

WIADOMOŚCI STATYSTYCZNE

CZASOPISMO GŁÓWNEGO URZĘDU STATYSTYCZNEGO
I POLSKIEGO TOWARZYSTWA STATYSTYCZNEGO

Irena MARCZUK

Program badań statystycznych statystyki publicznej na rok 2010

Zamierzenia programowe statystyki publicznej na rok 2010, a zwłaszcza badania nowe i znacznie zmodyfikowane, były przedmiotem prac Komisji Programowej GUS, z udziałem przedstawicieli głównych użytkowników statystyki. Były one także analizowane i oceniane przez Radę Statystyki. Zamierzenia badawcze poddawane były wszechstronnej ocenie.

RACHUNKI NARODOWE

Prowadzone badania w tej dziedzinie spełniają dwa komplementarne cele:

- są narzędziem integrującym badania statystyki publicznej poprzez zapewnienie spójności systemu informacji statystycznej z punktu widzenia pojęć, definicji, klasyfikacji oraz metod szacunków,
- stanowią podstawę do prowadzenia dobrych jakościowo, wiarygodnych bieżących analiz statystycznych, społeczno-gospodarczych oraz prognoz na szczeblu krajowym i regionalnym, a także do porównań międzynarodowych.

System rachunków narodowych jest wspierany przez nowoczesny system informacji statystycznych, w których liczby są spójne i logicznie powiązane. W systemie tym w coraz większym stopniu wykorzystywane są systemy administracyjnych źródeł danych.

Rachunki narodowe są nie tylko narzędziem integrującym badania statystyki publicznej, ale również określają kierunki i standardy badań statystycznych. Potrzeby rachunków narodowych wymagają zachowania spójności systemu informacji statystycznej obejmującego całą gospodarkę narodową. Dotyczy to

zarówno szerokiej gamy badań z zakresu statystyki gospodarczej, jak i statystyki społecznej.

Badania w zakresie rachunków narodowych prowadzone są w układzie klasyfikacji jednostek według sektorów i podsektorów instytucjonalnych oraz rodzajów działalności według PKD (w okresach rocznych i kwartalnych). Zestawiane są roczne i kwartalne rachunki niefinansowe i finansowe, roczne rachunki regionalne produktu krajowego brutto, roczne tablice podaży i wykorzystania.

Podstawowym wskaźnikiem makroekonomicznym charakteryzującym w sposób syntetyczny sytuację gospodarki narodowej jest produkt krajowy brutto (PKB). W rachunkach niefinansowych opracowywana jest także druga, bardzo ważna, kategoria makroekonomiczna — dochód narodowy brutto (DNB). Oba te agregaty opracowywane są również w kategorii netto (produkt krajowy netto — PKN oraz dochód narodowy netto — DNN). Kategorię netto ustala się poprzez odjęcie amortyzacji środków trwałych odpowiednio od PKB i DNB. Amortyzacja ta jest szacowana na podstawie zasobu środków trwałych w cenach bieżących (danego roku) i prawdopodobny przeciętny okres ich eksploatacji.

Integralną część rachunków narodowych stanowią rachunki finansowe. Rejestrują one transakcje finansowe dotyczące aktywów i pasywów finansowych, pomiędzy jednostkami instytucjonalnymi oraz między jednostkami instytucjonalnymi a zagranicą. Rachunki te przedstawiają w okresach rocznych rodzaje aktywów finansowych wykorzystywanych przez poszczególne sektory instytucjonalne do zaciągania zobowiązań lub pozyskiwania aktywów.

Ze względu na wagę zagadnienia, kontynuowana będzie tematyka dotycząca dochodów i spożycia indywidualnego gospodarstw domowych.

Spożycie indywidualne jest kategorią makroekonomiczną występującą po stronie rozchodów w sektorze gospodarstw domowych. Poziom spożycia indywidualnego i jego relacja do dochodów do dyspozycji brutto jest jednym z istotnych mierników określających sytuację ekonomiczno-bytową społeczeństwa jako całości.

W zakresie rachunków zestawianych według rodzajów działalności prowadzone będą badania dotyczące rachunku podaży i wykorzystania wyrobów i usług (przepływów produktowych). Badania te zawierać będą kompleksowe informacje o działalności ekonomicznej wszystkich jednostek gospodarki narodowej oraz współzależnościach zachodzących przy tworzeniu i podziale PKB. Podstawowe transakcje dotyczące produktów, takie jak: produkcja globalna, import wyrobów i usług, zużycie pośrednie, spożycie, nakłady brutto na środki trwałe, przyrost rzeczowych środków obrotowych oraz eksport przedstawione zostaną według jednorodnych grup wyrobów i usług.

Przestrzenną specyfikacją rachunków narodowych są rachunki regionalne zawierające wyniki całokształtu działalności gospodarczej według regionów, województw i podregionów. Rachunki te umożliwiają prowadzenie analiz terytorialnych rozkładów zjawisk gospodarczych i społecznych. Wyniki obliczeń regional-

nego PKB są wykorzystywane m.in. do opracowania i monitorowania Narodowej Strategii Rozwoju Regionalnego, Narodowej Strategii Spójności (Narodowych Strategicznych Ram Odniesienia) i programów wsparcia oraz strategii rozwoju województw i programów wojewódzkich. Służą one również do selekcji i wyboru regionów kwalifikujących się do wsparcia finansowego z funduszy pomocowych, a także do monitorowania rezultatów udzielonej pomocy.

Rachunki narodowe uwzględniają również rozmiary szarej gospodarki. Badanie ukrytej działalności ekonomicznej w podmiotach małych, średnich i dużych według województw ma na celu zidentyfikowanie skali szarej gospodarki.

Uzyskane dane dostarczą szerokiej informacji w zakresie podstawowych kategorii ekonomicznych opisujących działalność gospodarczą w poszczególnych branżach gospodarki.

Badanie „Międzynarodowe porównanie PKB”, po nawiązaniu do wyników światowych badań PPP (Purchasing Power Parity) koordynowanych przez OECD i Bank Światowy, stanowi podstawową informację do oceny poziomu rozwoju gospodarczego krajów, niezbędną dla prowadzenia aktywnej polityki gospodarczej oraz naukowych analiz makroekonomicznych.

Badania z zakresu środków trwałych i nakładów inwestycyjnych w gospodarce narodowej mają na celu ustalenie ich wielkości, struktury oraz dynamiki — niezbędnych do makroekonomicznych analiz rozwoju gospodarczego. Wyniki badań z tego zakresu opracowywane będą według klasyfikacji rodzajów działalności PKD, według sektorów instytucjonalnych, form własności oraz w układzie przekrojów terytorialnych.

W 2010 r. kontynuowane będą prace nad rachunkami satelitarnymi. Tworzą one grupę rachunków wspierających rachunki makroekonomiczne.

FINANSE PUBLICZNE

Statystyka finansów publicznych obejmuje badania procesów związanych z uzyskiwaniem i gromadzeniem środków publicznych oraz ich rozdysponowaniem. GUS prowadzi tu badania wtórne, których podstawę stanowią zbiory danych i inne zasoby informacji udostępnianych przez Ministra Finansów na potrzeby rachunków narodowych, notyfikacji długu publicznego, przygotowania roczników statystycznych, innych publikacji zbiorczych i monograficznych.

Stosownie do zaleceń Unii Europejskiej (UE) kontynuowane będzie badanie dotyczące notyfikacji fiskalnej deficytu i długu sektora instytucji rządowych i samorządowych. Badanie to wynika z potrzeb systematycznego naliczania i regularnego składania rocznych raportów do Eurostatu na temat planowanych i rzeczywistych deficytów oraz wysokości długu publicznego według metodologii ESA'95.

Potrzeby informacyjne o stanie finansów sektora publicznego i racjonalnym gospodarowaniu środkami publicznymi sprawiają, że priorytetowym zadaniem w tej dziedzinie statystyki jest zwiększenie częstotliwości opracowywania analiz statystyczno-ekonomicznych. Kontynuowane będzie wtórne badanie dotyczące pozyskiwania (kwartalnie i rocznie) danych o operacjach finansowych odnoszących się do państwowego długu publicznego. Obserwacji statystycznej podlegają jednostki sektora finansów publicznych mające osobowość prawną, z wyłączeniem jednostek samorządu terytorialnego, ZUS i KRUS. Wyniki badania będą wykorzystywane m.in. na potrzeby opracowywania kwartalnego długu publicznego sektora instytucji rządowych i samorządowych oraz kwartalnych rachunków finansowych.

STATYSTYKA PRZEDSIĘBIORSTW NIEFINANSOWYCH

Wyniki badań charakteryzujące działalność przedsiębiorstw niefinansowych odgrywają kluczową rolę w wieloaspektowych analizach i ocenach dotyczących stanu gospodarki. Są one źródłem danych dla rocznych i kwartalnych rachunków narodowych, rachunków regionalnych, działalności przemysłowej, budowlanej i usługowej.

W zakresie statystyki przedsiębiorstw niefinansowych obserwacją objęte są podmioty, bez względu na formę własności. Ocena rezultatów działalności przedsiębiorstw dokonywana jest na podstawie badań krótkookresowych i rocznych.

Otrzymywane w ramach statystyki krótkookresowej meldunki o bieżącej działalności gospodarczej oraz badania koniunktury gospodarczej są źródłem pierwszej informacji o sytuacji gospodarczej kraju, opracowywanej miesięcznie. Kwortalne badania wyników finansowych przedsiębiorstw dostarczają bardziej szczegółowych, opartych na zapisach księgowych, informacji o działalności przedsiębiorstw i jej efektach finansowych, w tym o działalności inwestycyjnej.

Badania aktywności gospodarczej metodą testu koniunktury są prowadzone we wszystkich krajach członkowskich UE. Badanie to ma na celu pozyskiwanie bieżących informacji o ocenach aktualnej i przewidywanej koniunktury gospodarczej, wyrażanej przez przedsiębiorstwa przemysłowe, budowlane, handlowe i usługowe.

Podstawowe badanie dotyczy rocznych wyników działalności gospodarczej przedsiębiorstw. Dostarcza ono szczegółowych danych o rozmiarach i strukturze działalności przedsiębiorstw i osiągniętych wynikach. W powiązaniu z tym badaniem prowadzona jest też obserwacja działalności podmiotów z kapitałem zagranicznym. Badanie to zapewnia informację o wielkości i strukturze oraz kraju pochodzenia kapitału zagranicznego lokowanego w polskich podmiotach gospodarczych. Uzupełnieniem tych badań jest coroczna obserwacja statystyczna warunków powstawania, stanu aktywności oraz uwarunkowań rozwoju nowych przedsiębiorstw.

Dodatkowe informacje o dokonujących się zmianach w zbiorowości przedsiębiorstw uzyskuje się poprzez obserwację prywatyzacji przedsiębiorstw państwowych i uzyskanych efektów z prywatyzacji oraz przekształceń własnościowych w gospodarce komunalnej.

W 2010 r. przeprowadzone zostanie badanie obejmujące procesy organizowania się przedsiębiorstw w grupy. Celem tego badania jest poznanie zjawiska organizowania się przedsiębiorstw w grupy z punktu widzenia ich wpływu na gospodarkę. Badanie dostarczy podstawowych informacji m.in. o strukturze grup przedsiębiorstw i wynikach ekonomicznych prowadzonej działalności.

Uzupełnieniem wspomnianych badań jest panelowe badanie przedsiębiorstw. Jego celem jest m.in. prowadzenie obserwacji warunków powstawania nowych przedsiębiorstw w Polsce, ich rozwoju i stanu aktywności w ciągu 5 pierwszych lat podjęcia działalności.

RYNEK FINANSOWY

Długofalowy rozwój polskiej gospodarki narodowej staje się — podobnie jak w innych krajach postindustrialnych — coraz bardziej zależny od związków sfery realnej i finansów. W średnim i krótkim okresie pojawiają się efekty synergiczne wzajemnego oddziaływania obu tych sfer, które wywierają znaczący wpływ na przebieg cyklu koniunkturalnego. Jest to ważna przyczyna uzasadniająca włączenie tej problematyki do programu badań statystyki publicznej. Istnieją jeszcze dwa istotne powody prowadzenia tych badań statystycznych.

Po pierwsze, rynek finansowy cechuje wysoka zmienność, generowana przez sygnały z otoczenia oraz przeobrażenia wewnętrzne. Wciąż pojawiają się nowe podmioty i nowe produkty finansowe, które powinny zostać objęte systematyczną obserwacją statystyczną. Dostęp do produktów finansowych z roku na rok staje się coraz bardziej powszechny, równocześnie użytkownicy powinni mieć możliwość uzyskiwania informacji, jakiego typu ryzyko pociągają za sobą konkretne instrumenty i transakcje finansowe. Informacje o potencjalnych zagrożeniach mają walory edukacyjne, powodują wzrost ogólnospołecznej świadomości finansowej. Generuje to rosnące zapotrzebowanie na materiały źródłowe i prace studialne o rynku finansowym.

Po drugie, rynek finansowy w Polsce cechuje dynamika wzrostu wyższa od przeciętnej w gospodarce narodowej. Gwarantuje to zapotrzebowanie ze strony sektora finansowego oraz środowisk naukowych na opracowania i publikacje z zakresu finansów, w szczególności dotyczące rynku finansowego, jego podmiotów oraz instrumentów.

Badania rynku finansowego, w zależności od źródła danych, głębi analizy i formy udostępniania wyników można podzielić na trzy grupy:

- badania wtórne o charakterze analityczno-diagnostycznym, realizowane na podstawie danych źródłowych z systemów informacyjnych NBP i Komisji Nadzoru Finansowego (KNF),
- badania pierwotne, realizowane na podstawie metodologii opracowanej w resorcie statystyki, stanowiące materiał źródłowy, udostępniany w formie obszernego raportu,
- badania wtórne o charakterze informacji sygnałnej, realizowane na podstawie danych publikowanych na portalu internetowym NBP, KNF, Giełdy Papierów Wartościowych (GPW) lub na podstawie zasobów informacji pierwotnej przekazywanej przez KNF.

Badania zaliczone do grupy pierwszej obejmują instytucje monetarne i podmioty rynku kapitałowego stanowiące instytucje zaufania publicznego, o istotnym wpływie na finanse państwa i podmiotów prywatnych. Ich działalność jest licencjonowana i monitorowana przez organa nadzoru regulacyjnego (Ministerstwa Finansów — MF), monetarnego (NBP) i ostrożnościowego (KNF). Instytucje te gromadzą dane ze sprawozdań finansowych nadzorowanych podmiotów i prowadzą badania statystyczne na własne potrzeby. Resort statystyki wykorzystuje część danych z administracyjnych systemów informacyjnych i z baz banku centralnego do badania procesów, zjawisk i czynników kształtujących sytuację bieżącą i średniookresowe trendy na rynku finansowym. W 2010 r. tego typu diagnostyczne, retrospektywne badania obejmą: sektor bankowy, spółdzielcze kasy oszczędnościowo-kredytowe oraz rynek ubezpieczeniowy. Wyniki tych badań znajdują się w publikacjach monograficznych.

Do grupy drugiej zaliczono badania kontynuowane i rozwijane, których celem jest obserwacja statystyczna działalności, majątku i źródeł jego finansowania oraz wyników finansowych podmiotów sklasyfikowanych w sekcji „K” według PKD na 2007 r. Podmioty te nie podlegają administracyjnemu nadzorowi, prowadzą działalność w niszowych segmentach rynku finansowego, lecz mają coraz większy wpływ na wiele obszarów życia gospodarczego. Działają na styku sfery realnej i sfery finansów. Badaniami GUS będą w 2010 r. objęte przedsiębiorstwa pośrednictwa kredytowego, towarzystwa funduszy inwestycyjnych, przedsiębiorstwa prowadzące działalność faktoringową i leasingową.

Do grupy trzeciej zaliczono dwie kategorie badań wtórnych, dostarczających informacji sygnałnej:

- badania prowadzone wyłącznie na potrzeby opracowań zbiorczych oraz w celu przygotowania odpowiednich rozdziałów w publikacjach monograficznych (o rynku pieniężnym i sytuacji płatniczej państwa oraz o obrotach i indeksach na regulowanym rynku papierów wartościowych),
- badania polegające na wykorzystaniu danych KNF do opracowania zwięzłej informacji o wynikach finansowych funduszy inwestycyjnych i firm inwestycyjnych oraz otwartych funduszy emerytalnych i zarządzających nimi towarzystw.

Celem badań w grupie trzeciej jest popularyzacja informacji o rynku finansowym, poprzez udostępnianie odbiorcom syntetycznej, łatwej w lekturze, informacji statystycznej.

NAUKA, TECHNIKA I SPOŁECZEŃSTWO INFORMACYJNE

Celem badań statystycznych z zakresu nauki, techniki i społeczeństwa informacyjnego jest zaspokojenie potrzeb odbiorców poprzez dostarczenie możliwie najszerszego zasobu informacji pozwalających na ocenę postępów w budowie w Polsce gospodarki opartej na wiedzy. Koncepcja tej gospodarki (knowledge based economy) wyróżnia specyficzne cechy gospodarki współczesnej, korzystającej w coraz większej skali z tworzenia, absorpcji i wykorzystania rosnącego kapitału wiedzy. Nauka i technika są w tej koncepcji czynnikami strategicznymi, decydującymi o przyszłym rozwoju i pomyślności społeczeństw.

Tematyka badań statystycznych w zakresie nauki i techniki obejmuje uwarunkowania rosnącej absorpcji wiedzy — jej powstawania i transferu. Badana jest aktywność podmiotów polegająca na generowaniu i wdrażaniu innowacji oraz na prowadzeniu badań naukowych, których efektem są patenty i licencje. W badaniach tych, w szerokim zakresie, wykorzystywane są dane pochodzące z wielu różnorodnych źródeł statystycznych i pozastatystycznych, krajowych i zagranicznych.

Badania statystyczne prowadzone zgodnie z rozporządzeniami i decyzjami Komisji Europejskiej oraz przyjętą międzynarodową metodologią mają dostarczyć niezbędnych danych statystycznych, wykorzystywanych m.in. do formułowania zasad polityki naukowo-technicznej państwa.

Zasadniczymi tematami, obszarami badawczymi, będą statystyka nakładów na badania i rozwój oraz badanie innowacji w przemyśle i w sektorze usług. Mając na uwadze realizację celów odnowionej strategii lizbońskiej oraz odpowiednie rozporządzenia Komisji Europejskiej, polska statystyka publiczna realizuje badanie wskaźników społeczeństwa informacyjnego. Obejmuje ono badania wykorzystania technologii informacyjno-telekomunikacyjnych (ICT — Information and Communication Technologies) w przedsiębiorstwach i gospodarstwach domowych. Badania te mają na celu uzyskanie wskaźników pozwalających na ocenę poszczególnych etapów rozwoju społeczeństwa informacyjnego i analizę zachodzących procesów gospodarczych i społecznych oraz dokonywanie porównań pomiędzy krajami UE.

Dane uzyskane z badań służą m.in. do monitorowania Narodowej Strategii Rozwoju Regionalnego, Narodowej Strategii Spójności, Programu Operacyjnego Innowacyjna Gospodarka oraz regionalnych strategii innowacyjnych.

Wyniki badania innowacyjności są jednym z głównych składników opracowywanego przez Komisję Europejską zbioru wskaźników, służących do prowa-

dzenia polityki gospodarczej i naukowo-technicznej (European Innovation Scoreboard — EIS).

Kontynuowane też będą badania produkcji, zatrudnienia i handlu zagranicznego w zakresie wysokiej techniki, badanie usług opartych na wiedzy oraz zasobów ludzkich dla nauki i techniki.

DZIAŁALNOŚĆ ROLNICZA I LEŚNA

Podstawowym założeniem przy opracowywaniu tematyki badań na 2010 r. była realizacja całokształtu badań, wynikających z zapotrzebowania krajowych i zagranicznych użytkowników informacji. Realizując je uwzględniono zarówno tematy kontynuowane, jak i tematy o rozszerzonym zakresie.

Największym przedsięwzięciem będzie przeprowadzenie Powszechnego Spisu Rolnego. Termin przeprowadzenia spisu oraz jego zakres podmiotowy i przedmiotowy są zgodne z rekomendacjami FAO oraz wymogami Eurostatu, a także ustawą z 17 lipca 2009 r. o powszechnym spisie rolnym w 2010 r. (Dz. U. Nr 126, poz. 1040).

Kontynuowane również będą prace zmierzające do szczegółowego opracowywania syntetycznych mierników produkcji rolnictwa, bilansów materiałowych podstawowych produktów rolniczych oraz wybranych elementów gospodarki żywnościowej. Z uwagi na duży stopień złożoności i wymóg wiedzy specjalistycznej, będą one prowadzone we współpracy z ekspertami organów rządowych, instytutów naukowych i innych organizacji działających w rolnictwie i gospodarce żywnościowej. Kontynuowane będą badania skupu i cen produktów rolnych oraz zaopatrzenia w środki produkcji.

Prowadzone będą nadal prace związane z przygotowaniem systemu rolniczych rachunków ekonomicznych, w pełni zgodnego z unijnym. Badanie będzie prowadzone przez GUS, we współpracy z Instytutem Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej.

Kontynuowane będą prace metodologiczne nad przygotowaniem i wdrożeniem badania koniunktury produkcyjnej w gospodarstwach rolnych oraz prace w zakresie tworzenia dziedzinowej bazy danych, w której zostaną zgromadzone dane w ramach statystyki publicznej oraz ze źródeł administracyjnych.

W badaniach dodatkowymi źródłami informacji będą krajowe systemy ewidencyjne: gospodarstw rolnych, producentów, wniosków o przyznanie płatności, identyfikacji i rejestracji zwierząt, a także systemy związków branżowych producentów i hodowców zwierząt. Wykorzystywane będą również, jako uzupełniające, informacje z teledetekcji satelitarnej i nowoczesnych technik komputerowych, stosowane przez Instytut Geodezji i Kartografii.

W 2010 r. badania dotyczące leśnictwa będą kontynuowane w nawiązaniu do priorytetowych celów i zadań gospodarki leśnej określonych w krajowym pra-

wodawstwie leśnym oraz w przygotowanym przez Komisję Wspólnot Europejskich w 2006 r. „Planie działań dotyczącym gospodarki leśnej UE na lata 2007—2011”. Nadal będą prowadzone prace mające na celu doskonalenie statystyki leśnictwa w dostosowaniu do międzynarodowych standardów, co wymagać będzie ścisłej współpracy statystyków z ekspertami i naukowcami z dziedziny leśnictwa i ekologii.

Mając na uwadze światowe tendencje w podejściu do funkcji lasów i leśnictwa, ukierunkowane na wspieranie i wzmacnianie zrównoważonego rozwoju i wykorzystania zasobów leśnych, w badaniach w szerokim zakresie będzie uwzględniona problematyka stanu, zagrożenia i ochrony środowiska leśnego. Szczególna uwaga będzie poświęcona problematyce lasów prywatnych i stałemu wzrostowi znaczenia roli tych lasów, m.in. w aspekcie realizacji Krajowego Programu Zwiększania Lesistości Kraju i działań zalesieniowych prowadzonych w ramach Programu Rozwoju Obszarów Wiejskich na lata 2007—2013.

Dążąc do kompleksowego ujęcia i prezentacji problematyki leśnictwa w coraz większym stopniu w badaniach będą wykorzystywane systemy informacyjne administracji publicznej.

Ważne zasilenie stanowić będzie wielkoobszarowa inwentaryzacja stanu lasów prowadzona zgodnie z metodyką, zharmonizowaną z obowiązującym prawem unijnym. Zweryfikowana metodyka znacznie zwiększająca zakres poznawczy oraz jakość, wiarygodność i kompletność informacji, pozwoli na uzyskanie w cyklu 5-letnim pełnej, kompleksowej wiedzy o stanie lasów wszystkich form własności.

DZIAŁALNOŚĆ PRZEMYSŁOWA

Badania produkcji przemysłowej prowadzone metodą przedsiębiorstw dotyczą poziomu, dynamiki i struktury produkcji sprzedanej w jednostkach prowadzących działalność gospodarczą zaliczaną według PKD do sekcji B „Górnictwo i wydobywanie”, sekcji C „Przetwórstwo przemysłowe”, sekcji D „Wytwarzanie i zaopatrywanie w energię elektryczną, gaz, parę wodną, gorącą wodę i powietrze do układów klimatyzacyjnych” i sekcji E „Dostawa wody, gospodarowanie ściekami i odpadami oraz działalność związana z rekultywacją”. Badania te pozwalają na bieżącą ocenę zmian produkcji w podziale na sekcje i działy działalności przemysłowej, również w przekrojach wojewódzkich.

Miesięczny wskaźnik wzrostu lub spadku produkcji sprzedanej przemysłu, obliczany metodą przedsiębiorstw na podstawie danych w wyrażeniu wartościowym, jest jednym z podstawowych mierników kondycji gospodarki. Wartość produkcji sprzedanej wykorzystywana jest również jako wagi w badaniach miesięcznych indeksów zmian cen producentów. Natomiast dane kwartalne i roczne dotyczące produkcji sprzedanej stanowią podstawę do ustalenia wielko-

ści produkcji globalnej, a w końcowym efekcie — wartości dodanej brutto przemysłu w systemie rachunków narodowych.

Wymogi UE dotyczące statystyki krótkookresowej zobowiązują do prowadzenia badań produkcji sprzedanej dodatkowo w podziale na 5 głównych grup przemysłu, tzn. na dobra: zaopatrzeniowe, inwestycyjne, konsumpcyjne trwałe, konsumpcyjne nietrwałe oraz dobra związane z energią.

Kontynuowane będzie badanie obrotu w przemyśle w podziale na krajowy i niekrajowy, z wyodrębnieniem strefy euro oraz nowych zamówień, w tym do krajów strefy euro w zakresie przetwórstwa przemysłowego. Wskaźnik nowych zamówień jest jednym z elementów tzw. wskaźnika wyprzedzającego, pozwalającego ocenić przyszłą koniunkturę gospodarki.

Kontynuowane będzie badanie produkcji przemysłowej metodą rodzaju działalności. Jego wyniki pozwolą na ustalenie poziomu produkcji w poszczególnych rodzajach działalności przemysłowej.

Informacji na temat ilości produkcji wytworzonej i sprzedanej (badania miesięczne i roczne) oraz wartości produkcji sprzedanej (badania roczne) niektórych wyrobów przemysłowych, reprezentujących wszystkie rodzaje działalności przemysłowej dostarczą badania prowadzone metodą wyrobów. Badania produktowe dostarczają informacji o strukturze produkcji przemysłowej, obrazują tendencje rozwojowe i są jednym z głównych elementów wielu badań wtórnych, jak bilanse produktów, podaż wyrobów na rynku krajowym i służą do obliczania rocznych indeksów fizycznych rozmiarów produkcji przemysłowej. Wykorzystywane są również w badaniach cen producentów wyrobów i usług w przemyśle.

We współpracy z Ministerstwem Rolnictwa i Rozwoju Wsi kontynuowane będzie badanie obejmujące skup i produkcję mleka oraz przetworów mlecznych.

DZIAŁALNOŚĆ BUDOWLANA

Statystyka działalności budowlanej obejmuje produkcję budowlano-montażową podmiotów gospodarczych sektora publicznego i prywatnego realizowaną w kraju i za granicą przez przedsiębiorstwa budowlane i niebudowlane, koszty produkcji budowlano-montażowej wykonanej w kraju, wydane pozwolenia na budowę obiektów budowlanych oraz efekty rzeczowe działalności budowlanej, ze szczególnym uwzględnieniem budownictwa mieszkalnego. Badania prowadzone w tej dziedzinie są podstawą opracowywania wskaźników wykorzystywanych zarówno do bieżącej, jak i długookresowej charakterystyki sytuacji społeczno-gospodarczej kraju i kształtowania polityki regionalnej, służą jako barometr sytuacji na rynku budowlanym, w tym szczególnie w zakresie budownictwa mieszkaniowego. Ponadto uzyskiwane co kwartał dane stanowią podstawę do ustalania ceny 1 m² powierzchni użytkowej budynków

mieszkalnych oddawanych do użytkowania i ogłaszania tego wskaźnika przez prezesa GUS.

RYNEK MATERIAŁOWY I PALIOWO-ENERGETYCZNY

Ujednolicenie wspólnego rynku towarów i usług w Unii implikuje potrzebę rozszerzenia zakresu prowadzonych badań o wskaźniki i ujęcia dotychczas nie stosowane w statystyce krajowej. Potrzeby informacyjne są podstawą do rozwijania badań dotyczących: zaopatrzenia w paliwa i energię w ujęciach krajowych, regionalnych i międzynarodowych, zużycia energii i materiałów przez wszystkie kategorie konsumentów, cen paliw i energii, a także wykorzystania odnawialnych źródeł energii.

Badanie zużycia paliw i energii w gospodarstwach domowych wprowadzono w celu monitorowania realizacji postanowień dyrektywy 2006/32/WE Parlamentu Europejskiego i Rady z 5 kwietnia 2006 r. w sprawie efektywności końcowego wykorzystania energii i usług energetycznych.

Wykonanie badania pozwoli na uzyskanie szczegółowych informacji o zużyciu paliw i energii w gospodarstwach domowych (z uwzględnieniem energii pozyskiwanej ze źródeł odnawialnych) oraz na poprawę jakości i dokładności krajowych bilansów energii, jak również na rzetelną ocenę potencjału poprawy efektywności energetycznej sektora gospodarstw domowych.

Informacje uzyskiwane cyklicznie co 5 lat, dotyczące struktury zużycia materiałów, energii i usług obcych oraz zapasów materiałów, niezbędne są do uaktualnienia struktur zużycia pośredniego oraz zapasów materiałów w opracowaniu tablic podaży i wykorzystania wyrobów i usług, bilansu przepływów międzygałęziowych oraz rachunków narodowych w cenach stałych.

STAN I OCHRONA ŚRODOWISKA

Tematyka badań statystycznych jest stopniowo rozszerzana. W tej dziedzinie kluczowe znaczenie ma kompleksowe wykorzystanie i integracja różnorodnych źródeł informacji ekologicznej. W coraz większym stopniu informacje na temat stanu i ochrony środowiska otrzymywane są z administracyjnych systemów informacyjnych, podsystemów Państwowego Monitoringu Środowiska, a także ekspertyz, inwentaryzacji, raportów, szacunków autorskich i innych prac dotyczących szeroko rozumianej ekologii. Tematyka badań z tego zakresu uwzględnia potrzeby związane z krajowymi programami ochrony środowiska i polityki ekologicznej, a także z programami rozwoju i współpracy w dziedzinie statystyki ochrony środowiska sformułowanymi przez organizacje międzynarodowe.

W 2010 r. przewiduje się dalsze rozszerzanie informacji ekologicznej, w miarę uruchamiania przez Inspekcję Ochrony Środowiska kolejnych podsystemów Państwowego Monitoringu Środowiska oraz dalszego ich dostosowywania do standardów UE i wymogów Europejskiej Agencji Środowiska.

Przeprowadzone zostanie nowe badanie „Rachunek przepływów materiałowych (MFA)”, którego wyniki pozwolą na opracowanie modelu bilansu materiałowego dla Polski, obejmującego bezpośrednie nakłady materiałowe, takie jak wykorzystanie krajowe paliw kopalnych, minerałów i biomasy oraz import, a także bezpośrednie wyniki materiałowe, jak krajowy wynik przetworzenia emitowany do środowiska naturalnego w produkcji i konsumpcji, obejmujący emisję, odpady i produkty rozproszone oraz eksport.

DZIAŁALNOŚĆ TRANSPORTOWA, ŁĄCZNOŚĆ

Zakres badań statystycznych z transportu na 2010 r. stanowi kontynuację badań z poprzedniego roku. Badanie transportu kolejowego zostało poszerzone o tematykę dotyczącą przewozów ładunków i pasażerów według regionów oraz ruchu pociągów według segmentów sieci.

Poszerzono również tematykę transportu morskiego odnośnie wdrożenia klasyfikacji grup towarowych (NST 2007) oraz liczby pasażerów statków wycieczkowych zawijających do portów polskich. Ponadto poszerzony został zakres badania dotyczącego wartości usług w transporcie i łączności o usługi, w dostosowaniu do klasyfikacji PKWiU 2008.

STATYSTYKA CEN

Zakres tematyki statystyki cen określają potrzeby użytkowników danych, obowiązki nałożone na prezesa GUS obligujące do ogłaszania podstawowych wielkości i wskaźników, a także konieczność stosowania standardów międzynarodowych, doskonalenia metodologii badań i podnoszenia jakości danych. Użytkiwane w ramach tych badań wielkości i wskaźniki mają wielokierunkowe zastosowanie.

Wyniki badań cen, ich poziomów i dynamiki pozwalają na obserwację procesów cenowych w gospodarce, a także ocenę i obliczanie skali zmian cen konsumpcyjnych oraz określanie tendencji inflacyjnych w kraju. Ze szczególnym zainteresowaniem oczekiwane są wskaźniki cen towarów i usług konsumpcyjnych, wykorzystywane m.in. do obliczania przeciętnego miesięcznego wynagrodzenia realnego brutto. Stosownie do wymogów Eurostatu, metodologia badania cen detalicznych jest dostosowana do standardów europejskich. Umożliwia to obliczanie zharmonizowanych wskaźników cen konsumpcyjnych, niezbędnych do porównań międzynarodowych.

Kontynuowane będzie badanie wskaźników inflacji bazowej (wskaźniki miesięczne), głównie dla potrzeb polityki pieniężnej, oparte na bazie danych GUS

dotyczących cen towarów i usług konsumpcyjnych. Prowadzone będzie, wspólnie przez NBP i GUS, badanie dotyczące konwergencji cen w Polsce po akcesji do UE, które pozwoli na uzyskanie informacji wykorzystywanych w pracach analitycznych NBP do oceny procesów inflacyjnych, niezbędnych dla realizacji polityki pieniężnej po przystąpieniu Polski do UE.

Nadal realizowane będzie badanie dotyczące cen producentów usług związanych z prowadzeniem działalności gospodarczej m.in. w zakresie: informatyki, architektury i inżynierii, badań i analiz technicznych, reklamy, rekrutacji pracowników, działalności ochroniarskiej. Informacje o zmianach cen producentów usług pozwolą na obserwację ruchu cen, które odzwierciedlają relację między popytem a podażą na rynkach usług. Obliczane wskaźniki cen są wykorzystywane do analiz makroekonomicznych, monitorowania nacisków inflacyjnych, a także do ocen rynku usług.

RYNEK PRACY

Badania aktywności ekonomicznej ludności i popytu na siłę roboczą są wyzwaniem badawczym dla statystyki, która dostarcza informacji pozwalających na wieloaspektowe analizy i oceny sytuacji na rynku pracy. Szczególnie istotne jest rozpoznanie sytuacji na poziomie lokalnych rynków pracy, które charakteryzują się często bardzo odmiennymi właściwościami. Charakterystykę lokalnych rynków umożliwia badanie bezrobotnych i poszukujących pracy zarejestrowanych w urzędach pracy. Poznanie skali i struktury popytu na pracę, jego zbilansowanie oraz oferty i charakterystyka wolnych miejsc pracy, pozwalają na realne rozpoznanie rynku pracy i zapotrzebowania na siłę roboczą.

W ramach problematyki aktywności ekonomicznej ludności zaplanowano nowe badanie — praca a obowiązki rodzinne. Temat ten, ujęty przez Eurostat w „Wieloletnim programie modułów ad hoc na lata 2010—2012”, będzie stanowił źródło informacji na temat istniejących możliwości i sposobu łączenia pracy zawodowej z obowiązkami rodzinnymi.

Badanie pracy nierejestrowanej będzie źródłem informacji o szarej strefie gospodarki przede wszystkim w zakresie występowania zjawiska, społeczno-demograficznej charakterystyki zbiorowości osób wykonujących pracę nierejestrowaną, oceny dochodów uzyskanych z tej pracy, częstotliwości i rodzaju prac wykonywanych w formie nierejestrowanej oraz liczby i charakterystyki gospodarstw domowych korzystających z usług osób wykonujących pracę nierejestrowaną.

Wyniki badania osób powyżej 50 roku życia na rynku pracy dostarczą informacji m.in. o aktywności zawodowej tych osób, cechach demograficzno-społecznych, stażu pracy, wynagrodzeniach czy długości okresu poszukiwania pracy. Uzyskane dane mogą być przydatne dla określenia sposobu aktywizacji zawodowej osób w starszym wieku, niezbędnej ze względu na coraz bardziej niekorzystną sytuację demograficzną Polski.

WYNAGRODZENIA, KOSZTY PRACY I ŚWIADCZENIA SPOŁECZNE

Wynagrodzenia, koszty pracy i świadczenia społeczne stanowią integralną część szeroko rozumianej dziedziny statystyki pracy. Z punktu widzenia rynku pracy wynagrodzenia postrzegane są jako źródło dochodów z pracy, które znacząco wpływa na kształtowanie się podaży siły roboczej, a także jako istotny element kosztów pracy mający duży wpływ na tworzenie nowych miejsc pracy. Poziom i dynamika wynagrodzeń są podstawowymi czynnikami równoważącymi rynek pracy i wpływają na kształtowanie się warunków życia ludności.

Zbieranie danych o wynagrodzeniach i zatrudnieniu pozwala na obliczanie przeciętnych wynagrodzeń w sektorze przedsiębiorstw i w pozostałych jednostkach gospodarki, aż do zróżnicowania relacji wynagrodzeń między stanowiskami i zawodami. Informacje o wynagrodzeniach wykorzystywane są w wielu regulacjach prawnych, które uzależniają wielkości określonych świadczeń społecznych czy też rozwiązań podatkowych od poziomu przeciętnych wynagrodzeń.

Podstawowe mierniki kosztów pracy i indeksu kosztów zatrudnienia pozwalają na bieżące oceny zachodzących zmian w poziomie i dynamice kosztów zatrudnienia według sektorów własności w wybranych rodzajach działalności, co ma istotne znaczenie przy planowaniu i podejmowaniu decyzji inwestycyjnych.

Badanie świadczeń z ubezpieczeń społecznych i pozaubezpieczeniowych, oparte głównie na danych z administracyjnych systemów informacyjnych ZUS, KRUS oraz Ministerstwa Pracy i Polityki Społecznej, pozwala na określanie wielkości kwot wydatkowanych w ramach różnego rodzaju świadczeń, liczby świadczeniobiorców, przeciętnego miesięcznego poziomu, dynamiki zmian, relacji do przeciętnych wynagrodzeń, rozkładu świadczeń według ich wysokości, a także zmian zachodzących w poziomie świadczeń zarówno w wymiarze nominalnym, jak i realnym.

Przeprowadzane cyklicznie co 2 lata badanie struktury wynagrodzeń pozwoli określić strukturę i poziom miesięcznych i godzinowych wynagrodzeń brutto według cech osób fizycznych, np. płeć, wiek, poziom wykształcenia, wykonywany zawód oraz cech charakteryzujących zakład pracy tych osób.

LUDNOŚĆ, PROCESY DEMOGRAFICZNE

Badania dotyczące ludności i procesów demograficznych stanowią będą kontynuację dotychczasowych prac badawczych, z jednoczesnym ukierunkowaniem działań na te tematy badań i analiz, które wymagają modyfikacji z uwagi na zachodzące zmiany.

