

Cena zł 12,00
(VAT 5%)

Indeks 381306
PL ISSN 0043-518X

WIADOMOŚCI STATYSTYCZNE

GŁÓWNY
URZĄD
STATYSTYCZNY

POLSKIE
TOWARZYSTWO
STATYSTYCZNE

MIESIĘCZNIK
ROK LVII
WARSZAWA
LIPIEC 2012

7

w numerze m.in.:

OBRADY KONGRESU STATYSTYKI POLSKIEJ (oprac. Elżbieta Gołata)

JACEK BIAŁEK

Propozycja indeksu cen

WIESŁAWA DOMAŃSKA, GRZEGORZ JABŁONOWSKI

Europejskie Rachunki Ekonomiczne Środowiska

PIOTR WDOWIŃSKI

Wpływ wyższych wymogów kapitałowych w sektorze bankowym na wzrost gospodarczy



Cena zł 12,00
(VAT 5%)

Indeks 381306
PL ISSN 0043-518X

WIADOMOŚCI STATYSTYCZNE

GŁÓWNY
URZĄD
STATYSTYCZNY

POLSKIE
TOWARZYSTWO
STATYSTYCZNE

MIESIĘCZNIK
ROK LVII
WARSZAWA
LIPIEC 2012

7

w numerze m.in.:

OBRADY KONGRESU STATYSTYKI POLSKIEJ (oprac. Elżbieta Gołata)

JACEK BIAŁEK
Propozycja indeksu cen

WIESŁAWA DOMAŃSKA, GRZEGORZ JABŁONOWSKI
Europejskie Rachunki Ekonomiczne Środowiska

PIOTR WDOWIŃSKI
Wpływ wyższych wymogów kapitałowych w sektorze bankowym na wzrost gospodarczy

KOLEGIUM REDAKCYJNE:

prof. dr hab. Tadeusz Walczak (redaktor naczelny, tel. 22 608-32-89, t.walczak@stat.gov.pl), dr Stanisław Paradysz (zastępca red. nacz.), prof. dr hab. Józef Zegar (zastępca red. nacz., tel. 22 826-14-28), inż. Alina Świdarska (sekretarz redakcji, tel. 22 608-32-25, a.swiderska@stat.gov.pl), mgr Jan Berger (tel. 22 608-32-63), dr Marek Cierpiał-Wolan (tel. 17 853-26-35), mgr inż. Anatol Kula (tel. 0-668 231 489), mgr Wiesław Łagodziński (tel. 22 608-32-93), 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. 22 608-34-25), mgr Ewa Czumaj, prof. dr hab. Czesław Domański, dr Jacek Kowalewski, mgr Krzysztof Kurkowski, mgr Izabella Zagoździńska, mgr Katarzyna Jaszczyk-El Guerouani (sekretarz, tel. 22 608-32-19, k.jaszczyk@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

WARUNKI PRENUMERATY REALIZOWANEJ PRZEZ RUCH S.A.

Prenumerata krajowa:

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

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

Prenumerata opłacana w złotych ze zleceniem wysyłki za granicę:

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

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

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

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

Warunkiem rozpoczęcia wysyłki prenumeraty jest dokonanie wpłaty na nasze konto.

Terminy przyjmowania wpłat na prenumeratę „WIADOMOŚCI STATYSTYCZNYCH”:

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

do 05.03 — na II kwartał roku bieżącego,

do 05.06 — na III kwartał roku bieżącego,

do 05.09 — na IV kwartał roku bieżącego.

NR 7 (614)
LIPIEC 2012

WIADOMOŚCI STATYSTYCZNE

CZASOPISMO GŁÓWNEGO URZĘDU STATYSTYCZNEGO
 I POLSKIEGO TOWARZYSTWA STATYSTYCZNEGO



Prezydent
Rzeczypospolitej Polskiej

Warszawa, 18 kwietnia 2012 roku

Organizatorzy i Uczestnicy
Kongresu Statystyki Polskiej
w Poznaniu

Szanowni Państwo!

Serdecznie pozdrawiam organizatorów i uczestników obradującego w Poznaniu Kongresu Statystyki Polskiej. Dziękuję za zaproszenie do wzięcia udziału w tym uroczystym spotkaniu, zorganizowanym w stulecie utworzenia Polskiego Towarzystwa Statystycznego, jednego z najstarszych stowarzyszeń statystycznych na świecie. To prawdziwie święto wszystkich, którzy współtworzyli i nadal współtworzą historię i renomę tej organizacji. Honorowy patronat, którym objąłem Kongres Statystyki Polskiej, jest wyrazem uznania dla rangi tego wydarzenia oraz dla znakomych osiągnięć polskich statystyków na przestrzeni minionego stulecia, dla ich dokonań naukowych oraz obywatelskiego zaangażowania na rzecz pomysłnego rozwoju naszej Ojczyzny.

Warto tu przypomnieć główny cel, który w roku 1912 przyświecał założycielom Polskiego Towarzystwa Statystycznego. Był to sięgający czasów najdawniejszych statystyczny opis ziem z trzech zaborów. Opublikowana w roku 1915 „Statystyka Polski” była cennym, autorytatywnym źródłem wiedzy, wykorzystanym między innymi w procesie ustalania granic odrodzonej Rzeczypospolitej. Późniejsze dzieje PTS odzwierciedlają dzieje polskiej statystyki w każdym wymiarze, nosząc również ślady dramatycznej historii Polski. Członkowie Towarzystwa angażowali się w walkę o odzyskanie niepodległości i jej obronę, intensywnie działali na rzecz zachowania polskiej tożsamości narodowej oraz tworzenia i rozwoju społeczeństwa obywatelskiego. Współcześnie misją Polskiego Towarzystwa Statystycznego jest *rozwijanie społecznej, naukowej i zawodowej działalności członków w dziedzinie teorii, metodologii, praktyki i upowszechniania wiedzy statystycznej w społeczeństwie*. Misja ta realizowana jest w stałej i ścisłej współpracy ze służbami statystyki publicznej, ze środowiskiem naukowym oraz z administracją rządową i samorządową. Także na forum organizacji międzynarodowych, których PTS jest członkiem i z którymi współpracuje – przyczyniając się tym samym do rozwoju statystyki światowej.

Dzisiaj przed Polskim Towarzystwem Statystycznym oraz całym środowiskiem polskich statystyków stoją nowe wyzwania. W warunkach globalizacji, gwałtownego postępu technicznego oraz decentralizacji procesów decyzyjnych dostęp do obiektywnych, rzetelnych danych statystycznych ma olbrzymie znaczenie. Tym większą rolę odgrywają teoretycy i praktycy badań statystycznych, coraz trafniej opisujący i rozumiejący otaczającą nas rzeczywistość, doskonalący metody i narzędzia analiz naukowych, umożliwiający racjonalne planowanie i działanie w niemal każdym obszarze aktywności społeczeństw i jednostek. Ten prorozwojowy wymiar statystyki publicznej i związana z nim odpowiedzialność winni mieć stale na uwadze zarówno jej twórcy, jak i wszyscy, którzy wykorzystują ją przy podejmowaniu indywidualnych decyzji. Bez danych statystycznych nasza wiedza o świecie oraz o procesach w nim zachodzących byłaby bardzo uboga.

Gratuluje pięknego jubileuszu i życzę Państwu inspirującej i twórczej wymiany myśli podczas Kongresu, umocnienia koleżeńskich więzów oraz satysfakcji z kompetencji i owocnej służby współobywatelom. Raz jeszcze gorąco Państwa pozdrawiam.

Bronisław Komorowski

STULECIE POLSKIEGO TOWARZYSTWA STATYSTYCZNEGO

Obrady Kongresu Statystyki Polskiej



Od 18 do 20 kwietnia 2012 r. odbywał się w Poznaniu Kongres Statystyki Polskiej inaugurujący uroczyste obchody 100-lecia Polskiego Towarzystwa Statystycznego, jednego z najstarszych stowarzyszeń statystycznych na świecie. Było to wyjątkowe wydarzenie o międzynarodowym wymiarze, nad którym honorowy patronat objął Prezydent Rzeczypospolitej Polskiej Bronisław Komorowski.

Komitet Organizacyjny Kongresu: przewodnicząca — Elżbieta Gołata, Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu; członkowie: Wojciech Adamczewski, GUS; Grażyna Dehnel, Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu, Urząd Statystyczny w Poznaniu; Tomasz Grudziak, Urząd Marszałkowski Województwa Wielkopolskiego; Marek Kalemba, Urząd Miasta Poznania; Tomasz Klimanek, Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu, Urząd Statystyczny w Poznaniu; Jacek Kowalewski, Urząd Statystyczny w Poznaniu, Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu; Władysław W. Łagodziński, PTS; Andrzej Plesiński, Wielkopolski Urząd Wojewódzki w Poznaniu; Feliks Wysocki, Uniwersytet Przyrodniczy w Poznaniu.

Komitet Naukowy Kongresu: przewodniczący — prof. dr hab. Czesław Domański, prezes PTS, Uniwersytet Łódzki; członkowie: prof. dr hab. Andrzej S. Barczak, Uniwersytet Ekonomiczny w Katowicach; prof. dr hab. Tadeusz Borys, Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu; prof. dr hab. Tadeusz Caliński, Uniwersytet Przyrodniczy w Poznaniu; prof. dr hab. Krzysztof Jajuga, Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu; prof. dr hab. Janina Józwiak, SGH; prof. dr hab. Mirosław Krzyśko, Uniwersytet im. Adama Mickiewicza w Poznaniu; prof. dr hab. Jerzy A. Moczko, Uniwersytet Medyczny w Poznaniu; prof. dr hab. Walenty Ostasiewicz, Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu; prof. dr hab. Tomasz Panek, SGH; prof. dr hab. Jan Paradysz, Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu; prof. dr hab. Józef Pociecha, Uniwersytet Ekono-

miczny w Krakowie; prof. dr hab. Bogdan Sojkin, Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu; prof. dr hab. Mirosław Szreder, Uniwersytet Gdański; prof. dr hab. Jerzy Wilkin, Uniwersytet Warszawski; prof. dr hab. Janusz Witkowski, GUS; prof. dr hab. Jan Zawadzki, Zachodniopomorski Uniwersytet Technologiczny w Szczecinie.

Komitet Honorowy Kongresu: prof. dr hab. Marek Belka, prezes NBP; dr Andrzej Byrt, prezes Międzynarodowych Targów Poznańskich; Piotr Florek, wojewoda wielkopolski; prof. dr hab. Marian Gorynia, rektor Uniwersytetu Ekonomicznego w Poznaniu; Ryszard Grobelny, prezydent miasta Poznania; prof. dr hab. Michał Kleiber, prezes PAN; prof. dr hab. Jan Kordos, prezes PTS w latach 1985—1994; dr Kazimierz Kruszk, prezes PTS w latach 2005—2010; prof. Jae Chang Lee, Prezydent MIS; prof. dr hab. Bronisław Marciniak, rektor Uniwersytetu im. Adama Mickiewicza w Poznaniu; Walter Radermacher, dyrektor generalny Eurostatu; prof. dr hab. Janusz Witkowski, prezes GUS; Marek Woźniak, marszałek województwa wielkopolskiego.

Kongres zorganizowany został na mocy specjalnego porozumienia zawartego pomiędzy czterema instytucjami: Głównym Urzędem Statystycznym, Polskim Towarzystwem Statystycznym, Urzędem Statystycznym w Poznaniu oraz Uniwersytetem Ekonomicznym w Poznaniu.



PTS założono 9 kwietnia 1912 r. w Krakowie. Głównym celem Towarzystwa było przygotowanie opracowania *Statystyka Polski*, przedstawiającego w ujęciu statystycznym ziemie polskie od czasów najdawniejszych do współczesności. Zostało ono opublikowane w 1915 r. i miało wpływ na kształt granic II Rzeczypospolitej.

Chociaż PTS powstało w Krakowie, wybór Wielkopolski i Poznania na gospodarzy głównych uroczystości jubileuszowych nie był przypadkowy. Powierzenie organizacji Kongresu Statystyki Polskiej środowisku poznańskiemu było wyrazem uznania dla zasług żyjących statystyków wielkopolskich oraz wyrazem szacunku dla dorobku tych, którzy już odeszli. Środowisko wielkopolskie ze względu na wkład jaki wniosło do wiedzy statystycznej, tak ze strony nauki, jak i praktyki badań oraz rola, jaką odegrało i odgrywa w rozwoju PTS, ze wszech miar zasłużyło na to wyróżnienie. Witając uczestników Kongresu Przewodnicząca Komitetu Organizacyjnego, prof. Elżbieta Gołata, odwołała się do historii i poprosiła o przewodniczenie obradom sesji jubileuszowej przedstawiciela śro-

Uroczyste obrady sesji jubileuszowej, które zgromadziły ponad 600 uczestników, odbyły się w Auli Uniwersytetu im. Adama Mickiewicza. W Kongresie uczestniczyli przedstawiciele instytucji i organizacji statystycznych ze Stanów Zjednoczonych, Australii, Włoch, Francji, Niemiec, Węgier, Republiki Czeskiej, Nederlandów i Norwegii. Licznie reprezentowane były wszystkie środowiska statystyków z: uniwersytetów, instytutów, polskich i międzynarodowych organizacji naukowych, GUS, urzędów regionalnych i innych instytucji statystyki publicznej. W uroczystościach jubileuszowych uczestniczyli także przedstawiciele najwyższych władz państwowych, władz samorządowych miasta i regionu, środowiska gospodarczego, administracji i przedsiębiorców oraz młodzież akademicka.



5

Sesję jubileuszową rozpoczęły wystąpienia przedstawicieli instytucji organizujących Kongres: prof. Janusza Witkowskiego — prezesa GUS, prof. Mariana Goryni — rektora Uniwersytetu Ekonomicznego w Poznaniu, prof. Czesława Domańskiego — prezesa PTS oraz dra Jacka Kowalewskiego — dyrektora Urzędu Statystycznego w Poznaniu.

Prof. Marek Ratajczak, wiceminister Ministerstwa Nauki i Szkolnictwa Wyższego odczytał list gratulacyjny, jaki do uczestników Kongresu skierowała minister, prof. Barbara Kudrycka. W imieniu prezesa PAN, uczestników Kongresu pozdrowił prof. Roman Słowiński, członek korespondent PAN, prezes oddziału PAN w Poznaniu. Gratulacje członkom PTS i wszystkim statystykom przekazał także prof. Eugeniusz Gatnar, członek zarządu NBP. W imieniu władz woj. wielkopolskiego, uczestników Kongresu powitali Piotr Florek — wojewoda wielkopolski, Tomasz Bugajski — członek zarządu województwa wielkopolskiego i Tomasz Kayser — wiceprezydent miasta Poznania.

Spośród gości specjalnych Kongresu dr Marie Bohata, wicedyrektor generalny Eurostatu, podkreśliła ważną rolę wspólnych projektów metodologicznych oraz wymiany doświadczeń pomiędzy państwami w ramach Europejskiego Systemu Statystycznego (ESSnet). Prof. Raymond Chambers, Prezydent Międzynarodowego Towarzystwa Statystyków Badań Reprezentacyjnych, odwołał się do tradycji PTS oraz zwrócił uwagę na wyzwania w zakresie statystycznej integracji baz danych i wnioskowania, wykorzystującego różne źródła informacji. Z kolei prof. Ronald Wasserstein, dyrektor wykonawczy Amerykańskiego Towarzystwa Statystycznego, podkreślił dorobek statystyków polskich i ich zasługi w rozwoju statystyki światowej. Serdeczne gratulacje przekazała także prof. Imbi Traat, wiceprzewodnicząca Estońskiego Towarzystwa Statystycznego.

W Kongresie z zagranicy wzięli udział: prof. Francesco Billari (Universita Bocconi, Włochy), dr Marie Bohata (Deputy Director General of Eurostat), prof. Raymond Chambers (Wollongong University, Australia), prof. Reinhold Decker (Universität Bielefeld), prof. Daniel Bonnéry (Centre de Recherche en Economie et Statistiques), prof. Lorenzo Fattorini (Università di Siena), prof. Malay Ghosh (University of Florida), prof. Anne Valia Goujon (Austrian Academy of Sciences), prof. Patrick Groenen (Erasmus University Rotterdam), prof. Nico Keilman (University of Oslo), prof. Wojciech Krzanowski (University of Exeter, W. Brytania), dr Eva Laczka (Deputy President of the Hungarian Central Statistical Office, Secretary General of the Hungarian Statistical Association), prof. Achille Lemmi (Università di Siena), dr Iva Ritschelova, (President of the Czech Statistical Office), prof. Wolfgang Schmid (The German Statistical Society), prof. Imbi Traat (University of Tartu), prof. Ronald Wasserstein (American Statistical Association), prof. Li-Chun Zhan (Statistics Norway).

Pierwszego dnia Kongresu odwoływano się głównie do historii i dorobku statystyki polskiej. Sesja plenarna poświęcona rozwojowi polskiej myśli statystycznej podzielona została na dwie części. W sesji zorganizowanej przez prof. Mirosława Krzyśko z Uniwersytetu im. Adama Mickiewicza prezentacji osiągnięć statystyki polskiej dokonali najwybitniejsi przedstawiciele poszczególnych

dziedzin. Prof. Walenty Ostasiewicz z Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu przedstawił rozwój myśli statystycznej w Polsce w ujęciu historycznym. Wkład Polaków w rozwój statystyki matematycznej i aplikacyjnej został omówiony przez prof. Jana Mielniczuka z Instytutu Podstaw Informatyki PAN. Prof. Tadeusz Caliński z Uniwersytetu Przyrodniczego w Poznaniu zajął się rozwojem i osiągnięciami polskich statystyków w biometrii. Rozwój polskiej myśli statystycznej w naukach ekonomicznych zreferował prof. Krzysztof Jajuga z Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu. Natomiast rozwój historyczny i aktualne wyzwania stojące przed statystyką publiczną przedstawił prezes Janusz Witkowski (współautorami referatu byli prof. Tadeusz Walczak oraz mgr Jan Berger z GUS). Temat ten znalazł się też w odrębnej publikacji.

Druga sesja poświęcona była prezentacji sylwetek dwóch najwybitniejszych rodzinnych statystyków. Prof. Teresa Ledwina z Instytutu Matematycznego PAN we Wrocławiu przygotowała charakterystykę sylwetki Jerzego Neymana. Natomiast prof. Mirosław Krzyśko przybliżył postać Jana Czekanowskiego. Nestorka polskiej statystyki, prof. Stanisława Bartosiewicz przedstawiła (wspólnie z dr Elżbietą Stańczyk) historię społeczno-ekonomiczną Polski w latach 1918—2008. Natomiast prof. Jan Kordos omówił współzależności między rozwojem teorii i praktyki badań reprezentacyjnych w Polsce.

Rozważania o przeszłości polskiej statystyki nie zdominowały pierwszego dnia obrad. Znalazło się w nim również miejsce na odważne spojrzenie w przyszłość. Panel dyskusyjny *Przyszłość statystyki* na ten temat przygotował prof. Tadeusz Caliński, który otwierając spotkanie poinformował o powołaniu zespołu ds. Uchwały Kongresu Statystyki Polskiej.

Drugi dzień Kongresu rozpoczęło uroczyste, otwarte posiedzenie Rady Głównej PTS. Było ono okazją do przedstawienia działalności Towarzystwa w poszczególnych regionach. Podczas posiedzenia uhonorowano najbardziej zasłużonych członków Towarzystwa.

Dla osób zainteresowanych zastosowaniami statystyki zorganizowano sesję *Statystyka w biznesie — wymiar praktyczny*. Można było na niej poznać aplikacje metod statystycznych w firmach o typowo statystycznym profilu działalności. Przedstawiono tu wykorzystanie statystyki jako wsparcia dla efektywniejszego prowadzenia działalności biznesowej.

Obrady drugiego i trzeciego dnia Kongresu odbywały się w salach Uniwersytetu Ekonomicznego w Poznaniu i były bardzo intensywne. Zorganizowano 35 równoległych sesji tematycznych, w tym 12 w języku angielskim oraz sesję plakatową. Wygłoszono 155 referatów przygotowanych przez blisko dwustu naukowców. Program Kongresu obejmował szereg sesji tematycznych, w tym sesje poświęcone metodologii badań statystycznych, statystyce regionalnej, statystyce ludności, statystyce społecznej i gospodarczej, problematyce danych statystycznych oraz statystyce zdrowia, sportu i turystyki. Organizacji poszczególnych sesji i paneli podjęli się najwybitniejsi polscy statystycy, uznani i cenieni w kraju oraz na arenie międzynarodowej. Zaproszenie ich w skład Komitetu Naukowego Kongresu zapewniło bardzo wysoki poziom merytoryczny obrad.

Organizatorzy poszczególnych sesji zaprosili do wygłoszenia referatów najwybitniejszych polskich i zagranicznych przedstawicieli poszczególnych dziedzin badań statystycznych. Dorobek Kongresu będziemy jeszcze długo analizować i do niego się odwoływać.

W ostatnim dniu obrad podjęto także uchwałę kongresową:



z okazji jubileuszu **100-lecia**
Polskiego Towarzystwa
Statystycznego

UCHWAŁA KONGRESU STATYSTYKI POLSKIEJ

I. Uczestnicy Kongresu Statystyki Polskiej zebrani w Poznaniu na Jubileuszu 100-lecia Polskiego Towarzystwa Statystycznego:

- oddają cześć założycielom i członkom Towarzystwa, którego działalność w latach 1912—1939 walcie przyczyniła się do powstania i rozwoju II Rzeczypospolitej;
- składają hołd członkom PTS, ofiarom terroru w czasie II wojny światowej i represji po jej zakończeniu;
- wyrażają uznanie członkom i władzom Towarzystwa z lat 1947—1955, kontynuatorom jego misji i dorobku mimo trudności w następnych latach, inicjatorom reaktywacji PTS w roku 1981, a także działającym w późniejszym okresie członkom, Radom Oddziałów i Radzie Głównej PTS — za twórczy wkład w rozwój Towarzystwa i skarbnicy wiedzy statystycznej.

II. Zwracając się ku przyszłości uczestnicy Kongresu Statystyki Polskiej uznają, że Polska u progu XXI w. staje przed poważnymi problemami rozwojowymi związanymi m.in. ze starzeniem się społeczeństwa i nasilającymi się procesami migracyjnymi. Sprostanie wynikającym stąd wyzwaniom wymaga podejmowania przez organy państwa właściwych decyzji w wielu sferach życia społecznego i gospodarczego, do czego niezbędne są rzetelne dane statystyczne.

Za szczególnie istotne uczestnicy Kongresu uważają podjęcie i rozwiązanie następujących zagadnień:

- opracowanie analiz ostrzegawczych dotyczących niekorzystnych tendencji w przebiegu procesów demograficznych, gospodarczych i społecznych oraz wskazywanie możliwości ich przezwyciężenia;

- rozwijanie powszechnej edukacji statystycznej całego społeczeństwa;
- likwidowanie „białych plam” w systemie statystyki publicznej przez powierzenie Głównemu Urzędowi Statystycznemu funkcji współgestora wszystkich rejestrów administracyjnych, koordynującego zakres i sposób gromadzenia danych statystycznych przez poszczególne resorty i instytucje publiczne;
- umożliwienie w celach badawczych niekomercyjnego dostępu do nie-identyfikowalnych danych zawartych w rejestrach urzędowych oraz w bankach danych gromadzonych przez statystykę publiczną;
- stworzenie jak najlepszych warunków dla dalszego rozwoju badań statystycznych zarówno praktycznych, jak i dotyczących ich podstaw metodologicznych.

III. Uczestnicy Kongresu uznają, że jego przebieg przyczynił się do:

- prezentacji dorobku w zakresie teorii i praktyki statystycznej oraz wskazania kierunków jego rozwoju;
- postawienia właściwych diagnoz wielu procesów społeczno-gospodarczych, co daje podstawę do budowy użytecznych prognoz tych procesów;
- integracji środowiska statystyków zajmujących się zagadnieniami teoretycznymi i praktycznymi;
- zwiększenia nacisku na konieczność intensywnego kształcenia statystyków i upowszechniania wiedzy statystycznej;
- zwiększenia zainteresowania władz państwowych wynikami prac całego środowiska statystyków polskich;
- lepszego pokazania dorobku statystyki polskiej, w tym Polskiego Towarzystwa Statystycznego, na forum międzynarodowym.

Jednocześnie uczestnicy Kongresu pragną podkreślić, że doniosłość dotychczasowych dokonań statystyków polskich jest wielkim wyzwaniem i zobowiązaniem do kontynuowania tego dzieła w XXI w.

Poznań, 20 kwietnia 2012 r.

Podczas Kongresu miała też miejsce prezentacja wydawnictw okolicznościowych: *Statystycy polscy i Polskie Towarzystwo Statystyczne w latach 1912—2012* (recenzja w następnym numerze) oraz prezentacja wystaw: *Polskie Towarzystwo Statystyczne w latach 1912—2012* i *Statystyka w Wielkopolsce* — Ewa Kowalka (Urząd Statystyczny w Poznaniu).

Ważnym punktem Kongresu było również uroczyste zakończenie czwartej edycji wielkopolskiego konkursu *Statystyka mnie dotyczy* z okazji Dnia Statystyki Polskiej.



Konkurs wiedzy statystycznej dla młodzieży szkół ponadgimnazjalnych organizowany jest przez Urząd Statystyczny w Poznaniu oraz PTS — Oddział w Poznaniu.

Celem konkursu jest m.in. upowszechnianie wiedzy o polskich służbach statystyki publicznej i organizacjach statystycznych oraz popularyzacja zasobów informacyjnych statystyki publicznej jako źródła wiedzy o procesach społeczno-gospodarczych w ujęciu regionalnym i lokalnym.

Podczas obrad Kongresu dr Kazimierz Kruszką, przewodniczący komisji konkursowej, ogłosił listę laureatów: I miejsce — Katarzyna Mielcarek, Dominika Mikołajczyk i Angelina Stelmach (kierownictwo Jan Urbaniak) z Zespołu Szkół Ponadgimnazjalnych nr 2 im. Karola F. Libelta w Krotoszynie, za badanie dotyczące wykorzystania internetu do zakupu towarów i usług przez uczniów; II miejsce — Hubert Sokoliński, Tomasz Szczudło i Wojciech Zieliński (opieka Teresa Kowalska) z XIV Liceum Ogólnokształcącego im. Kazimierza Wielkiego w Poznaniu, za opracowanie na temat aktywności kulturalnej i rekreacyjnej młodzieży; III miejsce — Monika Rojewska, Katarzyna Kolińska i Natalia Wiśniewska (prowadzenie Małgorzata Ginter) z Zespołu Szkół Ponadgimnazjalnych nr 1 w Jarocinie, za pracę na ten sam temat co zdobywcy 2 nagrody.

Nagrody laureatom wręczyli: prof. Janusz Witkowski, prezes GUS, Elżbieta Walkowiak, wielkopolski kurator oświaty, prof. Emil Panek, dziekan Wydziału Informatyki i Gospodarki Elektronicznej Uniwersytetu Ekonomicznego w Poznaniu oraz Paweł Chlebicki — przedstawiciel sponsora (firma Esri).

Kongresowi towarzyszył szereg imprez okolicznościowych i wydarzeń. Były to:

- wystawa *Polskie Towarzystwo Statystyczne w latach 1912—2012* zorganizowana przez Jana Bergera w Auli Lubrańskiego w Uniwersytecie im. Adama Mickiewicza oraz w Uniwersytecie Ekonomicznym w Poznaniu.

Wystawa obrazowała historię PTS w poszczególnych okresach jego działalności. Zgromadzono na niej unikalne dokumenty archiwalne i publikacje obrazujące dorobek Towarzystwa. Pokazano też sylwetki ludzi, którzy tworzyli ten dorobek, wnosząc jednocześnie trwałą wkład w rozwój myśli statystycznej nie tylko w Polsce, ale także i na świecie;

- wystawa *Statystyka w Wielkopolsce* przygotowana przez Urząd Statystyczny w Poznaniu i eksponowana w Auli Lubrańskiego Uniwersytetu im. Adama Mickiewicza, w Uniwersytecie Ekonomicznym oraz Urzędzie Wojewódzkim, Urzędzie Miasta i Oddziale NBP w Poznaniu.

Wystawa obrazowała kilkunastowieczny dorobek statystyki wielkopolskiej. Zawierała bowiem archiwalne wyniki badań statystycznych i publikacje, któ-

re przyczyniły się do rozwoju myśli i praktyki statystycznej w naszym kraju. Wystawa przypominała także sylwetki twórców tego dorobku i zaświadczała o nieustannej obecności statystyki w życiu społecznym i gospodarczym regionu i kraju. O jej znaczeniu mówił już Stanisław Staszic w pracy *O statystyce Polski* (wydanej w Warszawie w 1807 r.), w której zadania statystyki streścił w podtytule, pisząc: *Krótki rzut wiadomości potrzebnych tym, którzy ten kraj chcą oswobodzić i którzy w nim chcą rządzić*.

Przygotowanie wystaw było dofinansowane przez NBP;

- warsztaty statystyczne odbyły się 16 i 17 kwietnia 2012 r. (uczestniczyło w nich łącznie ok. 60 osób):

1. *Integracja danych statystycznych i estymacja dla małych obszarów* (warsztat dwudniowy, w języku angielskim) odbył się w Urzędzie Statystycznym w Poznaniu.

Pierwszego dnia warsztaty prowadził Fabrizio Solari z włoskiego urzędu statystycznego — ISTAT. Celem spotkania było umożliwienie jego uczestnikom nabycia podstawowej wiedzy na temat metod statystyki małych obszarów. Przedstawiono najbardziej odpowiednie podejścia wykorzystujące informacje wynikające ze schematu losowania oraz oparte na modelu. Przedstawiono także niektóre bardziej zaawansowane techniki. Oprócz wiedzy teoretycznej uczestnicy warsztatów wykorzystywali oprogramowanie komputerowe do analizy rzeczywistych studiów przypadku oraz nabyli umiejętności aplikacji gotowych procedur w celu uzyskania estymatorów statystyki małych obszarów.

Drugiego dnia prowadzącym był Marcello D'Orazio również z ISTAT-u. Zajęto się metodą parowania statystycznego, której celem jest połączenie rekordów z dwóch lub więcej baz danych, które nie zawierają informacji o tych samych jednostkach. Przy założeniu, że nie ma części wspólnej w obu parowanych plikach, łączenie tych samych jednostek z obu zbiorów jest niemożliwe. Dlatego łączenie zbiorów przeprowadzane jest przy użyciu algorytmów, w których wykorzystuje się różne miary podobieństwa rekordów. W efekcie tworzony jest nowy plik danych, który zawiera wszystkie zmienne z łączonych baz. W konsekwencji uzyskuje się zbiór danych ze „sztucznymi jednostkami”, w którym cechy niedostępne, po przeprowadzeniu parowania, są już wspólnie obserwowane.

2. *Wprowadzenie do metod data mining* (warsztat jednodniowy), prowadzony przez Grzegorza Harańczyka odbył się w Laboratorium Centrum Informatyki Uniwersytetu Ekonomicznego w Poznaniu. Głównym celem warsztatu było wprowadzenie do metod *data mining*. Podczas warsztatów omówiono główne idee związane z tym podejściem do analizy danych oraz wybrane metody, które zostały zilustrowane przykładami w systemie *STATISTICA Data Miner*. Zakres zastosowań analizy danych w wielu dziedzinach stale się poszerza. Wynika to w głównej mierze z coraz powszechniejszego przekonania, że przy rozwiązywaniu różnego rodzaju zagadnień poznawczych i praktycznych trzeba opierać się na empirycznych danych, opisujących badane zjawiska i procesy. Obecnie dostępnych jest coraz więcej in-

formacji, prawie wszystko jest mierzone, a pomiary archiwizowane. Bardzo szybko rośnie wolumen danych poddawanych analizie, pojawiają się nowe problemy oraz rosną oczekiwania, dlatego musi się poszerzać również zakres stosowanych technik analizy danych;

- zwiedzanie Centrum Sztuki i Biznesu — Stary Browar. W dniu poprzedzającym Kongres dla gości zorganizowano zwiedzanie Centrum i przyjęcie powitalne w zabytkowej Słodowni;
- koncert z okazji jubileuszu PTS „Piękne głosy, piękne melodie” w Auli Uniwersytetu im. Adama Mickiewicza.

