52,6	53,4	54,8	51,0
Francja	51,7	52,9	53,4	53,3	53,6	53,0	52,6	53,3	56,8	56,6	55,9	56,6	54,1
Hiszpania	38,7	38,9	38,4	38,9	38,4	38,4	39,2	41,5	46,3	46,3	45,2	47,0	41,4
Holandia	45,4	46,2	47,1	46,1	44,8	45,5	45,3	46,2	51,4	51,2	49,8	50,4	47,5
Niemcy	47,6	47,9	48,5	47,1	46,9	45,3	43,5	44,1	48,2	47,7	45,3	45,0	46,4

**TABL. 7. WYDATKI PUBLICZNE W DWUNASTU NAJWAŻNIEJSZYCH GOSPODARCZO
KRAJACH EUROPEJSKICH W % PKB (dok.)**

K r a j e	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	Śred- nia
Norwegia	44,1	47,1	48,2	45,1	41,8	40,0	40,3	39,8	46,2	45,2	43,9	43,2	43,7
Polska	43,8	44,3	44,7	42,6	43,4	43,9	42,2	43,2	44,6	45,4	43,4	42,3	43,7
Szwajcaria	34,8	36,9	36,3	35,9	35,2	33,2	32,1	32,1	34,1	33,8	33,8	—	34,4
Szwecja	54,5	55,6	55,7	54,2	53,9	52,7	51,0	51,7	54,9	52,3	51,2	52,0	53,3
Wielka Brytania	40,2	41,4	42,2	43,1	43,8	44,0	43,7	47,7	51,3	50,4	48,6	48,5	45,4
Włochy	47,7	47,1	48,1	47,5	47,9	48,5	47,6	48,6	51,9	50,4	49,9	50,6	48,8

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 3.

Z tabl. 7 wynika, że przeciętna relacja wydatków publicznych do PKB najniższa była w Szwajcarii (zawsze poniżej 35%), a w dalszej kolejności w Hiszpanii, Polsce i Norwegii (przeciętnie między 40—45%). Tylko częściowo pokrywa się to zatem z rankingiem sporządzonym na podstawie wskaźnika długu publicznego. W tym kontekście nieco zaskakiwać może dość znaczny udział wydatków publicznych w PKB (ponad 43% pod koniec badanego okresu) w Norwegii, która wykazuje najniższy dług publiczny. Należy jednak pamiętać, że model skandynawski opiera się na relatywnie dużym poziomie fiskalizmu z bardzo rozwiniętym systemem pomocy społecznej. Jeszcze bardziej widoczne jest to w przypadku Szwecji, w której poziom wydatków publicznych przekraczał w ostatnich latach 50% PKB. Podobnie było jednak także we Francji, Belgii i Austrii.

**TABL. 8. WYDATKI SOCJALNE W DWUNASTU NAJWAŻNIEJSZYCH GOSPODARCZO
KRAJACH EUROPEJSKICH W % PKB**

K r a j e	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	Śred- nia
Austria	18,9	19,2	19,4	19,1	18,8	18,4	17,8	18,1	19,7	19,7	19,0	19,1	18,9
Belgia	15,4	15,8	16,1	15,8	15,7	15,5	15,4	15,8	17,3	17,0	17,1	17,6	16,2
Francja	17,1	17,5	17,7	17,7	17,8	17,8	17,7	17,8	19,4	19,5	19,4	19,8	18,3
Hiszpania	11,7	11,8	11,7	11,7	11,6	11,4	11,6	12,5	14,7	15,4	15,4	16,1	13,0
Holandia	11,1	11,2	11,5	11,4	10,9	10,8	10,3	10,3	11,4	11,7	11,8	12,1	11,2
Niemcy	18,2	18,7	19,0	18,7	18,5	17,7	16,5	16,3	17,9	17,2	16,4	16,3	17,6
Norwegia	13,6	14,7	15,5	14,5	13,2	12,2	12,1	11,6	13,7	13,6	13,3	13,3	13,4
Polska	16,9	17,0	16,9	16,0	15,7	15,2	14,2	14,0	14,7	14,8	14,1	14,2	15,3
Szwajcaria	10,5	10,9	11,6	11,5	11,5	10,9	10,5	10,1	11,2	11,1	10,9	—	11,0
Szwecja	15,7	15,9	16,4	16,0	15,7	15,2	14,4	14,4	15,7	14,7	14,0	14,5	15,2
Wielka Brytania	12,9	12,9	12,8	12,9	12,8	12,5	12,6	13,2	15,0	15,1	15,1	15,7	13,6
Włochy	16,1	16,5	16,7	16,8	16,9	16,9	17,0	17,6	19,2	19,2	19,3	19,9	17,7

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 3.

Jak wynika z kolei z tabl. 8, we Francji i Austrii notowano także największy w stosunku do PKB poziom wydatków socjalnych (średnio powyżej 18%). Po-

nadto do krajów o najwyższych wydatkach socjalnych zaliczyć należy także Włochy i Niemcy (średnio powyżej 17%). W tym drugim przypadku widoczna jest jednak tendencja malejąca. Na przeciwnym biegunie ponownie znalazła się Szwajcaria, a oprócz niej także Holandia (średnio ok. 11%). Z kolei w Szwecji i Norwegii poziom tych wydatków nie przekraczał w ostatnich latach 15% PKB, co oznaczało wartość zbliżoną do Polski. Warto jednak pamiętać, że poziom ten liczony jest w relacji do wyższego (zwłaszcza w Norwegii) poziomu PKB na mieszkańca.

TABL. 9. PRZYCHODY BUDŻETOWE W DWUNASTU NAJWAŻNIEJSZYCH GOSPODARCZO KRAJACH EUROPEJSKICH W % PKB

K r a j e	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	Śred- nia
Austria	51,1	49,8	49,7	49,2	48,2	47,5	47,6	48,3	48,5	48,1	48,0	48,7	48,7
Belgia	49,5	49,6	50,9	48,9	49,3	48,8	48,1	48,7	48,1	48,7	49,5	50,8	49,2
Francja	50,0	49,6	49,3	49,6	50,6	50,6	49,9	49,9	49,2	49,5	50,6	51,7	50,0
Hiszpania	38,1	38,7	38,0	38,8	39,7	40,7	41,1	37,0	35,1	36,6	35,7	36,4	38,0
Holandia	45,1	44,1	43,9	44,3	44,5	46,1	45,4	46,7	45,8	46,1	45,4	46,4	45,3
Niemcy	44,5	44,1	44,3	43,3	43,6	43,7	43,7	44,0	45,1	43,6	44,5	45,2	44,1
Norwegia	57,4	56,3	55,5	56,2	56,8	58,3	57,6	58,6	56,7	56,3	57,3	57,0	57,0
Polska	38,5	39,3	38,5	37,2	39,4	40,2	40,3	39,5	37,2	37,6	38,4	38,4	38,7
Szwajcaria	34,5	34,7	34,3	33,8	34,1	33,8	33,1	34,0	34,9	34,0	34,3	—	34,1
Szwecja	56,1	54,1	54,4	54,6	55,8	54,9	54,5	53,9	54,0	52,3	51,2	51,3	53,9
Wielka Brytania	40,7	39,3	38,8	39,6	40,4	41,3	40,9	42,6	39,9	40,3	40,8	42,2	40,6
Włochy	44,5	44,0	44,4	44,0	43,4	45,0	46,0	45,9	46,5	46,1	46,2	47,7	45,3

Źródło: jak przy tabl. 3.

Opinia o największym poziomie fiskalizmu właśnie w krajach skandynawskich znajduje odzwierciedlenie jeśli weźmie się pod uwagę przychody budżetowe (tabl. 9). W przypadku Norwegii wynosiły one przeciętnie aż 57% PKB, a w przypadku Szwecji niemal 54% PKB. Okazuje się zatem, że szczelny system z wysokimi podatkami jest główną przyczyną relatywnie dobrej sytuacji finansów publicznych w tych krajach. W końcu badanego okresu przychody te przekraczały 50% PKB także w Belgii i Francji, które mimo to, w końcu badanego okresu, znajdowały się w stosunkowo złej sytuacji fiskalnej.

Najniższy poziom fiskalizmu obowiązywał w Hiszpanii, Polsce i Szwajcarii, gdzie w końcu badanego okresu przychody budżetowe nie przekraczały 40% PKB. Warto podkreślić, że zdecydowanie najniższy ich wskaźnik można odnotować w Szwajcarii. Przykład tego kraju pokazuje zatem, że zdrowa sytuacja finansów publicznych jest możliwa również przy relatywnie niskim fiskalizmie. Przeciętne w badanym okresie przychody budżetowe wynosiły tam zaledwie ok. 34% PKB. Najniższe zarówno wydatki, jak i przychody budżetowe mogą świadczyć o zupełnie innym modelu niż norweski, a także o największej wolności gospodarczej w tym kraju spośród wszystkich analizowanych.

TABL. 10. PRZYCHODY BUDŻETOWE Z PODATKÓW DOCHODOWYCH I MAJĄTKOWYCH W DWUNASTU NAJWAŻNIEJSZYCH GOSPODARSTWACH KRAJACH EUROPEJSKICH W % PKB

K r a j e	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	Śred- nia
Austria	14,9	13,8	13,6	13,4	12,8	12,8	13,3	14,0	12,7	12,7	13,0	13,3	13,4
Belgia	17,2	17,1	16,6	16,6	16,9	16,5	16,3	16,5	15,2	15,6	16,0	16,4	16,4
Francja	12,2	11,3	11,0	11,1	11,3	11,8	11,5	11,6	9,9	10,6	11,2	12,0	11,3
Hiszpania	10,1	10,7	10,0	10,3	11,0	11,8	13,0	10,7	9,6	9,5	9,6	10,1	10,5
Holandia	11,4	11,4	10,7	10,4	11,4	11,5	11,9	11,7	11,8	11,9	11,4	10,9	11,4
Niemcy	11,3	10,9	10,8	10,6	10,9	11,7	12,1	12,2	11,5	10,9	11,4	12,1	11,4
Norwegia	20,1	19,7	19,4	20,9	22,1	22,6	21,4	22,1	20,1	20,9	21,4	21,1	21,0
Polska	6,3	6,7	6,5	6,5	7,0	7,5	8,6	8,6	7,4	6,9	7,0	7,2	7,2
Szwajcaria	14,0	14,5	14,1	14,1	14,5	14,6	14,4	14,9	15,3	14,7	14,9	—	14,5
Szwecja	20,7	19,4	20,1	20,8	22,0	22,2	21,2	19,8	19,6	19,2	18,5	18,3	20,2
Wielka Brytania	16,6	15,6	15,0	15,2	16,0	16,7	16,4	16,7	15,7	15,5	15,7	15,1	15,9
Włochy	14,7	13,8	13,3	13,3	13,2	14,3	15,0	15,2	14,6	14,6	14,3	15,1	14,3

Źródło: jak przy tabl. 3.

TABL. 11. PRZYCHODY BUDŻETOWE Z PODATKÓW ZWIĄZANYCH Z PRODUKCJĄ I Z IMPORTEM W DWUNASTU NAJWAŻNIEJSZYCH GOSPODARSTWACH KRAJACH EUROPEJSKICH W % PKB

K r a j e	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	Śred- nia
Austria	14,7	14,8	14,8	14,7	14,5	14,0	13,9	14,1	14,6	14,5	14,3	14,5	14,5
Belgia	12,5	12,6	12,6	12,9	13,0	13,1	12,7	12,5	12,5	12,8	12,6	12,9	12,7
Francja	14,8	15,0	15,0	15,3	15,4	15,3	15,1	14,9	15,1	14,9	15,3	15,4	15,1
Hiszpania	11,1	11,2	11,5	11,9	12,4	12,5	11,6	9,8	8,8	10,5	9,9	10,2	11,0
Holandia	12,2	12,1	12,1	12,4	12,4	12,6	12,5	12,2	11,9	12,1	11,5	11,4	12,1
Niemcy	10,6	10,6	10,8	10,6	10,5	10,5	10,9	10,9	11,5	11,0	11,3	11,3	10,9
Norwegia	13,4	13,4	13,0	12,7	12,2	12,2	12,5	11,1	12,0	12,0	11,6	11,4	12,3
Polska	12,5	13,2	13,2	12,9	13,6	14,2	14,1	14,2	12,8	13,6	13,8	12,9	13,4
Szwajcaria	7,1	6,9	6,9	6,9	6,9	6,9	6,7	6,5	6,5	6,6	6,6	—	6,8
Szwecja	15,9	16,3	16,4	16,2	16,3	16,5	16,5	17,9	18,7	17,8	18,5	18,5	17,1
Wielka Brytania	13,0	13,0	12,9	12,9	12,5	12,5	12,4	12,0	11,6	12,7	13,3	13,3	12,7
Włochy	14,1	14,2	13,9	14,0	14,1	14,8	14,6	13,7	13,6	14,0	14,1	14,9	14,2

Jeśli chodzi o przychody budżetowe z podatków dochodowych i majątkowych, to na podstawie tabl. 10 można zaobserwować, że zdecydowanie najwyższy ich wskaźnik występował w Szwecji i Norwegii (średnio ponad 20% PKB). Potwierdza się zatem, że w krajach tych są bardzo wysokie obciążenia podatkowe. Najniższy procent w stosunku do PKB podatki te stanowiły w Hiszpanii (przeciętnie ok. 10,5%), a zwłaszcza w Polsce (średnio nieco ponad 7%). W naszym kraju relatywnie niskie są bowiem podatki od majątku, m.in. nadal nie obowiązuje tzw. kataster, czyli roczny podatek od wartości nieruchomości. Zdecydowanie najważniejszym źródłem wpływów do budżetu w Polsce są podatki pośrednie. Mamy tu zatem do czynienia z przeniesieniem ciężaru opodatkowania z dochodów na konsumpcję.

