

METODY ILOŚCIOWE
W BADANIACH EKONOMICZNYCH

QUANTITATIVE METHODS
IN ECONOMICS

Vol. XVIII, No. 2

Warsaw University of Life Sciences – SGGW
Faculty of Applied Informatics and Mathematics
Department of Econometrics and Statistics

**QUANTITATIVE METHODS
IN ECONOMICS**

**METODY ILOŚCIOWE W BADANIACH
EKONOMICZNYCH**

Volume XVIII, No. 2

Warsaw 2017

EDITORIAL BOARD

Editor-in-Chief: Bolesław Borkowski

Vice-Editor-in-Chief: Hanna Dudek

Managing Editor: Grzegorz Koszela

Theme Editors:

Econometrics: Bolesław Borkowski

Multidimensional Data Analysis: Wiesław Szczesny

Mathematical Economy: Zbigniew Binderman

Analysis of Labour Market: Joanna Landmesser

Financial Engineering: Monika Krawiec

Data Science: Michał Gostkowski

Statistical Editor: Wojciech Zieliński

Technical Editors: Jolanta Kotlarska, Elżbieta Saganowska

Language Editor: Agata Kropiwek

Native Speaker: Yochanan Shachmurove

Editorial Assistant: Luiza Ochnio

SCIENTIFIC BOARD

Vasily Dikussar (Doradnicyn Computing Centre of the Russian Academy of Sciences, Russia)

Peter Friedrich (University of Tartu, Estonia)

Paolo Gajo (University of Florence, Italy)

Anna Maria Gil-Lafuente (University of Barcelona, Spain)

Jaime Gil-Lafuente (University of Barcelona, Spain)

Vasile Glavan (Moldova State University, Moldova)

Francesca Greselin (The University of Milano-Bicocca, Italy)

Jirawan Kitchaicharoen (Chiang Mai University, Thailand)

Yuriy Kondratenko (Black Sea State University, Ukraine)

Vassilis Kostoglou (Alexander Technological Educational Institute of Thessaloniki, Greece)

Robert Kragler (University of Applied Sciences, Weingarten, Germany)

Karol Kukula (University of Agriculture in Krakow, Poland)

Nikolas N. Olenov (Doradnicyn Computing Centre of the Russian Academy of Sciences, Russia)

Alexander N. Prokopenya (Brest State Technical University, Belarus)

Yochanan Shachmurove (The City College of The City University of New York, USA)

Mirbulat B. Sikhov (al-Farabi Kazakh National University, Kazakhstan)

Marina Z. Solesvik (Nord University, Norway)

Ewa Syczewska (Warsaw School of Economics, Poland)

Andrzej Wiatrak (University of Warsaw, Poland)

Dorota Witkowska (University of Lodz, Poland)

Achille Vernizzi (University of Milan, Italy)

ISSN 2082-792X

e-ISSN 2543-8565

© Copyright by Department of Econometrics and Statistics WULS – SGGW
(Katedra Ekonometrii i Statystyki SGGW)

Warsaw 2017, Volume XVIII, No.2

The original version is the paper version

Journal homepage: qme.sggw.pl

Published by Warsaw University of Life Sciences Press

SPIS TREŚCI

Jacek Strojny – Jubileusz 45-lecia pracy naukowo-dydaktycznej prof. dr hab. Karola Kukuły	167
Iwona Bąk – Wykorzystanie modeli logitowych do identyfikacji czynników wpływających na aktywność ekonomiczną osób starszych	179
Iwona Bąk, Beata Szczecińska – Wydatki gospodarstw domowych 50+ a aktywność ekonomiczna	190
Jadwiga Bożek – Typy struktury obszarowej gospodarstw rolnych w krajach Unii Europejskiej w okresie 2005-2013	200
Katarzyna Cheba – Zastosowanie taksonomii relatywnej do badania skuteczności strategii korporacji japońskich w gospodarce światowej	210
Andrzej Czyżewski, Anna Matuszczak – Ziemia i rynek w świetle wydatków budżetowych agencji rolnych w Polsce w latach 2016-2017	220
Beata Fałda, Józef Zajac – Uwagi na temat średnich w ekonomii	232
Stanisław Gędek – Procesy dostosowań cenowych na polskim rynku wieprzowiny	242
Grażyna Karmowska – Ocena konwergencji krajów Unii Europejskiej z wykorzystaniem wybranych indeksów	252
Sławomir Lisek – Analiza wpływu zmiany pozycji fundamentalnej spółki giełdowej na kurs jej akcji	263
Lidia Luty – Regionalne zróżnicowanie struktury powierzchni użytków rolnych według systemów rolniczych w ujęciu dynamicznym	273
Tomasz Misiak – Zróżnicowanie granic wzrostu bezzatrudnieniowego polskiego przemysłu w ujęciu regionalnym	283
Maciej Oesterreich – Symulacyjne badanie wpływu występowania luk systematycznych w szeregu czasowym dla danych dziennych na dokładność prognoz	293
Patrycja Ozga – Gospodarka odpadami a stan zanieczyszczenia środowiska naturalnego w Polsce w 2015 roku – przegląd regionalny	304
Artur Stec – Porównanie metody Hellwiga i metody waloryzacji według bonitacji punktowej do oceny atrakcyjności turystycznej gmin na przykładzie województwa podkarpackiego	314

Małgorzata Tarczyńska-Łuniewska – Problem bankructwa w spółkach sektora spożywczego na WGPW	324
Tadeusz Trzaskalik, Maciej Nowak – Konstrukcja portfela projektów z wykorzystaniem wielokryterialnego programowania dynamicznego	335
Anna Turczak, Patrycja Zwiech – Rozkłady wydatków mieszkańców obszarów miejskich i wiejskich w Polsce	349
Lech Zaręba – Porównanie dynamiki zmian wymogów kapitałowych z tytułu ryzyka operacyjnego w latach 2010-2014 na przykładzie trzech sektorów bankowych w Polsce	361
Jan Zawadzki – Modele adaptacyjne w prognozowaniu na podstawie szeregów czasowych o wysokiej częstotliwości z lukami systematycznymi	374
Monika Ziolo, Lidia Luty, Elżbieta Badach – Dynamika zmian wyposażenia gospodarstw indywidualnych w Polsce w ciągniki rolnicze w ujęciu przestrzennym	390

**JUBILEUSZ 45-LECIA PRACY NAUKOWO-DYDAKTYCZNEJ
PROF. DR HAB. KAROLA KUKUŁY**

Jacek Strojny (ORCID: 0000-0003-4632-8645)

Wydział Rolniczo-Ekonomiczny
Uniwersytet Rolniczy w Krakowie
e-mail: rrstrojn@cyf-kr.edu.pl



Prof. zw. dr hab. Karol Kukuła

*

45-lecie pracy zawodowej profesora Karola Kukuły – doktora habilitowanego nauk ekonomicznych, profesora zwyczajnego Uniwersytetu Rolniczego im. Hugona Kołłątaja w Krakowie – stwarza pierwszorzędą okazję do przywołania najważniejszych dokonań oraz dostarcza sposobności do refleksji nad bogatą biografią Jubilata. Profesora Karola Kukułę należy zaliczyć w poczet

najwybitniejszych profesorów tej krakowskiej przyrodniczo-techniczno-ekonomicznej uczelni. W przeciągu dotychczasowych 45 lat swojej aktywności zawodowej Profesor był współtwórcą jej pozycji naukowej i dydaktycznej – rozpoznawalnej tak w kraju, jak i za granicą.

Profesor Kukula ma także znaczący udział w rozwoju, jakiego doświadczyły polska statystyka, ekonometria i badania operacyjne na przestrzeni ostatnich dziesięcioleci. Jubilat przez prace naukowe, stymulowanie życia naukowego w środowisku badaczy nad metodami ilościowymi w naukach ekonomicznych oraz przez dbałość o rozwój kadr naukowych odcisnął piętno na kierunkach, jakimi podążają metody ilościowe w ekonomii w Polsce.

Szczególnie pierwszy okres życia Jubilata toczył się w trudnych i burzliwych czasach ubiegłego wieku, co zahartowało Jego ducha i poniekąd przygotowało na przyszłe wymagające wyzwania. Mimo, że rodzina wywodzi się z kresów przedwojennej Rzeczypospolitej, Profesor Karol Kukula urodził się 23 lutego 1948 roku w Brodach koło Kalwarii Zebrzydowskiej w województwie małopolskim. Ciężkie czasy przypadające na lata Jego młodości dodatkowo spotęgowała przedwczesna śmierć ojca, co skutkowało przerzuceniem całego trudu prowadzenia rodziny na barki mamy. Do szkoły średniej – Technikum Ekonomicznego – uczęszczał w Krakowie. Ukończył go w roku 1968 zdając maturę. Po maturze podjął studia na Wydziale Ekonomiki Produkcji ówczesnej Wyższej Szkoły Ekonomicznej w Krakowie. Ten etap edukacji odbywał się w latach 1968-1972.

AKTYWNOŚĆ ZAWODOWA

Profesor Karol Kukula swoje życie zawodowe związał z Krakowem i jego dwiema uczelniami – wpraw z Akademią Ekonomiczną (aktualnie Uniwersytet Ekonomiczny), a następnie z Uniwersytetem Rolniczym. Studiując na Wyższej Szkole Ekonomicznej wiązał swoje studia i zainteresowania naukowe z profesorem K. Zającem, profesorem J. Steczkowskim oraz doc. J. Czyżyńskim.

Już w trakcie studiów zainteresował się badaniami statystycznymi i ekonometrycznymi i z tego zakresu należy odnotować Jego liczne wystąpienia na konferencjach krajowych, jak i międzynarodowych. W czasie studiów początkowo był aktywnym członkiem, a następnie przewodniczącym Studenckiego Koła Naukowego Ekonometrii, którego opiekunem był doc. dr Jan Czyżyński. Owocem zainteresowań ekonometrycznych była praca magisterska p.t.: „Ekonometryczna analiza działalności produkcyjnej Krakowskich Zakładów Przemysłu Spirytusowego”. Po przedstawieniu w roku 1972 pracy i zdaniu egzaminów z wynikiem bardzo dobrym, uzyskał na Wydziale Ekonomiki Produkcji Wyższej Szkoły Ekonomicznej w Krakowie dyplom magistra nauk ekonomicznych z wyróżnieniem. W roku 1973 spotkało niedawno obronionego magistra szczególne wyróżnienie – został laureatem Konkursu Czerwonej Róży, otrzymując tytuł Najlepszego Studenta Krakowa wraz ze statuetką Czerwonej Róży.

Kariere zawodową Profesor Kukuła związał na stałe, od pierwszych dni swej profesjonalnej aktywności naukowej (we wczesnych latach 70-tych) ze środowiskiem krakowskim. Pierwszemu z kardynalnych etapów aktywności zawodowej towarzyszyło uzyskiwanie kolejnych stopni: od asystenta stażysty, starszego asystenta, adiunkta do doktora habilitowanego. Pracę zawodową rozpoczął w październiku 1972 roku, jako asystent stażysta w Zakładzie Ekonometrii i Cybernetyki Ekonomicznej Wyższej Szkoły Ekonomicznej w Krakowie. Funkcję tę pełnił przez rok, aby następnie objąć stanowisko asystenta. W roku 1974 awansował na stanowisko starszego asystenta w tej samej jednostce. Praca doktorska „Metody badania zmienności struktur ekonomicznych”, napisana pod kierunkiem doc. dr Jana Czyżyńskiego i obroniona w roku 1976, umożliwiła dzisiejszemu Jubilatowi przejście na stanowisko adiunkta, którą funkcję pełnił do 1992 roku. Rozprawę habilitacyjną pt. „Statystyczna analiza strukturalna i jej zastosowanie w sferze usług produkcyjnych dla rolnictwa” Profesor Kukuła przedstawił na kolokwium habilitacyjnym przed Radą Wydziału Ekonomiki Obrotu Akademii Ekonomicznej w Krakowie 19 kwietnia 1990 roku. Na mocy uchwały tejże Rady, zatwierdzonej przez Centralną Komisję Kwalifikacyjną ds. Kadr Naukowych w Warszawie 17 grudnia 1990 roku, otrzymał stopień doktora habilitowanego nauk ekonomicznych w zakresie ekonomii, statystyki, ekonometrii i ekonomiki rolnictwa.

Rok 1992 zapoczątkował drugi, trwający do dnia dzisiejszego, fundamentalny rozdział kariery zawodowej Profesora. Wiązał on się ze zmianą podstawowego miejsca zatrudnienia oraz z objęciem stanowiska profesora nadzwyczajnego w Zakładzie Statystyki Matematycznej Akademii Rolniczej w Krakowie (przejście za porozumieniem stron nastąpiło 24 lutego 1992 roku). Przeniesieniu się do nowej uczelni towarzyszyło objęcie kierownictwa wspomnianej jednostki (od 1 maja 1992 roku). Zmiana ta nie stała na przeszkodzie podtrzymywaniu zażyłych relacji z Akademią Ekonomiczną w Krakowie. Wyrażały się one w trwającej cztery lata kontynuacji współpracy z Katedrą Ekonometrii tej uczelni w formie zatrudnienia w niepełnym wymiarze.

W styczniu 2003 roku Jubilat otrzymał tytuł profesora nauk ekonomicznych o specjalności statystyka, ekonometria, badania operacyjne. Dnia 26 maja 2003 roku, na wniosek Rady Wydziału, został mianowany na stanowisko profesora nadzwyczajnego w Zakładzie Statystyki Matematycznej (a po przekształceniu – Katedrze Statystyki Matematycznej) Akademii Rolniczej w Krakowie. Zwieńczeniem szybkiej ścieżki awansu było zdobycie w 2007 kolejnego stopnia – tytułu profesora zwyczajnego.

Druga połowa lat siedemdziesiątych ubiegłego wieku oraz pełna dekada następna były czasem wzmożonego rozwoju naukowego, który zaowocował znaczną liczbą ważnych publikacji poruszających problemy metodologiczne i aplikacyjne metod ekonometrycznych i statystycznych. Jest to także czas, w którym Profesor Kukuła miał możliwość poszerzenia horyzontów

intelektualnych w konfrontacji swoich koncepcji z badaczami z innych krajów. Odbił dwa staże naukowe: pierwszy w roku 1976 na Uniwersytecie Katolickim w Tilburgu w Holandii, a drugi w roku 1981 w Grand Valley State College (stan Michigan) w USA.

Rok 2017 zamyka 25-letni okres pracy na stanowisku kierownika ewoluującej jednostki i uczelni – kolejno: Zakładu Statystyki Matematycznej Akademii Rolniczej w Krakowie, następnie Katedry Statystyki Matematycznej, a obecnie Katedry Statystyki i Ekonometrii Uniwersytetu Rolniczego w Krakowie.