Podstawowe badania dotyczą bieżącej obserwacji zjawisk określanych mianem ruchu naturalnego ludności (urodzenia, dzietność, zgony, małżeństwa, rozwody i separacje orzekane prawnie). Są to badania prowadzone w pełnym zakresie i stanowią podstawę do opracowywania bilansów ludności dla wszystkich przekrojów podziału administracyjnego kraju, a także szacunków ludności, rodzin i gospo-

darstw domowych. Informacje z tych badań niezbędne są do oceny sytuacji demograficznej i zachodzących zmian w procesach demograficznych. Dane o zgonach służą do opracowania tablic trwania życia (wykorzystywane m.in. w systemie ubezpieczeń społecznych), zaś o urodzeniach — do badania dzietności kobiet.

Prowadzenie bilansów ludności w latach pospisowych oraz obserwacja i analiza zmian kształtujących procesy ludnościowe w przeszłości stwarzają podstawy do opracowywania prognoz demograficznych zarówno krótko-, jak i długookresowych. W 2010 r. kontynuowane będą prace dotyczące prognozy ludności do 2035 r. w przekroju regionów, województw, podregionów i powiatów według założeń w zakresie dzietności, umieralności i migracji. Ponadto będą podejmowane prace nad prognozą ludności i gospodarstw domowych w przekroju regionów i województw do 2050 r.

Kontynuowane będą badania migracji wewnętrznych i zagranicznych ludności. Zbiory danych o migracjach wewnętrznych stanowią źródło informacji o przemieszczeniach ludności w kraju i kierunkach migracji, ze szczególnym uwzględnieniem przepływów ludności ze wsi do miast. Wyniki badania migracji zagranicznych, w tym wyjazdów za granicę na pobyt stały, pozwalają na aktualizację bazy danych niezbędnych do prowadzenia bilansów stanu i struktury ludności według podstawowego podziału administracyjnego kraju.

Ze względu na członkostwo w UE, Polska jest zobligowana do przekazywania informacji o migracjach zagranicznych:

- w ujęciu strumieni migracyjnych do każdego kraju członkowskiego oraz do krajów trzecich,
- o obywatelstwie i kraju urodzenia rezydentów,
- o aspektach postępowań w procedurach administracyjnych i sądowych dotyczących uzyskiwania w krajach UE statusu imigranta, obywatelstwa, azylu (uchodźstwa) oraz innych form ochrony międzynarodowej i zapobiegania nielegalnej imigracji.

W ramach bieżącej statystyki kontynuowane będą prace metodologiczne w zakresie pozyskiwania dobrych jakościowo danych, pochodzących z:

- rejestru PESEL,
- rejestrów lub baz danych dotyczących przede wszystkim cudzoziemców,
- zagranicznych baz danych, w zakresie strumieni migracyjnych i zasobów migracyjnych.

Prace związane z charakterystyką społeczno-demograficzną i ekonomiczną ludności, gospodarstw domowych i rodzin oraz prowadzone analizy będą miały na celu aktualizację danych dotyczących struktury gospodarstw domowych i rodzin według cech demograficzno-społecznych i ekonomicznych.

WARUNKI BYTU LUDNOŚCI, POMOC SPOŁECZNA

Podstawowym źródłem informacji o warunkach życia ludności jest reprezentacyjne badanie budżetów gospodarstw domowych, dostarczające danych o po-

ziomie i strukturze dochodu rozporządzalnego, wydatkach i spożyciu ilościowym żywności oraz warunkach mieszkaniowych i wyposażeniu gospodarstw domowych w przedmioty trwałego użytkowania. Obserwacją statystyczną objęte są indywidualne gospodarstwa domowe (z wyjątkiem zamieszkujących obiekty zbiorowego zakwaterowania oraz gospodarstw cudzoziemców) reprezentujące poszczególne społeczno-ekonomiczne grupy ludności (gospodarstwa domowe pracowników, pracowników użytkujących gospodarstwo rolne, rolników, pracujących na własny rachunek, emerytów, rencistów oraz utrzymujących się z niezarobkowych źródeł innych niż emerytura i renta).

Wyniki badania służą jako wagi do obliczania indeksów cen towarów i usług konsumpcyjnych, do ustalania poziomu minimalnego wynagrodzenia, opracowywania modeli symulacyjnych w zakresie obciążeń podatkowych gospodarstw domowych i świadczeń społecznych.

Nadal będzie prowadzone europejskie badanie warunków życia ludności (EU-SILC). Badanie to realizowane jest metodą panelu rotacyjnego w cyklu czteroletnim. Wyniki badania dostarczą informacji porównywalnych na poziomie europejskim, dotyczących w szczególności warunków życia ludności na podstawie poziomu i źródła dochodu, aktywności ekonomicznej, deprywacji, sytuacji mieszkaniowej czy subiektywnej oceny stanu zdrowia. Wskaźniki spójności społecznej skonstruowane po tym badaniu mają umożliwić monitorowanie postępu w osiąganiu uzgodnionych przez kraje Unii wspólnych celów dotyczących zwalczania ubóstwa i wykluczenia społecznego.

Kontynuacja reprezentacyjnego badania kondycji gospodarstw domowych (postaw konsumentów) pozwoli na uzyskanie informacji (wskaźników) obrazujących postawy (zachowania) konsumentów i ich zmiany, na podstawie subiektywnych ocen i opinii. Prowadzone, wspólnie z NBP, badanie dotyczące oddziaływania procesów inflacyjnych na kształtowanie się popytu konsumpcyjnego, skłonności do oszczędzania i zadłużania się gospodarstw domowych znacznie wzbogaci tematykę związaną z warunkami życia ludności.

Ponadto monitorowane będą podstawowe aspekty życia ludności i zachodzące zmiany, a wyniki pozwolą na analizę nierówności i różnicowań społecznych. Umożliwiają one analizę czynników warunkujących jakość życia oraz obserwację zachodzących zmian. Wyniki te stanowią również podstawowe źródło danych z zakresu warunków życia, w tym ubóstwa. Dane te pozwalają na prowadzenie ocen dotyczących m.in. wpływu zachodzących w kraju procesów społeczno-ekonomicznych na poziom życia społeczeństwa, jak również analiz z zakresu różnicowania społecznego i ekonomicznego ludności, a także na porównywanie warunków życia ludności na obszarze UE.

STATYSTYKA EDUKACJI

W dziedzinie statystyki edukacji badaniami objęte są wszystkie formy kształcenia dzieci i młodzieży oraz działalność opiekuńczo-wychowawcza, a także,

w pełnym zakresie, kształcenie w systemie szkolnictwa wyższego. Statystyka edukacji oparta jest na danych zawartych w Systemie Informacji Oświatowej (SIO), prowadzonym przez Ministerstwo Edukacji Narodowej, obejmującym szkoły podstawowe, gimnazja, szkoły ponadgimnazjalne i placówki opiekuńczo-wychowawcze oraz sprawozdawczość GUS w zakresie szkół wyższych. Użyte z badania dane umożliwiają obliczanie m.in. wskaźników, które służą monitorowaniu realizacji programów operacyjnych ujętych w Narodowych Strategicznych Ramach Odniesienia na lata 2007—2013. Zgromadzone informacje przekazywane są również organizacjom międzynarodowym.

W 2010 r. przeprowadzone zostanie, metodą reprezentacyjną, ogólnopolskie badanie ustawicznego szkolenia zawodowego w przedsiębiorstwach, zgodnie z metodologią zalecaną przez Eurostat. Celem badania będzie uzyskanie informacji dotyczących skali i zakresu tematycznego szkoleń, czasu i kosztów ponoszonych przez przedsiębiorstwa na podnoszenie kwalifikacji swoich pracowników oraz wstępnego kształcenia zawodowego. Badanie dostarczy istotnych informacji o rozmiarze szkoleń, formach, uczestnikach, czasie trwania, dziedzinach i realizatorach szkoleń. Jest to temat wiążący się z tzw. strategią lizbońską w kontekście koncepcji „uczenia się przez całe życie”.

Zmiany, jakie zachodzą w edukacji, wymagają prowadzenia stałych prac w zakresie dostosowywania badań statystycznych do aktualnych potrzeb odbiorców. Wynika to również ze stałej potrzeby dostosowywania naszej statystyki do zmieniających się standardów międzynarodowych.

ZDROWIE I OCHRONA ZDROWIA

Badaniem objęte są placówki o różnych formach organizacyjnych i na różnych poziomach opieki, bez względu na formę własności, jak i źródła finansowania usług zdrowotnych. Uzyskanie szerokiego zakresu informacji na temat zdrowia i ochrony zdrowia zmierza do utworzenia systemu monitorowania opieki zdrowotnej. Prowadzenie takiego monitoringu umożliwia prezentację wskaźników służących do oceny ochrony zdrowia ludności, prowadzenia analiz ekonomicznych z zakresu funkcjonowania placówek świadczących usługi z zakresu ochrony zdrowia, a także do porównań międzynarodowych.

Badania statystyczne stanu zdrowia ludności dotyczą głównie kondycji zdrowotnej, w tym zachorowalności. Zakres badań prowadzonych przez Ministerstwo Zdrowia, jak i nowo powstałych rejestrów uwzględnia zachorowania na choroby społeczne i inne, istotne dla oceny sytuacji zdrowotnej ludności.

Najpełniejszego zestawu danych charakteryzujących stan zdrowia Polaków dostarczy reprezentacyjne Europejskie Ankietowe Badanie Zdrowia (EHIS). Zakres tematyczny badania uwzględniac będzie aspekty zdrowia, pozwalające na ocenę stanu zdrowotnego zarówno fizycznego, jak i psychicznego (częstość występowania długotrwałych problemów zdrowotnych, poziom sprawności oraz

ograniczeń w wykonywaniu podstawowych czynności życiowych oraz samopoczucie emocjonalne), a ponadto częstość korzystania z różnych form opieki zdrowotnej, zarówno o charakterze leczniczym jak i zachowawczym oraz niektóre aspekty zachowań anty- i prozdrowotnych oraz warunki środowiskowe. Badanie to jest ściśle dostosowane do wymogów prawa europejskiego w zakresie badań ankietowych zdrowia, zostanie nim objęta również populacja dzieci poniżej 15 lat. Wyniki badania posłużą jako główne źródło informacji o kondycji zdrowotnej mieszkańców Unii i jej zróżnicowaniu, jak również umożliwią ocenę wdrażania krajowych i wspólnotowych programów zdrowotnych.

Dodatkowych informacji o stanie zdrowia ludności Polski w zakresie podstawowych wskaźników dostarcza specjalny moduł zdrowia, włączony na stałe do badania dochodów i warunków życia ludności (EU-SILC).

Dopełnieniem informacji na temat zdrowia będą wyniki badania modułowego „ochrona zdrowia w gospodarstwach domowych”, które przeprowadzane jest cyklicznie co 3–4 lata. Wyniki badania pozwolą ocenić stan zdrowia i niepełnosprawności członków gospodarstw domowych, zakres i strukturę korzystania z usług medycznych i ubezpieczeń zdrowotnych.

Narodowy Rachunek Zdrowia dostarcza informacji o wydatkach poniesionych na ochronę zdrowia ze wszystkich źródeł finansowania, w powiązaniu z dostawami usług zdrowotnych i realizowanymi funkcjami. Sporządzany jest on według wspólnej metodologii Eurostatu, OECD i WHO.

W celu uzyskania kompleksowej informacji o działaniu systemu opieki zdrowotnej, w szerszym zakresie pozyskiwane będą informacje ze źródeł administracyjnych, np. z zakresu funkcjonowania systemu ratownictwa medycznego, a także innych systemów administracyjnych działających w ramach opieki zdrowotnej.

TURYSTYKA I SPORT

Rozwój turystyki, szczególnie zagranicznej sprawił, że ta dziedzina staje się coraz ważniejszym rodzajem działalności w gospodarce kraju. Jej rozwój znacznie wpływa na rozwój innych dziedzin gospodarki. Wzrasta również jej udział w tworzeniu PKB i w bilansie płatniczym kraju. Badania prowadzone przez GUS dostarczają informacji na temat charakterystyki i wykorzystania turystycznej bazy zbiorowego i indywidualnego zakwaterowania, a także domów studenckich i hoteli robotniczych wykorzystywanych przez turystów.

Badanie ruchu granicznego pozwoli uzyskać informacje o wielkości i strukturze ruchu granicznego osób i środków transportu na zewnętrznych granicach UE. Na tej podstawie sporządzane będą szacunki ruchu osobowego na wewnętrznych granicach UE i Polski.

Badania dotyczące aktywności turystycznej Polaków oraz turystyki zagranicznej prowadzone będą przez Ministerstwo Sportu i Turystyki.

DZIAŁALNOŚĆ HANDLOWA, HOTELARSKA, GASTRONOMICZNA I INNE WYBRANE RODZAJE DZIAŁALNOŚCI USŁUGOWEJ

Tematyka badań z zakresu działalności handlowej pozwala na przygotowanie ilościowo-jakościowych wskaźników i analiz statystycznych obrazujących sytuację związaną z obrotem towarowym oraz jej tendencje rozwojowe, w celu kreowania polityki handlowej, ze szczególnym uwzględnieniem:

- tworzenia warunków rozwoju handlu i zwiększenia jego stymulującego wpływu na całą gospodarkę,
- budowania nowych więzi dystrybucyjnych między jednostkami produkcyjnymi i handlowymi oraz tworzenia impulsów propadających ze strony otoczenia handlowego sfery wytwórczo-usługowej,
- wspierania nowoczesnej infrastruktury rynkowej,
- śledzenia sytuacji rynkowej, sygnalizowania rysujących się zagrożeń i inicjowania działań zmierzających do ich usunięcia,
- stabilizowania równowagi podaży-popytu w skali całego rynku i jego wybranych segmentów.

Ponadto pozyskiwane będą informacje charakteryzujące ekonomiczne aspekty funkcjonowania przedsiębiorstw prowadzących działalność w zakresie obsługi nieruchomości, wynajmu i usług związanych z prowadzeniem działalności gospodarczej, komunalnej oraz pozostałych usług, w tym w szczególności generowania dochodu narodowego czy tworzenia nowych miejsc pracy.

Wprowadzenie nowego tematu „popyt na usługi” pozwoli uzyskać informacje o zapotrzebowaniu przedsiębiorstw na niektóre rodzaje usług, kierunkach poszukiwania usług (kraj/zagranica), barierach umożliwiających ich nabywanie oraz planach przedsiębiorstw w tym zakresie.

STATYSTYKA REGIONALNA

Projektując badania statystyczne statystyki publicznej na rok 2010, jako zadanie priorytetowe w zakresie statystyki regionalnej przyjęto kontynuację rozpoznania potrzeb i udostępniania informacji dla organów rządowych i samorządowych poszczególnych szczebli podziału administracyjnego kraju. Ze względu na przypadające w 2010 r. wybory samorządowe, przygotowane zostaną materiały informacyjne dla radnych, marszałków województw, starostów, wójtów/burmistrzów/prezydentów miast zawierające dane statystyczne istotne z punktu widzenia realizacji zadań wynikających z ustaw kompetencyjnych jednostek samorządu terytorialnego.

Kontynuowany będzie temat „statystyczny system informacyjny obszarów wiejskich”, integrujący dane charakteryzujące obszary wiejskie w zakresie zjawisk społecznych i gospodarczych oraz umożliwiający analizę stopnia rozwoju gospodarczego i poziomu życia na obszarach wiejskich.

Program badań statystycznych statystyki publicznej na rok 2010 w statystyce regionalnej zawiera dwa nowe badania:

- zróżnicowanie poziomu i dynamiki rozwoju regionalnego — wyniki badania zapewnią informacje potrzebne do monitorowania zmian poziomu i dynamiki rozwoju regionalnego oraz przeprowadzania analiz zróżnicowania regionalnego,
- statystyczny system informacyjny o miastach — dostarczy niezbędnych informacji do obserwacji zmian zachodzących w miastach, z uwzględnieniem zapotrzebowania krajowego i międzynarodowego.

Uwzględniono też w programie na rok bieżący prace przygotowawcze do Narodowego Spisu Powszechnego Ludności i Mieszkań 2011.

W latach 2010 i 2011 realizowana będzie kolejna edycja europejskiego programu monitoringu miast (obszarów miejskich). Projekt „Urban Audit” (audyt miejski) jest wspólnym przedsięwzięciem Komisji Europejskiej, Generalnego Dyrektoriatu Polityki Regionalnej i Eurostatu, realizowanym w ramach polityki regionalnej UE. Wyniki projektu zasilą statystyczny system informacyjny o miastach oraz bazę danych Eurostatu „Urban Audit”, która stanowi cenne narzędzie przy ustalaniu priorytetów polityki rozwoju miast i monitorowaniu efektów wcześniej podjętych działań.

W 2010 r. kontynuowane będą działania związane z modernizacją Banku Danych Regionalnych, polegające m.in. na opracowaniu i wdrożeniu zmian systemowych w sposobie prezentacji danych oraz uzupełnieniu dotychczasowego zakresu tematycznego.

Zakres przedmiotowy badań z zakresu statystyki regionalnej zostanie wzbogacony o rezultaty prac prowadzonych w ramach międzyresortowej Grupy zadaniowej do spraw systemu informacji statystycznej dla potrzeb polityki regionalnej.

mgr Irena Marczuk — GUS

SUMMARY

Survey projects of official statistics for 2010 are presented in the article. They were prepared in cooperation with government authorities, local governments as well as economic, social and trade union organisations. Providing a permanent observation of the national social economic situation of the country was the main criterion of the programme projection. The aim of surveys is to get information for analyses and current estimates which support forecasting of developmental tendencies as well as historical and international comparisons.

РЕЗЮМЕ

В статье представляются исследовательские планы официальной статистики подготовленные в тесном сотрудничестве с органами правительственной администрации, единицами территориального самоуправления, а также экономическими, общественными и профсоюзными организациями. Основным критерием проектирования программы было обеспечение возможностей постоянного наблюдения за социально-экономическим положением страны. Целью планированных обследований является получение информации позволяющих проводить анализ и текущие оценки, которые используются в прогнозировании направлений развития, а также исторических и международных сопоставлениях.

STUDIA METODOLOGICZNE

Michał KRUSZKA

Funkcja popytu na towary importowane

Jednym z najczęściej komentowanych zjawisk gospodarczych zachodzących w XX w. stała się globalizacja. Towarzyszy jej dynamiczny wzrost wolumenu wymiany międzynarodowej, na którą składa się eksport i import. W tym samym czasie postępuje proces liberalizacji polityki handlowej, który stopniowo, lecz stale znosi ograniczenia nakładane szczególnie na import. Nakazuje to przeprowadzenie wnikliwej analizy zjawisk zachodzących po stronie napływu zagranicznych dóbr. Równocześnie dostrzec można stopniową zmianę wśród dominujących uczestników międzynarodowych stosunków gospodarczych. Jej najbardziej widocznym przejawem jest rosnąca rola państw rozwijających się. Wśród nich bardzo istotne znaczenie zyskały kraje Ameryki Łacińskiej.

Celem analizy przeprowadzonej w artykule jest ustalenie, czy można dostrzec empirycznie zweryfikowany związek między importem towarów a liberalizacją polityki handlowej. Realizacja tego zadania wymaga oszacowania funkcji popytu na import (*import demand function*) i określenia odpowiedniej elastyczności.

Podstawowe znaczenie dla prowadzonej analizy ma zdefiniowanie relacji opisującej wewnętrzny popyt danego kraju na towary importowane¹. Ma ona odzwierciedlać zjawisko makroekonomiczne. Należy zatem uznać, że jest zagregowanym popytem indywidualnych nabywców, co nakazuje sięgnąć do teorii mikroekonomicznych. Wówczas trzeba rozważyć wybór pomiędzy podejściem Marshalla i Hicksa. Pierwsze z nich oparte jest na maksymalizacji użyteczności z konsumpcji, zakładając ograniczenie budżetowe, które zdeterminowane jest wartością dochodu oraz cenami nabywanych dóbr. Druga koncepcja stanowi, że konsument dąży do osiągnięcia zakładanego poziomu użyteczności przy minimalizacji wydatków².

Z uwagi na dalsze odwołanie się do związków makroekonomicznych, należy odrzucić kompensacyjną teorię popytu Hicksa. Nie sposób bowiem obronić postulatu dążenia w skali ogólnokrajowej do radykalnego ograniczenia wydatków konsumpcyjnych lub inwestycyjnych. Dlatego w analizie popytu danego kraju na import (lub zagranicznego popytu na eksport z badanego kraju) wykorzystuje się funkcję zakładającą maksymalizację użyteczności przy danym dochodzie i cenach.

Wracając do mikroekonomicznych podstaw analizowanych zależności należy podać założenia kształtujące preferencje konsumenta. W podstawowym modelu przyjmuje się, że towar importowany i rodzimy są niedoskonałymi substytutami. Gdyby tak nie było, to możliwe jest dojście do granicznego rozwiązania optymalnego, które polega na nabywaniu tylko jednego z dóbr (Czarny, 2006). Zatem musiałyby wystąpić stan autarkii lub zanik wewnętrznej produkcji. Rzeczywistość gospodarcza sama nakazuje przyjęcie zastrzeżenia o niedoskonałej zastępowalności towarów krajowych i zagranicznych.

Zagregowany popyt na towary importowane³ można ująć w ogólnej postaci jako:

$$M_t^* = f(Y_{ht}; P_{ht}; P_{ft}) \quad (1)$$

gdzie:

M^* — wielkość popytu na towary importowane,

Y_h — nominalny dochód wewnętrzny,

¹ W polskich klasyfikacjach statystycznych występuje niekonsekwencja terminologiczna, gdyż produkty, jako efekty działalności gospodarczej, są zaliczane do wyrobów lub usług, ale w przypadku handlu zagranicznego produkty opuszczające obszar celny zalicza się do towarów lub usług. Dostrzegając to, pozostałem jednak przy uzusie językowym — pozausługowe produkty, będące przedmiotem transakcji międzynarodowej — nazywam towarami. W anglojęzycznej literaturze stosuje się konsekwentnie terminologię: *goods*, *services* oraz *merchandise trade*, *trade in services*.

² Formalną analizę tych ujęć przeprowadzają Kiedrowski i Konopczyński (2005), s. 59—73. Optymalizację decyzji konsumenckich w warunkach otwartości gospodarki przedstawia Kruszką (2002), s. 102—117.

³ Kwestia kursu walutowego będzie poruszona dalej.

P_h — ceny towarów krajowych,
 P_f — ceny towarów importowanych,
 t — czas.

Biorąc pod uwagę wcześniejsze spostrzeżenia na temat marshallowskiego charakteru funkcji (1), teraz należy dodać, że jest ona dodatnio jednorodna stopnia zero, tak wobec zmian dochodu, jak i cen. Zatem, jeżeli Y_h i ceny wszystkich towarów wzrosną (lub spadną) o tyle samo procent, to popyt nie zmieni się. Własność ta zwana jest brakiem iluzji pieniądza i pozwala wyrazić wewnętrzny popyt na import jako funkcję realnego dochodu i cen relatywnych:

$$M_t^* = g(Y_t; P_t) \quad (2)$$

gdzie:

Y — realny dochód wewnętrzny wyrażony jako stosunek Y_h/P_h ,
 P — ceny relatywne obliczone jako P_f/P_h .

W literaturze przedmiotu powszechnie przyjmuje się, że związki pomiędzy wielkościami ekonomicznymi mają w zdecydowanej większości charakter multiplikatywny. Wówczas relację (2) można także zapisać w formie równania liniowego względem parametrów, ale wymaga to obustronnego logarytmowania:

$$\ln M_t^* = \theta_0 + \theta_1 \ln Y_t + \theta_2 \ln P_t + u_t \quad (3)$$

gdzie u_t — składnik losowy.

Współczynniki θ_1 oraz θ_2 należy interpretować odpowiednio jako dochodową i cenową elastyczność popytu.

Uwzględniając zachowanie się popytu można oczekiwać, że elastyczność dochodowa jest dodatnia, gdyż wzrost realnego dochodu wewnętrznego powinien stymulować wielkość importu. Oznacza to, że towary importowane są dobrami normalnymi. Goldstein i Khan (1976) zauważyli, że import należy postrzegać jako różnicę między wielkością wewnętrzną konsumpcji i wewnętrzną produkcją towarów substytucyjnych. Wzrost Y może wpłynąć na tak szybki wzrost produkcji, że jej tempo przewyższy stopę wzrostu konsumpcji. Wówczas powiększaniu się dochodu realnego może towarzyszyć spadek M , a więc θ_1 będzie liczbą ujemną.

W funkcji (3) oczekuje się ujemnej cenowej elastyczności popytu na towary importowane. Przypomnieć należy, że ceny relatywne określono jako stosunek cen towarów importowanych do cen niedoskonale substytucyjnych towarów krajowych. Jeśli P_f wzrasta, to krajowe odpowiedniki stają się relatywnie tańsze, a więc maleje popyt na towary importowane. Wszystkie przytoczone interpretacje zakładają spełnienie warunku *ceteris paribus*.

Relacja (3) odzwierciedla związki przyjmowane *ex ante*. Jeśli przyjmie się, że na rynku wymiany towarowej zachodzi równowaga, to wielkość popytu na towary importowane (M^*) powinna być równa faktycznym rozmiarom importu (M). Spełnienie tej równości jest możliwe tylko wówczas, gdy wielkość popytu (M^*) natychmiastowo i ciągle dopasowuje się do każdej zmiany realnego dochodu i cen relatywnych. Jest to wysoce restrykcyjny warunek, który można złagodzić, formułując mechanizm tylko częściowego dopasowania importu. Wówczas zmiany M_t są zależne od przeszłej wielkości importu (M_{t-1}). Uwzględniając wcześniejsze zastrzeżenie o odwołaniu się do równania liniowego względem parametrów, czyli tak jak w relacji (3), można częściowe dopasowanie importu zapisać:

$$\Delta \ln M_t = \phi (\ln M_t^* - \ln M_{t-1}) \quad (4)$$

gdzie ϕ — współczynnik dopasowania, $0 < \phi < 1$.

Symbol Δ jest operatorem pierwszej różnicy, a zatem $\Delta \ln M_t = \ln M_t - \ln M_{t-1}$. Wprowadzając równanie (3) do (4) uzyskuje się postać:

$$\Delta \ln M_t = \phi (\theta_0 + \theta_1 \ln Y_t + \theta_2 \ln P_t + u_t - \ln M_{t-1}) \quad (5)$$

Z tego względu można ostatecznie zapisać:

$$\ln M_t = \delta_0 + \delta_1 \ln Y_t + \delta_2 \ln P_t + (1 - \phi) \ln M_{t-1} + \eta_t \quad (6)$$

gdzie:

$$\delta_0 = \phi \theta_0,$$

$$\delta_1 = \phi \theta_1,$$

$$\delta_2 = \phi \theta_2,$$

$$\eta_t = \phi u_t \text{ — składnik losowy.}$$

Zmienne uwzględnione w równaniu (6) należy zamienić na ich pierwsze przyrosty⁴, liczone względem czasu. Wówczas otrzymuje się⁵:

$$m_t = \sigma_0 + \sigma_1 y_t + \sigma_2 p_t + \sigma_3 m_{t-1} + \psi_t \quad (7)$$

⁴ Pozwala to ominąć problem niestacjonarności szeregów czasowych.

⁵ Ze względu na to, że różnica logarytmów (tu: pierwszy przyrost logarytmu uwzględnianych zmiennych) jest logarytmem ilorazu, w którym dzielną jest bieżąca wartość, a dzielnikiem wartość z poprzedniego okresu, można stwierdzić, że zmienne z relacji (5) zastąpiono w zależności (6) ich stopami wzrostu. W przypadku faktycznej wielkości importu daje to: $\Delta \ln M_t = \ln M_t - \ln M_{t-1} = \ln \left(\frac{M_t}{M_{t-1}} \right) = m_t$.

gdzie:

m — logarytm naturalny stopy wzrostu importu,
 y — logarytm naturalny stopy wzrostu realnego dochodu wewnętrznego,
 p — logarytm naturalny stopy wzrostu cen relatywnych,
 σ_1 — krótkookresowa dochodowa elastyczność popytu na towary importowane,
 σ_2 — krótkookresowa cenowa elastyczność popytu na towary importowane,
 σ_3 — skorygowany współczynnik dopasowania, $\sigma_3 = 1 - \phi$,
 ψ_t — składnik losowy.

Długookresową elastyczność popytu uzyskuje się dzieląc odpowiednio σ_1 lub σ_2 przez $1 - \sigma_3$.

Estymacja modelu opisanego relacją (7), czyli podstawowej funkcji popytu na towary importowane, stała się początkowym etapem naszej analizy. Wykonując ją sięgnięto do narzędzi wykorzystywanych w odniesieniu do danych panelowych.

Termin „dane panelowe” obejmuje zbiór informacji, który identyfikuje zestaw cech badanych jednostek statystycznych przy założeniu, że realizacje przypisane tym cechom mogą zmieniać się. Przykładowo, jednostką może być gospodarka wybranego kraju. Zmiennymi mogą być import towarów oraz ceny importu, a wariantami — konkretne wartości z uwzględnianego okresu analizy. W takim ujęciu staje się zrozumiałe, że dane panelowe są połączeniem danych przekrojowych (agregowanych według schematu „jedna cecha — wiele jednostek statystycznych — jeden okres”) oraz szeregów czasowych (budowanych przy założeniu „jedna cecha — dana jednostka — wiele okresów”).

Greene (2002) stwierdza, że ustalenie zależności między zmiennymi wprowadzonymi do panelu wymaga estymacji relacji:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta' \mathbf{x}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

gdzie:

y — zmienna objaśniana,
 α_i — efekt indywidualny,
 \mathbf{x} — macierz obserwacji zmiennych objaśniających,
 β — wektor parametrów,
 ε — składnik losowy,
 i — indeks jednostki statystycznej, $i = 1, \dots, N$,
 t — czas, $t = 1, \dots, T$.

Wykorzystywany panel zawiera wówczas $N \times T$ obserwacji zmiennych objaśniających.

Należy podkreślić, że w relacji (8) macierz \mathbf{x}_{it} nie zawiera stałych składników. Efekt indywidualny (α_i) jest traktowany jako źródło zróżnicowania populacji, gdyż może mieć inną wartość dla każdej badanej jednostki i , ale zawsze stałą. W takim ujęciu uważa się, że efekty indywidualne nie mają przypadkowego charakteru i należy oszacować ich wartość. Dlatego relację (8) zwykle określa się mianem modelu z ustalonymi efektami — *fixed effects model* (Verbeek, 2004). Praktyczne zastosowanie tego podejścia wymaga nieraz odwracania macierzy bardzo dużego rzędu, co może być nazbyt skomplikowane. Stosuje się więc uśrednienie modelu względem czasu (t), a następnie odejmuje się stronami równanie (8) i jego uśredniony odpowiednik. Następnie można dokonać estymacji badanej relacji, wykorzystując klasyczną metodę najmniejszych kwadratów (KMNK), ale prowadzi się ją na danych przetransformowanych we wskazany sposób. W literaturze przedmiotu taki zabieg nazywany jest wykorzystaniem estymatora wewnątrzgrupowego (Maddala, 2006).

Alternatywne podejście zakłada, że efekty indywidualne mają losowy charakter, a ich rozkład charakteryzuje się średnią równą μ i wariancją σ_α . Nadal efekty indywidualne są uznawane za stałe, choć różne dla poszczególnych jednostek. Verbeek (2004) stwierdza, że w takim ujęciu α_i staje się częścią składnika losowego, a podstawowy model należy zapisać jako:

$$y_{it} = \mu + \beta' \mathbf{x}_{it} + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

gdzie μ — stała.

Wówczas nie jest możliwe oszacowanie konkretnych wartości efektów indywidualnych, ale — ponieważ są one traktowane jako część składnika losowego — możliwe jest oszacowanie ich dyspersji. Podkreślić jednak należy, że takie podejście równoznaczne jest z pojawieniem się autokorelacji składnika losowego, a zatem zamiast KMNK konieczne jest użycie uogólnionej metody najmniejszych kwadratów — UMNK (Welfe, 1995). Trudno jednak z góry zakładać, jaka jest wartość współczynnika autokorelacji składnika losowego. W praktyce trzeba zatem sięgnąć do uogólnionej metody najmniejszych kwadratów z estymacją — EUMNK. W takiej sytuacji parametry β uzyskuje się dzięki zastosowaniu estymatora efektów losowych, którego postać podaje Verbeek (2004), a relacja (9) nosi nazwę modelu z losowymi efektami (*random effects model*).

Oba wymienione estymatory wskażą takie same wartości parametrów β wówczas, gdy wariancja składnika losowego ε wyniesie 0. Jeśli warunek ten nie jest spełniony, a wariancja efektów indywidualnych różni się od 0, to stosowanie KMNK prowadzi do nadmiernego przywiązywania wagi do wariancji wewnątrzgrupowej. Korzystniejsze jest wtedy zastosowanie EUMNK.

Wskazane związki stanowią podstawową ideę testu Hausmana (1978), dzięki któremu można dokonać wyboru odpowiedniego modelu, kierując się wskaza-

niami formalno-statystycznymi. Hipoteza zerowa (H_0) zakłada, że \mathbf{x}_{it} oraz α_i nie są skorelowane. Wówczas estymator efektów losowych jest zgodny i nie mniej efektywny niż estymator wewnątrzgrupowy. Wtedy oceny parametrów β uzyskane dwiema wskazanymi metodami nie powinny istotnie różnić się od siebie. Brak podstaw do odrzucenia H_0 wskazuje na zasadność użycia modelu z losowymi efektami.

Duże różnice w ocenach parametrów oszacowanych na podstawie modeli z losowymi lub ustalonymi efektami są najczęściej spowodowane obciążeniem estymatora efektów losowych⁶. Gdyby tak było, to należy ten stan wiązać z występowaniem korelacji między \mathbf{x}_{it} oraz α_i . W takim razie test Hausmana powinien wskazać na konieczność odrzucenia hipotezy zerowej, a zatem korzystniejsze jest posługiwanie się estymatorem wewnątrzgrupowym, który w takich warunkach jest zgodny i efektywny.

Test Hausmana wykorzystuje wektor różnic:

$$q = \hat{\beta}_W - \hat{\beta}_{RE} \quad (10)$$

gdzie:

$\hat{\beta}_W$ — wektor ocen parametrów uzyskanych dzięki modelowi z ustalonymi efektami,

$\hat{\beta}_{RE}$ — wektor ocen parametrów uzyskanych dzięki modelowi z losowymi efektami.

Konieczne jest jeszcze ustalenie macierzy kowariancji dla q , którą przy braku podstaw do odrzucenia H_0 wyraża się jako:

$$\mathbf{cov}(q) = \mathbf{cov}(\hat{\beta}_W) - \mathbf{cov}(\hat{\beta}_{RE}) \quad (11)$$

Ostatecznie statystyka testowa przybiera postać:

$$\xi_H = q' \cdot [\hat{\mathbf{cov}}(\hat{\beta}_W) - \hat{\mathbf{cov}}(\hat{\beta}_{RE})]^{-1} \cdot q \quad (12)$$

gdzie $\hat{\mathbf{cov}}$ — oszacowanie rzeczywistej macierzy kowariancji.

Statystyka testu Hausmana (ξ_H) ma rozkład χ^2 z k stopniami swobody, gdzie k oznacza liczbę parametrów w wektorze β .

⁶ Drugim powodem może być nieodpowiednia postać funkcyjna modelu.

W przypadku modeli opartych na danych panelowych możliwe jest określenie ich jakości dopasowania, ale nie można wprost używać zależności typowych dla analizy szeregów czasowych. Verbeek wskazuje na najczęściej spotykane miary, do których zalicza ogólny, wewnątrzgrupowy oraz międzygrupowy współczynnik determinacji. Odpowiednio, są one definiowane jako:

$$R^2 = r^2 \{ \hat{y}_{it}; y_{it} \} \quad (13)$$

$$R_W^2 = r^2 \{ \hat{y}_{it} - \bar{\hat{y}}_i; y_{it} - \bar{y}_i \} \quad (14)$$

$$R_B^2 = r^2 \{ \bar{\hat{y}}_i; \bar{y}_i \} \quad (15)$$

gdzie:

R^2 — ogólny współczynnik determinacji,

R_W^2 — wewnątrzgrupowy współczynnik determinacji,

R_B^2 — międzygrupowy współczynnik determinacji,

r — współczynnik korelacji liniowej Pearsona,

\hat{y}_{it} — teoretyczne wartości zmiennej y_{it} uzyskane dzięki oszacowanemu modelowi,

\bar{y}_i — średnia arytmetyczna zmiennej y_{it} liczona względem czasu; $\bar{y}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_{it}$,

$\bar{\hat{y}}_i$ — średnia arytmetyczna teoretycznych wartości zmiennej y_{it} liczona względem czasu; $\bar{\hat{y}}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{y}_{it}$.

Na maksymalizację ogólnego współczynnika determinacji można liczyć w przypadku estymacji modelu z użyciem estymatora KMNK. Oznacza to więc niewystępowanie efektów indywidualnych, co jest dosyć rzadkie w analizach ekonomicznych sięgających do danych panelowych. Wewnątrzgrupowy współczynnik determinacji ma szczególne znaczenie w przypadku modeli z ustalonymi efektami, czyli takich, w których oceny parametrów uzyskano dzięki estymatorowi typu $\hat{\beta}_W$. W tym przypadku R_W^2 określa, jaki procent wariancji wewnątrz badanej grupy daje się wyjaśnić wariancją zmiennych opisujących. Z kolei międzygrupowy współczynnik determinacji powinien być maksymalny wówczas, gdy do oceny parametrów modelu wykorzystywany jest estymator międzygru-

powy, czyli taki, w którym estymuje się zależności między średnią arytmetyczną zmiennej objaśnianej i zmiennych objaśniających⁷.

Podkreślić należy, że w modelowaniu danych panelowych współczynniki determinacji osiągają zwykle dosyć niskie wartości i ich znaczenie jest dużo mniejsze niż w przypadku estymacji wykorzystującej szereg czasowy. Wynika to z odrębności założeń, które należy przyjąć przy konstruowaniu materiału źródłowego. W przypadku badania opartego na szeregach czasowych analizuje się zmienne opisujące tę samą jednostkę statystyczną. Dlatego poszukuje się zestawu determinant najlepiej wyjaśniających zmienność wielkości opisywanej. Z tego właśnie powodu klasycznie pojmowany współczynnik determinacji R^2 informuje o tej „jakościowej” cesze uzyskanego modelu ekonometrycznego.

Sięgnięcie do danych panelowych oznacza połączenie szeregów czasowych z danymi przekrojowymi. Oznacza to, że analizuje się także wariancję zmiennej objaśnianej w przekroju między jednostkami statystycznymi. Z uwagi na możliwość wystąpienia istotnej odmienności między tymi obiektami nie należy oczekiwać, że uwzględnione zmienne objaśniające okażą się wysoce skuteczne w opisywaniu zmienności zarówno w wymiarze czasowym, jak i przekrojowym. Zdecydowanie większe znaczenie przypisuje się wówczas statystycznej istotności oceny parametru przy każdym elemencie macierzy \mathbf{x}_{it} . Dzięki temu możliwe jest określenie efektu, jaki wywiera zmiana wielkości opisującej.