Jeśli weźmie się pod uwagę wartości wskaźnika przychodów budżetowych z podatków związanych z produkcją i z importem, pozycja Polski w rankingu

obciążeń fiskalnych nie jest już najlepsza (tabl. 11). Tego rodzaju podatki stanowiły bowiem w naszym kraju w analizowanym okresie ok. 13—14% PKB, a zatem więcej niż np. w Norwegii. Zdecydowanie korzystnie pod tym względem wyróżniała się znowu Szwajcaria, a w dalszej kolejności Hiszpania i Niemcy. Z kolei ponownie krajem o największych obciążeniach nakładanych na podatników okazała się Szwecja, a oprócz niej także Francja, Włochy i Austria.

Podsumowanie

Przeprowadzona analiza wskazuje na zdecydowanie wzrostową tendencję zadłużania się większości najważniejszych gospodarczo krajów Europy w ciągu ostatnich dwunastu lat.

Spośród analizowanych państw nie dotyczyło to jedynie Norwegii, Szwajcarii, Szwecji i Belgii. Przyczyn takiego stanu rzeczy było wiele. W tym kontekście warto zwrócić uwagę na uniwersalność oraz aktualność prawa Wagnera⁹, pomimo że zostało ono sformułowane w XIX w. Prawo to mówi o tym, że wraz z rozwojem społecznym następuje stały wzrost nie tylko wydatków rządowych w ujęciu absolutnym, ale także względnym w odniesieniu do PKB. Wynika to m.in. ze: wzrostu liczby ludności, zwiększenia opiekuńczej roli państwa, rosnących kosztów obsługi długu, wzrastających wydatków państwa na B+R oraz wzrostu biurokracji.

Biorąc pod uwagę, że wskaźnik zadłużenia najbardziej powiększył się w okresie 2008—2010, należy podkreślić, że w ostatnich latach jedną z najważniejszych przyczyn rosnącego długu publicznego był kryzys finansowy i gospodarczy. Z uwagi na liczne w gospodarce sprzężenia zwrotne, kryzys fiskalny często jest następstwem lub współwystępuje ze spadkowymi fazami cyklu koniunkturalnego.

Spośród badanych krajów do najbardziej zadłużonych należały: Włochy, Belgia, Francja i Wielka Brytania. W pierwszym z tych państw dług publiczny w każdym z analizowanych lat przekraczał 100% PKB. Z kolei w ostatnim z nich miał miejsce zdecydowanie największy wzrost długu (w omawianym dwunastolecu trzykrotnie).

Krajami o najbardziej zrównoważonych finansach publicznych były natomiast Norwegia, Szwajcaria i Szwecja, w których dług publiczny nie przekraczał 40% PKB. W krajach skandynawskich wysokie były zarówno przychody z podatków, jak i wydatki publiczne. Zdecydowanie inny model polityki fiskalnej obowiązywał natomiast w Szwajcarii, gdzie zarówno przychody z podatków, jak i wydatki publiczne były relatywnie najniższe.

dr Tomasz Grabia — *Uniwersytet Łódzki*

⁹ Jego twórca Adolf Wagner był wybitnym niemieckim przedstawicielem nauki finansów publicznych. Swoje poglądy, tezy i rozważania przedstawił w czterotomowym dziele zatytułowanym *Finanzwissenschaft*, wydanym w 1877 r. (I tom) — 1889 r. (IV tom) — Owsiak (2005), s. 52.

LITERATURA

- Alesina A. (2010), *Fiscal Adjustments: lessons from recent history*, prepared for the Ecofin meeting in Madrid, April 2010, <http://www.economics.harvard.edu>
- Gaudemet P. L., Molinier J. (2000), *Finanse publiczne*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa
- Gill I. (2012), *5 mitów o Europie, superpotężde stylu życia*, „Gazeta Wyborcza”, 29.10.2012 r.
- Giudice G., Turrini A., Veld J. (2003), *Can fiscal consolidations be expansionary in the EU? Ex-post evidence and ex-ante analysis*, „Economic Papers”, No. 175, European Commission Directorate-General for Economic and Financial Affairs, Brussels
- Marczuk I. (2012), *Program badań statystycznych statystyki publicznej na rok 2013*, „Wiadomości Statystyczne”, GUS, nr 12
- Owsiak S. (2006), *Finanse publiczne, Teoria i praktyka*, Warszawa
- Reinhart C. M., Rogoff K. S. (2010), *Growth in a Time of Debt*, „American Economic Review”, No. 100
- Report for Selected Countries and Subjects* (2013), World Economic Outlook Database, April 2013, International Monetary Fund

SUMMARY

The aim of the article is to compare the situation of public finance in the twelve largest European economies, i.e. Germany, France, Great Britain, Italy, Spain, the Netherlands, Switzerland, Sweden, Norway, Poland, Belgium and Austria. In addition to debt and budget balance indicators the author analyzes social and public expenditure and total budgetary revenues indicators, as well as revenues from property and income taxes as well as the related to production and imports. The key determinants of a Europe-wide trend of permanent increase in borrowing countries are indicated, too.

РЕЗЮМЕ

Целью статьи является сопоставление ситуации государственных финансов в двенадцати самых важных по отношению к ВВП европейских странах: Германии, Франции, Великобритании, Италии, Испании, Нидерландах, Швейцарии, Швеции, Норвегии, Польше, Бельгии и в Австрии. Кроме показателей задолженности и бюджетного сальдо были анализированы показатели государственных и социальных расходов, доходов бюджета всего, доходов от налогов на недвижимость и на прибыль, а также связанных с производством и импортом. Кроме того были указаны самые важные детерминанты европейских тенденций непрерывного роста задолженности государств.

Antoni ŻURAWICZ

Działalność Rady Statystyki w II półroczu w 2014 r.

W drugiej połowie 2014 r. Rada Statystyki odbyła 5 posiedzeń plenarnych. Poza pracami związanymi z programem badań statystycznych statystyki publicznej na rok 2016, jej członkowie zapoznali się z badaniami koniunktury gospodarczej i konsumenckiej w Polsce i w krajach Unii Europejskiej (UE), z rozwojem statystycznych badań wolontariatu i innych form pracy niezarobkowej w Polsce i za granicą, statystyką turystyki i rynku pracy, prognozą ludności na lata 2014—2050 oraz ze skutkami dla PKB wprowadzenia Europejskiego Systemu Rachunków Narodowych i Regionalnych (ESA 2010). Rada Statystyki monitorowała również prowadzone w GUS prace związane z nowelizacją ustawy o statystyce publicznej.

Wszystkie posiedzenia prowadził przewodniczący Rady Statystyki prof. dr Franciszek Kubiczek, który również uczestniczył w posiedzeniach Stałego Komitetu Rady Ministrów i Rady Ministrów dotyczących programu badań statystycznych statystyki publicznej. Podczas obrad Rady Statystyki obecny był prezes GUS prof. dr hab. Janusz Witkowski i jego zastępcy.

Przekazany przez Radę Statystyki projekt rozporządzenia Rady Ministrów w sprawie programu badań statystycznych statystyki publicznej na rok 2015 rozpatrzony został przez Stały Komitet Rady Ministrów 10 lipca 2014 r. i rekomendowany Radzie Ministrów, która przyjęła dokument 27 sierpnia 2014 r.

Przedstawione przez prezesa GUS zmiany tego dokumentu Rada Statystyki rozpatrzyła w grudniu 2014 r. i przekazała pod obrady Stałego Komitetu Rady Ministrów. W tym samym czasie Rada rozpatrzyła i skierowała pod obrady Stałego Komitetu Rady Ministrów, a następnie Rady Ministrów, projekt rozporządzenia Rady Ministrów zmieniającego rozporządzenie w sprawie programu badań statystycznych statystyki publicznej na rok 2014 (druga zmiana).

W październiku 2014 r. Rada podjęła prace nad projektem programu badań statystycznych statystyki publicznej na rok 2016. Rada przyjęła harmonogram prac i założenia do opracowania projektu, które przedstawiła Anna Dobrowolska, zastępca dyrektora Departamentu Programowania i Koordynacji Badań w GUS. Projekt programu Rada Statystyki zobowiązana jest przyjąć do 15 czerwca 2015 r. i przekazać do Rady Ministrów do 30 czerwca 2015 r. Rada monitorowała przebieg prac na dokumencie.

Istotnym elementem prac Rady była tematyka kosztów badań statystycznych. W lipcu Rada zapoznała się ze wstępnym projektem metodyki szacowania kosztów badań statystyki publicznej w ujęciu zadaniowym, którą przedstawiła Anna Borowska, dyrektor generalny GUS. We wrześniu Rada przyjęła uchwałę w sprawie opinii o opracowanych przez GUS wytycznych do kalkulacji kosztów badań statystycznych i innych prac realizowanych przez służby statystyki publicznej. Projekt uchwały przygotował zespół Rady kierowany przez dra Sławomira Dudka. Opiniując pozytywnie nową koncepcję kalkulacji kosztów Rada podkreśliła, że będzie ona m.in. sprzyjać zwiększeniu przejrzystości i efektywności wydatkowania środków publicznych oraz wspomagać zarządzanie finansami publicznymi w statystyce publicznej.

Podczas lipcowego posiedzenia członkowie Rady zapoznali się również z badaniami koniunktury gospodarczej i konsumenckiej w Polsce i w krajach UE. Temat przedstawiła Katarzyna Walkowska, dyrektor Departamentu Przedsiębiorstw w GUS. W Urzędzie koniunkturę gospodarczą bada Departament Przedsiębiorstw, konsumencką — Departament Badań Społecznych i Warunków Życia, a w rolnictwie — Departament Rolnictwa. W województwach w badaniach koniunktury specjalizuje się Urząd Statystyczny w Zielonej Górze. W Unii tematem tym zajmuje się Komisja Europejska (KE) — Dyrektoriat Generalny do spraw Ekonomicznych i Finansowych w ramach Wspólnego Zharmonizowanego Programu Unii Europejskiej Badań Koniunktury Gospodarczej i Konsumentów. Badania te wprowadzane były stopniowo od 1962 r. — przemysł, od 1966 r. — budownictwo i inwestycje w przemyśle, od 1984 r. — handel detaliczny, od 1996 r. — pozostałe usługi i od 2007 r. — sektor finansowy. Katarzyna Walkowska przedstawiła organizację i zakres badań, ich częstotliwość, harmonogram, klasyfikację, zasady stosowania pytań jakościowych i ilościowych oraz wskaźników. Polska w tych badaniach uczestniczy od początku lat 90. ub. wieku. Pani dyrektor omówiła również badania organizowane przez OECD (organizacja posiadająca bazę wskaźników, która opracowała podręcznik dotyczący metodologii badań koniunktury gospodarczej) oraz CIRET (organizacja zajmująca się analizą danych i metodologią) organizującą co dwa lata konferencje na tematy badań koniunktury.

W dalszej części referatu Katarzyna Walkowska dokonała przeglądu badań koniunktury gospodarczej prowadzonych w GUS. Badania koniunktury w przetwórstwie przemysłowym prowadzone są od 1992 r., w budownictwie i handlu detalicznym — od 1993 r., działalności inwestycyjnej przedsiębiorstw w przetwórstwie przemysłowym i budownictwie — od 1999 r., w usługach od 2003 r., a w handlu hurtowym — od 2011 r. Zaznaczyła, że te badania są zharmonizowane z wymaganiami UE zarówno co do formy prowadzenia, zakresu pytań, jak i harmonogramu. Referentka omówiła też publikowane wskaźniki badań (m.in. wskaźniki proste i klimatu koniunktury oraz wskaźnik odczuć ekonomicznych SI) zaznaczając, że KE publikuje swoje wskaźniki i nie wymaga od krajów członkowskich dostosowywania się do nich.

Następnie pani dyrektor Katarzyna Walkowska omówiła badania koniunktury konsumenckiej prowadzone w formie reprezentacyjnej kwartalnie od 1997 r. i miesięcznie od 2004 r. Zwróciła także uwagę na badanie koniunktury w rolnictwie prowadzone w latach 1996—2000, a następnie wznowione w 2012 r. jako badanie reprezentacyjne „Koniunktura w gospodarstwie rolnym”.

Jako problemy do rozstrzygnięcia przez Radę Statystyki Katarzyna Walkowska wymieniła ewentualne poszerzenie ankiety o podmioty prowadzące działalność w zakresie sekcji K — działalność finansowa i ubezpieczeniowa PKD 2007 w zakresie pytań odpowiadających specyfice działalności sektora finansowego (dotychczas jednostki te wypełniają taką samą ankietę, jak pozostałe jednostki usługowe) oraz zasadność poszerzenia badań koniunktury gospodarczej o sekcje PKD 2007 należące do przemysłu, a nieobjęte dotychczas tymi badaniami, tj. o sekcję D (obejmującą m.in. wytwarzanie i zaopatrywanie w energię elektryczną) oraz sekcję E (dotyczącą m.in. dostawy wody, gospodarowania ściekami i odpadami).

W dyskusji, oceniając pozytywnie prowadzone w GUS badania koniunktury, podkreślono ich istotne znaczenie dla prowadzenia polityki gospodarczej kraju. Prof. dr hab. Krzysztof Marczewski z SGH zaznaczył, że z naukowego punktu widzenia wyniki tych badań zawierają pełny zasób danych porównywalnych, umożliwiających opracowywanie szeregu ważnych analiz.

Rada podkreśliła wysoką jakość badań koniunktury prowadzonych w GUS. Zwróciła uwagę na ich stały rozwój oraz zharmonizowanie metodologiczne z programem UE. Ustosunkowując się do rozszerzenia badań oraz wprowadzenia dodatkowych pytań, opowiedziała się za dodaniem na razie tylko pytań w badaniu sekcji K.