Niemniej, doświadczenia zawodowe Profesora w charakterze pracownika naukowego związane są z kilkoma różnymi uczelniami krakowskimi i zamiejscowymi. W latach 1982-1991 wykładał statystykę na Wydziale Biologiczno-Geograficznym Wyższej Szkoły Pedagogicznej w Krakowie. Od roku 1987 do roku 1989 podjął pracę w wymiarze 1/2 etatu w Akademii Wychowania Fizycznego im. Bronisława Czecha w Krakowie. W latach 1992-1996 kontynuował równolegle do podstawowego miejsca pracy na Akademii Rolniczej w Krakowie, zatrudnienie w wymiarze 3/4, a później 1/2 etatu w Katedrze Ekonometrii Akademii Ekonomicznej w Krakowie. W okresie 1998-2007 r. pracował w Wyższej Szkole Humanistyczno-Ekonomicznej im. Jana Zamoyskiego w Zamościu, gdzie w latach 2001-2003 pełnił funkcję rektora. Funkcje prorektora pełnił także w Wyższej Szkole Biznesu i Przedsiębiorczości w Ostrowcu Świętokrzyskim, gdzie pracował w latach 1999-2002. W latach 1998-2000 pracował w Państwowej Wyższej Szkole Zawodowej w Jarosławiu, a następnie w okresie 2009-2011 na Politechnice Częstochowskiej. Od 2002 roku do chwili obecnej pracuje w Państwowej Wyższej Szkole Zawodowej w Tarnowie na stanowisku profesora wykładając statystykę i ekonometrię. Od 2016 roku jest członkiem Konwentu PWSZ w Tarnowie.

DZIAŁALNOŚĆ NAUKOWA I PUBLIKACYJNA

Przechodząc do syntetycznego przybliżenia wkładu Profesora Karola Kukuły w rozwój badań statystyczno-ekonometrycznych należy przytoczyć główne kierunki Jego aktywności naukowej oraz ukazać ich ewolucję. Dorobek naukowy Profesora odzwierciedlany przez szeroki zakres publikacji w postaci artykułów naukowych i zwartych pozycji wydawniczych o charakterze monograficznym można klasyfikować w kilku nurtach badawczych. Niemniej wiodącymi motywami Jego zainteresowań w ciągu całej kariery naukowej pozostają problemy związane z wielowymiarową analizą porównawczą oraz charakterem ewolucji struktur ekonomicznych w odpowiedzi na przekształcenia systemu gospodarczego.

Samodzielne próby rozwiązania problemów naukowych podejmował On jeszcze w okresie studiów zainspirowany pracami Studenckiego Koła Naukowego Ekonometrii. Jego referatom prezentowanym na konferencjach naukowych na ogół przyznawano pierwsze miejsca i oceniano, jako bardzo dojrzałe. Wyrazem jeszcze amatorskich prób badawczych, które przeradzały się stopniowo w formę

profesjonalnych analiz koncentrujących się na problematyce aplikacji metod ekonometrycznych w przemyśle było pierwsze znaczące i całkowicie samodzielne opracowanie – „Ekonometryczna analiza zespołowej wydajności pracy w przedsiębiorstwie przemysłu spirytusowego” opublikowane w roku 1975 na łamach Przeglądu Statystycznego. Aparat metodologiczny młodego badawcza poszerzały systematycznie liczne prace aplikacyjne, które stały się kanwą do rozważań teoretycznych. Do momentu obrony pracy doktorskiej Profesor mógł się poszczycić dorobkiem naukowym w postaci 11 oryginalnych prac twórczych, opublikowanych w większości na łamach znanych czasopism o zasięgu ogólnokrajowym. Sama praca doktorska „Metody badania zmienności struktur ekonomicznych” stała się wyrazem skanalizowania Jego zainteresowań problemem ewolucji struktur ekonomicznych.

Przejście na stanowisko adiunkta otworzyło Profesorowi nowe możliwości prowadzenia wielokierunkowej działalności badawczej. Zaowocowała ona licznymi publikacjami – zarówno teoretycznymi, jak i pracami o charakterze aplikacyjnym. Koncepcje teoretyczne Profesora znalazły zastosowanie w takich sferach gospodarki, jak: handel wewnętrzny i zagraniczny, przemysł, turystyka, rolnictwo – w szczególności w zakresie usług produkcyjnych (czemu poświęcona jest rozprawa habilitacyjna). W rozprawie habilitacyjnej na uwagę zasługuje aspekt aplikacyjny trzonu działalności naukowej – badań nad zmiennością struktur ekonomicznych. W opracowaniu oprócz oceny kierunków ewolucji badanych struktur ze względu na uwarunkowania techniczno-ekonomiczne rolnictwa w Polsce dokonano specyfikacji regionalnej problemu badawczego. Ciekawym, a zarazem nowatorskim wątkiem – także w ujęciu teoretycznym, było przeprowadzenie badania stopnia stabilności układów klasyfikacyjnych. Opracowanie dopełniał komponent formalny, na który złożyło się rozwinięcie funkcjonujących w literaturze definicji przedmiotu badań, dochodzenie do nowych konstrukcji teoretycznych oraz twórcza analiza aparatu matematycznego mającego zastosowanie w analizach stanu i ewolucji struktur. Problematyka struktury usług produkcyjnych była kontynuowana przez kilka lat, co znalazło odzwierciedlenie w publikacjach w czasopismach o zasięgu ogólnopolskim. Na bieżąco były tam prezentowane wyniki badań w zakresie dynamiki oraz dywersyfikacji przestrzennej struktury usług – w tym usług w sektorze rolnym.

Z perspektywy teoretycznej zainteresowania naukowe Profesora w latach 90-tych ubiegłego wieku skupiały się na budowaniu metodologii statystycznego badania struktur ekonomicznych, ze szczególnym uwzględnieniem struktur addytywnych. Problematyka ta obejmowała zdefiniowanie pojęcia addytywnej struktury ekonomicznej, a następnie rozwijanie koncepcji miar dynamiki struktur addytywnych oraz miar zróżnicowania obiektów przestrzennych ze względu na konfigurację rozpatrywanej struktury. Tematykę tę początkowo porusza w artykule „O pewnych własnościach miar zróżnicowania struktur addytywnych” (ZN AE Kraków 1987 r.) oraz publikacji zamieszczonej na łamach Przeglądu Statystycznego w 1994 roku p.t. „Przegląd wybranych miar zgodności struktur”.

Wyczerpujące omówienie zagadnień teoretycznych z zakresu analizy struktur ekonomicznych popartych ilustrującymi je przykładami zostało zawarte w monografii „Statystyczne metody analizy struktur ekonomicznych” (1996). Problematyka różnych aspektów analiz strukturalnych, często wzbogacana aspektem aplikacyjnym, znajdowała także ujście w licznych artykułach naukowych publikowanych nieustannie w ciągu całej kariery Profesora.

Habilitacja była swego rodzaju przełomem – także dla alokacji środka ciężkości zainteresowań naukowych Profesora. Po tym wydarzeniu zwrócił On baczniejszą uwagę na problematykę związaną z wielowymiarową analizą porównawczą. Znalazło to ukoronowanie w monografii „Metoda unitaryzacji zerowanej” (2000). Pozycja ta porusza kluczowe problemy teoretyczne opisu zjawisk wielowymiarowych za pomocą miar syntetycznych. Dla wielu badaczy stała się ona źródłem inspiracji i oparcia w zmaganiach metodologicznych nad kształtem badania wielowymiarową metodą porównawczą. Niemniej problematyka wielowymiarowej analizy porównawczej była poruszana zarówno w szeregu prac o charakterze teoretycznym, jak i aplikacyjnym. Z czasem Profesor stał się niekwestionowanym autorytetem w zakresie badań wykorzystujących metodologię wielowymiarowej analizy porównawczej. Publikował z tej dziedziny prace o charakterze teoretycznym, jak np. artykuły „Analiza i własności metody unitaryzacji zerowanej” (ZN SGGW Warszawa, nr 42, 2000 r.) czy „Propozycja alternatywnej metody wartościowania nominant w referencyjnym systemie granicznym” (ZN AR w Krakowie, seria: Ekonomia, 2002), które dostarczają narzędzi mających zastosowanie w empirycznych badaniach regionalnych.

W ramach nurtu wielowymiarowej analizy porównawczej Profesor poświęcił szczególnie dużo uwagi procedurom rangowania obiektów na podstawie wielokryterialnej oceny badanego zjawiska. W obszarze Jego zainteresowań wiele miejsca zajmuje także problematyka normowania cech diagnostycznych leżąca u podstaw budowania ocen zjawiska złożonego. Profesor podjął się zadania systematyzacji wiedzy odnośnie metod normowania cech diagnostycznych oraz dołożył wysiłków mających na celu ich ocenę wraz z ukazaniem własności. Preferowaną przez Niego procedurą normowania jest metoda unitaryzacji zerowanej.

W swoich opracowaniach niejednokrotnie polemizował On z innymi badaczami zajmującymi się problematyką analizy wielowymiarowej na tematy metodologiczne. W opracowaniu „Propozycja procedury wspomagającej wybór metody porządkowania liniowego” (2015) zamieszczonym na łamach Przeglądu Statystycznego zgłosił propozycję metodologiczną rozwiązania dylematu wyboru metody porządkowania liniowego spośród wielu metod stosowanych przez różnych autorów.

Jego publikacje poruszające problemy aplikacyjne wielowymiarowej analizy porównawczej dotyczą w głównej mierze zagadnień związanych z gospodarką rolno-żywnościową. Tematyka podejmowana w artykułach i opracowaniach książkowych w tej dziedzinie obejmuje m.in. problemy dostosowawcze struktury

polskiej gospodarki rolno-żywnościowej w drodze do Unii Europejskiej, zagadnienie struktury agrarnej i jej dynamiki – także w porównaniu z analogicznymi strukturami krajów Europy Zachodniej, przestrzenny rozkład skupu rolnego w Polsce, konfigurację przestrzenną nasycenia usługami produkcyjnymi polskiego rolnictwa. Profesor jest redaktorem i współautorem pracy zbiorowej o charakterze monografii p.t. „Elementy ekonomii rynkowej w gospodarce rolno-żywnościowej” (1995) – pozycji będącej rezultatem realizacji projektu PHARE. Z tą pracą koresponduje tematycznie artykuł „Zmiany poziomu rozwoju społeczno-gospodarczego Polski w drodze do Unii Europejskiej” (1994) zamieszczony w *Folia Oeconomica Cracoviensia*. Jest on efektem realizacji projektu badawczego, w którym Profesor był kierownikiem realizującego go zespołu.

Poczesne miejsce w rozważaniach Profesora w zakresie wielowymiarowej analizy porównawczej zajmuje kwestia metodologii badań przestrzennych i regionalnych, której poświęcił kilka artykułów. Wybrane metody wielowymiarowej analizy porównawczej w badaniach Profesora znalazły zastosowanie w sferze turystyki, służąc do hierarchicznego porządkowania regionów geograficznych ze względu bazę turystyczną, zakres infrastruktury turystycznej i stan środowiska naturalnego.

Ważną rolę w badaniach Profesora odgrywają studia nad strukturą obszarową gospodarstw w Polsce oraz jej ewolucją. Wielokrotnie podkreślał On, że problematykę przeobrażenia struktury agrarnej należy postrzegać w kategoriach kluczowych determinant rozwoju polskiego rolnictwa, jego dynamiki i konkurencyjności na jednolitym rynku europejskim. Zagadnienia związane z strukturą obszarową gospodarstw poruszał w wielu publikacjach poczynając od wczesnych lat 90-tych. Jednak najszerzej rozważania dotyczące kształtu struktury agrarnej, jej ewolucji oraz aspektów metodologicznych ilościowego opisu zagadnienia podejmuje monografia „Statystyczne studium struktury agrarnej w Polsce” (2010), gdzie Profesor jest redaktorem naukowym wydawnictwa oraz autorem czterech rozdziałów i wstępu.

W ostatnich latach Profesor wraz z zespołem Katedry Statystyki i Ekonometrii prowadzi badania nad wyposażeniem rolnictwa w środki techniczne. Stopniowo ukazują się publikacje z tego zakresu, jak artykuł „Budowa rankingu województw ze względu na poziom wyposażenia technicznego rolnictwa w Polsce” (2014) zamieszczony w *Wiadomościach Statystycznych*. Ambicją lidera zespołu jest rozszerzenie programu badań na inne kraje EU celem przeprowadzenia studium porównawczego. Działania te przynoszą już pierwsze efekty w postaci współudziału ośrodka litewskiego i przeprowadzeniu wstępnych badań w tym kraju.

W ciągu długiej kariery zawodowej Profesor podejmował także różnorodne tematy, które nie miały tak kompleksowego charakteru, jak wspomniane powyżej. Wskazać w tym miejscu można na następujące zagadnienia problemowe o charakterze aplikacyjnym:

- modelowanie procesu produkcyjnego w przedsiębiorstwach wraz z tworzeniem prognoz,
- badania koncentracji nakładów inwestycyjnych w handlu,
- badania dynamiki procesu dekapitalizacji środków trwałych w handlu,
- badania rozkładu przestrzennego infrastruktury sfery wymiany,
- periodyzacja kształtowania się wymiany towarowej Polski z zagranicą na podstawie zmian jej struktury towarowej,
- waloryzacja regionalna ze względu na zagospodarowanie turystyczne,
- analiza przestrzenna bazy agroturystycznej,
- przestrzenna analiza różnych aspektów gospodarowania w rolnictwie,
- badania tendencji w zakresie produkcji ekologicznej w Polsce,
- studia regionalne w dziedzinie poziomu rozwoju biogospodarki,
- regionalne studia porównawcze wyposażenia technicznego rolnictwa,
- identyfikacja tendencji w produkcji energii odnawialnej w Polsce i w państwach UE,
- ocena kierunków i tempa zmian infrastruktury transportowej w krajach UE.

Oprócz prac o charakterze indywidualnym Profesor angażował się w badania o szerszym charakterze prowadzone przez wieloosobowe zespoły badawcze. Początkowo był w nich uczestnikiem programu, a stopniowo wysuwał się na pozycję lidera. Brał udział w zespołach badawczych opracowujących tematy, jak:

- Rejonizacja popytu konsumpcyjnego ludności wiejskiej (pod kierunkiem prof. K. Zająca, 1974-1975) – członek zespołu,
- Rynek dóbr konsumpcyjnych i usług w procesie rozwoju społeczno-gospodarczego Polski (pod kierunkiem prof. S. Mynarskiego, 1980) – członek zespołu,
- Projekt systemu oceny efektywności ekonomicznej eksploatacji środków trwałych za pomocą metody punktowej (lata 1988-1989) – członek zespołu,
- Kształcenie liderów wiejskich w zakresie ekonomii rynku w celu rozwijania działalności rolniczej w Polsce Południowej (1994-1995) – projekt międzynarodowy finansowany z funduszy PHARE, w którym był dyrektorem,
- Struktura społeczno-ekonomiczna Polski w kontekście ogólnoeuropejskich procesów integracyjnych (1996) – kierownik,
- Badanie preferencji konsumentów jaj przy zastosowaniu metody wieloatrybutowej (1999) – kierownik,
- Studium przestrzenne struktury agrarnej w Polsce (lata 2007-2009) – projekt realizowany pod kierownictwem Profesora.