W części oficjalnej poprzedzającej ten koncert była okazja do wręczenia odznaczeń osobom najbardziej zasłużonym dla rozwoju statystyki w Polsce. Odznaki honorowe „Za zasługi dla statystyki RP” wręczył prezes Janusz Witkowski. Odznaczenia otrzymali: prof. Andrzej S. Barczak, prof. Czesław Bracha, dr Tomasz Klimanek, prof. Jan Kordos, prof. Jerzy T. Kowaleski, dr Mieczysław Kowerski, prof. Mirosław Krzyśko, prof. Andrzej Młodak, prof. Józef Pociecha, prof. Barbara Podolec, prof. Jan Steczkowski. Drowi Kazimierzowi Kruszcze, prezesowi PTS w latach 2005—2010, przyznano tytuł honorowego członka PTS. Tytuł ten jest wyrazem uznania wybitnych zasług dra Kazimierza Kruszki dla rozwoju i popularyzacji Towarzystwa. Laudację wygłosił wiceprezes PTS Władysław W. Łagodziński. Prof. Czesław Domański z kolei wręczył medale im. Jerzego Neymana. Zostali nimi uhonorowani profesorowie: Anthony Atkinson, Tadeusz Caliński, Malay Ghosh, Zdzisław Hellwig, Jana Jureckova, Graham Kalton, Witold Konecki, Wojciech Krzanowski, Calyampudi Radhakrishna Rao, Kazimierz Zająć, Ryszard Zieliński.

Koncert wypełniła muzyka w wykonaniu studentów i absolwentów Akademii Muzycznej w Poznaniu oraz chóru kameralnego Uniwersytetu Ekonomicznego *Musica Viva*. Młodzi śpiewacy pokazali jak tworzą muzykę „żywą” pod dyktando prof. Marka Gandeckiego. Wyjątkowa atmosfera koncertu, muzyka, muzycy, chór i soliści oraz osobiste zaangażowanie prowadzącej koncert prof. Haliny Lorkowskiej, prorektor Akademii Muzycznej sprawiły, że Poznań pozostanie w pamięci uczestników Kongresu jako ośrodek akademicki, w którym muzyka łączy różne uczelnie i ludzi różnych dyscyplin nauki.

*
* *

Kongres Statystyki Polskiej był wyjątkowym w dziejach statystyki polskiej wydarzeniem, szczególną okazją do spotkania oraz wymiany poglądów i doświadczeń wielu przedstawicieli statystyki publicznej, ośrodków naukowych i innych partnerów uczestniczących w badaniu procesów społecznych, gospodarczych i demograficznych. Stworzył niepowtarzalną platformę dla ukierunkowania w nadchodzących latach poszukiwań metodologicznych i poznawczych podejmowanych przez środowiska statystyczne. Już dzisiaj można powiedzieć, że Kongres był jednym z bardzo znaczących wydarzeń naukowych w historii polskiej myśli i praktyki statystycznej.

Jak podkreślił prof. Janusz Witkowski, prezes GUS, z roku na rok rośnie rola statystyki i coraz większa jest potrzeba uzyskiwania wiarygodnych danych statystycznych. Coraz szerszy jest również zakres tematów tak w ramach programu badań statystycznych, jak również indywidualnych zainteresowań naukowych wynikających z potrzeb gospodarki, państwa i społeczeństwa. Chociaż program Kongresu nie obejmował wszystkich zagadnień, był on bardzo rozbudowany. Przez długi czas będziemy się z pewnością do niego odwoływać.

W kolejnych numerach „Wiadomości Statystycznych” przedstawione zostaną artykuły będące pokłosiem referatów przygotowanych na Kongres.

Pragniemy gorąco podziękować organizatorom poszczególnych sesji i panelu dyskusyjnego, autorom referatów, plakatów, osobom prowadzącym sesje i biorącym udział w dyskusjach, autorom i redaktorom publikacji okolicznościowych. Serdeczne podziękowania składamy pracownikom Zakładu Wydawnictw Statystycznych. Dziękujemy wszystkim uczestnikom Kongresu, wolontariuszom i studentom, czuwającym nad jego sprawnym przebiegiem. Serdecznie dziękujemy za Państwa wkład merytoryczny i organizacyjny w powodzenie tego przedsięwzięcia. Nie byłoby ono możliwe, gdyby nie wspólny wysiłek całego środowiska statystyków polskich.

Oprac. Elżbieta Golata

SUMMARY

To celebrate 100 years of existence of the Polish Statistical Association, in April, took place in Poznan the Congress of Polish Statistics. The study honors authors of the organization that had a strong influence on the shape of modern statistics in Poland. The presented reports also included detailed information about the course of these discussions. It also provides a resolution of Congress, which defines activity purposes of Polish statisticians (researchers and practitioners) in the XXI century.

РЕЗЮМЕ

По случаю 100-летия Польского статистического общества, в апреле с.г. состоялся в Познани Конгресс польской статистики. Статья воздает почести прежде всего основателям организации, которая оказала сильное влияние на уровень современной статистики в Польше. В представленном сообщении нашли также подробные информации по ходу Конгресса. Было представлено постановление Конгресса, в котором подчеркивается в частности цели работы польских статистиков (ученых и практиков) в XXI в.

Jacek BIAŁEK

Propozycja indeksu cen

W teorii indeksów statystycznych wyróżnić można następujące kierunki (von der Lippe, 2007):

- ujęcie aksjomatyczne, w ramach którego określamy pożądane własności matematyczne indeksów (tzw. testy) i szukamy konstrukcji indeksu, który spełniałby możliwie jak najwięcej postulatów lub przynajmniej te z nich, które mają charakter aksjomatów;
- ujęcie stochastyczne, gdzie poszukując idealnej formuły indeksu nie opieramy się na wspomnianych testach, lecz własnościach statystycznych indeksów (np. chcemy minimalizować ich zmienność mierzoną wariancją). Wspólnym ogniwem podejścia aksjomatycznego i stochastycznego jest tzw. atomistyczna teoria indeksów, zgodnie z którą uwzględnia się jedynie obserwowalne zmienne (ceny i ilości komponentów) oraz zakłada się, że ceny i ilości komponentów są od siebie niezależne;
- ujęcie czynnikowe, gdzie ceny i ilości komponentów traktuje się jako czynniki w czteropolowym planie eksperymentalnym, a następnie za pomocą analizy wariancji (ANOVA) wyznacza się rozwiązanie systemu równań minimalizującego wariancję estymatorów parametrów modelu;
- ujęcie ekonomiczne, którego geneza leży u źródła problemu pomiaru inflacji za pomocą indeksu kosztów utrzymania (COLI — *Cost of Living Index*). W przeciwieństwie do podejścia aksjomatycznego i stochastycznego nie opiera się tu jedynie na bezpośrednio obserwowalnych zmiennych (np. minimalnego kosztu utrzymania nie obserwuje się bezpośrednio) i co więcej, nie zakłada się braku zależności pomiędzy cenami i ilościami. W podejściu tym przyjmuje się, że pomiędzy cenami i ilościami istnieją wzajemne relacje wyjaśniane przez modele mikroekonomiczne;
- ujęcie Divisia, w którym szacując wartość indeksu bierze się pod uwagę nie tylko okres bazowy i badany (a więc krańce rozważanego interwału czasowego), ale również wszystkie momenty pośrednie. W literaturze przedmiotu spotkać można tu zarówno modele z czasem skokowym, jak i ciągłym (Białek, 2006, 2007).

Celem artykułu jest prezentacja autorskiego indeksu cen, który oceniany będzie z aksjomatycznego punktu widzenia. A zatem zamierzeniem autora jest konstrukcja indeksu statystycznego, który spełniałby możliwie jak najwięcej spośród pożądanych własności (aksjomatów) nazywanych przez teoretyków

indeksów *testami*. Wiadomo bowiem, że nawet powszechnie stosowane indeksy często są niedoskonałe z punktu widzenia aksjomatyki (np. indeksy Laspeyresa czy Paaschego nie spełniają testu kołowego, jak też odwróconego czasu von der Lippe (2007)). Z kolei indeksy doskonalsze pod tym względem (np. indeks Fishera czy Törnqvista) nie mają cennej interpretacji ekonomicznej (Białek, 2005). Co więcej, wątpliwość budzić może również przyjęcie przez Fishera założenia, iż prawdziwa wartość indeksu znajduje się w przedziale, którego krańce wyznaczone są przez indeksy Laspeyresa i Paaschego. W opracowaniu proponuje się więc indeks dolny i górny (wzory (1) i (2)), które faktycznie wyznaczają przedział zawierający wartość wszystkich znanych indeksów cen. Dlatego też, zdaniem autora, naturalniejszym jest przyjęcie formuły indeksu cen stanowiącej średnią geometryczną z tych właśnie indeksów (wzór (6)).

Podobnie jak wielu innych autorów, w artykule abstrahujemy od interpretacji ekonomicznej, która w zastosowaniach indeksów superlatywnych ma znaczenie drugorzędne (von der Lippe, 2007). Uzasadnieniem takiego stanowiska mogą być zastosowania tego rodzaju indeksów do pomiaru obciążenia indeksu COLI (Crawford, 1998; Cunningham, 1996; Hałka i Leszczyńska, 2011), konstruowanie indeksów giełdowych opartych na indeksach cen (np. indeks VLICI — *Value Line Composite Index*), definiowanie przeciętnej stopy zwrotu funduszy inwestycyjnych czy emerytalnych za pomocą łańcuchowych indeksów cen (Gajek, Kałuska, 2000, 2001; Białek, 2012), czy wreszcie konstruowanie miar oceniających dynamikę OFE w przedziale czasowym (Białek, 2009; Białek, 2011). We wszystkich tych zastosowaniach głównym problemem jest zawsze wybór odpowiedniej formuły indeksu, przy czym właściwie bez znaczenia jest jego interpretacja ekonomiczna. W tego rodzaju zagadnieniach o wiele istotniejsze jest to, na ile wiernie indeks cen odzwierciedla rzeczywistość ich dynamikę. A zatem, problem poszukiwania właściwych formuł indeksów o dobrych własnościach aksjomatycznych, ale także statystycznych¹ jest nadal otwarty. Opracowanie przedstawia autorską propozycję indeksu, który może stanowić alternatywę dla indeksów superlatywnych (Fishera, Marshalla-Edgewortha czy Walsha).

AKSJOMATYKA INDEKSÓW CEN

W artykule ograniczymy rozważania do indeksów cen. Oznaczmy zatem formułę indeksu cenowego określonego dla N komponentów jako $I^P(Q^s, Q^t, P^s, P^t)$, gdzie:

$P^s = [p_1^s, p_2^s, \dots, p_N^s]'$ — wektor cen dla okresu bazowego s ;

$P^t = [p_1^t, p_2^t, \dots, p_N^t]'$ — wektor cen dla okresu badanego t ;

¹ Interesuje nas np. indeks o niewielkiej zmienności mierzonej odchyleniem standardowym bądź wariancją. Tego aspektu jednak w artykule nie omawiamy, wchodzi ono bowiem w zakres tzw. ujęcia stochastycznego.

$Q^s = [q_1^s, q_2^s, \dots, q_N^s]'$ — wektor ilości dla okresu bazowego s ;

$Q^t = [q_1^t, q_2^t, \dots, q_N^t]'$ — wektor ilości dla okresu badanego t .

Postulaty dla indeksów statystycznych znaleźć można m.in. u Krzysztofiak i Luszniwicz (1997), Balk (1995) czy von der Lippe (2007). Najczęściej od indeksów agregatowych wymaga się by spełniały następujące testy:

- *proporcjonalności (proportionality test)* mówiący, iż w przypadku proporcjonalnych zmian cen wszystkich komponentów agregatowy indeks cen ulega zmianie według stałej proporcji, tzn.:

$$I^P(Q^s, Q^t, P^s, P^t) = k, \text{ gdzie } k = \frac{p_i^t}{p_i^s}, i \in \{1, 2, \dots, N\}$$

- *liniowej homogeniczności (linear homogeneity)*:

$$I^P(Q^s, Q^t, P^s, kP^t) = kI^P(Q^s, Q^t, P^s, P^t)$$

- *jednoznaczności (identity test)*, który postuluje, aby w przypadku braku zmian cen komponentów w okresie badanym w stosunku do bazowego indeks dynamiki przyjął wartość jeden (szczególny przypadek poprzedniego testu, wprowadzony przez Laspeyresa);
- *odwracalności w czasie (time reversal test)*, który narzuca aby indeks cenowy wyznaczony dla okresu bazowego s i badanego t stanowił odwrotność indeksu wyznaczonego dla okresu bazowego t i badanego s , czyli:

$$I^P(Q^s, Q^t, P^s, P^t) \cdot I^P(Q^t, Q^s, P^t, P^s) = 1$$

- *wymiarowości cen (price dimensionality test)* orzekający, iż agregatowy indeks cen nie zmienia swej wartości liczbowej w przypadku zmiany jednostki miary jakiegokolwiek składnika cenowego:

$$I(Q^s, Q^t, cP^s, cP^t) = I(Q^s, Q^t, P^s, P^t) \text{ dla } c > 0$$

- *współmierności (commensurability test)* orzekający, iż agregatowy indeks cen nie zmienia swej wartości liczbowej w przypadku zmiany jednostki miary jakiegokolwiek składnika cenowego, co można wyrazić formułą matematyczną:

$$I^P(\lambda^{-1}Q^s, \lambda^{-1}Q^t, \lambda P^s, \lambda P^t) = I^P(Q^s, Q^t, P^s, P^t)$$

gdzie λ to dowolna diagonalna macierz o dodatnich wyrazach na głównej przekątnej.

W literaturze przedmiotu rozważa się tzw. *systemy minimalnych wymagań* (*systems of minimum requirements*). Wyróżnić można by tutaj system Martiniego (1992), Eichhorna i Voellera (1976) czy Olta (1996). Pierwszy z nich wydaje się być najmniej restrykcyjny, wymaga bowiem aby dobrze skonstruowany indeks spełniał przynajmniej testy jednoznaczności, współmierności i liniowej homogeniczności. W artykule podano propozycję indeksu, który spełnia wymogi wszystkich wymienionych systemów minimalnych wymagań.

PROPOZYCJA INDEKSU CEN

W ramach wprowadzonych oznaczeń zdefiniujemy *indeks dolny cen* jako:

$$I_L^P(Q^s, Q^t, P^s, P^t) = \frac{\sum_{i=1}^N \min(q_i^s, q_i^t) p_i^t}{\sum_{i=1}^N \max(q_i^s, q_i^t) p_i^s} \quad (1)$$

oraz *indeks górny cen* w postaci:

$$I_U^P(Q^s, Q^t, P^s, P^t) = \frac{\sum_{i=1}^N \max(q_i^s, q_i^t) p_i^t}{\sum_{i=1}^N \min(q_i^s, q_i^t) p_i^s} \quad (2)$$

Można zauważyć, iż zachodzi:

$$I_L^P(Q^s, Q^t, P^s, P^t) \leq \min(I_{La}^P(Q^s, Q^t, P^s, P^t), I_{Pa}^P(Q^s, Q^t, P^s, P^t)) \leq \leq \max(I_{La}^P(Q^s, Q^t, P^s, P^t), I_{Pa}^P(Q^s, Q^t, P^s, P^t)) \leq I_U^P(Q^s, Q^t, P^s, P^t) \quad (3)$$

gdzie $I_{La}^P(Q^s, Q^t, P^s, P^t)$ oraz $I_{Pa}^P(Q^s, Q^t, P^s, P^t)$ stanowią odpowiednio cenowy indeks Laspeyresa i Paaschego, tzn.:

$$I_{La}^P(Q^s, Q^t, P^s, P^t) = \frac{\sum_{i=1}^N q_i^s p_i^t}{\sum_{i=1}^N q_i^s p_i^s} \quad (4)$$

$$I_{Pa}^P(Q^s, Q^t, P^s, P^t) = \frac{\sum_{i=1}^N q_i^t p_i^t}{\sum_{i=1}^N q_i^t p_i^s} \quad (5)$$

Proponowana formuła indeksu ma postać:

$$I_B^P(Q^s, Q^t, P^s, P^t) = \sqrt{I_L^P(Q^s, Q^t, P^s, P^t) \cdot I_U^P(Q^s, Q^t, P^s, P^t)} \quad (6)$$

W dalszej części pracy omówimy podstawowe własności formuły (6).

WŁASNOŚCI PROPONOWANEGO INDEKSU

Wprowadźmy następujące oznaczenia:

$Q^t \succ Q^s$, jeżeli $\forall i \in \{1, \dots, N\} \quad q_i^t \geq q_i^s$;

$Q^t \prec Q^s$, jeżeli $\forall i \in \{1, \dots, N\} \quad q_i^t \leq q_i^s$.

Oznaczmy również indeks zmiany wartości agregatu jako:

$$I_W(Q^s, Q^t, P^s, P^t) = \frac{\sum_{i=1}^N q_i^t p_i^t}{\sum_{i=1}^N q_i^s p_i^s} \quad (7)$$

Można zauważyć, iż jeżeli $Q^t \succ Q^s$ to zachodzi:

$$I_U^P(Q^s, Q^t, P^s, P^t) = I_W(Q^s, Q^t, P^s, P^t) \quad (8)$$

natomiast, gdy spełniona jest relacja $Q^t \prec Q^s$ otrzymujemy:

$$I_L^P(Q^s, Q^t, P^s, P^t) = I_W(Q^s, Q^t, P^s, P^t) \quad (9)$$

W obu sytuacjach okazuje się, że:

$$I_B^P(Q^s, Q^t, P^s, P^t) = I_F^P(Q^s, Q^t, P^s, P^t) \quad (10)$$

gdzie $I_F^P(Q^s, Q^t, P^s, P^t)$ jest cenowym indeksem Fishera, stanowiącym średnią geometryczną z indeksów Laspeyresa i Paaschego.

Twierdzenie 1

Formuła (6) spełnia test proporcjonalności, liniowej homogeniczności, jednoznaczności, odwracalności w czasie, wymiarowości cen oraz współmierności.

Dowód

Proporcjonalność. Załóżmy, że dla pewnego dodatniego k zachodzi $P^t = kP^s$. Wówczas:

$$\begin{aligned} I_B^P(Q^s, Q^t, P^s, P^t) &= I_B^P(Q^s, Q^t, P^s, kP^s) = \\ &= \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^N \min(q_i^s, q_i^t) \cdot kp_i^s}{\sum_{i=1}^N \max(q_i^s, q_i^t) p_i^s} \cdot \frac{\sum_{i=1}^N \max(q_i^s, q_i^t) \cdot kp_i^s}{\sum_{i=1}^N \min(q_i^s, q_i^t) p_i^s}} = \sqrt{k^2} = k \end{aligned} \quad (11)$$

Liniowa homogeniczność. Zauważmy, że dla dowolnego dodatniego k zachodzi:

$$\begin{aligned} I_B^P(Q^s, Q^t, P^s, kP^t) &= \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^N \min(q_i^s, q_i^t) \cdot kp_i^t}{\sum_{i=1}^N \max(q_i^s, q_i^t) p_i^s} \cdot \frac{\sum_{i=1}^N \max(q_i^s, q_i^t) \cdot kp_i^t}{\sum_{i=1}^N \min(q_i^s, q_i^t) p_i^s}} = \\ &= \sqrt{k^2} I_B^P(Q^s, Q^t, P^s, P^t) = k I_B^P(Q^s, Q^t, P^s, P^t) \end{aligned} \quad (12)$$

Jednoznaczność wynika wprost z *proporcjonalności* (wystarczy przyjąć $k = 1$).

Odwracalność w czasie. Zauważmy, że zamieniając okres bazowy z badanym otrzymujemy:

$$\begin{aligned} &I_B^P(Q^s, Q^t, P^s, P^t) \cdot I_B^P(Q^t, Q^s, P^t, P^s) = \\ &= \sqrt{I_L^P(Q^s, Q^t, P^s, P^t) \cdot I_U^P(Q^s, Q^t, P^s, P^t) \cdot I_L^P(Q^t, Q^s, P^t, P^s) \cdot I_U^P(Q^t, Q^s, P^t, P^s)} = \\ &= \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^N \min(q_i^s, q_i^t) p_i^t}{\sum_{i=1}^N \max(q_i^s, q_i^t) p_i^s} \cdot \frac{\sum_{i=1}^N \max(q_i^s, q_i^t) p_i^t}{\sum_{i=1}^N \min(q_i^s, q_i^t) p_i^s} \cdot \frac{\sum_{i=1}^N \min(q_i^t, q_i^s) p_i^s}{\sum_{i=1}^N \max(q_i^t, q_i^s) p_i^t} \cdot \frac{\sum_{i=1}^N \max(q_i^t, q_i^s) p_i^s}{\sum_{i=1}^N \min(q_i^t, q_i^s) p_i^t}} = 1 \end{aligned} \quad (13)$$

Wymiarowość cen. Z definicji indeksu (6) wynika, że dla dowolnego dodatniego k mamy:

$$I_B^P(Q^s, Q^t, kP^s, kP^t) = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^N \min(q_i^s, q_i^t) k p_i^s}{\sum_{i=1}^N \max(q_i^s, q_i^t) k p_i^s} \cdot \frac{\sum_{i=1}^N \max(q_i^s, q_i^t) k p_i^s}{\sum_{i=1}^N \min(q_i^s, q_i^t) k p_i^s}} = I_B^P(Q^s, Q^t, P^s, P^t) \quad (14)$$

Współmierność. Niech λ będzie dowolną diagonalną macierzą o wymiarach $N \times N$ i nieujemnych wyrazach, natomiast λ^{-1} będzie macierzą do niej odwrotną, tzn.:

$$\lambda = \begin{bmatrix} \lambda_1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \lambda_2 & \dots & 0 \\ 0 & \dots & \dots & 0 \\ 0 & \dots & 0 & \lambda_N \end{bmatrix}, \quad \lambda^{-1} = \begin{bmatrix} \lambda_1^{-1} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \lambda_2^{-1} & \dots & 0 \\ 0 & \dots & \dots & 0 \\ 0 & \dots & 0 & \lambda_N^{-1} \end{bmatrix} \quad (15)$$

Zauważmy, że prawdziwa jest równość:

$$\begin{aligned} I_B^P(\lambda^{-1}Q^s, \lambda^{-1}Q^t, \lambda P^s, \lambda P^t) &= \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^N \min(\lambda_i^{-1}q_i^s, \lambda_i^{-1}q_i^t) \lambda_i p_i^s}{\sum_{i=1}^N \max(\lambda_i^{-1}q_i^s, \lambda_i^{-1}q_i^t) \lambda_i p_i^s} \cdot \frac{\sum_{i=1}^N \max(\lambda_i^{-1}q_i^s, \lambda_i^{-1}q_i^t) \lambda_i p_i^s}{\sum_{i=1}^N \min(\lambda_i^{-1}q_i^s, \lambda_i^{-1}q_i^t) \lambda_i p_i^s}} = \\ &= \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^N \lambda_i^{-1} \min(q_i^s, q_i^t) \lambda_i p_i^s}{\sum_{i=1}^N \lambda_i^{-1} \max(q_i^s, q_i^t) \lambda_i p_i^s} \cdot \frac{\sum_{i=1}^N \lambda_i^{-1} \max(q_i^s, q_i^t) \lambda_i p_i^s}{\sum_{i=1}^N \lambda_i^{-1} \min(q_i^s, q_i^t) \lambda_i p_i^s}} = \\ &= \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^N \min(q_i^s, q_i^t) p_i^s}{\sum_{i=1}^N \max(q_i^s, q_i^t) p_i^s} \cdot \frac{\sum_{i=1}^N \max(q_i^s, q_i^t) p_i^s}{\sum_{i=1}^N \min(q_i^s, q_i^t) p_i^s}} = \\ &= I_B^P(Q^s, Q^t, P^s, P^t) \end{aligned} \quad (16)$$

PRZYKŁADY

Przykład 1

Rozważmy agregat składający się z $N = 4$ komponentów, których ceny i ilości w okresie bazowym s i badanym t określają wektory:

$$P^s = [10, 2000, 300, 1000]'; \quad Q^s = [2000, 200, 3000, 5]';$$

$$P^t = [150, 1500, 300, 1300]'; \quad Q^t = [2200, 150, 5000, 7]'$$

Po przeprowadzeniu obliczeń uzyskano następujące wyniki omówionych indeksów cen.

**WARTOŚCI INDEKSÓW CEN DANYCH UMOWNYCH
Z PRZYKŁADU 1**

Formuła indeksu	Wartość indeksu
$I_{Lo}^P(Q^s, Q^t, P^s, P^t) \dots\dots\dots$	1,001
$I_{Po}^P(Q^s, Q^t, P^s, P^t) \dots\dots\dots$	1,0183
$I_F^P(Q^s, Q^t, P^s, P^t) \dots\dots\dots$	1,0096
$I_L^P(Q^s, Q^t, P^s, P^t) \dots\dots\dots$	0,6730
$I_U^P(Q^s, Q^t, P^s, P^t) \dots\dots\dots$	1,52249
$I_B^P(Q^s, Q^t, P^s, P^t) \dots\dots\dots$	1,0122

Ź r ó d ł o: obliczenia własne w Mathematica 6.0.

Widać, iż w przypadku braku ekstremalnych zmian cen bądź ilości komponentów w porównywanych okresach różnice wskazań pomiędzy indeksem Fishera² a proponowanym indeksem I_B^P są znikome (wartości pogrubione w tabeli).

Przykład 2

Rozważmy teraz sytuację, w której dane uzupełniamy o parametr rzeczywisty a , determinujący skalę różnic cen i ilości w porównywanych okresach. Przyjmijmy zatem:

$$P^s = [100, 2000, 300, 1000 + a]'; \quad Q^s = [2000, 200 + a, 3000, 5]';$$

² Indeks Fishera wybrano do porównań ze względu na bardzo dobre własności matematyczne. Często nazywa się go indeksem *idealnym* ze względu na spełniony, bardzo restrykcyjny test odwróconego czasu (Białek, 2005).

$$P^t = [150 + a, 1500 - a, 300 + 2a, 1300 - a]';$$

$$Q^t = [2200 + a, 150, 5000 + 10a, 7 + 0,1a]';$$

gdzie $a \in [0, 200]$. Wartość parametru dobrano tak, aby uwypuklić różnice pomiędzy indeksem Fishera i indeksem proponowanym. Otrzymano krzywą zaprezentowaną na wyk. 1.

Przykład 3

Rozważmy teraz ekstremalną sytuację, gdy zmiany ilości dwóch komponentów w okresie badanym w porównaniu do okresu bazowego są zdecydowanie bardziej dynamiczne niż w przypadku zmian ilości pozostałych dwóch komponentów. Co więcej, te bardziej dynamiczne zmiany dotyczą komponentów, których cena nie uległa zmianie w porównywanych okresach. W ważonych formu-

łach indeksów wagi ustalane są na podstawie ilości, dlatego w przypadku dominującego udziału ilości komponentów o niezmienniającej się cenie wartość indeksu cen powinna oscylować wokół jedności.

Tymczasem przyjmując:

$$\begin{aligned}P^s &= [100, 2000, 300, 1000]'; & Q^s &= [2000, 200 + a, 3000, 5]'; \\P^t &= [100, 1500, 300, 1300]'; & Q^t &= [2200 + a^3, 150, 5000 + a^3, 7 + a]', \\a &\in [0, 500],\end{aligned}$$

otrzymano w rezultacie anomalne zachowanie indeksu Fishera i poprawne indeksu I_B^P (wykr. 2).

Wnioski

Z twierdzenia 1 wynika, iż formuła indeksu $I_B^P(Q^s, Q^t, P^s, P^t)$ określona wzorem (6) jest skonstruowana poprawnie z aksjomatycznego punktu widzenia. Indeks ten spełnia podstawowe testy wymienione chociażby w systemie minimalnych wymagań Martiniego (1992) oraz, podobnie jak indeks Fishera, restrykcyjny test odwróconego czasu. Analiza danych umownych z przykładów 1—3 pokazuje, iż w typowych przypadkach, gdzie zmiany cen i ilości agregatu nie będą zbyt gwałtowne w porównywanych okresach, wartości indeksu Fishera i proponowanego są zbliżone. Jednak różnice wskazań tych indeksów będą tym większe, im większe zaburzenia wprowadzimy pomiędzy ceny i ilości dla badanych okresów.

dr Jacek Białek — Uniwersytet Łódzki

LITERATURA

- Balk M. (1995), *Axiomatic price index theory: a survey*, „International Statistical Review”, No. 63
- Białek J. (2005), *Agregatowy indeks Törnqvista jako alternatywa dla „idealnego” indeksu Fishera*, „Wiadomości Statystyczne” nr 10, GUS
- Białek J. (2006), *The Average Price Dynamics and Indexes of Price Dynamic — Discrete Time Stochastic Model*, Acta Universitatis Lodziensis, „Folia Oeconomica”, No. 196, Łódź
- Białek J. (2007), *The Average Price Dynamics — Continuous Time Deterministic Model*, Acta Universitatis Lodziensis, „Folia Oeconomica”, No. 206, Łódź
- Białek J. (2009), *Propozycja miar dla oceny dynamiki OFE*, [w:] *Modelowanie Preferencji a Ryzyko'09*, Praca zbiorowa pod redakcją naukową Tadeusza Trzaskalika, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Katowicach
- Białek J. (2011), *Analiza efektywności OFE za pomocą modyfikacji miary ADF*, [w:] *Inwestycje finansowe i ubezpieczenia — tendencje światowe a polski rynek*, red. Krzysztof Jajuga, Wanda Ronka-Chmielowiec, Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu
- Białek J. (2012), *Zastosowanie statystycznych indeksów łańcuchowych do oceny przeciętnego zwrotu grupy OFE*, Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego w Poznaniu (w druku)

- Crawford A. (1998), *Measurement Biases in the Canadian CPI: An Update*, Bank of Canada Review
- Cunningham A. W. F. (1996), *Measurement biases in price indexes: an application to the UK's RPI*, Bank of England, Working Paper Series 47
- Eichhorn W., Voeller J. (1976), *Theory of the Price Index. Fisher's Test Approach and Generalizations*, Berlin, Heidelberg, New York: Springer-Verlag
- Gajek L., Kałuszka M. (2000), *On the average return rate for a group of investment funds*, Acta Universitas Lodziensis, „Folia Oeconomica”, No. 152, Łódź
- Gajek L., Kałuszka M. (2001), *On some properties of the average rate of return — a discrete time stochastic model* (praca nieopublikowana)
- Hałka A., Leszczyńska A. (2011), *Wady i zalety wskaźnika cen towarów i usług konsumpcyjnych — szacunki obciążenia dla Polski*, „Gospodarka Narodowa”, vol. 9
- Krzysztofiak M., Luszniiewicz A. (1997), *Statystyka*, PWE, Warszawa
- Martini M. (1992), *A General Function of Axiomatic Index Numbers*, „Journal of the Italian Statistics Society”, No. 1 (3),
- Olt B. (1996), *Axiom und Struktur in der statistischen Preisindextheorie*, Peter Lang, Frankfurt
- von der Lippe P. (2007), *Index Theory and Price Statistics*, Peter Lang, Frankfurt

SUMMARY

In the article the Author presents and discusses a new price index formula. The paper shows that the proposed formula satisfies basic tests coming from the price index theory. Using some examples the discussed index is compared to the Fisher index.

РЕЗЮМЕ

В статье представляется новая формула индекса цен. Было доказано, что предложенная формула удовлетворяет основные тесты из аксиоматической теории индексов. На примерах сопоставлен предложенный метод с индексом Фишера.

Wiesława DOMAŃSKA, Grzegorz JABŁONOWSKI

Europejskie Rachunki Ekonomiczne Środowiska

Państwa członkowskie Unii Europejskiej (UE) postanowiły, że Unia będzie działać na rzecz trwałego rozwoju Europy. Jego podstawą są: zrównoważony wzrost gospodarczy i stabilność cen, społeczna gospodarka rynkowa o wysokiej konkurencyjności, zmierzająca do pełnego zatrudnienia i postępu społecznego oraz wysoki poziom ochrony i poprawy jakości środowiska. Jest to ambitny cel

wdrożenia idei zrównoważonego rozwoju¹ do polityki rozwoju gospodarczo-ekonomicznego Unii. O wadze i randze tego podejścia w zjednoczonej Europie świadczy fakt, iż zostało ono wpisane do traktatu o UE (art. 3 ust. 3). Do opracowywania i realizacji skutecznej polityki, uwzględniającej zrównoważony rozwój, niezbędne są rzetelne informacje o stanie środowiska oraz o podstawowych tendencjach i czynnikach zmian zachodzących w środowisku. Decyzja 1600/2002/WE Parlamentu Europejskiego i Rady z 22 lipca 2002 r., ustanawiająca szósty wspólnotowy ramowy program działań w zakresie środowiska naturalnego², była podstawą do podjęcia prac nad opracowaniem odpowiednich narzędzi pozwalających na lepsze przedstawienie wpływu działalności gospodarczej na środowisko. Tymi narzędziami stały się rachunki ekonomiczne środowiska, będące rachunkami satelitarnymi w stosunku do Systemu Rachunków Narodowych (SNA).