W drugiej części posiedzenia dr Sławomir Nałęcz, zastępca dyrektora Departamentu Badań Społecznych i Warunków Życia, przedstawił rozwój statystycznych badań wolontariatu i innych form pracy niezarobkowej w Polsce i za granicą. W obradach uczestniczyli: Henryk Wujec, doradca Prezydenta RP do spraw społecznych, prof. dr hab. Ewa Leś z Instytutu Polityki Społecznej Uniwersytetu Warszawskiego oraz ks. Wojciech Sadłoń, dyrektor Instytutu Statystyki Kościoła Katolickiego SAC.

Dr Sławomir Nałęcz przedstawił rozwój statystycznych badań pracy niezarobkowej na rzecz innych w perspektywie międzynarodowej, których początek sięga lat 60. ub. wieku oraz wskazał na wzrost znaczenia tych badań, stymulowanych zarówno przez ONZ, dokumenty UE i KE. Podkreślił istotną rolę polskiej statystyki publicznej w rozwoju międzynarodowych badań w tym zakresie. Zaprezentował dokumenty, w których polska statystyka publiczna wskazywana jest jako przykład wdrożenia badań zgodnie z podręcznikiem MOP. Przedstawił genezę badań wolontariatu w Polsce oraz początek prac w GUS. Omówił wyniki badania pracy niezarobkowej przeprowadzonego w 2011 r. oraz ich znaczenie dla gospodarki oraz polityki społecznej. Na podstawie wyników badania oszacowano wolumen tej pracy na 2,5 mld godzin (tj. blisko 1,5 mln pełnych etatów) oraz jej

wartość na 41 mld zł. Karolina Goś-Wójcicka, naczelnik w Departamencie Badań Społecznych i Warunków Życia, przedstawiła prace przygotowawcze do kolejnej edycji badania pracy niezarobkowej planowanego na rok 2016 r. oraz poprzedzającego go badania pilotażowego we wrześniu 2014 r.

Henryk Wujec podkreślił duże znaczenie społeczne prowadzonych badań oraz zwrócił uwagę na uzyskane dane, wskazujące że aktywność społeczna Polaków nie stoi na tak niskim poziomie, jak się powszechnie uważa. Wymienił prowadzone prace legislacyjne mające na celu zachęcanie do szerszej aktywności społecznej. Prof. dr hab. Ewa Leś wskazała na wysoką ocenę, jaką mają w środowisku naukowym w Europie badania wolontariatu prowadzone w GUS, określane jako rzetelne i kompleksowe.

Rada Statystyki pozytywnie oceniła prowadzone w GUS badania wolontariatu i innych form pracy niezarobkowej uznając za zasadne ujęcie kolejnej edycji tego badania w programie badań statystycznych statystyki publicznej na rok 2016, przy uwzględnieniu wniosków w zakresie metody jego realizacji wynikających z badania pilotażowego.

Obrady wrześniowe poświęcone były głównie statystyce turystyki, w zakresie której specjalizuje się Urząd Statystyczny w Rzeszowie. Dyrektor tego Urzędu, dr Marek Cierpień-Wolan, przedstawił zintegrowane badania statystyczne na ten temat oraz statystykę transgraniczną i euroregionalną, a prof. dr hab. Ewa Dziezic — kierownik Katedry Turystyki w SGH — omówiła rachunek satelitarny turystyki. W posiedzeniu uczestniczyli ponadto: Józef Sobota — dyrektor Departamentu Statystyki w NBP, Elżbieta Wyrwicz — zastępca dyrektora Departamentu Turystyki w Ministerstwie Sportu i Turystyki, dr Krzysztof Łopaciński — wicedyrektor Instytutu Turystyki Szkoły Głównej Turystyki i Rekreacji oraz dr Teresa Skalska — dziekan w Szkole Głównej Turystyki i Teresa Buczak — wicedyrektor w Polskiej Organizacji Turystycznej.

Dr Marek Cierpień-Wolan omówił genezę zintegrowanego systemu badań turystyki, koncepcję i metodologię badań podróży i wydatków z nimi związanych, badania stanu i wykorzystania bazy noclegowej turystyki, wyniki badań i ich wykorzystanie oraz podejmowane działania na rzecz doskonalenia metodologii i organizacji badań.

Temat koreferował prof. dr hab. Eugeniusz Gatnar, który podkreślił znaczenie prowadzonych badań dla potrzeb bilansu płatniczego i pozytywnie ocenił zakres danych przekazywanych do NBP. Zwrócił uwagę, że postępująca globalizacja i rozwój nowych form kontaktów wymusza konieczność zastosowania w badaniach turystyki nowych metod badawczych i wykorzystania nowych źródeł danych.

Rada pozytywnie oceniła postęp w badaniach statystycznych turystyki. Podkreślono, że w wyniku współpracy GUS i Urzędu Statystycznego w Rzeszowie z NBP i Ministerstwem Sportu i Turystyki stworzony został kompleksowy system badania tej dziedziny gospodarki, uwzględniony już w programie badań statystycznych statystyki publicznej na rok bieżący.

Przedstawiając statystykę transgraniczną i euroregionalną dr Marek Cierpiał-Wolan omówił monitoring zjawisk społeczno-gospodarczych na obszarach transgranicznych, badania ankietowe na granicy i w jej otoczeniu oraz rozwój współpracy transgranicznej.

Prof. dr hab. Andrzej Barczak pozytywnie ocenił wspomniane badania, podkreślając jednocześnie ich znaczenie w monitorowaniu zjawisk społecznych i gospodarczych zachodzących na granicy. Zwrócił uwagę na stosowane w badaniach delimitacje. Apelował o szersze objęcie badaniami rejonów transgranicznych na granicach z Czechami oraz Niemcami. Postulował organizowanie pod patronatem GUS konferencji dotyczących osiągnięć metodologicznych i praktycznych wszystkich euroregionów. Podkreślił znaczenie wyników badań transgranicznych nie tylko dla władz, ale przede wszystkim dla społeczeństwa.

Rada wysoko oceniła prowadzone prace w omawianej dziedzinie, wskazując na pełną realizację założeń przedstawionych podczas poprzedniej prezentacji tematu na posiedzeniu w 2009 r.

Przedstawiając rachunek satelitarny turystyki, opracowywany obecnie w Ministerstwie Sportu i Turystyki, prof. dr hab. Ewa Dziedzic omówiła przesłanki powstania koncepcji tego rachunku, występujące problemy i kontrowersje, doświadczenia polskie w tym zakresie oraz planowane kierunki dalszego rozwoju.

Zabierając głos w dyskusji prezes GUS prof. dr hab. Janusz Witkowski podkreślił, że rachunki satelitarne stanowią nowe podejście w wykorzystaniu statystyki dla potrzeb analitycznych. Rachunki narodowe kompleksowo ujmują dziedziny gospodarki narodowej, jednak z punktu widzenia wiedzy o wpływie tych dziedzin na wzrost gospodarczy są niewystarczające i stąd pojawiła się idea tworzenia rachunków satelitarnych. Oznacza to zarazem konieczność uzyskiwania na potrzeby rachunków satelitarnych bardziej szczegółowych informacji.

Prezes GUS zaznaczył, że w przypadku rachunku satelitarnego turystyki metodologia wymaga dopracowania. Zadeklarował chęć dalszej współpracy z Ministerstwem Sportu i Turystyki. Wskazał na konieczność przeprowadzenia pełnej identyfikacji źródeł danych niezbędnych do prowadzenia rachunku, w tym źródeł administracyjnych, uzyskanie których ułatwią nowe przepisy nowelizowanej aktualnie ustawy o statystyce publicznej. Jako pierwszy punkt rozwoju rachunków prof. Janusz Witkowski wskazał rachunki regionalne, co wynika z potrzeb strategii rozwoju i zróżnicowania w regionie. Zwrócił przy tym uwagę na konieczność dokonywania szeregu szacunków i wykorzystywania ekonometrii, z uwagi na brak dostępu do wielu źródeł danych. W dalszych pracach wskazał na potrzebę połączenia rachunku satelitarnego turystyki z innymi elementami gospodarki oraz uwzględnianie zagadnień dotyczących kosztów i korzyści.

Przewodniczący Rady Statystyki prof. dr Franciszek Kubiczek podkreślił studialny charakter tematu, który umieszczono w planie prac metodologicznych (na lata 2014 i 2015), jako doskonalenie metodologii sporządzania uproszczonego rachunku satelitarnego turystyki dla Polski. Prof. F. Kubiczek postulował skoncentrowanie prac nad rachunkiem satelitarnym turystyki w GUS.

Obrady październikowe poświęcone były prognozie ludności na lata 2014—2050. Temat przedstawiła wiceprezes GUS dr Grażyna Marciniak oraz Dorota Szałtys, zastępca dyrektora Departamentu Badań Demograficznych i Rynku Pracy GUS. Omówiono szczegółowo założenia i wyniki poszczególnych scenariuszy prognozy opracowanej w GUS. Jej założenia były konsultowane ze specjalistami naukowymi, m.in. z prof. dr hab. Ireną E. Kotowską i prof. drem hab. Markiem Okólskim. Założenia te przedyskutowano m.in. na posiedzeniu plenarnym Rządowej Rady Ludnościowej w maju 2014 r. Przy opracowywaniu prognozy wzięto pod uwagę dotychczasowy rozwój ludności, czynniki wpływające na ten proces, kierunki działań w zakresie polityki społecznej zawarte w dokumentach strategicznych oraz uwagi recenzentów.

Analiza wyników prognozy wskazuje, że będą trwały niekorzystne trendy w najważniejszych procesach demograficznych. Przewidywane zmiany wiekowe w liczbie kobiet w wieku rozrodczym spowodują, że liczba urodzeń będzie malała w całym prognozowanym okresie. Większa liczba zgonów w porównaniu do liczby urodzeń spowoduje pogłębianie się ujemnego przyrostu naturalnego, a w konsekwencji następować będzie systematyczny ubytek liczby ludności Polski.

Najistotniejsze zmiany wystąpią w strukturze ludności według wieku, która ulegać będzie dynamicznym przemianom w prognozowanym okresie. Proces ten można nazwać przyspieszoną kontynuacją starzenia się społeczeństwa polskiego. Znajdzie to odzwierciedlenie w niekorzystnych zmianach populacji kobiet w wieku prokreacyjnym, w coraz mniejszej liczbie i odsetku najmłodszych roczników, w przesunięciu się ludności w wieku średnim do starszych grup wieku oraz w systematycznym zwiększaniu się liczby i odsetka ludności starszej. Przyniesie to też niekorzystne zmiany populacji w podziale na ekonomiczne grupy wieku i znajdzie odbicie w zmniejszeniu się potencjalnych zasobów pracy oraz wzroście liczby ludności w wieku emerytalnym. Przedstawione w prognozie GUS kierunki zmian potwierdzają również sporządzone dla Polski prognozy Eurostatu i ONZ.

Rada Statystyki bardzo pozytywnie oceniła przygotowaną prognozę. W dyskusji zwrócono uwagę m.in. na konieczność szerszej jej prezentacji, w tym łącznie z projekcją do 2070 r., możliwość uzupełnienia elementami związanymi z długością życia w zdrowiu oraz potrzeby uwzględnienia prognozy Eurostatu.

Tematem posiedzenia listopadowego była statystyka rynku pracy. Dr inż. Agnieszka Zgierska, dyrektor Departamentu Badań Demograficznych i Rynku Pracy GUS, przedstawiła zakres przedmiotowy i podmiotowy oraz organizację badań rynku pracy, za które odpowiedzialne są również urzędy statystyczne w Bydgoszczy i Gdańsku. Omówiła niektóre inicjatywy podejmowane na forum międzynarodowym, których efekt końcowy będzie miał istotny wpływ na zmiany w statystyce rynku pracy. Wskazała na prace Eurostatu w ramach planowanego usprawnienia funkcjonującego Europejskiego Systemu Statystycznego (ESS) oraz uchwalenie na 19 posiedzeniu Międzynarodowej Konferencji Statystyków Pracy (ICLS) nowej rezolucji dotyczącej statystyki pracy, która po raz

pierwszy objęła swoim zakresem różne formy pracy oraz zaleciła zmianę nazewnictwa niektórych pojęć. Rekomendacje tej rezolucji zostały zatwierdzone przez MOP i będą miały konsekwencje dla spisów ludności, Badania Aktywności Ekonomicznej Ludności (BAEL) i innych badań statystyki społecznej w zakresie zmiennych dotyczących rynku pracy.

Koreferaty przedstawili przedstawiciele organizacji związkowych w Radzie — Maria Osowska i Jan Guz. W koreferatach oraz dyskusji podkreślono przede wszystkim znaczenie danych z badań statystycznych rynku pracy w realizacji polityki społeczno-gospodarczej, w tym polityki spójności i budowy określonej strategii zarówno dla kraju, jak i regionu. Poruszono również problemy związane m.in. z wykorzystaniem w statystyce rynku pracy administracyjnych źródeł danych, możliwości większej dezagregacji informacji na poziomie terytorialnym, potrzeby rozszerzenia zakresu badawczego i zwiększenia częstotliwości niektórych badań.

Rada Statystyki pozytywnie oceniła kompleksowy program statystycznych badań rynku pracy w Polsce oraz planowane zmiany związane m.in. z zaleceniami unijnymi.