Reasumując dokonania naukowe Profesora należy podkreślić, że wniósł on szczególnie duży wkład w rozwój metodologii badań wielowymiarowej analizy porównawczej oraz zainicjował na polskim gruncie próby kwantyfikacji zmian

struktur ekonomicznych wraz z zaproponowanie unikalnej metody prognozowania procesów przekształcania struktur.

Działalność naukowa Profesora Kukuły to także uczestnictwo w konferencjach i sympozjach w charakterze referenta, uczestnika polemiki, a także organizatora tej platformy wymiany poglądów. W poczet osiągnięć Profesora należy zaliczyć zorganizowanie kilku dużych konferencji – w tym międzynarodowych. Były to Międzynarodowe Colloquium Biometryczne, Międzynarodowa Konferencja nt. Metod i Zastosowań Statystyki Matematycznej oraz trzy edycje cyklicznej konferencji Statystyka na Usługach Gospodarki Żywnościowej.

Nawiązaniem do serii konferencji Statystyka na Usługach Gospodarki Żywnościowej jest kolejna odsłona spotkania badaczy relacji ekonomicznych specyficznych dla gospodarki rolno-żywnościowej w roku 2017.

DZIAŁALNOŚĆ DYDAKTYCZNA

Oprócz aktywności naukowej równie ważnym nurtem działalności akademickiej Profesora jest praca ze studentami. Wiele uwagi poświęca On zajęciom dydaktycznym przygotowując programy, ćwiczenia i wykłady. Nieustającej ewolucji procesu kształcenia towarzyszy, a nawet rozszerza się zakres i forma realizowanych przez Niego zajęć dydaktycznych. Jako nauczyciel akademicki prowadzi wykłady z przedmiotów: ekonometria, statystyka opisowa i matematyczna, prognozowanie i symulacja, metody oceny zjawisk złożonych, badania operacyjne, zastosowania metod matematycznych w zarządzaniu. Profesor jest wykładowcą znanym i cenionym przez studentów – postrzegają oni Jego zajęcia i seminaria jako interesujące i inspirujące. Dzięki talentowi dydaktycznemu dla trudnych przedmiotów ścisłych potrafi zdobywać uważnych słuchaczy, którzy niejednokrotnie wybierają następnie jako przedmiot swoich specjalizacji i tematy prac magisterskich. W trakcie długich lat pracy na różnych uczelniach Profesor wypromował ogromną rzeszę magistrantów oraz licencjatów. Nawet po wielu latach studenci ci wspominają Go jako wybitnego i interesującego wykładowcę.

Starania Profesora, poczynając od materiałów do poszczególnych ćwiczeń, poprzez zadania do samodzielnego wykonania przez studenta zaowocowały wydaniem początkowo skryptów uczelnianych, a z upływem czasu również podręczników do zajęć publikowanych w wydawnictwie ogólnopolskim. Stąd, Jego podręczniki akademickie są cenione i wykorzystywane przez kolejne pokolenia braci studenckiej już od 25 lat. Do dnia dzisiejszego nie zarzuca redagowania nowych podręczników ani nieustannego korygowania i ulepszania wielokrotnie już wydawanych materiałów. Kontynuuje współpracę z zespołami, z którymi tworzył już wydane wersje podręczników. O wartości podręczników akademickich Profesora świadczą nie tylko pozytywne recenzje, ale przede wszystkim dodruki między kolejnymi wydaniem. Profesor Kukuła jest autorem

lub współautorem oraz redaktorem następujących podręczników akademickich, które mają wiele wydań i są systematycznie rozszerzane i uzupełniane:

- Zbiór zadań z zakresu badań operacyjnych, Wyd. AE Kraków, 2 wydania (1979, 1981),
- Zbiór zadań z ekonometrii opisowej, Wyd. AE Kraków, 3 wydania (1981, 1986, 1995),
- Elementy statystyki w zadaniach, PWN Warszawa, 2 wydania (1998, 2003),
- Badania operacyjne w przykładach i zadaniach, PWN Warszawa, 7 wydań (1993, 1996, 1999, 2002, 2004, 2011, 2016).
- Wprowadzenie do ekonometrii w przykładach i zadaniach, PWN Warszawa, 2 wydania (1996, 2000),
- Wprowadzenie do ekonometrii, Wyd. Naukowe PWN, 1 wydanie (2009),
- Wybrane zagadnienia matematyki w zadaniach, Wyd. AR i UR w Krakowie, 2 wydania (1995, 2014).

Bogate doświadczenia dydaktyczne Profesora przekuły się na dużą liczbę podręczników akademickich. Studenci sięgają po nie przede wszystkim z uwagi na przystępny charakter przekazu ważnych, mimo iż niekiedy skomplikowanych treści.

Historyczną zasługą Profesora Kukuły jest jego wkład w kształcenie młodych kadr jednostek, w których pracował – szczególnie Uniwersytetu Rolniczego – ale również statystyków, ekonometryków i ekonomistów polskich. Wypromował On 11 doktorów, których przewody doktorskie były przeprowadzone na: AR w Krakowie, SGGW w Warszawie, Uniwersytecie Szczecińskim, ZUT w Szczecinie, Politechnice Radomskiej, AE w Krakowie. Ponadto wykonał 12 recenzji prac doktorskich. Będąc zapraszany przez różne uczelnie w Polsce, uczestniczył jako recenzent w 10 przewodach habilitacyjnych. Dodatkowo, napisał 2 opinie o wnioskach w sprawie awansów profesorskich. Profesor Kukuła cieszy się w środowisku naukowym statystyków i ekonometryków dużym autorytetem a osoby, które poddawał ewaluacji doceniają jego konstruktywne i życzliwe podejście. Profesor był również promotorem 265 prac licencjackich, inżynierskich bądź magisterskich.

DZIAŁALNOŚĆ ORGANIZACYJNA

Od przejściu na Akademię Rolniczą Profesor Kukuła nieprzerwanie pełni (już 25 lat) funkcję kierownika Zakładu Statystyki Matematycznej, od 2003 roku Katedry Statystyki Matematycznej, zaś obecnie Katedry Statystyki i Ekonometrii. Konstruktywne kierownictwo zaowocowało w krótkim po objęciu jednostki pozytywnymi zamianami – wszyscy pracownicy uzyskali stopień doktora. Ponadto przy Jego zachętach i wsparciu, z czasem, dwie osoby uzyskały stopień doktora habilitowanego. Energia i przykład osobisty Profesora zadziałały na

współpracowników jak katalizator – zaraził On zespół pasją badawczą, która zmaterializowała się w postaci prac naukowych. Profesor stopniowo rozbudowywał ów zespół, wzmacniając wyraźnie jednostkę.

Rozbudowując i przekształcając jednostkę, Profesor Kukula dowiódł swoich nietuzinkowych predyspozycji kierowniczych. Aktualnie Katedra Statystyki i Ekonometrii jest dynamicznym ogniwem Wydziału Rolniczo-Ekonomicznego, jednostką odpowiedzialną za szeroki zakres nauczania na wszystkich poziomach studiów. Katedra ma też znaczący wkład w budowaniu pozycji naukowej Wydziału. Jednostka podejmuje współpracę z innymi komórkami Uczelni, z innymi uczelniami, ale także z zagranicznymi ośrodkami naukowymi. Katedra organizuje spotkania naukowców z kraju i zagranicy. Pracownicy Katedry zarówno goszczą w ośrodkach zagranicznych, jak i otwierają się na idee gości z kraju i zagranicy. Ta dalekowzroczna otwartość lidera inspirowała zespół do odmiennego spojrzenia na problem badań naukowych zarówno o charakterze aplikacyjnym, jak i w kwestiach metodologicznych kwantyfikacji problemów badawczych.

Profesor nieustannie był zaangażowany w życie akademickie, poświęcając mu wiele wysiłków i czasu. W roku 1991 przewodniczył pracom Uczelnianej Komisji Rekrutacyjnej (Akademii Ekonomicznej w Krakowie). Na Akademii Rolniczej w latach 1992-2002 sprawował funkcję redaktora naukowego Zeszytów Naukowych serii Ekonomia, w latach 1997-2000 był przewodniczącym Wydziałowej Komisji ds. Rozwoju, w latach 2000-2008 pełnił funkcję przewodniczącego Wydziałowej Komisji ds. Nagród i Odznaczeń, przez kolejnych kilka lat uczestniczył w pracach najpierw Wydziałowej a następnie Uczelnianej Komisji Rekrutacyjnej.

Profesor Kukula jest również aktywnym członkiem organizacji naukowych – działa w Stowarzyszeniu Ekonomistów Rolnictwa i Agrobiznesu oraz Komisji Statystyczno-Demograficznej Polskiej Akademii Nauk. Profesor był członkiem Kolegium Redakcyjnego i Rady Programowej, a w odniesieniu do niektórych numerów dodatkowo redaktorem naukowym, periodyku *Krakowskie Studia Małopolskie*.

Profesor udziela się także na rzecz innych ośrodków – był dyrektorem projektu „Kształcenie liderów wiejskich w zakresie ekonomii rynku w celu rozwijania działalności naukowej w Polsce Południowej”, realizowanego w ramach programu PHARE.

Za osiągnięcia naukowe oraz za działalność organizacyjną i społeczną Profesor Kukula był wielokrotnie odznaczany – zarówno odznaczeniami państwowymi, jak i wyróżnieniami władz Uczelni.

**

Mimo natłoku obowiązków Profesor potrafi znaleźć „złoty środek” nie zaburzając równowagi między życiem zawodowym i rodzinnym. Z harmonijnych relacji z najbliższymi czerpie siłę i motywację do pracy zawodowej. Potrafi dzielić

się tym dobrem z otoczeniem. Harmonia w życiu osobistym pozwala Mu na zachowanie dystansu i trzeźwości osądu – cech niezbędnych osobie na kierowniczym stanowisku – wobec problemów wyłaniających się każdego dnia.

Przy natłoku obowiązków Profesor znajduje jeszcze krótkie chwile na zaspokajanie osobistych pasji i zainteresowań. Takim szczególnym hobby jest kolekcjonerstwo pamiątek związanych z dziedzictwem kulturalnym i historycznym Polski.

Aktywność naukowa Profesora obejmuje długi okres – począwszy od wczesnych lat 70-tych ubiegłego wieku. Największe osiągnięcia uzyskał w zakresie rozwoju metodologii badań statystycznych i ekonometrycznych. Pod tym względem wyznaczył wysokie, trudne do powtórzenia, dla współpracowników standardy.

Swoje życie zawodowe Profesor poświęcił nauce, realizował się w środowisku krakowskich uczelni, pokonując tutaj kolejne szczeble awansu naukowego. Zbliżający się wielkimi krokami rok 2018 wieszczy osiągnięcie przez Profesora wieku emerytalnego. Niemniej, wyrażam przekonanie, że nie będzie to kres Jego aktywności naukowej – nie leży to w naturze Jubilata.

Za nadzwyczaj aktywną działalność naukową, za poświęcenie w życiu zawodowym, za wsparcie w rozwiązywaniu problemów i pokonywaniu wszelakich barier, za szlachetność i dobro doświadczone w kontaktach osobistych pragniemy złożyć w tym miejscu Jubilatowi wyrazy wdzięczności.

WYKORZYSTANIE MODELI LOGITOWYCH DO IDENTYFIKACJI CZYNNIKÓW WPLYWAJĄCYCH NA AKTYWNOŚĆ EKONOMICZNĄ OSÓB STARSZYCH

Iwona Bąk (ORCID: 0000-0001-8959-7269)

Wydział Ekonomiczny,
Zachodniopomorski Uniwersytet Technologiczny w Szczecinie
e-mail: iwona.bak@zut.edu.pl

Streszczenie: Celem badań podjętych w artykule jest ocena prawdopodobieństwa posiadania przez osoby w wieku 50 lat i więcej określonego statusu na rynku pracy, to znaczy statusu osoby pracującej, bezrobotnej lub biernej zawodowo. W związku z tym oszacowano modele logitowe, w których zmienną objaśnianą była zmienna binarna charakteryzująca status na rynku pracy badanej populacji. Podstawę informacyjną badań stanowiły jednostkowe dane nieidentyfikowalne pochodzące z Badania Aktywności Ekonomicznej Ludności, które zostały odpłatnie udostępnione przez GUS.

Słowa kluczowe: modele logitowe, rynek pracy, osoby w wieku 50+

WSTĘP

Jednym z najważniejszych problemów społecznych współczesnego świata jest zjawisko starzenia się społeczeństwa. Odnosi się to zwłaszcza do Europy, w tym także do Polski. Mediana wieku populacji naszego kraju w 2000 roku wyniosła 35,4 lat, by w 2014 roku osiągnąć już wartość 39,4 lat.

Wraz ze wzrostem średniego wieku populacji obserwuje się zwiększanie udziału osób w wieku ponad 50 lat w ogólnej liczebności kraju. W roku 2000 udział tych osób w ogóle populacji wynosił 27,4%, a w 2014 roku osiągnął wartość 36,1%. Niezwykle istotne staje się wobec tego stałe dostosowywanie warunków pracy i życia w społeczeństwie, które umożliwiać będą korzystanie z ogromnego zasobu społecznego, jakim jest grupa starszych, doświadczonych osób. Zwłaszcza, że przedwczesne odchodzenie na emeryturę i bierne starzenie się jest w Polsce ogromnym problemem – wg rządowych raportów w IV kwartale 2014 tylko 34,3%

osób w wieku powyżej 50 lat było aktywnych zawodowo [Osoby powyżej... 2016]. Trudna sytuacja na rynku pracy osób starszych powoduje, że bezrobotni powyżej 50. roku życia zgodnie z art. 49 ustawy o promocji zatrudnienia i instytucjach rynku pracy, uznani są za jedną z grup w szczególnej sytuacji na rynku pracy [Osoby powyżej... 2016, s. 11].

Wielorakie ekonomiczno – społeczne konsekwencje starzenia się społeczeństw, z którymi musi liczyć się również nasz kraj, powodują, że tematyka aktywności zawodowej osób po 50. roku życia staje się jedną z najbardziej istotnych kwestii podnoszonych w badaniach rynku pracy. Wyzwania związane ze starzeniem i kurczeniem się zasobów pracy są efektem zbyt wczesnego wycofywania się osób starszych z tego rynku. Dlatego głównym celem badań podjętych w artykule jest ocena prawdopodobieństwa posiadania przez osoby w wieku 50+ określonego statusu na rynku pracy, to znaczy statusu osoby pracującej, bezrobotnej lub biernej zawodowo. W związku z tym oszacowano modele logitowe, w których zmienną objaśnianą była zmienna binarna charakteryzująca status na rynku pracy badanej populacji. Przyjęte do modeli zmienne objaśniające obejmowały: cechy społeczno – demograficzne, niepełnosprawność, cechy wskazujące na uwarunkowania rodzinne, przejawiające się w zobowiązaniach opiekuńczych w stosunku do dzieci, wnuków, osób starszych. Ponadto w analizie uwzględniono zmienną opisującą posiadanie lub nie niezarobkowego pozarolniczego źródła utrzymania, takiego jak emerytura, renta, zasiłek lub świadczenie przedemerytalne.