Strategię rozwoju rachunków środowiska oraz ich wdrożenie w krajach członkowskich UE i EFTA zainicjowano w następujących dokumentach:

- Europejskiej Strategii Rachunków Środowiska (*European Strategy for Environmental Accounting ESEA*) z 2003 r., zrewidowanej w 2008 r.;
- Planie Eurostatu Implementacji Rachunków Środowiska (*Eurostat's Environmental Accounting Implementation Plan*) z 2008 r.

Europejska Strategia Rachunków Środowiska pełniła przede wszystkim rolę instrumentu inicjującego rozwój tych rachunków. Jednocześnie służyła do pomiaru osiągania przez kraje członkowskie celów zrównoważonego rozwoju, strategii lizbońskiej oraz polityki dotyczącej środowiska UE. Plan Implementacji natomiast wyznaczał kierunki rozwoju rachunków środowiska na lata 2009 i 2010 w krajach członkowskich UE.

Wagę i rolę rachunków ekonomicznych środowiska w opisie współczesnych procesów gospodarczych i dotyczących środowiska dostrzegają także inne organizacje międzynarodowe. Odzwierciedleniem tego jest przyjęcie Systemu Zintegrowanych Rachunków Ekonomicznych Środowiska (*System of Environmental Economic Accounts — SEEA*) w lutym 1993 r. przez Komisję Statystyczną ONZ. System ten opracowany został wspólnie przez ONZ, Komisję Europejską, MFW, OECD oraz Bank Światowy. SEEA łączy informacje dotyczące gospodarki i środowiska we wspólną strukturę ramową, aby umożliwić zmierzenie wkładu środowiska do gospodarki i oddziaływania gospodarki na środowisko. Od 2010 r. trwają prace nad rewizją SEEA, a w lutym 2012 r. ogólne ramy SEEA zostały przyjęte przez ONZ jako międzynarodowy standard w zakresie ekonomicznych rachunków środowiska.

¹ Proces mający na celu zaspokojenie aspiracji rozwojowych obecnego pokolenia, w sposób umożliwiający realizację tych samych dążeń następnym pokoleniom, źródło: Polski Komitet ds. UNESCO <http://www.unesco.pl>

² Dz. U. L 242 z 10.09.2002 r., s. 1—15.

PODSTAWA PRAWNA EUROPEJSKICH RACHUNKÓW EKONOMICZNYCH ŚRODOWISKA

Ogólne ramy odniesienia do Europejskich Rachunków Ekonomicznych Środowiska (ERES) określono w rozporządzeniu Parlamentu Europejskiego i Rady (WE), nr 223/2009 z 11 marca 2009 r., w sprawie statystyki europejskiej³.

Szczegółowe uregulowania kwestii rachunków ekonomicznych środowiska określono w rozporządzeniu Parlamentu Europejskiego i Rady (UE), nr 691/2011 z 6 lipca 2011 r., w sprawie europejskich rachunków ekonomicznych środowiska⁴. Rozporządzenie to jest kluczowe dla rozwoju ERES, gdyż ustanawia wspólne ramy do gromadzenia, zestawiania, przekazywania oraz oceny tych rachunków i umiejscawia je jako rachunki satelitarne w stosunku do ESA 95⁵. Jednocześnie ustala ono metodykę, wspólne standardy, definicje, klasyfikacje i zasady rachunkowości, jakie mają być stosowane przy opracowywaniu rachunków ekonomicznych środowiska. Pozwoliło to na zharmonizowanie i standaryzowanie różnych zestawów rachunków środowiskowych opracowywanych przez poszczególne państwa członkowskie.

W rozporządzeniu przyjęto elastyczną strukturę modułową umożliwiającą m.in. wprowadzanie dodatkowych modułów. Obecnie rozporządzenie wprowadza obowiązek raportowania danych (w tzw. pierwszej rundzie) w ramach trzech następujących modułów:

1. Rachunki emisji do powietrza;
2. Podatki związane ze środowiskiem;
3. Ogólnogospodarcze rachunki przepływów materialnych.

Kolejne moduły planuje się sukcesywnie dodawać do podstawy prawnej w odstępach 2—3-letnich. Prace Eurostatu nad wprowadzeniem nowych modułów przewidują włączenie w drugiej rundzie następujących modułów:

- wydatki związane z ochroną środowiska;
- sektor towarów i usług w zakresie środowiska;
- rachunki energii.

Pozostałe rachunki (moduły) będą wprowadzane do podstawy prawnej zgodnie z wytycznymi Eurostatu, który powinien je opracowywać z uwzględnieniem możliwości i obciążenia finansowego oraz administracyjnego państw członkowskich.

Wśród proponowanych kolejnych modułów wymienia się:

- rachunki dotyczące wykorzystania zasobów i wydatków na zarządzanie;
- rachunki wody;
- transfery finansowe związane ze środowiskiem (subsytia);

³ Dz. U. L 87 z 31.03.2009 r., s. 164.

⁴ Dz. U. L 192 z 22.07.2011 r., s. 1—16.

⁵ ESA 95 — European System of National and Region Accounts (Europejski System Rachunków Narodowych i Regionalnych).

- rachunki lasów;
- wydatki i przychody związane z ochroną środowiska;
- rachunki wydatków na ochronę środowiska;
- rachunki dotyczące odpadów;
- rachunki usług dostarczanych przez ekosystemy;
- rachunki dotyczące zielonych zamówień publicznych;
- rachunki wydatków związanych ze zmianami klimatycznymi i dostosowaniem do zmian klimatu;
- ogólnogospodarcze rachunki zasobów materialnych.

**ZESTAWIENIE 1. HARMONOGRAM REALIZACJI ISTNIEJĄCYCH I PLANOWANYCH
DO WPROWADZENIA DO PODSTAWY PRAWNEJ MODUŁÓW EREŚ**

Moduły	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	20...
AEA ^a										
TAXES ^b										
EW-MFA ^c										
EPE ^d										
EGSS ^e										
PEFA ^f										
RUMEA ^g										
Rachunki wody										
Subsidia										
Rachunki leśnictwa										
EPER ^h										
EPEA ⁱ										
Rachunki odpadów										
Rachunki ekosyste- mowe										
GPP ^k										
Zmiany klimatu										
EW-MSA ^l										

a AEA — Air Emission Accounts (Rachunki emisji do powietrza). *b* TAXES — Environmentally Related Taxes (Podatki związane ze środowiskiem). *c* EW-MFA — Economy-Wide Material Flow Accounts (Ogólnogospodarcze rachunki przepływów materialnych). *d* EPE — Environmental Protection Expenditure (Wydatki związane z ochroną środowiska). *e* EGSS — Environmental Goods and Services Sector (Sektor towarów i usług środowiskowych). *f* PEFA — Physical Energy Flow Accounts (Rachunki fizycznego przepływu energii). *g* RUMEA — Resource Use and Management Expenditure Accounts (Rachunki dotyczące wykorzystania zasobów i wydatków na zarządzanie). *h* EPER — Environmental Protection Expenditure and Revenues (Wydatki i przychody związane z ochroną środowiska). *i* EPEA — Environmental Protection Expenditure Accounts (Rachunki wydatków na ochronę środowiska). *k* GPP — Green Public Procurement (Zielone zamówienia publiczne). *l* EW-MSA — Economy-Wide Material Stock Accounts (Ogólnogospodarcze rachunki zasobów materialnych).

U w a g a.

- moduły wprowadzone do podstawy prawnej/termin obowiązku raportowania
- moduły do wprowadzenia do podstawy prawnej w drugiej rundzie/szacowane terminy obowiązku raportowania
- moduły do wprowadzenia do podstawy prawnej w dalszej kolejności (trwają prace rozwojowe w Eurostacie)/szacowane terminy obowiązku raportowania
- moduły do wprowadzenia do podstawy prawnej w dalszej kolejności/szacowane terminy obowiązku raportowania

Ź r ó d ł o: opracowanie własne.

Aktualnie, na podstawie postanowienia DIMESA⁶, które odbyło się w kwietniu 2012 r., w zakresie rachunków monetarnych prace Eurostatu w 2013 r. będą się skupiać (poza 3 obowiązującymi modułami oraz 3 nowymi zatwierdzonymi do obowiązkowego rozszerzenia) wokół rachunków RUMEA (Resource Use and Management Expenditure Accounts), zielonych zamówień publicznych i transferów (subsydii) związanych ze środowiskiem. W przypadku rachunków fizycznych prace rozwojowe prowadzone są nad rachunkami wody oraz planuje się intensyfikację prac nad rachunkami lasów i zmian klimatycznych.

GRUPA ZADANIOWA DS. RACHUNKÓW ŚRODOWISKA

Europejskie rachunki ekonomiczne środowiska są nowym zagadnieniem, które jest przedmiotem ciągłych prac prowadzonych w UE, mających na celu określenie kształtu rachunków środowiska i kierunku ich rozwoju. Prace w tym zakresie rozpoczęto także w Polsce. Obejmują one wielodyscyplinarną tematykę łączącą zagadnienia ochrony środowiska i gospodarki, co wymaga zaangażowania specjalistów z wielu dziedzin. Powstała więc potrzeba stworzenia platformy do współpracy i koordynacji działań w tym zakresie. W tym celu GUS zaproponował stworzenie Grupy zadaniowej do spraw rachunków środowiska (GZ). Powstała ona w 2010 r. na mocy zarządzenia wewnętrznego nr 3 Prezesa GUS z 5 lutego 2010 r. w sprawie powołania Grupy zadaniowej do spraw rachunków środowiska. W skład GZ wchodzi przedstawiciele Ministerstwa Środowiska, Ministerstwa Gospodarki, Ministerstwa Finansów, GUS i świata nauki. Do jej zadań w zakresie rachunków środowiska należy m.in.:

- 1) analiza potrzeb informacyjnych na poziomie krajowym i międzynarodowym, w szczególności wynikających ze wspomnianego rozporządzenia Parlamentu Europejskiego i Rady z 6 lipca 2011 r.;
- 2) identyfikacja istniejących w Polsce zasobów informacyjnych;
- 3) wyznaczanie kierunków rozwoju;
- 4) wyznaczenie dziedzin priorytetowych;
- 5) inicjowanie prac metodologicznych mających na celu poszerzenie oferty informacyjnej statystyki publicznej;
- 6) opiniowanie projektów badań statystycznych i systemów informacyjnych.

Prace GZ w 2010 r. skupiały się głównie wokół dwóch rachunków: podatków związanych ze środowiskiem (zainicjowano rozwój tej tematyki i dyskusję) oraz rachunków przepływów materialnych. W 2011 r. kontynuowano prace w zakresie podatków związanych ze środowiskiem oraz rachunków przepływów materialnych, a także omawiano rachunki emisji do powietrza.

⁶ DIMESA — Directors Meeting on Environment Statistics and Accounts (Spotkanie Dyrektorów ds. Statystyki Środowiska i Rachunków Środowiskowych).

STAN PRAC W GUS W ZAKRESIE EREŚ

Prace nad EREŚ rozpoczęły się stosunkowo niedawno, dlatego postęp prac nad poszczególnymi rachunkami nie jest znaczący. Najbardziej zaawansowane są prace w zakresie rachunku przepływów materialnych EW-MFA. Obecnie jest to jedyny rachunek wykonywany regularnie (od 2010 r.) i wpisany do programu badań statystycznych statystyki publicznej (PBSSP). W zakresie pozostałych rachunków albo nie prowadzono dotychczas działań, albo prace są na początkowym etapie w formie projektów pilotażowych czy prac metodologicznych.

ZESTAWIENIE 2. STAN PRAC W GUS W ZAKRESIE EREŚ

Moduły	Rodzaj zobowiązania	Metodologia	Pilotaż	Stała praktyka statystyczna
AEA	Rozporządzenie nr 691/2011	przygotowana	zrealizowany w 2010 r.	przekazywany do Eurostatu; będzie ujęty w PBSSP'2013
TAXES	Rozporządzenie nr 691/2011	brak	w realizacji do końca 2013 r.	brak
EW-MFA	Rozporządzenie nr 691/2011	przygotowana	zrealizowany w 2008 r.	przekazywany do Eurostatu; ujęty od PBSSP'2010
EPE	wdrożenie do podstawy prawnej w 2. rundzie	brak	brak	brak
EGSS	wdrożenie do podstawy prawnej w 2. rundzie	częściowo przygotowana	zrealizowany w 2008 r.	brak
PEFA	wdrożenia do podstawy prawnej w 2. rundzie	przygotowana	zrealizowany w 2011 r.	brak
RUMEA	brak	brak	brak	brak
Rachunki wody	brak	brak	brak	brak
Subsydia	brak	brak	brak	brak
Rachunki leśnictwa	brak	w realizacji do końca 2012 r.	brak	brak
EPER	OECD, Eurostat — umowa dżentelmeńska	przygotowana	zrealizowany w 2005 r.	przekazywany do Eurostatu; nieujęty w PBSSP
EPEA	brak	częściowo przygotowana	zrealizowany w 2005 r.	brak
Rachunki odpadów	brak	brak	brak	brak
Rachunki ekosystemowe	brak	brak	brak	brak
GPP	brak	brak	brak	brak
Zmiany klimatu	brak	brak	brak	brak
EW-MSA	brak	brak	brak	brak

U w a g a. Oznaczenia modułów jak przy zestawieniu 1.

Ź r ó d ł o: jak przy zestawieniu 1.

ZASTOSOWANIE EREŚ

Potencjalne możliwości i zastosowania rachunków ekonomicznych środowiska są bardzo szerokie i stale rozwijane zarówno indywidualnie przez poszczególne Państwa Członkowskie, jak i systemowo przez Eurostat. Opracowywane na podstawie EREŚ wskaźniki wykorzystywane są np. jako mierniki realizacji danej polityki.

Możliwość porównania z innymi państwami oraz analiza gospodarcza, ekonomiczna, stanu środowiska czy sytuacji geopolitycznej państw sąsiednich na podstawie rachunków środowiska, stanowi dodatkowy pakiet informacji, jaki oferują EREŚ. Są to tylko nieliczne z wielu korzyści, wynikające ze stosowania rachunków ekonomicznych środowiska, jakie oferują do dyspozycji decydom. Zapotrzebowanie na tę statystykę jest zróżnicowane w poszczególnych państwach ze względu na różne uwarunkowania gospodarcze, społeczne i środowiskowe. Przykładowo, zapotrzebowanie na rozwój rachunków wody jest niewielkie w państwach położonych na północy Europy, natomiast przybiera na sile im dalej przesuwamy się na południe kontynentu, gdzie występuje deficyt wody. Dla państw tego regionu bardzo ważna jest umiejętność np. oszacowania zasobów wody, jej przepływów międzygałęziowych, określenie wodochłonności poszczególnych sektorów gospodarki czy też zróżnicowanie oddziaływania między gospodarką a dostępem do wody. Odpowiednio opracowany rachunek wody pozwoli nie tylko na analizę sytuacji, ale będzie cennym narzędziem planistycznym polityki w danej dziedzinie.

W Polsce wykorzystanie rachunków środowiska może (i powinno) mieć zastosowanie w planowaniu i monitorowaniu realizacji celów strategii rozwoju kraju, takich jak „Strategia Bezpieczeństwo Energetyczne i Środowisko” czy „Innowacyjna Gospodarka”. Należy zaznaczyć, że w Polsce nie ma dużego zainteresowania rozwojem nowoczesnych i zaawansowanych narzędzi statystycznych, jakimi są EREŚ, w ministerstwach czy jednostkach im podległych, zajmujących się np. gospodarką wodną, leśną, przemysłem energetycznym, rolnictwem, subsydiami czy ochroną środowiska na potrzeby bieżących analiz i zadań resortów. Rozpropagowanie EREŚ jest, obok rozwoju samych rachunków, jednym z najważniejszych wyzwań w tej dziedzinie.

mgr inż. Wiesława Domańska, mgr Grzegorz Jabłonowski — GUS

SUMMARY

The article contains an overview of the work on the implementation of the European Environmental Economic Accounts (EEEE), which are seen as instruments to monitor the pressure exerted by the economy on the environment as well as study how to reduce it. The issues on EEEA have been regulated by

Regulation (EU) No. 691/2011 of the European Parliament and of the Council of 6 July 2011 on European Environmental Economic Accounts. This Regulation establishes a common framework for the collection, compilation, transmission and evaluation of EEEA to set up environmental economic accounts as satellite accounts to ESA'95. It provides that the environmental accounts are grouped into modules. This will allow the introduction of additional modules without interfering with the basic provisions of the Regulation. The article describes the current scope of work and the development plan of EEEA in Poland.

РЕЗЮМЕ

Статья обсуждает работы в области внедрения Европейских экономических счетов окружающей среды (ЕЭСОС) в статистическую практику. Они используются в мониторинге влияния оказываемого экономикой на окружающую среду, а также в анализе возможностей уменьшения отрицательных эффектов этого воздействия. Вопросы касающиеся ЕЭСОС регулирует распоряжение № 691/2011 Европейского Парламента и Совета от 6 июля 2011 г.

Оно устанавливает правила сбора, составления, передачи и оценки экономических счетов окружающей среды и локализует их в качестве сателитных счетов по отношению к ESA'95. Распоряжение определяет методологию, общие стандарты, определения, классификации и принципы учета, которые должны использоваться в разработке ЕЭСОС. Распоряжение предусматривает, что счета окружающей среды будут группироваться в модулях. Это позволит ввести дополнительные модули без вмешательства в основные записи распоряжения. Статья характеризует сегодняшний объем работ и планы развития ЕЭСОС в Польше.

BADANIA I ANALIZY

Piotr WDOWIŃSKI

Wpływ wyższych wymogów kapitałowych w sektorze bankowym na wzrost gospodarczy

Destabilizacja systemu finansowego, która nastąpiła w latach 2007—2009 na skutek utraty płynności przez część instytucji finansowych, spowodowała znaczne ograniczenie wzrostu gospodarczego na świecie. W obliczu narastania stanów nierównowagi podjęto decyzje zmierzające do naprawy systemu finan-

sowego. Wśród nich należy wskazać na działania doraźne i długookresowe, mające na celu trwałe ograniczenie ryzyka na rynku finansowym, głównie w zakresie działalności sektora bankowego.

Działania naprawcze w wymiarze globalnym miały na celu uchronić instytucje finansowe przed niewypłacalnością poprzez zaangażowanie środków publicznych i złagodzenie warunków polityki pieniężnej. Instytucje nadzorcze określiły priorytety mające doprowadzić do wzmocnienia systemu finansowego. W konsekwencji powstały plany nowych standardów regulacyjnych dotyczących wymogów kapitałowych.

Zdaniem wielu ekonomistów jednym z niedostatków systemu nadzoru nad sektorem finansowym było zbytne zorientowanie na politykę mikroostrożnościową (Crockett, 2000; Borio i in., 2001; Borio, 2003; Kashyap, Stein, 2004; Kashyap i in., 2008; *The role...*, 2009; Brunnermeier i in., 2009; French i in., 2010).

Podejście mikroostrożnościowe wyraża się w budowie modeli równowagi cząstkowej dotyczących indywidualnych instytucji finansowych, natomiast makroostrożnościowe można nazwać podejściem równowagi ogólnej odnoszącym się do systemu finansowego jako całości. Obecnie można się spotkać z poglądem, że polityka regulacyjna powinna bardziej skupiać się na podejściu makroostrożnościowym (Bernanke, 2008).

Szczególnie dużo zmian o charakterze regulacyjnym zachodzi w sektorze bankowym. Stawia się przy tym pytania: po pierwsze, dlaczego rynkowe wymagania kapitałowe wobec instytucji finansowych odbiegają od wymagań o charakterze regulacyjnym i po drugie, jakie formy regulacji kapitału powinno się przyjąć.

Unikalna pozycja banków w systemie finansowym, ze względu na możliwości monitorowania ryzyka i funkcjonowania w warunkach asymetrii informacji, daje bankowi centralnemu dodatkową możliwość wpływania na sferę realną.

W artykule przedstawiono szacunek skutków regulacji kapitałowych w sektorze bankowym wraz z analizą uwarunkowań wzrostu gospodarczego w Polsce. Analizę symulacyjną dotyczącą wpływu zagregowanego współczynnika wypłacalności na efektywny popyt na kredyt oraz na wzrost gospodarczy przeprowadzono na podstawie wielorównaniowego modelu ekonometrycznego.

ROLA KREDYTU WE WZROŚCIE GOSPODARCZYM

Kredyt wzmacnia tradycyjne efekty związane ze zmianą stóp procentowych (Bernanke, Gertler, 1995). Ograniczenie akcji kredytowej może wiązać się z ograniczeniem popytu na kredyt (Bernanke, Lown, 1991). Może mieć również związek z ograniczeniem podaży kredytu. W warunkach nadwyżkowego popytu, ze względu na występujące czynniki ryzyka kredytowego, pojawia się reglamentacja kredytu, zgodna z racjonalnym zachowaniem instytucji kredytowych opartym na maksymalizacji zysku (Hodgman, 1960; Jaffee, Modigliani, 1969; Jaffee, 1971; Koskela, 1976). W praktyce oznacza to, że dla części zainteresowanych kredyt jest niedostępny bez względu na cenę. Szczególnie

w okresie kryzysu finansowego potencjalnym kredytobiorcom jest trudno znaleźć alternatywne źródła finansowania, co znacznie ogranicza możliwości substytucji kredytu.

Warunki reglamentacji kredytu można uznać za warunki równowagi, gdyż banki udzielając kredytu biorą pod uwagę nie tylko stopę procentową, lecz również ryzyko kredytowe (Stiglitz, Weiss, 1981). Banki nie są skłonne do udzielania kredytów po wyższej stopie na rzecz ryzykownych potencjalnych kredytobiorców, lecz do formułowania warunków kredytowych w sposób, który chroni ich interesy. To oznacza kreowanie popytu ze strony kredytobiorców cechujących się akceptowalnym poziomem ryzyka.

W warunkach kryzysu reglamentacja kredytu dotyka wszystkich chcących skorzystać z finansowania zewnętrznego, gdyż wówczas nawet duże przedsiębiorstwa, obarczone mniejszym ryzykiem niewypłacalności, mają znacznie utrudniony dostęp do kredytów. Ograniczenie podaży kredytu stawia w trudnej sytuacji szczególnie małe i średnie przedsiębiorstwa (MSP), dla których kredyt bankowy — obok środków własnych — stanowi główne źródło finansowania inwestycji. Ograniczenie podaży kredytu ma wpływ na gospodarkę, gdyż kredyt bankowy oraz inne źródła finansowania — jak emisja obligacji — nie są doskonałymi substytutami.

Istotnym czynnikiem wpływającym na ograniczenie podaży kredytu jest kurczenie się bazy kapitałowej sektora bankowego. Do innych czynników tego rodzaju należy zaliczyć bazę depozytową i surowsze regulacje. Zmniejszanie się bazy kapitałowej, na skutek np. odpisów z tytułu pogarszania się jakości portfela kredytów, prowadzi do ograniczenia aktywów, ze względu na konieczność utrzymania odpowiednich standardów kapitałowych.

WYMOGI KAPITAŁOWE JAKO ELEMENT POLITYKI MAKROOSTROŻNOŚCIOWEJ W SYSTEMIE FINANSOWYM

Kryzys finansowy pozostawia trwale ślady w rozwoju rynku finansowego. Powolne wygasanie zakumulowanej nierównowagi gospodarczej jest m.in. związane z utrudnionym powrotem sektora bankowego do normalnego funkcjonowania w zakresie pośrednictwa finansowego. Pokryzysowa niechęć banków do przywrócenia stabilnych warunków finansowania gospodarki ma również źródło w wymogach kapitałowych opartych na ocenie ryzyka.

Regulacje rynku finansowego są faktem. Są one konieczne w działalności bankowej ze względu na ryzyko upadku banku oraz ryzyko nadmiernej koncentracji czy też asymetrię informacji. Powszechnie wiadomo, że kłopoty jednego banku mogą szybko rozprzestrzenić się na inne banki, co może doprowadzić do załamania całego systemu (Guttentag, Herring, 1987; Aghion i in., 2000).

Polityka makroostrożnościowa stanowi stosunkowo młodą dyscyplinę wiedzy, szczególnie na tle ustabilizowanych poglądów dotyczących roli i zakresu polityki gospodarczej (Clement, 2010). Podejście makroostrożnościowe do regulacji systemu finansowego można zdefiniować jako próbę kontroli nad społecznymi kosztami związanymi z nadmiernym ograniczeniem pozycji bilansu przez wiele instytucji finansowych, poddanych działaniu wspólnego zakłócenia (Han-

son i in., 2011). W literaturze można spotkać się z dość powszechnym poglądem, że instytucje finansowe mają silne bodźce do ograniczania aktywów zamiast dokapitalizowania w obliczu kryzysu oraz do działania przy zbyt małych buforach kapitałowych w okresach koniunktury (Stein, 2011). Szczególnie w tym ostatnim przypadku wzrasta prawdopodobieństwo kryzysu oraz ograniczenia akcji kredytowej.

Celem polityki makroostrożnościowej — jak utrzymuje Europejski Bank Centralny (European Central Bank — ECB) — jest stabilność systemu finansowego, zdefiniowana jako warunek, w którym system finansowy, obejmujący system pośrednictwa, rynki oraz ich infrastrukturę, jest zdolny oprzeć się zakłóceniom i rozwiązać problemy narastającej nierównowagi finansowej (*Financial...*, 2010).

Niestabilność finansową można zdefiniować jako każde odchylenie od optymalnego planu oszczędnościowo-inwestycyjnego gospodarki, które jest wywołane niedoskonałościami rynku finansowego (Saporta i in., 2004).

Z pojęciem polityki makroostrożnościowej wiąże się pojęcie ryzyka systemowego. Perotti i Suarez (2009) zdefiniowali je jako ryzyko propagacji powodujące, że zakłócenia rozprzestrzeniają się poza główne obszary wpływu, przyczyniając się do dyfuzji zjawisk kryzysowych do sfery realnej. Ryzyko akumuluje się podczas okresów koniunktury, a następnie materializuje w postaci nierównowagi w okresie dekonunktury.

Propozycje regulacji sektora bankowego, wprowadzane na rynku międzynarodowym z uwzględnieniem specyfiki rynków lokalnych, mają na celu określenie narzędzi służących monitorowaniu i ocenie ryzyka systemowego. Ich przegląd można znaleźć w opracowaniach *Addressing...* (2008) oraz Hannouna (2010). Jednym z istotnych elementów polityki makroostrożnościowej jest publikacja przez nadzór sygnałów ostrzegawczych w postaci raportów o stabilności systemu finansowego, w których znajduje się ocena dotychczasowych tendencji na rynku oraz projekcja zagrożeń.

W analizie źródeł narastania niestabilności duże znaczenie mają wskaźniki wczesnego ostrzegania, do których należy zaliczyć wskaźniki akcji kredytowej oraz ceny instrumentów finansowych. Takie wskaźniki mają wysoką wartość prognostyczną *ex ante* (Borio, Drehmann, 2009). Nadmierna akcja kredytowa, w tym finansowanie poprzez indeksację w walutach obcych (*FX lending*), szybki wzrost cen aktywów finansowych oraz towarzyszący temu napływ kapitału, który wpływa na nadmierną aprecjację waluty krajowej mogą świadczyć o narastającej nierównowadze, która może przekształcić się w sytuację kryzysową (Borio, Lowe, 2002).

W opracowaniu Hansona i in. (2011) podano postulaty nowoczesnej polityki makroostrożnościowej. Należy do nich zaliczyć: po pierwsze, zmienne w czasie wymogi kapitałowe oznaczające, że banki utrzymują wyższy współczynnik wypłacalności — iloraz kapitału do aktywów ważonych ryzykiem — w czasach koniunktury i niższy w okresie dekonunktury; po drugie, regulacje powinny prowadzić do akumulacji kapitału o wysokiej jakości; po trzecie, powinno stwarzać się bodźce dla banków do zwiększania bazy kapitałowej silniejsze niż do opierania wyłącznie współczynnikiem wypłacalności.

DOBRE PRAKTYKI SEKTORA BANKOWEGO

Regulacje kapitałowe w sektorze bankowym mają na celu dyscyplinowanie banków do ponoszenia kosztów ryzyka oraz pokrywania strat powstających na skutek prowadzonej działalności. Celem tych działań jest ochrona deponentów oraz łagodzenie skutków „pokusy nadużycia” w warunkach asymetrii informacji. Santos (2001) stwierdził, że zasady dotyczące kapitału bankowego stanowią jeden z najważniejszych aspektów regulacyjnych.

Istnieją próby unifikacji dobrych praktyk sektora bankowego. Są to umowy kapitałowe. Głównym celem Umowy Kapitałowej (UK) z 1988 r. (Bazylea I) było wprowadzenie jednolitych zasad oraz definicji kapitału regulacyjnego. Umowa wprowadziła wagi do poszczególnych pozycji aktywów w celu wyznaczenia poziomu kapitału regulacyjnego, stanowiącego minimum 8% wartości aktywów ważonych ryzykiem. Mimo zalet wprowadzenia wag ryzyka należy podkreślić, że nie brały one pod uwagę ograniczania ryzyka portfela aktywów poprzez dywersyfikację zarówno ze względu na liczbę kredytobiorców, jak i w ujęciu geograficznym.

Nowa Umowa Kapitałowa (NUK) z 2004 r. (Bazylea II) powstała w odpowiedzi na niedoskonałości UK Bazylea I. Jedną z głównych cech NUK było zwiększenie wrażliwości wymogów kapitałowych na ryzyko aktywów. NUK przewiduje elastyczną strukturę wag ryzyka, uwzględniając ryzyko operacyjne, rynkowe i kredytowe oraz własną ocenę ryzyka kredytowego przez banki na podstawie modeli ryzyka. Wyniki analizy ryzyka są agregowane według ustalonej formuły do celów wyznaczenia poziomu kapitału regulacyjnego (*An explanatory...*, 2005).

Uważa się, że NUK ma charakter procykliczny (Drumond, 2009). Jeśli bowiem wymogi kapitałowe uzależnia się od ryzyka aktywów, zaś wagi ryzyka są uzależnione od oceny wiarygodności kredytowej przez agencje ratingowe, która waha się w zależności od fazy cyklu koniunkturalnego, to zmniejszenie się oceny wiarygodności kredytobiorców w okresach dekonunktury powoduje, że rosną wymogi kapitałowe, a to może prowadzić do ograniczenia akcji kredytowej przez banki. W rezultacie podtrzymuje się warunki dekonunktury (Segoviano, Lowe, 2002; Kashyap, Stein, 2004; Altman i in., 2005). Z tego punktu widzenia opracowanie instrumentów polityki antycyklicznej jest wskazane i znajduje wyraz w nowych propozycjach UK Bazylea III. Szczegółowy przegląd założeń UK Bazylea III znajduje się w opracowaniu *The Basel...* (2010) oraz np. u Angeliniego i in. (2011) i Hansona i in. (2011).

Wymogi regulacyjne powinny w ograniczonym zakresie brać pod uwagę poziomy ryzyka indywidualnych banków, gdyż zbyt surowe wymogi mogą obniżać wartość sektora oraz zwiększać koszt uzyskania finansowania (Santomero, Watson, 1977).

Rozwiązania instytucjonalne w sektorze bankowym mają wpływ na rynkową ocenę wymogów kapitałowych wobec banków. W przypadku braku regulacji warunki konkurencji prowadzą w długim okresie do ustalania się „rynkowych” współczynników kapitałowych dla indywidualnych banków na poziomie, który

maksymalizuje ich wartość (Berger i in., 1995). Ustalone poziomy rynkowego współczynnika wypłacalności oznaczają, że „nieoptymalne” określenie potrzeb kapitałowych powoduje obniżenie się wartości banku. W warunkach występowania regulacji w interesie banków jest utrzymywanie wyższych współczynników wypłacalności niż wymagania regulacyjne, poprzez budowanie buforów kapitałowych. Stanowią one rodzaj zabezpieczenia na wypadek zmian polityki nadzorczej lub zwiększonej presji rynku. Banki chcą bowiem uzyskiwać wysokie oceny kredytowe w rankingach zewnętrznych, co pozwala im na pozyskiwanie kapitału i depozytów po niższym koszcie. Badania potwierdzają, że współczynniki wypłacalności banków pozostają pod wpływem minimalnych wymagań kapitałowych (Keeley, 1988; Jackson i in., 1999; VanHoose, 2008).