W ujęciu podmiotowym opracowania analizie poddano zjawiska zachodzące w gospodarce 18 państw Ameryki Łacińskiej. Pod uwagę wzięto kraje, w których dominuje język hiszpański lub portugalski: Argentynę, Boliwię, Brazylię, Chile, Dominikanę, Ekwador, Gwatemalę, Honduras, Kolumbię, Kostarykę, Meksyk, Nikaragwę, Panamę, Paragwaj, Peru, Salvador, Urugwaj i Wenezuelę⁸.

Podstawowa forma funkcji popytu na towary importowane została określona relacją (7). Przejście do jej operacyjnego zastosowania było możliwe dzięki wielu internetowym bazom danych. Informacje o wartości importu towarów w cenach bieżących, wyrażonej w dolarach amerykańskich, zaczerpnięto z opracowania WDI (2008). Wewnętrzny dochód zilustrowano danymi o PKB w cenach stałych, dla których rok 2000 był okresem bazowym, pochodzącymi z ECLAC (2008). W tym przypadku PKB też był wyrażany w USD. Indeksy cen opisano wskaźnikiem cen importowych oraz CPI. Każdorazowo przyjęto, że rok 2000 = 100. Baza ECLAC była źródłem danych o cenach importowych, natomiast CPI pozyskano z IFS (2008). W całym badaniu korzystano z rocznych szeregów czasowych dla lat 1985–2006.

⁷ Ostatecznie można dowiedzieć, że estymator losowy jest ważoną kombinacją estymatora wewnątrzgrupowego i międzygrupowego. Z tego względu modeli z efektami ustalonymi lub losowymi nie należy porównywać przez odwoływanie się do wybranej postaci współczynnika determinacji.

⁸ Z uwagi na niedostępność danych w badaniu pominięto Kubę. Podkreślić należy, że geograficznie Meksyk leży w Ameryce Północnej, ale kryterium językowe decyduje o jego przynależności do Ameryki Łacińskiej. Odwrotna sytuacja dotyczy np. Surinamu i Gujany, które leżą w Ameryce Południowej, ale hiszpański lub portugalski nie jest tam językiem urzędowym.

PODSTAWOWA FUNKCJA POPYTU NA TOWARY IMPORTOWANE

Przyjmując wcześniej wskazane założenia, dokonano oszacowania funkcji o postaci opisanej relacją (7). Z uwagi na użycie zmiennej opisującej tempo wzrostu realnego importu opóźnionej o jeden okres (m_{t-1}), każdy szereg czasowy został zawężony do lat 1986—2006. Badaniem objęto osiemnaście państw, panel zawierał 378 obserwacji. Najpierw oszacowano model z ustalonymi efektami, a następnie model z efektami losowymi. Uzyskane rezultaty przedstawia tabl. 1.

**TABL. 1. PODSTAWOWA FUNKCJA POPYTU NA TOWARY IMPORTOWANE
W AMERYCE ŁACIŃSKIEJ W LATACH 1986—2006**

Wyszczególnienie	Wartość parametru modelu	
	z ustalonymi efektami	z losowymi efektami
Symbole parametru funkcji (7)		
σ_0	−0,03 (2,92)	−0,08 (2,74)
σ_1	3,12 (16,96)	2,03 (12,06)
σ_2	−0,04 (3,29)	−0,09 (4,79)
σ_3	0,02 (0,45)	0,15 (0,94)
Statystyka diagnostyczna		
R^2	0,25	0,31
R_w^2	0,46	0,42
R_B^2	0,12	0,20
F	99,84	x
Wald χ^2	x	300,61

U w a g a. Liczby w nawiasach są bezwzględnymi wartościami statystyki *t*-Studenta.

Ź r ó d ł o: obliczenia własne.

W estymowanych modelach pojawiły się różnice w ocenach poszczególnych parametrów, dlatego przeprowadzono test Hausmana (Hausman, 1978). Empiryczna wartość jego statystyki to $\xi_H = 7,89$. Wektor parametrów modeli (β) miał trzy elementy, a zatem ξ_H ma rozkład χ^2 z trzema stopniami swobody. Wartość krytyczna dla poziomu istotności 0,05 wynosi wówczas 7,81. A zatem wartość empiryczna przekroczyła krytyczną. Należy więc odrzucić hipotezę o braku korelacji zmiennych niezależnych i efektów indywidualnych. Bardziej zasadne jest tu użycie estymatora wewnątrzgrupowego, czyli w dalszej interpretacji odwołano się do modelu z ustalonymi efektami.

Wartości podstawowej statystyki diagnostycznej, charakteryzującej uzyskaną funkcję, nie podważają zasadności jej estymacji. Wewnątrzgrupowy współczynnik determinacji (46%) i statystyka *F* wskazują na istotność całości równania, przy dobrym dopasowaniu do danych empirycznych, zwłaszcza w sytuacji korzystania z danych panelowych.

Kluczowe parametry badanej zależności opatrzone są znakami zgodnymi z oczekiwaniami wynikającymi z teorii ekonomii. Krótkookresowa dochodowa elastyczność popytu na towary importowane jest dodatnia, natomiast elastyczność cenowa jest ujemna. Oznacza to, że wzrost realnego produktu krajowego brutto (*ceteris paribus*) generuje szybszy wzrost importu, podczas gdy wzrost cen towarów importowanych lub spadek cen towarów krajowych (*ceteris paribus*) hamuje powiększanie się napływu towarów z zagranicy. Podkreślić należy, że y i p są statystycznie istotne w objaśnianiu dynamiki m .

Wartość parametru stojącego przy y wskazuje na wysoką krótkookresową elastyczność względem zmian dochodu. Dokonując przeliczenia na elastyczność długookresową uzyskuje się wartość 3,18. Można zatem stwierdzić, że towary importowane są w gospodarce latynoamerykańskiej traktowane jako dobra wyższego rzędu, zarówno w krótkim jak i w długim okresie. Jeżeli popyt importowy jest elastyczny względem zmian dochodu, to wzrost gospodarczy jest skojarzony z dynamiką wydatków importowych przekraczających tempo przyrastania PKB. Oznacza to pojawienie się niebezpieczeństwa szybkiego narastania deficytu na rachunku bieżącym bilansu płatniczego.

Krótkookresowa i długookresowa cenowa elastyczność popytu na towary importowane wyniosła tylko 0,04. Tak więc, w każdym okresie, popyt okazał się bardzo mało elastyczny wobec zmian cen relatywnych. Budnikowski (2003) przypomina, że dzięki warunkowi Marshalla-Lerner można określić potencjalne efekty dewaluacji waluty krajowej. Poprawi ona saldo rachunku bieżącego, wówczas gdy suma bezwzględnych wartości elastyczności cenowej popytu zagranicy na eksportowane towary oraz popytu wewnętrznego na importowane towary przewyższy wartość 1. W tym artykule nie szacowano funkcji popytu na eksport, ale niska elastyczność cenowa popytu na towary importowane może sugerować, że polityka obniżania wartości krajowego pieniądza może być w Ameryce Łacińskiej wysoce nieskuteczna jako instrument poprawy bilansu handlowego. Taką sugestią należy traktować z daleko posuniętą ostrożnością, gdyż brak pełnych podstaw do takiego wnioskowania.

ROZSZERZONA FUNKCJA POPYTU NA TOWARY IMPORTOWANE

Kolejnym etapem prowadzonego badania było wzbogacenie funkcji popytu importowego — po stronie potencjalnych determinant — o zmienne pokazujące prowadzenie polityki otwierania gospodarki latynoamerykańskiej na konkurencję międzynarodową. Pierwszą z nich była przeciętna stawka celna *ad valorem*. Określono ją jako iloraz wartości wpływów z cel i wartości importu towarów. Dane o przychodach celnych z lat 1985—1990 zaczerpnięto z bazy OxLAD (2003), natomiast informacje dla kolejnych lat pozyskano z ECLAC (2008).

Dodatkową zmienną uwzględnianą w opracowaniu był dychotomiczny indeks otwartości wskazany przez Wacziargę i Horn Welch (2008). Autorzy ci skorzystali z podejścia zaproponowanego przez Sachsa i Warnera (1995), na mocy którego uznaje się, że kraj prowadzi protekcyjnistyczną politykę handlową, jeśli:

- średnia stopa cła przewyższa 40%,
- ograniczenia pozataryfowe obejmują ponad 40% wolumenu importu,
- istnieje co najmniej dwudziestoprocentowa różnica pomiędzy rynkowym (czarnorynkowym) i oficjalnym kursem walutowym,
- państwo zachowuje monopol w handlu towarami kluczowych branż,
- system gospodarczy ma socjalistyczny charakter⁹.

Spełnienie choć jednego z tych warunków powoduje nadanie kodu 0 (gospodarka jest zamknięta). W przeciwnym przypadku Wacziarg i Horn Welch przypisują danemu państwu kod 1 (gospodarka jest otwarta). W artykule wykorzystano tak właśnie skonstruowany miernik, nadając uwzględnianemu krajowi kod 1 od roku, w którym Wacziarg i Horn Welch uznali, że wdrożono liberalną politykę handlową.

W końcowej wersji szacowano funkcję:

$$m_t = \rho_0 + \rho_1 y_t + \rho_2 p_t + \rho_3 m_{t-1} + \rho_4 tar_t + \rho_5 WH_t + \eta_{1t} \quad (16)$$

gdzie:

tar — przeciętna stopa cła *ad valorem*,

WH — zmienna zero-jedynkowa określająca otwartość gospodarki według Wacziargę i Horn Welch,

η_1 — składnik losowy.

Ponownie estymacji poddano modele z ustalonymi i losowymi efektami. Uzyskane rezultaty zawiera tabl. 2.

Różnice w ocenach poszczególnych parametrów ponownie skłoniły do przeprowadzenia testu Hausmana. Empiryczna wartość jego statystyki wyniosła tym razem 10,72. Wartość krytyczna dla poziomu istotności 0,05 i pięciu stopni swobody (bo tyle elementów liczył teraz wektor β) to 11,07. Przyjęcie poziomu istotności równego 0,10 wskazuje na wartość krytyczną równą 9,24. Bardziej rygorystyczne wnioskowanie statystyczne nakazuje przyjęcie do dalszej analizy modelu z efektami losowymi.

⁹ W tym przypadku zastosowano kryteria podane przez Kornaia (1992).

**TABL. 2. ROZSZERZONA FUNKCJA POPYTU NA TOWARY IMPORTOWANE
W AMERYCE ŁACIŃSKIEJ W LATACH 1986—2006**

Wyszczególnienie	Wartości parametru modelu	
	z ustalonymi efektami	z losowymi efektami
Symbole parametru funkcji (16)		
ρ_0	-0,07 (3,35)	-0,09 (3,87)
ρ_1	3,09 (17,01)	2,23 (13,12)
ρ_2	-0,05 (3,65)	-0,03 (3,99)
ρ_3	0,02 (0,59)	0,11 (0,84)
ρ_4	-0,56 (2,96)	-0,72 (3,27)
ρ_5	0,04 (2,02)	0,02 (1,94)
Statystyka diagnostyczna		
R^2	0,26	0,24
R_W^2	0,49	0,40
R_B^2	0,09	0,11
F	64,32	x
Wald χ^2	x	322,15

U w a g a. Liczby w nawiasach są bezwzględными wartościami statystyki *t*-Studenta.

Ź r ó d ł o: obliczenia własne.

Sięgnięto jednak ponownie do modelu z ustalonymi efektami, o czym zdecydowały dwie przesłanki. Po pierwsze, hipotezy o braku korelacji x_{it} oraz α_i nie można odrzucić na poziomie istotności 0,05; można tak już postąpić dla poziomu istotności równego 0,06. Po drugie, indeks Wacziarga i Horn Welch, jeśli przybrał wartość równą 1, to formalnie może się ponownie stać zerem, o ile któreś państwo odstąpi od liberalizacji i wdroży protekcjonistyczną politykę handlową. W badanym okresie żaden kraj tak nie postąpił. Bardziej zasadne jest uznanie, że efekty indywidualne mają ustalony charakter.

Rozszerzona funkcja popytu na towary importowane potwierdziła statystycznie istotne oddziaływanie zmian realnego dochodu i cen relatywnych na dynamikę importu. Raz jeszcze ujawniło się pozytywne powiązanie y i m , wskazujące na wysoką elastyczność popytu importowego względem procentowych przyrostów dochodu. Równocześnie popyt ten jest bardzo mało elastyczny względem zmian cen relatywnych. Elastyczność krótkookresowa i długookresowa jest do siebie bardzo zbliżona, gdyż parametr związany z m_{t-1} jest bliski zeru.

Bardzo istotne jest wykazanie trwałego i statystycznie istotnego związku dynamiki importu z polityką liberalizacji handlu międzynarodowego. Są dwa zasadnicze tego powody. Po pierwsze, redukcja тариф celnych stymuluje wzrost importu. Wniosek ten wyciągnąć można na podstawie ujemnego znaku parametru stojącego przy zmiennej *tar*. Dodatkowo należy podkreślić statystyczną istotność stwierdzonego związku, nawet przy poziomie istotności równym 0,01. Elastyczność popytu na towary importowane wobec stawki cła wynosi ok. 0,56

(tabl. 2), a więc redukcja przeciętnej stawki *ad valorem* o 1 p.proc. łączy się z podniesieniem stopy wzrostu importu o mniej więcej 0,5 p.proc.¹⁰.

Po drugie, zakrojone na większą skalę otwieranie się na konkurencję międzynarodową, którego wyrazem jest nie tylko obniżanie barier taryfowych, ale także pozataryfowych, również wywołuje trwały efekt w postaci powiększenia się *m*. Świadczy o tym dodatni i statystycznie istotny parametr dla indeksu Wacziarga i Horn Welch. Jego wartość wskazuje, że otwarcie gospodarki podniosło *m* o nieco ponad 4 p.proc. w porównaniu z okresem prowadzenia protekcyjnistycznej polityki handlowej¹¹.

Uwagi końcowe

Dzięki określeniu podstawowej formy badanej funkcji wyznaczono dochodową i cenową elastyczność popytu na import w niektórych krajach Ameryki Łacińskiej. W każdym przypadku uzyskano parametry opatrzone znakiem zgodnym z rozważaniami teoretycznymi, a wartości statystyki diagnostycznej nie dawały podstaw do odrzucenia hipotez o istotności stwierdzonych związków. Rozbudowanie funkcji popytu na import o wskaźniki identyfikujące liberalizację polityki handlowej pozwoliło zauważyć, że w badanych latach istniało istotne i negatywne oddziaływanie tempa zmian stawek celnych na stopę wzrostu importu. Podkreślić trzeba, że uzyskany współczynnik elastyczności był zbliżony, co do bezwzględnej wartości, do 0,5. Można więc sądzić, że redukcja barier taryfowych o 1 p.proc. wiąże się ze zwiększeniem tempa wzrostu importu towarów (*m*) o ok. 0,5 p.proc.

Liberalizacja polityki handlowej nie powinna sprowadzać się tylko do wymiaru celnego. Należy pamiętać, że cła mogą być instrumentem o dyskrejonalnym zastosowaniu. Oznacza to, że rząd danego państwa może swobodnie odstąpić od zmniejszania taryfy, kierując się motywami, o których nie musi informować swych partnerów gospodarczych. Sytuacja diametralnie się zmienia, jeśli kraj podpisał wielostronne porozumienia handlowe, w których podstawowym instrumentem jest klauzula największego uprzywilejowania. Wówczas dowolne podwyższanie obciążeń naraża na wszczęcie procedury rozwiązywania sporów,

¹⁰ Rezultaty dotyczące elastyczności dochodowej, cenowej oraz względem stawek celnych są zbliżone do wyników, które uzyskała Santos-Paulino (2002), s. 959—974, stosując inne metody i korzystając z odmiennego pod względem podmiotowym panelu.

¹¹ W modelu potęgowym, który jest linearyzowany względem parametrów, zmienne zero-jedynkowe nie podlegają logarytmowaniu. Nie oblicza się też ich pierwszych przyrostów. Parametry stojące przy wskaźnikach dychotomicznych nie są współczynnikami elastyczności, lecz oznaczają względne (wyrażane w procentach) różnice między wartościami zmiennej objaśnianej uzyskiwanej dla uwzględnianych w badaniu stanów danego zjawiska. W przypadku pracy w grę wchodzi względna różnica stopy wzrostu importu towarów po otwarciu gospodarki, w porównaniu ze stanem autarkii. Przejście do procentowego wyrażenia parametrów związanych ze zmiennymi zero-jedynkowymi wymaga przeliczenia według formuły $(e^{\beta_i} - 1) \cdot 100\%$, gdzie e jest podstawą logarytmu naturalnego, a β_i to wartość parametru stojącego przy zmiennej zero-jedynkowej. Zob. Verbeek (2004).

co z reguły kończy się wdrożeniem retorsji handlowych. Swoista „dbałość o reputację” i konieczność prawidłowego wywiązywania się z suwerennie podjętych zobowiązań powodują, że polityka zmniejszania cel i związanie się wielostronnymi umowami to komplementarne elementy procesu liberalizacji. Z tego powodu nie może dziwić przystąpienie wszystkich badanych państw do Światowej Organizacji Handlu (WTO).

Włączenie do analizy ekonometrycznej zmiennej zero-jedynkowej, która była skojarzona z otwarciem gospodarki na konkurencję międzynarodową w sposób ujmujący także usuwanie barier pozacelnych, potwierdziło stymulowanie importu przez tak prowadzoną politykę handlową. W rozpatrywanym okresie odstępnie od protekcji powiększało tempo wzrostu importu o ok. 4 p.proc.

Wspomnieć także należy o potencjalnych implikacjach otrzymanych rezultatów w zakresie polityki handlowej. Zaobserwowana wysoka dochodowa elastyczność popytu importowego wskazuje na możliwość wystąpienia bardzo niebezpiecznego mechanizmu wymiennego, w którym wysoki wzrost gospodarczy jest okupiony nadmiernym deficytem bilansu płatniczego. Wyniki przeprowadzonych obliczeń pokazały, że w analizowanych państwach powiększenie y o 1 p.proc. generuje wzrost m o ponad 3 p.proc. W takim układzie szybkie narastanie płatności z tytułu importu nie doprowadzi do ujemnego salda tylko wówczas, gdy towarzyszy temu odpowiedni napływ środków z tytułu eksportu¹². Oznacza to, że inicjacja liberalizacji polityki handlowej powinna być poprzedzona odpowiednimi działaniami promującymi eksport. Przykład Ameryki Łacińskiej, w której nazbyt często dochodziło do kryzysu w zakresie bilansu płatniczego, dowodzi, że rządy tych państw nie uwzględniły tego rodzaju relacji.

Przedstawiony sposób modelowania funkcji popytu na import można z powodzeniem odnieść także do innych państw, w tym również europejskich. Pamiętać jednak wówczas należy, że proces liberalizacji polityki handlowej jest w Unii Europejskiej zarządzany przez Komisję Europejską, na którą kraje członkowskie scedowały wyłączną kompetencję w sprawach handlu towarami. Co więcej, import należy wówczas utożsamić z przywozem dóbr spoza UE, gdyż na obszarze Unii przepływ towarów jest wolny od obciążeń celnych.

dr Michał Kruszk — *Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu*

LITERATURA

- Budnikowski A. (2003), *Międzynarodowe stosunki gospodarcze*, PWE, Warszawa
Czarny E. (2006), *Mikroekonomia*, PWE, Warszawa
ECLAC (2008), *ECLAC Database*, www.eclac.org/estadisticas/bases/default.asp?idioma=IN

¹² Alternatywą jest stymulowanie odpowiednich przepływów kapitałowych, tak aby potencjalnie ujemne saldo rachunku bieżącego było zbilansowane dodatnim saldem rachunku kapitałowego.

- Goldstein M., Khan M. S. (1976), *Large versus Small Price Changes and the Demand for Imports*, IMF Staff Papers, vol. 23
- Greene W. H. (2002), *Econometric Analysis*, Prentice Hall, Upper Saddle River
- Hausman J. A. (1978), *Specification Test in Econometrics*, „Econometrica”, vol. 46
- IFS (2008), *International Financial Statistics*, IMF, www.imfstatistics.org/imf
- Kiedrowski R., Konopczyński M. (2005), *Funkcja popytu konsumenta*, [w:] *Podstawy ekonomii matematycznej. Elementy teorii popytu i równowagi rynkowej*, red. E. Panek, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Poznaniu
- Kornai J. (1992), *The Socialist System: The Political Economy of Communism*, Oxford University Press, New York
- Kruszka M. (2002), *Optimum konsumenta w warunkach gospodarki otwartej*, „Ekonomia”, nr 8
- Maddala G. S. (2006), *Ekonometria*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa
- OxLAD (2003), *Oxford Latin America Economic History Database*, www.oxlad.qeh.ox.ac.uk
- Sachs J. D., Warner A. (1995), *Economic Reform and the Process of Global Integration*, Brookings Papers on Economic Activity 1, Macroeconomics
- Santos-Paulino A. (2002), *The Effects of Trade Liberalization on Imports in Selected Developing Countries*, „World Development”, vol. 30, No. 6
- Verbeek M. (2004), *A Guide to Modern Econometrics*, John Wiley and Sons, Ltd, Chichester
- Wacziarg R., Horn Welch K. (2008), *Trade Liberalization and Growth: New Evidence*, „The World Bank Economic Review”, vol. 22, No. 2
- Welfe A. (1995), *Ekonometria*, PWE, Warszawa
- WDI (2008), *World Development Indicators*, World Bank, www.worldbank.org/data

SUMMARY

The paper analyses the relationship between liberalization of trade policy and the dynamics of real merchandise import of Latin America countries, using models based on panel data. Gross Domestic Product and relative prices are found to be significant determinants of the import demand function. The results also show that the reduction of import duties and elimination of other trade distortions have a strong positive impact on the real import growth.

РЕЗЮМЕ

В статье обсуждается исследование соотношений либерализации торговой политики с динамикой реального импорта товаров в странах Латинской Америки. Результаты оценки, использующие анализ панельных данных показывают, что ВВП и относительные цены являются важными детерминантами функции спроса на импорт. Было замечено, что сокращение таможенных и внетамозженных барьеров значительно увеличивает темп реального роста импорта товаров.

Metody analizy sezonowości stochastycznej w produkcji budowlano-montażowej

Sezonowość występująca w danych ekonomicznych jest definiowana jako powtarzalne, występujące w ciągu roku odchylenia wartości szeregu czasowego od trendu wywołane przez czynniki pogodowe, kalendarzowe oraz działalność uczestników rynku. Ze względu na specyfikę danych ekonomicznych dokładna regularność zmian sezonowych z zasady nie występuje¹. Taka definicja wskazuje, że ze względu na źródło powstawania, natura fluktuacji sezonowych może być zróżnicowana. Przykładowo, oddziaływanie czynników kalendarzowych i pogodowych powoduje występowanie sezonowości deterministycznej, natomiast zmiany natężenia aktywności ekonomicznej podmiotów gospodarczych skutkują powstawaniem komponentu sezonowego o charakterze losowym.

Estymacja procesów sezonowych jest obecnie przedmiotem szczególnego zainteresowania ekonomistów. Występowanie w szeregach czasowych czynników sezonowych może m.in. powodować nieprawidłową konstrukcję modeli wielowymiarowych, błędną identyfikację kointegracji zmiennych oraz niską jakość prognoz.

Należy podkreślić, że z uwagi na ewolucję preferencji i zachowań uczestników rynku oraz oddziaływanie na gospodarkę wydarzeń szokowych, efekt sezonowy nie jest stały. Z tego powodu jego mechaniczna estymacja nie jest możliwa. Przeciwnie, wymaga ona wnikliwego i indywidualnego podejścia do każdego analizowanego szeregu czasowego. Istotne znaczenie ma ocena zależności pomiędzy składowymi szeregu czasowego. Gdy są one od siebie niezależne, czynnik sezonowy może być wyeliminowany z szeregu przez zastosowanie metod wyrównania sezonowego, takich jak X-12-ARIMA² lub TRAMO/SEATS³. W przeciwnym przypadku literatura przedmiotu zaleca jego modelowanie za pomocą dodatkowych regresorów⁴.

Szczególne trudności sprawia szacowanie sezonowości o charakterze losowym, która jest równoznaczna z obecnością w szeregu sezonowych pierwiastków jednostkowych. Niestety większość dostępnych testów, takich jak test Dickey-Hasza-Fuller (DHF) oraz test Bhargava, ma poważne ograniczenia, uniemożliwiające precyzyjne zbadanie sezonowej charakterystyki szeregu. Z tego względu w artykule zastosowano niedostępne w standardowych pakietach eko-

¹ S. Hylleberg (1992).

² D. Findley i in. (1998), s. 52—127.

³ A. Maravall (2005).

⁴ Takie podejście w sytuacji występowania zależności pomiędzy długookresowym trendem a komponentem sezonowym zaleca m.in. P. Frances, B. Hobijn (1997), s. 25—47.

nometrycznych testy Hylleberg-Engle-Granger-Yoo (HEGY) oraz Akdi-Dickey dla danych miesięcznych, umożliwiające dokładne określenie rodzajów efektów sezonowych występujących w szeregu oraz ich istotności.

W pierwszej części opracowania scharakteryzowano sezonowość stochastyczną i deterministyczną. Przedstawiono również sposoby ich modelowania. Dalej opisano testy statystyczne, za pomocą których możliwa jest identyfikacja efektów sezonowych. Szczegółowo omówiono w nim test HEGY oraz Akdi-Dickey. Końcowa część artykułu ilustruje przydatność opisanych metod na przykładzie indeksu produkcji sprzedanej budowlano-montażowej w Polsce w latach 1995—2009.

SEZONOWOŚĆ STOCHASTYCZNA I DETERMINISTYCZNA

U podstaw badań nad zjawiskami sezonowymi leży założenie o możliwości dekompozycji danych surowych na komponenty cykliczne. Wśród podstawowych składników szeregu czasowego wyróżnia się:

- trend, który obrazuje długookresową tendencję zmian w szeregu czasowym. Jest on traktowany jako czynnik o nieskończonym cyklu;
- wahania cykliczne, rozumiane jako powtarzające się oscylacje o czasie trwania dłuższym niż rok, wywoływane przez procesy ekonomiczne związane z cyklami koniunkturalnymi w gospodarce;
- wahania nieregularne, obejmujące odchylenia od trendu będące wynikiem działania na badaną zmienną czynników, które nie mogą być skutecznie przewidywane i prognozowane. Na wahania nieregularne składa się nieskończona liczba procesów cyklicznych o jednakowej amplitudzie;
- wahania sezonowe definiowane jako powtarzalne, choć niekoniecznie regularne, odchylenia od trendu o pełnym cyklu równym jeden rok.

Sezonowość występująca w szeregu czasowym może mieć zarówno charakter deterministyczny, jak i stochastyczny. Szereg y_t można zatem przedstawić jako⁵:

$$y_t = g_j + x_t \quad (1)$$

gdzie:

g_j — komponent deterministyczny dla j -tego okresu,

x_t — komponent stochastyczny.

Sezonowość deterministyczna charakteryzuje się dokładną regularnością i dlatego może być ona precyzyjnie prognozowana. Proces ten jest generowany przez sezonowe zmienne zero-jedynkowe i zapisywany równaniem:

$$g_t = \sum_{s=1}^S \alpha_s D_{st} + \varepsilon_t \quad (2)$$

⁵ D. Osborn i in. (1988), s. 361—377.

gdzie:

t — numer obserwacji, $t = 1, \dots, T$, τ — rok,
 s — liczba podokresów w roku, $s = 1, \dots, S$, dla danych miesięcznych $S = 12$,
 D_{st} — zmienna zero-jedynkowa, przyjmująca wartość 1 dla s -tego podokresu i 0 dla pozostałych podokresów,
 α_s — nieznane współczynniki przy zmiennych zero-jedynkowych D_{st} ,
 ε_t — proces białego szumu⁶.

Obecność sezonowości deterministycznej może być wykrywana przy pomocy testów: Canova-Hansen⁷, Caner⁸, Tam-Reinsel⁹. Do badania istnienia w szeregu tego rodzaju sezonowości może być również wykorzystany test HEGY, którego konstrukcja została omówiona w dalszej części opracowania.

Sezonowość stochastyczna jest równoznaczna z występowaniem w szeregu czasowym sezonowych pierwiastków jednostkowych. W procesie przedstawionym równaniem:

$$\varphi(B)x_t = \varepsilon_t \quad (3)$$

gdzie:

$\varphi(B)$ — wielomian charakterystyczny operatora opóźnienia B ,
 B — operator opóźnienia, taki że $Bx_t = x_{t-1}$,
 ε_t — proces białego szumu,

występuje ona wówczas, gdy wielomian $\varphi(B)$ zawiera sezonowe pierwiastki jednostkowe¹⁰.

Jeżeli $\varphi(B) = 1 - B^S$, to stochastyczny szereg x_t przedstawiony w równaniu (3) jest sezonowo zintegrowany rzędu pierwszego¹¹.

⁶ Proces białego szumu to proces o zerowej wartości oczekiwanej, skończonej i stałej wariancji wynoszącej σ^2 , dla którego ε_t i ε_ζ są niezależne, jeśli $t \neq \zeta$.

⁷ Hipoteza zerowa testu Canova-Hansen, zakładająca że w szeregu występuje deterministyczny wzorec sezonowości, nie jest odrzucana również wówczas, gdy szereg nie zawiera komponentu sezonowego. Budowa testu została omówiona w P. Frances i in. (2005).

⁸ Opis testu dostępny w M. Caner (1998), s. 349—356.

⁹ Test omówiony w W.-K. Tam, G. Reinsel (1998), s. 609—625.

¹⁰ Oznacza to, że przynajmniej jeden pierwiastek wielomianu $\varphi(B)$ związany z częstotliwością sezonową jest co do modułu równy jeden.

¹¹ Szereg x_t jest sezonowo zintegrowany rzędu (d, D) , co oznaczane jest jako $x_t \sim I(d, D)$, jeśli po d -krotnym obliczeniu różnic w postaci $x_t - x_{t-1}$ oraz D -krotnym obliczeniu różnic sezonowych w postaci $x_t - x_{t-S}$, gdzie S jest liczbą wystąpień w roku, może być on przedstawiony w postaci stacjonarnego procesu ARMA (Autoregressive Moving Average). Stacjonarność rozumiana jest tu jako występowanie w szeregu stałej w czasie średniej i wariancji oraz kowariancji zależnej jedynie od odległości pomiędzy obserwacjami (Chatfield, 2003).

Identyfikacja w szeregu sezonowości stochastycznej jest dokonywana przeważnie na podstawie jego funkcji gęstości spektralnej wyrażonej wzorem¹²:

$$f(\omega_t) = \frac{\sigma^2}{|\varphi(e^{i\omega_t})|^2} \quad (4)$$

gdzie:

σ^2 — wariancja składnika losowego ε_t ,

ω_t — częstość kołowa, zdefiniowana jako $\omega_t = \frac{2\pi t}{T}$,

pozostałe oznaczenia jak wyżej.

Jeśli szereg wykazuje sezonowość stochastyczną, to wyznaczona dla niego funkcja gęstości spektralnej $f(\omega)$ osiąga lokalne maksima dla częstości sezonowych zdefiniowanych jako:

$$\omega_\varsigma = \frac{2\pi\varsigma}{S} \quad (5)$$

gdzie $\varsigma = 1, \dots, \frac{S}{2}$, S jest liczbą wystąpień w roku.

PRZEGLĄD TESTÓW SEZONOWEGO PIERWIASTKA JEDNOSTKOWEGO

Jednym z pierwszych, powszechnie stosowanych, narzędzi umożliwiających wykrywanie w szeregu pierwiastka jednostkowego był test Dickey-Fuller¹³ (DF). Ze względu na to, że jest on nieodporny na autokorelację badanego składnika losowego, w analizach ekonometrycznych wykorzystywana jest jego rozszerzona wersja — test ADF¹⁴ uwzględniający opóźnione wartości zmiennej zależnej. Jego podstawą jest równanie:

$$(1 - B)y_t = \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^h \gamma_i (1 - B)y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (6)$$

¹² Dla celów analizy sezonowości stochastycznej funkcja gęstości spektralnej jest rozpatrywana dla $\omega_t \in (0, \frac{1}{2})$.

¹³ M. McAller, L. Oxley (1996), s. 10.

¹⁴ Y. Cheung, K. Lai (1995).

gdzie:

- B — operator opóźnienia taki, że $By_t = y_{t-1}$,
- δ — nieznaną współczynnik przy zmiennej y_{t-1} ,
- γ_i — nieznaną współczynnik przy zmiennej y_{t-i} ,
- h — oznacza liczbę opóźnień zmiennej zależnej konieczną do spełnienia założeń testu.

Istotę testu stanowi badanie wartości współczynnika δ . Jego hipoteza zerowa zakłada, że $\delta = 0$, co oznacza, że szereg y_t zawiera pierwiastek jednostkowy, natomiast hipoteza alternatywna ma postać $\delta \in (-2, 0)$ i jest równoznaczna z tym, że szereg y_t jest stacjonarny. W przypadku odrzucenia hipotezy zerowej, standardowo stosowana procedura testowania polega na zwiększaniu rzędu nie-sezonowych różnic aż do otrzymania szeregu stacjonarnego. Jednakże w przypadku obecności w szeregu czasowym sezonowych pierwiastków jednostkowych, niewykrywalnych przez test ADF, ten sposób postępowania jest zawodny. Spowodowało to konieczność dalszego rozwoju metod wykrywania i usuwania efektów sezonowych z szeregów czasowych.

Do najprostszych testów badających obecność w szeregu czasowym sezonowości stochastycznej należy, wykorzystujący metodologię ADF, test DHF. W swojej podstawowej wersji polega on na oszacowaniu metodą najmniejszych kwadratów (MNK) równania regresji¹⁵:

$$(1 - B^S)y_t = \delta y_{t-s} + \varepsilon_t \quad (7)$$

gdzie:

- S — liczba obserwacji szeregu y_t przypadająca na jeden rok,
- ε_t — proces białego szumu.

W przypadku gdy ε_t nie spełnia nałożonych na ten proces warunków, do równania (7) mogą być włączane opóźnione wartości $(1 - B^S)y_t$ oraz czynniki deterministyczne, takie jak: stała, trend oraz zero-jedynkowe zmienne sezonowe. Obliczona wartość statystyki testowej t -Studenta, równa stosunkowi estymatora MNK parametru δ do jego odchylenia standardowego, służy do weryfikacji hipotezy zerowej testu, zakładającej że $\delta = 0$. Jest ona równoznaczna z tym, że proces y_t jest sezonowo zintegrowany rzędu S .

Poważnym ograniczeniem testu DHF jest to, że testuje on obecność pierwiastków sezonowych i niesezonowego pierwiastka jednostkowego łącznie¹⁶. Hipoteza alternatywna testu stwierdza, że wszystkie pierwiastki sezonowe są

¹⁵ E. Ghysels, D. Osborn (2001).

¹⁶ S. Hyllberg (1992).

sobie równe co do modułu. Z uwagi na możliwość występowania w szeregu pierwiastków sezonowych tylko dla niektórych częstości sezonowych, wyniki otrzymywane po zastosowaniu testu mogą nie ukazywać rzeczywistej charakterystyki badanego procesu. Dlatego w artykule wykorzystano również test HEGY¹⁷ stanowiący naturalne rozszerzenie testu DHF. Umożliwia on badanie obecności w szeregu czasowym dowolnych sezonowych i niesezonowych pierwiastków jednostkowych.

Postać równania regresji stanowiącego fundament testu HEGY oraz zbiór testowanych hipotez jest zależny od częstotliwości badanego szeregu. Procedura testowania istnienia pierwiastków sezonowych w szeregu y_t o częstotliwości miesięcznej polega na estymacji równania w postaci¹⁸:

$$\varphi(B)y_{13,t} = \mu_t + \sum_{k=1}^{12} \zeta_k y_{k,t-1} + \varepsilon_t \quad (8)$$

gdzie:

$\varphi(B)$ — wielomian charakterystyczny operatora opóźnienia B , którego pierwiastki jednostkowe leżą poza kołem jednostkowym,

$\mu_t = \sum_{s=1}^{12} \gamma_s D_{st} + \beta_0 t$ — czynnik deterministyczny, wyrażony jako kombinacja liniowa zmiennej czasowej t i sezonowych zmiennych zero-jedynkowych D_{st} ,

ε_t — proces białego szumu,

$\zeta_1, \dots, \zeta_{12}$ — nieznane parametry strukturalne modelu,

$$y_{1,t} = (1 + B + B^2 + B^3 + B^4 + B^5 + B^6 + B^7 + B^8 + B^9 + B^{10} + B^{11})y_t,$$

$$y_{2,t} = -(1 - B + B^2 - B^3 + B^4 - B^5 + B^6 - B^7 + B^8 - B^9 + B^{10} - B^{11})y_t,$$

$$y_{3,t} = -(B - B^3 + B^5 - B^7 + B^9 - B^{11})y_t,$$

$$y_{4,t} = -(1 - B^2 + B^4 - B^6 + B^8 - B^{10})y_t,$$

$$y_{5,t} = -\frac{1}{2}(1 + B - 2B^2 + B^3 + B^4 - 2B^5 + B^6 + B^7 - 2B^8 + B^9 + B^{10} - 2B^{11})y_t,$$

$$y_{6,t} = -\frac{\sqrt{3}}{2}(1 - B + B^3 - B^4 + B^6 - B^7 + B^9 - B^{10})y_t,$$

$$y_{7,t} = -\frac{1}{2}(\sqrt{3} - B + B^3 - \sqrt{3}B^4 + 2B^5 - \sqrt{3}B^6 + B^7 - B^9 + \sqrt{3}B^{10} - 2B^{11})y_t,$$

$$y_{8,t} = -\frac{\sqrt{3}}{2}(1 + B - B^3 - B^4 + B^6 + B^7 - B^9 - B^{10})y_t,$$

¹⁷ Tamże.

¹⁸ Procedura testowania została szczegółowo omówiona w J. Miron (1992).

$$\begin{aligned}
y_{9,t} &= -\frac{1}{2}(\sqrt{3} - B + B^3 - \sqrt{3}B^4 + 2B^5 - \sqrt{3}B^6 + B^7 - B^9 + \sqrt{3}B^{10} - 2B^{11})y_t, \\
y_{10,t} &= \frac{1}{2}(1 - \sqrt{3}B + 2B^2 - \sqrt{3}B^3 + B^4 - B^6 + \sqrt{3}B^7 - 2B^8 + \sqrt{3}B^9 - B^{10})y_t, \\
y_{11,t} &= -\frac{1}{2}(\sqrt{3} + B - B^3 + \sqrt{3}B^4 - 2B^5 - \sqrt{3}B^6 - B^7 + B^9 + \sqrt{3}B^{10} + 2B^{11})y_t, \\
y_{12,t} &= -\frac{1}{2}(1 + \sqrt{3}B + 2B^2 + \sqrt{3}B^3 + B^4 - B^6 - \sqrt{3}B^7 - 2B^8 - \sqrt{3}B^9 - B^{10})y_t, \\
y_{13,t} &= (1 - B^{12})y_t.
\end{aligned}$$

Testowanie hipotezy o występowaniu poszczególnych pierwiastków jednostkowych polega na oszacowaniu modelu (równanie (8)) MNK, a następnie porównaniu otrzymanej wartości statystyki testowej z wartościami rozkładów estymowanych przy zastosowaniu metod Monte Carlo¹⁹. Testowana jest obecność w szeregu dwunastu możliwych pierwiastków jednostkowych — jednego pierwiastka niesezonowego i jedenastu pierwiastków sezonowych — które zostały zestawione w tabl. 1.