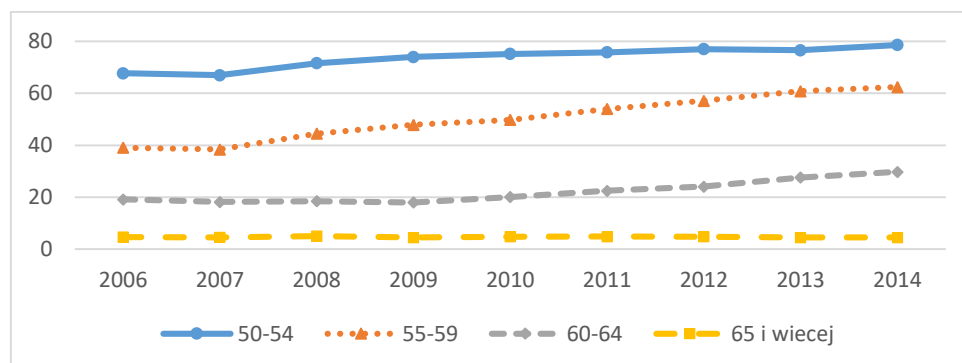
Badania analityczne nad aktywnością ekonomiczną osób w wieku 50+ były możliwe dzięki dysponowaniu zbiorem jednostkowych danych nieidentyfikowalnych, które zostały odpłatnie udostępnione przez GUS.

SYTUACJA ZAWODOWA OSÓB STARSZYCH

W IV kwartale 2014 roku wśród ludności w wieku 50 lat i więcej aktywnymi zawodowo było 4 699 tys. osób, czyli o 70 tys. osób więcej niż rok wcześniej (wzrost o 1,5%). Osoby aktywne zawodowo w omawianej grupie wiekowej stanowiły 27,0% aktywnych zawodowo w wieku 15 lat i więcej.

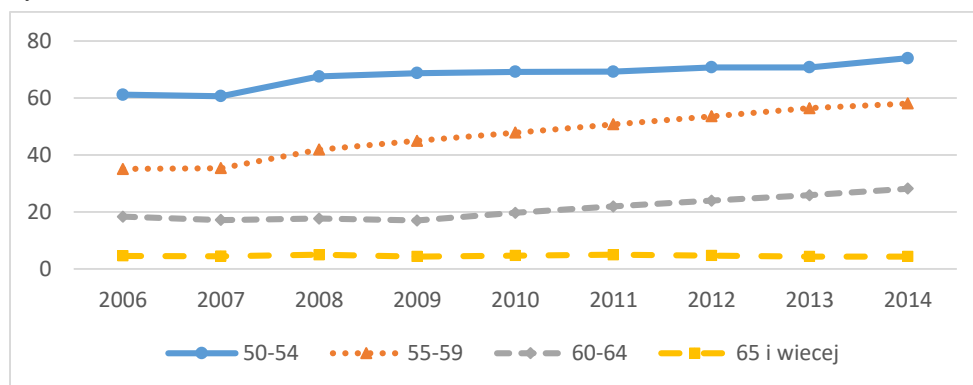
Współczynnik aktywności zawodowej osób w wieku 50 lat i więcej wyniósł 34,3% (w porównaniu do zeszłego roku wzrósł o 0,1 p. proc.), czyli nadal aktywna pozostawała zaledwie co trzecia osoba w omawianej grupie. Generalnie, w ostatnich latach aktywność zawodowa osób na przedpolu starości wzrastała (rysunek 1). Wzrastał również poziom wskaźnika zatrudnienia (rysunek 2). Szczególnie poprawiła się sytuacja w grupie wiekowej 55 - 59 lat, w przypadku której odnotowano wzrost wskaźnika aktywności zawodowej w 2014 roku w porównaniu z rokiem 2006 o 23,3 p.p., a wskaźnika zatrudnienia o 23 p.p. O około 10 p.p. wzrosły omawiane wskaźniki w grupie 60-64 lata.

Rysunek 1. Współczynnik aktywności zawodowej osób w wieku 50+ w IV kwartałach 2006-2014



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS

Rysunek 2. Wskaźnik zatrudnienia osób w wieku 50+ w IV kwartałach 2006-2014



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS

W 2014 roku rosnące z kwartału na kwartał tempo wzrostu PKB przełożyło się również na korzystne zmiany na rynku pracy. W efekcie tych zmian stopa bezrobocia zanotowana w końcu 2014 roku wyniosła 11,5% i była o 1,9 p.p. niższa niż rok wcześniej. Znaczący spadek dotyczył także liczby zarejestrowanych bezrobotnych w urzędach pracy. W końcu 2014 roku było ich 1 825, 2 tys., co oznacza spadek o 15,7% w stosunku do końca 2013 roku. W liczbie bezrobotnych wg BAEL było 278 tys. osób w wieku 50 lat i więcej, przy czym wszystkie osoby z tej grupy nie ukończyły 65 lat. Stopa bezrobocia osób w tym wieku wyniosła 5,9%. Wśród osób powyżej 50 roku życia zdecydowanie dominowali mężczyźni, którzy stanowili 60,1% bezrobotnych w tej grupie wiekowej oraz 48,5% w liczbie ogółem zarejestrowanych. Starsi bezrobotni byli generalnie słabiej wykształceni niż osoby w młodszych grupach wieku. W końcu 2014 roku najwięcej osób powyżej 50. roku życia zarejestrowanych jako bezrobotne posiadało wykształcenie

gimnazjalne i poniżej, co stanowiło 36,3% bezrobotnych w tej grupie. W liczbie bezrobotnych ogółem udział ten był zdecydowanie niższy i wyniósł 27,5%. Tylko 4,6% bezrobotnych w wieku 50+ legitymowało się dyplomami wyższych uczelni. W przypadku bezrobotnych z wyższym wykształceniem wśród ogółem zarejestrowanych odsetek ten wyniósł 12,4%.

METODA BADAWCZA

Do oceny prawdopodobieństwa posiadania przez osoby w wieku 50+ określonego statusu na rynku pracy, to znaczy statusu osoby pracującej, bezrobotnej lub biernej zawodowo, oszacowano dwumianowy model logitowy¹ o następującej postaci:

$$p_i = \frac{1}{1 + \exp(-x_i^T \beta)}, \quad (1)$$

gdzie:

p_i – prawdopodobieństwa zdefiniowane jako $P(Y_i = 1) = p_i$ oraz $P(Y_i = 0) = 1 - p_i$,

Y_i – zmienna zależna zero-jedynkowa,

x_i – wektor wartości zmiennych niezależnych dla poszczególnych przypadków,

β – wektor parametrów strukturalnych.

Do interpretacji oszacowanego modelu logitowego wykorzystuje się również wyrażenie $\frac{p_i}{1-p_i}$ nazywane ilorazem szans. Iloraz szans określa zatem stosunek prawdopodobieństwa, że $Y=1$ do prawdopodobieństwa, że $Y=0$. Ponieważ $\frac{p_i}{1-p_i} = \exp(x_i^T \beta)$, zatem $\exp(\beta_j)$ informuje ile razy zwiększa się iloraz szans jeśli zmienna X_j wzrasta o jednostkę, *ceteris paribus*. Poprawność oszacowanego modelu można sprawdzić wykorzystując test ilorazu wiarygodności, służący do weryfikacji hipotezy zerowej mówiącej o tym, że wszystkie parametry modelu, poza wyrazem wolnym, są równe zero. Statystyka testu wyrażona jest wzorem [Gruszczyński 2010, s. 65]:

$$\chi^2 = 2(\ln L_{UR} - \ln L_R), \quad (2)$$

gdzie:

L_{UR} – wartość funkcji wiarygodności dla modelu pełnego,

L_R – wartość funkcji wiarygodności dla modelu zredukowanego do wyrazu wolnego.

Do pomiaru efektywności prognoz można wykorzystać miary wyznaczone na podstawie tabeli trafności klasyfikacji przypadków (tabela 1).

¹ Opis modeli logitowych można znaleźć m. in. w pracach: [Wiśniewski 1986, Ostasiewicz 1998, Zeliaś i in., 2003, Maddala 2006, Gruszczyński 2010].

Tabela 1. Budowa tablicy trafności

Faktyczne	Przewidywane		Razem
	$\hat{y}_i = 1$	$\hat{y}_i = 0$	
$y_i = 1$	n_{11}	n_{10}	$n_{1.}$
$y_i = 0$	n_{01}	n_{00}	$n_{0.}$
Razem	$n_{.1}$	$n_{.0}$	n

Źródło: [Gruszczyński 2010, s. 73]

Teoretyczne wartości zmiennej zależnej (\hat{y}_i) można wyznaczyć według standardowej zasady prognozy [Gruszczyński 2010, s. 73]:

$$\hat{y}_i = \begin{cases} 1 & \text{gdy } 0,5 < \hat{p}_i \leq 1, \\ 0 & \text{gdy } 0 \leq \hat{p}_i \leq 0,5. \end{cases} \quad (3)$$

gdzie \hat{p}_i - prawdopodobieństwa teoretyczne uzyskane z oszacowanego na podstawie próby losowej modelu regresji logistycznej.

W sytuacji, gdy próba jest niezbilansowana, czyli taka, w której liczba jedynek znacznie różni się od liczby zer, do prognozowania wartości teoretycznych można zastosować modyfikację standardowej zasady i liczyć prognozy według zasady optymalnej wartości granicznej α [Gruszczyński 2001]:

$$\hat{y}_i = \begin{cases} 1 & \text{gdy } \alpha < \hat{p}_i \leq 1, \\ 0 & \text{gdy } 0 < \hat{p}_i \leq \alpha. \end{cases} \quad (4)$$

Wartość graniczną α ustala się jako udział jedynek w próbie. Korzystając z tablicy trafności (tabela 1) wyznaczono dwie miary:

zliczeniowy współczynnik R^2

$$R^2 = \frac{n_{00} + n_{11}}{n} \cdot 100\% , \quad (5)$$

iloraz szans

$$IS = \frac{n_{11} \cdot n_{00}}{n_{01} \cdot n_{10}} . \quad (6)$$

Ocena zliczeniowego współczynnika R^2 oznacza procent trafnie zaklasyfikowanych przypadków. Im bliższa jedności jest wartość tej miary, tym lepsze dopasowanie modelu do danych empirycznych badanego zjawiska. Model dobrze sprawdza się w prognozowaniu, gdy zliczeniowy R^2 przyjmuje wartości większe od 50%. Oznacza to, że klasyfikacja na podstawie modelu jest lepsza od przypadkowej. W przypadku ilorazu szans, im wartość tej miary jest większa od 1, tym lepsza jest klasyfikacja na podstawie modelu.

WYNIKI BADAŃ

Empiryczną podstawę badań stanowiły jednostkowe dane nieidentyfikowalne pochodzące z Badania Aktywności Ekonomicznej Ludności w IV kwartale 2014 roku, które zostały odpłatnie udostępnione przez GUS. Badana próba liczyła 73151 osób, przy czym 48,2% stanowili bierni zawodowo, 47,6% pracujący, a 4,2% bezrobotni. Do identyfikacji czynników determinujących sytuację na rynku pracy osób w wieku 50+ wykorzystano trzy modele logitowe, w których zmienna zależna przyjęła następujące wartości:

$Y_1=1$, gdy respondent był zatrudniony; $Y_1=0$, w pozostałym przypadku,

$Y_2=1$, gdy respondent był bezrobotny; $Y_2=0$, w pozostałym przypadku,

$Y_3=1$, gdy respondent był bierny zawodowo; $Y_3=0$, w pozostałym przypadku.

W celu dokonania analizy ekonometrycznej posłużono się zmiennymi niezależnymi o charakterze jakościowym, które określono jako zmienne zero-jedynkowe informujące o wystąpieniu lub niewystąpieniu jakiegoś zjawiska. We wszystkich modelach analizie poddano siedem zmiennych. Część z tych zmiennych została podzielona na pewne kategorie, co wiązało się z koniecznością wyboru kategorii bazowej, która jest płaszczyzną odniesienia dla dokonywanych porównań w analizie ekonometrycznej. Jako kategorie bazowe najczęściej wybierano te zmienne, które były najslabiej skorelowane ze zmienną objaśnianą. W tabeli 2 zestawiono wszystkie zmienne wraz z ich opisami i wskazaniem kategorii bazowej.

Tabela 2. Definicje zmiennych niezależnych

Symbol zmiennej	Opis zmiennej	Symbol zmiennej	Opis zmiennej
PŁEĆ	kobiety=1 mężczyźni=0	WYKSZT	WYKSZTAŁCENIE
W	WIEK	WYKSZT 1	wyższe
W 1	50-54	WYKSZT 2	średnie zawodowe
W 2	55-60	WYKSZT 3	średnie ogólnokształcące
W 3	60 i więcej	WYKSZT 4	zasadnicze zawodowe
KLM	MIEJSCE ZAMIESZKANIA	WYKSZT 5	co najwyżej gimnazjum
KLM 1	miasta 100 tys. i więcej	SNSPR	STOPIEŃ NIEPEŁNOSPRAWNOŚCI
KLM 2	miasta 50-100 tys.	SNSPR 1	orzeczenie o znacznym stopniu niepełnosprawności
KLM 3	miasta 20-50 tys.	SNSPR 2	orzeczenie o umiarkowanym stopniu niepełnosprawności
KLM 4	miasta poniżej 20 tys.	SNSPR 3	orzeczenie o lekkim stopniu niepełnosprawności
KLM 5	wieś	SNSPR 4	brak orzeczenia o niepełnosprawności

Symbol zmiennej	Opis zmiennej	Symbol zmiennej	Opis zmiennej
STC	STAN CYWILNY	ZUT	niezarobkowe pozarolnicze źródło utrzymania – emerytura, renta, zasiłki i świadczenia przedemerytalne (tak=1, brak=0)
STC 1	kawaler, panna	OPIEKA	zobowiązania opiekuńcze w stosunku do dzieci lub osób starszych (tak=1, brak=0)
STC 2	żonaty, zamężna	Kategorie bazowe: mężczyźni, W3 (lub W1), KLM 5, STC1, WYKSZT 5, SNSPR 4, brak niezarobkowego pozarolniczego źródła utrzymania, brak zobowiązań opiekuńczych	
STC 3	wdowiec, wdowa		
STC 4	rozwódziona(a), w separacji		

Źródło: opracowanie własne

Estymacji modeli logitowych dokonano przy użyciu pakietu statystycznego Statistica 10.0. Do eliminacji zmiennych wykorzystano metodę krokową (a posteriori). Istotność parametrów weryfikowano na podstawie testu t-Studenta przyjmując poziom istotności 0,05. Wyniki oszacowanych parametrów przedstawiono w tabelach 3-5.