Podczas posiedzenia grudniowego Rada zapoznała się ze skutkami dla PKB w Polsce i w innych krajach UE wprowadzenia Europejskiego Systemu Rachunków Narodowych i Regionalnych (ESA 2010). Temat przedstawiła Maria Jeznach — dyrektor Departamentu Rachunków Narodowych GUS — która wskazała na genezę ESA 2010 oraz harmonogram wdrożenia do statystyki europejskiej, omówiła kluczowe zmiany wprowadzone przez ESA 2010. W tym kontekście przedstawiła nowy program transmisji danych, strategię informacyjną i organizację pracy w GUS nad standardem ESA 2010.

Koreferat przedstawił prof. dr hab. Eugeniusz Gatnar, który ustosunkował się m.in. do przesłanek rewizji ESA oraz zaliczania szarej strefy do PKB, a także poinformował o dokonanych przez NBP zmianach w bilansie płatniczym wynikających z ESA 2010. Ponadto profesor podkreślił istotną kwestię dotyczącą ujawnienia według ESA 2010 długu ukrytego, to jest zobowiązań wobec funduszy emerytalnych oraz zmiany w klasyfikacji w sektorze instytucji rządowych i samorządowych.

Rada Statystyki pozytywnie oceniła prace Departamentu Rachunków Narodowych w zakresie wdrożenia ESA 2010.

W toku obrad grudniowych Rada Statystyki przyjęła jednogłośnie przez głosowanie plan pracy na rok 2015. Tematami posiedzeń będą m.in.: koncepcja ESS 2020, badania statystyczne mikroprzedsiębiorstw, modernizacja statystyki społecznej, badania statystyczne rolnictwa, badanie społeczeństwa informacyjnego i cyfryzacji administracji publicznej oraz badanie innowacyjności i konkurencyjności.

W ostatnim punkcie posiedzenia przewodniczący Rady Statystyki prof. dr Franciszek Kubiczek podziękował za wielokadencyjną pracę Tomaszowi Krzemieńskiemu, członkowi Rady z ramienia Forum Związków Zawodowych. Rezygnacja

była spowodowana wystąpieniem z Forum Związków Zawodowych Niezależnego Samorządnego Związku Zawodowego Policjantów, gdzie Tomasz Krzemiński pracował.

Ponadto prof. Franciszek Kubiczek poinformował o przejściu na emeryturę Antoniego Żurawicza, sekretarza Rady Statystyki, któremu podziękował za długoletnią współpracę. Do podziękowań dołączył się prezes GUS prof. dr hab. Janusz Witkowski.

mgr Antoni Żurawicz — GUS

Posiedzenie Naukowej Rady Statystycznej — grudzień 2014 r.

Podczas posiedzenia 2 grudnia 2014 r. Naukowej Rady Statystycznej GUS członkowie przedyskutowali dylematy związane z opracowywaniem założeń do prognozy ludności rezydującej. W obradach uczestniczyło kierownictwo Urzędu: prezes GUS prof. dr hab. Janusz Witkowski, wiceprezes dr Halina Dmochowska, a także Janusz Dygaszewicz, dyrektor Departamentu Programowania i Koordynacji Badań, dr inż. Agnieszka Zgierska, dyrektor Departamentu Badań Demograficznych i Rynku Pracy oraz zespół opracowujący prognozę ludności. Obradom przewodniczył prof. dr hab. Aleksander Welfe.

Prezentacji tematu dokonała Dorota Szołtys, zastępca dyrektora Departamentu Badań Demograficznych i Rynku Pracy GUS, która omówiła prognozę ludności 2014—2050 opartą na krajowej definicji ludności. Przedstawiła podstawowe informacje dotyczące opracowania prognozy ludności oraz przyjętych założeń w zakresie urodzeń, umieralności i migracji. Referentka omówiła podstawowe wyniki prognozy oraz porównanie ich do prognoz ONZ i Eurostatu. Przybliżyła problemy wynikające z opracowywania założeń do prognozy ludności rezydującej. Wskazała na aspekty prawne (krajowe i międzynarodowe) dotyczące ludności rezydującej i źródła danych wykorzystywane przy opracowywaniu liczby tej ludności. Podkreśliła też gotowość GUS do podjęcia prac nad założeniami do opracowania prognozy ludności rezydującej.

Otwierając dyskusję przewodniczący Naukowej Rady Statystycznej (NRS) GUS prof. dr hab. Aleksander Welfe zwrócił uwagę, że prezentacja dotyczyła głównie problemów definicyjnych. Wszystkie przedstawione prognozy wykonano na podstawie modeli probabilistycznych, natomiast w prezentacji pokazane zostały wyłącznie prognozy punktowe. Istotne byłoby przedstawienie Radzie przedziałów ufności dla tych prognoz.

Prof. dr hab. Grzegorz Gorzelak wyraził wątpliwość dotyczącą stosowania podziału na miasta i wieś. Wskazał przykłady uniemożliwiające określenie przepływów pomiędzy rzeczywistymi obszarami wiejskimi, wsiami o charakterze miejskim i miastami. Postulował wyodrębnienie obszarów metropolitalnych, to jest stosowanie takiej kategorii, która pokazuje koncentrację ludności w miastach największych, obejmujących tereny podmiejskie. Profesor zwrócił uwagę na stosowaną praktykę oceniania migracji na podstawie rejestrowanego ruchu ludności. Stwarza to możliwość poznania różnic pomiędzy prognozą ludności w momencie spisu a rzeczywistą liczbą ludności w spisie pokazujących ubytek ludności na skutek migracji zagranicznych. Dodał, że być może

również udałoby się oszacować migracje między miastem a wsią czy pomiędzy poszczególnymi kategoriami wielkości. Ponadto wyraził wątpliwość co do przewidywanych wyjątkowo małych wartości migracji zagranicznych. Sugerował, że w przyszłości może nastąpić przepływ ludności do Polski z krajów mniej rozwiniętych.

Prof. dr hab. Irena Elżbieta Kotowska zwróciła uwagę, że zmiany definicji spowodowały powstanie dodatkowych problemów dotyczących redefiniowania migracji, miejsca zamieszkania, ośrodków wiejskich i miejskich. Jednocześnie problemem jest takie przygotowanie prognozy, by pokazywała wpływ redefinicji ludności, umożliwiała analizę wyników oraz pozwalala na modyfikację tych kategorii, które do tej pory budzą wątpliwości. Zdaniem prof. Kotowskiej konieczne będzie przygotowanie kilku wersji tej prognozy w celu wychwycenia wpływu wyszczególnionych elementów. Jako pierwszą sprawę wskazała definicję kategorii ludności, sugerując przygotowanie takiego wariantu, w którym przyjęte będą założenia poprzedniej prognozy i pokazane zostanie, jak zmiana definicji ludności rezydującej wpływa na wyniki. Jako drugą kwestię wymieniła weryfikację założeń, która powinna wynikać z przeliczenia wskaźników umiERALNOŚCI i PŁODNOŚCI dla nowej kategorii ludności. Wskazała również na potrzebę przyjęcia określonych założeń dotyczących migracji. Mówiąc o metodzie prognozowania podkreśliła, że zastosowana metoda jest metodą składnikowo-kohortową i opiera się na oczekiwanych wartościach zmiennych. Sugerowała wykorzystanie tej metody, umożliwia ona bowiem porównania z prognozami Eurostatu i innych krajów. Niezależnie od tego postulowała jednak rozpatrzenie w przyszłości zastosowania innych metod. Pani profesor opowiedziała się również za modelowaniem migracji z wykorzystaniem wskaźników intensywności umożliwiających łatwiejsze opracowanie założeń.

Prof. dr hab. Adam Kurzynowski zajął się kwestią możliwości wykorzystania kategorii ludności rezydującej w strategii lokalnej — gminnej i powiatowej.

Do pierwszej tury uwag i pytań ustosunkowała się Dorota Szałtys. Podkreśliła, że zachowanie podejścia deterministycznego jest korzystne dla odbiorców prognozy, choć rozważona zostanie możliwość konstrukcji prognoz przedziałowych. Wskazała, że migracja jest oceniana na podstawie ludności rejestrowanej, stąd są to niewielkie wielkości. Wynika to z zastosowania krajowej definicji i dotyczy migracji na pobyt stały. Prawo krajowe zobowiązuje sprawozdanie danych o ludności do poziomu gmin. Prezes GUS zobowiązany jest do prezentacji takich danych dla potrzeb podziału subwencji dla gmin, co jest możliwe tylko na podstawie danych rejestrowanych. Publikowane przez GUS szacunki to uniemożliwiają i dlatego na potrzeby Eurostatu GUS szacuje strumienie migracji i emigracji dla całej Polski.

Ustosunkowując się do pytania prof. Adama Kurzynowskiego, które dotyczyło możliwości wykorzystania prognozy w strategii lokalnej, Dorota Szałtys wskazała, że jest to możliwe w przypadku wielu obszarów, mimo iż prognoza jest oparta na danych rejestrowanych. Zwróciła jednocześnie uwagę na zmieniającą

się sytuację Polski w zakresie migracji, na co wskazuje rejestrowany napływ ludności z innych krajów.

Joanna Stańczak, naczelnik Wydziału Statystyki Ludności wskazała, że przygotowanie prognozy w podziale na miasta i wieś wynika z konieczności publikowania danych według definicji opartych na przepisach dotyczących podziału administracyjnego kraju. Dodała, że trwają prace nad statystycznym wzbogaceniem klasyfikacji w tym zakresie.

Przewodniczący Naukowej Rady Statystycznej GUS prof. dr hab. Aleksander Welfe zwracając uwagę na wskazane w dyskusji stosowanie w prognozie metod umożliwiających porównania międzynarodowe zaznaczył, że nie wyklucza to zastosowania innych metod, np. z zastosowaniem prognoz przedziałowych. Podkreślił, że punktowe prognozy demograficzne często oceniane są jako nie trafne, co niekoniecznie odnosiłoby się do prognoz przedziałowych. Postulował też powołanie w GUS zespołu naukowego, który zająłby się pogłębionym prognozowaniem procesów demograficznych równoległe do prac prowadzonych w departamencie merytorycznym. Zwrócił uwagę na precedens związany z prognozami przedziałowymi w zakresie inflacji dla NBP, co określił jako początek procesu przekonywania odbiorców danych statystycznych do faktu, że nie można w pracach prognostycznych stosować jednej liczby, natomiast lepiej jest wskazać przedział.

Prof. dr hab. Grzegorz Gorzelak podkreślił, że ograniczanie się w prognozowaniu do oficjalnych definicji opartych na przepisach prawnych może prowadzić często do mylnych wyników. Wskazał na konieczność podjęcia prac mających na celu wykazanie różnic pomiędzy danymi opracowywanymi według oficjalnych definicji a danymi rzeczywistymi.

Prof. dr hab. Irena Elżbieta Kotowska poparła propozycje dotyczące prowadzenia pogłębionych prac prognostycznych, w tym prognoz stochastycznych, równoległe z dotychczasowymi pracami. Podkreślając obciążenie GUS bieżącymi zadaniami wskazała na konieczność racjonalnego zaplanowania prac tematycznych oraz zadeklarowała wsparcie środowiska naukowego w zakresie rozwiązań metodycznych.

Prof. dr hab. Adam Kurzynowski wskazał na konieczność publikowania danych dotyczących prognozy ludności na jak najniższym poziomie podziału terytorialnego. Uzasadniał to faktem, że dobrze zdefiniowana ludność jest podstawą prawidłowego określenia strategii, decyduje bowiem o potencjale kapitału ludzkiego, jego wykorzystaniu w rozwoju, ale także pozwala na skuteczną realizację polityki społecznej. Profesor podkreślił, że realizacja nowego podejścia pozwoli na uchwycenie istotnych różnic terytorialnych, stanowić będzie podstawę określenia właściwej strategii dla poszczególnych regionów.

Zdaniem prof. dra hab. Grzegorza Ślusarza kategoria ludności rezydującej ma kluczowe znaczenie w kontekście procesów dotyczących kategorii rozwojowych. Zaznaczył, że bardzo ważne jest definiowanie tej ludności, ale jeszcze ważniejsze jest zmierzenie jej wielkości. Wskazując na problemy w zmierzeniu tego zjawie-

ska profesor podał przykład Podkarpacia, gdzie większość osób przebywających za granicą jest nadal zameldowana w Polsce oraz przykład Rzeszowa, w którym studiuje ok. 60 tys. osób niezameldowanych w tym mieście, ale wynajmujących tam mieszkania. Sugerował wykorzystanie w szacunkach migracji uzyskanych informacji z telefonii komórkowej i systemu podatkowego.

Dr Bohdan Wyżnikiewicz również opowiedział się za stosowaniem w mierzeniu liczby osób rezydujących metod niekonwencjonalnych. Wymienił tu Big Data, obserwacje zużycia prądu, gazu i wody, świadczących o liczbie ludności oraz system podatkowy.

Prof. Janusz Witkowski poparł postulat dotyczący powołania zespołu, który podjąłby prace nad nowoczesnymi metodami prognozowania wzorem prac prowadzonych w Europie. Prezes GUS podkreślił, że opracowana prognoza ludności obiektywnie przedstawia tendencje przyszłych stanów liczby ludności w kraju. Niemniej jednak na jej tle rodzi się szereg problemów wymagających rozwiązania. Dotyczą one szczególnie założeń prognozowania i związanego z tym ustalenia stanu wyjściowego.

Wymieniając dylematy związane z opracowywaniem prognozy, prof. Janusz Witkowski wskazał, że istotne jest, czy prognoza powinna być opracowana z punktu widzenia potrzeb wynikających z uwarunkowań prawnych i regulacyjnych czy z punktu widzenia naukowego, obiektywnie dostosowującego ją do rzeczywistej sytuacji. Zaznaczył, że w dyskusji pojawiły się sugestie dotyczące prowadzenia prac prognostycznych w obu wymienionych wersjach, ale pojawiają się jednocześnie nowe problemy związane z dostępnością do informacji źródłowych dla gmin i powiatów. Jako kolejne dylematy wymienił stosowanie kategorii podziału administracyjnego miasta—wieś, określenie wielkości migracji, zastosowanie innej metody poza obecnie stosowaną metodą składnikowo-kohortową i związane z tym kwestie dotyczące przeliczania wskaźników.