ROLA REGULACYJNYCH WYMOGÓW KAPITAŁOWYCH

Jednym z najważniejszych regulacyjnych mierników kapitałowych jest współczynnik wypłacalności. Należy zauważyć, że wartość tego współczynnika zależy od dwóch czynników — miernika kapitału w liczniku i miernika ryzyka w mianowniku. W konsekwencji oznacza on poziom kapitału przypadający na jednostkę ryzyka. Mianownik w ujęciu regulacyjnym powinien mierzyć podatność banku na ryzyko. W rekomendacjach bazylejskich za główny czynnik ryzyka przyjęto ryzyko kredytowe. Poszczególnym pozycjom aktywów przyporządkowano wagi ryzyka w zależności od rodzaju dłużników i charakteru instrumentów finansowych. Ze względu na prowadzony skokowy (z określoną częstotliwością, nie zaś w sposób ciągły) w czasie proces monitorowania ryzyka w sektorze bankowym przez instytucje nadzorcze, standardy kapitałowe są utrzymywane na poziomie przeciętnie wyższym niż w warunkach, w których monitorowanie ryzyka byłoby dokładniejsze.

W tym kontekście należy zwrócić uwagę na pojęcie „wiązących” regulacyjnych wymogów kapitałowych. Berger i in. (1995) sformułowali definicję wymogów wiążących jako sytuację, w której współczynnik wypłacalności maksymalizujący wartość banku w warunkach występowania wymogów regulacyjnych — „efektywny” regulacyjny wymóg kapitałowy — jest wyższy od „rynkowego” wymogu kapitałowego. Należy przypomnieć, że „rynkowy” wymóg kapitałowy to współczynnik wypłacalności, który maksymalizuje wartość banku w warunkach braku wymogów regulacyjnych. „Efektywne” regulacyjne wymogi kapitałowe zawierają bufor kapitałowy w stosunku do wymogu minimalnego — tym większy, im większe są sankcje za naruszenie minimalnych wymogów oraz im wyższe są koszty podniesienia kapitału.

Standardy kapitałowe stanowią punkt odniesienia, na podstawie którego można oceniać kapitalizację banku. Pozostaje pytanie, czy współczynniki wypłacalności wyższe od minimum regulacyjnego stanowią wynik presji nadzorczej czy też wynik presji rynku. Bernauer i Koubi (2005) stwierdzili, że taka sytuacja może powstać na skutek konkurencyjnej presji rynku. Ma to związek z autonomicznym ryzykiem banku, który w ten sposób zwiększa swoją wiarygodność w ocenie deponentów i innych uczestników rynku.

Implementacja systemu regulacji, który uwzględniałby specyfikę każdego banku w zależności od generowanego ryzyka, w praktyce nie jest możliwa. Formułuje się zatem minimalne wymagania kapitałowe w odniesieniu do całego sektora, które są stabilne w średnim okresie. Globalizacja rynku finansowego sprzyja harmonizacji działań regulacyjnych, ogranicza bowiem źródła niestabilności wynikające z heterogenicznego charakteru rynków finansowych poszczególnych krajów.

MAKROEKONOMICZNA OCENA WYŻSZYCH STANDARDÓW KAPITAŁOWYCH

Banki mają wiele możliwości dostosowania się do regulacji nadzorczych. Należy jednak przyjąć, że w typowej sytuacji dążą one do przeniesienia dodatkowych kosztów działalności, w tym kosztów regulacji, na klientów, podnosząc marże. Ten proces nie odbywa się w sposób dowolny, gdyż banki funkcjonują w warunkach konkurencji, na zorganizowanym rynku, na którym dostęp do finansowania nie realizuje się wyłącznie poprzez kredyt bankowy. Należy jednak wziąć pod uwagę to, że dostęp do finansowania pozakredytowego jest domeną głównie dużych korporacji niefinansowych. Dla gospodarstw domowych oraz MSP kredyt bankowy stanowi w zasadzie jedyne źródło finansowania zewnętrznego, stąd popyt na nie, ze względu na cenę kredytu, jest mniej elastyczny.

Należy również podkreślić, że banki mają też szerokie możliwości poprawienia swojego wyniku finansowego, np. poprzez podniesienie opłat i prowizji oraz ograniczanie kosztów, w tym kosztów działalności i kosztów odsetkowych dla depozytów. Ponadto banki są ostrożne w zwiększaniu swojej bazy kapitałowej, nawet jeśli wyższy poziom kapitału nie ma dużego wpływu na wzrost stóp oprocentowania kredytów. Przyczyną tego jest presja konkurencyjna, która może prowadzić do sytuacji, w której wzrost marż o kilkadziesiąt punktów bazowych powoduje utratę znacznej części rynku, nawet jeśli sama pozycja kapitałowa banków ma wpływ na stopę oprocentowania kredytów (Hubbard i in., 2002).

Jedne z pierwszych badań dotyczących wpływu wymogów kapitałowych na akcję kredytową przeprowadzili wspomniani Bernanke i Lown oraz Berger i Udell (1994). Zdaniem tych ostatnich podnoszenie kapitału jest bardziej kosztowne niż pozyskiwanie depozytów. Stąd wymóg kapitałowy oparty na ryzyku (*Risk-Based Capital* — RBC) można uważać za podatek regulacyjny rosnący wraz ze skalą ryzyka aktywów. W konsekwencji zachodzi zmiana alokacji kredytu wywołana wymogami kapitałowymi RBC. Przegląd literatury dotyczącej standardów kapitałowych można znaleźć w opracowaniu Jackson i in. (1999).

Z wielu badań wynika, niezależnie od zastosowanej metodologii, że wyższej kapitalizacji sektora bankowego towarzyszy zmniejszenie się prawdopodobieństwa kryzysu bankowego. Borio i Huertas (2010) pokazali, że zwiększenie współczynnika wypłacalności o 1 p.proc. zmniejsza prawdopodobieństwo kryzysu bankowego o jedną trzecią. Ponadto, badania pokazują, że wyższemu współczynnikowi wypłacalności towarzyszy mniejsze prawdopodobieństwo bankructwa banku (Lane i in., 1986; Cole, Gunther, 1995; Estrella i in., 2000; Cole, Wu, 2009; Huang i in., 2010). Borio i Huertas przedstawili rachunek ko-

rzyści i kosztów zastosowania surowszych wymogów kapitałowych. Najważniejszy wniosek z ich analizy oznacza, że w sektorze bankowym nadal jest przeszczeń do wprowadzania surowszych wymagań kapitałowych, gdyż przewaga korzyści nad kosztami daje dodatni bilans długookresowy.

Według MAG (*Macroeconomic Assessment Group*) (*Assessing...*, 2010) wzrost współczynnika wypłacalności o 1 p.proc. mógłby doprowadzić do przeciętnego spadku PKB o 0,22% po 35 kwartałach od momentu wystąpienia zakłócenia, czyli rozpoczęcia implementacji nowego systemu. Oznacza to ograniczenie rocznego tempa wzrostu PKB o 0,03 p.proc.

Jest kilka czynników, które mogą osłabić wpływ surowszych norm kapitałowych na wzrost gospodarczy. Po pierwsze, w ostatnich latach wiele banków wzmocniło swoją pozycję kapitałową poprzez nowe emisje i zatrzymanie zysków. Po drugie, banki mogą przesuwac koszty w ramach prowadzonej działalności oraz obnizac oprocentowanie depozytów lub też zwiększac przychody z opłat i prowizji, co może osłabiać presję na ograniczanie podaży kredytu. Z badań MAG wynika ponadto, że wzrost współczynnika wypłacalności o 1 p.proc. może prowadzić do spadku efektywnego popytu na kredyt o ok. 1,9% oraz wzrostu oprocentowania kredytów (marż kredytowych) o ok. 17 punktów bazowych. Wyniki te zostały uśrednione na podstawie badań przeprowadzonych na podstawie 97 modeli wykorzystanych przez członków grupy MAG — w tym 42 modele gospodarki krajów, 40 modeli IMF (Międzynarodowy Fundusz Walutowy) oraz 15 modeli ECB i Komisji Europejskiej.

Banki indeksują stopy oprocentowania kredytów względem wyższych wymagań kapitałowych, co oznacza, że w celu utrzymania współczynnika stopy zwrotu z kapitału ROE (*Return on Equity*) na niezmiennym poziomie podnoszą marże kredytowe (Tanaka, 2002). Elliot (2009, 2010) oraz Hanson i in. (2011) stwierdzili, że długookresowy wpływ wyższych wymogów kapitałowych na oprocentowanie kredytów jest nieznaczny, szczególnie w sytuacji, w której banki mają możliwość przesuwania kosztów do innych obszarów działalności.

King (2010) przedstawił z kolei model bilansu i rachunku wyników reprezentatywnego banku, dla którego wielkości wyznaczono na podstawie bazy danych Bankscope dla 6844 banków z 13 krajów OECD w okresie 1993—2007. W głównym wniosku autor stwierdza, że zwiększenie współczynnika wypłacalności o 1 p.proc. (przy niezmienniej strukturze aktywów) spowodowałoby wzrost stóp procentowych o 15 punktów bazowych, przy założeniu stałości stopy zwrotu z kapitału ROE oraz struktury kosztów banku.

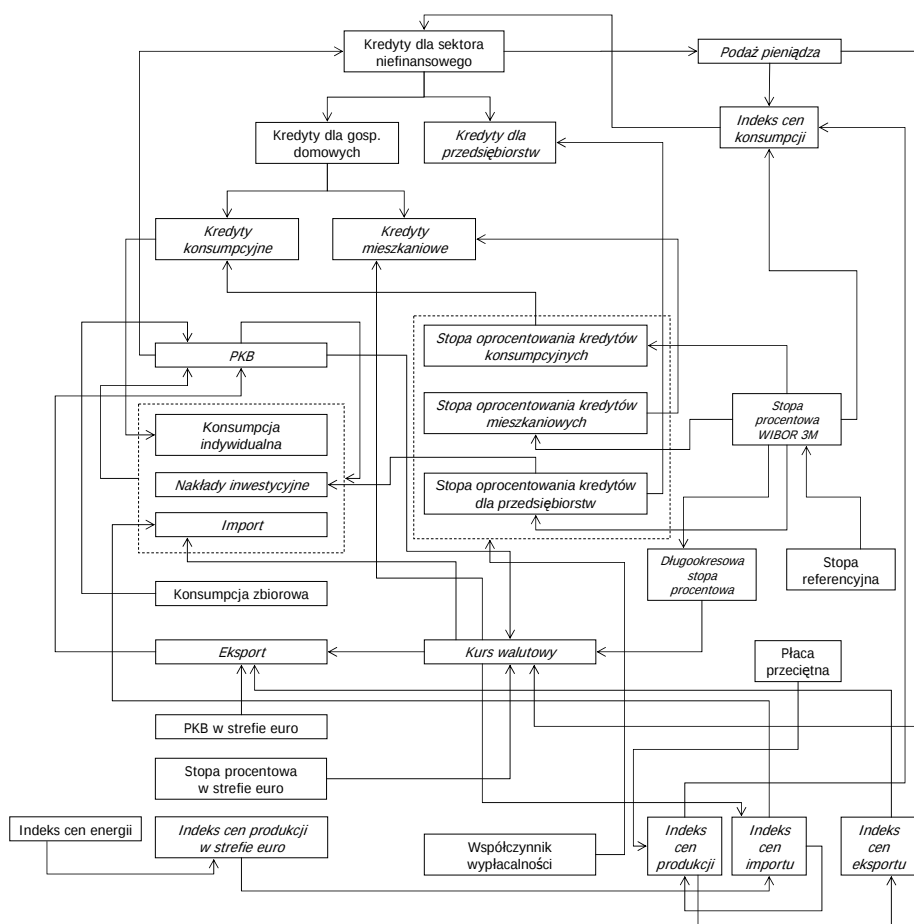
Utrzymywanie buforów kapitałowych przez banki oznacza, że wymogi nadzorcze mają wpływ na działalność banków. Należy zauważyć, że propozycje zawarte w opracowaniu *Countercyclical...* (2010) idą w kierunku wprowadzenia buforów antycyklicznych, powiązanych z udziałem wolumenu kredytu w PKB. Z eksperymentów symulacyjnych wynika, że taka antycykliczna zasada prowadziłaby do znacznego ograniczenia wahań kluczowych zmiennych, w tym PKB. Jednak dla instytucji nadzorczych ważne są również inne czynniki, w tym praktyki zarządcze, które skłaniają banki do utrzymywania buforów kapitałowych (Ayuso i in., 2002; Alfon i in., 2004; Bikker, Metzmakers, 2004; Lindquist,

2004; Stolz, Wedow, 2005; Jokipii, Milne, 2008). Czynniki te wraz z wymogami kapitałowymi stanowią o skuteczności polityki nadzorczej.

MODEL EKONOMETRYCZNY

Biorąc pod uwagę przedstawione rozważania, w celu oceny podstawowych tendencji w kształtowaniu się efektywnego popytu na kredyt w ujęciu zdezagregowanym, jego wpływu na podstawowe wskaźniki makroekonomiczne oraz empirycznej weryfikacji wpływu zmian współczynnika wypłacalności na wzrost gospodarczy w Polsce posłużono się modelem ekonometrycznym.

SCHEMAT POWIĄZAŃ ZMIENNYCH W MODELU



U w a g a. Kursywą zaznaczono zmienne endogeniczne.

Ź r ó d ł o: opracowanie własne.

TABL. 1. WYKAZ ZMIENNYCH

Zmienne	Opis zmiennej	Źródło
<i>car</i>	współczynnik wypłacalności, sektor bankowy ogółem	KNF
<i>gby10y</i>	rentowność 10-letnich obligacji skarbowych w %	Eurostat
<i>gby10y_emu</i>	rentowność 10-letnich obligacji skarbowych w %	ECB
<i>icc</i>	średnie ważone oprocentowanie depozytów i kredytów w polskim systemie bankowym, kredyty złotowe dla podmiotów gospodarczych ogółem w %	NBP
<i>ihc</i>	średnie ważone oprocentowanie depozytów i kredytów w polskim systemie bankowym, kredyty gotówkowe złotowe dla osób prywatnych w %	NBP
<i>ihm</i>	średnie ważone oprocentowanie depozytów i kredytów w polskim systemie bankowym, kredyty mieszkaniowe ogółem w %	NBP
<i>iref</i>	stopa referencyjna w %	Eurostat
<i>lcc</i>	kredyty i pożyczki udzielone przedsiębiorstwom, ceny bieżące w mln zł	NBP
<i>lhc</i>	kredyty i pożyczki udzielone gospodarstwom domowym, konsumpcyjne, ceny bieżące w mln zł	NBP
<i>lhm</i>	kredyty i pożyczki udzielone gospodarstwom domowym na nieruchomości, ceny bieżące w mln zł	NBP
<i>mm3m</i>	stopa procentowa WIBOR 3M w %	Eurostat
<i>mp</i>	import towarów i usług, ceny bieżące w mln zł	Eurostat
<i>plnchf</i>	kurs CHF w zł	obliczenia własne
<i>plneur</i>	kurs euro w zł	Eurostat
<i>pm</i>	deflator importu ogółem	Eurostat
<i>pppi</i>	indeks cen produkcji przemysłowej	IMF
<i>pppi_emu</i>	indeks cen produkcji przemysłowej	IMF
<i>px</i>	deflator eksportu ogółem	Eurostat
<i>py</i>	deflator PKB	Eurostat
<i>py_emu</i>	deflator PKB	Eurostat
<i>unplc</i>	struktura należności zagrożonych, przedsiębiorstwa w %	obliczenia własne
<i>unplh</i>	struktura należności zagrożonych, gospodarstwa domowe w %	obliczenia własne
<i>xp</i>	eksport towarów i usług, ceny bieżące w mln zł	Eurostat
<i>yp</i>	produkt krajowy brutto, ceny bieżące w mln zł	Eurostat
<i>yp_emu</i>	produkt krajowy brutto, ceny bieżące w mln euro	Eurostat

U w a g a. Dodatkowe oznaczenia stosowane w symbolach zmiennych: *emu* — strefa euro, *p* — zmienna wyrażona w cenach bieżących.

OGÓLNE ZAŁOŻENIA MODELU

Model ma charakter popytowy. Osią modelu jest tożsamość PKB w podziale na konsumpcję indywidualną, nakłady inwestycyjne, konsumpcję zbiorową, eksport oraz import. Dla konsumpcji indywidualnej, nakładów inwestycyjnych, eksportu i importu zbudowano równania stochastyczne. Ze względu na zależność rozwoju gospodarczego w Polsce od skali finansowania poprzez kredyt bankowy wprowadzono podział wolumenu kredytu ogółem na kredyt dla przed-

siębiorstw i gospodarstw domowych. W ramach kredytu dla gospodarstw domowych wprowadzono podział na kredyt konsumpcyjny i mieszkaniowy. To pozwoliło na endogenizację kategorii realnego kredytu, uzależniając go od czynników dochodowych oraz czynników cenowych. Za czynnik dochodowy przyjęto PKB. Dla poszczególnych agregatów kredytu przyjęto właściwą dla niego stopę procentową, która została uzależniona od 3-miesięcznej stopy WIBOR. Stopa WIBOR jest natomiast funkcją stopy referencyjnej NBP.

Za główny czynnik kreacji pieniądza M3 przyjęto należności od sektora niefinansowego.

Indeks cen towarów i usług konsumpcyjnych uzależniono od czynników o charakterze pieniężnym i kosztowym. Blok cenowy jest rozbudowany, gdyż wprowadzono do niego równania indeksów cen: produkcji sprzedanej przemysłu, transakcyjnych w imporcie i eksporcie, deflatora PKB. Ponadto do indeksu cen produkcji oraz deflatora PKB wprowadzono również relacje wobec strefy euro.

W modelu występują równania dotyczące importu i eksportu całkowitego, co pozwoliło na wprowadzenie bloku równań dla strefy euro oraz na endogenizację kursu walutowego złotego względem euro.

RÓWNANIE KURSU WALUTOWEGO

W odniesieniu do kursu euro przyjęto podejście CHEER (*Capital Enhanced Equilibrium Exchange Rate*) (Juselius, 1991, 1995; Johansen, Juselius, 1992; MacDonald, Marsh, 1997, 1999; Juselius, MacDonald, 2004, 2007; Wdowiński, 2005, 2010, 2011; Kęblowski, Welfe, 2010). Połączono w nim teorie parytetu siły nabywczej PPP i niezabezpieczonego parytetu stóp procentowych UIP. Równanie kursu euro ma postać hybrydową, w której absolutny parytet PPP został rozszerzony o przepływy kapitałowe związane ze stopami procentowymi. Podejście CHEER specyfikuje odchylenia kursu nominalnego od absolutnego parytetu PPP, związane z różnicą stóp procentowych. W tym równaniu kurs walutowy jest wynikiem interakcji zmiennych zaliczanych do rachunków obrotów bieżących i kapitałowych. Zastosowano bowiem indeks cen PPI oraz długookresowe stopy procentowe, aproksymowane za pomocą rentowności 10-letnich obligacji skarbowych w Polsce i strefie euro. Te stopy są odpowiednio funkcją 3-miesięcznej stopy WIBOR i EURIBOR. Ze względu na inercję kursu walutowego oraz zainteresowanie związkami długookresowymi, do równania kursu wprowadzono opóźnioną zmienną endogeniczną.

RÓWNANIA STÓP PROCENTOWYCH

Do modelu wprowadzono stopy oprocentowania poszczególnych agregatów kredytu. Ważne z punktu widzenia interakcji w modelu było określenie poziomu indeksacji stopy WIBOR względem stopy referencyjnej NBP oraz stóp kredytowych względem stopy WIBOR. W najprostszym przypadku indeksację stóp kredytowych można przedstawić jako (De Bondt, 2002; Égert, MacDonald, 2009):

$$i = m + ai^m, a > 0 \quad (1)$$

gdzie:

- i — stopa oprocentowania kredytów,
- i^m — rynkowa stopa procentowa (krańcowy koszt finansowania),
- m — stała marża,
- a — parametr strukturalny.

Parametr a przyjmuje wartość 1 w warunkach doskonałej konkurencji i pełnej informacji. W praktyce $a < 1$, gdyż, po pierwsze, niedoskonała substytucja pomiędzy kredytami i innymi niebankowymi formami finansowania obniża elastyczność popytu na kredyt i po drugie, elastyczność popytowa może ulec obniżeniu na skutek występowania kosztów zmiany banku oraz wysokiego stopnia koncentracji w sektorze bankowym. Podobnie występowanie asymetrii informacji („niekorzystny wybór”, „pokusa nadużycia”) powoduje, że elastyczność stóp kredytowych względem stopy odniesienia obniża się.

Biorąc pod uwagę omówione potencjalne komponenty kosztu finansowania, w analizowanym modelu wielorównaniowym stopa oprocentowania poszczególnych agregatów kredytu została zdekomponowana w następujący sposób:

$$i = m + ai^m + br, a, b > 0 \quad (2)$$

gdzie:

- i — stopa oprocentowania kredytów,
- m — marża kredytowa,
- i^m — 3-miesięczna stopa WIBOR,
- r — zagregowany współczynnik wypłacalności dla sektora bankowego,
- a, b — parametry równania.

Postać równania (2) została zastosowana w odniesieniu do stóp oprocentowania kredytów konsumpcyjnych i mieszkaniowych. Wpływ współczynnika wypłacalności na stopę oprocentowania kredytów dla przedsiębiorstw okazał się najsłabszy, nieistotny statystycznie, usunięto więc tę zmienną z równania. W konsekwencji, w przypadku wolumenu kredytów dla przedsiębiorstw, w analizie symulacyjnej wystąpiły wyłącznie czynniki dochodowe związane ze zmianami PKB. Efekty cenowo-kosztowe związane ze zmianami współczynnika wypłacalności nie odgrywały roli.

MECHANIZM KOREKTY BŁĘDEM

Dla wybranych równań przyjęto postać mechanizmu korekty błędem według procedury Engle’a i Grangera (1987). W przyszłości planuje się oszacowanie relacji długookresowych za pomocą procedury Johansena.

W odniesieniu do wybranych zmiennych oszacowano relację długookresową (dla poziomów zmiennych lub ich logarytmów), a następnie relację krótkookresową dla przyrostów lub tempa wzrostu zmiennych (pierwszych różnic logarytmów). W przypadku relacji krótkookresowej zastosowano podejście „od ogółu do szczegółu”, usuwając nieistotne statystycznie opóźnienia zmiennej objaśnianej i zmiennych objaśniających. Mechanizm korekty błędem — ze względu na jednoczesne zainteresowanie związkami o charakterze krótko- i długookresowym — zastosowano w odniesieniu do zmiennych: rentowność 10-letnich obligacji w Polsce i strefie euro, stopy procentowe (kredytowe oraz stopa WIBOR), podaż pieniądza M3, inflacja CPI w Polsce, indeksy cen importu, eksportu, produkcji w Polsce i strefie euro oraz deflator PKB w strefie euro.

Do pozostałych zmiennych zastosowano równania wyłącznie długookresowe lub krótkookresowe, w zależności od tego, która specyfikacja miała większą wartość merytoryczną i statystyczną.

ESTYMACJA

W modelu zawarto 39 równań stochastycznych, w tym 24 równania długookresowe i 15 równań krótkookresowych, 2 tożsamości (dla PKB i wolumenu kredytu ogółem) oraz 74 równania generujące pozostałe wielkości (w tym wielkości w cenach bieżących, kwartalne i roczne tempo wzrostu wybranych zmiennych). Odpowiednie komponenty kredytu poddano urealnieniu za pomocą jednopodstawowego indeksu CPI.

Parametry modelu oszacowano klasyczną metodą najmniejszych kwadratów na podstawie kwartalnych szeregów statystycznych o zmiennej liczebności (w zależności od dostępności danych). Najdłuższa próba liczyła 64 obserwacje (1995Q1—2010Q4¹, zmienne: *gby10y_emu*, *py*, *px*, *pppi*, *pc*), najkrótsza zaś 34 obserwacje (2002Q4—2011Q1, zmienna *ihm*).

Szczegółowe wyniki estymacji wybranych równań przedstawia zestawienie szacunków².

SZACUNKI WYBRANYCH RÓWNAŃ MODELU

$$\widehat{mm3m}_t = 0,31 + 1,03 \text{ iref}_t, \quad SEE = 0,45, \quad \bar{R}^2 = 0,99, \quad \text{próba: 1998Q1—2011Q1}$$

(2,74) (95,23)

$$\Delta \widehat{mm3m}_t = -0,13 + 0,83 \Delta \text{iref}_t - 0,74 \text{ ect}_{-mm3m_{t-1}} + \text{dummies}, \quad SEE = 0,33,$$

(-2,57) (18,45) (-6,89)

$$\bar{R}^2 = 0,93, \quad \text{próba: 1998Q2—2011Q1}$$

¹ Q_i oznacza *i*-ty kwartał roku, $i = 1, 2, 3, 4$.

² W odniesieniu do wszystkich równań pod ocenami parametrów podano wartości statystyki *t*-Studenta. Ponadto symbole „seas” i „dummies” oznaczają odpowiednio występujące w równaniu efekty sezonowe i związane z obserwacjami nietypowymi. Ich wprowadzenie miało na celu poprawę ogólnej specyfikacji wybranych równań.

$$\widehat{ihc}_t = 8,62 + 0,63 \text{ } mm3m_t + 0,23 car_t, \text{ } SEE = 1,24, \text{ } \bar{R}^2 = 0,92,$$

(4,59) (25,78) (1,68)

próba: 1997Q1—2011Q1

$$\Delta \widehat{ihc}_t = 0,20 \Delta mm3m_{t-1} + 0,08 \Delta car_{t-3} - 0,18 ect_ihc_{t-1} + dummies, \text{ } SEE = 0,24,$$

(5,28) (1,53) (-4,45)

$\bar{R}^2 = 0,91$, próba: 1997Q2—2011Q1

$$\widehat{ihm}_t = 0,30 + 0,84 mm3m_t + 0,16 car_t, \text{ } SEE = 0,52, \text{ } \bar{R}^2 = 0,85,$$

(0,77) (17,54) (17,54)

próba: 2002Q2—2011Q1

$$\Delta \widehat{ihm}_t = 0,31 \Delta ihm_{t-1} + 0,38 \Delta mm3m_t + 0,11 \Delta car_{t-1} - 0,14 ect_ihm_{t-1} + dummies,$$

(4,25) (6,62) (2,04) (-2,13)

$SEE = 0,17$, $\bar{R}^2 = 0,85$, próba: 2002Q4—2011Q1

$$\widehat{icc}_t = 1,67 + 1,02 mm3m_t, \text{ } SEE = 0,74, \text{ } \bar{R}^2 = 0,98, \text{ } \text{próba: 1992Q2—2011Q1}$$

(8,27) (48,01)

$$\Delta \widehat{icc}_t = -0,10 + 0,58 \Delta mm3m_t - 0,46 ect_icc_{t-1} + dummies, \text{ } SEE = 0,22,$$

(-3,06) (17,80) (-9,78)

$\bar{R}^2 = 0,93$, próba: 1999Q3—2011Q1

$$\log \widehat{plneur}_t = 1,80 + 0,68 \log plneur_{t-1} + 0,59 \log pppi_t - 0,88 \log pppi_emu_t -$$

(4,05) (6,58) (2,32) (-3,08)

$$- 0,01(gby10y - gby10y_emu)_t + dummies, \text{ } SEE = 0,03, \text{ } \bar{R}^2 = 0,84,$$

(-2,24)

próba: 1999Q2—2010Q4

$$\log \widehat{lccr}_t = 0,81 \log lccr_{t-1} + 0,19 \log yr_{t-3} - 0,002 icc_t - 0,005 unplc_{t-6} + dummies,$$

(24,75) (5,96) (-2,65) (-8,34)

$SEE = 0,02$, $\bar{R}^2 = 0,99$, próba: 1999Q2 — 2010Q4

$$\log \widehat{lhcr}_t = 0,88 \log lhcr_{t-1} + 0,12 \log yr_t - 0,01 ihc_t - 0,01 unplh_{t-2} + dummies,$$

(54,41) (7,70) (-4,60) (-8,15)

$SEE = 0,02$, $\bar{R}^2 = 0,99$, próba: 1997Q3—2010Q4

$$\log \widehat{lhmr}_t = 1,22 \log yr_t - 0,12 ihm_t - 2,29 \log plnchf_{t-8} - 0,12 unplh_{t-2} +$$

(55,71) (-4,75) (-9,39) (-13,01)

$+ dummies$, $SEE = 0,14$, $\bar{R}^2 = 0,97$, próba: 2002Q2—2010Q4

$$\log \widehat{mr}_t = -4,27 + 0,65 \log mr_{t-1} + 0,67 \log yr_t - 0,34 \log(pm/py)_t + seas,$$

(-5,49) (12,44) (6,31) (-2,05)

$SEE = 0,06$, $\bar{R}^2 = 0,98$, próba: 1995Q2—2010Q4

$$\log \widehat{xr_t} = -20,13 + 0,71 \log xr_{t-1} + 1,58 \log yr_emu_t - 0,41 \log \left(\frac{\frac{px}{plneur}}{py_emu} \right)_t +$$

(-5,79) (11,28)
(5,64)
(-3,57)

+ *dummies* + *seas*, *SEE* = 0,05, $\bar{R}^2 = 0,99$, próba: 1995Q2—2010Q4

U w a g a. Dodatkowe oznaczenia stosowane w symbolach zmiennych: *ect* — wyraz korekty błędem, *r* — zmienna wyrażona w cenach stałych.

Do najważniejszych wyników estymacji parametrów modelu należy zaliczyć następujące:

- konsumpcja indywidualna była silnie uzależniona od PKB (elastyczność — 0,73) i kredytu konsumpcyjnego (elastyczność — 0,05);
- w nakładach inwestycyjnych zaznaczyła się silna inercja oraz wpływ PKB (elastyczność — 0,33) i stopy oprocentowania kredytów dla przedsiębiorstw (semielastyczność — -0,01);
- w kredycie konsumpcyjnym zauważono silną inercję oraz wpływ PKB (krótkookresowa elastyczność — 0,12), stopy oprocentowania kredytów konsumpcyjnych (semielastyczność — -0,01) i udziału kredytów dla gospodarstw domowych ze stwierdzoną utratą wartości (semielastyczność — -0,01);
- kredyt mieszkaniowy był zależny od PKB (elastyczność — 1,22), stopy oprocentowania kredytów mieszkaniowych (semielastyczność — -0,12), kursu franka szwajcarskiego (elastyczność — -2,29) oraz udziału kredytów dla gospodarstw domowych ze stwierdzoną utratą wartości (semielastyczność — -0,12);
- kredyt dla przedsiębiorstw cechował się silną inercją, jego zmiany zależały od PKB (krótkookresowa elastyczność — 0,19), stopy oprocentowania kredytów dla przedsiębiorstw (semielastyczność — -0,002) oraz udziału kredytów dla przedsiębiorstw ze stwierdzoną utratą wartości (semielastyczność — -0,005);
- w równaniu kwartalnej inflacji CPI w roli długookresowych zmiennych objaśniających przyjęto: indeks cen produkcji przemysłowej PPI, podaż pieniądza M3 i stopę WIBOR, korekta względem ścieżki długookresowej wynosiła 6,4% kwartalnie;
- przyjęto, że najważniejszym czynnikiem kreacji pieniądza M3 są zmiany należności banków od sektora niefinansowego ogółem (elastyczność długookresowa — 0,76); zastosowano mechanizm korekty błędem, korekta wynosiła 10% kwartalnie;
- krótkookresowa reakcja stopy WIBOR na 1-punktową zmianę stopy referencyjnej NBP wyniosła 0,83 p.proc., korekta względem związku równowagi wyniosła 0,74 p.proc. kwartalnie;
- krótkookresowa reakcja stopy oprocentowania kredytów konsumpcyjnych na 1-punktową zmianę stopy WIBOR wyniosła 0,2 p.proc., na zmianę współczynnika wypłacalności — 0,08 p.proc., korekta względem związku równowagi wyniosła 0,18 p.proc. kwartalnie;

- krótkookresowa reakcja stopy oprocentowania kredytów mieszkaniowych na 1-punktową zmianę stopy WIBOR wyniosła 0,38 p.proc., na zmianę współczynnika wypłacalności — 0,11 p.proc., korekta względem związku równowagi wyniosła 0,14 p.proc. kwartalnie;
- krótkookresowa reakcja stopy oprocentowania kredytów dla przedsiębiorstw na 1-punktową zmianę stopy WIBOR wyniosła 0,58 p.proc., korekta względem związku równowagi wyniosła 0,46 p.proc. kwartalnie;
- kurs euro zależał od indeksów cen PPI oraz od dysparytetu długookresowych stóp procentowych w Polsce i strefie euro (rentowności 10-letnich obligacji), przy czym 1-punktowa zmiana tego dysparytetu — wzrost w ujęciu rocznym — powodowała blisko 1-procentową aprecjację złotego względem euro kwartalnie;
- w imporcie zaznaczyła się silna inercja oraz wpływ PKB (elastyczność — 0,67) i realnego kursu walutowego (elastyczność — -0,34);
- w eksporcie zaznaczyła się silna inercja oraz wpływ PKB w strefie euro (elastyczność — 1,58) i realnego kursu walutowego (elastyczność — -0,41);
- w równaniu kwartalnej inflacji PPI w roli długookresowych zmiennych objaśniających przyjęto: indeks cen transakcyjnych w imporcie oraz nominalną stawkę płac, korekta względem ścieżki długookresowej wynosiła 25% kwartalnie.