Tabela 3. Wyniki estymacji modelu logitowego objaśniającego prawdopodobieństwo zatrudnienia osób w wieku 50+

Zmienna	Ocena parametru	Błąd standardowy	Istotność	Iloraz szans
Stała	0,7567	0,0713	10,6066	2,1313
KLM 1	0,1694	0,0440	3,8531	1,1846
KLM 2	-0,1432	0,0654	-2,1892	0,8666
WIEK 1	1,9423	0,0466	41,6425	6,9746
WIEK 2	1,4502	0,0413	35,1076	4,2641
STC 2	-0,2826	0,0565	-5,0016	0,7538
STC 3	-1,3648	0,0739	-18,4702	0,2554
WYKSZ 1	1,8283	0,0638	28,6668	6,2234
WYKSZ 2	1,1496	0,0538	21,3768	3,1568
WYKSZ 3	0,5701	0,0785	7,2628	1,7685
WYKSZ 4	0,8772	0,0508	17,2692	2,4042
SNSPR 1	-2,8719	0,1646	-17,4464	0,0566
SNSPR 2	-1,3683	0,0734	-18,6422	0,2545
SNSPR 3	-1,0943	0,0796	-13,7550	0,3348
ZUT	-2,8495	0,0398	-71,6340	0,0579
$\chi^2 = 22373$ df = 14 p = 0,000; IS = 42,41; Ogólna trafność klasyfikacji: 87,89%				

Źródło: opracowanie własne

Tabela 4. Wyniki estymacji modelu logitowego objaśniającego prawdopodobieństwo bezrobocia wśród osób w wieku 50+

Zmienna	Ocena parametru	Błąd standardowy	Istotność	Iloraz szans
Stała	-4,638	0,137	-33,875	0,010
PLEĆ	-0,8933	0,0928	-9,6278	0,4093
WIEK 1	2,0734	0,1191	17,4069	7,9518
WIEK 2	1,9547	0,1173	16,6588	7,0619
WYKSZ 4	0,2615	0,0827	3,1631	1,2989
SNSPR 1	-2,7374	0,7111	-3,8497	0,0647
SNSPR 2	-0,8070	0,1999	-4,0366	0,4462
STC 2	-0,8674	0,0960	-9,0318	0,4200
STC 3	-1,0988	0,1817	-6,0485	0,3333
$\chi^2 = 809,43$ df = 8 = 0,000; IS = 3,68; Ogólna trafność klasyfikacji: 97,29%				

Źródło: opracowanie własne

Tabela 5. Wyniki estymacji modelu logitowego objaśniającego prawdopodobieństwo bierności zawodowej osób w wieku 50+

Zmienna	Ocena parametru	Błąd standardowy	Istotność	Iloraz szans
Stała	-3,6511	0,1781	-20,4978	0,0260
PLEĆ	-0,8844	0,0903	-9,7936	0,4130
KLM 1	0,3299	0,1017	3,2424	1,3908
WIEK 2	3,0556	0,1224	24,9548	21,2342
WIEK 3	3,7878	0,1286	29,4441	44,1576
STC 2	-0,6895	0,1141	-6,0411	0,5018
STC 3	-1,1243	0,1908	-5,8936	0,3249
SNSPR 1	3,9655	0,7125	5,5660	12,0190
SNSPR 2	1,9982	0,2053	9,7342	5,1356
ZUT	1,3937	0,0912	15,2743	4,0297
$\chi^2 = 18025$ df = 10 p = 0,000; IS = 23,57; Ogólna trafność klasyfikacji: 84,29%				

Źródło: opracowanie własne

Z uwagi na to, że analiza wyników na podstawie interpretacji parametrów modelu logitowego jest dość trudna, w ostatnich kolumnach tabel podano również ilorazy szans dla poszczególnych zmiennych. Szansą jest stosunek prawdopodobieństwa, że dane zdarzenie wystąpi do prawdopodobieństwa, że to zdarzenie nie nastąpi. Iloraz szans równy jedności oznacza równość szans wystąpienia/niewystąpienia badanego zdarzenia w obu porównywanych grupach, wskazując jednocześnie, że określona cecha będąca kryterium wyodrębnienia grup nie wpływa na szanse pojawienia się tego zdarzenia [Maksim 2009, s. 200].

Jak wynika z tabeli 3 na prawdopodobieństwo otrzymania pracy wpływ mają zarówno wiek, jak i wykształcenie. Osoby w wieku 50-54 lata posiadają prawie siedmiokrotnie wyższe prawdopodobieństwo otrzymania pracy w porównaniu

z osobami w wieku 60 lat i więcej. Natomiast w wieku 55-60 lat prawdopodobieństwo to wzrasta czterokrotnie. Posiadanie wykształcenia co najmniej zasadniczego powoduje wzrost prawdopodobieństwa otrzymania pracy w porównaniu z osobami z wykształceniem co najwyżej gimnazjalnym. Największe prawdopodobieństwo zatrudnienia (o 522%) mają osoby, które legitymują się wykształceniem wyższym, o połowę niższe szanse posiadają osoby z wykształceniem średnim zawodowym, posiadanie zaś wykształcenia średniego ogólnokształcącego powoduje wzrost wartości ilorazu szans o 77%.

Wpływ na zmienną zależną ma ponadto posiadanie orzeczenia o niepełnosprawności. Osoby, które takie orzeczenie posiadają mają zdecydowanie niższe szanse na znalezienie pracy w porównaniu z osobami bez orzeczenia, przy czym im wyższy stopień niepełnosprawności, tym szansa maleje. Podobny wpływ ma posiadanie niezarobkowego pozarolniczego źródła utrzymania – obniża ono prawdopodobieństwo znalezienia pracy prawie dwukrotnie. Najmniejszy wpływ na prawdopodobieństwo znalezienia pracy ma miejsce zamieszkania. Osoby mieszkające w miastach o liczbie mieszkańców 100 tys. i więcej mają o 18,5% większe szanse w porównaniu z mieszkańcami wsi. Natomiast dla mieszkańców miast od 50 do 100 tys. ludności to prawdopodobieństwo spada o ok. 13,3%.

W tabeli 4 zamieszczono wyniki estymacji modelu dla osób bezrobotnych. W tym przypadku stwierdzono istotne powiązania zmiennej zależnej przede wszystkim z wiekiem. Prawdopodobieństwo pozostawania bez pracy jest wyższe ponad siedmiokrotnie dla osób do 60 roku życia w porównaniu ze starszymi, co wydaje się zrozumiałe ze względu na możliwości uzyskania emerytury. Natomiast znaczny i umiarkowany stopień niepełnosprawności zmniejszają prawdopodobieństwo bycia bezrobotnym. Bezrobocie dotyczy przede wszystkim mężczyzn, ich szansa na pozostawanie bez pracy jest wyższa o 60% w porównaniu z kobietami.

Na bierność zawodową osób 50+ bardziej podatne były osoby w wieku 60 lat i więcej, a następnie 55-60 lat aniżeli w grupie wiekowej 50-54 lata, którą w tym modelu uznano za kategorię bazową (tabela 5). Czynnikiem silnie warunkującym bierność zawodową było ponadto posiadanie orzeczenia o znacznym i umiarkowanym stopniu niepełnosprawności, powodowały one odpowiednio dwunastokrotny i pięciokrotny wzrost ilorazu szans. Dodatni wpływ na zmienną zależną miało również posiadanie niezarobkowego pozarolniczego źródła utrzymania, które zwiększało prawdopodobieństwo bycia biernym zawodowo o 300%. Elementem sprzyjającym nieaktywności zawodowej było także zamieszkiwanie w dużych miastach. Bierność zawodowa jest raczej cechą mężczyzn niż kobiet, dla których prawdopodobieństwo bierności zawodowej jest niższe o ok. 60%. W porównaniu z kawalerami i pannami, osoby będące w związkach małżeńskich oraz wdowy i wdowcy, posiadają niższe szanse na bierność zawodową.

PODSUMOWANIE

Zmiany jakie dokonały się na rynku pracy, doprowadziły do ukształtowania się trzech kategorii w ramach populacji 50+. Najliczniejszą grupę (67,6%) stanowią osoby bierne zawodowo, wśród których przeważają renciści, emeryci oraz osoby pobierające świadczenia przedemerytalne. Są to osoby o zróżnicowanym poziomie wykształcenia, a co czwarta z nich posiada orzeczenie o niepełnosprawności. Pracujący to druga co do liczebności kategoria (30,6%), którą tworzą przede wszystkim osoby z wykształceniem zasadniczym zawodowym (35%) oraz średnim zawodowym (29,6%), w większości nieposiadający orzeczenia o niepełnosprawności. W tej grupie najwięcej jest mężczyzn wykonujących pracę najemną oraz pracujących na własny rachunek. Trzecią, najmniej liczną kategorię (1,8%), tworzą osoby bezrobotne, najczęściej mieszkające na wsi i o niskim poziomie wykształcenia.

Na podstawie przeprowadzonej analizy ekonometrycznej określono czynniki determinujące aktywność i bierność zawodową osób w wieku 50+. Istotne statystycznie okazały się zmienne dotyczące: płci, wieku, wykształcenia, stanu cywilnego, orzeczenia o niepełnosprawności oraz możliwości posiadania niezarobkowych pozarolniczych źródeł utrzymania.

BIBLIOGRAFIA

- Gruszczyński M. (red.) (2010) *Mikroekonometria. Modele i metody analizy danych indywidualnych*. Wolters Kluwer Polska Sp. z o.o., Warszawa.
- Maddala G. S. (2006, 2008) *Ekonometria*. PWN, Warszawa.
- Maksim M. (2009) *Ekonometryczna analiza czynników wpływających na aktywność zawodową osób starszych*. [w:] Wiśniewski Z. (red.) *Determinanty aktywności zawodowej ludzi starszych. Metody ilościowe w badaniach ekonomicznych*, XVII/1.
- Osoby powyżej 50 roku życia na rynku pracy w 2014 roku (2016) Ministerstwo Pracy i Polityki Społecznej, www.mpips.gov.pl [dostęp: 08.10.2016]
- Ostasiewicz W. (red.) (1998) *Statystyczne metody analizy danych*. Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej im. Oskara Lanego we Wrocławiu.
- Wiśniewski J. W. (1986) *Ekonometryczne badanie zjawisk jakościowych*. Wydawnictwo UMK, Toruń.
- Zeliaś A., Pawełek B., Wanat S. (2003) *Prognozowanie ekonomiczne. Teoria, przykłady, zadania*. Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.

THE APPLICATION OF LOGIT MODELS TO IDENTIFICATION OF FACTORS AFFECTING THE ACTIVITY OF OLDER PEOPLE

Abstract: The aim of the research undertaken in the article is to assess the probability of having, by people aged 50+, certain status in the labor market, that mean, the status of working, unemployed or inactive. Therefore, the logit models were estimated in which the dependent variable was binary variable characterizing the status of the labor market of studied population. The information base of studies were separate non-identifiable data from the Labour Force Survey, which has been made available for consideration by the CSO.

Keywords: logit models, labor market, people aged 50+

WYDATKI GOSPODARSTW DOMOWYCH 50+ A AKTYWNOŚĆ EKONOMICZNA

Iwona Bąk (ORCID: 0000-0001-8959-7269), Beata Szczecińska

Wydział Ekonomiczny

Zachodniopomorski Uniwersytet Technologiczny w Szczecinie

e-mail: iwona.bak@zut.edu.pl; beata.szczecinska@zut.edu.pl

Streszczenie: Celem badań przeprowadzonych w artykule jest statystyczna analiza wydatków ponoszonych przez gospodarstwa domowe ze względu na ich aktywność ekonomiczną. Omówiono średnie wydatki ponoszone na zakup poszczególnych rodzajów dóbr i usług konsumpcyjnych, a także strukturę tych wydatków w gospodarstwach domowych według statusu na rynku pracy głowy gospodarstwa (pracujący, bierni zawodowo, bezrobotni). Badanie dotyczyło 2014 roku, a zintegrowany zbiór danych obejmował 20607 gospodarstw domowych, w których głowa gospodarstwa miała 50 lat i więcej.

Słowa kluczowe: gospodarstwa domowe 50+, aktywność ekonomiczna, wydatki, modelowanie ekonometryczne

WSTĘP

Starzenie się społeczeństwa traktowane jest jako najważniejszy trend demograficzny XXI wieku. Granica wieku, od której rozpoczyna się starość, jest kwestią dyskusyjną i traktowaną indywidualnie w zależności od opracowania. Według współczesnych fizjologów anglosaskich starość rozpoczyna się od 50. roku życia. Antropolodzy niemieccy liczą ją od 60. roku życia, a amerykańscy właściwą starość uznają dopiero od 75 lat [Bombol, Słaby 2011, s. 8]. Najczęściej jednak przyjmuje się, że linia oddzielająca wiek dojrzały od starszego przebiega na poziomie 60 lub 65 lat. W artykule badaniami objęto gospodarstwa domowe w Polsce, w których głowa gospodarstwa była w wieku 50 lat i więcej (w dalszej części pracy określane one będą jako gospodarstwa domowe 50+), czyli zgodnie z opinią ekspertów Światowej Organizacji Zdrowia będą to osoby, które wkroczyły przynajmniej w wiek przedstarczy.

W 2000 roku w Polsce grupa ludzi 50+ wynosiła 31% populacji liczonej od 15 roku życia, natomiast w 2014 roku już 38%. Wraz ze wzrostem liczebnym grupy, rośnie również jej łączna siła nabywcza. Bazując na analizie TGI Millward Brown w grupie osób w wieku 50+, liczba osób z miesięcznymi dochodami osobistymi większymi niż 3000 zł netto wzrosła z 0,5% w 2000 roku do 10,5% w 2014 roku. Jest to wciąż niższy wynik niż w grupie osób w wieku 15–49, gdzie w 2014 roku wynosił on 14%, jednak przyrost liczebny osób w wieku 50+ jest znacznie większy niż w wieku 15–49 lat [Badowska, Rogala 2015, s. 14].

Celem badań przeprowadzonych w artykule jest statystyczna analiza wydatków ponoszonych przez gospodarstwa domowe ze względu na ich aktywność ekonomiczną. Omówiono średnie wydatki ponoszone na zakup poszczególnych rodzajów dóbr i usług konsumpcyjnych, a także strukturę tych wydatków w gospodarstwach domowych według statusu na rynku pracy głowy gospodarstwa (pracujący, bierni zawodowo, bezrobotni). Do określenia wielkości wpływu aktywności ekonomicznej gospodarstw domowych 50+ na ich sytuację materialną wykorzystano model logitowy. Badanie dotyczyło 2014 roku, a zintegrowany zbiór danych obejmował 20607 gospodarstw domowych, w których głowa gospodarstwa miała 50 lat i więcej. Analizę przeprowadzono na podstawie zbioru jednostkowych danych nieidentyfikowalnych o budżetach gospodarstw domowych, które zostały odpłatnie udostępnione przez Główny Urząd Statystyczny.