TABL. 1. CZĘSTOŚCI SEZONOWE I NIESEZONOWE DLA DANYCH MIESIĘCZNYCH

Pierwiastki jednostkowe	ω_t	k
1	0	1
-1	π	2
i	$\frac{\pi}{2}$	3
$-i$	$-\frac{\pi}{2}$	4
$-\frac{1}{2}(1 + \sqrt{3}i)$	$-\frac{2\pi}{3}$	5
$-\frac{1}{2}(1 - \sqrt{3}i)$	$\frac{2\pi}{3}$	6
$\frac{1}{2}(1 + \sqrt{3}i)$	$\frac{\pi}{3}$	7
$\frac{1}{2}(1 - \sqrt{3}i)$	$-\frac{\pi}{3}$	8
$-\frac{1}{2}(\sqrt{3} + i)$	$-\frac{5\pi}{6}$	9
$-\frac{1}{2}(\sqrt{3} - i)$	$\frac{5\pi}{6}$	10
$\frac{1}{2}(\sqrt{3} + i)$	$\frac{\pi}{6}$	11
$\frac{1}{2}(\sqrt{3} - i)$	$-\frac{\pi}{6}$	12

Źródło: Beaulieu, Miron (1992).

¹⁹ Sposób wyznaczania wartości krytycznych testu HEGY został opisany w J. Beaulieu, J. Miron (1992).

Test HEGY umożliwia testowanie istnienia w szeregu zarówno sezonowości stochastycznej, jak i deterministycznej. O występowaniu sezonowości deterministycznej świadczy odrzucenie hipotezy zerowej, według której wszystkie współczynniki γ_k są równe zero. Dla częstotliwości $\omega = 0$ oraz $\omega = \pi$, na podstawie statystyki testowej testu t -Studenta, weryfikowana jest hipoteza zerowa w postaci $\varsigma_k = 0$ przeciwko hipotezie alternatywnej $\varsigma_k > 0$. Występowanie sezonowości stochastycznej jest testowane przy pomocy statystyki testowej testu F dla hipotezy $\pi_{k-1} = \pi_k = 0$, gdzie $k > 2$. Brak w szeregu sezonowości stochastycznej jest równoznaczny z tym, że spełnione są jednocześnie dwa warunki — $\pi_2 = 0$ oraz $\pi_k = 0$ — dla przynajmniej jednej częstotliwości z każdego ze zbiorów: $k = (\{3, 4\}, \{5, 6\}, \{7, 8\}, \{9, 10\}, \{11, 12\})$. Warunkiem prawidłowego stosowania testu HEGY jest normalność rozkładu reszt, brak występowania ich autokorelacji oraz warunkowej heteroskedastyczności.

W naszym opracowaniu zastosowano również skonstruowany w ostatnim czasie, ale jeszcze nierozpowszechniony, test Akdi-Dickey²⁰. Jest to test pierwiastka jednostkowego opierający się na analizie spektralnej szeregu. Jego podstawą jest analiza periodogramu szeregu otrzymanego w wyniku przekształcenia zmiennej y_t do dziediny częstości. Periodogram jest wyrażony wzorem:

$$I_T(\omega_t) = \frac{T}{2} (a_t^2 + b_t^2) \quad (9)$$

gdzie:

t — numer obserwacji, $t = 1, \dots, T$,

ω_t — częstość kołowa, zdefiniowana jako $\omega_t = \frac{2\pi t}{T}$,

a_t i b_t — współczynniki zdefiniowane odpowiednio jako:

$$a_t = \frac{2}{T} \sum_{t=1}^T (y_t - \bar{y}) \cos(\omega_t t) \text{ oraz } b_t = \frac{2}{T} \sum_{t=1}^T (y_t - \bar{y}) \sin(\omega_t t), \text{ gdzie } \bar{y} \text{ jest}$$

średnią szeregu y_t .

Dla $\omega_t = \frac{2\pi t}{T}$ zachodzi równość:

$$\sum_{t=1}^T \cos(\omega_t t) = \sum_{t=1}^T \sin(\omega_t t) = 0 \quad (10)$$

²⁰ Opis testu pochodzi z artykułu Akdi Y., Dickey D., Ucar N., *Stochastic Seasonality and Habit in US Consumption of Nondurables*, <http://www.pglocal.com.tr/prl/resource/habit.pdf>.

Współczynniki a_t i b_t mają wówczas stałą średnią, z czego wynika, że periodogram ma również stałą średnią.

Statystyka testowa testu Akdi-Dickey ma postać:

$$T(\omega_t) = \frac{2(1 - \cos(\omega_t))}{\hat{\sigma}^2} I_T(\omega_t) \quad (11)$$

gdzie $\hat{\sigma}^2$ — oszacowana wariancja składnika losowego, pozostałe oznaczenia jak zastosowano wcześniej.

W przypadku dużej próby statystyka testowa $T(\omega_t)$ zbiega asymptotycznie według dystrybucyj do:

$$T(\omega_t) = \frac{2(1 - \cos(\omega_t))}{\hat{\sigma}^2} I_T(\omega_t) \xrightarrow{D} Z_1^2 + 3Z_2^2 \quad (12)$$

gdzie Z_1 i Z_2 są niezależnymi od siebie zmiennymi o rozkładzie standardowym, normalnym, pozostałe oznaczenia jak poprzednio.

Hipoteza zerowa testu, o tym że badany szereg ma pierwiastek jednostkowy, jest odrzucana, gdy obliczona wartość statystyki testowej jest mniejsza od wartości krytycznej²¹.

Obecności w szeregu więcej niż jednego niesezonowego pierwiastka jednostkowego lub podwójnych pierwiastków sezonowych towarzyszy niekiedy wzrost sezonowej wariancji. Występowanie takiego zachowania szeregu czasowego może być wykrywane przy pomocy testu Osborn, którego statystyka ma postać²²:

$$\varphi(B)A_s y_t = \alpha_0 + \beta_0 t + \sum_{s=1}^{S-1} \gamma_s D_{st} + \sum_{s=1}^{S-1} \beta_s D_{st} t + \pi_1(1 - B^S)y_{t-1} + \pi_2(1 - B)y_{t-S} + \varepsilon_t \quad (13)$$

gdzie:

α_0 — stała,

t — zmienna czasowa, pozostałe oznaczenia jak zastosowano wcześniej.

Modelowanie zmienności sezonowej wariancji w czasie jest zapewnione przez dopuszczenie możliwości występowania różnych wartości współczynników β . Hipoteza zerowa testu zakłada, że parametry π_1 oraz π_2 są równe zero. Brak podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej oznacza, że zastosowanie różnicowania jednokrotnego i sezonowego prowadzi do uzyskania stacjonarnej

²¹ Dokładne zestawienie wartości krytycznych testu dla poszczególnych poziomów istotności jest zawarte w opracowaniu Y. Akdi, D. Dickey (1998).

²² P. Frances i in. (2005).

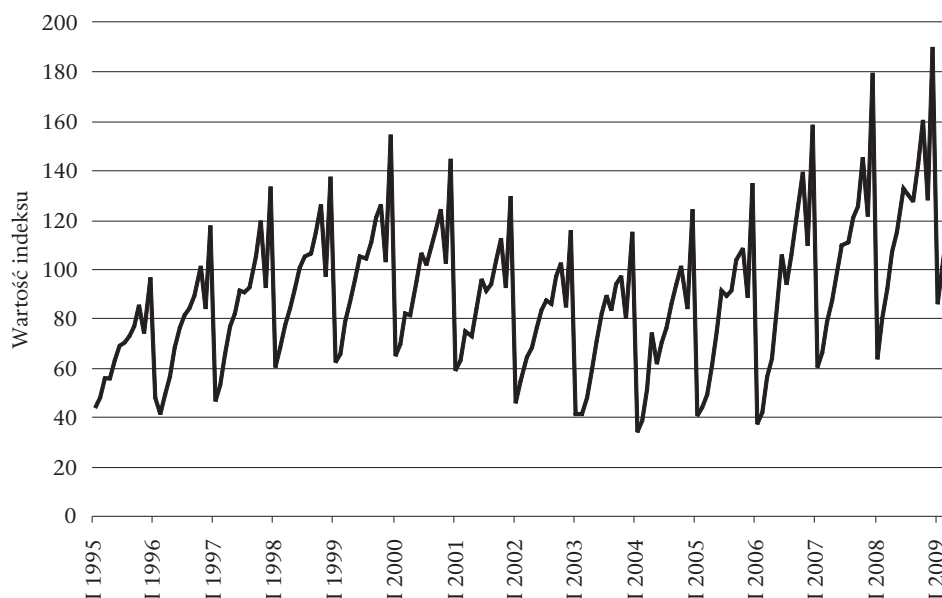
zmiennej y_t . Jeśli $\pi_1 = 0$ i $\pi_2 \neq 0$, to w celu otrzymania stacjonarnej zmiennej y_t konieczne jest zastosowanie filtru $(1 - B)y_t$. W przypadku gdy $\pi_1 \neq 0$ i $\pi_2 = 0$ należy użyć filtru $(1 - B^s)y_t$. Brak podstaw do odrzucenia hipotezy świadczy o tym, że zarówno π_1 jak i π_2 są różne od zera i oznacza to, że nie występuje konieczność przekształcania zmiennej objaśnianej.

TESTOWANIE OBECNOŚCI PIERWIASTKÓW SEZONOWYCH W SZEREGU PRODUKCJI BUDOWLANO-MONTAŻOWEJ

Analizie poddano indeks produkcji budowlano-montażowej w cenach stałych (2000 = 100) w Polsce. Jest on tworzony przez GUS na podstawie danych obejmujących przedsiębiorstwa o liczbie pracujących powyżej 9 osób. Wskaźnik z częstotliwością miesięczną mierzy zmiany wartości produkcji budowlano-montażowej o charakterze inwestycyjnym i remontowym, zrealizowanej przez określoną kategorię podmiotów gospodarczych. Zalicza się on do kluczowych kategorii obrazujących kondycję sektora realnego gospodarki. Jest on jednym z ważniejszych czynników wpływających na kształtowanie się PKB w Polsce.

Badany szereg czasowy obejmował okres 01.1995 r.—04.2009 r. Kształtowanie się tej kategorii przedstawiono na wykr. 1.

Wykr. 1. INDEKS PRODUKCJI BUDOWLANO-MONTAŻOWEJ (w cenach stałych)

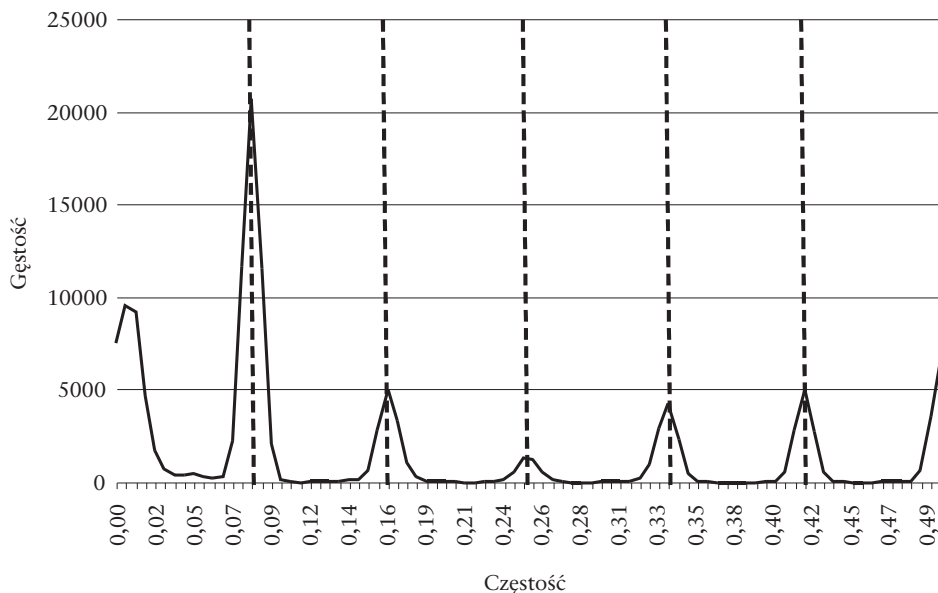


Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Wykres 1 wskazuje, że można oczekiwać wykrycia w szeregu silnych wahań sezonowych. Wyraźnie zauważalny jest powolny wzrost wartości indeksu w drugim półroczu każdego roku. Indeks osiąga maksima lokalne w kolejnych grudniach, po czym obserwowany jest gwałtowny spadek wartości indeksu na początku roku. Taki przebieg zmienności indeksu jest spowodowany m.in. czynnikami klimatycznymi oraz administracyjno-podatkowymi.

Na obecność w szeregu wahań sezonowych wskazuje również przebieg funkcji gęstości spektralnej²³ szeregu zamieszczonej na wyk. 2. Linia przerywaną zaznaczono lokalne maksima funkcji gęstości spektralnej dla częstości oznaczających występowanie impulsu z częstotliwością roczną ($1/12 \approx 0,083$), półroczną ($2/12 \approx 0,167$) i kwartalną ($4/12 \approx 0,333$) oraz trzy ($3/12 \approx 0,250$) i pięć ($5/12 \approx 0,417$) razy w ciągu roku.

Wykr. 2. FUNKCJA GĘSTOŚCI SPEKTRALNEJ DLA INDEKSU PRODUKCJI BUDOWLANO-MONTAŻOWEJ (w cenach stałych)



Źródło: obliczenia własne.

Formalną analizę szeregu rozpoczęto od weryfikacji jego stacjonarności. Właściwości statystyczne poszczególnych testów pierwiastka jednostkowego powo-

²³ Do wykonania wykresu funkcji gęstości spektralnej posłużono się oknem Bartletta. Ze względu na konieczność spełnienia warunku stacjonarności, z poddanego analizie widmowej szeregu usunięto trend i odjęto średnią.

dużą niekiedy otrzymanie sprzecznych wniosków przy zastosowaniu różnej statystyki testowej. Z tego względu w artykule stacjonarność szeregu zbadano niezależnie testami ADF, KPSS²⁴, DHF i HF²⁵. Otrzymane wyniki przedstawiono w tabl. 2²⁶. Wartości krytyczne testów zamieszczono w tabl. 3.

**TABL. 2. WARTOŚCI STATYSTYKI PIERWIASTKA JEDNOSTKOWEGO
DLA INDEKSU PRODUKCJI BUDOWLANO-MONTAŻOWEJ**

Wyszczególnienie	ADF	KPSS	DHF	HF
Wersja testu:				
ze stałą	0,14	0,53	0,00	—
ze stałą i trendem	-0,21	0,23	-0,45	—
na pierwszych różnicach ze stałą	-1,77	0,14	—	1,32

Źródło: obliczenia własne.

TABL. 3. WARTOŚCI KRYTYCZNE TESTÓW PIERWIASTKA JEDNOSTKOWEGO

Testy	$\alpha = 1\%$	$\alpha = 5\%$	$\alpha = 10\%$
ADF (ze stałą)	-3,50	-2,89	2,58
ADF (ze stałą i trendem)	-4,03	-3,44	-3,15
KPSS (ze stałą)	0,74	0,46	0,35
KPSS (ze stałą i trendem)	0,22	0,15	0,12
DHF (ze stałą)	-2,73	-2,01	-1,65
DHF (ze stałą i trendem)	-2,73	-2,01	-1,65
HF (ze stałą)	18,47	15,13	13,49

Źródło: obliczenia własne.

Obliczona statystyka testowa testu ADF wskazuje na brak podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o występowaniu pierwiastka jednostkowego na każdym rozpatrywanym poziomie istotności. W przypadku testu KPSS na poziomie istotności $\alpha = 0,05$ odrzucano hipotezę zerową o stacjonarności analizowanego szeregu. Otrzymane wartości statystyk testu DHF nie dają podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o występowaniu sezonowego pierwiastka jednostkowego w badanym szeregu. Wynik testu HF wskazuje na brak podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej, stwierdzającej, że jednokrotne oraz sezonowe różnicowanie szeregu prowadzi do uzyskania procesu stacjonarnego.

W tabl. 4 przedstawiono wyniki testu Akdi-Dickey. Statystyka testowa $T(\omega_t)$ wskazuje, czy różnicowanie rzędu p szeregu przedstawionego prowadzi do

²⁴ Opis testu KPSS dostępny jest w D. Kwiatkowski i in. (1992), s. 159—178.

²⁵ Konstrukcja testu HF została omówiona w publikacji Hasza D., Fuller W. (1982), s. 1209—1216.

²⁶ Po przeprowadzeniu testu DF wykryto autokorelację reszt. Z tego względu zastosowano test ADF. Po wykonaniu testów DHF i HF, na podstawie wyników testu Breusch-Godfrey, nie stwierdzono podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o występowaniu autokorelacji składnika losowego.

otrzymania procesu stacjonarnego. Na podstawie uzyskanych rezultatów można stwierdzić brak podstaw do odrzucenia hipotezy o występowaniu sezonowego oraz niesezonowego pierwiastka jednostkowego. Potwierdzają to wyniki omówionych analiz.

TABL. 4. WARTOŚCI STATYSTYKI TESTU AKDI-DICKEY DLA INDEKSU PRODUKCJI BUDOWLANO-MONTAŻOWEJ

Szeregi	p	$I_T(\omega_t)$	$\hat{\sigma}^2$	$T(\omega_t)$	Wartości krytyczne na poziomie istotności			Wyniki
					10%	5%	1%	
y	Δ	23145,29	662,16	0,248	0,368	0,178	0,035	I(1)
Δy	Δ	53,62	688,82	0,000	0,368	0,178	0,035	I(0)
Δy	Δ_{12}	11861,94	64,72	35,844	0,373	0,186	0,036	SI(1)
$\Delta\Delta_{12}y$	Δ_{12}	10,73	46,53	0,052	0,373	0,186	0,036	SI(0)

Źródło: obliczenia własne. Podane w tabeli wartości krytyczne pochodzą z publikacji Y. Akdi, D. Dickey (1998).

Zestawienie wyniku testu HEGY zawarto w tabl. 5²⁷. Wartości statystyki testowej wskazują na istotność parametrów γ_1 , γ_2 , γ_{12} opisujących sezonowość deterministyczną szeregu. Brak podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej, według której pozostałe czynniki deterministyczne $\gamma_3, \dots, \gamma_{11}$ są równe zero, świadczy o słabym wpływie sezonowości deterministycznej na szereg. Ze względu na brak istotności trendu oszacowano model z pominięciem tego czynnika. Dla częstości ω równej 0 wynik testu wskazuje na brak podstaw do odrzucenia $H_0: \pi_1 = 0$, co oznacza, że y_t ma pierwiastek jednostkowy równy 1.

Na poziomie istotności 5% nie występują również podstawy do odrzucenia hipotez zerowych, według których zmienna y_t ma pierwiastki jednostkowe równe: -1 , $-\frac{1}{2}(1 \pm \sqrt{3}i)$, $\frac{1}{2}(1 \pm \sqrt{3}i)$, $-\frac{1}{2}(\sqrt{3} \pm i)$, $\frac{1}{2}(\sqrt{3} \pm i)$.

Natomiast na poziomie istotności 1% nie można odrzucić hipotezy, że szereg posiada pierwiastki jednostkowe równe $\pm i$ (odpowiednia wartość krytyczna wynosi $T^* = 8,40$). Hipoteza o jednoczesnym występowaniu wszystkich pierwiastków jednostkowych jest natomiast odrzucana na poziomie istotności $\alpha = 0,05$ i znajduje się na granicy obszaru $\alpha = 0,11$. Wynik ten jest rezultatem jednoczesnego występowania w szeregu sezonowości stochastycznej i deterministycznej. Ze względu na to, że niewielka część zmiennych zero-jedynkowych, modelujących sezonowość deterministyczną, okazała się istotna, przeprowadzo-

²⁷ Dla żadnej z przeprowadzonych wersji testu nie stwierdzono podstaw do odrzucenia następujących hipotez zerowych o występowaniu: normalności reszt (test Jarque-Bera), braku autokorelacji reszt (test Breusch-Godfrey), warunkowej homoskedastyczności składnika losowego (test ARCH-LM).

no test HEGY dla równania, w którym zmienne $\gamma_1 - \gamma_{12}$ zostały zastąpione stałą γ_0 . Wyniki otrzymane dla tej wersji testu zostały przedstawione w tabl. 5.

TABL. 5. WARTOŚCI STATYSTYKI TESTOWEJ ORAZ KRYTYCZNEJ TESTU HEGY DLA INDEKSU PRODUKCJI BUDOWLANO-MONTAŻOWEJ

Hipotezy zerowe	Statystyka testowa				
	bez zmiennych sezonowych			ze zmiennymi sezonowymi	
	bez trendu, bez stałej	bez trendu, ze stałą	z trendem, ze stałą	bez trendu, bez stałej	z trendem, bez stałej
$\gamma_1 = 0$	—	—	—	-4,95 [1,96]	-4,93 [1,96]
$\gamma_2 = 0$	—	—	—	-2,59 [1,96]	-2,61 [1,96]
$\gamma_3 = 0$	—	—	—	1,34 [1,96]	1,28 [1,96]
$\gamma_4 = 0$	—	—	—	1,20 [1,96]	1,14 [1,96]
$\gamma_5 = 0$	—	—	—	1,77 [1,96]	1,75 [1,96]
$\gamma_6 = 0$	—	—	—	1,24 [1,96]	1,24 [1,96]
$\gamma_7 = 0$	—	—	—	1,80 [1,96]	1,82 [1,96]
$\gamma_8 = 0$	—	—	—	1,73 [1,96]	1,76 [1,96]
$\gamma_9 = 0$	—	—	—	0,94 [1,96]	0,97 [1,96]
$\gamma_{10} = 0$	—	—	—	1,24 [1,96]	1,26 [1,96]
$\gamma_{11} = 0$	—	—	—	0,16 [1,96]	0,18 [1,96]
$\gamma_{12} = 0$	—	—	—	3,14 [1,96]	3,15 [1,96]
$\beta_0 = 0$	—	—	—	—	1,75 [1,96]
$\gamma_0 = 0$	—	1,50 [1,96]	1,49 [1,96]	—	—
$\pi_1 = 0$	0,09 [-1,93]	-1,14 [-2,82]	-1,36 [-3,37]	1,77 [-2,81]	1,24 [-3,35]
$\pi_2 = 0$	0,95 [-1,94]	0,94 [-1,94]	0,93 [-1,94]	1,24 [-2,81]	1,82 [-2,81]
$\pi_3 = \pi_4 = 0$	0,61 [3,07]	0,67 [3,07]	0,67 [3,05]	7,29 [6,35]	7,04 [6,35]
$\pi_5 = \pi_6 = 0$	0,71 [3,06]	0,74 [3,05]	0,73 [3,05]	4,34 [6,48]	4,43 [6,48]
$\pi_7 = \pi_8 = 0$	0,02 [3,10]	0,01 [3,09]	0,02 [3,08]	4,87 [6,33]	4,92 [6,30]
$\pi_9 = \pi_{10} = 0$	0,18 [3,11]	0,18 [3,09]	0,18 [3,08]	5,92 [6,41]	5,98 [6,40]
$\pi_{11} = \pi_{12} = 0$	0,02 [3,11]	0,03 [3,10]	0,03 [3,09]	5,61 [6,47]	5,56 [6,46]
$\pi_1 = \dots = \pi_{12} = 0$	0,43 [1,90]	0,51 [1,89]	0,57 [1,88]	6,16 [4,44]	6,21 [4,44]
$\pi_2 = \dots = \pi_{12} = 0$	0,38 [1,88]	0,40 [2,07]	0,40 [2,30]	6,50 [4,37]	6,46 [4,58]

Źródło: obliczenia własne. Podane w nawiasach kwadratowych wartości krytyczne pochodzą z P. Frances, B. Hobijn (1997).

Wyniki testu Osborn (tabl. 6), dla każdego z wariantów testu, potwierdzają brak podstaw do odrzucenia hipotezy, że π_1 oraz π_2 są równe zero²⁸. Oznacza to, że do otrzymania szeregu stacjonarnego konieczne jest wykonanie różnicowania zwykłego oraz sezonowego.

²⁸ Test Osborn wymaga przeprowadzenia analogicznej diagnostyki reszt modelu, jak test HEGY. Wyniki testów diagnostycznych nie dały podstaw do stwierdzenia występowania nieprawidłowej struktury reszt.

TABL. 6. WARTOŚCI STATYSTYKI TESTOWEJ ORAZ KRYTYCZNEJ TESTU OSBORN DLA INDEKSU PRODUKCJI BUDOWLANO-MONTAŻOWEJ

Hipotezy zerowe	Statystyka testowa	Wartości krytyczne		
		1%	5%	10%
<i>h</i> = 4, bez zmiennych sezonowych, bez trendu				
$\pi_1 = 0$	-0,03	-2,72	-2,10	-1,74
$\pi_2 = 0$	1,19	-6,38	-5,67	-5,30
$\pi_1 = \pi_2 = 0$	0,71	22,82	18,16	16,01
<i>h</i> = 4, bez zmiennych sezonowych, z trendem				
$\pi_1 = 0$	-0,02	-3,47	-2,82	-1,49
$\pi_2 = 0$	1,19	-6,37	-5,67	-5,30
$\pi_1 = \pi_2 = 0$	0,72	24,04	19,57	17,31
<i>h</i> = 4, ze zmiennymi sezonowymi, z trendem				
$\pi_1 = 0$	-0,37	-2,85	-2,11	-1,71
$\pi_2 = 0$	-4,62	-8,74	-8,04	-7,67
$\pi_1 = \pi_2 = 0$	10,72	42,24	35,93	32,73

Ź r ó d ł o: obliczenia własne; *h* oznacza liczbę opóźnień zmiennej zależnej konieczną do spełnienia założeń testu. Podane wartości krytyczne pochodzą z P. Frances, B. Hobijn (1997).

Podsumowanie

W opracowaniu przedstawiono metody wykrywania w szeregu czasowym sezonowości stochastycznej i deterministycznej. Każdy z tych rodzajów sezonowości jest modelowany w odmienny sposób. Prawidłowa klasyfikacja przez analityka typu zaburzeń sezonowych obecnych w analizowanych danych jest konieczna, gdyż zapobiega wystąpieniu obciążenia w konstruowanym na ich podstawie modelu oraz niskiej jakości prognoz²⁹.

Szczegółowa analiza doprowadziła do wykrycia w szeregu produkcji budowlano-montażowej w Polsce istnienia klasycznego pierwiastka jednostkowego oraz sezonowych pierwiastków jednostkowych dla wszystkich częstości sezonowych. W badaniu wykorzystano szeroki zbiór testów, co umożliwiło sformułowanie jednoznacznych, wiarygodnych wniosków. Wyniki przedstawionych w opracowaniu testów w jednoznaczny sposób wskazały na przekształcenia, jakim należy poddać szereg w celu przekształcenia go do postaci stacjonarnej. Zastosowany test HEGY wykazał również obecność słabej sezonowości deterministycznej. Jednakże brak istotności wszystkich zmiennych deterministycznych oznacza, że nie występuje konieczność uwzględniania tych czynników w przekształceniach, jakim zostanie poddany szereg.

mgr Natalia Nehrebecka, mgr Sylwia Grudkowska — NBP

²⁹ A. Aguirre (2000).

LITERATURA

- Aguirre A. (2000), *Testing for Seasonal Unit Roots using Monthly Data*, Universidade Federal de Minas Gerais, Textos para Discussão Cedeplar-UFMG, No. 139
- Akdi Y., Dickey D. (1998), *Periodograms for Unit Root Time Series: Distributions and Tests*, „Communications in Statistics”, vol. 27
- Beaulieu J., Miron J. (1992), *Seasonal Unit Roots in Aggregate U.S. Data*, National Bureau of Economic Research, „Technical Paper”, No. 126
- Caner M. (1998), *A Locally Optimal Seasonal Unit-Root Test*, „Journal of Business and Economic Statistics”, No. 16
- Chatfield C. (2003), *An Analysis of Time Series: An Introduction*, Chapman & Hall/CRC
- Cheung Y., Lai K. (1995), *Lag Order and Critical Values of the Augmented Dickey-Fuller Test*, No.13, vol. 3
- Findley D., Monsell B., Bell W., Otto M., Bor-Chung Chen (1998), *New Capabilities and Methods of the X-12-ARIMA Seasonal Adjustment Program*, „Journal of Business and Economic Statistics”, vol. 16
- Frances P., Hobijn B. (1997), *Critical values for unit root tests in seasonal time series*, „Journal of Applied Statistics”, No. 1, vol. 24
- Frances P., Paap R., Fok D. (2005), *Performance of Seasonal Adjustment Procedures: Simulation and Empirical Results*, Erasmus University Rotterdam, Econometric Institute, Econometric Institute Report
- Ghysels E., Osborn D. (2001), *The Econometric Analysis of Seasonal Time Series*, Cambridge University Press
- Hasza D., Fuller W. (1982), *Testing for Nonstationary Parameter Specifications in Seasonal Time Series Models*, „The Annals of Statistics”, Princeton University Press, No. 4, vol. 10
- Hylleberg S. (1992), *Modelling Seasonality*, Oxford University Press
- Kwiatkowski D., Phillips P., Schmidt P., Shin Y. (1992), *Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root: How Sure Are We That Economic Time Series Have a Unit Root?*, „Journal of Econometrics”, vol. 54
- Maravall A. (2005), *An Application of the automatic procedure of TRAMO and SEATS: Direct versus Indirect Adjustment*, Banco de España Working Papers, No. 0524
- McAller M., Oxley L. (1999), *Practical Issues in Cointegration Analysis*, Blackwell Publishers Ltd
- Miron J. (1992), *Seasonal Unit Roots in Aggregate U.S Data*, National Bureau of Economic Research, „Technical Paper”, No. 126
- Osborn D., Chui A., Smith J., Birchenhall C. (1988), *Seasonality and the Order of Integration for Consumption*, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, No. 50
- Tam W.-K., Reinsel G. (1998), *Seasonal Moving — Average Unit Root Tests in the Presence of Linear Trend*, „Journal of Time Series Analysis”, No. 19

SUMMARY

The article presents the influence of seasonal effects on time series. As an important case study, the models for deterministic and stochastic seasonal components have been discussed. A number of procedures to test the null hypothesis of seasonal integration have been described, including HEGY as well as Akdi-Dickey tests. The index of sold construction and assembly production in

constant prices has been used for illustration. The authors have provided the evidence on the presence of seasonal unit roots and seasonal dummy variables in this time series.

РЕЗЮМЕ

Статья рассматривает влияние сезонных эффектов на временные ряды. В статье представляются характерные черты стохастической и детерминистической сезонности и тесты используемые для их определения. Обсуждается конструкция теста HEGY и Akdi-Dickey. Были сделаны эмпирические вычисления для индекса строительно-монтажной продукции за период январь 1995 г. — апрель 2009 г. В ряду обнаружено наличие обоих видов (типов) сезонности. Проведенные тесты указывают на выступление важных двоичных сезонных переменных и единичных сезонных значений.

Agnieszka SOMPOLSKA-RZECHUŁA

Zastosowanie metody analizy zgodności w badaniu jakości życia kobiet

Jakość życia to bardzo złożona kategoria o trudnym do określenia zakresie przedmiotowym i interdyscyplinarnym charakterze. Składają się na nią takie elementy, jak (Kusterka, 2003): bogactwo, zdrowie i samopoczucie, bezpieczeństwo (w aspekcie zdrowotnym, utraty mienia oraz w sensie ekonomicznym), stan środowiska naturalnego, bogactwo duchowe (dostęp do edukacji i kultury), poczucie przynależności do lokalnej społeczności oraz stosunki międzyludzkie. Każdy z tych elementów ma swój wymiar obiektywny, ale ocena jakości życia zależy w dużej mierze od subiektywnego systemu wartości oraz odczucia co do stopnia zaspokojenia własnych potrzeb i aspiracji. Odczucia subiektywne mają podstawowe znaczenie, ponieważ są udziałem każdego człowieka. Dlatego uzasadnione wydaje się badanie subiektywnej jakości życia, umożliwiające określenie jej poziomu, czynników ją determinujących oraz powiązań występujących między cechami charakteryzującymi jakość życia.

Narzędziem umożliwiającym badanie współwystępowania kategorii dwóch lub kilku cech nominalnych opisujących obiekty (np. respondentów) jest analiza zgodności¹, która należy do grupy wielowymiarowych metod badania współzależności. Jej zaletą jest możliwość czytelnej, graficznej prezentacji współwystępowania kategorii zmiennych. Zastosowania tej metody można znaleźć np. w pracach Gatnara i Walesiaka (2004), Bąk i Wawrzyniak (2009) oraz Stanimir (2002, 2005).

Głównym celem proponowanego badania było wykrycie powiązań między kategoriami zmiennej określającej stopień zmian jakości życia a kategoriami zmiennych o charakterze społeczno-demograficznym, czyli: wiekiem, stanem cywilnym, liczbą dzieci, wykształceniem, miejscem zamieszkania oraz formą zatrudnienia. Ponadto, podjęto także próbę odpowiedzi na pytanie, czy zmiany jakości życia zależą od takich czynników, jak: życie osobiste, życie zawodowe, życie towarzyskie oraz sytuacja finansowa.

METODA BADAWCZA

Często do określenia siły zależności między dwiema cechami nominalnymi wykorzystywane są takie wskaźniki, jak np.: *V*-Cramera, *C*-Pearsona czy *T*-Czuprowa. Jednak za pomocą tych wskaźników nie można określić siły zależności między większą liczbą zmiennych. Możliwości takie daje analiza zgodności, która pozwala wskazać jednoczesne występowanie kategorii zarówno dwóch, jak i większej liczby cech (Stanimir, 2003).

Badając zależności między dwiema cechami opisywanymi dowolną liczbą kategorii wykorzystuje się prostą analizę zgodności, posługując się tablicą kontyngencji. W przypadku rozpatrywania wielu cech stosuje się wielowymiarową analizę, korzystając z jednego z czterech sposobów zapisu zaobserwowanych liczebności kategorii cech: złożonej macierzy znaczników, macierzy Burta, wielowymiarowej tablicy kontyngencji, łączonej tablicy kontyngencji². W artykule wykorzystano drugi sposób zapisu danych, tzn. macierz Burta, który jest najczęściej podstawą przeprowadzania analizy korespondencji (Stanimir, 2005).

¹ Analiza zgodności to (analiza korespondencji, ang. *correspondence analysis*, analiza odpowiedniości lub powiązań) jest to metoda statystyczna eksploracyjnej analizy macierzy kontyngencji lub macierzy prawdopodobieństwa. Metoda ta zakłada istnienie ukrytych zmiennych (ang. *hidden variables*), zwanych zmienną wierszową i kolumnową. Wiersze wejściowej macierzy reprezentują różne możliwe stany zmiennej wierszowej a kolumny — zmiennej kolumnowej. Wartości wejściowej macierzy przedstawiają rozkład dwuwymiarowy tych dwóch zmiennych w populacji. Zadaniem analizy odpowiedniości jest takie odtworzenie wartości liczbowych stanów zmiennej wierszowej i kolumnowej, aby współczynnik korelacji Pearsona pomiędzy tymi zmiennymi przyjmował lokalne maksimum.

² Stanimir (2005), s. 42—51.

W tabl. 1 przedstawiono przykładową macierz Burta.

TABL. 1. MACIERZ BURTA DLA CECH: X, Y, Z

Zmienne		X		Y			Z		
		X ₁	X ₂	Y ₁	Y ₂	Y ₃	Z ₁	Z ₂	Z ₃
X	X ₁		0						
	X ₂	0							
Y	Y ₁				0	0			
	Y ₂			0		0			
	Y ₃			0	0				
Z	Z ₁							0	0
	Z ₂						0		0
	Z ₃						0	0	

Źródło: opracowanie własne na podstawie A. Stanimir (2003).

Macierz Burta jest symetryczną macierzą blokową, na głównej przekątnej umieszczone są macierze diagonalne (zaznaczone dwoma kolorami: jasnym szarym i białym) zawierające liczebności wystąpień kategorii cech, a poza przekątną położone są tablice kontyngencji dla każdej pary rozpatrywanych zmiennych (zaznaczone kolorem ciemnym szarym). Całkowita liczebność każdej podmacierzy jest równa liczbie badanych jednostek n , natomiast w macierzy Burta wynosi ona $n \cdot Q^2$ (Q — liczba cech). Macierz Burta jest symetryczna ($b_{ij} = b_{ji}$), czyli liczebności brzegowe wierszy i kolumn są identyczne i obliczane następująco:

$$\sum_{j=1}^J b_{ij} = b_{i.} = b_{.j} = Q \cdot b_{ii}$$

gdzie:

b_{ij} — elementy macierzy Burta,

J — łączna liczba kategorii wszystkich cech.

Częstości brzegowe wierszy i kolumn są sobie równe i wynoszą:

$$p_{i.} = \frac{Q \cdot b_{ii}}{n \cdot Q^2}$$

Wartości $p_{i.}$ są elementami diagonalnej macierzy częstości brzegowych wierszy, a tym samym kolumn. Są one także składowymi wektora częstości brzegowych \mathbf{r} . Macierz częstości zaobserwowanych jest obliczana jako:

$$\mathbf{P} = \frac{1}{n \cdot Q^2} \mathbf{B}$$

Macierz \mathbf{B} jest symetryczna, czyli można wskazać, że ulegnie dekompozycji, ale według wartości własnych:

$$\mathbf{A} = \mathbf{D}_r^{-1/2} (\mathbf{P} - \mathbf{r}\mathbf{r}^T) \mathbf{D}_r^{-1/2} = \mathbf{U} \mathbf{\Gamma}_B^2 \mathbf{U}^T$$

gdzie:

\mathbf{U} — macierz wektorów własnych macierzy \mathbf{A} ,

$\mathbf{\Gamma}_B^2$ — macierz diagonalna, zawierająca kwadraty wartości osobliwych $\gamma_{B,k}^2$

$$\left(k = 1, 2, \dots, K; K = \sum_{q=1}^Q (J_q - 1) \right) \text{ macierzy } \mathbf{A},$$

J_q — liczba kategorii cechy q ,

\mathbf{D}_r — diagonalna macierz zaobserwowanych częstości brzegowych wierszy.

Można zapisać, że $\mathbf{\Gamma}_B^2 = \mathbf{\Lambda}_B$, gdzie $\lambda_{B,k}$, to wartości własne macierzy \mathbf{A} . Następuje rozkład macierzy \mathbf{A} według wartości własnych, a współrzędne kategorii cech zawiera tylko jedna macierz:

$$\mathbf{F} = \mathbf{D}_r^{-1/2} \mathbf{U} \mathbf{\Gamma}_B$$

Wymiar rzeczywistej przestrzeni współwystępowania odpowiedzi na pytania wyznacza się według wzoru:

$$K = \sum_{q=1}^Q (J_q - 1)$$

Według kryterium Greenacre'a jako najlepszy jest wybierany ten wymiar rzutowania kategorii zmiennych, w którym wartości własne spełniają warunek:

$$\lambda_{B,k} > \frac{1}{Q}.$$

Greenacre do założonego kryterium wyboru istotnych wartości własnych ($\lambda_{B,k} > \frac{1}{Q}$) podaje sposób na „ulepszenie” wyników analizy zmiennych zapisanych w postaci macierzy Burta. Można przeskalować wartości własne według następującego wzoru³:

$$\tilde{\lambda}_k = \left(\frac{Q}{Q-1} \right)^2 \cdot \left(\sqrt{\lambda_{B,k}} - \frac{1}{Q} \right)^2$$

³ Stanimir, 2005, s. 66.

gdzie:

Q — liczba zmiennych,

$\lambda_{B,k}$ — k -ta wartość własna.