Zdaniem prof. Aleksandra Welfego prowadzone równolegle z pracami GUS prace w zakresie metodologii prognoz powinny wpłynąć korzystnie na publikowane dotychczas oficjalnie kategorie, w przeciwnym razie istnieje niebezpieczeństwo, że GUS będzie nadal miał obligatoryjnie tylko te dane, które nie do końca odzwierciedlają rzeczywistość.

Józef Sobota podkreślił, że na podstawie jego doświadczenia związanego z próbami szacowania migracji na potrzeby bilansu płatniczego, jednym z najważniejszych problemów związanych z oszacowaniem liczby ludności rezydującej jest ustalenie w pełni wiarygodnych danych dotyczących stanu wyjściowego tego zjawiska. O ile nie występują problemy z oszacowaniem skali emigracji czasowej, to zdefiniowanie skali imigracji jest utrudnione z uwagi na brak dobrych jakościowo źródeł danych.

Prof. dr hab. Elżbieta Gołata, nawiązując do kwestii dotyczącej punktowego bądź przedziałowego charakteru prognozy, wskazała na trudności w określeniu stanu ludności, a tym bardziej prognozowania. Podkreśliła znaczenie danych statystycznych dotyczących ludności jako podstawy do wszelkich analiz demogra-

ficznych, społecznych i ekonomicznych i związane z tym publikowanie danych GUS, zgodnie z zaleceniami międzynarodowymi oraz prawodawstwem polskim, traktowanych jako oficjalne i służące do podejmowania decyzji w sferze społecznej i gospodarczej. Jednocześnie wskazała na naciski władz lokalnych, dotyczące podawania twardych liczb, w tym w układach zdezagregowanych terytorialnie.

Nawiązując do podejmowanych badań naukowych pani profesor apelowała, by w celu ich rozwijania środowisko naukowe mogło mieć dostęp do danych statystycznych dotyczących nie tylko ludności zgodnie z definicjami przyjętymi przez instytucje międzynarodowe i przepisy krajowe, ale także danych, które można zidentyfikować w sposób najbardziej zdezagregowany terytorialnie. Wskazała np. jednostki komunalne w Poznaniu zainteresowane faktyczną liczbą osób zamieszkających w mieście. Podkreśliła, że nie jest w pełni wystarczające korzystanie tylko z danych o ludności rezydującej opartych na danych rejestrowych. Dodała, że prognoza do 2050 r. jest bardzo długim okresem, w którym trudno jest przewidzieć szereg przemian o charakterze społecznym i gospodarczym.

Prof. dr hab. Stanisław Maciej Kot, popierając sugestie dotyczące uwzględnienia w prognozie przedziałów, wskazał na dylematy wynikające z faktu, że w pracach nad prognozą obok danych spisowych wykorzystano dane szacunkowe dotyczące m.in. ludności rezydującej.

Dr Halina Wasilewska-Trenkner zaznaczyła, że wąskie podstawy trendu lat 2009—2014, na których oparto prognozę do roku 2050, spowodować mogą, że będzie ona znacznie odbiegać od zjawisk zachodzących w rzeczywistości. Nawiązując do sugestii dotyczących prowadzenia równoległych badań w stosunku do oficjalnej statystyki wskazała na konsekwencje polityczne i gospodarcze, zarówno w skali kraju jak i regionów, w przypadku prób wykorzystania w praktyce danych innych niż oficjalne.

Przewodniczący NRS zwrócił jeszcze uwagę, że prace nad innym podejściem do ludności rezydującej powinny być prowadzone równoległe z pracami pozwalającymi na publikowanie przez GUS oficjalnych danych wynikających ze zobowiązań prawnych. Podkreślił przy tym, że takie podejście powinno w przyszłości wpłynąć na metodologię prac prowadzonych przez oficjalną statystykę publiczną.

Prof. dr hab. Grzegorz Gorzelak wskazał na działania władz regionalnych i lokalnych mające na celu doszacowanie na swoje potrzeby różnych danych statystyki oficjalnej. Opowiedział się za działaniami GUS mającymi na celu doprowadzenie systemu ustawodawstwa do sytuacji, w której odpowiadałby bardziej rzeczywistości niż obecnie. Sugerował nietraktowanie meldunku jako podstawy do prowadzenia szacunków statystycznych i podjęcie badań mających na celu uzyskanie danych o faktycznej liczbie ludności.

Prof. dr hab. Irena Elżbieta Kotowska, nawiązując do wypowiedzi prof. dra hab. Stanisława Macieja Kota, podała przykład tablic trwania życia, gdzie ocze-

kiwane dalsze trwanie życia podawane jest z określonym błędem standardowym szacunku, co stwarza podstawę do określenia pewnego przedziału.

Ponadto prof. Aleksander Welfe przypomniał o prowadzonej w przeszłości na forum Rady dyskusji dotyczącej problemów związanych z migracjami dziennymi i tygodniowymi w kontekście ich wpływu na infrastrukturę, szczególnie w dużych miastach.

Małgorzata Waligórska, naczelnik Wydziału Prognoz Demograficznych poinformowała, że obok dyskutowanej prognozy GUS opracował również stochastyczną prognozę dla Polski ogółem, w której do punktowych prognoz współczynników zastosowano model błędzenia przypadkowego. Prognoza ta nie została jeszcze do końca przeanalizowana.

Prezes GUS prof. dr hab. Janusz Witkowski podziękował za inspirującą dyskusję ukierunkowującą działania GUS i przyczyniającą się do tego, że szereg dylematów związanych z prognozowaniem zostanie rozwiązanych. Wskazał jednak na przykład podziału administracyjnego na miasta i wieś, który trudno byłoby zastąpić kryterium funkcjonalnym, sugerowanym we wcześniejszej dyskusji. Obecnie brak jest jednoznacznie określonego podziału na obszary funkcjonalne, które można by zastosować dla potrzeb opracowania prognozy demograficznej. Dodatkowo GUS jest ustawowo zobowiązany do opracowywania prognoz zgodnie ze stanem prawnym, a zatem według administracyjnego podziału kraju. Poparł propozycję ograniczenia prognozy do roku 2035, biorąc pod uwagę, że jest to pierwsza próba opracowania prognozy ludności rezydującej.

Podsumowując obrady przewodniczący NRS podkreślił, że wskazała ona na istotne znaczenie problemów związanych z opracowywaniem założeń do prognozy i postulował kontynuowanie dyskusji na kolejnym posiedzeniu Rady.

Oprac. mgr Antoni Żurawicz — GUS

XXXIII międzynarodowa konferencja naukowa *Wielowymiarowa analiza statystyczna 2014*

Od 17 do 19 listopada 2014 r. w Centrum Szkoleniowo-Konferencyjnym Uniwersytetu Łódzkiego odbyła się XXXIII międzynarodowa konferencja naukowa *Wielowymiarowa analiza statystyczna 2014* (WAS 2014) (*The 33rd International Annual Conference on Multivariate Statistical Analysis, MSA 2014*). Organizatorami konferencji byli: Katedra Metod Statystycznych Uniwersytetu Łódzkiego (UŁ), Instytut Statystyki i Demografii UŁ, Polskie Towarzystwo Statystyczne (PTS) oraz Komitet Statystyki i Ekonometrii PAN. Funkcję przewodniczącego Komitetu Organizacyjnego pełnił prof. Czesław Domański, a obowiązki sekretarzy naukowych konferencji sprawowały Marta Małecka oraz Elżbieta Zalewska.

XXXIII konferencję WAS 2014 objęła honorowym patronatem Prezydent Miasta Łodzi — Hanna Zdanowska. Organizację konferencji dofinansowali — NBP w ramach projektu programu edukacji ekonomicznej, Komitet Statystyki i Ekonometrii PAN oraz Urząd Miasta Łodzi w ramach konkursu ofert na realizację zadania „Współpraca z wyższymi uczelniami”, mieszczącego się w zakresie promocji Łodzi jako ośrodka naukowego i akademickiego pn. „Łódź akademicka 2014”. Partnerami konferencji była także firma StatSoft Polska Sp. z o.o. Konferencja wpisywała się w obchody jubileuszu 50-lecia Wydziału Ekonomiczno-Socjologicznego UŁ.

Głównymi celami XXXIII edycji konferencji WAS 2014 były prezentacja najnowszych osiągnięć z zakresu wielowymiarowej analizy statystycznej oraz wymiana doświadczeń będących wynikiem jej stosowania. Tematyka konferencji obejmowała szeroki zakres zagadnień statystyki matematycznej i metod statystyki wielowymiarowej, m.in.: rozkłady wielowymiarowe, testy statystyczne, metody nieparametryczne, analizę czynnikową, analizę skupień, analizę dyskryminacyjną, analizę wariancji i regresji, metody bayesowskie, analizy Monte Carlo, *data mining*, procedury odporne, analizę danych cenzurowanych, rozpoznawanie obrazów, analizy stochastyczne oraz ich innowacyjne aplikacje w naukach ekonomicznych, finansach, ubezpieczeniach, rynku kapitałowym, zarządzaniu ryzykiem, zarządzaniu jakością, w medycynie i opiece zdrowotnej.

W konferencji wzięło udział 87 osób z następujących ośrodków akademickich w Polsce: Białegostoku, Katowic, Krakowa, Olsztyna, Opola, Poznania, Rzeszowa, Szczecina, Torunia, Warszawy i Wrocławia; uczestniczyli w niej również przedstawiciele Urzędu Statystycznego w Łodzi, firmy Bosch i Siemens, a także goście z zagranicy (Litwy, Finlandii, Ukrainy) oraz studenci UŁ. Podczas siedemnastu sesji (plenarnych i równoległych) uczestnicy wysłuchali łącznie 64 referatów oraz 3 wykładów zaproszonych.

Konferencję otworzył przewodniczący Komitetu Organizacyjnego Czesław Domański. W imieniu Włodzimierza Nykiela, rektora UŁ, uczestników konfe-

rencji powitał Antoni Różalski, prorektor ds. nauki, a następnie głos zabrał Paweł Starosta, dziekan Wydziału Ekonomiczno-Socjologicznego.

Tradycją pierwszego dnia konferencji jest prezentacja referatów historycznych poświęconych wybitnym przedstawicielom polskiej myśli statystycznej. Tę część konferencji rozpoczął Czesław Domański (Uniwersytet Łódzki) referatem pt. *Wybitni statystycy Władysław Grabski i Oskar Lange*, natomiast Tadeusz Bednarski (Uniwersytet Wrocławski) przypomniał sylwetkę Jerzego Sławy-Neymana. Wspomnienie o Zdzisławie Hellwigu wygłosił Józef Dziechciarz (Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu), z kolei Iwona Markowicz (Uniwersytet Szczeciński) mówiła o Mirosławie Gazińskiej. Czesław Domański opowiedział również o Władysławie Welfe, a przedstawiciele Uniwersytetu Wrocławskiego Grzegorz Wylupek i Piotr Nowak wygłosili wspomnienia o Józefie Łukaszewiczu i Jarosławie Bartoszewiczu.

Na konferencji przedstawiono trzy tzw. wykłady zaproszone. Pierwszy — *Węzłowe problemy modelowania i prognozowania upadłości firm* — był autorstwa Józefa Pocięchy, Barbary Pawelek, Mateusza Baryły, Sabiny Augustyn (Uniwersytet Ekonomiczny w Krakowie). W referacie przedstawiono wyniki rozważań teoretycznych oraz badań empirycznych dotyczących metod przydatnych do rozwiązywania problemów przewidywania *a priori* upadłości firm. Podobnie nie można *a priori* pokazać wskaźników finansowych o najwyższej zdolności predyktywnej w przewidywaniu upadłości firm. Autorzy wskazali, że włączenie zmiennych sztucznych do modelu logitowego służącego do prognozowania bankructwa może prowadzić do poprawy jakości prognostycznej. Tadeusz Trzaskalik (Uniwersytet Ekonomiczny w Katowicach) przedstawił wykład pt. *Dyskretnne metody wielokryterialnego wspomaganie decyzji i ich zastosowania*. Celem prezentacji było przedstawienie współczesnych kierunków rozwoju modelowania preferencji i ich syntezy w dyskretnych, wielokryterialnych problemach wspomaganie decyzji. Rozważania ilustrowane były przykładami związanymi z analizą różnorodnych sytuacji decyzyjnych, rozpatrywanych przez zespół, którym kierował autor referatu. Mirosław Krzyśko, Tomasz Górecki, Waldemar Wołyński (Uniwersytet im. Adama Mickiewicza w Poznaniu) byli autorami trzeciego wykładu pt. *Wielowymiarowa funkcjonalna analiza regresji w zastosowaniu do klasyfikacji danych*. Przedstawiono w nim nową metodę klasyfikacji wykorzystującą technikę wielorakiej analizy regresji (liniowej, logistycznej i nieparametrycznej) dla wielowymiarowych danych funkcjonalnych. W przypadku więcej niż dwóch grup zaproponowano metody łączenia klasyfikatorów. Metody klasyfikacji dla wielowymiarowych danych funkcjonalnych zilustrowano i omówiono w kontekście analizy rzeczywistych, wielowymiarowych szeregów czasowych.