ANALIZA WYDATKÓW GOSPODARSTW DOMOWYCH 50+ WEDŁUG RODZAJÓW AKTYWNOŚCI EKONOMICZNEJ

Według definicji stosowanej przez GUS w ramach badania BAEL, aktywność ekonomiczna ludności określa zachowanie ludności w wieku 15 lat i więcej w odniesieniu do pozyskiwania źródeł utrzymania – podstawowe kryterium identyfikacji stanowi fakt wykonywania, poszukiwania lub podejmowania pracy lub zaniechania wysiłków w tym kierunku. Do aktywnych zawodowo zalicza się wszystkich pracujących i bezrobotnych, do biernych zaś osoby, których nie można zakwalifikować jako pracujące lub bezrobotne [Aktywność ekonomiczna... 2016, Kołodziejczyk i Wysocki 2015, s. 20-21].

Z analizy danych otrzymanych z badania budżetów gospodarstw domowych wynika, że zdecydowana większość gospodarstw 50+ to gospodarstwa biernych zawodowo, wśród których prawie 98% stanowią emeryci i renciści (tabela 1). Druga pod względem liczebności grupa to gospodarstwa domowe, w których głowa rodziny jest osobą pracującą. Tylko w przypadku 1,65% badanej zbiorowości głowa gospodarstwa posiadała status osoby bezrobotnej.

Tabela 1. Gospodarstwa domowe osób w wieku 50+ według grup ekonomicznych

Grupa ekonomiczna	Liczba gospodarstw	Odsetek
pracujący	7902	38,34
bierni zawodowo	12366	60,01
bezrobotni	339	1,65

Źródło: obliczenia własne na podstawie indywidualnych danych nieidentyfikowalnych udostępnionych przez GUS

Analizy kształtowania się struktury wydatków gospodarstw domowych 50+ dokonano w podziale ze względu na ich status na rynku pracy. W tabelach 2-4 przedstawiono kształtowanie się struktury wydatków w gospodarstwach domowych 50+, ich średnie wartości w przeliczeniu na osobę oraz frakcje gospodarstw ponoszących wydatki danego rodzaju dla ogółu gospodarstw¹.

Z tabeli 2 wynika, że wszystkie grupy gospodarstw domowych ponosiły wydatki na żywność, a znakomita ich większość kupowała towary i usługi związane z użytkowaniem i wyposażeniem mieszkania oraz łącznością.

Tabela 2. Frakcja wydatków ze względu na aktywność ekonomiczną w gospodarstwach domowych 50+ (w %)

Numer działu	Rodzaj wydatków	Pracujący	Bierni zawodowo	Bezrobotni
1	żywność i napoje bezalkoholowe	100,00	100,00	100,00
2	napoje alkoholowe, wyroby tytoniowe i narkotyki	73,07	56,73	66,67
3	odzież i obuwie	76,23	62,13	49,26
4	użytkowanie mieszkania i nośniki energii	99,43	99,33	96,76
5	wyposażenie mieszkania i prowadzenie gospodarstwa domowego	97,06	94,91	89,38
6	zdrowie	82,42	88,20	59,88
7	transport	84,05	58,46	54,27
8	łączność	98,19	94,75	88,50
9	rekreacja i kultura	93,94	92,09	76,99
10	edukacja	5,49	1,17	2,36
11	restauracje i hotele	44,33	34,94	44,54
12	pozostałe wydatki na towary i usługi	97,98	96,25	91,15

Źródło: obliczenia własne na podstawie indywidualnych danych nieidentyfikowalnych udostępnionych przez GUS

¹ Badanie budżetów gospodarstw domowych w zakresie wydatków konsumpcyjnych opiera się na klasyfikacji COICOP/HBS (klasyfikacja wydatków na towary i usługi konsumpcyjne według celu wydatkowania zalecana przez Eurostat), w której wyróżnia się 12 głównych grup (działów) wydatków konsumpcyjnych [Metodologia badania... 2011, s. 46–47].

Najmniej chętnie gospodarstwa podejmowały wydatki na edukację, a następnie restauracje i hotele. Gospodarstwa domowe pracujących, w porównaniu z pozostałymi grupami, zdecydowanie częściej ponosiły wydatki na napoje alkoholowe, wyroby tytoniowe i narkotyki, odzież i obuwie oraz transport. Pozostawanie na bezrobociu wpływało natomiast na rzadsze dokonywanie zakupów na odzież i obuwie, zdrowie, transport, łączność oraz rekreację i kulturę. Z kolei gospodarstwa biernych zawodowo wyróżniają się w częstotliwości wydatków na zdrowie.

Jak wynika z tabeli 3 gospodarstwa nieaktywnych zawodowo przede wszystkim zaspokajają podstawowe potrzeby (żywność, użytkowanie mieszkania i nośniki energii), kosztem pozostałych, co spowodowane jest ich gorszą sytuacją materialną. Największą różnicę w strukturze wydatków obserwuje się w przypadku wydatków na transport, które w większej mierze ponoszą pracujący.

Tabela 3. Struktura wydatków ze względu na aktywność ekonomiczną w gospodarstwach domowych 50+ (w %)

Numer działu	Rodzaj wydatków	Pracujący	Bierni zawodowo	Bezrobotni
1	żywność i napoje bezalkoholowe	24,28	27,24	31,79
2	napoje alkoholowe, wyroby tytoniowe i narkotyki	3,04	2,42	4,97
3	odzież i obuwie	4,89	3,11	3,37
4	użytkowanie mieszkania i nośniki energii	20,17	24,55	25,87
5	wyposażenie mieszkania i prowadzenie gospodarstwa domowego	4,95	4,45	3,28
6	zdrowie	4,75	8,78	3,61
7	transport	9,69	4,93	5,27
8	łączność	4,98	4,41	4,73
9	rekreacja i kultura	5,90	4,92	3,68
10	edukacja	0,34	0,07	0,18
11	restauracje i hotele	3,10	2,88	5,76
12	pozostałe wydatki na towary i usługi	7,60	6,94	4,82
	ogółem	100,00	100,00	100,00

Źródło: obliczenia własne na podstawie indywidualnych danych nieidentyfikowalnych udostępnionych przez GUS

Analizując udział poszczególnych rodzajów wydatków w wydatkach ogółem, można zauważyć, że bezrobocie wpływa na zwiększenie udziału wydatków na żywność (dział 1) i napoje alkoholowe (dział 2). Ponadto w gospodarstwach bezrobotnych w porównaniu z pracującymi i biernymi zawodowo, duży udział stanowią wydatki na restauracje i hotele. Powodem takiej sytuacji jest korzystanie

przez nich z żywienia zbiorowego (np. w tanich barach mlecznych, w Domach Opieki Społecznej).

Najwyższe średnie miesięczne wydatki ogółem na osobę posiadającą gospodarstwa domowe pracujących, są one wyższe o ok. 8% w porównaniu z gospodarstwami biernych zawodowo oraz o prawie 42% od gospodarstw bezrobotnych (tabela 4). Prawie dla każdego działu średnie wydatki w gospodarstwach pracujących są wyższe niż w pozostałych badanych grupach gospodarstw. Wyjątkiem są wydatki na żywność, użytkowanie mieszkania i nośniki energii, zdrowie, restauracje i hotele. Wysokie przeciętne wydatki na żywność i eksploatację mieszkania wiążą się z generalnie mniejszym zagęszczeniem w lokalach zajmowanych przez osoby starsze, które przede wszystkim należą do grupy biernych zawodowo. Gospodarstwa z tej grupy, z racji swojego wieku i problemów zdrowotnych, ponoszą również większe wydatki na zdrowie. Natomiast w przypadku średnich wydatków na dział 11 prym wiodą gospodarstwa bezrobotnych, o czym wspomniano już wcześniej. Bycie aktywnym zawodowo w porównaniu do biernych wpływa na wyższe wydatki na napoje alkoholowe, tytoń i narkotyki oraz na edukację.

Tabela 4. Średnie miesięczne wydatki na osobę ze względu na aktywność ekonomiczną w gospodarstwach domowych 50+ (w zł)

Numer działu	Rodzaj wydatków	Pracujący	Bierni zawodowo	Bezrobotni
1	żywność i napoje bezalkoholowe	334,30	344,29	255,64
2	napoje alkoholowe, wyroby tytoniowe i narkotyki	41,83	30,57	39,94
3	odzież i obuwie	67,34	39,27	27,08
4	użytkowanie mieszkania i nośniki energii	277,66	310,36	208,08
5	wyposażenie mieszkania i prowadzenie gospodarstwa domowego	68,13	56,27	26,39
6	zdrowie	65,39	111,03	29,07
7	transport	133,44	62,28	42,37
8	łącznie	68,52	55,72	38,03
9	rekreacja i kultura	81,21	62,20	29,58
10	edukacja	4,65	0,86	1,45
11	restauracje i hotele	42,62	36,46	46,32
12	pozostałe wydatki na towary i usługi	104,60	87,77	38,74
	ogółem	1376,64	1263,99	804,24

Źródło: obliczenia własne na podstawie indywidualnych danych nieidentyfikowalnych udostępnionych przez GUS

Poniżej dokonano analizy wydatków gospodarstw 50+ według aktywności ekonomicznej w różnych przekrojach, przy czym wszystkie parametry opisowe

wyznaczane dla wydatków zostały obliczone z użyciem liczby osób w gospodarstwie domowym, którą uznano za wagę. Wyniki obliczeń przedstawiono w tabeli 5.

Tabela 5. Podstawowe charakterystyki opisowe rozkładu wydatków (zł/osobę/miesiąc) według aktywności ekonomicznej, cech społeczno-ekonomicznych i miejsca zamieszkania gospodarstw 50+

Wyszczególnienie	Średnie wydatki ogółem	Średnie wydatki pracujących	Średnie wydatki bezrobotnych	Średnie wydatki biernych zawodowo
Klasa miejscowości zamieszkania				
Miasto pow. 500 tys. mieszkańców	1715,77	1946,08	1122,86	1650,33
Miasto 200-499 tys. mieszkańców	1477,92	1611,20	1078,95	1464,11
Miasto 100-199 tys. mieszkańców	1427,14	1475,40	694,91	1425,68
Miasto 20-99 tys. mieszkańców	1364,4	1515,57	800,46	1313,37
Miasto poniżej 20 tys. mieszkańców	1237,64	1259,61	774,21	1222,97
Wieś	1119,8	1166,73	654,60	1097,93
Subiektywna ocena sytuacji materialnej				
Bardzo dobra	2090,16	2307,64	1255,37	1972,00
Raczej dobra	1652,96	1735,35	790,76	1632,91
Przeciętna	1227,81	1216,87	987,62	1266,53
Raczej zła	1004,18	943,59	785,67	1061,33
Zła	908,93	907,78	684,44	979,42
Wykształcenie głowy gospodarstwa domowego				
Co najwyżej gimnazjalne	980,94	864,16	606,76	1033,39
Zasadnicze zawodowe	1084,32	1043,02	711,85	1116,02
Średnie ogólne	1366,15	1349,31	1018,61	1409,53
Średnie zawodowe	1420,09	1428,92	1025,78	1430,35
Wyższe	2037,25	2234,75	1206,18	1987,94
Klasa wieku głowy gospodarstwa domowego				
50-54 lata	1210,61	1201,17	714,52	1057,32
55-59 lat	1298,13	1387,28	885,09	1120,44
60-64 lata	1334,96	1535,84	805,29	1298,06
65-69 lat	1381,98	1854,98	1041,75	1361,60
70 lat i więcej	1289,76	1706,52	-	1329,05

Źródło: obliczenia własne na podstawie indywidualnych danych nieidentyfikowalnych udostępnionych przez GUS

Niezależnie od aktywności ekonomicznej najwyższe przeciętne wydatki ponoszą gospodarstwa domowe, w których głowa gospodarstwa jest w wieku 65-69 lat i legitymuje się wykształceniem wyższym, oceniające swoją sytuację materialną jako bardzo dobrą, mieszkające w dużych miastach. Oczywiście, co jest zrozumiałe, najwięcej średnio na osobę wydają gospodarstwa pracujących, najmniej zaś bezrobotnych.

EKONOMETRYCZNE MODELOWANIE ZWIĄZKÓW MIĘDZY SYTUACJĄ MATERIALNĄ GOSPODARSTW DOMOWYCH 50+ A AKTYWNOŚCIĄ EKONOMICZNĄ

W celu określenia wielkości wpływu aktywności ekonomicznej gospodarstw domowych 50+ na ich sytuację materialną wykorzystano model logitowy. Model ten jest szczególnym rodzajem modelu regresji, w którym zmienna zależna y_i^* jest nieobserwowalna [Maddala 2006, 2008, s. 371-383 i Johnston 1991, s. 419-428]:

$$y_i^* = \beta_0 + \sum_{j=1}^k \beta_j x_{ij} + u_i. \quad (1)$$

Nazywa się ją zmienną ukrytą i przyjmuje ona następujące wartości:

$$y_i = \begin{cases} 1 & \text{dla } y_i^* > 0 \\ 0 & \text{w pozostałych przypadkach} \end{cases} \quad (2)$$

Wówczas model logistyczny regresji dla zmiennej dychotomicznej określony jest równaniem [Kurkiewicz 2007, s. 58-61, Stanisław 2007, s. 217-255]:

$$P_i(Y=1/x_1, x_2, \dots, x_k) = \frac{e^{\beta_0 + \sum_{j=1}^k \beta_j x_{ij}}}{1 + e^{\beta_0 + \sum_{j=1}^k \beta_j x_{ij}}}, \quad (3)$$

gdzie: β_j - współczynniki regresji,

x_1, x_2, \dots, x_k - zmienne objaśniające,

i - numer obserwacji,

j - numer zmiennej objaśniającej.

Prawdopodobieństwo $P_i(Y=1/x_1, x_2, \dots, x_k)$ jest warunkowym prawdopodobieństwem, że zmienna y przyjmie wartość 1 dla wartości zmiennych objaśniających x_1, x_2, \dots, x_k . Po transformacji model przybiera postać:

$$\ln\left(\frac{P_i}{1-P_i}\right) = \beta_0 + \sum_{j=1}^k \beta_j x_{ij}. \quad (4)$$

Lewa strona tego równania to logarytm ilorazu szans. Iloraz szans (logit) to stosunek szansy (prawdopodobieństwa) na to, że $y = 1$ do szansy na to, że $y = 0$. Przyjmuje on wartości z przedziału od 0 do $+\infty$, co pozwala określić szanse gospodarstwa domowego na pogorszenie lub nie sytuacji materialnej. Im większa wartość logitu, tym większa szansa dla gospodarstwa, że sytuacja materialna ulegnie pogorszeniu.