SYMULACJA

Model symulacyjny składał się ze 115 równań, zorganizowanych w 5 blokach niezależnych, 2 blokach współzależnych i 3 blokach rekurencyjnych.

W celach weryfikacji modelu przeprowadzono deterministyczną symulację bazową *ex post* (historyczną) — statyczną i dynamiczną (rozwiązanie kontrolne). Błędy *ex post* symulacji na ogół nie przekraczały 10%, co w praktyce oznacza dobre dopasowanie modelu do danych empirycznych. Nie stwierdzono ponadto znacznych różnic w ścieżkach rozwiązań pomiędzy symulacją statyczną i dynamiczną, co wskazuje na poprawną specyfikację dynamiki systemu.

Podstawowe zastosowanie modelu ma związek z możliwością przeprowadzenia na jego podstawie analiz symulacyjnych. Przeprowadzono historyczną analizę mnożnikową ze względu na zakłócenie podtrzymane, polegające na wzroście średniego zrealizowanego (efektywnego) współczynnika wypłacalności o 2,5 p.proc.³. Przyjęto założenie o występowaniu „wiążących” wymogów kapitałowych, w warunkach których realizuje się „efektywny” współczynnik wypłacalności.

³ Wyniki symulacji związane ze wzrostem współczynnika wypłacalności o 1 p.proc. wskazywały na bardzo słabą reakcję kategorii realnych, natomiast zakłócenie współczynnika o 2,5 p.proc. można utożsamiać z planowanym wprowadzeniem regulacyjnych buforów kapitałowych. Należy zwrócić uwagę, że normy płynności stosowane w polskim systemie bankowym od 2008 r. mogą powodować ograniczenie wpływu współczynnika wypłacalności na stopy procentowe (por. dyskusję w King, 2010).

Tablica przedstawia odchylenia od ścieżki bazowej rozwiązania dynamicznego w p.proc. inflacji CPI (r/r), PKB (r/r) oraz stóp oprocentowania kredytów konsumpcyjnych i mieszkaniowych, jak również odchylenia procentowe w zakresie: konsumpcji indywidualnej, kredytu (w cenach bieżących) dla przedsiębiorstw oraz kredytu konsumpcyjnego, mieszkaniowego i ogółem, a także realnych nakładów inwestycyjnych i PKB. Zakłócenie oznaczało zwiększenie współczynnika wypłacalności w całym okresie symulacji historycznej (2004Q1—2010Q4). W tablicy 2 podano efekty dla czterech początkowych lat okresu symulacji jako przeciętne roczne. Dodatnie (ujemne) wartości w tablicy oznaczają, że wprowadzone zakłócenie spowodowałoby wyższą (niższą) historyczną realizację danej kategorii ekonomicznej. Przyjmując założenie, że w przyszłości nie nastąpią istotne zmiany strukturalne w gospodarce, otrzymane wyniki można utożsamiać z projekcją zmian długookresowych w Polsce.

TABL. 2. WZROST WSPÓŁCZYNNIKA WYPŁACALNOŚCI O 2,5 P.PROC.

Wyszczególnienie	Kolejne lata symulacji			
	1	2	3	4
Odchylenie w p.proc.				
Inflacja CPI (r/r)	0,00	–0,01	–0,02	–0,02
PKB (r/r)	0,00	–0,01	–0,04	–0,03
Stopa oprocentowania kredytów: konsumpcyjnych	0,19	0,50	0,54	0,56
mieszkaniowych	0,31	0,46	0,43	0,41
Odchylenie w %				
Konsumpcja indywidualna	0,00	–0,01	–0,11	–0,20
Kredyt: dla przedsiębiorstw	0,00	–0,01	–0,03	–0,07
konsumpcyjny	–0,19	–1,48	–2,83	–3,64
mieszkaniowy	–3,85	–7,81	–8,25	–7,67
ogółem	–0,67	–1,83	–2,48	–2,95
Nakłady inwestycyjne	0,00	0,00	–0,03	–0,06
PKB	0,00	–0,01	–0,05	–0,08

Ź r ó d ł o: obliczenia własne.

Na podstawie przeprowadzonej analizy modelu i przedstawionych wyników symulacji można podać następujące wnioski wynikające ze zmian PKB i popytu na kredyt:

- wzrost średniego współczynnika wypłacalności o 2,5 p.proc. powodował nieznaczny wzrost stóp oprocentowania kredytów konsumpcyjnych i mieszkaniowych (marż kredytowych) o kilkadziesiąt punktów bazowych, które wraz z innymi czynnikami (dochodowymi oraz cenowymi) miały wpływ na kształtowanie się popytu na kredyt;
- na skutek przyjętego trwałego wzrostu współczynnika wypłacalności należałoby po czterech latach spodziewać się spadku efektywnego popytu na kredyt

ogółem o blisko 3% (w cenach bieżących), najbardziej kredytów mieszkaniowych o blisko 8%, następnie kredytów konsumpcyjnych o blisko 4%, najmniej zaś w przypadku kredytów dla przedsiębiorstw;

- spadek efektywnego popytu na kredyt skutkowałby spadkiem konsumpcji indywidualnej i inwestycji, co wpłynęłoby na ograniczenie PKB w ciągu czterech lat o 0,08%, w ujęciu rocznym oznacza to ograniczenie tempa wzrostu PKB o 0,03 p.proc.;
- najsilniejszy efekt ograniczenia wzrostu PKB wystąpiłby w trzecim roku od wprowadzenia zakłócenia (o 0,04 p.proc.).

Podsumowanie

Ostatni kryzys finansowy pokazał, że potrzebne są działania makroostrożnościowe, zorientowane na identyfikację rodzajów ryzyka systemowego, które w warunkach narastającej nierównowagi szybko rozprzestrzenia się pomiędzy uczestnikami rynku finansowego. Ważna jest koordynacja polityki pieniężnej, mikro- i makroostrożnościowej oraz analiza skutków ich interakcji. Na uwagę zasługuje fakt, że pomimo kryzysu finansowego kondycja sektora bankowego w Polsce uległa poprawie. Odnotowano znaczny wzrost funduszy własnych banków oraz wzrost średniego współczynnika wypłacalności krajowego sektora bankowego. Prowadzi to do wniosku, że polski sektor bankowy jest dobrze dokapitalizowany.

W wyniku przeprowadzonych analiz symulacyjnych dla sektora bankowego w Polsce można wnioskować, że wzrost średniego współczynnika wypłacalności (o 2,5 p.proc.) mógłby prowadzić do umiarkowanego wzrostu oprocentowania kredytów (o kilkadziesiąt punktów bazowych) i do nieznacznego spadku rocznej dynamiki PKB (o 0,03 p.proc.). W konsekwencji, dodatkowe wymogi kapitałowe nie powinny mieć znaczącego wpływu na cenę kredytu oraz na dynamikę PKB, przy jednoczesnym wyższym bezpieczeństwie systemu finansowego. Otrzymane wyniki symulacji są zgodne z wnioskami przedstawionymi w innych badaniach dotyczących krajów rozwiniętych.

dr hab. Piotr Wdowiński — Uniwersytet Łódzki

LITERATURA

- Addressing financial system procyclicality: a possible framework* (2008), Bank for International Settlements, Note for the FSF Working Group on Market and Institutional Resilience, September
- Aghion P., Bolton P., Dewatripont M. (2000), *Contagious bank failures in a free banking system*, „European Economic Review”, vol. 44, No. 4—6
- Alfon I., Argimón I., Bascuñana-Ambrós P. (2004), *What determines how much capital is held by UK banks and building societies?*, „Occasional Paper”, No. 22, Financial Services Authority, UK

- Altman E. I., Brady B., Resti A., Sironi A. (2005), *The link between default and recovery rates: theory, empirical evidence, and implications*, „Journal of Business”, vol. 78, No. 6
- An explanatory note on the Basel II IRB risk weight functions (2005), Bank for International Settlements, July
- Angelini P., Clerc L., Cúrdia V., Gambacorta L., Gerali A., Locarno A., Motto R., Roeger W., Van den Heuvel S., Vlček J. (2011), *BASEL III: Long-term impact on economic performance and fluctuations*, „BIS Working Papers”, No. 338, Bank for International Settlements
- Assessing the macroeconomic impact of the transition to stronger capital and liquidity requirements, *Final Report* (2010), Macroeconomic Assessment Group, Bank for International Settlements, December
- Ayuso J., Pérez D., Saurina J. (2002), *Are capital buffers pro-cyclical? Evidence from Spanish panel data*, „Banco de España Working Papers”, No. 0224, Banco de España
- Berger A. N., Udell G. F. (1994), *Did risk-based capital allocate bank credit and cause a “credit crunch” in the United States?*, „Journal of Money, Credit, and Banking”, vol. 26, No. 3, part 2: *Federal Credit Allocation: Theory, Evidence, and History*
- Berger A. N., Herring R. J., Szegő G. P. (1995), *The role of capital in financial institutions*, „Journal of Banking and Finance”, vol. 19, No. 3
- Bernanke B. S., Lown C. S. (1991), *The credit crunch*, „Brookings Papers on Economic Activity”, No. 2
- Bernanke B. S., Gertler M. (1995), *Inside the black box: the credit channel of monetary policy transmission*, „Journal of Economic Perspectives”, vol. 9, No. 4
- Bernanke B. S. (2008), *Reducing systemic risk*, speech at the Federal Reserve Bank of Kansas City’s Annual Economic Symposium, Jackson Hole, Wyoming
- Bernauer T., Koubi V. (2005), *On the interconnectedness of regulatory policy and markets: lessons from banking*, ETH, Zürich, Center for Comparative and International Studies
- Bikker J., Metzmakers P. (2004), *Is bank capital procyclical? A cross-country analysis*, „DNB Working Papers”, No. 009
- Borio C. E. V., Furfine C., Lowe P. (2001), *Procyclicality of the financial system and financial stability: issues and policy options*, [w:] *Marrying the macro- and micro-prudential dimensions of financial stability*, „BIS Papers”, No. 1
- Borio C. E. V., Lowe P. (2002), *Assessing the risk of banking crises*, „BIS Quarterly Review”, December
- Borio C. E. V. (2003), *Towards a macroprudential framework for financial supervision and regulation?*, „BIS Working Paper”, No. 128
- Borio C. E. V., Drehmann M. (2009), *Towards an operational framework for financial stability: “fuzzy” measurement and its consequences*, „BIS Working Papers”, No. 284
- Borio C. E. V., Huertas T. (eds.) (2010), *An assessment of the long-term economic impact of stronger capital and liquidity requirements*, BIS Working Papers, August
- Brunnermeier M., Crockett A., Goodhart C., Persaud A. D., Shin H. (2009), *The fundamental principles of financial regulation*, Geneva Reports on the World Economy, No. 11
- Clement P. (2010), *The term ‘macroprudential’: origins and evolution*, „BIS Quarterly Review”, March
- Cole R. A., Gunther J. W. (1995), *Separating the likelihood and timing of bank failure*, „Journal of Banking and Finance”, vol. 19, No. 6
- Cole R. A., Wu Q. (2009), *Is hazard or probit more accurate in predicting financial distress? Evidence from U.S. bank failures*, MPRA Paper 24688, University Library of Munich, Germany
- Countercyclical capital buffer proposal — consultative document (2010), Basel Committee on Banking Supervision, July

- Crockett A. (2000), *Marrying the micro- and macro-prudential dimensions of financial stability*, „BIS Speeches”, September
- De Bondt G. (2002), *Retail bank interest rate pass-through: new evidence at the Euro area level*, No. 136, „Working Paper Series”, European Central Bank
- Drumond I. (2009), *Bank capital requirements, business cycle fluctuations and the Basel Accords: a synthesis*, „Journal of Economic Surveys”, vol. 23, No. 5
- Égert B., MacDonald R. (2009), *Monetary transmission mechanism in Central and Eastern Europe: surveying the surveyable*, „Journal of Economic Surveys”, vol. 23, No. 2
- Elliot D. J. (2009), *Quantifying the effects on lending of increased capital requirements*, Pew Financial Reform Project, Briefing Paper, No. 7
- Elliot D. J. (2010), *A further exploration of bank capital requirements: effects of competition from other financial sectors and effects of size of bank or borrower and of loan type*, The Brookings Institution
- Engle R. F., Granger C. W. J. (1987), *Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing*, „Econometrica”, vol. 55, No. 2
- Estrella A., Park S., Peristiani S. (2000), *Capital ratios as predictors of bank failure*, „Economic Policy Review”, Federal Reserve Bank of New York
- Financial stability review* (2010), European Central Bank, December
- French K. R., Baily M. N., Campbell J. Y., Cochrane J. H., Diamond D. W., Duffie D., Kashyap A. K., Mishkin F. S., Rajan R. G., Scharfstein D. S., Shiller R. J., Shin H. S., Slaughter M. J., Stein J. C., Stulz R. M. (2010), *The squam lake report: fixing the financial system*, Princeton University Press
- Guttentag J., Herring R. (1987), *Emergency liquidity assistance for international banks*, [w:] Portes R., Swoboda A. K. (red.), *Threats to international financial stability*, Cambridge University Press
- Hannoun H. (2010), *Towards a global financial stability framework*, 45th SEACEN Governors' Conference, Siem Reap province, Cambodia, 26—27 February 2010
- Hanson S. G., Kashyap A. K., Stein J. C. (2011), *A macroprudential approach to financial regulation*, „Journal of Economic Perspectives”, vol. 25, No. 1
- Hodgman D. R. (1960), *Credit risk and credit rationing*, „Quarterly Journal of Economics”, vol. 74, No. 2
- Huang D.-T., Chang B., Liu Z.-C. (2010), *Bank failure prediction models: for the developing and developed countries*, *Quality&Quantity*, No. 1—6
- Hubbard R. G., Kuttner K. N., Palia D. N. (2002), *Are there bank effects in borrowers' costs of funds? Evidence from a matched sample of borrowers and banks*, „Journal of Business”, vol. 75, No. 4
- Jackson P., Furfine C., Groeneveld H., Hancock D., Jones D., Perraudin W., Radecki L., Yoneyama M. (1999), *Capital requirements and bank behaviour: the impact of the Basle Accord*, „BIS Working Paper”, No. 1
- Jaffee D. M., Modigliani F. (1969), *A theory and test of credit rationing*, „American Economic Review”, vol. 59, No. 5
- Jaffee D. M. (1971), *Credit rationing and the commercial loan market*, John Wiley&Sons, N. Y.
- Johansen S., Juselius K. (1992), *Testing structural hypothesis in a multivariate cointegration analysis of the PPP and the UIP for the UK*, „Journal of Econometrics”, vol. 53
- Jokipii T., Milne A. (2008), *The cyclical behaviour of European bank capital buffers*, „Journal of Banking and Finance”, vol. 32
- Juselius K. (1991), *Long-run relations in a well defined statistical model for the data generating process: cointegration analysis of the PPP and UIP relations between Denmark and Germany*, [w:] J. Gruber (ed.), *Econometric decision models: new methods of modeling and applications*, Springer-Verlag, N. Y.

- Juselius K. (1995), *Do purchasing power parity and uncovered interest rate hold in the long run*, „Journal of Econometrics”, vol. 69
- Juselius K., MacDonald R. (2004), *The international parities between Japan and the USA*, „Japan and the World Economy”, vol. 16
- Juselius K., MacDonald R. (2007), *International parity relationships and a nonstationary real exchange rate. Germany versus the US in the post Bretton Woods period*, [w:] V. Morales (ed.), *Recent issues in international macroeconomics*, Nova Publications, N. Y.
- Kashyap A. K., Stein J. C. (2004), *Cyclical implications of the Basel II capital standards*, „Economic Perspectives”, Federal Reserve Bank of Chicago, Q1
- Kashyap A. K., Rajan R., Stein J. C. (2008), *Rethinking capital regulation*, [w:] *Maintaining stability in a changing financial system*, Federal Reserve Bank of Kansas City
- Keeley M. C. (1988), *Bank capital regulation in the 1980s: effective or ineffective?*, „Economic Review”, Federal Reserve Bank of San Francisco
- Kębłowski P., Welfe A. (2010), *Estimation of the equilibrium exchange rate: the CHEER approach*, „Journal of International Money and Finance”, vol. 29
- King M. R. (2010), *Mapping capital and liquidity requirements to bank lending spreads*, „BIS Working Paper”, November
- Koskela E. (1976), *A study of bank behavior and credit rationing*, Helsinki, Academia Scientiarum Fennica
- Lane W. R., Looney S. W., Wansley J. W. (1986), *An application of the cox proportional hazards model to bank failure*, „Journal of Banking and Finance”, vol. 10, No. 4
- Lindquist K.-G. (2004), *Banks' buffer capital: how important is risk*, „Journal of International Money and Finance”, vol. 23, No. 3
- MacDonald R., Marsh I. W. (1997), *On Casselian PPP, cointegration and exchange rate forecasting*, „Review of Economics and Statistics”, vol. 70
- MacDonald R., Marsh I. W. (1999), *Exchange rate modelling*, Boston, MA: Kluwer
- Perotti E., Suarez J. (2009), *Liquidity insurance for systemic crises*, „CEPR Policy Insight”, No. 31
- Santomero A. M., Watson R. D. (1977), *Determining an optimal capital standard for the banking industry*, „Journal of Finance”, vol. 32, No. 4
- Santos J. A. C. (2001), *Bank capital regulation in contemporary banking theory: a review of the literature*, „Financial Markets”, Institutions & Instruments, vol. 10
- Saporta V., Haldane A., Hall S., Tanaka M. (2004), *Financial stability and macroeconomic models*, „Bank of England Financial Stability Review”, vol. 16
- Segoviano B. M., Lowe P. W. (2002), *Internal ratings, the business cycle and capital requirements: some evidence from an emerging market economy*, „BIS Working Paper”, No. 117
- Stein J. C. (2011), *Monetary policy as financial-stability regulation*, „NBER Working Paper Series”, No. 16883
- Stiglitz J. E., Weiss A. (1981), *Credit rationing in markets with imperfect information*, „American Economic Review”, vol. 71, No. 3
- Stolz S., Wedow M. (2005), *Banks' regulatory capital buffer and the business cycle: evidence for German savings and cooperative banks*, Discussion Paper Series 2: Banking and Financial Studies, No. 07/2005, Deutsche Bundesbank, Research Centre
- Tanaka M. (2002), *How do bank capital and capital adequacy regulation affect the monetary transmission mechanism?*, „CESifo Working Paper Series”, No. 799
- The Basel Committee's response to the financial crisis: report to the G20* (2010), Basel Committee on Banking Supervision, Bank for International Settlements, October
- The role of macroprudential policy: a discussion paper* (2009), Bank of England, November

- VanHoose D. (2008), *Bank capital regulation, economic stability, and monetary policy: what does the academic literature tell us?*, „Atlantic Economic Journal”, vol. 36, No. 1
- Wdowiński P. (2005), *Teorie parytetu siły nabywczej PPP i parytetu stóp procentowych UIP w modelu kursu walutowego*, [w:] W. Milo, P. Wdowiński (red.), *Wybrane zagadnienia ilościowych analiz ekonomiczno-finansowych*, „Acta Universitatis Lodzensis. Folia Oeconomica”, wydanie 193, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź
- Wdowiński P. (2010), *Modele kursów walutowych*, rozprawa habilitacyjna, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź
- Wdowiński P. (2011), *Analiza kointegracji kursu PLN/EUR na podstawie modelu równowagi CHEER*, „Bank i Kredyt”, vol. 42, nr 1

SUMMARY

Financial stability can be seen as the maintenance of proper conditions for financial intermediation in the economy while maintaining an acceptable risk. One of long-term objectives of supervisors are the recommendations for capital requirements in the banking sector related to the solvency ratio, within the micro- and macro-prudential policy oriented on systemic risks. It could affect lending and economic processes in the real economy. This paper presents a multi-equational model to analyze an effective demand for credit. On the basis of a simulation analysis for the banking sector in Poland it can be inferred that the increase in average capital adequacy ratio could lead to a moderate increase in lending rates and a slight decline in GDP growth. Consequently, additional capital requirements should not have a significant impact on the price of credit.

РЕЗЮМЕ

Финансовая стабильность может рассматриваться как поддержание надлежащих условий финансового посредничества в экономике при сохранении приемлемого риска. Одной из долгосрочных целей учреждений-руководителей являются рекомендации по требованиям к капиталу в банковском секторе в области коэффициента платежеспособности, в рамках микро- и макро-пруденциальной политики направленной на системный риск. Она может влиять на кредитную деятельность и на экономические процессы в реальной сфере.

В статье представляется многоуровневая модель использующаяся в анализе эффективного спроса на кредит. На основе проводимого математического моделирования для банковского сектора в Польше можно прийти к выводу, что рост среднего коэффициента платежеспособности мог бы привести к умеренному повышению кредитных ставок и к незначительному снижению динамики ВВП. Следовательно, дополнительные требования к капиталу не должны иметь значительного влияния на цену кредита.

Urszula TOMCZYK

Korzystanie z osiągnięć społeczeństwa informacyjnego przez przedsiębiorstwa małe i średnie w Olsztynie

Rozwój wiedzy i informacji, wywołany rozwojem techniki i technologii informacyjnej, wyznacza nowe kryteria stratyfikacji społecznej. Informacja w epoce postindustrialnej, nazywanej informacyjną, staje się zasobem warunkującym pozycję zajmowaną w strukturze społecznej i gospodarczej (Oleński, 2003). W wyłaniającym się modelu społeczeństwa postindustrialnego znaczenia nabiera wiedza, będąca głównym źródłem wytwarzanych wartości (Krzysztofek, 1991).

Pierwszym teoretykiem i badaczem nowego modelu społeczeństwa był Daniel Bell. Jako pierwszy użył on terminu „społeczeństwo postindustrialne”. Jego koncepcje dotyczyły kwestii związanych z pojawieniem się nowego sektora informacyjnego, usytuowanego pomiędzy wytwórczością i usługami. Z kolei termin „społeczeństwo informacyjne” po raz pierwszy zastosował w 1963 r. japoński socjolog Tadao Umesao, jednak szczegółowej analizy i opisu podjął się japoński informatyk i socjolog Yoneji Masuda. Nowy typ społeczeństwa jest w jego ujęciu przede wszystkim epoką wartości niematerialnych (Polak-Nowak, 2006). Zarówno w Europie, jak i w Stanach Zjednoczonych zaczęły pojawiać się nowe określenia tego zjawiska, jak np. „społeczeństwo sieciowe”, „społeczeństwo postprzemysłowe” czy „trzecia fala”. Odnosiły się one do zmian zachodzących w życiu społeczno-gospodarczym, które zostały wywołane rozpowszechnieniem nowoczesnej techniki i technologii informacyjnej.

W przypadku ekonomicznych koncepcji społeczeństwa informacyjnego za kluczowe wyróżniki uznane zostały technologiczne wartości służące tworzeniu nowej jakości techniki i narzędzi informacyjnych. Procesy i systemy informacyjne stają się globalnymi narzędziami oddziaływania na społeczeństwo i gospodarkę. W sferze gospodarczej najbardziej znaczące zmiany dotyczą procesów ekonomicznych, kształtujących nowy wymiar relacji i sieci powiązań pomiędzy dostawcami i odbiorcami dóbr na rynku. Procesy te są związane z ciągłym rozwojem techniki i technologii, narzucającym przedsiębiorstwom ustawiczne wprowadzanie innowacyjnych rozwiązań oraz nieustanne aktualizowanie wiedzy.

Zasoby innowacyjnej wiedzy tworzone są głównie dzięki systemowym rozwiązaniom nowoczesnej komunikacji. W 2009 r. w woj. warmińsko-mazurskim

87,8% firm wykorzystywało w swojej działalności komputer (Bank Danych Lokalnych GUS). Jest to wynik niższy od średniej dla kraju, która wyniosła 92,6%. W innych dziedzinach nowoczesnej komunikacji tamtejsi przedsiębiorcy wykazywali również dużo niższą aktywność w porównaniu z przeciętną w Polsce. Wskaźnik posiadania własnej strony internetowej i dostępu do Internetu w omawianym województwie wyniósł w 2009 r. odpowiednio: 44,8% i 85,8% (w kraju było to odpowiednio: 57,4% i 90,1%). Z kolei w przypadku prezentacji katalogów, wyrobów oraz cenników jedynie 33,4% przedsiębiorców korzystało ze strony internetowej (w Polsce — 42%). Podobnie odsetek podmiotów otrzymujących i składających zamówienia na produkty, towary i materiały poprzez sieci komputerowe w woj. warmińsko-mazurskim znacząco odbiegał w 2009 r. od przeciętnego wskaźnika dla Polski. W kraju z oferty *on-line* administracji publicznej korzystało 89,3% ogółu przedsiębiorstw, a w woj. warmińsko-mazurskim — 87,9%.

Głównym celem przeprowadzonego badania było zebranie danych na temat lokalnego rozwoju gospodarki opartej na wiedzy w małych i średnich przedsiębiorstwach (MSP). Zbiory statystyki publicznej nie agregują tych danych na poziomie powiatów, zatem problematykę podjęto w badaniu terenowym. Ponadto badania GUS nie charakteryzują w tym zakresie przedsiębiorstw zatrudniających do 9 pracowników. Ze względu na znaczący udział (13,3%) tych firm w strukturze gospodarki narodowej (Żołnierski, 2010) oraz istotny wpływ na sytuację społeczno-gospodarczą również objęto je badaniem.

CHARAKTERYSTYKA BADANEJ POPULACJI I PODSTAWY DOBORU PRÓBY

Szczególne znaczenie w kształtowaniu sytuacji społeczno-gospodarczej mają MSP, stanowiące najliczniejszą kategorię przedsiębiorstw w strukturze podmiotów gospodarki narodowej ogółem (według GUS — 99,9%). Sektor ten tworzą wspomniane przedsiębiorstwa małe, zatrudniające od 0 do 49 pracowników oraz średnie, w których zatrudnienie osiąga liczebność od 50 do 249 osób.

MSP osiągają wysokie wskaźniki udziału w tworzeniu wartości PKB (w 2009 r. — 47,7%) (Żołnierski, 2010) oraz stanowią główne źródło pracy (według GUS w 2008 r. pracowało tam 68,4% ogółu zatrudnionych w gospodarce narodowej). Stopień rozwoju sektora małych i średnich przedsiębiorstw wpływał zatem istotnie na jakość życia mieszkańców na danym obszarze.

Celem przeprowadzonego badania było określenie stopnia wykorzystania nowoczesnej techniki i technologii informacyjnej w działalności MSP w Olsztynie.

Chcąc ocenić, w jakim stopniu MSP kreują zasoby wiedzy i informacji, na przełomie listopada i grudnia 2009 r. przeprowadzono badanie na próbie 480 przedsiębiorstw. Próbę określono zgodnie ze wzorem na obliczenie minimalnej jej wielkości:

$$Np = \frac{\mu\alpha^2}{d^2} p(1-p)$$

gdzie:

Np . — poszukiwana wielkość próby,

$\mu\alpha^2$ — współczynnik znany z tablic, będący frakcją odpowiedniego poziomu istotności współczynnika ufności,

p — frakcja danej populacji posiadająca daną cechę,

$(1-p)$ — frakcja danej populacji nieposiadająca danej cechy,

d — maksymalny błąd szacunku frakcji.

Przy obliczeniu minimalnej wielkości frakcji, którą stanowił sektor ekonomiczny, przyjęty został współczynnik ufności na poziomie 0,9 i maksymalny błąd szacunku średniej — 5%.

Zebrane w toku badania dane ilościowe poddane zostały testowi z zastosowaniem współczynnika precyzji zgodnie ze wzorem:

$$r = \sqrt{\left(1 - \frac{n}{N}\right) \left(\frac{1-p}{(n-1)p}\right)}$$

gdzie:

n — liczebność próby,

N — liczebność populacji,

p — wskaźnik struktury obliczony z próby.

Badanie precyzji struktury odpowiedzi na poszczególne pytania pozwoliło na określenie poziomu wiarygodności uzyskanych danych dla poszczególnych kategorii odpowiedzi. Jeżeli współczynnik dla danej liczby osiągnął wartość niższą od 0,05, to wynik wskazywał na wysoką precyzję statystyczną. Współczynniki z przedziału (0,05; 0,1) uznano za akceptowalne. Z kolei współczynnik o wartości do 0,2 definiowany był jako śladowa (lub niska) precyzja.

Zgodnie z procedurą doboru próby blisko połowa badanych reprezentowała podmioty usług rynkowych. Niemal co 3 respondent był przedstawicielem sektora przemysłu i budownictwa, z kolei blisko co 2 — usług nierynkowych. Najmniej w badaniu uczestniczyło przedstawicieli podmiotów z sekcji rolnictwo, łowiectwo, leśnictwo i rybactwo.

Przeprowadzone badanie miało charakter ilościowo-jakościowy. Procedury badawcze obejmowały wywiady przez telefon wspomagane komputerowo (CATI — *Computer-assisted telephone interviewing*) oraz analizę danych wtórnych (*desk research*). Pierwszy etap badania stanowiła analiza danych z GUS oraz opracowania naukowe, raporty, artykuły prasowe, a także strony www. Opracowania GUS były jedynym źródłem systematycznie gromadzonych informacji, które pozwoliły przedstawić zróżnicowanie uwarunkowań rozwoju MSP w Olsztynie w odniesieniu do ogółu firm w regionie i w kraju.

WYKORZYSTANIE NOWOCZESNEJ TECHNIKI I TECHNOLOGII INFORMACYJNEJ W DZIAŁALNOŚCI MSP

Posiadanie wysokich kompetencji uczestnictwa w nowoczesnej komunikacji jest jednym z podstawowych uwarunkowań funkcjonowania w społeczeństwie informacyjnym. Tworzenie i przetwarzanie treści przekazów nabrało szczególnego znaczenia z chwilą upowszechnienia Internetu. Jest on współcześnie głównym środkiem oraz źródłem informacji, a dostęp do niego pozwala stać się jednocześnie nadawcą i odbiorcą komunikatów. Efektywne użytkowanie Internetu stanowi kluczowy instrument uzyskania lub też podniesienia konkurencyjnej pozycji przedsiębiorstw na rynku. Dostęp oraz umiejętność posługiwania się

Internetem warunkują szanse reagowania na pojawiające się zmiany w koniunkturze gospodarczej oraz na działania konkurencji.

Codzienne wykorzystywanie komputera w działalności MSP w Olsztynie zadeklarowało blisko 9 na 10 badanych przedsiębiorstw. Istotność wyniku potwierdził współczynnik precyzji statystycznej, który osiągnął wysoki poziom. Z kolei śladowa precyzja odpowiadała grupie firm, które z techniki tej nie korzystały. Pozostałe przedsiębiorstwa korzystały z komputerów, jednakże nie używano ich codziennie.

Analizując wykorzystywanie technologii informacyjnej w działalności olsztyńskich przedsiębiorstw w 2009 r. możemy stwierdzić, że z Internetu korzystał przeważający odsetek firm. Odpowiedź „trudno powiedzieć” zaznaczyła w kategorii najmniejsza grupa respondentów. Prowadzili oni działalność korzystając ze wsparcia rodziny lub biur rozliczeniowo-rachunkowych. Wynik precyzji statystycznej dla deklarujących wykorzystanie Internetu osiągnął wysoki poziom istotności odpowiedzi, a w przypadku pozostałych kategorii: „nie korzystaliśmy” — akceptowalny oraz „trudno powiedzieć” — nieistotny.