MATERIAŁ BADAWCZY

Przydatność analizy zgodności dla zmiennych nominalnych przedstawiono na przykładzie dotyczącym badania jakości życia, które zostało przeprowadzone wśród mieszkanek woj. zachodniopomorskiego. Okresem badawczym był przełom lat 2007 i 2008. Ankieta miała charakter anonimowy i objęła 106 kobiet. W metryczce kwestionariusza znalazły się pytania dotyczące: wieku, stanu cywilnego, liczby i wieku dzieci, wykształcenia, zawodu, miejsca pracy, zatrudnienia, stażu pracy oraz wysokości dochodu netto na osobę w rodzinie.

Podstawowa część ankiety stawiała pytania dotyczące zagadnień z różnych grup czynników wpływających na jakość życia i obejmowała: wolny czas, zdrowie, środowisko, w którym mieszkają respondentki, poczucie bezpieczeństwa. Umieszczono także pytania dotyczące stopnia zadowolenia z takich aspektów życia, jak: relacje z rodziną, praca zawodowa, życie towarzyskie, sytuacja finansowa, możliwość realizacji zainteresowań i pasji czy wypoczynek.

Uwzględniając cel badania przyjęto następujące warianty odpowiedzi dla zmiennej określającej stopień zmian jakości życia w ciągu trzech lat (JŻ): znacznie poprawiła się — ZP, poprawiła się — P, nie zmieniła się — BZ, pogorszyła się — G. Dla zmiennych społeczno-demograficznych wyróżniono następujące warianty:

- wiek (W) — do 20 lat (do 20), 21—25 lat (21—25), 26—35 lat (26—35), 36—45 lat (36—45), 46—60 lat (46—60), powyżej 60 lat (ponad 60);
- stan cywilny (SC) — zamężna (Z), rozwódka (R), pozostałe (P) — panna i wdowa;
- liczba dzieci (LDZ) — brak dzieci (0), jedno dziecko (1), dwoje dzieci (2), troje dzieci i więcej (3);
- wykształcenie (WYK) — wyższe (W), średnie (Ś), zasadnicze zawodowe (ZZ);
- miejsce zamieszkania (MZ) — miasto (M), wieś (W);
- zatrudnienie (ZAT) — pracuje (P), nie pracuje (NP).

W przypadku zmiennych odnoszących się do stopnia zadowolenia z aspektów życia przyjęto oznaczenia:

- stopień zadowolenia z życia osobistego (ŻO) — bardzo zadowolona (BZ), zadowolona (Z), niezadowolona (NZ);
- stopień zadowolenia z życia zawodowego (ŻŻ) — bardzo zadowolona (BZ), zadowolona (Z), niezadowolona (NZ);
- stopień zadowolenia z życia towarzyskiego (ŻT) — bardzo zadowolona (BZ), zadowolona (Z), niezadowolona (NZ);

- stopień zadowolenia z sytuacji finansowej(SF) — bardzo zadowolona (BZ), zadowolona (Z), niezadowolona (NZ).

WYNIKI BADANIA

Na podstawie kategorii wybranych do badania zmiennych otrzymano macierz Burta o wymiarach 24×24. Fragment tej macierzy zamieszczono w tabl. 2.

TABL. 2. FRAGMENT MACIERZY BURTA DLA ANALIZOWANYCH KATEGORII ZMIENNYCH

Kategorie zmiennych	JŻ: P	JŻ: ZP	JŻ: BZ	JŻ: G	W: do 20	W: 26—35	W: 21—25	W: 36—45	W: 46—60	W: ponad 60	SC: Z	...
JŻ: P	49	0	0	0	6	18	9	14	2	0	26	...
JŻ: ZP	0	24	0	0	0	10	6	6	2	0	14	...
JŻ: BZ	0	0	25	0	0	6	4	8	5	2	18	...
JŻ: G	0	0	0	8	0	1	3	2	2	0	4	...
W: do 20	6	0	0	0	6	0	0	0	0	0	0	...
W: 26—35	18	10	6	1	0	35	0	0	0	0	24	...
W: 21—25	9	6	4	3	0	0	22	0	0	0	2	...
W: 36—45	14	6	8	2	0	0	0	30	0	0	25	...
W: 46—60	2	2	5	2	0	0	0	0	11	0	9	...
W: ponad 60 ..	0	0	2	0	0	0	0	0	0	2	2	...
SC: Z	26	14	18	4	0	24	2	25	9	2	62	...
...

Ź r ó d ł o: obliczenia własne.

Wymiar rzeczywistej przestrzeni współwystępowania odpowiedzi na pytania wynosi 17.

W następnym kroku sprawdzono, jak wartości własne przestrzeni o niższym wymiarze wyjaśniają całkowitą bezwładność. Wyniki zamieszczono w tabl. 3, w której zawarto wartości własne λ_k (kwadraty wartości osobliwych γ_k), udział inercji głównych w całkowitej inercji (procent bezwładności λ_k/λ) oraz udział wartości własnych z wymiaru K w inercji całkowitej (procent skumulowany τ_K).

TABL. 3. WARTOŚCI OSOBLIWE I WARTOŚCI WŁASNE ORAZ STOPIEŃ WYJAŚNIENIA CAŁKOWITEJ BEZWŁADNOŚCI

Liczba wymiarów K	Wartości		Procent	
	osobliwe γ_k	własne λ_k	bezwładności λ_k/λ	skumulowany τ_K
1	0,6460	0,4173	17,1820	17,1820
2	0,4802	0,2306	9,4946	26,6766
3	0,4776	0,2281	9,3941	36,0707
4	0,4503	0,2028	8,3502	44,4208
5	0,4218	0,1779	7,3254	51,7463
6	0,3990	0,1592	6,5540	58,3003
7	0,3912	0,1531	6,3022	64,6025
8	0,3818	0,1457	6,0013	70,6038
9	0,3558	0,1266	5,2127	75,8165
10	0,3518	0,1238	5,0968	80,9133
11	0,3159	0,0998	4,1092	85,0225

TABL. 3. WARTOŚCI OSOBLIWE I WARTOŚCI WŁASNE ORAZ STOPIEŃ WYJAŚNIENIA CAŁKOWITEJ BEZWŁADNOŚCI (dok.)

Liczba wymiarów K	Wartości		Procent	
	osobliwe γ_k	własne λ_k	bezwładności λ_k / λ	skumulowany τ_K
12	0,3047	0,0928	3,8223	88,8448
13	0,2842	0,0808	3,3268	92,1716
14	0,2642	0,0698	2,8746	95,0462
15	0,2380	0,0566	2,3318	97,3779
16	0,1822	0,0332	1,3665	98,7444
17	0,1746	0,0305	1,2556	100,0000
		$\lambda=2,4286$		

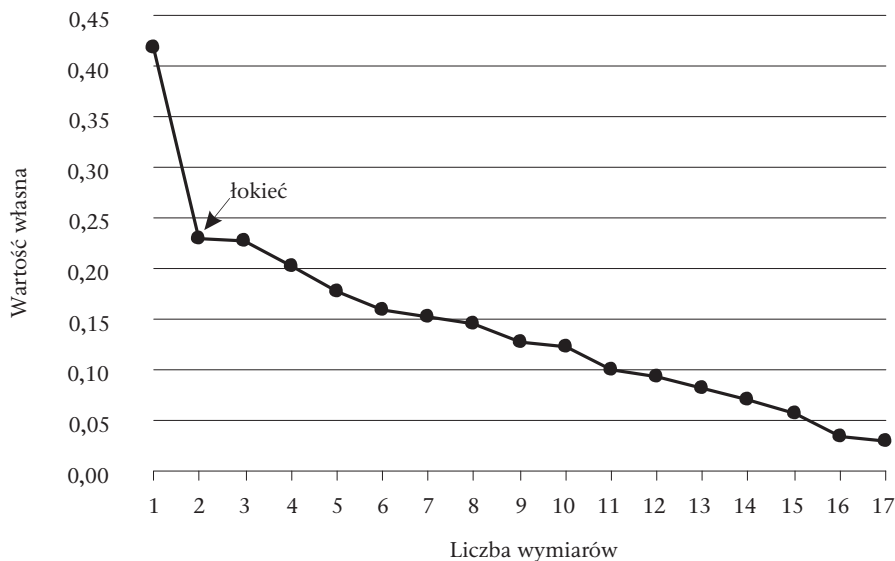
Ź r ó d ł o: obliczenia własne.

Według kryterium Greenacre'a jako najlepszy jest wybierany ten wymiar rzutowania kategorii zmiennych, w którym wartości własne spełniają warunek:

$\lambda_{B,k} > \frac{1}{Q}$. W analizowanym przypadku wartość ta wynosi 0,1429, dla $Q = 7$. Na

podstawie tabl. 3 można stwierdzić, że są to bezwładności dla przestrzeni R^8 , a łączna bezwładność w analizowanym przypadku wynosi 2,4286. Trzy wymiary odwzorowują 36,07% łącznej bezwładności. Dodatkowo sporządzono wykres wartości własnych, który przedstawiono na wyk. 1.

Wykr. 1. WYKRES WARTOŚCI WŁASNYCH



Ź r ó d ł o: opracowanie własne.

Na podstawie wyk. 1 stwierdzono, że tzw. „łokieć” występuje dla $k = 2$, ale za trzecią wartością własną także następuje uskoki. Wynika z tego, że należy dokonać wyboru między prezentacją w przestrzeni dwuwymiarowej lub trójwymiarowej.

W tabl. 4 zawarto wartości własne, wartości osobliwe oraz stopień wyjaśnienia całkowitej bezwładności po modyfikacji.

TABL. 4. ZMODYFIKOWANE WARTOŚCI OSOBLIWE I WARTOŚCI WŁASNE ORAZ STOPIEŃ WYJAŚNIENIA CAŁKOWITEJ BEZWŁADNOŚCI

Liczba wymiarów K	Wartości		Procent	
	osobliwe $\tilde{\gamma}_k$	własne $\tilde{\lambda}_k$	bezwładności $\tilde{\lambda}_k/\lambda$	skumulowany $\tilde{\tau}_K$
1	0,1185	0,3443	30,2948	30,2948
2	0,0240	0,1548	13,6208	43,9155
3	0,0232	0,1524	13,4096	57,3251
4	0,0165	0,1285	11,3066	68,6318
5	0,0112	0,1058	9,3093	77,9410
6	0,0080	0,0892	7,8487	85,7897
7	0,0070	0,0839	7,3823	93,1720
8	0,0060	0,0776	6,8280	100,0000
		$\tilde{\lambda} = 1,1365$		

Ź r ó d ł o: opracowanie własne.

Po dokonaniu modyfikacji wartości własnych wymiar przestrzeni współwystępowania kategorii cech został ograniczony do R^3 (po uwzględnieniu ograniczenia ważności inercji głównych do tych, których wartość jest większa od $1/Q$). Trzy pierwsze wymiary odwzorowują 57,33% łącznej bezwładności. Zatem uwzględnienie pierwszych trzech wymiarów pozwala na wyjaśnienie przeszło połowy bezwładności całkowitej.

Do prezentacji przyjęto przestrzeń trójwymiarową. Nowe wartości współrzędnych w przestrzeni trójwymiarowej dla kategorii zmiennych zostały wyznaczone z wykorzystaniem następującego wzoru:

$$\tilde{\mathbf{F}} = \mathbf{F}^* \mathbf{\Gamma}^{-1} \tilde{\mathbf{\Lambda}}$$

gdzie:

$\tilde{\mathbf{\Lambda}}$ — diagonalna macierz pierwszych K^* wartości własnych $\tilde{\lambda}_k$ zmodyfikowanych według poprawki Greenacre’a, o wymiarach 3×3 ,

\mathbf{F}^* — macierz pierwszych K^* współrzędnych kategorii z macierzy \mathbf{F} (wymiar 24×3),

$\mathbf{\Gamma}^{-1}$ — diagonalna macierz odwrotna wartości osobliwych (wymiar 3×3),

$\tilde{\mathbf{F}}$ — macierz nowych wartości współrzędnych dla kategorii zmiennych o wymiarze 24×3 .

Na wyk. 2 przedstawiono wyniki analizy zgodności w przestrzeni trójwymiarowej z uwzględnieniem zmodyfikowanych wartości własnych. Interpretacja wyników jest trudna, dlatego wykorzystano metodę Warda, za pomocą której wskazano powiązania między zmiennymi.

Wykr. 3 przedstawia dendrogram, na którym wyodrębniono cztery skupienia zmiennych. Jak wynika z wyk. 3 pogorszenie jakości życia w ciągu ostatnich trzech lat zaobserwowano u kobiet w wieku 46—60 lat, które posiadają dwoje dzieci. Drugie skupienie obejmuje kobiety deklarujące brak zmian jakości życia. Są to panie w wieku do 25 lat, niepracujące, niezamężne, nieposiadające dzieci, z wykształceniem średnim, mieszkające na wsi.

Trzecią grupę stanowią kobiety deklarujące polepszenie lub znaczne polepszenie jakości życia. Są to kobiety w wieku 26—45 lat, z wykształceniem wyższym, pracujące, mieszkające w mieście, posiadające jedno lub troje dzieci, będące mężatkami lub po rozwodzie.

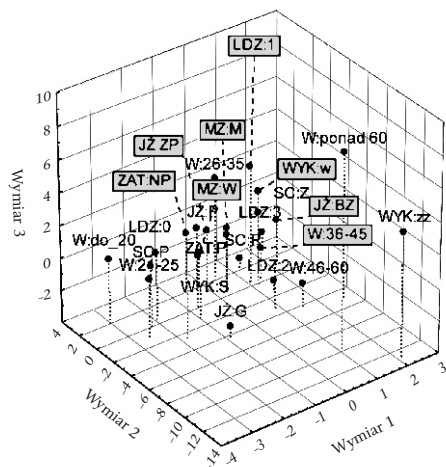
Analizę zgodności przeprowadzono także dla zmiennej określającej zmiany w jakości życia oraz zmiennych wskazujących na stopień zadowolenia z takich aspektów życia, jak: osobiste, zawodowe, towarzyskie oraz sytuacji finansowej. W pierwszym kroku wyznaczono macierz Burta dla analizowanych zmiennych, która miała wymiary 16×16 oraz wymiar rzeczywistej przestrzeni współwystępowania odpowiedzi na pytania, który wyniósł 11. Następnie sprawdzono, w jakim stopniu wartości własne przestrzeni o niższym wymiarze wyjaśniają całkowitą bezwładność, wynoszącą 2,200. Zastosowano także kryterium $1/Q$, wynoszące w tym przypadku 0,2, które służy do określenia wymiaru przestrzeni rzutowania. Tabl. 5 przedstawia wartości osobliwe i własne oraz stopień wyjaśnienia bezwładności ogólnej w wersji pierwotnej oraz po modyfikacji.

TABL. 5. WARTOŚCI OSOBLIWE I WŁASNE ORAZ STOPIEŃ WYJAŚNIENIA BEZWŁADNOŚCI OGÓLNEJ W WERSJI PIERWOTNEJ ORAZ PO MODYFIKACJI

Liczba wymiarów K	Wartości osobliwe γ_k	Wartości własne λ_k	Procent bezwładności λ_k / λ	Skumulowany procent bezwładności τ_k	Wartości własne $\tilde{\lambda}_k$	Procent bezwładności $\tilde{\lambda}_k / \tilde{\lambda}$	Skumulowany procent bezwładności $\tilde{\tau}_k$
1	0,6739	0,4541	20,6431	20,6431	0,3509	42,7614	42,76139
2	0,5714	0,3265	14,8427	35,4857	0,2156	26,2735	69,03485
3	0,4886	0,2387	10,8494	46,3352	0,1301	15,8543	84,88911
4	0,4817	0,2321	10,5480	56,8832	0,1240	15,1109	100,0000
5	0,4490	0,2016	9,1624	66,0456	$\tilde{\lambda} = 0,8206$		
6	0,4195	0,1760	7,9984	74,0439			
7	0,3838	0,1473	6,6960	80,7399			
8	0,3693	0,1363	6,1976	86,9375			
9	0,3392	0,1150	5,2288	92,1663			
10	0,3011	0,0907	4,1206	96,2869			
11	0,2858	0,0817	3,7131	100,0000			

Źródło: obliczenia własne.

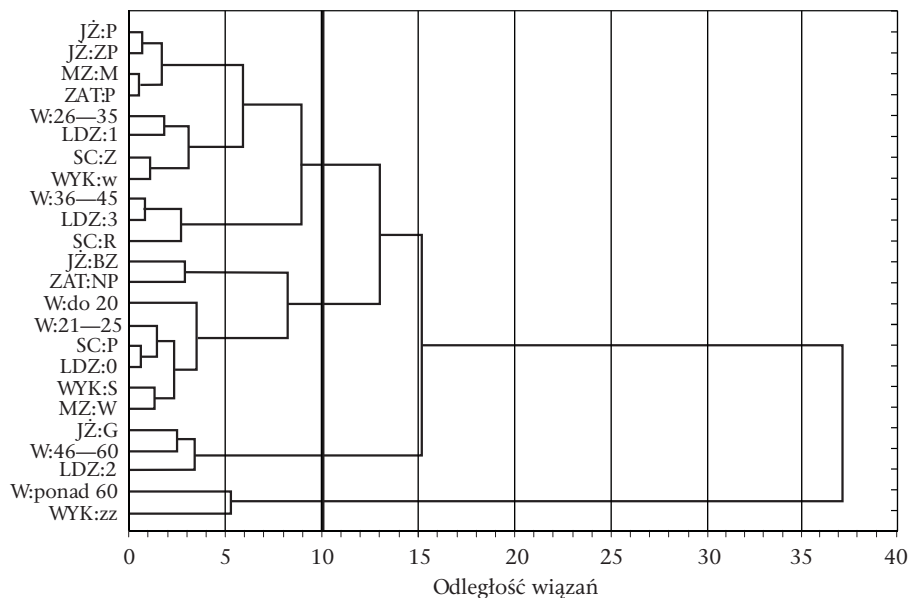
**Wykr. 2. TRÓJWYMIAROWA PREZENTACJA WYNIKÓW
ANALIZY KORESPONDENCJI Z UWZGLĘDNIENIEM
ZMODYFIKOWANYCH WARTOŚCI WŁASNYCH**



Źródło: jak przy wykr. 1.

**Wykr. 3. DIAGRAM PODZIAŁU KATEGORII ZMIENNYCH
ZA POMOCĄ METODY WARDA**

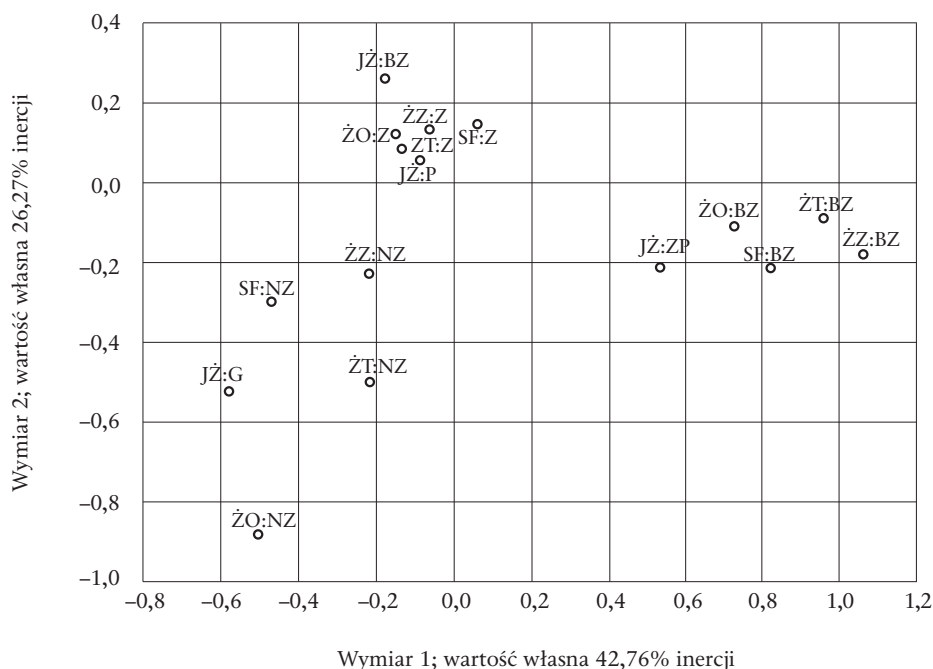
Diagram drzewa
Odległość euklidesowa



Źródło: jak przy wykr. 1.

Zastosowanie modyfikacji Greenacre'a ograniczyło rzeczywisty wymiar przestrzeni powiązań kategorii cech z R^5 do R^2 . Dwa pierwsze wymiary wyjaśniają 69,03% całkowitej bezwładności, dalsza analiza będzie się opierała na przestrzeni dwuwymiarowej. Na wyk. 4 przedstawiono prezentację powiązań między kategoriami zmiennych określających zmiany jakości życia oraz niektóre aspekty życia.

Wykr. 4. GRAFICZNA PREZENTACJA POWIĄZAŃ MIĘDZY KATEGORIAMI ZMIENNYCH OKREŚLAJĄCYCH ZMIANY JAKOŚCI ŻYCIA ORAZ WYBRANE ASPEKTY ŻYCIA



Źródło: jak przy wyk. 1.

Zastosowanie analizy zgodności umożliwiło wyodrębnienie trzech grup powiązań między kategoriami zmiennych. Pierwszą grupę stanowiły kobiety, które określiły zmianę jakości życia jako znaczną poprawę — były bardzo zadowolone z analizowanych aspektów życia: osobistego, sytuacji finansowej, towarzyskiego oraz zawodowego. W drugiej grupie znalazły się osoby zadowolone z życia towarzyskiego, osobistego oraz zawodowego, jak również z sytuacji finansowej — deklarowały poprawę lub brak zmian jakości życia. Natomiast grupę trzecią reprezentowały kobiety, których jakość życia uległa pogorszeniu — były niezadowolone ze wszystkich wybranych dziedzin życia.

Podsumowanie

W artykule zastosowano analizę zgodności do badania powiązań między kategoriami cech wyrażonymi na skali nominalnej. Analizowano zmiany jakości życia deklarowane przez mieszkanki woj. zachodniopomorskiego w odniesieniu do zmiennych o charakterze społeczno-demograficznym oraz cech określających stopień zadowolenia z niektórych aspektów życia. W pierwszym przypadku, polepszenie jakości życia zaobserwowano przede wszystkim u kobiet z wyższym wykształceniem, w wieku 26—45 lat, mieszkających w miastach i posiadających zatrudnienie. Jakość życia na niezmiennym poziomie w ciągu ostatnich trzech lat deklarowały młode kobiety (do 25 lat), będące w stanie wolnym, bezdzietne, nieposiadające zatrudnienia, z wykształceniem średnim, mieszkające na wsi. Można wnioskować, że osoby te mieszkają z rodzicami i poprawę jakości swojego życia wiążą z dalszą edukacją czy też zmianą stanu cywilnego oraz miejsca zamieszkania. Gorszą jakość życia zadeklarowały kobiety w wieku 46—60 lat, posiadające dwoje dzieci. Ze zmianami jakości życia nie są powiązane takie kategorie zmiennych, jak: wiek powyżej 60 lat oraz wykształcenie zasadnicze zawodowe.

Badając drugi aspekt powiązań między zmianami jakości życia a zmiennymi określającymi stopień zadowolenia z wybranych aspektów życia otrzymano wyniki potwierdzające przypuszczenie, że poprawę deklarowały kobiety bardzo zadowolone z wybranych aspektów życia, natomiast respondentki wyrażające swoje niezadowolenie z wymienionych dziedzin deklarowały jednocześnie pogorszenie jakości swojego życia.

dr Agnieszka Sompolska-Rzechuła — Zachodniopomorski Uniwersytet Technologiczny w Szczecinie

LITERATURA

- Bąk I., Wawrzyniak K. (2009), *Zastosowanie analizy korespondencji w badaniach związanych z motywami wyboru rodzajów wyjazdów turystycznych przez emerytów i rencistów w 2005 roku*, „Taksonomia”, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu (w druku)
- Gatnar E., Walesiak M. (2004), *Metody statystycznej analizy wielowymiarowej w badaniach marketingowych*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu, Wrocław
- Kusterka J. (2003), *Jakość życia w aspekcie wybranych wskaźników ekorozwoju*, [w:] *Jakość życia w perspektywie nauk humanistycznych, ekonomicznych i ekologii*, red. J. Tomczyk-Tołkacz, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu, Jelenia Góra
- Stanimir A. (2002), *Analiza korespondencji a modele log-liniowe*, [w:] „Taksonomia”, nr 9, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu, Wrocław
- Stanimir A. (2003), *Sposoby wykonania analizy korespondencji wielu zmiennych nominalnych. Różnice metodologiczne*, [w:] „Taksonomia”, nr 10, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu, Wrocław
- Stanimir A. (2005), *Analiza korespondencji jako narzędzie do badania zjawisk ekonomicznych*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu, Wrocław

SUMMARY

The article presents the correspondence analysis used to determine the relationship between variables connected with changes in quality of life in the last three years and the socio-demographic variables (age, civil status, number of children, education, place of residence and employment). An attempt has also been made to answer the question whether the analyzed variable depends on the satisfaction degree with selected aspects of life: personal, social, professional and financial situation. The study was conducted on the basis of a questionnaire survey in which respondents were women being citizens of Zachodniopomorskie voivodship. The analysis was based at the turn of years 2007 and 2008. The correspondence analysis allowed the authors to illustrate the relationship between taken variable categories in the three- and two-dimensional graphs.

РЕЗЮМЕ

В статье проанализирована связь между переменными качества жизни в последние три года, а социально-демографическими переменными (возраст, гражданское состояние, количество детей, образование, место проживания и работы). Была предпринята также попытка ответа на вопрос, зависит ли анализируемая переменная от степени удовлетворения личной, общественной, профессиональной жизнью и материальной ситуацией. Обследование проводилось на основе анкеты, в которой респондентами были жители женского пола западнопоморского воеводства. Анализ касался перелома 2007 и 2008 гг. Это позволило изобразить графическим способом связи между категориями переменных принятых в обследовании в двух- и трехмерном пространстве.

BADANIA I ANALIZY

Bogusław GUZIK

Inwestycje w sektorze prywatnym

Przez badanie atrakcyjności inwestycyjnej jednostek terytorialnych zazwyczaj rozumie się rozpoznawanie cech, które są „wygodne” dla przyszłych inwestorów. Przyjmuje się, że dany obszar jest tym bardziej atrakcyjny, im jego własności z punktu widzenia inwestorów są korzystniejsze. Do takiego nurtu należą różne publikacje, a szczególnie badania gdańskiego Instytutu Badań

nad Gospodarką Rynkową i corocznie ogłaszane raporty¹. Generalna idea tych badań nawiązuje do metodologii wielowymiarowej analizy porównawczej (WAP). Mianowicie, wyodrębniane są dziedziny życia społeczno-gospodarczego. Następnie każda z tych dziedzin zostaje opisana odpowiednio dobranym zespołem cech diagnostycznych i korzystając z narzędzi WAP określa się syntetyczne mierniki dla poszczególnych dziedzin². Końcowy miernik jest średnią ważoną. Uznaje się go za wskaźnik atrakcyjności jednostek terytorialnych.

Choć takie rozumienie atrakcyjności inwestycyjnej wśród analityków (i np. dziennikarzy) jest powszechne, warto zwrócić uwagę, że równie dobrze atrakcyjność inwestycyjną można rozumieć inaczej, np. jako „popularność” inwestowania na danym obszarze. Wówczas atrakcyjność inwestycyjna jest badana za pomocą mniej lub bardziej prostych wskaźników statystycznych, np. wielkością nakładów *per capita* lub wielkością nakładów inwestycyjnych na jednostkę powierzchni. Obszar uznawany jest za bardziej atrakcyjny, gdy charakteryzująca go wielkość nakładów (na osobę lub powierzchnię) jest większa³.

Można też atrakcyjność inwestycyjną rozumieć jako możliwość realizowania renty lokalizacyjnej danego obszaru. Renta jest równa nadwyżce zanotowanego poziomu inwestycji ponad „modelowy” poziom, wynikający z ogólnej zależności inwestowania od uwarunkowań społeczno-gospodarczych⁴.

Atrakcyjność inwestycyjną w sensie WAP nazywa się niekiedy atrakcyjnością *ex ante*, a w sensie popularności inwestycyjnej lub w sensie renty lokalizacyjnej — atrakcyjnością *ex post*.

Artykuł mój plasuje się w nurcie dotyczącym określania atrakcyjności na podstawie popularności inwestycji. Wykorzystamy bowiem stosunkowo proste wskaźniki statystyczne i na tej podstawie ustalimy ranking województw według popularności inwestowania na ich terenie.

¹ Np. *Atrakcyjność inwestycyjna nowych województw* (1999), red. K. Gawlikowska-Hueckel, IBnGR; *Atrakcyjność inwestycyjna województw i podregionów Polski 2005* (2005), red. T. Kalinowski, IBnGR; *Atrakcyjność inwestycyjna województw i podregionów Polski 2006* (2006), red. T. Kalinowski, IBnGR; *Atrakcyjność inwestycyjna województw i podregionów Polski 2007* (2007), red. T. Kalinowski, IBnGR; *Atrakcyjność inwestycyjna województw i podregionów Polski 2008* (2008), red. T. Kalinowski, IBnGR; *Konkurencyjność powiatów województwa dolnośląskiego w latach 1999–2004* (2006), Urząd Statystyczny we Wrocławiu, Wrocław; Ziemianowicz W. (2005), *Ranking atrakcyjności inwestycyjnej miast Polski — refleksje po czterech edycjach badań*, [w:] *Prace i Studia Geograficzne*, tom 35, Warszawa, s. 109–127.

² Np. w opracowaniach IBnGR jest siedem dziedzin: *Dostępność transportowa*, *Zasoby i koszty pracy*, *Rynek zbytu*, *Infrastruktura społeczna*, *Infrastruktura społeczna*, *Poziom bezpieczeństwa powszechnego*, *Aktywność województw wobec inwestorów*.

³ Takie rozumienie atrakcyjności inwestycyjnej było chyba zresztą najwcześniejsze.

⁴ Jeden ze sposobów szacowania owych rent, opierający się na metodach ekonometrycznych, zaproponowano w pracy B. Guzika (2008), *Atrakcyjność inwestycyjna województw*, „Gospodarka Narodowa”, 3/2008, Warszawa.

ZAKRES CZASOWY I PRZESTRZENNY BADAŃ

Rozpatrzono inwestycje ogółem w środki trwałe w sektorze prywatnym w latach 1999—2007. Ograniczono się do sektora prywatnego, gdyż kieruje się on wyraźnie sprecyzowanym celem gospodarczym. Jego inwestycje świadczą o atrakcyjności inwestycyjnej poszczególnych obszarów. Z kolei inwestycje w sektorze publicznym wynikają raczej z konieczności społecznej lub celów ogólnokrajowych.

Granice przyjętego w artykule przedziału czasowego są obiektywne — w roku 1999 wprowadzono nowy podział administracyjny kraju, a w okresie pisania artykułu osiągalne informacje o inwestycjach dotyczyły roku 2007. Informacje statystyczne uzyskano z Banku Danych Regionalnych zamieszczonego na stronie internetowej GUS.

WSKAŹNIKI POPULARNOŚCI INWESTYCYJNEJ

Najprostszą charakterystyką popularności inwestycyjnej jest lokalizacja poszczególnych obiektów (tu: województw) w rankingu według wielkości nakładów inwestycyjnych.

Niestety, ranking niekiedy zaciera różnice badanych obiektów. Obiekty mogą zajmować podobne miejsca, a jednocześnie mogą bardzo różnić się poziomem zjawiska. Obiekty mogą być również bardzo odległe według rankingu, ale bliskie według wartości zjawiska.

Dlatego stosujemy jeszcze jeden prosty miernik popularności inwestycyjnej, tzw. wskaźnik intensywności inwestycyjnej. Określa on popularność inwestycyjną województwa w relacji do województwa, dla którego poziom inwestycji na osobę jest największy.

Dla województwa numer i w roku t wskaźnik intensywności inwestycyjnej określony jest jako iloraz:

$$p_{it} = \frac{n_{it}}{n_{t,\max}} \quad (1)$$

gdzie:

n_{it} — nakłady inwestycyjne na osobę w województwie i -tym w roku t ,
 $n_{t,\max} = \max(n_{1,t}, \dots, n_{16,t})$ — największy nakład inwestycyjny na osobę w województwie w roku t .

Omawiany wskaźnik przyjmuje wartości z przedziału $[0;1]$. Popularność inwestycyjna województwa jest tym większa, im wskaźnik (1) jest większy. Gdy województwo osiąga największy nakład inwestycyjny na osobę, wówczas $p_{it} = 1$.

Dla województwa o najmniejszym nakładzie inwestycyjnym wskaźnik jest dodatni, o ile tylko nakład jest dodatni.

INWESTYCJE OGÓŁEM W LATACH 1999—2007

Wielkość inwestycji ogółem w sektorze prywatnym przypadających na mieszkańca w poszczególnych województwach w latach 1999—2007 przedstawiono w tabl. 1.

**TABL. 1. NAKŁADY INWESTYCYJNE W SEKTORZE PRYWATNYM NA MIESZKAŃCA
W TYS. ZŁ (ceny bieżące)**

Województwa	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
Dolnośląskie	1,985	2,175	2,539	2,100	1,879	2,392	2,662	3,534	4,145
Kujawsko-pomorskie	1,373	1,481	1,555	1,612	1,484	1,493	1,725	1,830	2,559
Lubelskie	1,084	1,038	0,936	0,936	0,907	1,022	1,109	1,210	1,591
Lubuskie	1,600	1,531	1,857	1,741	1,831	1,897	1,989	2,127	2,959
Łódzkie	1,538	1,540	1,722	1,423	1,516	1,814	2,120	2,469	3,345
Małopolskie	1,562	1,860	1,560	1,668	1,926	1,895	2,063	2,613	3,104
Mazowieckie	4,603	6,011	5,563	3,889	3,693	3,938	3,941	4,748	6,027
Opolskie	1,222	1,112	1,002	1,189	1,321	1,311	1,511	1,535	2,160
Podkarpackie	1,209	1,011	1,097	1,232	1,437	1,560	1,558	1,736	2,311
Podlaskie	1,060	1,039	0,943	1,229	1,285	1,313	1,541	1,945	2,568
Pomorskie	1,884	1,938	1,908	2,002	1,884	2,130	2,302	2,666	3,943
Śląskie	2,018	1,971	1,585	1,815	1,916	1,937	1,959	2,541	3,318
Świętokrzyskie	1,625	1,466	1,204	1,660	1,344	1,545	1,482	1,571	2,245
Warmińsko-mazurskie	1,090	1,073	1,170	1,297	1,305	1,419	1,930	2,272	2,433
Wielkopolskie	2,392	2,578	2,439	2,253	2,698	2,796	2,608	2,899	3,524
Zachodniopomorskie	1,453	1,523	1,459	1,376	1,397	1,950	1,635	2,338	2,409

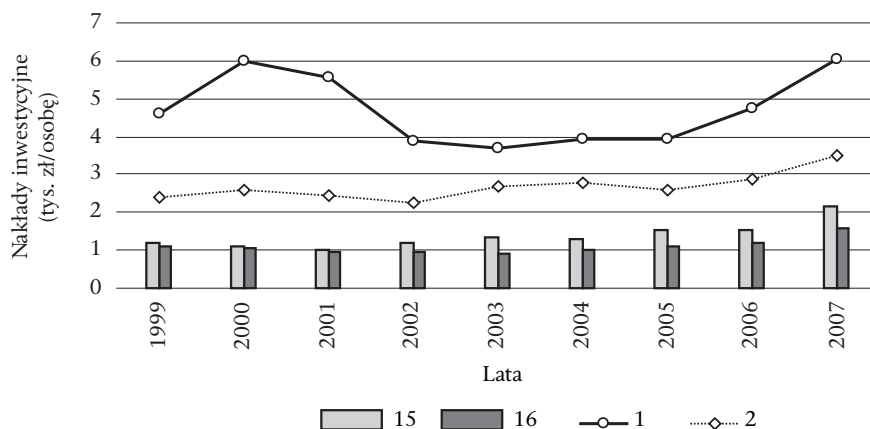
Ź r ó ł o: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Na wykr. 1 scharakteryzowano kształtowanie się nakładów inwestycyjnych w dwóch najsilniejszych województwach (oznaczonych jako 1 oraz 2) i dwóch najsłabszych (oznaczonych jako 15 oraz 16) ze względu na wielkość tych nakładów.

Generalne wnioski są następujące:

- popularność inwestycyjna województw najsłabszych jest 2-, 3-, a niekiedy nawet 4-krotnie mniejsza od popularności województw najsilniejszych. Istnieją wyraźne bieguny inwestowania i dlatego ma sens badanie zróżnicowania atrakcyjności (popularności) inwestycyjnej województw;
- zróżnicowanie popularności inwestycyjnej najsłabszych województw jest o wiele mniejsze niż zróżnicowanie w grupie tych najsilniejszych.

Wykr. 1. NAKŁADY INWESTYCYJNE W WOJEWÓDZTWACH NAJSŁABSZYCH I NAJSILNIEJSZYCH



Źródło: obliczenia własne.

WSKAŹNIKI POPULARNOŚCI INWESTYCYJNEJ WOJEWÓDZTW 1999—2007

Miejsca województw w poszczególnych latach oraz ich pozycję według średniej miejsc za lata 1999—2007 przedstawiono w tabl. 2.