W przypadku analizy związku pomiędzy sytuacją materialną a aktywnością ekonomiczną członków gospodarstwa domowego za zmienną objaśnianą przyjęto udział wydatków na żywność i napoje bezalkoholowe w wydatkach ogółem, który można traktować jako miernik sytuacji materialnej gospodarstwa². Zmienną zależną jest więc zmienna binarna, w przypadku której jedynką oznaczono zdarzenie polegające na poniesieniu wspomnianych wydatków na poziomie powyżej 29%, a więc powyżej wartości mediany udziału wydatków na żywność w wydatkach ogółem. Zbiór zmiennych objaśniających obejmował:

LPR – liczbę pracujących w gospodarstwie domowym,

LBI – liczbę biernych zawodowo w gospodarstwie domowym,

LBE – liczbę bezrobotnych w gospodarstwie domowym,

WIEK – wiek głowy gospodarstwa domowego,

WYKSZ – wykształcenie głowy gospodarstwa domowego (co najwyżej gimnazjalne – 1, zasadnicze zawodowe – 2, średnie ogólnokształcące – 3, średnie zawodowe – 4, wyższe – 5),

KLM – klasę miejscowości zamieszkania (miasto pow. 500 tys. mieszkańców – 1, miasto 200-499 tys. mieszkańców – 2, miasto 100-199 tys. mieszkańców – 3, miasto 20-99 tys. mieszkańców – 4, miasto poniżej 20 tys. mieszkańców – 5, wieś – 6).

Wyniki estymacji modelu logitowego dla frakcji wydatków na żywność w gospodarstwach domowych 50+ zamieszczono w tabeli 6. Dodatkowo wartości parametrów sugerują pogorszenie sytuacji materialnej wraz ze wzrostem odpowiedniej zmiennej objaśniającej. Wzrost liczby osób bezrobotnych zwiększa wartość stosunku prawdopodobieństwa zwiększenia się udziału wydatków na żywność w wydatkach ogółem do prawdopodobieństwa zmniejszenia tego udziału o 58%. Natomiast wzrost liczby biernych zawodowo powoduje wzrost tego ilorazu o 18,79%. Prawdopodobieństwo ponoszenia przez gospodarstwo domowe wydatków na żywność przekraczających 29% spada wraz ze wzrostem liczby osób pracujących, poprawą wykształcenia głowy gospodarstwa oraz wzrostem liczby mieszkańców miejscowości, w której położone jest dane gospodarstwo. Wzrost liczby mieszkańców powoduje spadek ilorazu szans o 56%, natomiast poprawa wykształcenia głowy gospodarstwa – spadek o 27%. Ujemny statystycznie istotny wpływ na zmienną objaśnianą ma również liczba pracujących. Wzrost tej zmiennej

² W statystyce społecznej wiele badań opiera się na założeniu, że im niższy jest udział wydatków na żywność w łącznych wydatkach gospodarstw domowych, tym większa jest zamożność gospodarstw [Bąk 2013, Dudek 2006, Panek 2009].

o jedną osobę powoduje poprawę sytuacji materialnej o ok. 6%. Wiek głowy gospodarstwa domowego praktycznie nie wpływa na zmianę sytuacji materialnej gospodarstwa. Opierając się na oszacowanym modelu wyznaczono ogólną trafność klasyfikacji przypadków przekraczającą 65%.

Tabela 6. Oceny parametrów modelu logitowego dla frakcji wydatków na żywność w gospodarstwach domowych 50+

Nazwa zmiennej	Ocena parametru	Błąd standardowy	Krytyczny poziom istotności	Iloraz szans
wyraz wolny	1,2352	0,1346	0,0000	3,4391
LPR	-0,0582	0,0173	0,0007	0,9435
LBI	0,1722	0,0174	0,0000	1,1879
LBE	0,4579	0,0396	0,0000	1,5808
WYKSZ	-0,3134	0,0111	0,0000	0,7310
WIEK	-0,0053	0,0018	0,0035	0,9947
KLM	-0,8128	0,0612	0,0000	0,4436

Źródło: obliczenia własne na podstawie indywidualnych danych nieidentyfikowalnych udostępnionych przez GUS

PODSUMOWANIE

Na podstawie przeprowadzonych badań można stwierdzić, że wydatki gospodarstw domowych 50+ zdeterminowane są rodzajem aktywności ekonomicznej głowy gospodarstwa. Gospodarstwa nieaktywnych zawodowo przede wszystkim zaspokajają podstawowe potrzeby (żywność, użytkowanie mieszkania i nośniki energii), kosztem pozostałych, co spowodowane jest ich gorszą sytuacją materialną. Prawie dla każdego rodzaju wydatków ich przeciętne wartości w gospodarstwach pracujących są wyższe niż w pozostałych badanych grupach gospodarstw, tzn. bezrobotnych i biernych zawodowo.

Do określenia wielkości wpływu aktywności ekonomicznej gospodarstw domowych 50+ na ich sytuację materialną wykorzystano model logitowy. Przyjmując udział wydatków na żywność jako miernik poziomu sytuacji materialnej okazało się, że pojawienie się kolejnych osób bezrobotnych w gospodarstwie zdecydowanie negatywnie wpływa na sytuację materialną tego gospodarstwa. Natomiast na poprawę tej sytuacji wpływa wzrost liczby pracujących, wykształcenie głowy gospodarstwa oraz wzrost liczby mieszkańców miejscowości, w której położone jest dane gospodarstwo.

W artykule przeprowadzono analizę wpływu aktywności ekonomicznej na sytuację materialną gospodarstw domowych, ale należy pamiętać, że relacja ta może być odwrotna. Podjęcie pracy przez członków gospodarstwa domowego w niektórych sytuacjach jest wymuszane przez niezadawalający poziom sytuacji materialnej. Dlatego wyniki analiz przedstawionych w niniejszym opracowaniu należy potraktować jako wstęp do dalszych badań.

BIBLIOGRAFIA

- Aktywność ekonomiczna ludności Polski. (2016) GUS, Warszawa.
- Badowska S., Rogala A. (2015) Przełamanie stereotypizacji konsumentów-seniorów a implikacje dla marketingu. *Problemy Zarządzania, Finansów i Marketingu* 41 (1), Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego.
- Bąk I. (2013) Statystyczna analiza aktywności turystycznej seniorów w Polsce. Wydawnictwo Uczelniane ZUT w Szczecinie.
- Bombol M., Słaby T. (2011) Konsument 55+ wyzwaniem dla rynku. Szkoła Główna Handlowa w Warszawie-Oficyna Wydawnicza, Warszawa.
- Dudek H. (2006) Zastosowanie ekonometrycznych modeli udziału wydatków na żywność w statystyce społecznej. *Wiadomości Statystyczne*, 12, GUS, Warszawa.
- Johnston J. (1991) *Econometric methods*. McGraw-Hill Book Company, Singapore.
- Kołodziejczyk W., Wysocki F. (2015) Determinanty aktywności ekonomicznej ludności wiejskiej w Polsce. Wydawnictwo Uniwersytetu Przyrodniczego w Poznaniu.
- Kurkiewicz J. (red.) (2007) *Ludzie starsi w rodzinie i społeczeństwie*. Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Krakowie.
- Maddala G. S. (2006, 2008) *Ekonometria*. PWN, Warszawa.
- Metodologia badania budżetów gospodarstw domowych. (2011) Zakład Wydawnictw Statystycznych, GUS, Warszawa.
- Panek T. (2009) Statystyczne metody wielowymiarowej analizy porównawczej. SGH w Warszawie.
- Stanisz A. (2007) *Przystępny kurs statystyki z zastosowaniem STATISTICA PL na przykładach z medycyny*. Statsoft Polska Sp z o.o. Kraków.

50+ HOUSEHOLD'S EXPENDITURE AND ECONOMIC ACTIVITY

Abstract: The purpose of the research in this paper is to analyze the statistical expenditure of households on account of their economic activity. There were discussed the average expenditures on particular types of consumer goods and services, as well as the structure of expenditures of these household, according to the labor market status of the head of household (employed, inactive, unemployed). The study covered 2014 and the integrated dataset included 20,607 households in which the head of the household was 50 years or older.

Keywords: 50+ households, economic activity, expenditure, econometric modeling

TYPY STRUKTURY OBSZAROWEJ GOSPODARSTW ROLNYCH W KRAJACH UNII EUROPEJSKIEJ W OKRESIE 2005-2013

Jadwiga Bożek

Wydział Rolniczo-Ekonomiczny
Uniwersytet Rolniczy w Krakowie
e-mail: rrbozek@cyf-kr.edu.pl

Streszczenie: Struktura agrarna krajów Unii Europejskiej jest silnie zróżnicowana. W pracy porównano typy struktury obszarowej gospodarstw rolnych w krajach UE w latach 2005, 2010, 2013. Badania przeprowadzono na podstawie danych Eurostat-u. W oparciu o metodę klasyfikacji rozmytej wyodrębnione zostały grupy krajów podobnych pod względem rozkładu liczby gospodarstw (według grup obszarowych użytków rolnych). Na tej podstawie zidentyfikowano 4 typy struktury agrarnej krajów Unii Europejskiej. W okresie 2005-2013 typy badanej struktury uległy nieznacznym zmianom, natomiast zmienił się skład grup krajów charakteryzujących się danym typem struktury.

Słowa kluczowe: typy struktury agrarnej, kraje UE, klasyfikacja rozmyta

WSTĘP

W 2004 roku do Unii Europejskiej przystąpiło 12 krajów, w większości których struktura obszarowa gospodarstw rolnych była rozdrobniona i znacznie odbiegała od krajów „starej 15” [Babiak 2010, Bożek 2010]. Po przystąpieniu do Unii Europejskiej w nowych krajach członkowskich następują wyraźne zmiany w rolnictwie, w tym również w wielkości gospodarstw. Zmniejszyła się znacznie liczba gospodarstw najmniejszych obszarowo, a wzrosła liczba gospodarstw dużych. Przemiany te spowodowane są głównie przesłankami ekonomicznymi, ale także mechanizmami wprowadzanymi w ramach Wspólnej Polityki Rolnej Unii Europejskiej [Poczta 2013]. Przemiany struktury obszarowej krajów UE są tematem wielu prac, m.in. [Babiak 2010, Dzun 2012, Poczta 2013, Stańko i in. 2016]. Niniejsza praca jest kontynuacją badań nad zróżnicowaniem struktury agrarnej w krajach UE. W pracy [Bożek 2016a] przedstawiono klasyfikację krajów

UE pod względem podobieństwa struktury agrarnej w 2013 roku, a w pracy [Bożek 2016b] przedstawiono przemiany tej struktury w okresie 2010-2013. Celem niniejszej pracy jest porównanie typów struktury obszarowej gospodarstw rolnych w krajach UE w okresie 2005-2013 (przyjęcie roku 2013 za koniec badanego okresu jest podyktowane dostępnością danych¹).

Badania przeprowadzono na podstawie danych Eurostat-u przedstawiających liczbę gospodarstw rolnych w grupach obszarowych użytków rolnych w poszczególnych krajach. Uwzględniono następujące grupy obszarowe gospodarstw: do 5 ha UR, 5-20 ha, 20-50 ha, 50 i więcej ha. W oparciu o metodę klasyfikacji rozmytej zostały wyodrębnione grupy krajów podobnych pod względem rozkładu liczby gospodarstw według grup obszarowych. Na tej podstawie zostały określone typy struktury obszarowej gospodarstw rolnych w krajach Unii Europejskiej. Następnie porównano wyniki badań za rok 2005 z wynikami za lata 2010 i 2013, otrzymując w ten sposób syntetyczny obraz przemian badanej struktury w krajach UE w okresie od przystąpienia nowych krajów członkowskich do 2013 roku.

METODA BADAWCZA

Do grupowania krajów pod względem podobieństwa struktury agrarnej zastosowano klasyfikację rozmytą [Zadeh 1965]. Metoda ta umożliwia klasyfikację zbioru obiektów wielowymiarowych P_1, P_2, \dots, P_n (w tym przypadku krajów) opisanych przez wartości r zmiennych: X_1, X_2, \dots, X_r (w pracy X_l oznacza udział liczby gospodarstw z l -tej grupy obszarowej w ogólnej liczbie gospodarstw w danym kraju). Istotą klasyfikacji rozmytej jest wyznaczenie dla każdego obiektu P_i stopnia jego przynależności (podobieństwa) do klasy S_j , czyli tzw. funkcji przynależności $f_{S_j}(P_i)$. Funkcja ta przyjmuje wartości z przedziału $[0,1]$, przy czym spełniony jest warunek:

$$\sum_{j=1}^K f_{S_j}(P_i) = 1 \quad (i = 1, \dots, n)$$

Wyższa wartość $f_{S_j}(P_i)$ oznacza większe podobieństwo obiektu P_i do klasy S_j . Funkcja przynależności umożliwia także ocenę wzajemnego podobieństwa obiektów: obiekty, dla których stopnie przynależności do tej samej klasy są

¹ Ostatnie badanie struktury gospodarstw rolnych zostało przeprowadzone w 2013 roku na terenie całej UE, a jego podstawowym celem było uzyskanie rzetelnych danych niezbędnych do oceny i kształtowania narzędzi Wspólnej Polityki Rolnej. Dane zostały opublikowane w grudniu 2015 roku.

duże – są bardzo podobne, natomiast obiekty, dla których stopnie przynależności do różnych klas są duże – są mało podobne.

Istnieje kilka metod tworzenia klasyfikacji rozmytej. Metody te przedstawione są w publikacji [Jajuga 1984]. W pracy została zastosowana metoda iteracyjna, wykorzystująca pojęcie rozmytego środka ciężkości. W metodzie tej w kolejnych iteracjach dokonuje się zmiany wartości stopni przynależności obiektów do poszczególnych klas. Procedurę tę kontynuuje się aż do momentu, gdy te wartości przestaną się zmieniać w stopniu znaczącym.

Otrzymaną w ten sposób klasyfikację rozmytą przekształcono następnie w klasyfikację klasyczną, przyjmując, że obiekt P_i należy do klasy (grupy typologicznej) S_j , gdy

$$f_{S_j}(P_i) = \max_l f_{S_l}(P_i)$$

Do oceny stopnia zmian, jakie zaszły w strukturze na przestrzeni pewnego okresu czasu zastosowano miernik określony następująco: [Kukuła 1989]:

jeżeli α jest strukturą udziałową badaną w czasie $t = 0, 1, \dots, n$, złożoną z r składowych, tzn. dana jest macierz $[\alpha_{tk}]_{(t=0,1,\dots,n; k=1,\dots,r)}$, gdzie

$$\sum_{i=1}^r \alpha_{ti} = 1 \quad \text{oraz} \quad 0 \leq \alpha_{ti} \leq 1 \quad \dots \dots t = 0, 1, \dots, n, \quad k = 1, 2, \dots, r,$$

wtedy

$$v_{t,t-\tau} = \frac{1}{2} \sum_{k=1}^r |\alpha_{tk} - \alpha_{(t-\tau)k}|$$

określa stopień zmian struktury w okresie od $t - \tau$ do t . Miernik ten przybiera wartości z przedziału $[0;1]$. Wysoka jego wartość wskazuje, że w strukturze zaszły duże zmiany (w okresie od $t - \tau$ do t). W szczególności v_{n0} umożliwia porównanie struktury z okresu początkowego $t = 0$ ze strukturą z okresu końcowego $t = n$.