Główny nurt badań naukowych omawianych podczas konferencji dotyczył jednak **zagadnień związanych z rozwojem teorii statystyki**, takich jak: parametryczne oraz nieparametryczne metody estymacji, analiza regresji i analiza przyczynowości. Temat *Estymacja mediany dokładną metodą bootstrapową* przed-

stawiała Joanna Kisielińska (SGGW). W badaniu tym teoretyczny rozkład estymatora mediany wykorzystano do weryfikacji skuteczności metody dokładnego bootstrapu. Andrzej Sokołowski i Kamil Fijorek (Uniwersytet Ekonomiczny w Krakowie) omówili z kolei temat *Estymator modalnej wykorzystujący ideę q -monotoniczności*. W referacie przedstawiono statystyczne własności proponowanego estymatora. Autorką referatu pt. *Nieparametryczna jądrowa estymacja krzywej ROC* była Aleksandra Baszczyńska (Uniwersytet Łódzki). Na podstawie wyników badania symulacyjnego podjęto w nim próbę określenia „optymalnych” parametrów metody jądrowej w estymacji krzywej ROC. W referacie *Wyznaczanie parametrów krzywej logistycznej z zastosowaniem wybranych sposobów estymacji* Artur Czech (Politechnika Białostocka) przedstawił analizę niektórych sposobów estymacji parametrów strukturalnych, m.in. metodę Hotellinga oraz zaproponował jej modyfikację.

W wystąpieniu nt. *Semiparametrycznych modeli mieszanych z parametrem euklidesowym oraz pewnymi parametrami całkowicie nieznanymi*, wygłoszonym przez Oleksiego Doronina i Rostislava Maiboroda z Taras Shevchenko National University of Kyiv, autorzy zaprezentowali metodę estymacji parametrów opartą na uogólnionym równaniu estymującym z wykorzystaniem procedury adaptacyjnej. Jacek Białek (Uniwersytet Łódzki) przedstawił referat *Przedział ufności dla cenowego indeksu Laspeyresa*. Autor omówił kilka metod konstrukcji przedziału ufności dla tytułowego indeksu. Tadeusz Gerstenkorn (Uniwersytet Łódzki) w wystąpieniu pt. *Uwagi o wzorze na momenty rozkładu prawdopodobieństwa Pólyi* zaznaczył, że G. Mühlbach podał interesujące wzory na momenty rozkładu Pólyi, podkreślając jednocześnie, że autor ten nie wnikał w ocenę efektywności rachunkowej podanego wzoru na momenty zwykłe. Z kolei prof. T. Gerstenkorn pokazał, co ma znaczenie praktyczne, że wzór ten można przedstawić w prostszej, wygodnej formie. Arkadiusz Kozłowski (Uniwersytet Gdański) przedstawił referat pt. *Losowanie zrównoważone i kalibracja — różne metody, ten sam cel*, w którym porównał alternatywną technikę, przyjętą do osiągnięcia tego samego celu. Dodatkowo dokonano analizy uwarunkowań oraz osiąganych korzyści z jednoczesnego stosowania dwóch rodzajów techniki. Rozważania teoretyczne wzbogacono wynikami eksperymentów symulacyjnych z danymi rzeczywistymi.

Rozważając **innowacyjne metody stosowane w analizie regresji**, Jacek Stelmach (Uniwersytet Ekonomiczny w Katowicach) przedstawił temat *O wykorzystaniu algorytmów genetycznych w ważonej MNK*. Był to opis wykorzystania algorytmu genetycznego pozwalającego relatywnie szybko i w zbliżony do optymalnego sposób ustalić wartości wag modelu regresyjnego zgodnie z najczęściej wykorzystywanymi miarami dopasowania. Grażyna Dehnel (Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu) przedstawiła referat *Regresja odporna w badaniu podmiotów gospodarczych*, w którym opisała próbę zastosowania wybranych metod regresji odpornej w badaniu podmiotów gospodarczych prowadzonym w statystyce publicznej. Łącząc zagadnienie funkcjonalnej analizy danych z tematem regresji, Daniel Kosiorowski (Uniwersytet Ekonomiczny w Krakowie)

wyłosił referat *Funkcjonalna regresja w krótkoterminowej predykcji ekonomicznego szeregu czasowego*. Omówił w nim niektóre propozycje przedstawiane w literaturze przez Hyndemana i jego współpracowników, a poświęcone krótkookresowej predykcji szeregów czasowych wykorzystujących funkcjonalną analizę danych. Tadeusz Bednarski (Uniwersytet Wrocławski) wyłosił referat *Metody statystycznej analizy przyczynowości*, w którym korzystając z prac D. R. Coxa i J. Pearla dotyczących monografii O. Aalena, O. Borgana i H. Gjessinga, a także badań własnych, przedstawił i omówił kluczowe kategorie statystyczne służące analizie przyczynowości.

Tematyka konferencji objęła również problem **konstrukcji nowych miar statystycznych oraz analizy ich własności**. Celem referatu *Analiza wrażliwości miar dywergencji Csiszara* przedstawionego przez Ewę Wędrorską (Uniwersytet Mikołaja Kopernika w Toruniu) było zbadanie oraz wzajemne porównanie stopnia wrażliwości miary dywergencji Csiszara i podobieństwa struktur na zmianę stopnia rozbieżności struktur. Dwa wystąpienia związane z konstrukcją miar regionalnych wyłosiła Małgorzata Markowska (Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu). Pierwszy referat dotyczył tematu *Regionalnej miary odporności na kryzys ekonomiczny*. Celem prezentacji było zaproponowanie konstrukcji miary odporności na kryzys możliwej do zastosowania dla danych regionalnych. Drugi referat opracowany we współpracy z Markiem Sobolewskim (Politechnika Rzeszowska) nosił tytuł *Regionalna ruchoma średnia przestrzenna*. Autorzy wspólnego referatu mieli na celu zaproponowanie zastosowania analogicznego podejścia do wygładzania regionalnych danych przestrzennych.

Ważnym zagadnieniem w omawianych referatach była **weryfikacja hipotez**. Janusz Wywiół (Uniwersytet Ekonomiczny w Katowicach) zaprezentował temat *O wyznaczaniu liczebności próby przy weryfikacji hipotezy o rozkładzie Benforda*. W referacie podjęto problem wyznaczania niezbędnej liczebności próby zapewniającej weryfikację właśnie postawionej hipotezy przy ustalonym poziomie istotności i mocy testu. Dorota Pekasiewicz (Uniwersytet Łódzki) przedstawiła temat *Analiza wybranych metod wnioskowania statystycznego o rozkładzie statystyki maksimum*. Autorka zaznaczyła, że w przypadku nieznanego rozkładu analizowanej zmiennej losowej konieczne jest rozstrzygnięcie za pomocą testów statystycznych, czy rozkład maksimum z próby jest rozkładem Gumbela czy też Frecheta lub Weibulla, a następnie oszacowanie parametrów tego rozkładu. Zaprezentowała ona analizę własności wybranych metod weryfikacji hipotez statystycznych oraz metod estymacji. Z kolei propozycję testu pozwalającego na wykrywanie zmian trendu przedstawili Michał Miłek i Grzegorz Kończak (Uniwersytet Ekonomiczny w Katowicach) w referacie *O wykrywaniu zmian trendu z wykorzystaniem testów permutacyjnych*. W wystąpieniu Dariusza Parysa (Uniwersytet Łódzki) pt. *Modyfikacje kontroli stopy błędów w testowaniu wielokrotnym* zaproponowano uogólnione podejście oparte na funkcji skalującej oraz ważonych stopach błędu. Pokazano procedury wielokrotne dające lepszą kontrolę nad błędami wnioskowania.

Podczas konferencji analizowano również **wykorzystanie metod bayesowskich w analizach statystycznych**. Piotr Białowolski, Tomasz Kuszewski i Bartosz Witkowski (SGH) w referacie *Porównanie uśredniania bayesowskiego oraz modeli czynnikowych w prognozowaniu podstawowych wielkości makroekonomicznych z wykorzystaniem danych z testów koniunktury* omówili podejście teoretyczne do modelowania i prognozowania podstawowych wielkości makroekonomicznych oparte na bardzo szerokim zestawie wskaźników obejmujących wiele wymiarów aktywności ekonomicznej. Paweł Kobus (SGGW) przedstawił referat pt. *Podejście bayesowskie do estymacji rozkładów plonów roślin uprawnych*, w którym podjął próbę wykorzystania obserwacji plonów grupy gospodarstw do poprawienia jakości estymacji rozkładu prawdopodobieństwa plonów pojedynczego gospodarstwa. Mieczysław Gruda (Instytut Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej — Państwowy Instytut Badawczy) w referacie *Estymacja bayesowska rolniczej funkcji produkcji i jej równowag: modelowanie CGE* zastosował bayesowskie oszacowanie funkcji wytwarzania translog do stosowania regionalnych obliczeń ogólnego modelu równowagi.

Tematyką szeroko omawianą na konferencji były **metody klasyfikacji danych, analizy dyskryminacyjnej i czynnikowej**. Mariusz Kubus (Politechnika Opolska) w referacie zatytułowanym *Selekcja zmiennych a problem szachownicy* podjął dyskusję nad metodami selekcji zmiennych w kontekście problemu szachownicy. Głównym celem wystąpienia było wskazanie rekomendacji do analizy zbiorów o podobnej strukturze klas. Piotr Białowolski (SGH) wygłosił także referat pt. *Wykorzystanie confirmacyjnej analizy czynnikowej w wariancie dla wielu grup oraz dynamicznych modeli czynnikowych do konstrukcji indeksu popytu na kredyt gospodarstw domowych*. Omówiono w nim konstrukcję wskaźnika wyprzedzającego popyt na kredyt gospodarstw domowych. Celem referatu *Porównanie dokładności metody odległości probabilistycznej i podejścia zagregowanego w taksonomii* autorstwa Doroty Rozmus (Uniwersytet Ekonomiczny w Katowicach) było porównanie dokładności metody odległości probabilistycznej z dokładnością podejścia zagregowanego w taksonomii. Piotr Tarka (Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu) przedstawił pracę na temat *Skala Likerta o różnej podstawie kategorii odpowiedzi a proces wyodrębniania czynników w eksploracyjnej analizie czynnikowej*. Była to analiza porównawcza skali Likerta o różnej podstawie rozpiętości kategorii odpowiedzi w kontekście wyodrębniania czynników w eksploracyjnej analizie czynnikowej.

Katarzyna Stąpor (Politechnika Śląska) w referacie pt. *Alternatywne, lepsze metody w krokowej analizie dyskryminacyjnej* przedstawiła alternatywne metody wykorzystujące nowe algorytmy selekcji cech oraz zaprezentowała nową metodę wykorzystującą metaheurystykę przeszukiwania z tabu. Stanisław Jaworski i Robert Pietrzykowski (SGGW) wygłosili referat pt. *Analiza wielowymiarowa z elementami analizy funkcjonalnej na przykładzie dochodów gospodarstw rolnych w latach 2004—2012*. Na podstawie wielowymiarowych metod przestrzennych z elementami funkcjonalnej analizy danych autorzy zestawili dynamikę

dochodów według województw. Artur Zaborski (Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu) omówił temat *Analiza zmian preferencji z wykorzystaniem metody wektorów dryfu*. Spośród wybranych metod niesymetrycznego skalowania wielowymiarowego szczególną uwagę zwrócił na metodę wektorów dryfu. Metoda ta umożliwia równoczesną prezentację na mapie percepcyjnej konfiguracji punktów reprezentujących analizowane obiekty, jak również wektorów wskazujących kierunek i siłę zmian zachodzących w preferencjach respondentów. Artur Mikułec (Uniwersytet Łódzki) przedstawił referat *Ocena działalności gospodarczej mikroprzedsiębiorstw w Polsce w latach 2009—2013*, w którym dokonał oceny aktywności prowadzonej działalności gospodarczej jednostek zatrudniających do 9 osób w przekroju województw w latach 2009—2013. Piotr Strożek (Uniwersytet Łódzki) omówił *Ranking regionalnej gospodarki opartej na wiedzy w Polsce*, w którym przedstawił klasyfikację GOW w województwach w latach 2003 i 2011.

Zastosowanie metod klasyfikacyjnych w analizach państw Unii Europejskiej zaprezentowano w referacie *Wykorzystanie TMR do badania konwergencji krajów Unii Europejskiej w latach 2001—2011* autorstwa Karoliny Górnej i Joanny Górnej (Uniwersytet Mikołaja Kopernika w Toruniu). W badaniu dokonano klasyfikacji regionów wykorzystując taksonomiczny miernik rozwoju w celu wyodrębnienia tzw. klubów konwergencji, w ramach których było badane zjawisko konwergencji w różnych ujęciach. Warto podkreślić, że referujące prezentowały jednocześnie **zastosowanie programów statystycznych** w swoich badaniach. Andrzej Dudek i Bartłomiej Jefmański (Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu) przygotowali referat pt. *Rozmyta metoda TOPSIS i jej implementacja w środowisku R*, w którym omówiono sposób implementacji miary syntetycznej w środowisku R. Celem referatu *Ocena efektywności pakietu mi imputacji danych brakujących* wygłoszonego przez Jerzego Korzeniewskiego (Uniwersytet Łódzki) było zbadanie jakości uzyskanych danych po uzupełnieniu zarówno w eksperymentach symulacyjnych, jak i na empirycznych zbiorach danych z repozytorium UCI. W charakterze metod konkurencyjnych zastosowano metody uzupełniania danych oparte na klasyfikacji danych, w szczególności na metodach przestrzenno-gęstościowych grupowania obiektów. Justyna Brzezińska (Uniwersytet Ekonomiczny w Katowicach) omówiła analizę klas ukrytych, stosowaną wówczas gdy zarówno zmienna obserwowalna, jak i zmienna ukryta mają charakter dyskretny. Do obliczeń empirycznych wykorzystano program R oraz dostępną w nim funkcję `poLCA`.