MSP w Olsztynie najczęściej użytkowały łącze DSL, które daje możliwość stałego korzystania z Internetu bez limitu czasu i wielkości plików przesyłanych danych. Usługa w ramach tego pakietu umożliwia udostępnianie Internetu wielu użytkownikom w ramach sieci lokalnej. Ponadto pozwala na jednoczesne korzystanie z Internetu, telefonu/faxu oraz obsługiwanie własnych stron www

i zarządzanie pocztą elektroniczną. Stosunkowo często badane firmy korzystały z łącza internetowego poprzez modem analogowy (linia telefoniczna) lub cyfrowy ISDN. W ramach tej usługi możliwe jest korzystanie z wielu usług telekomunikacyjnych w tym samym czasie przy użyciu jednego łącza telefonicznego. Cyfrowy wariant usługi ISDN skierowany jest do MSP oraz do tych przedsiębiorstw, które wykorzystują centralę PABX, czyli specjalny pakiet biznesowy, pozwalający w dużym zakresie na korzystanie z centrali, Internetu i innych urządzeń.

W 2009 r. zaobserwowano niewielkie zainteresowanie badanych jednostek ofertą z zakresu dostępu do usług komunikacyjnych w ramach łącza bezprzewodowego (GSM, GPRS, UMTS itp.). Jest to oferta, która może nie być atrakcyjna, z uwagi na znacznie większe potrzeby przedsiębiorców w zakresie transferu danych.

W najmniejszym stopniu przedsiębiorcy korzystali z łącza stałego. Jego atrakcyjność z perspektywy przedsiębiorstwa jest stosunkowo niska, z uwagi na konieczność montażu systemu okablowania.

Podejmując próbę oceny zastosowanych przez badane podmioty rozwiązań w łączeniu się z Internetem należy wziąć pod uwagę dostępność oferty na rynku.

Łącze stałe PLC, uznawane za technikę przyszłości, jest dopiero w fazie wdrażania, przy czym koszt jego instalacji przewyższa inne rozwiązania i obniża atrakcyjność oferty.

Również oferta telewizji kablowej, skierowana głównie do odbiorców indywidualnych, w dużym stopniu nie zaspokaja potrzeb biznesu. Najczęściej natomiast wykorzystuje się pakiet DSL, który umożliwia jednocześnie wykorzystanie różnego typu urządzeń komunikacyjnych.

Zastosowanie Internetu w działalności MSP w Olsztynie w 2009 r. związane było głównie z realizacją zadań związanych z bankowością i finansami, działalnością reklamową, współpracą z kontrahentami oraz gromadzeniem informacji na temat oferty placówek/institucji szkoleniowych i edukacyjnych.

W niewielkim stopniu nowoczesne technologie informacyjne wykorzystywane były przez przedsiębiorców jako instrument tworzenia zasobów wiedzy o działalności konkurencji oraz rozszerzania baz klientów lub dostawców. Bardzo niski poziom osiągnęła również wymiana informacji z organami administracji publicznej, a także poszukiwanie informacji o prowadzonych postępowaniach w ramach zamówień publicznych.

Wskaźnik wykorzystywania Internetu w działalności MSP potwierdza ich niską aktywność w sieci nowoczesnych technologii komunikacyjnych. Najczęściej połączenia www wykorzystywane były w celu wykonywania bieżących zadań organizacji, natomiast rzadko do monitorowania sytuacji na rynku, gromadzenia danych o konkurencji czy też wspierania działalności poprzez budowanie partnerstwa.

TABL. 1. ZASTOSOWANIE POŁĄCZEŃ Z INTERNETEM W DZIAŁALNOŚCI MSP W OKRESIE 1 IX—30 XI 2009 R.

Wyszczególnienie	W liczbach bezwzględnych	W odsetkach
Odpowiedzi razem	664	100,0
Przedsiębiorstwo wykorzystywało Internet w takiej działalności, jak:		
bankowa lub finansowa (jako odbiorcy tego rodzaju usług internetowych)	225	33,9
reklamowa	131	19,7
współpraca z kontrahentami	122	18,4
szkoleniowa i edukacyjna	53	8,0
rekrutacja pracowników	24	3,6
kontakty z organami administracji publicznej	12	1,8
gromadzenie danych o konkurencji	2	0,3
gromadzenie wszelkich danych	2	0,3
poszukiwanie nowych klientów/dostawców	2	0,3
udział w przetargach na zamówienia publiczne	2	0,3
zbieranie danych w zakresie dostępnych pojazdów/maszyn/urządzeń	1	0,2
Przedsiębiorstwo nie korzystało z połączeń z Internetem	74	11,1
Brak danych	14	2,1

Źródło: opracowanie własne.

Posiadanie przez firmę strony www umożliwia jej sprawniejsze i efektywniejsze działanie, a ponadto obniża koszty realizacji wielu zadań. Dzięki tej formie komunikacji możliwe jest znacznie szybsze i efektywniejsze monitorowanie sytuacji w branży, komunikowanie się z kontrahentami lub podejmowanie działań reklamowych. Własną stronę Internetową zadeklarowała ponad połowa badanych. Z przeprowadzonego testu precyzji statystycznej otrzymano wysoki wskaźnik, a zatem z dużym prawdopodobieństwem można stwierdzić, iż ponad połowa firm MSP w Olsztynie miała własną stronę www.

TABL. 2. KORZYSTANIE Z WŁASNEJ STRONY WWW PRZEZ MSP W 2009 R.

Wyszczególnienie	W liczbach bezwzględnych	W odsetkach
Odpowiedzi razem	480	100,0
Tak	287	59,8
Nie	193	40,2

Źródło: jak przy tabl. 1.

Główną funkcją, jaką pełniła strona www w działalności badanych firm była prezentacja oferty przedsiębiorstwa. W niewielkim stopniu przedsiębiorcy za jej pośrednictwem realizowali zamówienia i rezerwacje, zamieszczali informacje o działalności firmy lub ogłoszenia o wakatach.

Komunikacja za pośrednictwem strony www nie budowała przewagi konkurencyjnej MSP w Olsztynie. Stanowiła ona głównie narzędzie prezentacji oferty firmy, jednak w bardzo niskim stopniu wykorzystywana była do wymiany informacji z odbiorcami i dostawcami.

TABL. 3. GŁÓWNE CELE KORZYSTANIA ZE STRONY WWW PRZEZ MSP W 2009 R.

Wyszczególnienie	W liczbach bezwzględnych	W odsetkach
Odpowiedzi razem^a	287	100,0
przedsiębiorstwo wykorzystywało strony www do:		
Prezentacji katalogów, wyrobów lub cenników	257	89,6
Umożliwienia zamówień lub rezerwacji <i>on-line</i>	17	5,9
Ogłaszania informacji o działalności firmy skierowanych do klientów/potencjalnych klientów	13	4,5
Informowania o wakatach i umożliwienia aplikowania <i>on-line</i>	10	3,5
Umożliwienia zamówień według własnej specyfikacji	3	1,1
Gromadzenia danych w zakresie nowoczesnych produktów/usług na rynku	3	1,1
Umożliwienia dokonywania płatności <i>on-line</i>	2	0,7
Personalizacji zawartości strony stałym użytkownikom	1	0,4

^a Odpowiedzi nie sumują się do 100% ze względu na zastosowanie pytania wielokrotnego wyboru.

Źródło: jak przy tabl. 1.

W wyniku pojawienia się nowoczesnych sieci komunikacyjnych powstały możliwości budowania relacji pomiędzy administracją i przedsiębiorcami. Przeważający odsetek MSP nie korzystał z usług *on-line* administracji publicznej. Przeprowadzony test precyzji wykazał wysoki poziom istotności dla tej grupy odpowiedzi. Informacjami zamieszczonymi na stronach www administracji zainteresowana była stosunkowo nieliczna grupa badanych przedsiębiorstw (śladowa precyzja). Z kolei najmniejszy odsetek respondentów zadeklarował korzystanie z udostępnianej w ramach usługi *e-government* możliwości pobierania i składania druków i formularzy. Pozostałe kategorie oferty administracji wskazał śladowy odsetek badanych.

TABL. 4. ZASTOSOWANIE USŁUG ON-LINE W KOMUNIKACJI MSP Z ADMINISTRACJĄ PUBLICZNĄ W 2009 R.

Wyszczególnienie	W liczbach bezwzględnych	W odsetkach
Odpowiedzi razem	480	100,0
przedsiębiorstwo z usług <i>on-line</i> :		
Nie korzystało	414	86,2
Korzystało do:		
uzyskiwania informacji	54	11,2
otrzymywania formularzy	9	1,9
odsyłania wypełnionych formularzy	1	0,2
pełnej obsługi procedur administracyjnych (bez papieru)	1	0,2
składania ofert w elektronicznym systemie zamówień publicznych	1	0,2

Źródło: jak przy tabl. 1.

Komunikacja elektroniczna ze środowiskiem zewnętrznym nie stanowiła również mocnej strony olsztyńskich MSP. Tylko 22,1% badanych firm stosowało automatyczną wymianę danych. Wniosek ten potwierdzono testem badania współczynnika precyzji statystycznej, który dla odpowiedzi „nie korzystaliśmy” osiągnął wysoki poziom. Główne płaszczyzny automatycznej wymiany danych obejmowały: wysyłanie i otrzymywanie faktur oraz wysyłanie i otrzymywanie zamówień. Ta wymiana dotyczyła przede wszystkim działań o charakterze operacyjnym.

TABL. 5. ZASTOSOWANIE AUTOMATYCZNEJ WYMIANY DANYCH W DZIAŁALNOŚCI OPERACYJNEJ PRZEZ MSP W OKRESIE 1 IX—30 XI 2009 R.

Wyszczególnienie	W liczbach bezwzględnych	W odsetkach
Odpowiedzi razem^a	106	100,0
przedsiębiorstwo stosuje automatyczną wymianę danych do:		
Wysyłania faktur elektronicznych	65	30,8
Otrzymywania faktur elektronicznych	49	23,2
Wysyłania zamówień do dostawców	41	19,4
Otrzymywania zamówień od odbiorców	38	18,0
Wysyłania lub otrzymywania informacji o produktach	16	7,6
Wymiany danych z organami administracji publicznej	2	1,0

^a Patrz notka pod tabl. 3.

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

Funkcją wewnętrzną, automatycznej wymiany danych w MSP była przede wszystkim realizacja zadań związanych z księgowością. Podobnie jak w przypadku zastosowania strony www, prowadzone działania miały charakter operacyjny.

TABL. 6. ZASTOSOWANIE AUTOMATYCZNEJ WYMIANY INFORMACJI WEWNĄTRZ PRZEDSIĘBIORSTWA W OKRESIE 1 IX—30 XI 2009 R.

Wyszczególnienie	W liczbach bezwzględnych	W odsetkach
Odpowiedzi razem^a	136	100,0
przedsiębiorstwo zastosowało automatyczną wymianę informacji w zakresie:		
Księgowości	126	92,7
Zarządzania: produkcją lub usługami	12	8,8
poziomem zapasów	11	8,1
dystrybucją	6	4,4
Inne (jakie?)	3	2,2

^a Patrz notka pod tabl. 3.

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

Wykorzystanie nowoczesnej techniki i technologii informacyjnej przez MSP w Olsztynie nie tworzy silnego potencjału w kontekście dostosowania jakościowego do nowoczesnego modelu gospodarki opartej na informacji.

Przeprowadzona analiza obejmowała najważniejsze płaszczyzny kreowania zasobów wiedzy i informacji przez MSP w Olsztynie. Problematyka lokalnego rozwoju gospodarki wykorzystującego nowoczesne systemy komunikacji w MSP może stanowić wstęp do określenia problemów w dalszych badaniach nad społeczeństwem informacyjnym.

mgr Urszula Tomczyk — Instytut Badań i Analiz Grupa Olsztyńska Szkoła Biznesu s.c.

LITERATURA

- Krzysztofek K. (1991), *Cywilizacja: dwie optyki*, Instytut Kultury, Warszawa
- Oleński J. (2003), *Ekonomika informacji*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa
- Polak-Nowak G. (2006), *Spółeczeństwo informacyjne. Istota. Rozwój. Wyzwania*, Wydawnictwa Akademickie i Profesjonalne Spółka z o.o., Warszawa
- Żołnierski A. (2010), *Raport o stanie sektora małych i średnich przedsiębiorstw w Polsce w latach 2007—2008*, Polska Agencja Rozwoju Przedsiębiorczości, Warszawa

SUMMARY

The paper presents the use of modern technology and information technology by small and medium enterprises (SMEs) in Olsztyn. The analysis was based on data obtained from the CSO and surveys conducted in 2009 by the computer-assisted telephone interviews (CATI). Results of analysis showed that the test group of companies does not build a significant competitive advantage in the economy based on modern information technology. The surveyed companies used the Internet mostly as a tool for structuring the banking and finance operations. In addition, it served in a minor extent as resources in the creation of protected knowledge. Few entrepreneurs have used the Internet to monitor the market situation and to collect data on competition or partnership building. Over half of the companies had website, but it served primarily as a tool for presentation of the company's offer. A few companies used the website to place orders, or as a tool in recruiting staff. Prevailing part of SME companies did not use the e-government service.

РЕЗЮМЕ

Статья представляет использование современной техники и информационной технологии малыми и средними предприятиями (МСП) в г. Ольштын. Анализ был проведен на основе данных ЦСУ полученных из обследования в 2009 г. способом телефонного опроса методом CATI — Computer Assisted Telephone Interviewing. Результаты анализа показали, что обследуемая группа предприятий не составляет конкурентного преимущества сектора в экономике опирающейся на современной информационной технологии.

Обследуемые предприятия использовали Интернет чаще всего в качестве инструмента для систематизирования операционной деятельности связанной с банковским делом и финансами. Кроме того, в незначительной степени Интернет использовался в создании ресурсов береженных знаний. Немногие предприниматели использовали Интернет для мониторинга ситуации на рынке, а также для сбора данных в области конкуренции или создания партнерства. Веб-сайты имела половина фирм, но использовались они главным образом в качестве инструмента для представления предложений предприятия. Немногие фирмы использовали веб-сайты для оформления заказов или для набора работников. По отношению к e-government преобладающая доля фирм МСП не использовала этой услуги.

STATYSTYKA MIĘDZYNARODOWA

Elżbieta SOJKA

Potencjał demograficzny krajów kandydujących do Unii Europejskiej

W artykule przedstawiono analizę porównawczą potencjału demograficznego ośmiu krajów kandydujących do Wspólnoty Europejskiej na tle 27 członków Unii Europejskiej. Są to: Chorwacja, Turcja, Islandia, Czarnogóra, Macedonia, Albania, Serbia, Bośnia i Hercegowina. Pierwszy z tych krajów podpisał traktat akcesyjny, a kolejne cztery mają już oficjalny status kraju kandydującego do UE.

Kraje ubiegające się o członkostwo w UE znajdują się na różnych etapach procedury związanej z przystępowaniem do tego ugrupowania¹. Chorwacja² podpisała traktat akcesyjny w grudniu 2011 r. i oczekuje na jego ratyfikację. Turcja natomiast jest krajem, który najdłużej czeka na decyzję w sprawie członkostwa (od 1963 r.). Stosunkowo niedawno status potencjalnego kandydata zyskała Islandia. Kraj ten złożył wniosek o członkostwo 16 lipca 2009 r., a w lutym 2010 r. Komisja Europejska zarekomendowała otwarcie negocjacji akcesyjnych. Macedonia od 2005 r., a Czarnogóra od 2010 r. mają status kraju kandydującego. Potencjalnymi zaś krajami kandydackimi są: Albania, Serbia oraz Bośnia i Hercegowina (pierwsze dwa złożyły wniosek o członkostwo w 2009 r.).

Potencjał demograficzny kraju można charakteryzować za pomocą wskaźników opisujących nie tylko rozmiary populacji, jej strukturę, ale i ruch naturalny

¹ http://pl.wikipedia.org/wiki/Pa%C5%84stwa_kandyduj%C4%85ce_do_Unii_Europejskiej#Kraje_stowarzyszone_i_kandyduj.C4.85ce.

² Przewidywana data wejścia do UE — 1 lipca 2013 r.

oraz ruch wędrowniczy ludności. W przypadku porównań międzynarodowych zestaw mierników jest ograniczony dostępnością danych statystycznych. Badanie przestrzennego zróżnicowania potencjału demograficznego wybranej grupy krajów prowadzono na podstawie danych za lata 2000—2009³. Niektóre z omawianych w artykule wskaźników zostały wykorzystane jako zmienne cząstkowe przy badaniu metodą taksonomiczną podobieństwa 35 krajów (obecnych i przyszłych członków UE) ze względu na badany potencjał demograficzny.

ZMIANY W STANIE I STRUKTURZE LUDNOŚCI WEDŁUG WIEKU

Na początku 2009 r. ogólna liczba ludności krajów ubiegających się o członkostwo w UE wynosiła 93,3 mln osób. Po przyłączeniu do UE kraje te stanowiłyby 18,7% jej ludności (tabl. 1). Najliczniejszym krajem w tej grupie jest Turcja z liczbą ludności wynoszącą ponad 71,5 mln osób, co wśród obecnych członków UE plasuje ten kraj na drugim miejscu (po Niemczech). W badanych latach analizowana grupa krajów charakteryzowała się wyższą dynamiką zmian liczby ludności (wzrost o 5,3%) niż UE-27 (wzrost o 3,5%)⁴. W grupie krajów kandydujących największą zmianę liczby ludności odnotowano w Islandii (wzrost o 14,4%), jednakże w ujęciu bezwzględny liczba ludności zamieszkującej ten kraj jest najmniejsza spośród wszystkich krajów tej grupy. Stosunkowo wysoki wzrost odnotowano również w Turcji (6,9%) oraz Albanii (4,1%).

TABL. 1. LUDNOŚĆ W KRAJACH KANDYDUJĄCYCH DO UE (stan na 1 stycznia)

Wyszczególnienie	Liczba ludności		Przyrost (+), ubytek (–) 2009—2000	Dynamika zmian 2009/2000	Średnie roczne tempo zmian 2000—2009
	2000	2009			
	w tys.			w %	
UE-27	482767,5	499705,5	16938,0	3,5	0,43
Kraje ubiegające się o członkostwo w UE	88639,8	93313,9	4674,1	5,3	0,64
Albania	3058,5	3184,7	126,2	4,1	0,51
Bośnia i Hercegowina	3753,1	3844,0	90,9	2,4	0,30
Chorwacja	4497,7	4435,1	–62,7	–1,4	–0,18
Czarnogóra	612,5	630,1	17,6	2,9	0,36
Islandia	279,0	319,4	40,3	14,4	1,70
Macedonia	2021,6	2048,6	27,0	1,3	0,17
Turcja	66889,4	71517,1	4627,7	6,9	0,84
Serbia	7528,0	7334,9	–193,0	–2,6	–0,32

Źródło: opracowanie własne na podstawie bazy danych Eurostatu.

Średnie roczne tempo przyrostu ludności w UE-27 w okresie 2000—2009 wynosiło 0,43% (szacuje się, że w 2009 r. osiągnęło 0,27%). Jednocześnie uwa-

³ Dane prezentowane w artykule, jak i obliczenia wykonano na podstawie danych Eurostatu: www.epp.eurostat.ec.europa.eu.

⁴ Wszystkie porównania zmian są prowadzone z uwzględnieniem danych dla 27 krajów członkowskich Wspólnoty, bez względu na rok ich wejścia do UE.

gę zwraca wysokie tempo przyrostu ludności obserwowane w analizowanych krajach — 0,64% średniorocznie. Jest to tempo zmian o połowę wyższe w porównaniu do krajów UE-27. W grupie oficjalnych kandydatów do UE zdecydowanie najwyższą dynamikę jej przyrostu wykazywały Islandia (1,70%) i Turcja (0,84%). Na dynamiczne zmiany ludności w tych krajach miała wpływ wysoka dzietność, a w przypadku Islandii, dodatkowo, znaczny napływ imigrantów, zwłaszcza w latach 2004—2008 (tabl. 3).

Z kolei rzeczywisty spadek liczby ludności miał miejsce w Chorwacji (o 1,4%) i Serbii (o 2,6%). Był on spowodowany przede wszystkim ubytkiem naturalnym ludności w całym analizowanym okresie (wykr. 6).

Ludność zamieszkująca rozważaną grupę państw jest bardzo zróżnicowana pod względem wieku, ale jednocześnie struktura wieku ludności w większości tych krajów jest korzystna (wykr. 1 i 2).

Największy udział osób w wieku 0—14 lat wystąpił w krajach z wysoką dzietnością, czyli w Turcji (27,9%), Albanii (24,9%) oraz w Islandii (co piąty mieszkaniec wyspy był w wieku dziecięcym). Jedynie w Chorwacji i Serbii udział dzieci w ogólnej liczbie ludności był niższy aniżeli średni wskaźnik dla krajów UE-27.

Biorąc pod uwagę zmiany w latach 2003—2007 warto odnotować, że w analizowanej grupie krajów wystąpił spadek udziału ludności w grupach wieku dziecięcego i młodzieżowego (do 25 lat). Odsetek osób w wieku 25—49 lat zwiększył się jedynie w Islandii (z 36,1% do 36,3%), Macedonii (z 36,7% do 36,9%) i Turcji (z 36,1% do 37,5%). Kraje te (uznane za oficjalnych kandydatów do UE) mają najbardziej wartościowe „zasoby pracy” (brane są tu pod uwagę takie cechy, jak wykształcenie, doświadczenie zawodowe oraz skłonność do podwyższania swoich kwalifikacji). W pozostałych krajach odnotowano spadek udziału osób w wieku 25—49 lat. W 2007 r. 18,3% (prawie 91 mln) ludności zamieszkującej 27 krajów Unii Europejskiej stanowiły osoby między 50. a 64. rokiem życia. W Chorwacji i Serbii wskaźnik ten przekroczył średni poziom unijny, w Albanii, Islandii, Czarnogórze i Macedonii udział ten mieścił się w przedziale od 13,3% do 17,0%. Tylko Turcja miała niski udział osób z pokolenia 50—64 lata w ogólnej liczbie ludności kraju (11,1%). Prognozy demograficzne przewidują, że w 2035 r. populacja osób w wieku 50—64 lata w UE wyniesie prawie 103 mln osób, co stanowić będzie ok. 20% ludności zamieszkującej obszar współczesnej UE. W tym samym czasie udział osób w wieku powyżej 65 lat sięgnie 25% ogólnej liczby ludności. Łącznie pokolenie powyżej 50. roku życia będzie liczyło w 2035 r. 235 mln osób, czyli będzie stanowić 45% wszystkich mieszkańców UE, a zatem prawie o 10 p.proc. więcej niż w 2007 r. (Balcerowicz-Szcutnik, Sojka, 2010).

Jedną z miar młodości demograficznej jest wskaźnik wyrażający liczbę dzieci w wieku do 15 lat przypadających na 100 osób w wieku 60 lat i więcej. Wskaźnik ten może być interpretowany jako stosunek liczby wnucząt do liczby 100 dziadków. Najmłodszym pod tym względem krajem tej grupy jest Turcja, gdzie w 2009 r. na 100 dziadków przypadało 266 wnuków. Wysokie wskaźniki odnotowano również w: Albanii (185), Islandii (128), Czarnogórze (113) i Macedonii (112). Najbardziej niekorzystne relacje między populacjami dzieci i osób w starszym wieku wystąpiły w Serbii (67), Chorwacji (68) oraz Bośni i Hercegowinie (79). Ale także średnia w krajach obecnej Wspólnoty (68) nie jest duża.

W 2009 r. niemal we wszystkich badanych krajach przeciętny wiek mieszkańców był niższy niż w krajach UE-27 (41 lat), najniższy — w Turcji (28 lat), Albanii (30 lat) i Islandii (35 lat). Zdecydowanie najstarszą strukturę wiekową w tej grupie ma Chorwacja. Mediana wieku w tym kraju zrównała się ze średnim poziomem obserwowanym w krajach UE. W pozostałych państwach bałkańskich wartości mediany wynosiły 36 lat dla Czarnogóry i Macedonii, 37 lat dla Serbii oraz 39 lat dla Bośni i Hercegowiny.

PRZYROST NATURALNY LUDNOŚCI

Analizując ogólne (względne) zmiany liczby urodzeń występujące w latach 2000—2009 można stwierdzić znaczne zróżnicowanie przestrzenne tego zjawiska (tabl. 2, wyk. 3). Najmniej urodzeń żywych w przeliczeniu na 1000 mieszkańców odnotowano w 2009 r. w Bośni i Hercegowinie (9,0‰), Serbii (9,6‰) oraz Chorwacji (10,1‰). Są to wartości niższe od średniej unijnej wynoszącej 10,7‰. Najwyższy poziom współczynnika urodzeń obserwuje się niezmiennie od kilku lat w Turcji oraz Islandii. W ostatnim roku dokonywanej analizy na 1000 ludności urodzeń żywych przypadało tam odpowiednio 17,2 i 15,8. Jedynie w tych dwóch krajach poziom dzietności ogólnej gwarantuje prostą zastępowalność pokoleń; w 2008 r. współczynnik dzietności ogólnej określający średnią, teoretyczną liczbę dzieci urodzonych przez kobietę w ciągu okresu rozrodczego wynosił 2,14 dziecka.

TABL. 2. ZMIANY LICZBY URODZEŃ ŻYWYCH

Wyszczególnienie	2000	2005	2008	2009	2000	2005	2008	2009
	w tys.				na 1000 ludności			
UE-27	5123,1	5136,6	5429,8	5372,3	10,6	10,4	10,9	10,7
Albania	51,2	39,6	36,3	.	16,7	12,6	11,4	.
Bośnia i Hercegowina	39,6	34,6	34,2	34,6	10,5	9,0	8,9	9,0
Chorwacja	43,7	42,5	43,8	44,6	9,8	9,6	9,9	10,1
Czarnogóra	9,2	7,4	8,3	8,6	15,0	11,8	13,1	13,7
Islandia	4,3	4,3	4,8	5,0	15,3	14,4	15,2	15,8
Macedonia	29,3	22,5	22,9	23,7	14,5	11,0	11,2	11,5
Turcja	1363,0	1361,0	1262,3	1241,6	20,2	18,9	17,8	17,2
Serbia	73,8	72,2	69,1	70,3	9,8	9,7	9,4	9,6

Źródło: opracowanie własne na podstawie bazy danych Eurostatu.

Jednocześnie trzeba zauważyć, że w latach 2000—2007 intensywność urodzeń w Albanii systematycznie spadała (z 16,7‰ do 10,5‰), ale w roku 2008

odnotowano niewielki wzrost współczynnika urodzeń (11,4‰). Podobną tendencję spadkową widać w przypadku Turcji. Dopasowana dosyć dobrze liniowa funkcja trendu ($R^2=0,9755$) wskazuje, że z roku na rok natężenie urodzeń w tym kraju malało średnio o 0,315 punktu promilowego. W ostatnich badanych pięciu latach wyraźną tendencję wzrostową intensywności urodzeń można zaobserwować w Czarnogórze, Chorwacji oraz Islandii. We wszystkich krajach zachodnich Bałkanów (z wyjątkiem Czarnogóry) dzietność kobiet jest niższa od przeciętnej unijnej, która w 2008 r. wyniosła 1,6. Współczynnik dzietności teoretycznej (średnia liczba dzieci, jaką urodziłaby kobieta w ciągu okresu rozrodczego przy utrzymaniu wzorca płodności z danego roku) waha się w granicach od 1,4 w Albanii i Serbii do 1,77 w Czarnogórze (Sojka, 2011).

Drugą składową przyrostu naturalnego są zgony. Jakkolwiek wartość poznawcza surowych współczynników zgonów (zwłaszcza w analizie porównawczej) jest ograniczona warto zauważyć, że stopa zgonów w całym badanym okresie podlegała zdecydowanie mniejszym zmianom niż stopa urodzeń (wykr. 3). We wszystkich krajach kandydujących — z wyjątkiem Islandii — zwiększyło się natężenie zgonów w przeliczeniu na 1000 mieszkańców. W przypadku Islandii współczynnik zgonów zmniejszył się z 6,5‰ do 6,3‰, natomiast w przypadku krajów UE-27 — z 10 zgonów do 9,7 na 1000 ludności.

Jednak chcąc formułować sądy o poziomie umieralności należy sięgnąć do bardziej szczegółowej charakterystyki, na podstawie takich wskaźników, jak współczynnik zgonów niemowląt czy przeciętne dalsze trwanie życia⁵. Pierwszy z mierników dostarcza informacji o poziomie rozwoju społeczno-gospodarczego kraju oraz o jakości opieki zdrowotnej nad matką i dzieckiem. W naukach społecznych miernik ten traktowany jest jako ogólny miernik rozwoju cywilizacyjnego. Analizowane kraje wykazywały dosyć znaczne zróżnicowanie pod względem umieralności niemowląt (wykr. 4).

Najmniejszą liczbę zgonów niemowląt na 1000 urodzeń żywych odnotowano w 2009 r. w Islandii (1,8), zaś największą w Turcji (15,3) oraz Macedonii (11,7). Różnica w umieralności niemowląt wyniosła od 10 do 13 zgonów na 1000 urodzeń żywych. We wszystkich krajach (z wyjątkiem Islandii) natężenie zgonów niemowląt przekraczało średni poziom w UE-27. W ostatniej dekadzie zaobserwowano znaczny spadek zgonów niemowląt w Turcji (aż o 47% w 2009 r. w porównaniu z 2000 r.).

Biorąc pod uwagę drugi z wymienionych wcześniej mierników należy stwierdzić, że poza Islandią, w której przeciętne dalsze trwanie życia (wykr. 5) jest jednym z najwyższych na świecie (w 2008 r. mężczyźni — 79,6 roku, a kobiety — 83 lata), w pozostałych krajach parametr e_0 kształtował się na poziomie niższym aniżeli w UE-27, gdzie mężczyźni dożywają średnio 76,1 roku, a kobiety 82,2 roku⁶.

⁵ W celu przedstawienia zróżnicowań przestrzennych poziomu umieralności wskazane jest wykorzystanie standaryzowanego współczynnika umieralności. Pozwala on wyeliminować wpływ na poziom tego miernika zróżnicowań struktury wiekowej ludności występujących między porównywanymi populacjami. Nie dysponowano jednak wartościami standaryzowanych współczynników zgonów dla analizowanych krajów, dlatego też analizę ograniczono do współczynnika zgonów niemowląt i parametru e_0 .

⁶ W tym samym roku w Polsce wartości parametru e_0 wynosiły: dla mężczyzn — 71,3 roku, dla kobiet — 80,0 lat.

Najkrócej żyli mieszkańcy Turcji: mężczyźni — 71,4 roku, a kobiety — 75,8 roku, jednakże to właśnie w tym kraju odnotowano w latach 2001—2008 największy przyrost przeciętnej długości trwania życia i to bez względu na płeć (o 2,8 roku dla kobiet i o 3,2 roku dla mężczyzn). W 2008 r. rozpiętość między najwyższym i najniższym wskaźnikiem wśród badanych krajów (z wyłączeniem Islandii) wynosiła dla kobiet 3,2 roku, natomiast dla mężczyzn — 1,8 roku. Tradycyjnie długość trwania życia kobiet jest wyższa aniżeli mężczyzn. W 2008 r. najmniejsze różnice między odpowiednimi parametrami według płci zaobserwowano w Islandii (3,4 roku), a największe w Chorwacji (7,2 roku). W pozostałych krajach różnica pomiędzy wartościami parametrów e_0 obliczonych dla kobiet oraz mężczyzn mieściła się w przedziale 4,1—5,3 roku.

W 2009 r. największy przyrost naturalny na 1000 ludności odnotowano w Turcji (10,8‰) i Islandii (9,5‰), ale także w Albanii (w 2008 r. — 6,3‰), pomimo że w tym kraju drastycznie spadło natężenie urodzeń na przestrzeni badanego okresu (wykr. 3). We wszystkich krajach z dodatnim przyrostem naturalnym poziom odpowiednich mierników znacznie przekraczał wartość współczynnika notowaną w UE-27 (w 2009 r. — 1‰). W Chorwacji i Serbii w całym badanym okresie występował ubytek naturalny ludności, natomiast w Bośni i Hercegowinie w ostatnich trzech latach liczba zgonów nieznacznie przekroczyła liczbę urodzeń.