TABL. 2. MIEJSCA WOJEWÓDZTW WEDŁUG WIELKOŚCI NAKŁADÓW INWESTYCYJNYCH NA MIESZKAŃCA

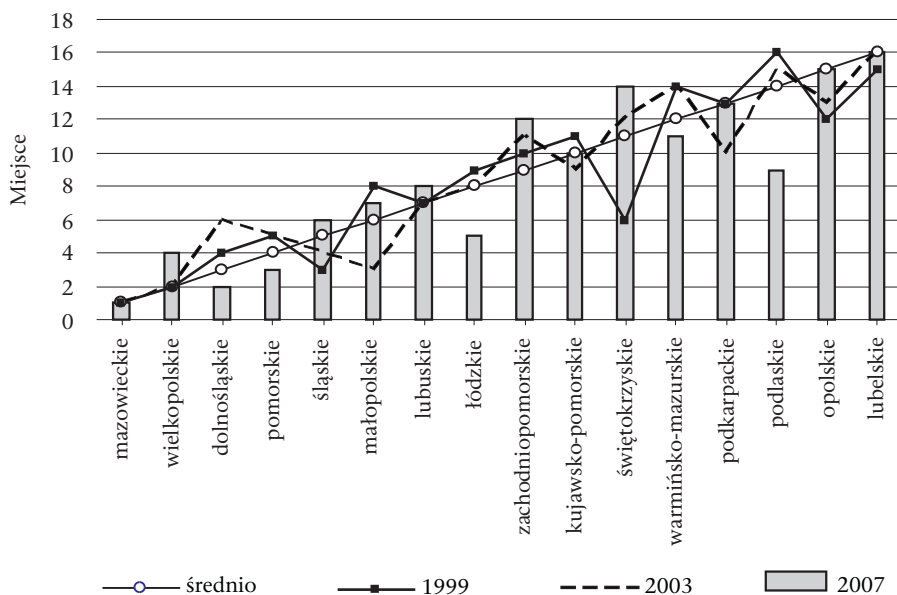
Województwa	Miejsce województwa w latach									Średnia miejsc	Miejsce według średniej	Zmiana 2007 r. do 1999 r.
	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007			
Dolnośląskie	4	3	2	3	6	3	2	2	2	3,0	3	2
Kujawsko-pomorskie	11	10	9	9	9	12	10	12	10	10,2	10	1
Lubelskie	15	15	16	16	16	16	16	16	16	15,8	16	-1
Lubuskie	7	8	5	6	7	7	7	10	8	7,2	7	-1
Łódzkie	9	7	6	10	8	9	5	7	5	7,3	8	4
Małopolskie	8	6	8	7	3	8	6	5	7	6,4	6	1
Mazowieckie	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1,0	1	0
Opolskie	12	12	14	15	13	15	14	15	15	13,9	15	-3
Podkarpackie	13	16	13	13	10	10	12	13	13	12,6	13	0
Podlaskie	16	14	15	14	15	14	13	11	9	13,4	14	7
Pomorskie	5	5	4	4	5	4	4	4	3	4,2	4	2
Śląskie	3	4	7	5	4	6	8	6	6	5,4	5	-3
Świętokrzyskie	6	11	11	8	12	11	15	14	14	11,3	11	-8
Warmińsko-Mazurskie	14	13	12	12	14	13	9	9	11	11,9	12	3
Wielkopolskie	2	2	3	2	2	2	3	3	4	2,6	2	-2
Zachodniopomorskie	10	9	10	11	11	5	11	8	12	9,7	9	-2

Źródło: obliczenia własne.

W całym okresie 1999—2007 największą popularnością inwestycyjną cieszyły się województwa (w kolejności): mazowieckie, wielkopolskie, dolnośląskie, pomorskie oraz śląskie, a najmniejszą województwa: podkarpackie, podlaskie, opolskie i lubelskie. Natomiast w roku 2007 najbardziej popularne inwestycyjnie były województwa: mazowieckie, dolnośląskie, pomorskie, wielkopolskie, śląskie, a najmniej województwa: zachodniopomorskie, podkarpackie, świętokrzyskie, opolskie i lubelskie.

Ranking województw w okresie 1999—2007 oraz w latach 1999, 2003 i 2007 przedstawiono na wyk. 2.

Wykr. 2. MIEJSCA WOJEWÓDZTW WEDŁUG WIELKOŚCI NAKŁADÓW INWESTYCYJNYCH NA OSOBĘ



Źródło: jak przy wyk. 1.

Wyniki rankingu przedstawiają się następująco:

- w czołówce województw o największej popularności inwestycyjnej miały miejsce wyraźne zmiany. Do roku 2005 na drugim miejscu znajdowało się woj. wielkopolskie, które jednak w roku następnym spadło w rankingu na miejsce trzecie, a w roku 2007 nawet na czwarte;
- w 2007 r. na drugim miejscu znalazło się woj. dolnośląskie, a woj. pomorskie — na trzecim. Te dwa województwa odnotowały największy awans;
- w grupie województw pozostałych największy awans w rankingu był udziałem woj. podlaskiego (aż o siedem pozycji) oraz woj. łódzkiego (o 4 miejsca), natomiast największy spadek w rankingu popularności inwestycyjnej dotknął woj. świętokrzyskie — aż o 8 miejsc (!) oraz woj. śląskie i opolskie (o 3 pozycje).

WSKAŹNIKI INTENSYWNOŚCI INWESTYCYJNEJ

W tabl. 3 podano wskaźniki intensywności inwestycyjnej oraz ich charakterystykę statystyczną — średnią w latach 1999—2007, średnioroczny przyrost absolutny i średnioroczny przyrost względny. Średnioroczny przyrost absolutny liczono jako różnicę między wartościami skrajnymi dzieloną przez liczbę okresów pomniejszoną o 1:

$$a = \frac{y_N - y_1}{N - 1} \quad (2)$$

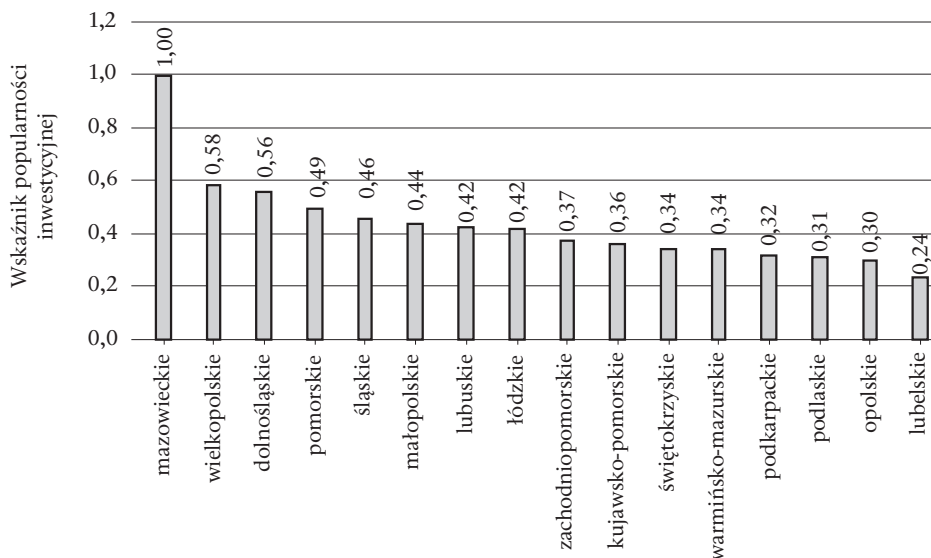
Jest to średni z okresu na okres przyrost zjawiska y w przedziale czasu od $t = 1$ do $t = N$.

Z kolei średni przyrost względny liczony jest według wzoru:

$$w = r - 1 \quad (3)$$

gdzie $r = \sqrt[N-1]{\frac{y_N}{y_1}}$ ($y_N, y_1 > 0$)

Wykr. 3. ŚREDNIE WSKAŹNIKI POPULARNOŚCI INWESTYCYJNEJ



Źródło: jak przy wykr. 1.

TABL. 3. WSKAŹNIKI INTENSYWNOŚCI INWESTYCYJNEJ W WOJEWÓDZTWACH

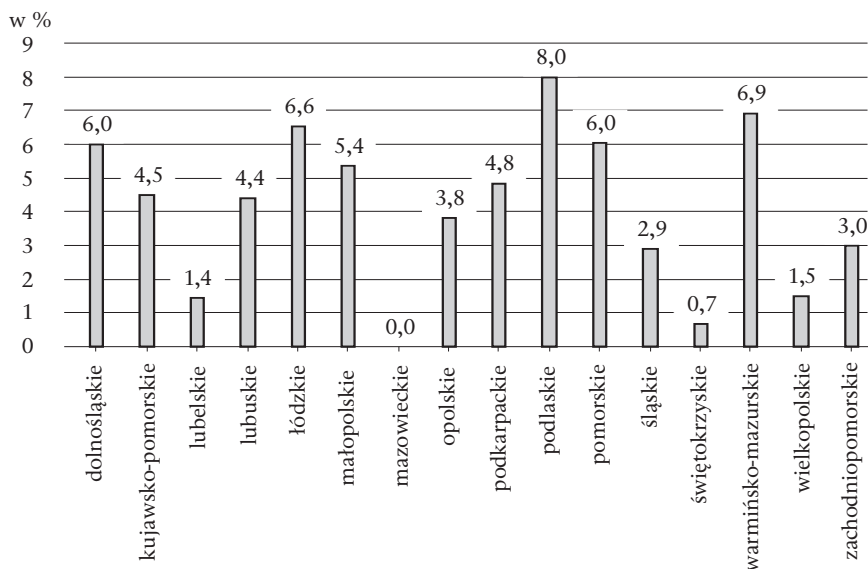
Województwa	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	1999—2007		
										Średnia	Średni przyrost	
											absolutny	względny w %
Dolnośląskie	0,431	0,362	0,456	0,540	0,509	0,607	0,675	0,744	0,688	0,557	0,037	6,0
Kujawsko-pomorskie	0,298	0,246	0,280	0,415	0,402	0,379	0,438	0,385	0,425	0,363	0,018	4,5
Lubelskie	0,236	0,173	0,168	0,241	0,246	0,259	0,281	0,255	0,264	0,236	0,004	1,4
Lubuskie	0,348	0,255	0,334	0,448	0,496	0,482	0,505	0,448	0,491	0,423	0,020	4,4
Łódzkie	0,334	0,256	0,310	0,366	0,410	0,461	0,538	0,520	0,555	0,417	0,032	6,6
Małopolskie	0,339	0,309	0,280	0,429	0,522	0,481	0,523	0,550	0,515	0,439	0,025	5,4
Mazowieckie	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	x	x
Opolskie	0,265	0,185	0,180	0,306	0,358	0,333	0,383	0,323	0,358	0,299	0,013	3,8
Podkarpackie	0,263	0,168	0,197	0,317	0,389	0,396	0,395	0,366	0,383	0,319	0,017	4,8
Podlaskie	0,230	0,173	0,169	0,316	0,348	0,333	0,391	0,410	0,426	0,311	0,028	8,0
Pomorskie	0,409	0,322	0,343	0,515	0,510	0,541	0,584	0,561	0,654	0,493	0,035	6,0
Śląskie	0,438	0,328	0,285	0,467	0,519	0,492	0,497	0,535	0,551	0,457	0,016	2,9
Świętokrzyskie	0,353	0,244	0,216	0,427	0,364	0,392	0,376	0,331	0,372	0,342	0,003	0,7
Warmińsko-mazurskie	0,237	0,178	0,210	0,333	0,353	0,360	0,490	0,479	0,404	0,338	0,024	6,9
Wielkopolskie	0,520	0,429	0,438	0,579	0,731	0,710	0,662	0,611	0,585	0,585	0,009	1,5
Zachodniopomorskie	0,316	0,253	0,262	0,354	0,378	0,495	0,415	0,492	0,400	0,374	0,012	3,0

Źródło: opracowanie własne.

Można sformułować następujące wnioski:

- zdecydowanie największą popularnością inwestycyjną cieszy się woj. mazowieckie, co wynika z siły gospodarczej stolicy kraju;
- dystans pozostałych województw do lidera jest bardzo duży;
- z punktu widzenia poziomu inwestycji na osobę możemy wyróżnić dwie strefy, pierwszą tworzy woj. mazowieckie (a właściwie Warszawa), zaś drugą — reszta kraju;
- wszystkie województwa poprawiały popularność inwestycyjną w stosunku do województwa referencyjnego. Świadczą o tym dodatnie średnie przyrosty (absolutne i względne);

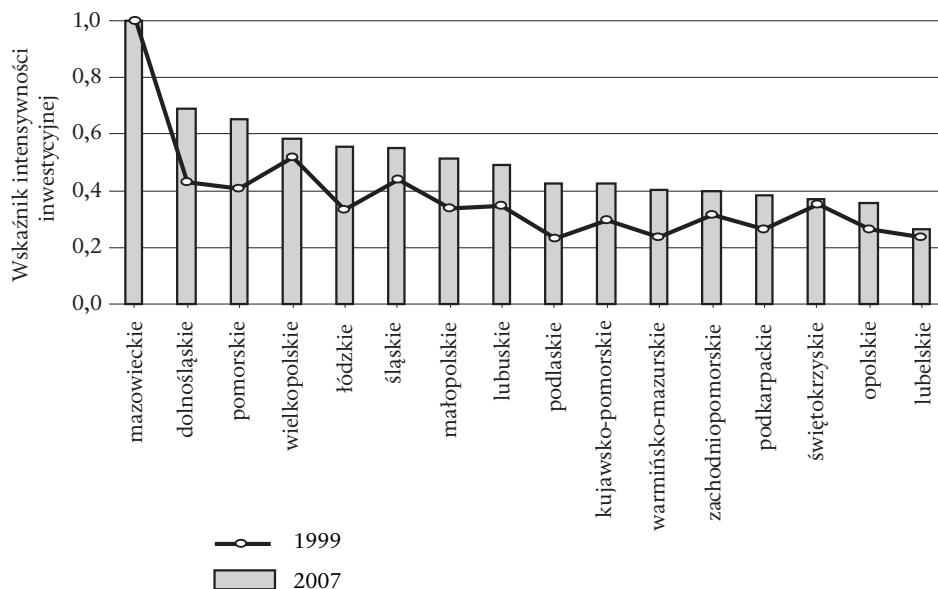
**Wykr. 4. ŚREDNIOROCZNY PROCENTOWY PRZYRÓST
WSKAŹNIKA INTENSYWNOŚCI INWESTYCYJNEJ
W RELACJI DO WOJ. MAZOWIECKIEGO**



Źródło: jak przy wykr. 1.

- relatywnie najbardziej sytuacja poprawiła się w woj. podlaskim, które co roku odrabiało średnio prawie 8% dystansu do woj. mazowieckiego, oraz w województwach warmińsko-mazurskim, łódzkim, dolnośląskim i pomorskim;
- dzięki tym zmianom popularność inwestycyjna innych województw w stosunku do popularności woj. mazowieckiego na ogół się poprawiła.

Wykr. 5. WSKAŹNIKI INTENSYWNOŚCI INWESTYCYJNEJ



Źródło: jak przy wykr. 1.

DYNAMIKA POPULARNOŚCI INWESTYCYJNEJ WOJEWÓDZTW

Najwygodniejszą drogą zbadania własności dynamicznych zjawiska jest skonstruowanie jego trendu. W praktyce ekonomicznej najważniejsze znaczenie mają dwa trendy:

a) liniowy:

$$y = a + bt \quad (4)$$

gdzie t — zmienna czasowa.

b) wykładniczy:

$$y = A e^{ct} \quad (5)$$

$$\ln y = a + ct \text{ — forma liniowa trendu wykładniczego } (a = \ln A). \quad (6)$$

Współczynnik kierunkowy trendu liniowego b jest oszacowaniem średniookresowego (np. rocznego, gdy dane mają charakter roczny) przyrostu zjawiska y . Trend liniowy odpowiada hipotezie, że zjawisko z okresu na okres (średnio biorąc) zmienia się o stałą wielkość, czyli hipotezie o stałych przyrostach bezwzględnych.

Z kolei współczynnik kierunkowy podanego trendu wykładniczego c jest średniookresową stopą wzrostu i określa średniookresowy przyrost względny zjawiska (w ujęciu procentowym jest to $c \times 100\%$). Trend wykładniczy odpowiada więc hipotezie, że zjawisko z okresu na okres zmienia się o stały procent.

W tabl. 4 zestawiono wskaźniki dopasowania R obu trendów oraz ich oszacowane parametry. Z odpowiednich (niezamieszczonych tu) wykresów wynika, że rozpatrywanie tych właśnie trendów jest uzasadnione nie tylko własnościami teoretycznymi, ale też przebiegami empirycznymi. Ze względu na wyraźne segmentowy przebieg danych dla woj. mazowieckiego skrócono odpowiednio przedział rozpatrywanych lat. Zatem, aby zapewnić jednolitość, obliczenia dla wszystkich województw dotyczą przedziału 2002—2007.

Trendy szacowano klasyczną metodą najmniejszych kwadratów (MNK) (w wypadku trendu wykładniczego — w odniesieniu do formy zlinearyzowanej). W 1999 r. zmienna czasowa $t = 1$ i wzrastała z roku na rok o jednostkę. Współczynniki R to współczynniki korelacji.

Generalne wnioski są następujące:

- w latach 2002—2007 najbardziej dynamicznie rosły nakłady inwestycyjne na osobę w woj. łódzkim — aż o ok. 16,8% z roku na rok! Bardzo wysoką dynamiką wzrostu popularności inwestycyjnej odznaczyły się też województwa: dolnośląskie (15,4%), woj. warmińsko-mazurskie (14,6%) i woj. podlaskie (14,5%);

TABL. 4. PARAMETRY TRENDÓW WIELKOŚCI NAKŁADÓW INWESTYCYJNYCH NA OSOBĘ W LATACH 2002—2007

Województwa	Trend liniowy			Forma liniowa trendu wykładniczego		
	a	b	R	a	c	R
Dolnośląskie	-0,086	0,442	0,939	-0,019	0,154	0,947
Kujawsko-pomorskie	0,669	0,172	0,797	-0,012	0,088	0,812
Lubelskie	0,336	0,122	0,905	-0,566	0,103	0,930
Lubuskie	0,778	0,202	0,848	0,136	0,090	0,881
Łódzkie	-0,258	0,365	0,953	-0,390	0,168	0,983
Małopolskie	0,464	0,269	0,932	0,008	0,117	0,950
Mazowieckie	1,799	0,396	0,834	0,913	0,084	0,848
Opolskie	0,447	0,163	0,878	-0,275	0,102	0,911
Podkarpackie	0,470	0,180	0,911	-0,215	0,106	0,939
Podlaskie	-0,006	0,254	0,910	-0,483	0,145	0,939
Pomorskie	0,218	0,349	0,856	0,041	0,129	0,892
Śląskie	0,500	0,269	0,861	0,066	0,111	0,883
Świętokrzyskie	0,983	0,101	0,603	0,122	0,055	0,591
Warmińsko-mazurskie	0,087	0,260	0,961	-0,410	0,146	0,962
Wielkopolskie	1,539	0,193	0,863	0,577	0,068	0,870
Zachodniopomorskie	0,426	0,219	0,901	-0,184	0,119	0,902

Źródło: obliczenia własne.

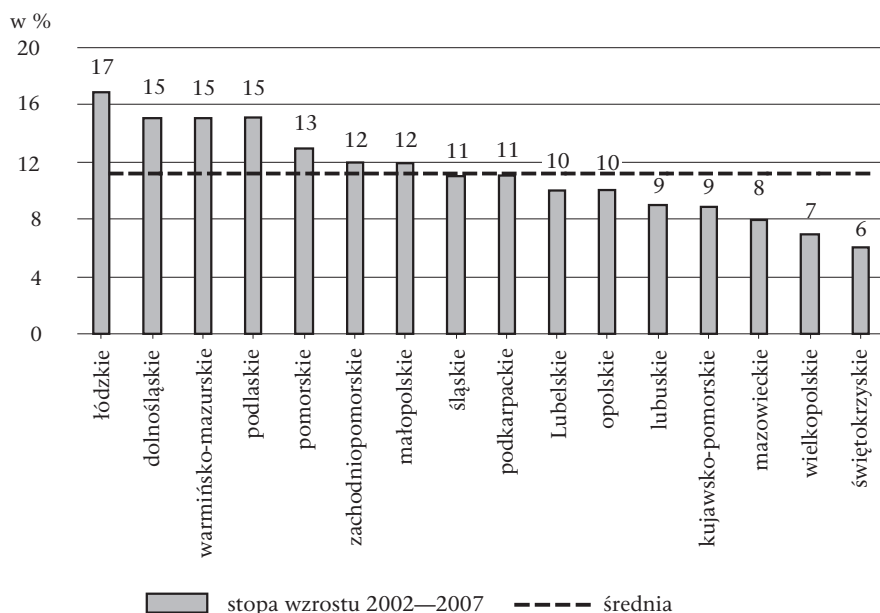
- najmniejszą dynamiką popularności inwestycyjnej charakteryzowało się woj. świętokrzyskie (tylko 5,5%) oraz lider poziomu inwestycji — woj. mazowieckie (8,4%);

- średnia ze wskaźników dynamiki dla poszczególnych województw wynosiła 11,2%.

Ze względu na dynamikę popularności inwestycyjnej można wyróżnić województwa:

- charakteryzujące się wyraźną dynamiką przyrostu popularności inwestycyjnej — łódzkie, dolnośląskie, warmińsko-mazurskie, podlaskie i pomorskie;
- nieznacznie zyskujące na popularności inwestycyjnej — zachodniopomorskie i małopolskie;
- dla których dynamika jest nieznacznie ujemna — śląskie, podkarpackie, lubelskie oraz opolskie;
- wyraźnie tracące dynamikę — lubuskie, kujawsko-pomorskie, mazowieckie oraz wielkopolskie i świętokrzyskie.

Wykr. 6. STOPA WZROSTU NAKŁADÓW INWESTYCYJNYCH NA OSOBĘ

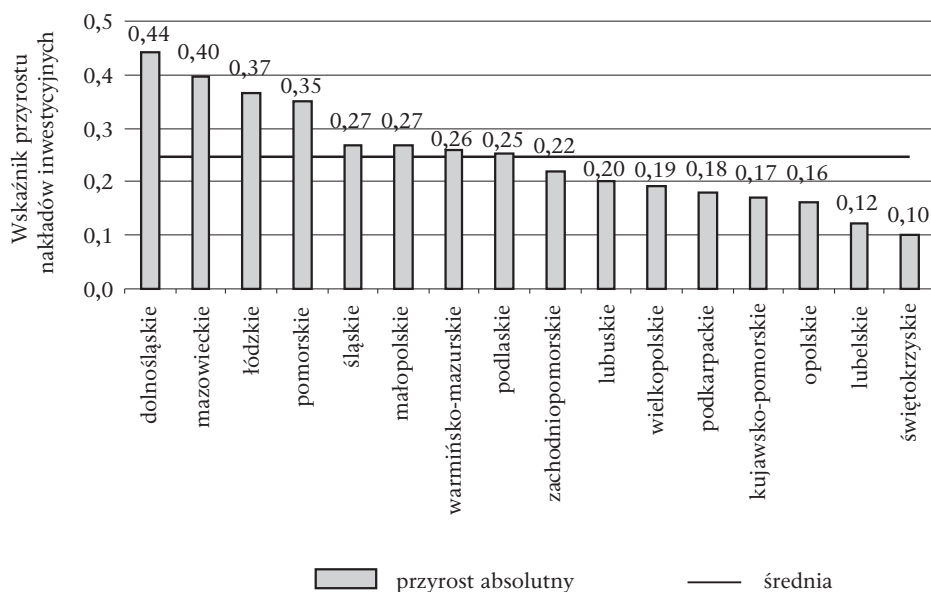


Źródło: jak przy wykr. 1.

Jeśli weźmiemy pod uwagę przyrosty absolutne (czyli współczynniki kierunkowe trendu liniowego), to sytuacja w wielu punktach się zmienia⁵. W tym wypadku liderami przyrostu wielkości nakładów inwestycyjnych na mieszkańca są województwa: dolnośląskie, mazowieckie, łódzkie, pomorskie. Najmniej natomiast nakłady te wzrosły na osobę w województwach lubelskim i świętokrzyskim.

⁵ Jest to znany fakt: wysoka dynamika przy małym poziomie wyjściowym daje, przynajmniej na krótką metę, niezbyt duże przyrosty absolutne, a nawet małą dynamikę, ale przy bardzo wysokim poziomie wyjściowym daje duże przyrosty bezwzględne.

**Wykr. 7. PRZYROSTY NAKŁADÓW INWESTYCYJNYCH NA OSOBĘ
W LATACH 2002—2007**



Źródło: jak przy wykr. 1.

SYMULACJA POPULARNOŚCI INWESTYCYJNEJ NA LATA 2008—2010

Na podstawie uzyskanych trendów sporządzimy prognozy wielkości nakładów inwestycyjnych na mieszkańca, a następnie, dzieląc te prognozy przez prognozę dotyczącą województwa o najwyższym poziomie przewidywanych nakładów, uzyskamy prognozę współczynników intensywności inwestycyjnej (1)⁶.

Prognozę wielkości nakładów inwestycyjnych obliczono jako średnią z prognozy liniowej oraz prognozy wykładniczej. W ten sposób uzyskano kompromis pomiędzy zrównoważonym (ani szybkim ani wolnym) wzrostem reprezentowanym przez trend liniowy a wzrostem przyspieszonym — ze stałą stopą wzrostu — reprezentowanym przez trend wykładniczy. Wiele prób empirycznych wskazuje, że prognozy uzyskane tą drogą na ogół są dokładniejsze od „czystych” prognoz liniowych lub „czystych” prognoz wykładniczych.

W tabl. 5 podano prognozy uzyskane z ekstrapolacji trendu liniowego i trendu wykładniczego, a także ich średnią.

⁶ Inna, niezastosowana tu droga, to bezpośrednie prognozowanie współczynników na podstawie ich trendów. Wybraliśmy drogę pośrednią, gdyż unika się niebezpieczeństw wynikających z nieregularnego przebiegu zjawiska w województwie referencyjnym (mazowieckim) — por. przebieg nr 1 na wykr. 1.

**TABL. 5. EKSTRAPOLACYJNE PROGNOZY WIELKOŚCI NAKŁADÓW INWESTYCYJNYCH
NA MIESZKAŃCA W TYS. ZŁ (ceny bieżące)**

Województwa	2008			2009			2010		
	liniowa	wykład- nicza	średnia	liniowa	wykład- nicza	średnia	liniowa	wykład- nicza	średnia
Dolnośląskie	4,331	4,594	4,463	4,773	5,361	5,067	5,215	6,256	5,735
Kujawsko-pomorskie	2,384	2,384	2,384	2,556	2,603	2,579	2,727	2,843	2,785
Lubelskie	1,556	1,588	1,572	1,678	1,760	1,719	1,800	1,951	1,876
Lubuskie	2,797	2,818	2,808	2,999	3,083	3,041	3,201	3,373	3,287
Łódzkie	3,392	3,647	3,519	3,757	4,316	4,036	4,122	5,107	4,615
Małopolskie	3,152	3,258	3,205	3,421	3,664	3,543	3,690	4,120	3,905
Mazowieckie	5,759	5,782	5,770	6,155	6,289	6,222	6,551	6,841	6,696
Opolskie	2,074	2,110	2,092	2,236	2,336	2,286	2,399	2,588	2,493
Podkarpackie	2,268	2,330	2,299	2,448	2,591	2,519	2,627	2,880	2,754
Podlaskie	2,537	2,639	2,588	2,791	3,052	2,922	3,046	3,529	3,287
Pomorskie	3,710	3,778	3,744	4,059	4,297	4,178	4,408	4,887	4,648
Śląskie	3,189	3,231	3,210	3,458	3,609	3,533	3,727	4,032	3,879
Świętokrzyskie	1,995	1,965	1,980	2,096	2,076	2,086	2,197	2,194	2,196
Warmińsko-mazurskie	2,685	2,864	2,775	2,945	3,316	3,130	3,205	3,838	3,521
Wielkopolskie	3,473	3,516	3,495	3,667	3,764	3,715	3,860	4,029	3,945
Zachodniopomorskie	2,618	2,738	2,678	2,838	3,085	2,961	3,057	3,475	3,266

Źródło: obliczenia własne.

Wskaźniki intensywności inwestycyjnej w stosunku do wielkości dotyczących woj. mazowieckiego podano w tabl. 6.

TABL. 6. PROGNOZY WSKAŹNIKÓW INTENSYWNOŚCI INWESTYCYJNEJ

Województwa	2008			2009			2010		
	liniowa	wykład- nicza	średnia	liniowa	wykład- nicza	średnia	liniowa	wykład- nicza	średnia
Dolnośląskie	0,752	0,795	0,773	0,775	0,852	0,814	0,796	0,914	0,857
Kujawsko-pomorskie	0,414	0,412	0,413	0,415	0,414	0,415	0,416	0,416	0,416
Lubelskie	0,270	0,275	0,273	0,273	0,280	0,276	0,275	0,285	0,280
Lubuskie	0,486	0,487	0,487	0,487	0,490	0,489	0,489	0,493	0,491
Łódzkie	0,589	0,631	0,610	0,610	0,686	0,649	0,629	0,746	0,689
Małopolskie	0,547	0,564	0,556	0,556	0,583	0,569	0,563	0,602	0,583
Mazowieckie	1	1	1	1	1	1	1	1	1
Opolskie	0,360	0,365	0,362	0,363	0,372	0,367	0,366	0,378	0,372
Podkarpackie	0,394	0,403	0,398	0,398	0,412	0,405	0,401	0,421	0,411
Podlaskie	0,441	0,456	0,449	0,454	0,485	0,470	0,465	0,516	0,491
Pomorskie	0,644	0,653	0,649	0,660	0,683	0,671	0,673	0,714	0,694
Śląskie	0,554	0,559	0,556	0,562	0,574	0,568	0,569	0,589	0,579
Świętokrzyskie	0,346	0,340	0,343	0,341	0,330	0,335	0,335	0,321	0,328
Warmińsko-mazurskie	0,466	0,495	0,481	0,479	0,527	0,503	0,489	0,561	0,526
Wielkopolskie	0,603	0,608	0,606	0,596	0,599	0,597	0,589	0,589	0,589
Zachodniopomorskie	0,455	0,474	0,464	0,461	0,490	0,476	0,467	0,508	0,488

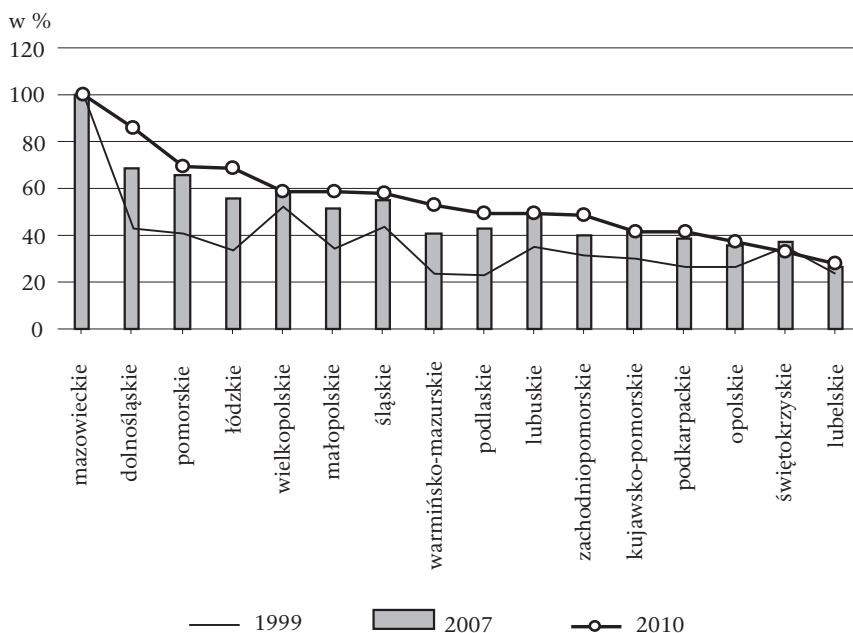
Źródło: obliczenia własne.

Oto generalne wnioski z symulacji:

- przy utrzymaniu wzrostu nakładów inwestycyjnych z lat 2002—2007 można się spodziewać, że w roku 2010 woj. dolnośląskie wyraźnie zbliży się do woj. mazowieckiego, a jego popularność inwestycyjna może się ukształtować na poziomie ok. 85% popularności inwestycyjnej woj. mazowieckiego;
- z dodatkowych rachunków symulacyjnych wynika, że przy utrzymaniu dotychczasowej szybkości wzrostu nakładów inwestycyjnych woj. dolnośląskie może wyprzedzić woj. mazowieckie w latach ok. 2014—2016;
- w stosunku do woj. mazowieckiego względnie wysoką popularność przypuszczalnie osiągnie też woj. łódzkie i pomorskie (ok. 70%). Za nimi, ze wskaźnikiem intensywności inwestycyjnej ok. 60%, uplasują się przypuszczalnie woj. wielkopolskie, małopolskie oraz śląskie.

Prognozę wskaźników intensywności inwestycyjnej na tle danych za lata 1999 i 2007 przedstawiono na wyk. 8.

Wykr. 8. PROGNOZA WSKAŹNIKÓW INTENSYWNOŚCI INWESTYCYJNEJ W 2010 R.



Źródło: jak przy wyk. 1.

Można zauważyć, że istotne jest zmniejszanie się luki między woj. mazowieckim a innymi województwami. Rozstęp natomiast między woj. mazowieckim a dwoma województwami z końca rankingu praktycznie nie ulega zmianie.

Podsumowanie

Najbardziej popularnym inwestycyjnie województwem było woj. mazowieckie, co wynika z ogromnej atrakcyjności inwestowania w Warszawie.

Systematycznie zmniejsza się dystans między wielkością nakładów inwestycyjnych na mieszkańca woj. mazowieckiego a większością pozostałych województw.

Spośród województw plasujących się w czołówce rankingu największą dynamiką popularności inwestycyjnej odznaczają się w latach 2002—2007 województwa: łódzkie oraz dolnośląskie, warmińsko-mazurskie i podlaskie. Dynamika nakładów inwestycyjnych w sektorze prywatnym na mieszkańca sięgała tam 15—17% rocznie. Z kolei wyraźnie traci dystans woj. wielkopolskie, które wraz z woj. świętokrzyskim charakteryzowało się najniższą dynamiką (6—7%).

W rezultacie następują wyraźne zmiany w czołówce rankingu najbardziej popularnych inwestycyjnie województw Polski.

prof. dr hab. Bogusław Guzik

SUMMARY

Survey results on inter-voivodship diversity of the investment level in fixed assets of the private sector in years 1999—2007 are discussed in the article. Simple measures of the variation rank as well as investing intensity index were used in the analysis. An attempt of the voivodship ranking, based on current investment allocation, was undertaken. The results disclosure very important territorial disproportions and show predominance of Mazowieckie voivodship resulting from the capital potential of Warsaw. Other voivodships improve their positions. But within of next 10—20 years they have not to much chances to achieve the Mazowieckie voivodship's level.

РЕЗЮМЕ

В статье обсуждены результаты обследований межвоеводского дифференцированного уровня инвестиций в целом в основные средства в частном секторе в 1999—2007 гг. Использовались простые измерители дифференциации ранга и показатели интенсивности инвестирования. Была предпринята попытка прогнозирования позиции воеводств на основе существующих до сих пор тенденций распределения инвестиций.

Результаты указывают на очень большие территориальные диспропорции и на доминирующее положение мазовецкого воеводства, которое является результатом столичного потенциала Варшавы. Другие воеводства улучшают свое положение, но в ближайшие 10—20 лет они не в состоянии сравниться с мазовецким воеводством.

Beata STOLORZ

Czynniki wpływające na czas poszukiwania pracy

Metody analizy przeżycia, powszechnie stosowane w demografii, można wykorzystać do badania zjawisk społeczno-ekonomicznych (np. do badania czasu funkcjonowania firm¹ czy czasu poszukiwania pracy). Czas przeżycia w tym przypadku jest czasem przejścia z jednego stanu do drugiego. Dlatego też mówi się o analizie trwania, przejścia, niezawodności czy bezawaryjności. Metody te uwzględniają istnienie obserwacji uciętych, co często zdarza się, kiedy tracimy kontakt z obserwowaną jednostką lub kiedy nie mamy pewności co do faktycznej zmiany stanu.

Celem artykułu jest opis badania, w jaki sposób płeć, wiek i wykształcenie bezrobotnych wpływają na długość okresu zarejestrowania osoby bezrobotnej w urzędzie pracy. Zdarzeniem początkowym w tym przypadku jest moment rejestracji, zdarzeniem końcowym — wyrejestrowanie z powodu podjęcia pracy. Wykorzystany w analizie model Coxa umożliwił określenie siły wpływu poszczególnych zmiennych na ryzyko pozostania w rejestrze.

DANE STATYSTYCZNE WYKORZYSTANE W ANALIZIE

Badanie czasu oczekiwania na pracę zostało przeprowadzone na podstawie indywidualnych danych o bezrobotnych wyrejestrowanych z Powiatowego Urzędu Pracy (PUP) w Szczecinie w 2007 r. Badana zbiorowość stanowi próbę losową w sensie czasu, dlatego można zastosować metody wnioskowania na podstawie próby losowej. Uzyskane informacje dotyczyły płci, wieku, wykształcenia i powodu wyrejestrowania. Za zdarzenie kończące obserwację przyjęto podjęcie przez dotychczasowego bezrobotnego pracy. Obserwację uciętą stanowi wyrejestrowanie z innych przyczyn, takich jak: podjęcie nauki, wyjazd za granicę, odmowa przyjęcia propozycji zatrudnienia, niestawienie się w urzędzie w wyznaczonym terminie lub osiągnięcie wieku emerytalnego. W tabl. 1 przedstawiono strukturę bezrobotnych wyrejestrowanych z PUP w Szczecinie. Wśród przebadanych, łącznie 23886 osób, nie uwzględniono bezrobotnych skierowanych przez urząd na staż u pracodawców, szkolenie i przygotowanie zawodowe. W tych przypadkach nie ma formalnego nawiązania stosunku pracy i dlatego osoby te nie są uwzględnione w analizowanych danych. W roku 2007 wyrejestrowano z powodu podjęcia pracy 8298 osób.

¹ J. Hozer, I. Markowicz, B. Stolorz (2008).

**TABL. 1. STRUKTURA OSÓB BEZROBOTNYCH WEDŁUG PŁCI, WYKSZTAŁCENIA
I GRUPY WIEKU W 2007 R.**

Cechy			Obserwacje pełne		Obserwacje ucięte	
			liczba	w odsetkach	liczba	w odsetkach
Płeć	kobiety		4585	55,25	7357	47,20
	mężczyźni		3713	44,75	8231	52,80
Wykształ- cenie	— brak lub niepełne podstawowe	} (1)	2232	26,90	6808	43,67
	— podstawowe					
	— gimnazjalne	(2)	1546	18,63	3445	22,10
	— zasadnicze zawodowe					
	— średnie ogólnokształcące	(3)	830	10,00	1435	9,21
	— średnie zawodowe 4-letnie	} (4)	1723	20,76	2395	15,36
	— średnie zawodowe					
	— pomaturalne/policealne	(5)	1967	23,70	1505	9,65
— wyższe (w tym licencjat)						
Wiek	⟨18,25⟩	(1)	1839	22,16	3505	22,49
	⟨25,35⟩	(2)	3109	37,47	4826	30,96
	⟨35,45⟩	(3)	1419	17,10	2882	18,49
	⟨45,55⟩	(4)	1656	19,96	3549	22,77
	⟨55,60⟩	(5)	245	2,95	700	4,49
	⟨60,65⟩	(6)	30	0,36	126	0,81

Ź r ó d ł o: badanie własne na podstawie danych PUP w Szczecinie.

Poszczególne warianty płci i wykształcenia oraz przedziały wieku zostały w tabl. 1 ponumerowane, co zostanie wykorzystane w późniejszej prezentacji wyników analizy. Badana zbiorowość została podzielona na grupy: według płci — dwie, według wieku — sześć i według wykształcenia — pięć grup. Kategorie wieku i wykształcenia pogrupowano według klasyfikacji stosowanej przez urząd pracy.

PRAWDOPODOBIENSTWO NIEZNALEZIENIA PRACY

Prawdopodobieństwo pozostania bezrobotnym w kolejnych miesiącach od momentu zarejestrowania oszacowano za pomocą estymatora Kaplana-Meiera (Product—Limit—Estimation)², który uwzględnia istnienie danych uciętych³. Jest to metoda nieparametryczna, niewymagająca konieczności konstrukcji przedziałów dla zmiennej czasowej, a jedynie uszeregowania epizodów we-

² E. L. Kaplan, P. Meier (1958), s. 457—481.