Odbyła się również wyczerpująca **dyskusja dotycząca zastosowania metod statystycznych w analizach finansowych**, w szczególności w zagadnieniach związanych z oceną ryzyka. Grażyna Trzpiot (Uniwersytet Ekonomiczny w Katowicach) przedstawiła referat pt. *Wybrane funkcjonały — przestrzenne miary kwantylowe*, w którym rozważała wybrane funkcjonały, które są odpornymi miarami opisowymi definiowanymi z wykorzystaniem wielowymiarowych przestrzennych kwantyli. Autorka omówiła przypadek wielowymiarowy z wykorzy-

staniem podejścia opisu przestrzennego. Referat pt. *Stochastyczny charakter celów w planowaniu finansowym gospodarstw domowych* wygłosili Radosław Pietrzyk i Paweł Rokita (Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu). Wystąpienie zawierało propozycję uwzględnienia rozkładu prawdopodobieństwa czasu realizacji oraz wielkości celów w optymalizacji planu finansowego gospodarstwa domowego. Dominik Krężolek (Uniwersytet Ekonomiczny w Katowicach) przedstawił referat *Aplikacja modeli zmienności i pomiar ryzyka na rynku metali szlachetnych*, którego przedmiotem była prezentacja wybranych modeli zmienności i analiza ryzyka w przypadku inwestycji podejmowanych na rynku metali szlachetnych. Analizę ryzyka przeprowadzono wykorzystując metodologię wartości zagrożonej.

Referat nt. *Zjawiska długiej pamięci w opisywaniu warunkowej zmienności na rynku metali szlachetnych oraz wykorzystania danych o wysokiej częstotliwości* przedstawili Kashif Saleem (Lappeenranta University of Technology, Finland) i Muhmmad Naeem (Sapienza Universita di Roma). Autorzy zastosowali modele FIGARCH z różną częstotliwością danych. W referacie wskazano możliwość wykorzystania wyników do prognozowania zmienności przy planowaniu strategii inwestycyjnej o różnych okresach. Monika Mościbrodzka i Magdalena Homa (Uniwersytet Wrocławski) przedstawiły pracę pt. *Zastosowanie modeli market-timing do oceny ryzyka i efektywności UFK w Polsce*, w której omówiły wykorzystanie modeli stosowanych do oceny efektywności funduszy inwestycyjnych akcji w badaniu efektywności i ryzyka funduszy kapitałowych UFK. Renata Karkowska (Uniwersytet Warszawski) omówiła temat *Zastosowanie modelu GARCH (1,1) do szacowania transmisji szoków na rynku obligacji*. Celem badania była identyfikacja zmienności spreadu kredytowego obligacji w wybranych krajach europejskich w czasie kryzysu finansów publicznych Grecji w latach 2010—2013. Tematyka obligacji omawiana była w innym kontekście w referacie *Determinanty rentowności długoterminowych obligacji skarbowych w krajach UE w latach 1980—2013* autorstwa Wiktora Wojciechowskiego, Piotra Ciżkowicza, Andrzeja Rzońcy i Rafała Sadocha (SGH). Przeanalizowano w nim determinanty rentowności 10-letnich obligacji skarbowych denominowanych w walucie krajowej na podstawie wyników estymacji modeli panelowych dla 23 krajów Unii Europejskiej w latach 1980—2012. Paweł Fiedor (Uniwersytet Ekonomiczny w Krakowie) w referacie *Analiza ewolucji nieliniowych sieci finansowych w czasie* pominął standardową analizę statycznej struktury tych sieci i skupił się na zagadnieniu ich ewolucji. W badaniu oparł analizę na współczynniku największej korelacji Hirschfelda-Gebeleina-Rény'ego. Celem pracy *Produkty strukturyzowane na polskim rynku* Anny Jurek (Uniwersytet Łódzki) było podjęcie analizy istniejących produktów strukturyzowanych pod względem zastosowanych w nich strategii opcyjnych i odpowiedź na pytanie, czy istnieją strategie najbardziej efektywne.

Tematy konferencji WAS 2014 objęły również **metody stosowane w analizach demograficznych**. Justyna Wilk (Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu)

wiu) omówiła temat *Zastosowanie danych symbolicznych w konstrukcji grawitacyjnego modelu przepływów migracyjnych*. W referacie autorka omówiła koncepcję danych symbolicznych i możliwości jej wykorzystania w analizie danych regionalnych i ekonometrii przestrzennej. Referat *Macierze projekcji populacji i twierdzenia ergodyczne* przedstawił Piotr Szczepocki (Uniwersytet Łódzki). Omówił w nim analizę asymptotyczną dynamiki populacji przy wykorzystaniu macierzy projekcji. W szczególności autor zajął się twierdzeniami ergodycznymi dynamiki populacji.

Uczestnicy konferencji przedstawili też **zastosowanie metod statystycznych w analizach empirycznych**. W referacie *Wykorzystanie analizy trwania do oceny skuteczności programu zwiększającego efektywność zawodową* autorki Iwona Markowicz i Beata Bieszk-Stolorz (Uniwersytet Szczeciński) dokonały oceny wpływu realizacji programu zwiększającego efektywność zawodową na czas trwania bezrobocia. Z kolei Dorota Strózik i Tomasz Strózik (Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu) rozważali temat *Jaki wpływ na jakość życia dzieci mają relacje rodzinne? Pierwsze wnioski z realizacji projektu Children's Worlds w Polsce*. Przedmiotem badania była ocena jakości życia rodzinnego i jego wpływ na jakość życia dzieci w subiektywnym ujęciu. *Model predykcji lojalności klientów biur podróży w Polsce* przedstawili Izabela Michalska-Dudek i Andrzej Dudek (Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu). Autorzy omówili istotę modelu przewidywania lojalności klientów oraz jej przykładowe zastosowanie i weryfikację dla sieci franczyzowej biur podróży w Polsce. W referacie autorstwa Rafała Jędrusia i Anny Manowskiej (Politechnika Śląska) *Wykorzystanie analizy harmonicznej w prognozowaniu wielkości sprzedaży węgla kamiennego* zaproponowano model dekompozycji ciągu czasowego do prognozowania wielkości sprzedaży węgla kamiennego, w którym wyodrębniono składowe systematyczne — tendencję rozwojową oraz dwie składowe cykliczne. Referat pt. *Badanie zachowania użytkowników portalów internetowych* przedstawił Germanas Budnikas (Uniwersytet w Białymstoku). Celem tego badania była analiza modeli zachowania użytkowników finalizujących transakcje w portalu internetowym (np. zamówienie usługi) oraz analiza interakcji użytkowników dla wpływania na ich czynności w przypadku potwierdzenia hipotezy o możliwości niezakończenia transakcji. Sławomir Kulesza i Mirosław Belej (Uniwersytet Warmińsko-Mazurski w Olsztynie) zaprezentowali temat *Niestacjonarne szeregi czasowe cen nieruchomości mieszkaniowych*. W referacie podjęto próbę analizy dynamiki zmian cen nieruchomości traktowanej jako proces stochastyczny w aspekcie stacjonarności lub niestacjonarności szeregów czasowych. Magdalena Chmielińska (Uniwersytet Ekonomiczny w Katowicach) w referacie *Koszty kontroli odbiorczej dla liczbowej oceny właściwości przy niezgodności rozkładu charakterystyki z założeniami* przedstawiła procedurę wyznaczania stałej k liczbowego planu odbiorczego o zadanej liczebności próbki i ryzyku producenta w przypadku rozkładu kontrolowanej charakterystyki istotnie różnego od rozkładu normalnego. Michał Szymczak (Uniwersytet Łódzki) i Jarosław Grabo-

wicz (BSH Sprzęt Gospodarstwa Domowego Sp. z o.o.) przygotowali referat pt. *Analiza procesu kurczenia się produktu z polipropylenu z zastosowaniem modelu nieliniowego*. Omówiono w nim kurczenie się części z tworzywa sztucznego na przykładzie modułu przedniego suszarki do ubrań. Bronisław Ceranka i Małgorzata Graczyk (Uniwersytet Przyrodniczy w Poznaniu) w swoich referatach przedstawili zagadnienie konstrukcji chemicznych układów wagowych. Pierwszy referat pt. *Regularne D- optymalne chemiczne układy wagowe o skorelowanych błędach: konstrukcja* omawiał tematykę wyznaczenia chemicznego układu wagowego spełniającego kryterium D- optymalności przy założeniu, że błędy pomiarów są jednakowo skorelowane i mają równe wariancje. Drugi referat zatytułowany *Metoda konstrukcji regularnego A- optymalnego chemicznego układu wagowego* prezentował nową metodę konstrukcji macierzy regularnego A- optymalnego chemicznego układu wagowego.

Podsumowania konferencji dokonał Czesław Domański. Przewodniczący Komitetu Organizacyjnego podziękował wszystkim za udział w konferencji i poinformował, że XXXIV międzynarodowa konferencja naukowa *Wielowymiarowa analiza statystyczna 2015*, (WAS 2015) (*The 34th International Annual Conference on Multivariate Statistical Analysis*, MSA 2015) odbędzie się w Łodzi od 16 do 18 listopada 2015 r. Przewodnictwo Komitetu Organizacyjnego przyszłorocznej edycji objął Czesław Domański, a sekretarzami naukowymi zostały Anna Jurek i Elżbieta Zalewska.

Oprac. dr Marta Malecka, mgr Elżbieta Zalewska — Uniwersytet Łódzki



Z marcowej oferty wydawniczej GUS warto zwrócić uwagę na pozycję cykliczną **„Wykaz identyfikatorów i nazw jednostek podziału terytorialnego kraju. Podział terytorialny z dnia 01.01.2015 r.”**.

Publikacja ta, ukazująca się co 5 lat w serii zeszytów metodycznych i klasyfikacji, zawiera najbardziej aktualny wykaz jednostek podziału terytorialnego Polski, uwzględniający zmiany w podziale terytorialnym dokonane na podstawie rozporządzeń Rady Ministrów w okresie od 02.01.1999 r. do 01.01.2015 r.

Opracowanie o charakterze tabelarycznym składa się z uwag metodycznych, w których przybliżono czytelnikom podstawowe zasady budowy i aktualizacji identyfikatora jednostek podziału terytorialnego, a także jego zastosowanie. W dalszej części publikacji zamieszczono zestawienie liczby jednostek podziału terytorialnego, wykaz identyfikatorów, nazw województw oraz nazw jednostek podziału terytorialnego kraju. W opracowaniu, jako odrębne pozycje wchodzące w skład jednostek zasadniczego podziału terytorialnego kraju, ujęto dzielnice m.st. Warszawy oraz delegatury (dawne dzielnice) miast: Kraków, Łódź, Poznań i Wrocław, a także miasta i obszary wiejskie wchodzące w skład gmin miejsko-wiejskich. Zamieszczone w wykazie identyfikatory jednostek podziału terytorialnego zostały określone w załączniku nr 1 do rozporządzenia Rady Ministrów z 15 grudnia 1998 r. w sprawie szczegółowych zasad prowadzenia, stosowania i udostępniania krajowego rejestru urzędowego podziału terytorialnego kraju oraz związanych z tym obowiązków organów administracji rządowej i jednostek samorządu terytorialnego, obowiązującego od 1 stycznia 1999 r. Podobnie jak w poprzedniej edycji, oprócz wykazu jednostek podziału terytorialnego w układzie województw, w publikacji zawarto także aneks alfabetyczny powiatów, miast na prawach powiatu, gmin i ich części oraz miast.

Publikacja została wydana w formie tradycyjnej w wersji polsko-angielskiej, dostępna jest również na płycie CD oraz na stronie internetowej Urzędu.

W marcu br. ukazały się również: **„Biuletyn Statystyczny nr 2/2015”**, **„Budownictwo mieszkaniowe. I—IV kwartał 2014 r.”**, **„Ceny w gospodarce narodowej. Luty 2015 r.”**, **„Ceny robót budowlano-montażowych i obiektów budowlanych — styczeń 2015 r.”**, **„Informacja o sytuacji społeczno-gospodarczej kraju w lutym 2015 r.”**, **„Obrót nieruchomościami w 2013 r.”**, **„Produkcja ważniejszych wyrobów przemysłowych II 2015 r.”** oraz **„Wiadomości Statystyczne Nr 3. Marzec 2015 r.”**.

Oprac. Justyna Gustyn

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

W lutym br. obserwowano umocnienie dynamiki produkcji sprzedanej przemysłu w skali roku. Produkcja budowlano-montażowa była nieznacznie niższa niż przed rokiem, kiedy notowano jej znaczny wzrost. W wolniejszym tempie niż przed miesiącem zwiększyła się sprzedaż detaliczna. Skala spadku cen producentów w przemyśle i budownictwie nie uległa istotnej zmianie, nieco pogłębił się natomiast spadek cen towarów i usług konsumpcyjnych (wykr. 1).

Przeciętne zatrudnienie w sektorze przedsiębiorstw kształtowało się powyżej poziomu notowanego w lutym ub. roku. Zmniejszyła się liczba zarejestrowanych bezrobotnych. Stopa bezrobocia rejestrowanego również była niższa niż rok wcześniej i, podobnie jak przed miesiącem, wyniosła 12,0% (wykr. 2). Według wyników badania popytu na pracę w 2014 r. utworzono znacznie więcej niż w 2013 r. nowych miejsc pracy. Obniżyła się jednocześnie skala likwidacji miejsc pracy.

Przeciętne miesięczne wynagrodzenia nominalne brutto w sektorze przedsiębiorstw w lutym br. zwiększyły się w skali roku w nieco mniejszym stopniu niż w poprzednich miesiącach. Dalsze osłabienie dynamiki cen konsumpcyjnych wpłynęło na utrzymanie wysokiego wzrostu siły nabywczej płac. Nominalne i realne emerytury i renty w obydwu systemach rosły w podobnym tempie do notowanego w styczniu br.