SALDO MIGRACJI I CZYNNIKI WZROSTU LICZBY LUDNOŚCI

Na kształtowanie się liczby ludności na danym obszarze wpływa nie tylko przyrost (ubytek) naturalny, ale również migracje. Kraje ubiegające się o członkostwo w UE borykają się z różnymi problemami wynikającymi z istniejących uwarunkowań politycznych i ekonomicznych. W ostatnich latach można zaobserwować w tych krajach zmniejszenie natężenia zjawiska emigracji w porównaniu z początkiem dekady (tabl. 3).

TABL. 3. WSPÓŁCZYNNIK MIGRACJI NETTO (na 1000 ludności)

Wyszczególnienie	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
UE-27	1,50	1,25	3,83	4,20	3,97	3,58	3,25	3,88	2,86	1,75
Albania	-9,80	-5,74	-3,44	-3,95	-3,15	-2,65	-4,38	-0,39	-1,72	.
Bośnia i Hercegowina	7,31	4,22	3,02	0,94	0,72	-0,03	0,14	0,27	0,00	0,10
Chorwacja	-11,72	3,22	1,94	2,68	2,61	1,86	1,64	1,27	1,59	-0,33
Czarnogóra	-2,41	-1,81	-1,25	-1,10	-0,68	-1,47	-0,39	1,21	0,13	0,00
Islandia	6,49	2,98	-1,15	-0,75	2,04	13,05	17,34	16,59	3,34	-14,95
Macedonia	-1,24	-1,25	-12,21	-1,37	-0,06	-0,37	-0,26	0,07	-0,25	-0,25
Turcja	0,86	0,04	-0,02	-0,04	0,01	-0,01	-0,04	1,35	1,72	3,66
Serbia	0,94	2,39	1,80	0,57	1,60	0,54	0,55	0,35	0,42	0,74

Źródło: obliczenia własne na podstawie bazy danych Eurostatu.

Napływ imigrantów do UE, jak również do Islandii został zahamowany w latach 2008 i 2009, co było konsekwencją światowego kryzysu finansowego i gospodarczego, który dotknął — aczkolwiek w różnym stopniu — praktycznie wszystkie kraje Wspólnoty. W zachodnich Bałkanach ruchy wędrownicze stopniowo ulegały zmniejszeniu. W Albanii i Macedonii mieliśmy do czynienia z ujemnym saldem migracji netto w większości badanych lat. W przypadku Albanii ogólny współczynnik migracji netto zmniejszył się z $-9,8\%$ w 2000 r. do $-1,72\%$ w 2008 r.⁷ Krajami docelowymi emigracji albańskiej były Francja, Grecja i Włochy, w których udział emigrantów z Albanii w ogólnej liczbie obcokrajowców był znaczny i wyniósł w 2008 r. odpowiednio: 38%, 27% i 21%⁸.

W Islandii przyrost migracyjny ludności zmniejszył się aż czterokrotnie w latach 2007 i 2008, a w kolejnym roku odnotowano znaczny ubytek migracyjny. Jak wynika z oficjalnej statystyki, blisko dwukrotnie więcej osób wyemigrowało w 2009 r. z Islandii niż zamieszkało na wyspie, co sprawiło, że emigracja z tego kraju osiągnęła rekordowo wysoki poziom (saldo migracji wynosiło $-14,95\%$). Była to najwyższa emigracja od kiedy zaczęto prowadzić statystykę w 1887 r. Na wyspie najliczniejszą grupę obcokrajowców stanowili Polacy, a następnie Litwini, Niemcy oraz Duńczycy. Jeszcze w 2007 r. kraj ten należał do pięciu najbogatszych państw świata pod względem PKB *per capita*. Rok później Islandia była już zmuszona poprosić MFW o pomoc, ponieważ tamtejszy kryzys bankowy był jednym z najbardziej spektakularnych.

W ostatnich latach dodatnie saldo migracji odnotowała Turcja. Ludność turecka osiedlała się przede wszystkim w Niemczech, gdzie żyje 2,7 mln osób pochodzenia tureckiego, a jej udział w ogólnej liczbie obcokrajowców w tym kraju przekroczył 75%. Coraz więcej dzieci tureckich emigrantów (osoby wykształcone, znające języki) rozważa jednak powrót do ojczyzny swoich rodziców. Powodem jest zazwyczaj kusząca propozycja pracy i lepsze widoki na przyszłość. W Niemczech powstały specjalne agencje, które interesują się tą grupą reemigrantów, a nawet można zaryzykować stwierdzenie, że zaczął się w dużym stopniu „drenaż mózgów”. Na przenosiny do Turcji mogą sobie pozwolić także ci, którzy dorobili się solidnej niemieckiej emerytury. Szacuje się, że od 1980 r. prawie pół miliona przybyszów z Turcji powróciło do dawnej ojczyzny. Gospodarka turecka rozwija się dynamicznie i obecnie coraz więcej Bułgarów, Rumunów, ale także Greków znajduje zatrudnienie w Turcji.

O ile w UE-27 w rozważanym okresie wielkość migracji była tym czynnikiem, który w istotnym stopniu przyczyniał się do wzrostu liczby ludności, to w rozwoju demograficznym analizowanej grupy krajów decydującą rolę odgrywał przyrost (ubytek) naturalny ludności (wykr. 6). W ostatnim roku analizowanego okresu współczynniki przyrostu rzeczywistego ludności kształtowały się następująco (na 1000 ludności): Turcja (14,5), Albania (4,6)⁹, Czarnogóra (4,4), Macedonia (2,0), Bośnia i Hercegowina (0,0), Serbia ($-3,9$), Islandia ($-5,5$). Średni współczynnik przyrostu rzeczywistego w UE-27 wyniósł w tym okresie 2,8‰.

⁷ W 2008 r. emigranci z Albanii stanowili 3,3% ogólnej liczby obcokrajowców zamieszkujących kraje UE-27.

⁸ Vasileva (2009).

⁹ Dane za 2008 r.

*PODOBIENSTWO POTENCJAŁU DEMOGRAFICZNEGO
OBECNYCH I PRZYSZŁYCH
CZŁONKÓW UE*

Analiza natężenia podstawowych procesów demograficznych oraz struktury ludności w krajach ubiegających się o członkostwo w UE pokazała, że występuje wyraźne zróżnicowanie przestrzenne w zakresie potencjału demograficznego. Na zakończenie analizy zbadano podobieństwo 35 krajów (obecnych i przyszłych członków UE) ze względu na potencjał demograficzny, z wykorzystaniem metody taksonomicznej. Grupowanie krajów przeprowadzono za pomocą metody *k*-średnich według danych z 2008 r.¹⁰. Na potrzeby badania potencjał demograficzny — jako zjawisko złożone — wyrażony został w kategoriach ilościowych za pomocą wskaźników demograficznych, charakteryzujących zarówno strukturę ludności, jak i rozrodczość, umieralność i migrację. Przy wyborze zmiennych kierowano się przede wszystkim kryterium merytorycznym oraz formalnym¹¹. Ostatecznie z listy potencjalnych zmiennych dostępnych w bazie Eurostatu wybrano pięć cech¹²: X_1 — przyrost naturalny na 1000 ludności, X_2 — gęstość zaludnienia w osobach/km², X_3 — współczynnik zgonów niemowląt na 1000 urodzeń żywych, X_4 — współczynnik młodości demograficznej w %, X_5 — migracja netto na 1000 ludności. Zmienne te charakteryzują strukturę ludności, urodzenia, zgony i migracje.

Klasyfikacja metodą *k*-średnich wymagała przeprowadzenia normalizacji zmiennych. W badaniu jako przekształcenie normalizacyjne wykorzystano unitaryzację ze względu na to, że dwie spośród pięciu przyjętych do badania cech przyjmowały wartości dodatnie i ujemne. Zastosowana procedura normalizacyjna doprowadziła do przekształcenia pierwotnych wartości zmiennych na mieszczące się w przedziale [0, 1]. Kraje pogrupowano w pięć jednorodnych grup, a wyniki przeprowadzonej analizy taksonomicznej przedstawiono w tabl. 4¹³.

¹⁰ Wyjściowy zbiór zmiennych przyjętych do analizy był uwarunkowany dostępnością danych, w szczególności dla krajów ubiegających się o członkostwo w UE.

¹¹ Najczęściej wymienia się tu wysoką zdolność dyskryminacji obiektów, co jest związane z dużą zmiennością cech, brak wzajemnego wysokiego skorelowania w celu wyeliminowania zjawiska powtarzania się informacji niesionych przez poszczególne zmienne oraz wysokie skorelowanie z czynnikami głównymi wyodrębnionymi w całym zbiorze analizowanych zmiennych (Grabiński, 1992, s. 43).

¹² W badaniach empirycznych niezbędne jest ustalenie zmiennych, jakie powinny być wzięte pod uwagę, aby wyrazić potencjał demograficzny w kategoriach ilościowych. Zmiennych tych poszukuje się wśród mierników skonstruowanych na potrzeby analizy demograficznej i przeważnie opierają się one na znanych i sprawdzonych współczynnikach demograficznych.

¹³ Wykorzystano pakiet STATISTICA.

TABL. 4. WYNIKI GRUPOWANIA KRAJÓW METODĄ k -ŚREDNICH

Skupienie	Kraje	Odległość od środka skupienia
I	Turcja	0,000000
II	Albania	0,127830
	Czarnogóra	0,116235
	Francja	0,113046
	Islandia	0,119770
	Irlandia	0,101589
III	Austria	0,077426
	Belgia	0,067877
	Cypr	0,104359
	Dani	0,045359
	Finlandia	0,093364
	Grecja	0,088741
	Hiszpania	0,080763
	Luksemburg	0,253922
	Niderlandy	0,155518
	Republika Czeska	0,037270
	Słowenia	0,087055
	Szwecja	0,052718
	W. Brytania	0,097323
	Włochy	0,080370
IV	Malta	0,000000
V	Bułgaria	0,110792
	Bośnia i Hercegowina	0,048117
	Chorwacja	0,050423
	Estonia	0,057166
	Litwa	0,083833
	Łotwa	0,063008
	Macedonia	0,163114
	Niemcy	0,109458
	Polska	0,072600
	Portugalia	0,105232
	Rumunia	0,136526
	Serbia	0,097692
	Słowacja	0,078679
	Węgry	0,066295

Źródło: obliczenia własne.

Pierwsze skupienie jednoelementowe obejmuje Turcję, która miała najwyższy przyrost naturalny ludności spośród 35 krajów poddanych analizie, najwyższa jest także umieralność niemowląt, ale jednocześnie jest to kraj demograficznie najmłodszy, z najwyższym współczynnikiem młodości demograficznej.

Druga grupa obejmuje 5 krajów, w tym Albanie, Czarnogórę i Islandię — potencjalnych przyszłych członków UE. Kraje te charakteryzuje dodatni przyrost naturalny oraz niski współczynnik gęstości zaludnienia.

Trzecie skupienie obejmuje 14 krajów. W większości są to kraje Europy Zachodniej należące do tzw. „starej Unii” (UE-15), ale również w tej grupie znalazły się kraje, które są członkami UE od 2004 r. (Cypr, Republika Czeska i Słowenia). Cechami różnicującymi tę grupę od pozostałych są niska umieralność niemowląt, dodatnie saldo migracji oraz niski wskaźnik młodości demograficznej.

Malta została wyróżniona, podobnie jak Turcja, jako odrębna grupa jedno-elementowa, a jej szczególna sytuacja wynika z najwyższej gęstości zaludnienia spośród analizowanej grupy krajów.

Piąte skupienie obejmuje głównie kraje Europy Wschodniej i Południowo-Wschodniej, w których współczynnik przyrostu naturalnego jest ujemny bądź bardzo bliski zera.

Wyniki analizy taksonomicznej potwierdziły wcześniejsze rozważania o zróżnicowaniu potencjału demograficznego ośmiu państw ubiegających się o członkostwo w UE: jeden kraj znalazł się w pierwszej grupie, trzy w drugiej, a pozostałe w grupie piątej. Jednocześnie przeprowadzona w trakcie grupowania analiza wariancji wskazała, iż wszystkie uwzględnione zmienne dobrze dyskryminują skupienia, bowiem dla każdej ze zmiennych statystyka F była istotna na poziomie istotności 0,05.

Podsumowanie

W ostatnich latach dokonały się w badanych krajach zmiany zarówno w strukturze ludności według wieku (spadek udziału osób w wieku 0—14 lat na rzecz wzrostu odsetka osób starszych w ogólnej liczbie ludności, wzrost mediany wieku), jak i przeobrażenia podstawowych procesów demograficznych przejawiające się spadkiem przyrostu naturalnego ludności. Jednocześnie wyniki przeprowadzonej analizy pozwalają na konstatację badawczą, że potencjał demograficzny krajów kandydujących do UE jest znaczny. Wskaźniki charakteryzujące te kraje są na ogół lepsze aniżeli UE-27. Spadek umieralności wśród niemowląt oraz wydłużanie się przeciętnego dalszego trwania życia obrazują pozytywne zmiany dokonujące się w omawianych tu krajach. Zarazem ludność tych krajów jest stosunkowo mobilna. Wciąż korzystna struktura wieku ludności oraz stosunkowo wysoka dzietność stanowią o ich dużym potencjale demograficznym, który po akcesji będą mogły wnieść do UE. Można przypuszczać, że przeprowadzane reformy społeczno-gospodarcze będą sprzyjać budowaniu potencjału demograficznego rozważanej grupy krajów.

dr hab. Elżbieta Sojka — profesor Uniwersytetu Ekonomicznego w Katowicach

LITERATURA

- Balcerowicz-Szkutnik M., Sojka E. (2010), *Analiza aktywności ekonomicznej osób w wieku 50+ w wybranych krajach UE*, [w:] J. Holzer (red.), *Miscellanea mikroekonometrii*, Katedra Ekonometrii i Statystyki Uniwersytetu Szczecińskiego, Instytut Analiz, Diagnoz i Prognoz Gospodarczych w Szczecinie
- Grabiński T. (1992), *Metody taksonometrii*, Akademia Ekonomiczna w Krakowie
- Sojka E. (2011), *Urodzenia i płodność kobiet w wybranych krajach Unii Europejskiej*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 6
- Vasileva K. (2009), *Citizens of European countries account for the majority of the foreign population in EU-27 in 2008*, „Statistics in focus”, No. 94

SUMMARY

The purpose of the article is to analyse demographic potential of the countries that have applied for the membership in the European Union. The study involved eight countries including Croatia, Turkey, Iceland, Montenegro, Macedonia, Albania as well as Bosnia and Herzegovina. The first five states have already got the official status of the EU candidate country. Favourable population age structure and relatively high number of children born per woman, that are still observed in these countries, determine a significant demographic potential of these countries that they can bring to the EU after their accession. Decrease in infant mortality rate and extension of the life expectancy illustrate positive changes that have been noted in these countries for the last several years.

РЕЗЮМЕ

Целью статьи является анализ демографического потенциала стран, которые подали заявку на членство в ЕС. Обследованием были охвачены: Хорватия, Турция, Исландия, Черногория, Македония, Албания, Сербия, Босния и Герцеговина. Первые пять государств имеют статус кандидата в ЕС. Все еще выгодная возрастная структура населения в этих странах и относительно высокая фертильность составляют большой демографический потенциал этих стран, который могут внести в ЕС после присоединения. Снижение младенческой смертности, удлинение средней продолжительности жизни показывают положительные изменения происходящие в этих странах в последние более десятка лет.

INFORMACJE. PRZEGLĄDY. RECENZJE

XXX międzynarodowa konferencja *Wielowymiarowa analiza statystyczna*

Od 7 do 9 listopada 2011 r. w Centrum Szkoleniowo-Konferencyjnym Uniwersytetu Łódzkiego trwała XXX międzynarodowa konferencja pt. *Wielowymiarowa analiza statystyczna*, zorganizowana przez Katedrę Metod Statystycznych Uniwersytetu Łódzkiego, przy udziale Polskiego Towarzystwa Statystycznego i Komitetu Statystyki i Ekonometrii PAN. Sekretarzami konferencji były mgr Aleksandra Kupis-Fijałkowska oraz dr Anna Witaszczyk. Tematyka konfe-

rencji obejmowała: rozkłady wielowymiarowe, wnioskowanie statystyczne, metody nieparametryczne, metody klasyfikacji i dyskryminacji danych, analizę głównych składowych, regresję, metody Monte Carlo, metody bayesowskie, metody bootstrapowe, planowanie eksperymentów, zastosowania statystyki w naukach przyrodniczych, ekonomiczno-społecznych, finansach oraz ubezpieczeniach, demografii, kontroli jakości oraz zarządzaniu ryzykiem.

Konferencję rozpoczął przewodniczący Komitetu Organizacyjnego prof. dr hab. Czesław Domański. Następnie głos zabrali prof. dr hab. Włodzimierz Nykiel, rektor Uniwersytetu Łódzkiego oraz prof. dr hab. Jan Gajda, dziekan Wydziału Ekonomiczno-Socjologicznego Uniwersytetu Łódzkiego.

Podczas sesji plenarnych, jak i równoległych wygłoszono 46 referatów i dwa wykłady.

Pierwsza z sesji plenarnych, której przewodniczył prof. dr hab. Eugeniusz Gatnar (Uniwersytet Ekonomiczny w Katowicach), poświęcona została wybitnym naukowcom polskim związanym ze statystyką. Referaty wygłosili profesorzy: Mirosław Krzyśko (Uniwersytet im. Adama Mickiewicza w Poznaniu) — *Wspomnienie o Antonim Łomnickim w siedemdziesiątą rocznicę śmierci*; Czesław Domański (Uniwersytet Łódzki) — *Józef Kleczyński (1841—1900), Samuel Dickstein (1851—1939)*; Jerzy T. Kowalewski (Uniwersytet Łódzki) — *Wspomnienie o Zbigniewie Michałkiewiczu (1927—1986)*; Władysław Welfe (Uniwersytet Łódzki) — *Wspomnienie o Wiesławie Sadowskim (1921—2010)*; Wacława Starzyńska (Uniwersytet Łódzki) — *Wspomnienie o Zofii Zarzyckiej (1925—2010)*; Janusz Wywiał (Uniwersytet Ekonomiczny w Katowicach) — *Wspomnienie o Piotrze Chrzanie (1947—2010)*; Grażyna Dehnel (Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu) — *Wspomnienie o Zbigniewie Czerwińskim (1927—2010)*; Bronisław Ceranka (Uniwersytet Przyrodniczy w Poznaniu) — *Wspomnienie o Wiesławie Wagnerze (1945—2010)*.

Drugiej sesji plenarnej przewodniczył prof. dr hab. Mirosław Szreder (Uniwersytet Gdański), referaty wygłosili zagraniczni uczestnicy konferencji: dr Muhammad Aslam (Universite de Bourgogne, Dijon) — *Robust inference for linear regression model in the presence of heteroscedasticity and multicollinearity*; dr Sajjad Haider Bhatti (z tej samej uczelni) — *A panel data analysis of the relationship between GDP per capita and its shares of consumption, government expenditures and investment*; prof. Kian-Guan Lim (Singapore Management University) — *Statistical tests of conditional shortfalls and change-point estimation in risk management*; dr Samaradasa Weerahandi (Pfizer Inc., New York) — *Generalized point estimation with application to mixed models*; dr Meral Yay (Mimar Sinan University of Fine Arts) — *A content analysis of the representation of the european uprising in Turkish news media*.

Na trzeciej sesji pod przewodnictwem prof. dra hab. Walentego Ostasiewicza (Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu) ogłoszono 4 referaty.

Prof. dr hab. Eugeniusz Gatnar — *Bank centralny w systemie statystyki publicznej*. W referacie została omówiona rola NBP w systemie statystyki publicznej w Polsce.

Prof. dr hab. Bronisław Ceranka oraz dr Małgorzata Graczyk (Uniwersytet Przyrodniczy w Poznaniu) — *Konstrukcja E-optymalnego regularnego układu wagowego*. Rozważano model liniowy $y = Xw + e$, który opisuje w jaki sposób wyznaczyć nieznane miary p obiektów na podstawie n operacji pomiarowych, w eksperymencie przeprowadzonym zgodnie z macierzą układu X o elementach, $x_{ij} = 0,1$, $i = 1, 2, \dots, n$, $j = 1, 2, \dots, p$, gdzie y jest losowym wektorem obserwowanych pomiarów, w jest wektorem nieznanymi miar obiektów. Zakłada się przy tym, że nie ma błędów systematycznych, że są nieskorelowane i mają różne wariancje, tzn. dla losowego wektora błędów e , $E(e) = 0_n$ i $E(ee') = \sigma^2 G$, gdzie G jest znaną, dodatnio określoną macierzą diagonalną. Regularny układ E-optymalny jest to układ, w którym maksymalna wartość własna macierzy kowariancji jest minimalna i osiąga dolne ograniczenie. W referacie przedstawiono nowe metody konstrukcji regularnego E-optymalnego sprężynowego układu wagowego wykorzystującego macierze incydencji układów o grupach podzielnych o tym samym schemacie partnerstwa.

Dr Małgorzata Graczyk samodzielnie przedstawiła referat *Regularny A-optymalny sprężynowy układ wagowy o skorelowanych błędach*. Rozważana była tematyka estymacji nieznanymi miar obiektów w sprężynowym układzie wagowym. Założono, że błędy są jednakowo skorelowane. Podano warunki określające istnienie A-optymalnego regularnego sprężynowego układu wagowego oraz metodę konstrukcji. Do konstrukcji macierzy układu wykorzystano macierze incydencji układów zrównoważonych o blokach niekompletnych.

Dr Tomasz Żądło (Uniwersytet Ekonomiczny w Katowicach) — *O estymacji parametrów pewnego modelu dla danych wielookresowych*. W referacie rozważano modelowanie profili wielookresowych, przy założeniu, że populacja i przynależność elementów domen mogą zmieniać się w czasie. Proponowany model jest przypadkiem szczególnym ogólnego modelu liniowego i ogólnego mieszanego modelu liniowego. Uwzględniono w nim dwa wektory składników losowych, spełniające odpowiednio założenia przestrzennego modelu autoregresyjnego i modelu autoregresyjnego rzędu pierwszego. W symulacji rozważano dokładność estymatorów parametrów modelu uzyskanych metodą największej wiarygodności z ograniczeniami.

Następnego dnia odbyły się dwie sesje plenarne i cztery sesje równoległe.

Czwartej sesji plenarnej przewodniczył prof. dr hab. Marek Walesiak (Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu). Uczestnicy konferencji mieli okazję wysłuchać dwóch zamówionych referatów.

Prof. dr hab. Stanisława Bartosiewicz (Wyższa Szkoła Bankowa we Wrocławiu) w wykładzie pt. *Kilka „nieuczestnych” myśli na temat traktatu o dynamice, stanie i perspektywach rozwoju polskiego rolnictwa* zaproponowała opracowanie traktatu o polskim rolnictwie, leśnictwie, łowiectwie i rybactwie w celu uczczenia stulecia PTS.

Prof. dr hab. Mirosław Krzyśko z kolei przedstawił referat zatytułowany *Wersja jądrowa funkcjonalnych składowych głównych*, w którym zaproponowana została nowa metoda konstrukcji funkcjonalnych składowych głównych, oparta na metodzie składowych głównych dla danych wektorowych.

Ponadto, wygłoszono jeszcze inne referaty.

Prof. dr hab. Wojciech Zieliński (SGGW) — *Porównanie przedziałów ufności dla wskaźnika struktury w skończonych populacjach*, gdzie porównano trzy przedziały ufności dla frakcji obiektów wyróżnionych w populacji skończonej: jeden wykorzystujący w swojej konstrukcji rozkład hipergeometryczny oraz dwa wykorzystujące przybliżenie rozkładem dwumianowym oraz przybliżenie rozkładem normalnym.

Dr Joanna Dębicka (Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu) — *Macierzowe podejście do analizy portfela polis ubezpieczeń wielostanowych*. Celem referatu było przedstawienie ogólnego podejścia umożliwiającego wyznaczenie momentów zdyskontowanych przyszłych przepływów pieniężnych wynikających z zawarcia umowy ubezpieczenia wielostanowego ze stałą i stochastyczną stopą procentową (zarówno dla umowy indywidualnej, jak i portfela polis). W przypadku ubezpieczeń grupowych pokazano, jak zapis macierzowy wykorzystuje się w analizie wpływu liczebności portfela polis na wysokość składki i narzutu bezpieczeństwa, zarówno dla grupy jednorodnej, jak i niejednorodnej (w przypadku małego i dużego portfela polis). Teoria ilustrowana była przykładami numerycznymi.

Piątej sesji plenarnej przewodniczył prof. dr hab. Wojciech Zieliński.

Mgr Justyna Brzezińska (Uniwersytet Ekonomiczny w Katowicach) — *Kryteria wyboru modelu w analizie logarytmiczno-liniowej*. Analiza ta jest metodą przeznaczoną do badania zależności pomiędzy zmiennymi niemetrycznymi w tablicy kontyngencji i pozwala na uwzględnienie dowolnej liczby zmiennych, a także na uwzględnienie interakcji zachodzących pomiędzy nimi. Celem opracowania była prezentacja i porównanie kryteriów wyboru modelu. Podstawowymi kryteriami wyboru modelu są statystyka chi-kwadrat oraz iloraz wiarygodności oraz kryteria informacyjne AIC i BIC. Omówiono także metodę Aitkina, która przeznaczona jest do porównywania jakości dopasowania modeli o dużej liczbie zmiennych.

Dr hab. Joanna Kisielińska (SGGW) — *Dokładna metoda bootstrapowa na przykładzie estymacji średniej i wariancji*. Metoda bootstrapowa polega na wtórnym próbkowaniu pierwotnej próby losowej pobranej z populacji o nieznanym rozkładzie. W referacie pokazano, że ze względu na postęp w technice

komputerowej wtórne próbkowanie nie jest konieczne, jeśli rozmiar próby nie jest zbyt duży. Możliwe jest wówczas automatyczne wygenerowanie wszystkich możliwych prób wtórnych i obliczenie wszystkich wariantów wybranej statystyki. Uzyskany rozkład można wykorzystać do punktowej lub przedziałowej estymacji parametrów populacji bądź testowania hipotez. Metodę zastosowano do szacowania średniej i wariancji. Porównanie uzyskanych rozkładów z rozkładami granicznymi potwierdziło poprawność dokładnej metody bootstrapowej.

Dr inż. Wojciech Gamrot (Uniwersytet Ekonomiczny w Katowicach) — *O estymatorze Fattoriniego*. Zaproponowany przez Fattoriniego estymator prawdopodobieństwa inkluzji obliczany jest jako frakcja z próby zmodyfikowana poprzez dodanie do licznika i mianownika stałej równej jedności. W referacie rozważane były inne sposoby ustalania tej stałej i ich wpływ na własności oszacowań wartości globalnej.

Mgr Magdalena Chmielińska (Uniwersytet Ekonomiczny w Katowicach) — *Wpływ wyboru metody sprawdzania na całkowite koszty kontroli jakości*. Z wyróżnionych dwóch sposobów kontroli odbiorczej — według oceny alternatywnej i według oceny właściwości liczbowych — częściej wykorzystywana w praktyce gospodarczej jest kontrola według oceny alternatywnej. Celem referatu było podkreślenie wymiernych korzyści związanych ze stosowaniem planów kontroli odbiorczej według liczbowej oceny właściwości, w szczególności w wymiarze ekonomicznym. Postawiona została hipoteza głosząca, iż plany odbiorcze oparte na ocenie właściwości liczbowych generują niższe ogólne koszty kontroli odbiorczej niż plany odbiorcze oparte na ocenie alternatywnej, przy tych samych wymaganiach producenta i odbiorcy. Rozważania zostały uzupełnione o symulacje komputerowe przeprowadzone w programie R.

Na sesjach równoległych VIA i VIB, którym przewodniczyły dr hab. Agnieszka Rossa (Uniwersytet Łódzki) i prof. dr hab. Grażyna Trzpiot (Uniwersytet Ekonomiczny w Katowicach) wygłoszono referaty.

Dr hab. Elżbieta Gołata oraz dr hab. Grażyna Dehnel (Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu) — *Społeczny wymiar procesów demograficznych*. Przedmiotem referatu była próba określenia reakcji samorządów na wyzwania wynikające ze zmieniającej się sytuacji demograficznej, w tym w szczególności na starzenie się społeczeństwa. Obok podstawowych metod analizy demograficznej, w badaniu wykorzystano metody wielowymiarowej analizy statystycznej (w tym porównawczej), w odniesieniu do różnych źródeł informacji, przede wszystkim ewidencji ruchu naturalnego ludności, Banku Danych Lokalnych GUS, ale także badań specjalnych, jak np. *Przemiany demograficzne — szczególne wyzwanie dla urzędów miast i gmin w Polsce*.

Dr Dorota Racziewicz (SGH) — *Kariery: edukacyjna, zawodowa i rodzinna kobiet w Polsce*. Celem opracowania była analiza statystyczna syntetycznych wskaźników na poziomie makro, opisujących kariery kobiet w Polsce oraz analiza powiązań między tymi wskaźnikami na podstawie dostępnych danych statystycznych.

Dr Beata Bieszk-Stolorz, dr Iwona Markowicz (Uniwersytet Szczeciński) — *Aktywność ekonomiczna kobiet i mężczyzn w Polsce. Interpretacja modelu logitowego z jedną i z wieloma zmiennymi objaśniającymi*. Autorki zbadały wpływ płci na szansę aktywności zawodowej oraz na szansę zatrudnienia. Badaniami objęto ludność Polski w wieku 15 lat i więcej w 2010 r. (31741 tys. osób). Punktem wyjścia analizy była budowa modeli uzależniających aktywność zawodową oraz zatrudnienie jedynie od płci. Następnie rozważano modele, w których zmiennymi objaśniającymi były: płeć i miejsce zamieszkania, płeć i wykształcenie, płeć i wiek.

Dr Andrzej Dudek (Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu) — *Klasyfikacja dużych zbiorów danych. Problemy, metody, algorytmy*. Badacze analizujący przy pomocy metod analizy skupień duże (>10000 obiektów) zbiory danych stają często przed problemem złożoności obliczeniowej algorytmów, uniemożliwiającej niekiedy przeprowadzenie szybkiej analizy. Jednym z rozwiązań tego problemu jest stosowanie mniej złożonych algorytmów (hierarchiczne, aglomeracyjne, *k*-średnich), które z kolei mogą w wielu sytuacjach dawać zdecydowanie gorsze rezultaty niż np. algorytmy wykorzystujące dekompozycję względem wartości własnych. Rezultaty rzeczywistych analiz tego typu zbiorów są więc zazwyczaj kompromisem pomiędzy jakością i możliwościami obliczeniowymi komputerów. W referacie podjęto próbę przedstawienia aktualnego stanu wiedzy na temat klasyfikacji dużych zbiorów danych.

Dr Jerzy Korzeniewski (Uniwersytet Łódzki) — *Ocena efektywności metody Talavery wybierania zmiennych w analizie skupień na empirycznych zbiorach danych*. Talavera zaproponował metodę wybierania zmiennych tworzących strukturę skupień w zbiorze danych dla zbiorów, w których występują tylko zmienne mierzone na skali nominalnej. Zbadano zatem tę metodę na kilku empirycznych zbiorach, opierając ocenę na tym, jak sprawdziła się metoda w połączeniu z ustalonym sposobem grupowania danych (algorytm COBWEB). W innych podejściach badacze starają się oprzeć wybór zmiennych na samym uporządkowaniu zbioru zmiennych bez odwoływania się do grupowania obserwacji. W referacie omówiono także efektywność metody, również w odniesieniu do empirycznych zbiorów danych, uzależnioną tylko od uporządkowania zmiennych, opartą na kryterium największego skoku. Rozważano ponadto zbiory z niektórymi zmiennymi mierzonymi na mocniejszych skalach po uprzedniej dyskretyzacji zmiennych.

Mgr Marta Małecka (Uniwersytet Łódzki) — *GARCH process application in risk valuation for WIG20 index*. W opracowaniu przedstawiono zastosowanie modelu GARCH w estymacji wartości narażonej na ryzyko dla indeksu WIG20. Metoda ta została porównana z pięcioma innymi: metodą wariancji-kowariancji, symulacją historyczną, RiskMetrics, symulacją Monte Carlo, metodą bootstrapową. Celem referatu było wykazanie wyższości modelu GARCH nad innymi metodami oceny ryzyka.

Przewodniczącym sesji VIIA był dr hab. Andrzej Kończak (Uniwersytet Ekonomiczny w Katowicach). Przedstawiono trzy referaty.