³ Np. Cz. Domański, K. Pruska (2000), s. 203—204; E. Frączak, U. Gach-Ciepiela, H. Babiker (2005), s. 30—36; T. Bednarski (2005).

dług długości czasów trwania⁴. Każdemu punktowi czasu, w którym wystąpiło co najmniej jedno zdarzenie jest przyporządkowana wartość ryzyka.

W analizie przeżycia istotne jest uwzględnienie wszystkich jednostek, które w danym okresie należą do populacji. Dopiero od momentu ucięcia obserwacji nie są one uwzględniane w dalszych obliczeniach. Na prawdopodobieństwo znalezienia pracy wpływa ogólna liczba osób bezrobotnych w danym okresie, bez względu na to, czy w przyszłości zostaną one wyrejestrowane z powodu podjęcia pracy czy też z innej przyczyny.

W badanym okresie prawdopodobieństwo pozostania w rejestrze przez pierwsze 20 miesięcy od momentu zarejestrowania malało szybciej niż w późniejszym okresie. Do 20 miesiąca 60% badanej populacji pozostało w rejestrze, a do 40 miesiąca — 50% populacji (wykr. 1). W 2007 r. szanse na znalezienie pracy przez kobiety były zbliżone do szans mężczyzn. Krzywe przeżycia dla płci nie wykazywały istotnych różnic, co potwierdził przeprowadzony test Gehana⁵ (wykr. 2).

⁴ E. Frątczak, U. Gach-Ciepiela, H. Babiker (2005), s. 65—69.

⁵ D. W. Hosmer, S. Lemeshow (1999).

Na wykresach 3 i 4 przedstawiono estymatory krzywych przeżycia dla osób wyrejestrowanych odpowiednio według wykształcenia i grupy wieku.

Test Gehana wykazał różnice między grupami według wykształcenia i wieku. Analiza wyk. 3 wskazuje na to, że prawdopodobieństwo opuszczenia rejestru wzrastało wraz z wykształceniem. Test Gehana wskazał na brak istotnych różnic między osobami zakwalifikowanymi do grupy 3 i 4 wykształcenia. Oznacza to, że osoby z wykształceniem średnim miały zbliżone szanse na opuszczenie rejestru bezrobotnych bez względu na to, czy miały przygotowanie do zawodu czy nie. Najszybciej pracę znajdowały osoby bezrobotne z wykształceniem wyższym. Z wykresu 4 wynika, że osoby młode (od 18 do 35 roku życia) szybciej znajdowały pracę niż osoby w wieku średnim i najstarsze. Przeprowadzony test Gehana wskazał na brak istotnych różnic między grupami wieku 1, 2 oraz 3, 4, 5. W grupie 6 znajdowali się tylko mężczyźni i mieli oni najmniejsze szanse na podjęcie pracy.

MODEL PROPORCJONALNEGO HAZARDU COXA

Do zbadania wpływu potencjalnych zmiennych na czas oczekiwania na pracę zostanie wykorzystany model proporcjonalnego hazardu Coxa. Uwzględnia on występowanie obserwacji uciętych oraz zakłada, że funkcja hazardu (Frątczak, Gach-Ciepiela, Babiker, 2005) jest funkcją zmiennych niezależnych. Model ten można zapisać następująco (Stanisz, 2005):

$$h(t : x_1, x_2, \dots, x_n) = h_0(t) \exp(\beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_n x_n) \quad (1)$$

gdzie:

$h(t : x_1, x_2, \dots, x_n)$ — wynikowy hazard (szansa) przy danych n zmiennych niezależnych x_1, x_2, \dots, x_n i odpowiednim czasie przeżycia (oczekiwania),

$h_0(t)$ — hazard (szansa) odniesienia lub zerowa linia hazardu,

$\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n$ — współczynniki modelu,

t — czas obserwacji.

Bazowa wartość $h_0(t)$ hazardu jest tą wartością, dla której wszystkie zmienne niezależne są równe zero.

Tabl. 2 i wykr. 5 pokazują szansę względną znalezienia pracy przez bezrobotne kobiety w porównaniu z mężczyznami w 2007 r. oraz w kwartałach.

TABL. 2. WYNIKI ESTYMACJI MODELU REGRESJI COXA — ZMIENNA KATEGORYZOWANA: PLEĆ

Okres	Parametr beta	Błąd standardowy	Wartość t	Wykładnik beta	Statystyka Walda	p
2007	0,021756	0,022124	0,983353	1,021994	0,966983	0,325441
I kwartał	0,039721	0,045513	0,872748	1,040521	0,761688	0,382807
II kwartał	0,025149	0,043818	0,573927	1,025468	0,329392	0,566021
III kwartał ...	0,095634	0,042074	2,273010	1,100357	5,166574	0,023032
IV kwartał ...	-0,032479	0,046158	-0,703644	0,968043	0,495115	0,481660

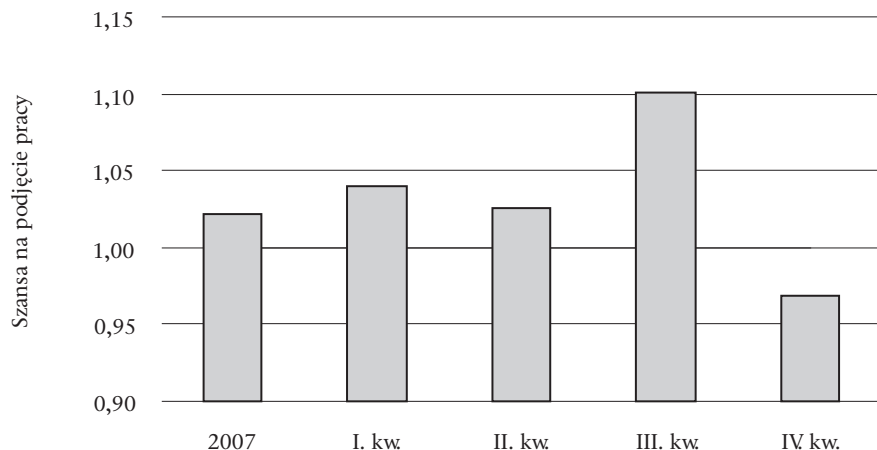
Ź r ó d ł o: obliczenia własne z wykorzystaniem programu *Statistica*.

Z wykr. 5 można odczytać, że w roku 2007 szanse na podjęcie pracy poprzez pośrednictwo urzędu pracy dla kobiet i mężczyzn były zbliżone, przy czym w nieco lepszej sytuacji były kobiety (o 2%). Jedynie w czwartym kwartale 2007 r. mężczyźni trochę szybciej (o 3%) znajdowali zatrudnienie.

W wyniku zastosowania zero-jedynkowego kodowania wariantów zmiennych do szacowania modelu regresji Coxa, wyznaczono szansę względną podjęcia

pracy przez bezrobotnych z poszczególnych kategorii wykształcenia i wieku w porównaniu do bezrobotnych odpowiednio o najniższym wykształceniu i najmłodszych. Wyniki badań przedstawiają tabl. 3 i 4.

Wykr. 5. SZANSA WZGLĘDNA NA ZNALEZIENIE PRACY BEZROBOTNYCH KOBIET W STOSUNKU DO BEZROBOTNYCH MĘŻCZYZN



Źródło: jak przy wykr. 1.

TABL. 3. WYNIKI ESTYMACJI MODELU REGRESJI COXA — ZMIENNA KATEGORYZOWANA: WYKSZTAŁCENIE Z KODOWANIEM ZERO-JEDYŃKOWYM W 2007 R.

Zmienna wykształcenie	Parametr beta	Błąd standardowy	Wartość <i>t</i>	Wykładnik beta	Statystyka Walda	<i>p</i>
O g ó ł e m						
(2,1)	0,160644	0,033090	4,85472	1,174267	23,568	0,000001
(3,1)	0,517271	0,040694	12,71118	1,677443	161,574	0,000000
(4,1)	0,550210	0,032093	17,14425	1,733616	293,925	0,000000
(5,1)	1,231363	0,031348	39,28101	3,425895	1542,998	0,000000
I kwartał						
(2,1)	0,057938	0,069111	0,83834	1,059650	0,7028	0,401849
(3,1)	0,585431	0,082657	7,08269	1,795765	50,1645	0,000000
(4,1)	0,540861	0,066798	8,09701	1,717484	65,5616	0,000000
(5,1)	0,958597	0,065111	14,72249	2,608035	216,7516	0,000000
II kwartał						
(2,1)	0,198659	0,064726	3,06925	1,219766	9,4203	0,002148
(3,1)	0,475949	0,083065	5,72982	1,609541	32,8308	0,000000
(4,1)	0,569514	0,064087	8,88650	1,767407	78,9700	0,000000
(5,1)	1,253712	0,062024	20,21327	3,503324	408,5763	0,000000

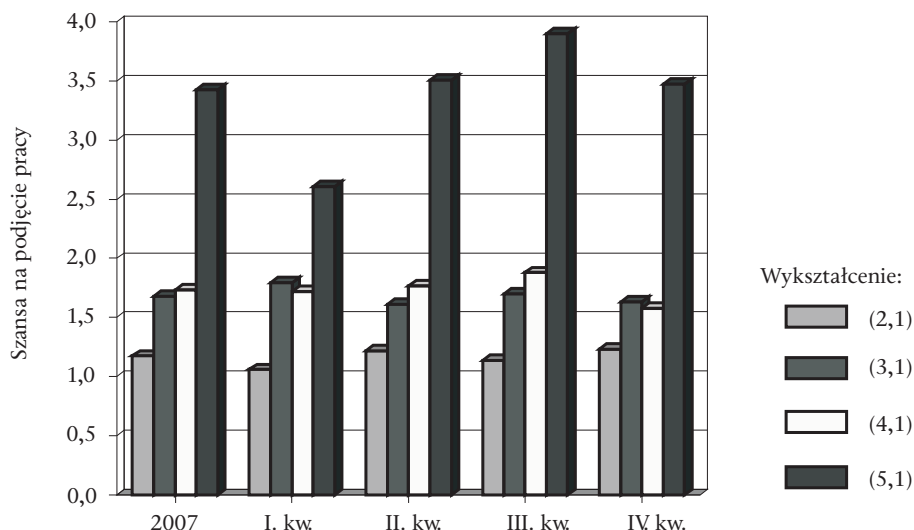
TABL. 3. WYNIKI ESTYMACJI MODELU REGRESJI COXA — ZMIENNA KATEGORYZOWANA: WYKSZTAŁCENIE Z KODOWANIEM ZERO-JEDYNKOWYM W 2007 R. (dok.)

Zmienna wykształcenie	Parametr beta	Błąd standardowy	Wartość <i>t</i>	Wykładnik beta	Statystyka Walda	<i>p</i>
III kwartał						
(2,1)	0,126332	0,062612	2,01770	1,134659	4,0711	0,043630
(3,1)	0,528883	0,077101	6,85961	1,697036	47,0543	0,000000
(4,1)	0,630398	0,060033	10,50081	1,878358	110,2670	0,000000
(5,1)	1,360000	0,059238	22,95829	3,896193	527,0833	0,000000
IV kwartał						
(2,1)	0,209951	0,069099	3,03840	1,233617	9,2319	0,002380
(3,1)	0,488182	0,083565	5,84193	1,629351	34,1281	0,000000
(4,1)	0,456772	0,066866	6,83113	1,578969	46,6643	0,000000
(5,1)	1,244280	0,065154	19,09742	3,470435	364,7114	0,000000

Źródło: obliczenia własne z wykorzystaniem programu *Statistica*.

Analizując tabl. 3 i wykr. 6 widać wyraźnie, że w całym 2007 r. osoby z wykształceniem wyższym miały 3,4 razy większą szansę na podjęcie pracy niż osoby z wykształceniem podstawowym. Szansa ta rosła wraz ze wzrostem wykształcenia. Tendencja ta utrzymywała się również w każdym z kwartałów 2007 r. Interesujący jest fakt zbliżonych do siebie szans na podjęcie pracy osób z wykształceniem średnim ogólnokształcącym i średnim zawodowym (licea profilowane, technika, szkoły policealne).

Wykr. 6. SZANSA WZGLĘDNA DLA BEZROBOTNYCH NA ZNALEZIENIE PRACY WEDŁUG WYKSZTAŁCENIA



Źródło: jak przy wykr. 1.

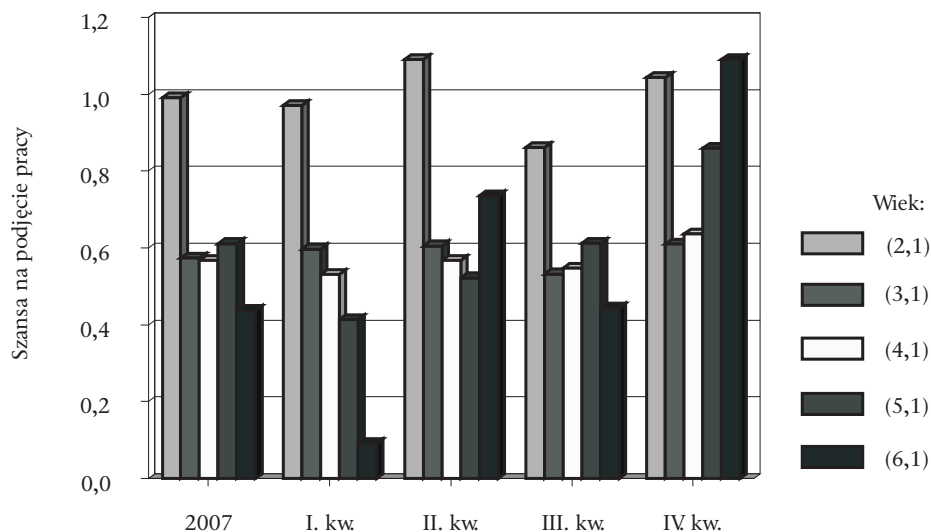
W tabl. 4 przedstawiono wyniki estymacji współczynników modelu Coxa, w którym zmienną kategoryzowaną był przedział wieku osób poszukujących zatrudnienia. Porównano szanse na znalezienie pracy osób bezrobotnych w stosunku do najmłodszej grupy wieku. Wykres 7 pokazuje względną szansę na podjęcie pracy według wieku dla osób wyrejestrowanych z PUP w 2007 r. Wiadać na nim, że na rynku pracy w najlepszej sytuacji były osoby młode, to one miały największe szanse szybkiego znalezienia zatrudnienia. Wraz z wiekiem one malały, przy czym zbliżoną do siebie sytuację prezentują grupy osób w wieku średnim, zawartym w przedziałach $\langle 35, 45 \rangle$ i $\langle 45, 55 \rangle$. Wzrost zapotrzebowania na pracowników w wieku $\langle 55, 60 \rangle$ zauważalny był również w kolejnych miesiącach 2007 r. Jest to szczególnie wyraźne w IV kwartale, kiedy szansa na zatrudnienie osób najstarszych była większa niż w przypadku osób najmłodszych.

TABL. 4. WYNIKI ESTYMACJI MODELU REGRESJI COXA — ZMIENNA KATEGORYZOWANA: WIEK Z KODOWANIEM ZERO-JEDYNKOWYM W 2007 R.

Zmienna wiek	Parametr beta	Błąd standardowy	Wartość t	Wykładnik beta	Statystyka Walda	p
O g ó ł e m						
(2,1)	-0,009330	0,029426	-0,3171	0,990713	0,1005	0,751191
(3,1)	-0,555549	0,035670	-15,5746	0,573758	242,5667	0,000000
(4,1)	-0,566197	0,034068	-16,6195	0,567680	276,2066	0,000000
(5,1)	-0,492376	0,068023	-7,2384	0,611172	52,3945	0,000000
(6,1)	-0,828668	0,184056	-4,5023	0,436631	20,2704	0,000007
I kwartał						
(2,1)	-0,02917	0,060128	-0,48520	0,971248	0,23542	0,627539
(3,1)	-0,51558	0,075043	-6,87043	0,597156	47,20274	0,000000
(4,1)	-0,63373	0,072078	-8,79218	0,530612	77,30246	0,000000
(5,1)	-0,88454	0,137435	-6,43604	0,412905	41,42260	0,000000
(6,1)	-2,39801	0,502457	-4,77257	0,090899	22,77739	0,000002
II kwartał						
(2,1)	0,086430	0,057937	1,49180	1,090275	2,22546	0,135762
(3,1)	-0,502559	0,071298	-7,04875	0,604980	49,68490	0,000000
(4,1)	-0,565013	0,068273	-8,27574	0,568353	68,48795	0,000000
(5,1)	-0,650447	0,151588	-4,29088	0,521812	18,41164	0,000018
(6,1)	-0,306191	0,356619	-0,85859	0,736246	0,73718	0,390572
III kwartał						
(2,1)	-0,149734	0,055030	-2,72095	0,860937	7,40355	0,006513
(3,1)	-0,631164	0,065275	-9,66936	0,531972	93,49650	0,000000
(4,1)	-0,602720	0,062525	-9,63962	0,547321	92,92233	0,000000
(5,1)	-0,490516	0,133885	-3,66371	0,612310	13,42280	0,000249
(6,1)	-0,812312	0,356092	-2,28118	0,443831	5,20380	0,022544
IV kwartał						
(2,1)	0,042787	0,063680	0,67190	1,043716	0,45145	0,501650
(3,1)	-0,493080	0,075397	-6,53979	0,610742	42,76879	0,000000
(4,1)	-0,452260	0,071547	-6,32111	0,636189	39,95650	0,000000
(5,1)	-0,151436	0,127064	-1,19181	0,859473	1,42040	0,233346
(6,1)	0,086433	0,320415	0,26975	1,090278	0,07277	0,787353

Ź r ó d ł o: obliczenia własne z wykorzystaniem programu *Statistica*.

Wykr. 7. SZANSA WZGLĘDNA DLA BEZROBOTNYCH NA ZNALEZIENIE PRACY WEDŁUG WIEKU



Źródło: jak przy wykr. 1.

Podsumowanie

Metody analizy historii zdarzeń coraz częściej mają zastosowanie w różnych dziedzinach nauk społeczno-ekonomicznych. Wykorzystywane narzędzia wymuszają odpowiedni sposób zbierania danych statystycznych. Dane te muszą być indywidualne, z uwzględnieniem czasu przebywania jednostki w określonym stanie.

W artykule przedstawiono wyniki badań dotyczących wpływu płci, wieku i wykształcenia bezrobotnych na czas oczekiwania na pracę. Ze względu na specyfikę badanego zjawiska, do identyfikacji determinant oraz do zbadania siły ich wpływu na czas do podjęcia pracy wykorzystano model proporcjonalnego hazardu Coxa. Model ten umożliwia również zbadanie różnicy w sile wpływu między poszczególnymi podgrupami analizowanych cech. W badanym okresie w Szczecinie, kobiety i mężczyźni mieli zbliżone szanse na znalezienie pracy, przy czym w nieco lepszej sytuacji były kobiety. Osoby młode opuszczały szybciej rejestr bezrobotnych. Przeprowadzone badania potwierdziły również tezę, że wzrost wykształcenia pozytywnie wpływał na szansę znalezienia pracy.

LITERATURA

- Bednarski T. (2005), *Ocena przydatności BAEŁ dla charakterystyki rozkładu czasu poszukiwania pracy na przykładzie danych z lat 2001—2002*, „Studia Ekonomiczne”, nr 4/2005, Instytut Nauk Ekonomicznych PAN, Warszawa
- Domański Cz., Pruska K. (2000), *Nieklasyczne metody statystyczne*, PWE, Warszawa
- Frątczak E., Gach-Ciepiela U., Babiker H. (2005), *Analiza historii zdarzeń. Elementy teorii, wybrane przykłady zastosowań*, SGH, Warszawa
- Hosmer D. W., Lemeshow S. (1999), *Applied Survival Analysis. Regression Modeling of Time to Event Data*, John Wiley&Sons, INC, New York
- Hozer J., Markowicz I., Stolorz B. (2008), *Zastosowanie metod analizy historii zdarzeń w badaniu czasu funkcjonowania firm*, Zapol, Uniwersytet Szczeciński, Szczecin
- Kaplan E. L., Meier P. (1958), *Nonparametric estimation from incomplete observations*, „Journal of the American Statistical Association”, No. 53
- Stanisz A. (red.) (2005), *Biostatystyka*, Wydawnictwo Uniwersytetu Jagiellońskiego, Kraków

SUMMARY

Results of surveys concerning the influence of sex, age and education of the unemployed on job awaiting time has been presented. Due to the truncated observation incidence (some types of unemployed deregistered, i.a. due to starting education or going abroad etc.), the proportional hazard model of Cox has been used for identification of determinants and research of their influence for time needed to take up a job. 23886 persons registered as unemployed in the Local Labour Office in Szczecin and 2007 unregistered, due to various reasons, have been included in the research. Generally, it can be stated that women found job faster than men and young people. The increase of chances to find a job as a result of better education is a positive phenomenon. This was confirmed by the research.

РЕЗЮМЕ

В статье представляются результаты обследований касающихся влияния пола, возраста и образования безработных на время ожидания работы. Принимая во внимание выступление прерванных наблюдений (некоторые категории безработных вырегистрированных в частности по причине предпринятой учебы, выезда за границу и тому подобное) использовалась модель пропорционального азарта Кокса. В обследовании использовались данные 23886 человек зарегистрированных в качестве безработных в Повеятовом управлении труда в г. Щецин, которые выписались из регистра в 2007 г. Следует отметить, что женщины находят работу быстрее чем мужчины и молодые люди. Положительным явлением был рост шансов найти себе работу для людей с высшим уровнем образования.

Konferencja: *Badanie czynników regionalnej koniunktury gospodarczej w Polsce i w Unii Europejskiej*

W dniach 22 i 23 października 2009 r. odbyła się w Zamościu konferencja pt. *Badanie czynników regionalnej koniunktury gospodarczej w Polsce i w Unii Europejskiej* zorganizowana przez Wyższą Szkołę Zarządzania i Administracji oraz Oddział PTS w Lublinie i Europe Direct w Zamościu. Była to druga konferencja dotycząca tej problematyki; poprzednia odbyła się w 2008 r.¹

W konferencji wzięli udział przedstawiciele ośrodków naukowych zajmujących się badaniami koniunktury gospodarczej. Uczestnicy spotkania zgłosili 15 referatów. W trakcie obrad przedstawiono opracowania dotyczące wymiaru globalnego i lokalnego koniunktury gospodarczej, a także światowej recesji oraz jej wpływu na stan koniunktury gospodarczej w Europie. Omówiono również metody, narzędzia i wyniki badań koniunktury oraz prognozy stanu gospodarki Polski i regionu lubelskiego, opracowane przez różne ośrodki badawcze. Przewodniczącymi sesji byli prof. Józef Dziechciarz oraz prof. Ryszard Orłowski.

W konferencji uczestniczyli: prezes PTS dr Kazimierz Kruska oraz przedstawiciele Urzędu Marszałkowskiego Województwa Lubelskiego, Urzędu Marszałkowskiego Województwa Małopolskiego, Urzędu Statystycznego w Zielonej Górze, Urzędu Statystycznego w Lublinie, a także pracownicy GUS. Dyskusja dotyczyła problematyki koniunktury gospodarczej, zwłaszcza jej załamania, a także metodologii badań i prognozowania.

Oto streszczenia zgłoszonych referatów:

Prof. Maria Drozdowicz-Bieć (SGH), *Wzrost w cieniu światowej recesji*. Autorka omówiła przebieg załamania gospodarczego w Polsce w latach 2007—2009 oraz zwiastuny spowolnienia, które rejestrował wskaźnik wyprzedzający koniunktury. Przebieg załamania gospodarczego w ujęciu regionalnym Autorka analizowała na podstawie wojewódzkich danych o wielkości produkcji przemysłowej. Dokonała porównania przebiegu załamania w latach 2007—2009 z załamaniem aktywności gospodarczej w latach 2000 i 2001. Przedstawiła również pierwsze symptomy ożywienia gospodarczego oraz wskazała zagrożenia dalszego wzrostu.

Prof. Elżbieta Adamowicz, dr Sławomir Dudek, mgr Dawid Pachucki (SGH), *Kryzys finansowy i jego skutki w sferze realnej w USA i krajach europejskich*. Przedmiotem analizy było badanie skutków kryzysu finansowego w sferze

¹ Sprawozdanie z konferencji *Regionalne badania koniunktury gospodarczej na tle doświadczeń europejskich* ukazało się w „Wiadomościach Statystycznych”, nr 9/2008.

realnej w: Stanach Zjednoczonych, Niemczech, we Francji, w W. Brytanii, Polsce, Republice Czeskiej, na Węgrzech, Słowacji, Litwie, Łotwie i Estonii. Zmiany w sferze realnej przeanalizowano z wykorzystaniem danych ilościowych i jakościowych, pochodzących z badań koniunktury. Celem analizy było badanie wyprzedzającego charakteru danych.

Dr Mieczysław Kowerski (Wyższa Szkoła Zarządzania i Administracji w Zamościu), *Badania nastrojów gospodarczych w województwie lubelskim na tle badań Komisji Europejskiej*. Analiza pozwoliła wyciągnąć wniosek, że chociaż metodologia stosowana do badania nastrojów gospodarczych woj. lubelskiego tylko w ogólnym zarysie jest zgodna z metodologią proponowaną przez Komisję Europejską, to osiąga zbliżone wyniki. Dokonano porównania przebiegu barometrów nastrojów gospodarczych dla Polski i Unii Europejskiej (UE) z diagnostycznym barometrem nastrojów gospodarczych dla woj. lubelskiego. Wskazano na dużą synchronizację zmian — zwłaszcza barometru dla Polski i województwa — szczególnie widoczną od IV kwartału 2002 r. Ponadto pokazano, że diagnostyczny barometr nastrojów gospodarczych w woj. lubelskim najsilniej skorelowany jest z barometrem nastrojów gospodarczych Polski, opóźnionym o dwa miesiące. Jeszcze większe opóźnienie występuje w stosunku do barometru nastrojów w UE. Fakt ten może być bardzo przydatny w prognozowaniu rozwoju społeczno-gospodarczego regionu.

Dr Krzysztof Grabczuk, mgr Bogdan Kawalko (Urząd Marszałkowski Województwa Lubelskiego), *Kształtowanie procesów rozwojowych regionu lubelskiego — kontekst interwencji ZPORR 2004—2006*. W referacie dokonano oceny efektów realizacji Zintegrowanego Programu Operacyjnego Rozwoju Regionu w woj. lubelskim oraz wpływu interwencji tego programu na sytuację społeczno-gospodarczą regionu. Analiza została dokonana w kilku aspektach: ilościowym (liczba projektów), wartościowym (wielkość zaangażowanych środków, wskaźniki osiągnięcia celów), tematycznym (zakres rzeczowy realizowanych projektów), podmiotowym (struktura beneficjentów) oraz przestrzennym (rozkład środków wsparcia według NTS-5). Stwierdzono, że oceny wdrażania programu i jego wpływ na stan i kształtowanie procesów rozwojowych regionu będą także wykorzystane w dyskusji nad kształtem polityki spójności w kolejnym okresie programowania oraz w pracach nad nowym instrumentem krajowej polityki regionalnej. Zwrócono uwagę, że wahania kursu euro oraz tzw. mechanizm nadkontraktacji spowodowały, iż płatności dokonane z kont programowych przewyższyły pierwotnie zakładaną alokację i wyniosły na koniec lipca 2009 r. — 817 mln zł (107,2% alokacji ustalonej w 2004 r.).

Dr Henryk Ponikowski (KUL), *Małe obszary rozwoju regionalnego*. W referacie stwierdzono, iż rozwój regionalny i lokalny w głównej mierze zależy od czynników endogenicznych. Pokazano, że w układach regionalnych tylko niektóre obszary zdolne są generować rozwój. Są to różne typy węzłów, nisz, pasm i stref aktywności. Takie terytorialne zbiory miejsc i zjawisk nazwano „małymi obszarami rozwoju”. Podejście takie zwróciło uwagę na elementy, które stano-

wią o istocie rozwoju regionalnego, a jednocześnie są przeciwwagą dla ujęcia globalnego. Podjęto również próbę identyfikacji i klasyfikacji małych obszarów rozwoju woj. lubelskiego.

Mgr Magdalena Gostkowska-Drzewicka (Sopocka Szkoła Wyższa), *Wpływ czynników makroekonomicznych na rozwój mieszkaniowego rynku deweloperskiego w Trójmieście na tle Polski w latach 1995—2007*. W referacie pokazano wpływ czynników makroekonomicznych na rozwój mieszkaniowy rynku deweloperskiego w Polsce i Trójmieście. Wskazano że PKB — jako miernik odzwierciedlający koniunkturę gospodarczą — jest pewnego rodzaju tłem wyznaczającym tempo rozwoju tego rynku. Przeprowadzając analizę regresji, autorka wykazała, że rozwój mieszkaniowego rynku deweloperskiego, z uwagi na kapitałochłonność inwestycji, jest ściśle uzależniony od możliwości finansowania — zarówno kapitałem własnym, jak też obcym. Wykazano, że wzrost stopy procentowej oraz wzrost inflacji są czynnikami ograniczającym rozwój rynku deweloperskiego.

Prof. Janusz Zaleski, dr Zbigniew Mogiła, mgr Marek Zembaty, *Metody prognozowania deflatorów wartości dodanej brutto w regionalnym modelu HERMIN dla województwa dolnośląskiego — analiza porównawcza*. Była to analiza porównawcza metod prognozowania deflatorów wartości dodanej brutto (WDB) w poszczególnych sektorach gospodarczych stosowanych w regionalnym modelu HERMIN dla woj. dolnośląskiego. Na tej podstawie zaproponowano szereg modyfikacji. Modyfikacja deflatora wartości dodanej brutto usług rynkowych, oprócz jednostkowych kosztów pracy, uwzględnia także efekt wpływu zmian cen światowych w przemyśle na niezwiązane z wynagrodzeniami koszty ponoszone w sektorze usług rynkowych w regionie. W zmodyfikowanej wersji regionalnego modelu HERMIN, przyszłe wartości deflatora w sektorze przemysłowym nie są implementowane z poziomu krajowego, lecz są determinowane przez ceny światowe w przemyśle oraz czynniki o charakterze regionalnym. Pozwala to uwzględnić specyfikę poszczególnych regionów, a przez to podnieść jakość dokonywanych prognoz. Deflator WDB w budownictwie determinowany jest przez czynniki o charakterze regionalnym (jednostkowe koszty pracy). W przypadku usług nierynkowych oraz rolnictwa metody wyliczania przyszłych wartości deflatorów WDB zostały pozostawione bez zmian.

Prof. Józef Garczarczyk, dr Marek Mocek (Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu), *Przydatność badań testem koniunktury w prognozowaniu rynku bankowego w regionie*. W referacie przedstawiono ocenę przydatności wyników metody testu koniunktury, stosowanej od 1992 r. przez Katedrę Badań Marketingowych, w prognozowaniu podstawowych wielkości rynku bankowego — depozytów i kredytów. Porównano trafność prognoz w zakresie tych wielkości w dwóch regionach — wielkopolskim i wschodnim.

Dr Grzegorz Kowalewski (Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu), *Przydatność sumy odpowiedzi pozytywnych i negatywnych jako uzupełnienie salda odpowiedzi w jakościowych badaniach koniunktury*. W jakościowych badaniach

koniunktury gospodarczej zazwyczaj stosowane są pytania jednokrotnego wyboru z trzema wariantami odpowiedzi: pozytywnym, neutralnym i negatywnym. Dla każdego pytania oblicza się saldo odpowiedzi na pytanie, jako różnicę między procentowym udziałem odpowiedzi pozytywnych i negatywnych. Analizując tylko salda odpowiedzi rezygnuje się z pełnej informacji o strukturze odpowiedzi. Aby tego uniknąć można uzupełnić salda odpowiedzi o dodatkowy wskaźnik — sumę odsetka odpowiedzi pozytywnych i negatywnych. W referacie omówiono przydatność tego wskaźnika na przykładzie danych ankietowych GUS.

Dr Mieczysław Kowerski, *Niepewność respondenta w badaniach nastrojów gospodarczych*. Autor postawił pytanie: Czy należy wprowadzić dodatkową opcję odpowiedzi: „nie wiem” lub „trudno powiedzieć” do ankiet kierowanych do respondentów badań nastrojów gospodarczych? Zauważył, że przyznanie się do niewiedzy w ekonomii nie należy traktować jako czegoś negatywnego, a już na pewno nie można traktować jako nieistotnego faktu. Wskazał, że problem ten próbuje rozwiązać Komisja Europejska proponując w pytaniach kierowanych do konsumentów również odpowiedź „nie wiem”. W referacie przeprowadzono analizę rozkładu odpowiedzi „trudno powiedzieć” uzyskanych podczas badań ankietowych nastrojów gospodarczych w woj. podlaskim w pierwszych trzech kwartałach 2009 r.

Mgr Jarosław Bielak (Wyższa Szkoła Zarządzania i Administracji w Zamościu), *Krótkookresowe prognozy rynku pracy województwa lubelskiego z wykorzystaniem modeli ARIMAX*. W referacie omówiono metodę prognozowania rynku pracy, w tym poziomu bezrobocia i przeciętnego zatrudnienia w woj. lubelskim. Do budowy prognoz wykorzystano modele ARIMAX. Dodatkowymi zmiennymi egzogenicznymi były wartości barometrów nastrojów gospodarczych. Pokazano różnice we wskaźnikach charakteryzujących jakość generowanych przez te modele prognoz ze wskaźnikami dla „czystych” modeli ARIMA (Autoregressive Integrated Moving Average). Uwzględniono modele budowane dla danych kwartalnych i dla danych miesięcznych oraz omówiono sposób konwersji kwartalnych szeregów czasowych indeksu nastrojów gospodarczych do szeregów miesięcznych.

Prof. Kazimierz Górka (Uniwersytet Ekonomiczny w Krakowie), *Postępowanie upadłościowe w procesie restrukturyzacji przedsiębiorstw*. Autor omówił istotę restrukturyzacji przedsiębiorstw zwracając uwagę na rolę postępowania upadłościowego w tym procesie i przedstawił dane statystyczne ilustrujące upadłość przedsiębiorstw w Polsce na początku XXI w.

Dr Jan Andreasik (Wyższa Szkoła Zarządzania i Administracji w Zamościu), *Charakterystyki wyników przedsiębiorstw w semantycznej bazie wiedzy*. Wskazano na fakt, że istotnym problemem w wykorzystaniu informacji zgromadzonych w relacyjnych bazach danych jest brak mechanizmów pozwalających na automatyczną analizę semantyczną. Obecnie stosowane narzędzia w systemach klasy EIS (Business Intelligence oraz Executive Information System) wy-

korzystają język zapytań SQL (Structured Query Language), który jest przeznaczony do formułowania pytań natury bezkontekstowej. Obecny rozwój technologii WEB 3 pozwala na tworzenie semantycznych baz wiedzy. Dzięki opracowanemu językowi OWL (Ontology Web Language) oraz SWRL (Semantic Web Rule Language) możliwe jest tworzenie baz wiedzy i systemów zorientowanych ontologicznie. Autor przedstawił sposób publikowania wyników przedsiębiorstwa w strukturze semantycznej bazy wiedzy.

Dr Mariola Zalewska (Uniwersytet Warszawski), *Struktury klastrowe jako czynniki kształtujące regionalną koniunkturę gospodarczą. Próba oceny na przykładzie obszarów wiejskich subregionu radomskiego*. Autorka podjęła próbę identyfikacji czynników kształtujących regionalną koniunkturę gospodarczą. Referentka przeanalizowała niektóre dziedziny działalności gospodarczej na obszarach wiejskich subregionu radomskiego, gdzie istnieje konkurencyjne środowisko klastrowe producentów warzyw, o znaczeniu co najmniej krajowym, istotnie kształtujące regionalną koniunkturę gospodarczą.

Mgr Dawid Długosz (Wyższa Szkoła Zarządzania i Administracji w Zamościu), *Wykorzystanie sieci Internet do poszukiwania pracy. Wyniki badania w województwie lubelskim*. W referacie przedstawiono wyniki badań ankietowych, przeprowadzonych w drugim i trzecim kwartale 2009 r. w woj. lubelskim, dotyczące wykorzystania Internetu do poszukiwania pracy i budowania kariery zawodowej. Badanie podzielono na odbiorców ofert pracy oraz przedsiębiorstwa będące źródłem tych ofert. Wyniki badania zobrazowały stopień wykorzystania Internetu do poszukiwania pracy i pracowników w woj. lubelskim.

Referaty zostały opublikowane w kwartalniku Wyższej Szkoły Zarządzania i Administracji w Zamościu „Barometr Regionalny. Analizy i Prognozy”.

Oprac. **Mieczysław Kowerski, Jarosław Bielak**

XXXVIII Ogólnopolski Konkurs Statystyczny

Od 1968 r. pod patronatem prezesa GUS organizowany jest przez Centralną Bibliotekę Statystyczną im. Stefana Szulca (CBS) Ogólnopolski Konkurs Statystyczny dla uczniów szkół średnich. W 2009 r. odbyła się jego XXXVIII edycja.

Podstawowym celem Konkursu jest rozwijanie umiejętności i wiedzy młodzieży w zakresie statystyki zdobywanej w szkole na lekcjach statystyki, matematyki, geografii itd. na podstawie *Małego Rocznika Statystycznego Polski* (MRS).

Zadanie konkursowe polega na opracowaniu przez uczniów jednego z trzech tematów. Do wyboru były następujące tematy:

1. Na podstawie rozdziału 15 „Transport i łączność” *Małego Rocznika Statystycznego Polski* (wyd. 2008 lub 2007) oceń stan infrastruktury transportu w Polsce.
2. Na podstawie rozdziału 15 „Transport i łączność” *Małego Rocznika Statystycznego Polski* (wyd. 2008 lub 2007) oceń stan infrastruktury łączności w Polsce.
3. Na podstawie rozdziału 15 „Transport i łączność” *Małego Rocznika Statystycznego Polski* (wyd. 2008 lub 2007) napisz, jakiego rodzaju inwestycje poprawiłyby stan transportu w Polsce?

Uczniowie mieli na ich opracowanie dwa miesiące. Przy ocenie prac konkursowych brano pod uwagę: oryginalność interpretacji tematu, układ treści, umiejętność analizy i syntezy wiedzy źródłowej, stopień wykorzystania *Rocznika*.

Lista laureatów Ogólnopolskiego Konkursu Statystycznego została opublikowana na stronie Centralnej Biblioteki Statystycznej <http://statlib.stat.gov.pl>. Nagrodami w Konkursie były: laptopy, odtwarzacze DVD, radiomagnetofony CD, encyklopedie, słowniki, leksykony.

Nagrodzeni zostali autorzy najlepszych prac konkursowych oraz szkoły, które przysłały największą liczbę prac konkursowych.

Najlepszą pracę nadesłał Paweł Gozdek — uczeń Zespołu Szkół nr 2 im. Władysława Sikorskiego w Tomaszowie Lubelskim. Przedstawił on bardzo szczegółową ocenę stanu infrastruktury transportu w Polsce. Autor, poza MRS, wykorzystał także inne źródła informacji. Do pracy dołączył interpretację tablic statystycznych i prezentację multimedialną na płycie CD — *Transport w Tomaszowie Lubelskim*.