Produkcja sprzedana przemysłu w lutym br. była wyższa niż przed rokiem o 4,9% (po wyeliminowaniu czynników o charakterze sezonowym — o 4,7%) (wykr. 3). Większy niż przeciętnie w przemyśle był wzrost produkcji w przetwórstwie przemysłowym. Znaczny spadek produkcji utrzymał się natomiast w górnictwie i wydobywaniu. Wyższa niż rok wcześniej była produkcja w większości głównych grupowań przemysłowych, z wyjątkiem dóbr związanych z energią. Produkcja budowlano-montażowa zrealizowana w lutym br. na terenie kraju była o 0,3% niższa niż przed rokiem (po wyeliminowaniu czynników o charakterze sezonowym spadek wyniósł 1,6%) (wykr. 4). Poniżej poziomu sprzed roku kształtowała się produkcja w robotach budowlanych specjalistycznych i budowie budynków. Znaczący wzrost odnotowano natomiast w budowie obiektów inżynierii lądowej i wodnej. Sprzedaż detaliczna zwiększyła się w skali roku o 2,4%.

Ogólny klimat koniunktury w przetwórstwie przemysłowym w marcu br. oceniany jest korzystniej niż przed miesiącem. Pozytywne, wobec negatywnych w lutym br., są oceny dotyczące portfela zamówień oraz bieżącej produkcji, a prognozy dotyczące tych obszarów są bardziej optymistyczne. Nadal pesymistycznie oceniana jest bieżąca ogólna sytuacja gospodarcza i finansowa, ale przewidywania w tych obszarach są korzystniejsze niż przed miesiącem. Podmioty budowlane oceniają koniunkturę mniej pesymistycznie niż w lutym br., głównie pod wpływem pozytywnych przewidywań dotyczących produkcji budowlano-montażowej na rynku krajowym, portfela zamówień krajowych i ogólnej sytuacji gospodarczej przedsiębiorstw. Ogólny klimat koniunktury w handlu detalicznym oceniany jest pozytywnie, wobec negatywnych wskazań przed miesiącem, na co wpływają korzystne prognozy w większości badanych obszarów.

W 2014 r. badane przedsiębiorstwa niefinansowe uzyskały nieco słabsze niż przed rokiem wyniki finansowe brutto i netto. Nieznacznie wolniejsza dynamika przychodów z całokształtu działalności niż kosztów ich uzyskania spowodowała niewielkie pogorszenie większości podstawowych relacji ekonomiczno-finansowych (wykr. 5). Zwiększył się udział przedsiębiorstw wykazujących zysk netto w ogólnej liczbie przedsiębiorstw, ale udział ich przychodów w przychodach z całokształtu działalności ogółu badanych podmiotów był niższy niż przed rokiem. Podstawowe relacje ekonomiczno-finansowe eksporterów, mimo nieznacznego pogorszenia w skali roku, kształtowały się nieco korzystniej niż dla ogółu przedsiębiorstw.

Nakłady inwestycyjne badanych przedsiębiorstw w 2014 r. wzrosły (w cenach stałych) w większym stopniu niż przed rokiem (16,9%, wobec 6,1%) (wykr. 6). Nakłady na zakupy zwiększyły się w tempie zbliżonym do nakładów ogółem, a na budynki i budowle — nieco niższym. Wzrost nakładów podmiotów z kapitałem zagranicznym był wolniejszy niż przeciętny dla ogółu przedsiębiorstw i wyniósł 10,9%. Zwiększyła się liczba inwestycji rozpoczętych ogółem (o 2,1%), ale ich wartość kosztorysowa była nieznacznie niższa niż w 2013 r. (o 0,9%).

W styczniu br. w obrotach towarowych handlu zagranicznego (liczonych w złotych) obserwowano wzrost eksportu i spadek importu. Wymiana zamknęła się dodatnim saldem (wobec ujemnego w poprzednich latach). Zwiększył się

eksport do krajów rozwiniętych (w tym do krajów UE) oraz rozwijających się, natomiast znacznie obniżył się do krajów Europy Środkowo-Wschodniej. W imporcie notowano spadek wymiany ze wszystkimi grupami krajów, z wyjątkiem krajów rozwijających się.

Na rynku rolnym w lutym br., przy zwiększonej podaży, przeciętne ceny skupu większości podstawowych produktów rolnych, z wyjątkiem cen żywca wołowego, były niższe niż przed rokiem (wykr. 7). Podobne tendencje obserwowano w obrocie targowiskowym. Niski wskaźnik opłacalności tuczu trzody chlewnej nieco się poprawił w porównaniu z poprzednim miesiącem i analogicznym okresem ub. roku.

Dochody budżetu państwa w okresie dwóch miesięcy br. wyniosły 47,2 mld zł, a wydatki — 58,5 mld zł (odpowiednio 15,9% oraz 17,0% kwoty założonej w ustawie budżetowej na 2015 r.). Budżet zamknął się deficytem w wysokości 11,3 mld zł, co stanowiło 24,6% planu.

Departament Analiz i Opracowań Zbiorczych, GUS

SPIS TREŚCI

STUDIA METODOLOGICZNE

<i>Sebastian Kokot</i> — Przyczynek do badań nad indeksami cen nieruchomości	1
--	---

BADANIA I ANALIZY

<i>Piotr Szukalski</i> — Przestrzenne zróżnicowanie diety w Polsce	13
<i>Justyna Wiktorowicz</i> — Dezaktywizacja zawodowa w Polsce	28

STATYSTYKA MIĘDZYNARODOWA

<i>Tomasz Grabia</i> — Finanse publiczne najważniejszych gospodarczo krajów europejskich	42
--	----

Z PRAC RADY STATYSTYKI

<i>Antoni Żurawicz</i> — Działalność Rady Statystyki w II półroczu 2014 r.	56
---	----

INFORMACJE. PRZEGLĄDY. RECENZJE

Posiedzenie Naukowej Rady Statystycznej — grudzień 2014 r. (oprac. <i>Antoni Żurawicz</i>)	64
XXXIII międzynarodowa konferencja naukowa <i>Wielowymiarowa analiza statystyczna 2014</i> (oprac. <i>Marta Malecka, Elżbieta Zalewska</i>)	70
Wydawnictwa GUS — marzec 2015 r. (oprac. <i>Justyna Gustyn</i>)	79
Informacja o sytuacji społeczno-gospodarczej kraju — luty 2015 r. (oprac. <i>Departament Analiz i Opracowań Zbiorczych, GUS</i>)	80

CONTENTS

METHODOLOGICAL STUDIES

<i>Sebastian Kokot</i> — Contribution to the study of real estate price indices ...	1
---	---

SURVEYS AND ANALYSES

<i>Piotr Szukalski</i> — Spatial distribution of fertility in Poland	13
<i>Justyna Wiktorowicz</i> — Professional deactivation in Poland	28

INTERNATIONAL STATISTICS

<i>Tomasz Grabia</i> — Public finance of the major economies of the European countries	42
--	----

ACTIVITY OF THE STATISTICAL COUNCIL

<i>Antoni Żurawicz</i> — The activity of the Statistical Council in the second half of 2014	56
---	----

INFORMATION. REVIEWS. COMMENTS

Meeting of the Scientific Statistical Council — December 2014 (by <i>Antoni Żurawicz</i>)	64
XXXIII international scientific conference <i>Multidimensional statistical analysis 2014</i> (by <i>Marta Małecka, Elżbieta Zalewska</i>)	70
Publications of the CSO of Poland in March 2015 (by <i>Justyna Gustyn</i>)	79
Information on the socio-economic situation of Poland in February 2015 (by <i>Aggregated Studies Department, CSO</i>)	80

TABLE DES MATIÈRES

ÉTUDES MÉTHODOLOGIQUES

<i>Sebastian Kokot</i> — Complément aux enquêtes sur les indices de prix des immobilier	1
---	---

ÉTUDES ET ANALYSES

<i>Piotr Szukalski</i> — Différenciation spatiale de la fécondité en Pologne	13
<i>Justyna Wiktorowicz</i> — Cessation forcée d'activité professionnelle en Pologne	28

STATISTIQUES INTERNATIONALES

<i>Tomasz Grabia</i> — Finances publiques relatives aux pays européens le plus importants d'un point de vue économique	42
--	----

DE TRAVAUX DU CONSEIL DE LA STATISTIQUE

<i>Antoni Żurawicz</i> — Activité du Conseil de la Statistique au II semestre 2014	56
--	----

INFORMATIONS. REVUES. COMPTE-RENDUS

Session du Conseil Scientifique de la Statistique — décembre 2014 (par <i>Antoni Żurawicz</i>)	64
XXXIII-ème conférence scientifique internationale <i>Analyse statistique multidimensionnelle 2014</i> (par <i>Marta Małecka, Elżbieta Zalewska</i>)	70
Publications du GUS (mars 2015) (par <i>Justyna Gustyń</i>)	79
Information sur la situation socio-économique du pays — février 2015 (par <i>Département d'Analyses et d'Élaborations Agrégées, GUS</i>)	80

СОДЕРЖАНИЕ

МЕТОДОЛОГИЧЕСКИЕ ИЗУЧЕНИЯ

<i>Себастьян Кокот</i> — Вклад в изучение индексов цен недвижимости	1
---	---

ОБСЛЕДОВАНИЯ И АНАЛИЗЫ

<i>Пiotр Шукальски</i> — Пространственная дифференциация рождаемости в Польше	13
<i>Юстина Викторович</i> — Профессиональная дезактивация в Польше	28

МЕЖДУНАРОДНАЯ СТАТИСТИКА

<i>Томаш Грабя</i> — Государственные финансы самых важных экономически европейских стран	42
--	----

ИЗ ДЕЯТЕЛЬНОСТИ СОВЕТА СТАТИСТИКИ

<i>Антони Журавич</i> — Деятельность Совета статистики во II половине 2014 г.	56
---	----

ИНФОРМАЦИИ. ОБЗОРЫ. РЕЦЕНЗИИ

Заседание Научного Совета Статистики — декабрь 2014 г. (разраб. <i>Антони Журавич</i>)	64
XXXIII международная научная конференция <i>Многомерный статистический анализ 2014</i> (разраб. <i>Марта Малэцка, Эльжбета Залевска</i>)	70
Публикации ЦСУ (март 2015 г.) (разраб. <i>Юстина Густын</i>)	79
Информация о социально-экономическом положении страны — февраль 2015 г. (разраб. <i>Отдел анализа и сводных разработок, ЦСУ</i>)	80

Do Autorów

Szanowni Państwo!

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

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

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

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

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

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

Informacje ogólne

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

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

Wymogi edytorskie wydawnictwa

Artykuł powinien mieć optymalną objętość (łącznie z wykresami, tablicami i literaturą) 10—20 stron przygotowanych zgodnie z poniższymi wytycznymi:

1. Edytor tekstu — Microsoft Word, format *.doc lub *.docx.
2. Czcionka:
 - autor — Arial, wersalik, wyrównanie do lewej, 12 pkt.,
 - tytuł opracowania — Arial, wyśrodkowany, 16 pkt.,
 - tytuły rozdziałów i podrozdziałów — Times New Roman, wyśrodkowany, kursywa, 14 pkt.,
 - tekst główny — Times New Roman, normalny, wyjustowany, 12 pkt.,
 - przypisy — Times New Roman, 10 pkt.
3. Marginesy przy formacie strony A4 — 2,5 cm z każdej strony.
4. Odstęp między wierszami półtorej linii oraz interlinia przed tytułami rozdziałów.
5. Pierwszy wiersz akapitu wcięty o 0,4 cm, enter na końcu akapitu.
6. Wyszczególnianie rozmaitych kategorii należy zacząć od kropek, a numerowanie od cyfr arabskich.
7. Strony powinny być ponumerowane automatycznie.
8. Wykresy powinny być załączone w osobnym pliku w oryginalnej formie (Excel lub Corel), tak aby można było je modyfikować przy opracowaniu edytorskim tekstu. W tekście należy zaznaczyć miejsce ich włączenia. Należy także przekazać dane, na podstawie których powstały wykresy.
9. Tablice należy zamieszczać w tekście, zgodnie z treścią artykułu. W tablicach nie należy stosować rastrów, cieniowania, pogrubiania czy też podwójnych linii itp., a także skrótów wyrazów w tekście zamieszczanym w „główce” i „boczku”.
10. Pod wykresami i tablicami należy podać informacje dotyczące źródła opracowania.
11. Oznaczenia literowe należy wyróżniać następująco: macierze — wersalik, proste, pogrubione (np. **P**, **N_{ij}**); wektory — małe litery, kursywa, pogrubione (np. **w**, **x_i**); pozostałe zmienne — małe litery, kursywa, bez pogrubienia (np. *w*, *x_i*).
12. Stosowane są skróty: tablica — tabl., wykres — wykr.
13. Przypisy do tekstu należy umieszczać na dole strony.
14. Przytaczane w treści artykułu pozycje literatury przedmiotu należy zamieszczać podając nazwisko autora i rok wydania publikacji według wzoru: (Kowalski, 2002). Z kolei przytaczane z podaniem stron pozycje literatury przedmiotu należy zamieszczać w przypisie dolnym według wzoru: Kowalski (2002), s. 50—58.
15. Wykaz literatury należy zamieszczać na końcu opracowania według porządku alfabetycznego według wzoru: Kowalski J. (2002), *Tytuł publikacji*, Wydawnictwo X, Warszawa (bez podawania numerów stron). Literatura powinna obejmować wyłącznie pozycje przytoczone w artykule.