Prof. dr hab. Janusz Wywił — *O estymacji średniej w domenie populacji*. W opracowaniu średnią w domenie estymowano za pomocą statystyki Horvitz-Thompsona. Plan losowania próby był proporcjonalny do rozstępu z próby zmiennej dodatkowej. Badania symulacyjne wskazały, że rozważana strategia estymacji daje dokładniejsze oceny średniej w domenie niż zwykła średniej z próby prostej identyfikowanej w domenie.

Dr Mariusz Kubus (Politechnika Opolska) — *O wyborze postaci modelu w wybranych metodach regularyzowanej regresji liniowej*. W ostatnich latach można zaobserwować dynamiczny rozwój różnych postaci regularyzacji w modelach liniowych. Wprowadzenie kary za duże wartości współczynników skutkuje zmniejszeniem wariancji oraz eliminacją niektórych zmiennych. Dodatkową korzyścią tych metod jest możliwość zastosowania w szczególnym przypadku, gdy liczba zmiennych jest większa od liczby obserwacji. Selekcja zmiennych za pomocą regularyzowanych modeli liniowych jest w problemach wielowymiarowych preferowana wobec popularnego podejścia, polegającego na przeszukiwaniu przestrzeni cech i ocenie podzbiorów zmiennych za pomocą kryterium jakości modelu (*wrappers*). Przyczyną są mniejsze koszty obliczeń i mniejsza podatność na nadmierne dopasowanie. Celem pracy była ocena empiryczna kryteriów wyboru postaci modelu.

Dr Paweł Kobus (SGGW) — *Wykorzystanie funkcji kopula do modelowania łącznego rozkładu plonów roślin uprawnych*. Celem pracy autora było sprawdzenie możliwości wykorzystania funkcji kopula do modelowania zależności pomiędzy plonami i cenami roślin uprawnych, w kontekście ryzyka dochodowego w gospodarstwie rolnym. Brak precyzji w modelowaniu wspomnianych zależności może prowadzić do poważnych błędów w optymalizacji struktury gospodarstwa i wyższego ryzyka niż zakładano. Porównano popularne, w modelach gospodarstw rolnych, podejście oparte na macierzy korelacji z podejściem wykorzystującym funkcje kopula.

Sesji VIIB przewodniczyła dr hab. Elżbieta Gołata.

Dr Artur Zaborski oraz dr Marcin Pelka (Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu) — *Geometryczna prezentacja preferencji z wykorzystaniem analizy PROFIT i programu R*. PROFIT jest przykładem „zewnętrznej” wektorowej metody map preferencji. Jest ona połączeniem skalowania wielowymiarowego i analizy regresji wielorakiej. Danymi wejściowymi w analizie PROFIT są zarówno współrzędne punktów reprezentujących obiekty na mapie percepcyjnej, jak również oceny preferencji obiektów ze względu na wybrane zmienne. Dla konfiguracji punktów reprezentujących obiekty otrzymanej za pomocą skalowania wielowymiarowego przeprowadza się analizę regresji wielorakiej, w której zmiennymi objaśniającymi są współrzędne obiektów na mapie percepcyjnej, a zmiennymi zależnymi oceny marek ze względu na poszczególne cechy. Program dokonuje rozmieszczenia na mapie percepcyjnej zmiennych w postaci wektorów wskazujących kierunek maksymalnej preferencji ze względu na daną zmienną. Celem pracy była prezentacja analizy PROFIT oraz funkcji programu

R, pozwalającej na jej realizację. Sposób użycia funkcji zilustrowano przykładem badania preferencji.

Dr Marcin Pełka (Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu) — *Klasyfikacja danych symbolicznych z wykorzystaniem podejścia wielomodelowego*. Obiekty symboliczne, w odróżnieniu od obiektów w ujęciu klasycznym, mogą być opisywane przez wiele różnych typów zmiennych. Oprócz zmiennych w ujęciu klasycznym (metrycznych lub niometrycznych) mogą być opisywane przez zmienne interwałowe, zmienne wielowariantowe i zmienne wielowariantowe z wagami, a także zmienne strukturalne. W klasyfikacji danych symbolicznych może być z powodzeniem stosowane podejście wielomodelowe, czyli łączenie wyników wielu modeli w jeden model zagregowany.

Celem pracy było przedstawienie wyników klasyfikacji danych symbolicznych z wykorzystaniem podejścia wielomodelowego na przykładzie różnych zbiorów danych symbolicznych. W części empirycznej przedstawiono wyniki klasyfikacji przy zastosowaniu różnorodnych modeli bazowych.

Mgr Małgorzata Szerszunowicz (Uniwersytet Ekonomiczny w Katowicach) — *O pewnej konstrukcji planów eksperymentów czynnikowych*. Metody planowania eksperymentów są istotnym narzędziem doskonalenia procesów produkcyjnych wykorzystującym metody probabilistyczne i statystyczne. Planowanie eksperymentów pozwala na odpowiednie ustawienie parametrów procesu produkcyjnego oraz określenie wpływu niektórych czynników na jego wyniki. Ponadto metody planowania eksperymentów umożliwiają poprawę wyników ekonomicznych badanego procesu. Przedmiotem referatu było zagadnienie wyboru optymalnego układu doświadczeń, wówczas gdy eksperymentator, ze względu na koszty bądź warunki, nie ma możliwości realizacji kompletnego planu doświadczeń. Zaproponowano metodę wyznaczania kolejnych punktów planu, w których należy przeprowadzić doświadczenie. Zastosowania metody przedstawione zostały dla wybranych planów eksperymentów czynnikowych. Właściwości metody zostały sprawdzone w analizach symulacyjnych.

Ostatniego dnia konferencji odbyły się trzy sesje. Przewodniczącym sesji VIIIA był prof. dr hab. Bronisław Ceranka.

Dr Aleksandra Baszczyńska (Uniwersytet Łódzki) — *Uwagi o jądrowym teście symetryczności*. Opisano niektóre statystyczne testy wykorzystywane do weryfikacji hipotezy o symetryczności rozkładu zmiennej losowej. Szczegółowej analizie poddano test symetryczności oparty na metodzie jądrowej. Porównano własności testów symetryczności oraz zastosowano je do analizy rozkładu wskaźnika rozwoju społecznego (HDI).

Dr Dorota Pekasiewicz (Uniwersytet Łódzki) — *Bayesowskie testy statystyczne dla wskaźnika struktury dla niezależnego i zależnego schematu losowania próby*. W wyniku zastosowania bayesowskich testów statystycznych podejmuje się decyzję o akceptacji hipotezy, dla której ryzyko *a posteriori* jest mniejsze. Ryzyko to zależy od rozkładu *a priori* rozważanego parametru, funkcji straty i schematu losowania próby. W referacie przedstawiono bayesowskie testy sta-

tystyczne dla wskaźnika struktury, w przypadku różnych rozkładów *a priori*, przy niezależnym i zależnym schemacie losowania próby. Oprócz rozważań teoretycznych podano wyniki analiz symulacyjnych dotyczących własności tych testów.

Mgr inż. Jacek Stelmach (Uniwersytet Ekonomiczny w Katowicach) — *O testowaniu różnic pomiędzy populacjami za pomocą wektorów własnych*. Wykrywanie różnic pomiędzy kilkoma populacjami jest jednym z częściej rozważanych zagadnień w badaniach statystycznych. Najbardziej znana i dobrze opisana w literaturze jest wielowymiarowa analiza wariancji (MANOVA). Metoda ta, jako parametryczna, wymaga spełnienia założeń o zgodności badanych populacji z rozkładem wielowymiarowym normalnym oraz homogeniczności macierzy wariancji/kowariancji wszystkich populacji. Oprócz trudności, jakie sprawia weryfikacja tych założeń, szczególnie dla prób o niewielkiej liczbie, bardzo często założenie o zgodności z rozkładem normalnym jest w rzeczywistości nierealne (np. w zjawiskach biologicznych lub fizycznych). W opracowaniu opisano odmienne podejście wykorzystujące testy permutacyjne. Wykorzystano tu fakt, że jeśli badane populacje nie różnią się od siebie, to także ich pierwsze wektory własne nie powinny być istotnie różne. Moc proponowanych testów porównano z mocą innych testów permutacyjnych wykorzystujących analizę odległości i analizę zmiennych oraz kilkoma najpopularniejszymi odmianami metody MANOVA.

Mgr Magdalena Makuch (Uniwersytet Ekonomiczny w Katowicach) — *O strategii losowania grupowego*. Schemat losowania grupowego jest jednym z ciekawszych schematów losowania. Zakłada się, że populacja jest podzielona na G rozłącznych grup, do próby losujemy grupy, a nie pojedyncze elementy. Wiadomo, że wariancja średniej z próby grupowej zależy od sposobu podziału populacji na grupy. Podziału dokonujemy na podstawie cechy dodatkowej, obserwowanej w całej populacji. Zakładamy, że cecha dodatkowa jest silnie skorelowana z cechą badaną, której średnią należy oszacować. Wybiera się ten podział, który prowadzi do minimalizacji wariancji średniej z próby grupowej. W referacie rozważono 6 sposobów doboru elementów do próby.

Sesji VIIIB przewodniczył prof. dr hab. Janusz Wywiół.

Dr Małgorzata Misztal (Uniwersytet Łódzki) — *Kilka uwag o imputacji danych z wykorzystaniem metody missForest*. W pracy Stekhovena i Bühlmann (2011) zaproponowano nową iteracyjną metodę imputacji (nazwaną missForest) opartą na metodzie Random Forests Breimana (2001). W referacie omówiono metodę imputacji i porównano kilka wybranych technik postępowania w sytuacji występowania braku danych z metodą missForest. W tym celu wykorzystano podejście symulacyjne generując różne proporcje i mechanizmy powstawania braku danych w zbiorach danych pochodzących z repozytorium baz danych na Uniwersytecie Kalifornijskim w Irvine.

Dr inż. Jacek Białek (Uniwersytet Łódzki) — *Propozycja indeksu cen*. Przedstawiono i omówiono nową formułę indeksu cen. Pokazano, iż proponowana formuła spełnia podstawowe testy pochodzące z aksjomatycznej teorii indeksów. Porównano omawiany indeks z indeksami cen znanymi z literatury.

Dr inż. Robert Pietrzykowski (SGGW) — *Zastosowanie modyfikacji macierzy wag w badaniu zależności przestrzennych*. Podstawowym elementem analiz przestrzennych jest określenie interakcji pomiędzy badanymi jednostkami przestrzennymi: krajem, województwem, powiatem, gminą, miastem itd. Zgodnie z prawem Toblera, jednostki przestrzenne sąsiadujące ze sobą powinny bardziej oddziaływać na siebie niż te, które znajdują się dalej. Powiązania przestrzenne należy oprzeć na definicji sąsiedztwa, którą można określić przy pomocy tzw. macierzy wag. Macierz wag określa się a priori, a jakość dalszych analiz zależy od jej specyfikacji, dlatego dobór odpowiedniej macierzy wag stanowi poważny problem metodologiczny. W referacie zaproponowano modyfikację macierzy wag, która zawierałaby interakcje związane z położeniem badanej jednostki przestrzennej, ale również uwzględniałaby wagi związane z wybranymi wieloma cechami.

Dr hab. Krystyna Pruska (Uniwersytet Łódzki) — *Modele probitowe i logitowe w procesie estymacji frakcji dla małego obszaru*. W referacie rozpatrywano estymację frakcji dla małego obszaru na podstawie modeli probitowych i logitowych. Przedstawiono wyniki eksperymentów symulacyjnych w przypadku różnych schematów losowania próby (losowanie niezależne i zależne). Próby losowano z całej populacji lub z podpopulacji. Porównywano błędy estymacji frakcji dla małego obszaru.

Ostatniej sesji plenarnej przewodniczyła dr hab. Krystyna Pruska.

Dr Dorota Rozmus (Uniwersytet Ekonomiczny w Katowicach) — *Porównanie dokładności taksonomii spektralnej oraz zagregowanych algorytmów taksonomicznych opartych na macierzy współwystąpień*. Stosując metody taksonomiczne ważną kwestią jest zapewnienie wysokiej poprawności wyników grupowania. Od niej bowiem zależeć będzie skuteczność wszelkich decyzji podjętych na tej podstawie. Stąd też w literaturze wciąż proponowane są nowe rozwiązania, które mają przynieść poprawę dokładności grupowania w stosunku do tradycyjnych metod. Przykładem mogą tu być metody polegające na zastosowaniu podejścia zagregowanego oraz algorytmy spektralne. Głównym celem tego referatu było porównanie dokładności zagregowanych i spektralnych algorytmów taksonomicznych. Rozważano tylko specyficzną klasę metod agregacji, która oparta jest na macierzy współwystąpień.

Dr Grzegorz Kończak (Uniwersytet Ekonomiczny w Katowicach) — *O testowaniu kierunkowych hipotez w analizie jednorodności danych*. Test jednorodności chi-kwadrat jest wykorzystywany, gdy ze względu na jedną zmienną jest analizowanych kilka prób. Jeżeli dane są jednorodne, to proporcje obserwacji dla j -tej kategorii będą jednakowe dla wszystkich wyróżnionych kategorii.

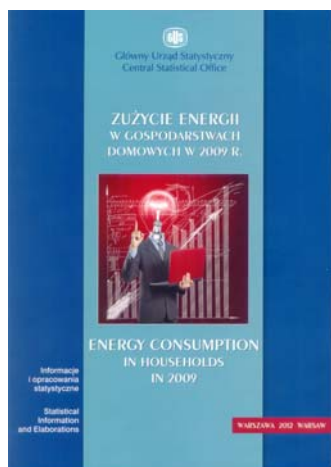
W przypadku tablicy o wymiarach 2x2 możliwe jest rozważanie kierunkowej hipotezy alternatywnej. W przypadku tablic wielodzielczych o większych wymiarach możliwe jest rozważanie wielokrotnych alternatywnych hipotez kierunkowych. W referacie przedstawiono propozycję testu pozwalającego na weryfikację takich hipotez.

Dr Wioletta Grzenda (SGH) — *Znaczenie informacji a priori w bayesowskich parametrycznych modelach przeżycia*. Przedstawiono tu parametryczne modele przeżycia w ujęciu bayesowskim. Podejście to wymaga zadania rozkładów *a priori* dla szacowanych parametrów modelu. W celu pokazania znaczenia informacji *a priori* oraz jej wpływu na rozkład *a posteriori* oszacowano kilka parametrycznych modeli przeżycia przy różnych rozkładach *a priori*. Przedmiot badań stanowiły determinanty długości okresu pozostawania bez pracy. Estymację wszystkich modeli przeprowadzono w systemie SAS, z wykorzystaniem metod Monte Carlo opartych na łańcuchach Markowa, w szczególności próbnika Gibbsa.

Konferencję podsumował wystąpieniem prof. dr hab. Czesław Domański. Następna konferencja MSA 2012 odbędzie się od 12 do 14 listopada 2012 r.

Oprac. Aleksandra Kupis-Fijałkowska, Anna Witaszczyk

Nowości wydawnicze GUS i urzędów statystycznych (maj 2012 r.)



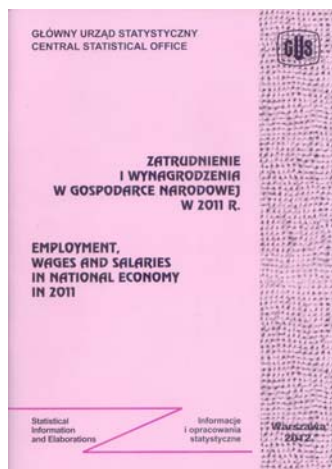
Ukazująca się co 3 lata publikacja **„Zużycie energii w gospodarstwach domowych w 2009 r.”** prezentuje wyniki modułowego badania prowadzonego przez GUS w ramach badania budżetów gospodarstw domowych. W wydawnictwie przedstawiono analizę różnych aspektów wykorzystania energii w gospodarstwach domowych oraz ocenę zużycia przez te gospodarstwa energii na tle zużycia w Polsce i krajów Unii Europejskiej. Pokazano też dynamikę zmian prezentowanej tematyki w latach 2002—2009.

Szczegółowe informacje zawarte w opracowaniu charakteryzują gospodarstwa domowe ze względu na czynniki mające wpływ na wielkość zużycia energii, jak: liczba osób, powierzchnia mieszkania, wiek i cechy budynku, wyposażenie w urządzenia zużywające paliwa i energię, sposób ogrzewania mieszkania czy przygotowania ciepłej wody. Według tych czynników przedstawiono

zużycie nośników energii (w tym energii uzyskanej ze źródeł odnawialnych) oraz wydatki na paliwa i energię. W opracowaniu pokazano również zużycie paliw przez samochody osobowe użytkowane w gospodarstwach domowych.

W uwagach metodycznych zawartych w opracowaniu Czytelnicy znajdą omówienie przedmiotu badania i jego organizacji, opis metody badawczej i uogólniania wyników, źródeł, zakresu badania oraz wyjaśnienie podstawowych pojęć. Kolejne części opracowania: analityczna — w sposób syntetyczny opisuje wyniki badania; tabelaryczna — zawiera uogólnione wyniki badania i dane dotyczące ich precyzji. Dane przedstawiono w przekrojach ogółem dla kraju i według województw.

Publikacja dostępna na stronach internetowych GUS oraz na płycie CD.



Opracowywana kwartalnie publikacja **„Zatrudnienie i wynagrodzenia w gospodarce narodowej w 2011 r.”** opisuje bieżące zmiany zachodzące na rynku pracy, dotyczące zarówno sektora publicznego i prywatnego.

Przedstawione w publikacji dane dotyczą liczby pracujących w jednostkach dużych i średnich, czasu pracy zatrudnionych oraz liczby bezrobotnych zarejestrowanych w urzędach pracy. Opracowanie prezentuje informacje o poziomie przeciętnych wynagrodzeń nominalnych w gospodarce narodowej i wskaźniku płac realnych, a także dotyczące zatrudnienia i wynagrodzeń w administracji publicznej oraz pośrednictwie finansowym, jak również o poziomie przeciętnych emerytur i rent. Ponadto w opracowaniu podano informacje o liczbie osób, które doświadczyły zaległości w wypłacie wynagrodzeń i o wysokości tych zaległości oraz o liczbie zezwoleń wydanych cudzoziemcom na pracę w Polsce.

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

W maju 2012 r. ukazały się ponadto następujące publikacje: **„Biuletyn Statystyczny nr 4/2012 r.”**, **„Ceny robót budowlano-montażowych i obiektów budowlanych — marzec 2012 r.”**, **„Informacja o sytuacji społeczno-gospodarczej kraju — kwiecień 2012 r.”**, **„Produkcja upraw rolnych i ogrodniczych w 2011 r.”**, **„Produkcja ważniejszych wyrobów przemysłowych — kwiecień 2012 r.”**, **„Uczestnictwo ludności w kulturze w 2009 r.”**, **„Wiadomości Statystyczne nr 5/2012 r.”**.

Oprac. Alina Świdarska

Informacja o sytuacji społeczno-gospodarczej kraju — maj 2012 r.

W maju br. poprawiło się, po osłabieniu przed miesiącem, tempo wzrostu produkcji sprzedanej przemysłu oraz sprzedaży detalicznej w skali roku. Produkcja budowlano-montażowa i sprzedaż usług w transporcie zwiększyły się w porównaniu z analogicznym okresem ub. roku w nieco mniejszym stopniu niż w kwietniu br. Niższa niż przed miesiącem była dynamika cen towarów i usług konsumpcyjnych w skali roku; spowolnieniu uległ m.in. wzrost cen w zakresie transportu oraz żywności i napojów bezalkoholowych. Przeciętne zatrudnienie w sektorze przedsiębiorstw nieznacznie przekraczało poziom sprzed roku, a stopa bezrobocia, pomimo dalszego sezonowego spadku, była wyższa niż w maju ub. roku. Szybszy niż przed miesiącem był wzrost przeciętnych miesięcznych wynagrodzeń nominalnych brutto w sektorze przedsiębiorstw, a siła nabywcza płac nieznacznie zwiększyła się w skali roku. Spowolnienie dynamiki cen konsumpcyjnych wpłynęło również na niewielką poprawę tempa wzrostu realnych świadczeń emerytalno-rentowych.

Produkcja sprzedana przemysłu w maju br. była o 4,6% wyższa niż przed rokiem, a po wyeliminowaniu czynników o charakterze sezonowym — o 3,1% (wykr. 1). Wzrost miał miejsce we wszystkich sekcjach przemysłu, z wyjątkiem górnictwa i wydobywania, gdzie utrzymał się obserwowany od początku roku spadek. W większości głównych grupowań przemysłowych produkcja była wyższa niż przed rokiem, z wyjątkiem dóbr inwestycyjnych, których produkcja sprzedana nie uległa zmianie. Produkcja budowlano-montażowa w maju br. zwiększyła się o 6,2% w skali roku, a po wyrównaniu sezonowym — o 7,2% (wykr. 2). Szybszą niż przed miesiącem dynamikę produkcji obserwowano

w jednostkach zajmujących się głównie budową budynków, natomiast wolniejszą niż dotychczas — w przedsiębiorstwach specjalizujących się w budowie obiektów inżynierii lądowej i wodnej.

Według badań przeprowadzonych w czerwcu br. przedsiębiorstwa przetwórstwa przemysłowego, podobnie jak w dwóch poprzednich miesiącach, pozytywnie oceniają ogólny klimat koniunktury gospodarczej. Wskazują m.in. na nieznaczne zmniejszenie trudności w regulowaniu bieżących zobowiązań finansowych, niewielki wzrost bieżącej i przyszłej produkcji oraz oczekiwanego portfela zamówień. Nieco bardziej pesymistyczne są przewidywania dotyczące zobowiązań finansowych. Wśród firm budowlanych nastąpiło pogorszenie niekorzystnych ocen na temat warunków prowadzenia działalności gospodarczej. Podmioty wskazują m.in. na ograniczanie przyszłego portfela zamówień i produkcji (wobec pozytywnych przewidywań w tym zakresie w maju br.). Opinie na temat bieżącej i przyszłej sytuacji finansowej tych jednostek są negatywne i gorsze niż przed miesiącem. W porównaniu z majem br. nieznacznie pogłębił się ujemny wskaźnik ogólnego klimatu koniunktury w handlu detalicznym, na co wpływa m.in. pogorszenie niekorzystnych ocen bieżącej i przyszłej sprzedaży oraz oczekiwań w zakresie popytu na towary. Podobnie jak w przetwórstwie przemysłowym i budownictwie, podmioty handlowe przewidują możliwość zwiększenia skali redukcji zatrudnienia.

Przeciętne zatrudnienie w sektorze przedsiębiorstw było w maju br. większe niż w analogicznym miesiącu ub. roku o 0,3%. Stopa bezrobocia rejestrowanego obniżyła się do 12,6%, nadal jednak był to poziom wyższy niż przed rokiem (wykr. 3). Według wyników badania popytu na pracę, w I kwartale br. utworzono mniej nowych miejsc pracy niż w okresie pierwszych trzech miesięcy ub. roku, ale równocześnie zmniejszeniu uległa liczba miejsc poddanych likwidacji.

Przeciętne miesięczne wynagrodzenia nominalne brutto w sektorze przedsiębiorstw zwiększyły się w porównaniu z majem ub. roku o 3,8%. Przy osłabieniu tempa wzrostu cen konsumpcyjnych (do 3,6%), siła nabywcza płac była wyższa niż w maju ub. roku (o 0,3%), a realne emerytury i renty brutto — zarówno w systemie pracowniczym, jak i rolników indywidualnych — wzrosły w nieco większej skali niż przed miesiącem.

Na rynku rolnym w maju br. ceny większości podstawowych produktów rolnych pochodzenia zwierzęcego (z wyjątkiem cen mleka) nadal przekraczały poziom sprzed roku (wykr. 4). Spośród produktów pochodzenia roślinnego wyższe niż w analogicznym miesiącu ub. roku były jedynie ceny żyta. Przy utrzy-

mującej się od wielu miesięcy niskiej opłacalności tuczu trzody chlewnej, odnotowano wyhamowanie tendencji wzrostowej cen prosiąt na chów.

W handlu zagranicznym w okresie styczeń—kwiecień br. utrzymał się wzrost obrotów towarowych (wyrażonych w złotych) w skali roku. Był on jednak wolniejszy niż w analogicznym okresie ub. roku, na co głównie wpływało znaczne osłabienie dynamiki wymiany z krajami rozwiniętymi (w tym z krajami UE). W rezultacie wyższego wzrostu eksportu niż importu poprawiło się ujemne saldo ogółem. W I kwartale br. odnotowano zwiększenie eksportu w cenach stałych o 3,5% w skali roku, przy niewielkim obniżeniu importu — o 0,5%. Pogorszeniu uległ niekorzystny wskaźnik terms of trade (do 96,9).

Po pięciu miesiącach br. budżet państwa zamknął się deficytem w wysokości 27,0 mld zł, co stanowiło 77,2% kwoty założonej w ustawie budżetowej na 2012 r. Dochody wyniosły 113,5 mld zł, a wydatki — 140,5 mld zł (odpowiednio 38,6% oraz 42,7% planu).

Departament Analiz i Opracowań Zbiorczych, GUS

Sprostowanie do numeru 6/2012 „Wiadomości Statystycznych”

W numerze 6/2012 „WS” w artykule pt. *Dostępność i przydatność danych do analizy przeżycia przedsiębiorstw*, na str. 2, w. 14 od dołu jest: „W 2000 r. w Lizbonie Rada Europy ustanowiła cel strategiczny...”, powinno być: „W 2000 r. w Lizbonie Rada Europejska ustanowiła cel strategiczny...”; na str. 3, w. 5 od góry jest: „Rada Europy przyjęła ostatecznie 14 wskaźników...”, powinno być: „Rada Europejska przyjęła ostatecznie 14 wskaźników...”.

Autorka artykułu przeprasza Czytelników za zaistniałe błędy.

Redakcja „Wiadomości Statystycznych”

SPIS TREŚCI

STULECIE POLSKIEGO TOWARZYSTWA STATYSTYCZNEGO

Obrady Kongresu Statystyki Polskiej (oprac. <i>Elżbieta Gołata</i>)	3
--	---

STUDIA METODOLOGICZNE

<i>Jacek Bialek</i> — Propozycja indeksu cen	14
<i>Wiesława Domańska, Grzegorz Jabłonowski</i> — Europejskie Rachunki Ekonomiczne Środowiska	24

BADANIA I ANALIZY

<i>Piotr Wdowiński</i> — Wpływ wyższych wymogów kapitałowych w sekto- rze bankowym na wzrost gospodarczy	31
---	----

STATYSTYKA REGIONALNA

<i>Urszula Tomczyk</i> — Korzystanie z osiągnięć społeczeństwa informacyj- nego przez przedsiębiorstwa małe i średnie w Olsztynie	53
--	----

STATYSTYKA MIĘDZYNARODOWA

<i>Elżbieta Sojka</i> — Potencjał demograficzny krajów kandydujących do Unii Europejskiej	64
--	----

INFORMACJE. PRZEGLĄDY. RECENZJE

XXX międzynarodowa konferencja <i>Wielowymiarowa analiza statystyczna</i> (oprac. <i>Aleksandra Kupis-Fijałkowska, Anna Witaszczyk</i>)	78
Nowości wydawnicze GUS i urzędów statystycznych (maj 2012 r.) (oprac. <i>Alina Świdarska</i>)	88
Informacja o sytuacji społeczno-gospodarczej kraju — maj 2012 r. (oprac. <i>Departament Analiz i Opracowań Zbiorczych, GUS</i>)	90

CONTENTS

THE 100th ANNIVERSARY OF THE POLISH STATISTICAL ASSOCIATION

The Congress session of the Polish Statistics (by <i>Elżbieta Gołata</i>)	3
--	---

METHODOLOGICAL STUDIES

<i>Jacek Białek</i> — Proposed price index	14
<i>Wiesława Domańska, Grzegorz Jabłonowski</i> — The European Environmental Economic Accounts	24

SURVEYS AND ANALYSES

<i>Piotr Wdowiński</i> — The impact of higher capital requirements in the banking sector on economic growth	31
---	----

REGIONAL STATISTICS

<i>Urszula Tomczyk</i> — Using the information society achievements by small and medium-sized enterprises in Olsztyn	53
--	----

INTERNATIONAL STATISTICS

<i>Elżbieta Sojka</i> — Demographic potential of candidate countries to the European Union	64
--	----

INFORMATION. REVIEWS. COMMENTS

XXX International Conference Multivariate statistical analysis (by <i>Aleksandra Kupis-Fijałkowska, Anna Witaszczyk</i>)	78
New publications of the CSO and Regional Statistical Offices in May 2012 (by <i>Alina Świdorska</i>)	88
Information on the socio-economic situation of Poland in May 2012 (by <i>Aggregated Studies Department, CSO</i>)	90

TABLE DES MATIÈRES

CENTENAIRE ANNIVERSAIRE DE L'ASSOCIATION STATISTIQUE POLONAISE

Débats durant le Congrès de la Statistique de Pologne (par <i>Elżbieta Gołata</i>)	3
---	---

ÉTUDES MÉTHODOLOGIQUES

<i>Jacek Bialek</i> — Proposition relative à l'indice de prix	14
<i>Wiesława Domańska, Grzegorz Jabłonowski</i> — Comptes Économiques Européens de l'Environnement	24

ÉTUDES ET ANALYSES

<i>Piotr Wdowiński</i> — Impact des exigences plus élevées de capital pour le secteur bancaire sur la croissance économique	31
---	----

STATISTIQUES RÉGIONALES

<i>Urszula Tomczyk</i> — Profit tiré de succès de la société de l'information par les entreprises moyennes et petites à Olsztyn	53
---	----

STATISTIQUES INTERNATIONALES

<i>Elżbieta Sojka</i> — Potentiel démographique des pays candidats à l'Union Européenne	64
---	----

INFORMATIONS. REVUES. COMPTE-RENDUS

XXX-ème conférence internationale <i>Analyse statistique multidimensionnelle</i> (par <i>Aleksandra Kupis-Fijałkowska, Anna Witaszczyk</i>)	78
Nouveautés éditoriales du GUS et des offices statistiques régionaux (mai 2012) (par <i>Alina Świdarska</i>)	88
Information sur la situation socio-économique du pays — mai 2012 (par <i>Département d'Analyses et d'Élaborations Agrégées, GUS</i>)	90

СОДЕРЖАНИЕ

СТОЛЕТИЕ ПОЛЬСКОГО СТАТИСТИЧЕСКОГО ОБЩЕСТВА

Конгресс польской статистики (разраб. <i>Эльжбета Голата</i>)	3
--	---

МЕТОДОЛОГИЧЕСКИЕ ИЗУЧЕНИЯ

<i>Яцэк Бялэк</i> — Предложение индекса цен	14
<i>Веслава Доманьска, Гжегож Яблоновски</i> — Европейские экономические счета окружающей среды	24

ОБСЛЕДОВАНИЯ И АНАЛИЗЫ

<i>Пiotр Вдовиньски</i> — Влияние высших требований к капиталу в банковском секторе на экономический рост	31
---	----

РЕГИОНАЛЬНАЯ СТАТИСТИКА

<i>Уршула Томчик</i> — Использование достижений в области информационного общества малыми и средними предприятиями в г. Олыштын	53
---	----

МЕЖДУНАРОДНАЯ СТАТИСТИКА

<i>Эльжбета Сойка</i> — Демографический потенциал стран-кандидатов в Европейский союз	64
---	----

ИНФОРМАЦИИ. ОБЗОРЫ. РЕЦЕНЗИИ

XXX международная конференция <i>Многомерный статистический анализ</i> (разраб. <i>Александра Купис-Фиялковска, Анна Витацки</i>)	78
Издательские новости ЦСУ и статистических управлений (май 2012 г.) (разраб. <i>Алина Свидерска</i>)	88
Информация о социально-экономическом положении страны — май 2012 г. (разраб. <i>Отдел анализа и сводных разработок, ЦСУ</i>)	90

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 motyw 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). Konieczne jest również przesłanie dwóch egzemplarzy 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

- 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.
- Korespondencję do redaktora naczelnego należy kierować na adres t.walczak@stat.gov.pl.

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.
10. Pod wykresami i tablicami należy podać informacje dotyczące źródła opracowania.
11. Stosowane są skróty: tablica — tabl., wykres — wyk.
12. Przypisy do tekstu należy umieszczać na dole strony.
13. 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.
14. 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.
15. Konieczne jest dołączenie skróconej informacji o treści artykułu (tzw. streszczenie) do 10 wierszy w języku polskim i, jeżeli jest to możliwe, także w językach angielskim i rosyjskim.