Jury Konkursu przyznało następujące nagrody:

- I miejsce — laptop — Paweł Gozdek (praca pod kierunkiem Jolanty Kidy);
- II miejsce — odtwarzacz DVD — *ex aequo*: Paulina Sikora — uczennica Zespołu Szkół Ekonomicznych w Toruniu (praca pod kierunkiem Mirosławy Łukszy) i Sylwia Stadnik — uczennica Zespołu Szkół nr 3 im. gen. Sylwestra Kaliskiego w Górze (praca pod kierunkiem Krystyny Kostrabij);
- III miejsce — radiomagnetofon CD — *ex aequo*: Honorata Gościńska — uczennica Zespołu Szkół Ponadgimnazjalnych nr 4 w Inowrocławiu (praca pod kierunkiem Aleksandry Dopierały) i Witold Nowak — uczeń I Liceum Ogólnokształcącego im. Jarosława Dąbrowskiego w Rawiczu (praca pod kierunkiem Jarosława Liska);
- IV miejsce — wydawnictwa encyklopedyczne — *ex aequo*: Iwona Gadomska — uczennica Zespołu Szkół Ponadgimnazjalnych nr 2 w Siedlcach (praca pod kierunkiem Ewy Nowak), Magdalena Gleba — uczennica Technikum Ekonomicznego w Świnoujściu (praca pod kierunkiem Beaty Cembali), Dawid Jatzczak — uczeń Zespołu Szkół nr 2 w Stargardzie Szczecińskim (praca pod kierunkiem Jolanty Stepczyńskiej), Łukasz Karasiński — uczeń Zespołu Szkół

Ekonomicznych w Zielonej Górze (praca pod kierunkiem Aleksandry Kozirowskiej), Mikołaj Kowalonek — uczeń I Liceum Ogólnokształcącego im. Jarosława Dąbrowskiego w Rawiczu (praca pod kierunkiem Jarosława Liska), Justyna Lankamer — uczennica Zespołu Szkół Ponadgimnazjalnych nr 1 w Kępnie (praca pod kierunkiem Grażyny Stępień), Klaudia Lech — uczennica Zespołu Szkół Ekonomicznych w Żarach (praca pod kierunkiem Bożeny Sawickiej), Natalia Morzyc — uczennica Zespołu Szkół Ogólnokształcących w Nidzicy (praca pod kierunkiem Jerzego Duljasza), Martyna Mura — uczennica Zespołu Szkół Ekonomiczno-Usługowych w Rybniku (praca pod kierunkiem Elżbiety Wilczek), Marlena Przednowek — uczennica Zespołu Szkół nr 2 w Tomaszowie Lubelskim (praca pod kierunkiem Jolanty Kidy), Adrian Runge — uczeń Zespołu Szkół nr 2 im. H. Kołłątaja w Wałbrzychu (praca pod kierunkiem Anny Wojtowicz), Rafał Smyła — uczeń Zespołu Szkół Zawodowych nr 1 im. m. jra Henryka Dobrzańskiego „Hubala” w Radomiu (praca pod kierunkiem Anny Sławek), Paulina Spisak — uczennica Zespołu Szkół Ekonomiczno-Chemicznych w Trzebinii (praca pod kierunkiem Grażyny Szopy), Lidia Wutkowska — uczennica Zespołu Szkół Ponadgimnazjalnych nr 3 w Malborku (praca pod kierunkiem Ewy Paczkowskiej), Agata Żuk — uczennica Zespołu Szkół nr 2 w Tomaszowie Lubelskim (praca pod kierunkiem Jolanty Kidy);

- V miejsce — wydawnictwa encyklopedyczne — *ex aequo*: Magdalena Dziura — uczennica Zespołu Szkół nr 2 w Tomaszowie Lubelskim (praca pod kierunkiem Jolanty Kidy), Katarzyna Hermanowicz — uczennica Zespołu Szkół Ogólnokształcących nr 1 w Kwidzynie (praca pod kierunkiem Mariusza Wesołowskiego), Ewelina Kluziak — uczennica Zespołu Szkół nr 1 im. Stefanii Sempołowskiej w Puławach (praca pod kierunkiem Joanny Filipowskiej), Jakub Leśniak — uczeń Zespołu Szkół Elektronicznych w Bielsku-Białej (praca pod kierunkiem Anny Rohm), Aleksandra Libront — uczennica Zespołu Szkół Handlowych w Bydgoszczy (praca pod kierunkiem Doroty Kuligowskiej), Damian Ligas — uczeń Zespołu Szkół Ekonomicznych nr 3 w Krakowie (praca pod kierunkiem Doroty Krerowicz), Emilia Łapińska — uczennica Zespołu Szkół Zawodowych im. Stanisława Staszica w Wysokiem Mazowieckiem (praca pod kierunkiem Agnieszki Grabowskiej), Monika Noszczyk — uczennica Zespołu Szkół nr 2 im. Hugona Kołłątaja w Myszkowie (praca pod kierunkiem Renaty Bryś), Ewelina Opielowska — uczennica Technikum Handlowego w Strzyżowie (praca pod kierunkiem Elżbiety Niewolskiej), Katarzyna Pała — uczennica IV Liceum Ogólnokształcącego im. Henryka Sienkiewicza w Częstochowie (praca pod kierunkiem Mariusza Dobosza), Krzysztof Rewak — uczeń II Liceum Ogólnokształcącego im. Stanisława Wyspiańskiego w Legnicy (praca pod kierunkiem Beaty Kuci), Natalia Rynkiewicz — uczennica Zespołu Szkół Ekonomicznych im. Stefana Starzyńskiego w Gorzowie Wielkopolskim (praca pod kierunkiem Janusza Kwiatkowskiego), Radosław Szymański — uczeń Technikum Ekonomicznego w Mińsku Mazowieckim (praca pod kierun-

kiem Agnieszki Paździoch), Piotr Śliwiński — uczeń Technikum Ekonomicznego w Kłodzkiej Szkole Przedsiębiorczości (praca pod kierunkiem Leokadii Zwaduch), Aleksandra Zembik — uczennica Zespołu Szkół nr 1 im. Eugeniusza Kwiatkowskiego w Myszkowie (praca pod kierunkiem Grażyny Jędras).

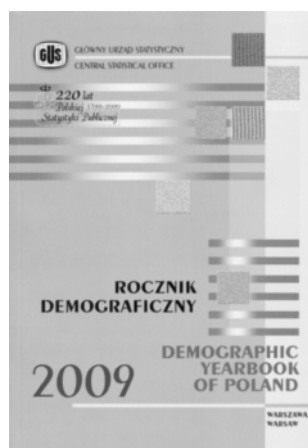
W kategorii największego uczestnictwa w Konkursie przyznano 4 nagrody:

- I miejsce — laptop — XII Liceum Ogólnokształcące im. Stanisława Wyspiańskiego w Łodzi (230 prac);
- II miejsce — odtwarzacz DVD — I Liceum Ogólnokształcące im. Stanisława Staszica w Chrzanowie (101 prac);
- III miejsce — radiomagnetofon CD — Zespół Szkół Ponadgimnazjalnych nr 1 im. Kresowiaków w Bartoszycach (62 prace);
- IV miejsce — wydawnictwa encyklopedyczne — Zespół Szkół Ponadgimnazjalnych nr 1 w Busku Zdroju (40 prac).

Na uwagę zasługuje fakt, że wśród laureatów Konkursu są szkoły i młodzież ze wszystkich województw. Świadczy to o dobrej promocji statystyki w szkołach, prowadzonej przez urzędy statystyczne w całym kraju. Niektóre szkoły biorą nieprzerwanie udział w Konkursie od kilkudziesięciu lat.

Oprac. **Bożena Łazowska**

Nowości wydawnicze GUS i urzędów statystycznych (listopad 2009)



„**Rocznik Demograficzny 2009**” dostarcza czytelnikom podstawowych danych o stanie i strukturze ludności Polski oraz o ruchu naturalnym i migracjach w 2008 r. W publikacji podano także wyniki przeprowadzanych cyklicznie badań ludności zameldowanej na pobyt czasowy ponad trzy miesiące oraz informacje o migracjach zagranicznych pochodzące ze źródeł administracyjnych. „Rocznik...” zawiera też wyniki NSP 2002 w zakresie danych, dla których nie są prowadzone bieżące szacunki; o stanie cywilnym, obywatelstwie, kraju urodzenia, mobilności przestrzennej i przynależności narodowościowej, o stanie i strukturze gospodarstw domowych i rodzin. Ponadto uwzględniono wyniki spisów z 1988 r., co pozwala na

ocenę zmian zjawisk demograficznych w okresie transformacji społeczno-gospodarczej.

Analogicznie do lat poprzednich ujęto w opracowaniu porównania międzynarodowe, które pozwalają na ocenę sytuacji demograficznej w Polsce w odniesieniu do innych krajów.

W pierwszej części „Rocznika...” zamieszczono tablice zawierające przegląd ważniejszych danych o stanie, ruchu ludności i natężeniu zjawisk demograficznych ogółem w kraju w ujęciu retrospektywnym oraz według województw, miast liczących w 2008 r. 100 tys. i więcej mieszkańców oraz powiatów i podregionów i regionów.

Główna część publikacji składa się z czterech działów. Pierwszy — „Stan i struktura ludności” — pokazuje bieżące bilanse, wyniki spisów i prognozę ludności; drugi — „Ruch naturalny ludności” — podaje informacje o małżeństwach, separacjach, rozwodach, urodzeniach i zgonach; z kolejnego — „Migracje ludności” — dowiemy się o migracjach: stałych i czasowych oraz zagranicznych na podstawie bieżących badań oraz źródeł pozastatystycznych, a także NSP 2002; ostatni dział — „Przegląd międzynarodowy” — to zbiór informacji o stanie ludności i ruchu naturalnym, migracjach i spisach ludności w niektórych krajach. Każdy dział poprzedzony jest uwagami metodycznymi zawierającymi podstawowe definicje oraz zasady prezentacji danych.

Całość zamyka „Aneks” z danymi o ludności zameldowanej na pobyt stały według stanu na połowę 2008 r. w przekroju terytorialnym.

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



Wydany po raz czterdziesty czwarty „**Rocznik Statystyczny Handlu Zagranicznego 2009**” przekazuje informacje o wielkości eksportu i importu, jego dynamice, saldzie obrotów w cenach bieżących i stałych według grup krajów i krajów w 2008 r. przedstawione na tle danych za lata poprzednie.

Opisaną w publikacji sytuację o wymianie towarowej Polski z zagranicą opracowano na podstawie dokumentu zgłoszenia celnego SAD, dla obrotów realizowanych z krajami spoza Unii Europejskiej (UE) — zwanego systemem EXTRASTAT — oraz na podstawie systemu INTRASTAT dla obrotów realizowanych z krajami Unii (w ścisłym powiązaniu z systemem podatkowym VAT). Obydwa, działające równolegle systemy, od 1 stycznia 2006 r. uzupełniają alternatywne źródła danych odnoszące się do rejestracji obrotów tzw. „towarami specyficznymi” (statki morskie i powietrzne, produkty morskie). Obroty towarowe w handlu zagranicznym, począwszy od 1 maja 2004 r., podawane są według 8-znakowej Scalonej Nomenklatury Towarowej (CN), która podlega corocznej weryfikacji.

Autorzy „Rocznika...” podkreślają, że badania statystyczne prowadzone są zgodnie z metodologią przyjętą przez Departament Statystyki ONZ.

W pierwszej części publikacji przedstawiono dane zbiorcze m.in. według: krajów, grup krajów, towarów, cen stałych, rozdysponowania importu i eksportu według głównych kategorii ekonomicznych, bilansu płatniczego i zadłużenia zagranicznego Polski. Wartości podano w złotych, w euro i dolarach USA. Obroty są pokazane według nomenklatur CN, SITC i PKWiU. Część druga wydawnictwa (nie jest zamieszczana w Internecie) zawiera szczegółowe dane towarowe według nomenklatur CN i SITC w podziale na wybrane kraje. Dane statystyczne ujęto w „Roczniku ...” w 31 tablicach i przedstawiono na 5 wykresach.

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



Kolejne, dwudzieste trzecie wydanie ukazującej się corocznie publikacji **„Ochrona środowiska 2009”** przedstawia kompleksowe ujęcie tematyki ekologicznej. W opracowaniu pokazano rozmaite aspekty działalności człowieka w środowisku, m.in.: skalę, tendencje oraz dynamikę ilościowych i jakościowych zmian ekologicznych, a także ich przyczyny i konsekwencje.

„Ochrona...” zawiera bogaty zestaw danych, które dotyczą: warunków naturalnych i poszczególnych komponentów środowiska; problematyki odpadów przemysłowych i komunalnych, hałasu i promieniowania; działalności na rzecz ochrony i kontroli stanu środowiska; ekonomicznych aspektów ochrony środowiska — wydatków inwestycyjnych i efektów rzeczowych oraz wydatków bieżących. Charakterystykę koncentracji i zróżnicowania skali degradacji oraz zanieczyszczeń środowiska w ujęciu przestrzennym przedstawiono głównie w układzie województw, a niektóre dane także według regionów, podregionów i powiatów o dużej skali zagrożenia środowiska.

W publikacji wykorzystano dane z badań i sprawozdawczości GUS oraz ministerstw. Ponadto uwzględniono także wewnętrzne systemy informacyjne ministerstw i dane administracyjne, wyniki pomiarów, kontroli, ocen i analiz laboratoryjnych Inspekcji Ochrony Środowiska, Państwowej Inspekcji Sanitarnej, służb pomiarów skażeń promieniotwórczych oraz wyniki badań przeprowadzonych przez specjalistyczne służby (hydrologiczno-meteorologiczne, geologiczne, geodezyjne, leśnictwa i ochrony przyrody).

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

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

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



Przekazane czytelnikom najnowsze wydanie rocznej publikacji „**Leśnictwo 2009**” informuje o stanie zasobów leśnych i zachodzących w nich zmianach oraz rozmiarach i wynikach prowadzonej działalności gospodarczej.

Dane charakteryzujące kompleksowo leśnictwo w 2008 r. ujęto w ośmiu działach tematycznych: zasoby leśne; zagospodarowanie lasu i zadrzewienia; gospodarcze wykorzystanie lasu; zagrożenie i ochrona środowiska leśnego; łowiectwo; zatrudnienie i wynagrodzenia w leśnictwie; ekonomiczne aspekty leśnictwa; w dziale ostatnim zamieszczono niektóre zagadnienia z dziedziny porównań międzynarodowych. Tematykę tę pokazano na tle lat poprzednich.

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

W dziale „Ekonomiczne aspekty leśnictwa” zamieszczono podstawowe, syntetyczne mierniki dotyczące produkcji globalnej, zużycia pośredniego i produktu krajowego brutto (wartość dodana), przy czym dane dotyczące lat 2005—2008 zostały w pełni dostosowane do wprowadzonych zmian metodologicznych wynikających z wdrażania ESA 1995 (European System of Accounts 1995).

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

W publikacji pokazano szczegółową charakterystykę działalności Państwowego Gospodarstwa Leśnego „Lasy Państwowe” w latach 2004—2008, poszerzoną o wielkości i wskaźniki dotyczące stanu, trendów i dynamiki zmian w ich zasobach oraz użytkowania w latach 1946—2008. Szerokie omówienie „Lasów Państwowych” wynika z ich roli — zarządzają one blisko 80% powierzchni lasów w kraju.

Dane o powierzchni lasów opracowano według form własności, województw, podregionów i powiatów.

Wydawnictwo dostępne na płycie CD oraz na stronie internetowej GUS.



Z opracowania „**Rachunków finansowych według sektorów i podsektorów instytucjonalnych 2005—2007**” dowiadujemy się o wynikach trzech rachunków z grupy rachunków akumulacji (finansowego, innych zmian wolumenu aktywów i przeszacowań) oraz o bilansie gospodarki narodowej za lata 2005—2007).

W publikacji przedstawiono oszacowanie i bilanse gospodarki narodowej według metodologii rachunków finansowych opartych na transakcjach finansowych zawieranych przez poszczególne sektory instytucjonalne w kraju i za granicą.

Autorzy podkreślają, że wciąż czynione są starania, aby metodologia opracowania rachunków finansowych była zgodna z założeniami SNA'93 i ESA'95. Nie udało się jednak zastosować wszystkich założeń metodologicznych. Wynika to z braku niektórych danych dotyczących wyceny aktywów nieprodukcyjnych, z rozbieżności między danymi uzyskanymi z różnych źródeł, dotyczących tych samych zjawisk.

Zakres publikacji obejmuje szczegółowe nieskonsolidowane rachunki finansowe według sektorów instytucjonalnych. Przedstawiono też transakcje finansowe (oddzielnie złotowe i walutowe) na szczeblu podsektorów instytucjonalnych sektora finansowego oraz sektora instytucji rządowych i samorządowych. W opracowaniu poświęcono sporo miejsca akcjom i innym udziałom kapitałowym jednostek nienotowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych, które przedstawiono według wartości ewidencyjnej. Ponadto syntetycznie omówiono poszczególne rodzaje rachunków finansowych i bilansu oraz scharakteryzowano operacje finansowe wyodrębnione w SNA'93 i ESA'95.

Publikacja w wersji polsko-angielskiej, dostępna na płycie CD oraz na stronie internetowej GUS.



Ukazująca się w cyklu kilkuletnim publikacja „**Bilans przepływów międzygałęziowych w bieżących cenach bazowych w 2005 r.**” (poprzednią edycję wydano w 2004 r.) stanowi — wraz z tablicami podaży i wykorzystania wyrobów i usług — system przepływów międzygałęziowych. Bilans przepływów międzygałęziowych został opracowany zgodnie z metodologią SNA 1993/ESA 1995. W publikacji pokazano dwa warianty bilansu w bieżących cenach bazowych — z wydzieleniem i bez wydzielenia przepływów pochodzących z importu w układzie 55 x 55 działów. Opracowanie zawiera też macierz wykorzystania wyrobów i usług pochodzących z importu także w układzie 55 x 55 działów.

W publikacji przedstawiono informacje o zasobach gospodarki pochodzących z produkcji krajowej i z importu oraz o wykorzystaniu tych zasobów na cele zużycia pośredniego, spożycia przez gospodarstwa domowe, instytucje rządowe i samorządowe, a także instytucje niekomercyjne. Ponadto dane o nakładach brutto na środki trwałe, przyroście rzeczowych środków obrotowych i aktywach o wyjątkowej wartości oraz na eksport w 2005 r.

Autorzy podkreślili, że bilans przepływów międzygałęziowych w cenach bazowych za 2005 r. zawiera różnice metodologiczne względem poprzednio opublikowanej wersji bilansów z roku 2000, co wynika z rewizji rachunków narodowych, przeprowadzonych w latach 2004—2008. W zamieszczonych w publikacji ogólnych założeniach metodologicznych bilansu przepływów międzygałęziowych przedstawiono szczegółowy wykaz tych różnic.

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



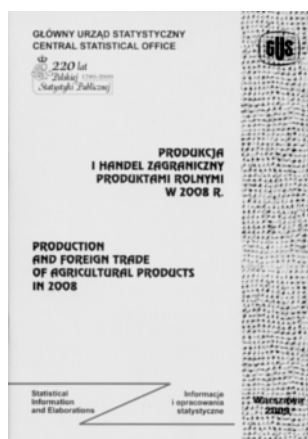
Publikacja „**Gospodarka materiałowa w 2008 r.**” zawiera podstawowe informacje o bilansie niektórych surowców i materiałów — ich zużyciu i zapasach dla całego kraju — ujętych w krajowym bilansie. Informacje opracowano dla niektórych sekcji i działów według Polskiej Klasyfikacji Działalności (PKD), form własności oraz w układzie regionalnym. Pokazane w opracowaniu dane dotyczą także surowców wtórnych oraz środków produkcji rolnictwa. Dane statystyczne opracowano na podstawie badań prowadzonych przez GUS, Ministerstwo Gospodarki oraz Ministerstwo Rolnictwa i Rozwoju Wsi. Publikacja jest kontynuacją wydań z lat poprzednich, przy czym wydanie obecne

po raz pierwszy przedstawia informacje o zużyciu środków ochrony roślin dla pięciu upraw wybranych do badania w 2008 r.

Opracowanie przybliży czytelnikowi procesy pozyskania, zaopatrzenia i wykorzystania materiałów we wszystkich fazach procesu gospodarczego oraz ich przemieszczenia.

Zamieszczone w publikacji tablice poprzedza część zawierająca uwagi metodyczne, definicje pojęć oraz część analityczna, w której pokazano tendencje w zużyciu materiałów oraz omówiono zapasy materiałowe i wykorzystanie surowców wtórnych.

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

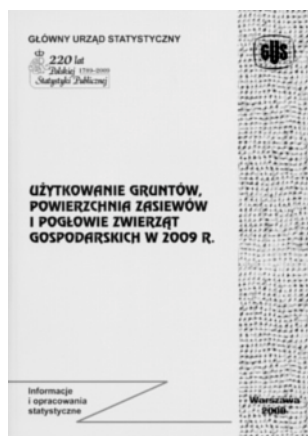


Celem publikacji „**Produkcja i handel zagraniczny produktami rolnymi w 2008 r.**” jest przedstawienie w ujęciu syntetycznym informacji o produkcji, przetwórstwie i handlu zagranicznym produktami rolno-spożywczymi. Zamieszczone w publikacji informacje — dotyczące działalności rolniczej w zakresie produkcji roślinnej i zwierzęcej prowadzonej przez podmioty gospodarcze niezależnie od sekcji Polskiej Klasyfikacji Działalności (PKD), do której są zaliczone — opracowano metodą rodzaju działalności.

W uwagach metodycznych, oprócz wyjaśnienia podstawowych definicji i pojęć, omówiono grupowanie produktów i wyrobów. W krótkiej analizie zmian zachodzących w poziomie produkcji, przetwórstwie i handlu zagranicznym w latach 2006—2008 uwzględniono wybrane grupy produktów rolnych. Treść zilustrowano wykresami.

W tabelach przedstawiono dane w ujęciu wartościowym i ilościowym. Dotyczą one produkcji rolniczej, produkcji wyrobów przemysłu spożywczego, podaży, spożycia oraz importu i eksportu produktów pochodzenia roślinnego i zwierzęcego, a także dane o imporcie i eksporcie według grup krajów.

Wydawnictwo dostępne na stronach internetowych GUS.



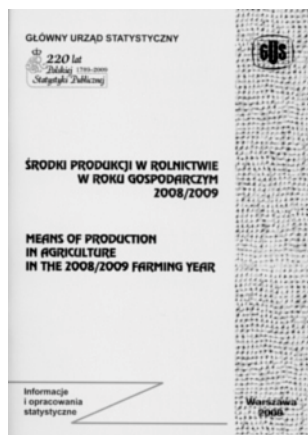
„**Użytkowanie gruntów, powierzchnia zasiewów i pogłowie zwierząt gospodarskich w 2009 r.**” zawiera wyniki reprezentacyjnych badań użytkowania gruntów, powierzchni zasiewów i pogłowia zwierząt gospodarskich oraz cyklicznych badań pogłowia zwierząt w gospodarstwach indywidualnych, a także dane ze sprawozdawczości z gospodarstw państwowych, spółdzielczych, spółek z udziałem mienia sektora publicznego i prywatnego oraz szacunki i oceny rzeczoznawców szczebla terenowego.

W opracowaniu pokazano zachodzące przemiany w produkcji rolnej, jak informują autorzy: *podstawowe informacje w ujęciu ogólnokrajowym podano dla użytkowania gruntów w porównaniu z wynikami w 2008 r. oraz w retrospekcji od roku 1980 do 1995 w odstępach 5-letnich, dalej z częstotliwością coroczną, dla powierzchni zasiewów od 1947 do 1970 r. w odstępach 10-letnich, od 1970 do 1990 r. w odstępach 5-letnich, dalej z częstotliwością coroczną. Dane dla pogłowia zwierząt podano w retrospekcji od 1947 do 2005 r. w odstępach 5-letnich, dalej z częstotliwością coroczną.*

Szczegółowe wyniki badań i sprawozdawczości w 2009 r. ujęto w przekroju regionów, województw i sektorów.

Uwagi metodyczne ujmują, poza wyjaśnieniem kwestii terminologicznych i zakresowych, zasady losowania prób do badań reprezentacyjnych i uogólniania wyników. Tablice z danymi szczegółowymi podzielono na cztery części, są to następujące bloki tematyczne: użytkowanie gruntów, powierzchnia zasiewów, zwierzęta gospodarskie oraz użytkowanie gruntów według granic administracyjnych.

Wydawnictwo dostępne na płycie CD oraz na stronach internetowych GUS.



Publikacja „**Środki produkcji w rolnictwie w roku gospodarczym 2008/2009**” zawiera informacje o poziomie i kierunkach zmian w zużyciu nawozów mineralnych w roku gospodarczym 2008/2009 według grup tych nawozów: azotowych, fosforowych, potasowych oraz wapniowych (z wydzieloną grupą nawozów wapniowo-magnezowych). Ponadto podano w opracowaniu informacje dotyczące wyposażenia i zużycia niektórych środków produkcji, m.in.: środków ochrony roślin, pasz przemysłowych, materiału siewnego oraz dane o stanie ciągników w gospodarstwach rolnych.

Informacje zawarte w publikacji opracowano na podstawie wyników uzyskanych z badań i sprawozdań GUS, ekspertyz rzeczoznawców terenowych GUS i szacunków własnych rolników oraz wyników badań Min. Rolnictwa i Rozwoju Wsi w zakresie zużycia środków ochrony roślin.

Wydawnictwo składa się z uwag metodycznych, krótkiej analizy wyników oraz z części tabelarycznej zawierającej dane w układzie retrospektywnym, sektorowym oraz według regionów i województw.

Opracowanie dostępne na stronach internetowych GUS.

Oprac. Alina Świdarska

Informacja o sytuacji społeczno-gospodarczej kraju — listopad 2009 r.

W listopadzie br. w wielu obszarach gospodarki notowano wyższą niż w poprzednich okresach dynamikę produkcji i sprzedaży w stosunku do słabych wyników przed rokiem. Po kilkunastu miesiącach spadku wzrosła produkcja w przemyśle oraz sprzedaż usług w transporcie. Poprawiła się dynamika produkcji budowlano-montażowej. Wzrost sprzedaży detalicznej, po osłabieniu

w październiku, w listopadzie był nieco wyższy niż w trzecim kwartale br. Na rynku pracy odnotowano niewielkie osłabienie tempa spadku przeciętnego zatrudnienia w sektorze przedsiębiorstw w skali roku, nadal jednak utrzymał się wzrost bezrobocia rejestrowanego. Wyższa dynamika cen konsumpcyjnych niż płac nominalnych, w drugim z kolei miesiącu, spowodowała obniżenie siły nabywczej wynagrodzeń brutto w sektorze przedsiębiorstw.

Po trzech kwartałach br. Polska była jedynym krajem Unii Europejskiej, w którym notowano wzrost gospodarczy. Według wstępnych danych w okresie styczeń—wrzesień br. wzrost produktu krajowego brutto, w skali roku, wyniósł 1,2%. W III kwartale br. produkt krajowy brutto zwiększył się w ujęciu rocznym o 1,7%.

Produkcja sprzedana przemysłu w listopadzie br. ukształtowała się na poziomie o 9,8% wyższym niż w analogicznym miesiącu ub. roku (wobec spadku o 10,6% przed rokiem) (wykres 1). Wzrost wystąpił we wszystkich sekcjach, z wyjątkiem górnictwa i wydobywania. Po wyeliminowaniu wpływu czynników o charakterze sezonowym notowano zwiększenie sprzedaży w przemyśle o 6,8%. W okresie styczeń—listopad br., przy ogólnym spadku produkcji o 4,0%, zwiększyła się sprzedaż dóbr konsumpcyjnych. Produkcja budowlano-montażowa w listopadzie br. była wyższa niż przed rokiem o 9,9% (po wyrównaniu sezonowym o 9,1%) (wykres 2). Wzrost notowano w przedsiębiorstwach zajmujących się głównie budową obiektów inżynierii lądowej i wodnej oraz budową budynków. W okresie jedenastu miesięcy br. produkcja budowlano-montażowa ukształtowała się na poziomie o 4,0% wyższym niż w analogicznym okresie ub. roku. Sprzedaż detaliczna w listopadzie br. była o 3,9% większa niż przed rokiem, a w okresie styczeń—listopad br. odpowiednio o 2,4%.

Oceny ogólnego klimatu koniunktury w grudniu br. w przetwórstwie przemysłowym, budownictwie i handlu detalicznym pozostają negatywne, gorsze od formułowanych przed miesiącem. Pesymistyczne są oceny bieżące i prognozy firm dotyczące sytuacji finansowej oraz przewidywania w zakresie zatrudnienia. W przetwórstwie przemysłowym i budownictwie przedsiębiorstwa sygnalizują większe, niż w listopadzie br., ograniczanie bieżącego i przyszłego portfela zamówień. Oceny bieżące oraz przewidywania jednostek handlu detalicznego w zakresie sprzedaży są również negatywne, ponadto bardziej pesymistyczne są prognozy tych firm dotyczące zamówień u dostawców.

Na rynku pracy w listopadzie br. obserwowano dalszy wzrost stopy bezrobocia rejestrowanego — do 11,4% (wykres 3). Przeciętne zatrudnienie w sektorze przedsiębiorstw ukształtowało się na poziomie sprzed miesiąca. W ujęciu rocznym obniżyło się ono o 2,2%, tj. w nieco mniejszym stopniu niż we wrześniu i październiku, co miało związek m.in. z pewnym ograniczeniem spadku zatrudnienia w przetwórstwie przemysłowym. W okresie jedenastu miesięcy br. przeciętne zatrudnienie w sektorze przedsiębiorstw było o 1,2% niższe niż przed rokiem. Według badania popytu na pracę, w okresie trzech kwartałów br. utworzono więcej nowych miejsc pracy niż przed rokiem — 405,9 tys. (liczba zlikwidowanych miejsc pracy wyniosła 369,9 tys.).

Przeciętne miesięczne nominalne wynagrodzenia brutto w sektorze przedsiębiorstw w listopadzie br. rosły w ujęciu rocznym nieco szybciej niż w październiku (2,3%), ale ich siła nabywcza w drugim z kolei miesiącu obniżyła się (o 1,0%). Przeciętne realne emerytury i renty brutto w obydwu systemach w listopadzie br. nadal były wyższe niż przed rokiem, a w okresie styczeń—listopad br. tempo ich wzrostu w skali roku było szybsze niż realnych wynagrodzeń brutto w sektorze przedsiębiorstw.

Po dwóch miesiącach niewielkiego spowolnienia, w listopadzie wzrost cen towarów i usług konsumpcyjnych w ujęciu rocznym był nieco większy niż w październiku. Wpłynęło na to m.in. przyspieszenie dynamiki cen żywności i napojów bezalkoholowych oraz wzrost cen towarów i usług związanych z transportem, odnotowany po dwunastu miesiącach spadku (wykres 4). Ceny producentów w przemyśle rosły w skali roku w podobnym tempie jak przed miesiącem (2,0%), przy czym w przetwórstwie przemysłowym od sierpnia br. notowano spadek cen. Poniżej poziomu sprzed roku nadal kształtowały się również ceny produkcji budowlano-montażowej (spadek o 0,8%).

Na rynku rolnym w listopadzie br. w skali miesiąca notowano dalszy spadek cen żywca rzeźnego oraz targowiskowych cen większości zbóż. W ujęciu rocznym ceny zbóż (z wyjątkiem pszenicy w skupie) nadal były niższe, ponownie obniżyły się ceny żywca wieprzowego. W drugim z kolei miesiącu więcej niż przed rokiem płacono za mleko w skupie (wykres 5). Według wynikowego szacunku przeprowadzonego w listopadzie br. zbiory zbóż podstawowych z mieszankami w 2009 r., przy zwiększonym planowaniu i nieco wyższej niż przed rokiem powierzchni zasiewów były wyższe od ubiegłorocznych. Większe były również zbiory rzepaku i rzepiku, buraków cukrowych, warzyw gruntowych. Mniej zebrano owoców i ziemniaków.

W handlu zagranicznym, w okresie styczeń—październik br. utrzymał się szybszy spadek importu niż eksportu, co wpłynęło na poprawę ujemnego salda ogółem (wykres 6). Od początku roku systematycznie poprawiało się dodatnie saldo wymiany z krajami rozwiniętymi (w tym z krajami UE), jednocześnie utrzymywał się duży spadek obrotów wymiany handlowej z krajami Europy Środkowo-Wschodniej. Zmniejszył się udział importu towarów przeznaczonych na cele inwestycyjne i zużycie pośrednie w imporcie ogółem, a rósł towarów konsumpcyjnych. W okresie trzech kwartałów br. wskaźnik terms of trade ogółem kształtował się na korzystnym poziomie, na co wpływała poprawa relacji cen w wymianie z krajami Europy Środkowo-Wschodniej i Unii Europejskiej.

Po jedenastu miesiącach dochody budżetu państwa wyniosły 250,9 mld zł (realizacja ustawy budżetowej na poziomie 91,9%), a wydatki 275,3 mld zł (odpowiednio 91,7%). Deficyt w wysokości 24,4 mld zł stanowił 89,8% kwoty założonej w ustawie budżetowej na 2009 r.

Departament Opracowań Zbiorczych

Departament Opracowań Zbiorczych

SPIS TREŚCI

<i>Irena Marczuk</i> — Program badań statystycznych statystyki publicznej na rok 2010	1
---	---

STUDIA METODOLOGICZNE

<i>Michał Kruszka</i> — Funkcja popytu na towary importowane	21
<i>Natalia Nehrebecka, Sylwia Grudkowska</i> — Metody analizy sezonowości stochastycznej w produkcji budowlano-montażowej	37
<i>Agnieszka Sompolska-Rzechuła</i> — Zastosowanie metody analizy zgodności w badaniu jakości życia kobiet	53

BADANIA I ANALIZY

<i>Bogusław Guzik</i> — Inwestycje w sektorze prywatnym	65
---	----

STATYSTYKA REGIONALNA

<i>Beata Stolorz</i> — Czynniki wpływające na czas poszukiwania pracy	81
---	----

INFORMACJE. PRZEGLĄDY. RECENZJE

Konferencja: <i>Badanie czynników regionalnej koniunktury gospodarczej w Polsce i w Unii Europejskiej</i> (oprac. <i>Mieczysław Kowerski, Jarosław Bielak</i>)	92
XXXVIII Ogólnopolski Konkurs Statystyczny (oprac. <i>Bożena Łazowska</i>)	96
Nowości wydawnicze GUS i urzędów statystycznych (listopad 2009) (oprac. <i>Alina Świdorska</i>)	99
Informacja o sytuacji społeczno-gospodarczej kraju — listopad 2009 r. (oprac. <i>Departament Analiz i Opracowań Zbiorczych, GUS</i>)	106

CONTENTS

<i>Irena Marczuk</i> — Programme of statistical surveys of official statistics for 2010	1
---	---

METHODOLOGICAL STUDIES

<i>Michał Kruszka</i> — Demand function of import goods	21
<i>Natalia Nehrebecka, Sylwia Grudkowska</i> — Analysis methods of the stochastic seasonality in the construction and assembly production	37
<i>Agnieszka Sompolska-Rzechuła</i> — The correspondence analysis method in the survey of women life quality	53

SURVEYS AND ANALYSES

<i>Bogusław Guzik</i> — Investment in private sector	65
--	----

REGIONAL STATISTICS

<i>Beata Stolorz</i> — Influence of time factors on the search for employment	81
---	----

INFORMATION. REVIEWS. COMMENTS

The Conference: <i>The factor analysis of the regional economic trend in Poland and The European Union</i> (by <i>Mieczysław Kowerski, Jarosław Bielak</i>)	92
XXXVIII Polish Statistical Competition (by <i>Bożena Łazowska</i>)	96
New publications of the CSO of Poland and Regional Statistical Offices in November 2009 (by <i>Alina Świdorska</i>)	99
Information on the socio-economic situation of the country, November 2009 (by <i>Analyses and Aggregated Studies Division, CSO</i>)	106

TABLE DES MATIÈRES

<i>Irena Marczuk</i> — Programme d'enquêtes statistiques relatif à la statistique publique pour l'année 2010	1
--	---

ÉTUDES MÉTHODOLOGIQUES

<i>Michał Kruszka</i> — Fonction relative à la demande des marchandises importées	21
<i>Natalia Nehrebecka, Sylwia Grudkowska</i> — Méthodes d'analyse de la saisonnalité stochastique de la production en terme de la construction et de montage	37
<i>Agnieszka Sompolska-Rzechula</i> — Application de la méthode d'analyse de concordance à l'enquête sur la qualité de vie des femmes	53

ÉTUDES ET ANALYSES

<i>Bogusław Guzik</i> — Investissements relatifs au secteur privé	65
---	----

STATISTIQUES RÉGIONALES

<i>Beata Stolorz</i> — Facteurs de temps ayant son impact sur la recherche d'emploi	81
---	----

INFORMATIONS. REVUES. COMPTE-RENDUS

Conférence: <i>Enquête relative aux facteurs de la conjoncture économique régionale en Pologne et dans les pays de l'Union Européenne</i> (par <i>Mieczysław Kowerski, Jarosław Bielak</i>)	92
XXXVIII Concours Statistique de la Pologne (par <i>Bożena Łazowska</i>)	96
Nouveautés éditoriales du GUS et des offices statistiques régionaux (novembre 2009) (par <i>Alina Świdorska</i>)	99
Information sur la situation socio-économique du pays — novembre 2009 (par <i>Département d'Analyses et d'Études Agrégées, GUS</i>)	106

СОДЕРЖАНИЕ

<i>Ирэна Марчук</i> — Программа статистических обследований официальной статистики на 2010 г.	1
--	---

МЕТОДОЛОГИЧЕСКИЕ ИЗУЧЕНИЯ

<i>Михал Крушка</i> — Функция спроса на импортные товары	21
<i>Наталия Нэхребэцка, Сильвия Грудковска</i> — Методы анализа стохастической сезонности в строительно-монтажной продукции	37
<i>Агнешка Сомпольска-Жехула</i> — Использование метода анализа соответствия в обследовании качества жизни женщин	53

ОБСЛЕДОВАНИЯ И АНАЛИЗЫ

<i>Богуслав Гузик</i> — Инвестиции в частном секторе	65
--	----

РЕГИОНАЛЬНАЯ СТАТИСТИКА

<i>Бэата Столож</i> — Факторы времени влияющие на поиски работы	81
--	----

ИНФОРМАЦИИ. ОБЗОРЫ. РЕЦЕНЗИИ

Конференция: <i>Исследование факторов региональной экономической конъюнктуры в Польше и Европейском союзе</i> (разраб. <i>Мечислав Ковэрски, Ярослав Беляк</i>)	92
XXXVIII Польский статистический конкурс (разраб. <i>Божена Лазовска</i>)	96
Издательские новости ЦСУ и статистических управлений (ноябрь 2009 г.) (разраб. <i>Алина Свидерска</i>)	99
Информация о социально-экономическом положении страны — ноябрь 2009 г. (разраб. <i>Отдел анализа и сводных разработок, ЦСУ</i>)	106

Do naszych Autorów

Szanowni Państwo!

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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