WYNIKI BADAŃ

W obrębie państw Unii Europejskiej występują duże różnice w strukturze agrarnej (tabela 1). Gospodarstwa najmniejsze, do 5 ha, stanowiły w 2005 roku od 3,5% w Danii do 95,5% w Bułgarii, a w 2013 roku od 6,1% w Finlandii do 92,2% w Rumunii. Gospodarstwa 5-20 ha stanowiły od 2,8% w Bułgarii do 41,4% w Austrii w 2005 roku, a w 2013 roku od 7,0% w Bułgarii do 43,8% w Szwecji. Bardzo duże rozbieżności dotyczą także udziałów gospodarstw 20-50 ha: od 0,4% (0,5% w 2013) w Rumunii do 38,6% (39,6% w 2013) w Irlandii oraz gospodarstw bardzo dużych, powyżej 50 ha: w 2005 roku od 0,3% w Rumunii do 35,3% we

Francji, a w 2013 roku od 0,6% w Rumunii do 40,4% we Francji. Liczby te dalece odbiegają od średnich wartości dla całej Unii (tabela 1).

Tabela 1. Liczba gospodarstw rolnych według grup obszarowych i krajów UE w latach 2005 i 2013

Kraj	2005 rok					2013 rok				
	gospodarstwa rolne wg grup obszarowych UR									
	ogółem w tys.	0-5	5-20	20-50	0≥ 50	ogółem w tys.	0-5	5-20	20-50	0≥ 50
		w %					w %			
UE (27)	14482	71,5	18,1	5,7	4,8	10683,6	66,3	19,9	7,1	6,7
Austria	170,7	32,2	41,4	20,0	6,4	140,4	30,7	39,0	22,4	8,0
Belgia	51,5	26,6	29,1	27,8	16,5	37,8	14,6	31,2	31,2	23,0
Bułgaria	535	95,5	2,8	0,5	1,0	254,4	86,9	7,0	2,6	3,6
Cypr	45,2	87,2	10,2	1,8	0,9	35,4	89,8	7,6	1,7	0,8
Czechy	42,3	53,0	21,5	10,4	15,1	26,3	18,6	36,1	18,3	27,0
Dania	51,7	3,5	38,5	26,1	32,1	38,8	6,7	37,6	21,4	34,3
Estonia	27,8	45,3	36,0	10,8	8,3	19,2	32,8	38,0	13,5	15,6
Finlandia	70,6	9,2	35,0	37,1	18,8	54,4	6,1	31,4	34,7	27,8
Francja	567	26,1	19,4	19,2	35,3	472,2	24,7	18,2	16,7	40,4
Grecja	834	76,3	19,4	3,4	0,8	709,5	76,7	18,6	3,7	1,0
Hiszpania	1079	53,5	27,0	10,3	9,2	965,0	52,5	26,1	10,9	10,5
Holandia	81,9	28,8	30,3	27,8	13,1	67,5	27,4	28,9	26,5	17,2
Irlandia	132,6	6,9	36,7	38,6	17,8	139,6	7,0	35,7	39,3	18,0
Litwa	253	51,4	40,3	5,9	2,3	171,8	53,2	34,1	7,0	5,7
Łotwa	128,8	47,3	40,8	8,4	3,4	81,8	42,7	39,0	11,5	6,8
Niemcy	390,7	22,7	33,0	22,7	21,7	285,0	8,6	36,4	25,1	29,9
Polska	2476,5	70,7	24,6	3,9	0,8	1429,0	54,4	36,2	7,2	2,2
Potrugalia	324	74,8	18,1	4,0	3,2	264,4	72,3	18,8	4,9	4,0
Rumunia	4256	91,0	8,3	0,4	0,3	3629,7	92,2	6,7	0,5	0,6
Słowacja	68,5	90,1	4,5	1,6	3,8	23,6	58,9	21,6	6,4	13,1
Słowenia	77,1	59,4	37,1	3,1	0,4	72,4	59,8	35,2	4,3	0,7
Szwecja	75,8	14,8	37,2	23,2	24,8	67,2	11,5	43,8	20,7	24,0
Węgry	715	89,7	6,7	2,0	1,6	491,3	84,6	9,3	3,2	2,9
W.Brytania	287	37,3	20,5	16,3	26,0	185,2	8,5	30,1	22,0	39,4
Włochy	1729	73,6	19,5	4,7	2,2	1010,3	58,7	28,5	8,4	4,5

Źródło: Eurostat, Rocznik Statystyczny Rolnictwa 2014, obliczenia własne

W okresie 2005-2013 w strukturze wszystkich krajów UE nastąpiły wyraźne zmiany, przy czym dynamika tych zmian była różna (tabela 2). Prawie we wszystkich krajach znacząco spadła liczba gospodarstw. W ujęciu bezwzględny

najwięcej gospodarstw ubyło w Polsce (1048 tys.)² a także we Włoszech (719 tys.) i Rumunii (626 tys.).

Tabela 2. Dynamika zmian liczby gospodarstw w krajach UE w okresie 2005-2013

Kraj	Zmiana liczby gospodarstw		Wskaźnik zmiany struktury
	w tys.	2005=1	
UE (27)	-3798,4	0,74	0,052
Austria	-30,3	0,82	0,040
Belgia	-13,7	0,73	0,121
Bułgaria	-280,6	0,48	0,087
Cypr	-9,8	0,78	0,027
Czechy	-16,0	0,62	0,343
Dania	-12,9	0,75	0,055
Estonia	-8,6	0,69	0,123
Finlandia	-16,2	0,77	0,090
Francja	-94,8	0,83	0,052
Grecja	-124,5	0,85	0,009
Hiszpania	-114,0	0,89	0,019
Holandia	-14,4	0,82	0,041
Irlandia	7,0	1,05	0,010
Litwa	-81,2	0,68	0,063
Łotwa	-47,0	0,64	0,065
Niemcy	-105,7	0,73	0,140
Polska	-1047,5	0,58	0,163
Portugalia	-59,6	0,82	0,025
Rumunia	-626,3	0,85	0,016
Słowacja	-44,9	0,34	0,312
Słowenia	-4,7	0,94	0,019
Szwecja	-8,6	0,89	0,066
Węgry	-223,7	0,69	0,051
W. Brytania	-101,8	0,65	0,288
Włochy	-718,7	0,58	0,149

Źródło: obliczenia własne

Relatywnie najwięcej gospodarstw ubyło na Słowacji (66%) oraz w Bułgarii (52%), Polsce i we Włoszech (po 42%). Najmniejszy spadek (poniżej 20%)

² Z powodu zmiany definicji gospodarstwa rolnego w 2010 roku, liczby te obarczone są pewnym błędem.

odnotowano we Francji, Grecji, Hiszpanii, Holandii, Portugalii, Rumunii, Słowenii, Szwecji.

W celu porównania wielkości zmian strukturalnych obliczony został stopień zmian struktury (tabela 2). Najbardziej zmieniła się struktura w Czechach (stopień zmian struktury wynosi 0,373), Wielkiej Brytanii (0,288), Słowacji (0,312), Polsce (0,163), we Włoszech (0,149) i Niemczech (0,140). Najmniejsze zmiany (poniżej 0,05) stwierdzono w Austrii, na Cyprze, w Grecji, Hiszpanii, Holandii, Irlandii, Portugalii, Rumunii i Słowenii.

W oparciu o metodę klasyfikacji rozmytej wyodrębniono 4 grupy krajów podobnych pod względem przedstawionej struktury (pominięto przy tym dwa kraje: Malte i Luksemburg z powodu zbyt małej liczebności gospodarstw, znacznie odbiegającej od pozostałych krajów). Obliczenia zostały wykonane za pomocą autorskiego programu komputerowego, który dla danego zbioru obiektów wielowymiarowych wyznacza środki ciężkości skupisk i oblicza wartości funkcji przynależności poszczególnych obiektów do tych skupisk. Wartości początkowe stopni przynależności do klas rozmytych były ustalane losowo, co nie miało wpływu na klasyfikację końcową.

Charakterystykę grup (średnie wskaźniki struktury i współczynnik zmienności) i ich skład w badanych latach przedstawiają kolejno tabele 3 i 4. Grupy ponumerowano zgodnie z malejącym rozdrobnieniem. Na podstawie uzyskanych wyników można stwierdzić, że w okresie 2005-2013 w UE występowały 4 typy struktury agrarnej:

Typ I – struktura najbardziej rozdrobniona, gdzie w 2005 roku 83% ogółu gospodarstw stanowiły gospodarstwa bardzo małe, o powierzchni nie przekraczającej 5 ha, 12,7% było gospodarstw o powierzchni 5-20 ha, a gospodarstwa z najwyższych grup obszarowych stanowiły nieznaczący odsetek: 20-50 ha – 2,5% i powyżej 50 ha – 1,6%. Taki typ struktury występował w 2005 roku w krajach: Bułgaria, Cypr, Grecja, Portugalia, Rumunia, Węgry, Włochy, Polska, Słowacja. Do 2010 roku zmienił się skład tej grupy. Na skutek zmian strukturalnych Polska i Słowacja w 2010 roku należą do grupy II (o mniejszym rozdrobnieniu), do której w 2013 roku dołączyły Włochy.

Typ II – struktura mniej rozdrobniona - gospodarstwa do 5 ha stanowią zdecydowanie niższy odsetek (52% w roku 2005 i 56% w 2013), a więcej jest gospodarstw 5-20 ha (34% w 2005 i 30,5% w 2013). Gospodarstw dużych i bardzo dużych jest nieco więcej, niż w poprzedniej grupie – odpowiednio 7 i 6%. Ten typ struktury występował w 2005 roku w Czechach, Estonii, Hiszpanii, Litwie, Łotwie, Słowenii, a w 2013 roku do grupy tej dołączyły Polska, Słowacja, Włochy, Chorwacja, natomiast Czechy i Estonia przeszły do grup krajów o innym typie struktury.

Tabela 3. Charakterystyka grup typologicznych krajów o podobnym rozkładzie liczebności gospodarstw według grup obszarowych w latach 2005, 2010, 2013

typ	grupy obszarowe użytków rolnych w ha											
	< 5	5-20	20-50	>=50	< 5	5-20	20-50	>=50	< 5	5-20	20-50	>=50
	2005 rok				2010 rok				2013 rok			
	w %											
I												
Śr.	83,2	12,7	2,5	1,6	83,8	11,5	2,8	1,9	83,7	11,3	2,8	2,2
V(x)	0,10	0,58	0,60	0,69	0,09	0,51	0,55	0,55	0,08	0,47	0,51	0,65
II												
Śr.	51,6	33,8	8,2	6,5	58,4	29,0	6,6	5,9	56,2	30,5	7,5	5,8
V(x)	0,09	0,21	0,34	0,77	0,07	0,24	0,34	0,79	0,13	0,20	0,33	0,70
III												
Śr.	28,9	28,9	22,3	19,8	32,0	38,8	18,3	11,0	30,3	35,3	20,8	13,6
V(x)	0,16	0,26	0,19	0,47	0,07	0,17	0,33	0,37	0,07	0,13	0,26	0,29
IV												
Śr.	8,6	36,8	31,3	23,4	13,3	33,0	25,5	28,2	11,8	33,7	24,8	30,1
V(x)	0,48	0,03	0,21	0,24	0,50	0,19	0,27	0,24	0,40	0,12	0,27	0,22

Źródło: obliczenia własne [Bożek 2016b]

Tabela 4. Grupy krajów UE o podobnej strukturze agrarnej

Grupa	2005 rok	2010 rok	2013 rok
I	Bułgaria, Cypr, Grecja, Portugalia, Rumunia, Węgry, Włochy, Polska, Słowacja	Bułgaria, Cypr, Grecja, Portugalia, Rumunia, Węgry, Włochy	Bułgaria, Cypr, Grecja, Portugalia, Rumunia, Węgry
II	Czechy, Estonia, Hiszpania, Litwa, Łotwa, Słowenia	Hiszpania, Litwa, Polska, Słowacja, Słowenia	Hiszpania, Litwa, Łotwa, Polska, Słowacja, Słowenia, Włochy, Chorwacja
III	Austria, Belgia, Francja, Holandia, Niemcy, Wielka Brytania	Austria, Estonia, Holandia, Łotwa	Austria, Estonia, Holandia
IV	Dania, Finlandia, Irlandia, Szwecja	Belgia, Czechy, Dania, Finlandia, Francja, Irlandia, Niemcy, Szwecja, Wlk. Brytania	Belgia, Czechy, Dania, Finlandia, Francja, Irlandia, Niemcy, Szwecja, Wlk. Brytania

Źródło: obliczenia własne [Bożek 2016b]

Typ III - charakteryzuje się najbardziej równomiernym rozkładem struktury. Gospodarstwa do 5 ha i 5-20 ha stanowiły w 2005 roku po 28,9%, gospodarstwa

20-50 ha stanowiły 22,3%, a gospodarstwa największe – 19,8%. W roku 2010 wyższe są udziały dwóch pierwszych grup gospodarstw – odpowiednio 32 % i 38,8%, kosztem udziałów dwóch kolejnych grup, które wynoszą 18,3% i 11%. Pogorszenie struktury agrarnej jest spowodowane głównie wyjściem z tej grupy następujących krajów: Belgia, Francja, Niemcy, Wielka Brytania, które w 2010 roku należą do grupy o najlepszej strukturze.

Typ IV – obejmuje państwa o najlepszej strukturze agrarnej: Dania, Finlandia, Irlandia, Szwecja w 2005 roku, a w 2010 roku do grupy tej dołączyły Belgia, Czechy, Francja, Niemcy, Wlk. Brytania. W 2005 roku udziały gospodarstw najmniejszych wynosiły tu tylko 8,6%, a ponad połowę wszystkich gospodarstw stanowiły gospodarstwa z dwóch najwyższych grup obszarowych: odpowiednio 31,3% i 23,4%. W 2010 i 2013 roku w grupie IV wyższe (w porównaniu z 2005 rokiem) są udziały skrajnych grup obszarowych, a niższe – grup środkowych.

Typ I i II obejmuje w większości nowe państwa członkowskie UE, a typ III i IV – w większości kraje UE-15.

Czynnikiem najbardziej różnicującym grupy typologiczne jest odsetek gospodarstw o powierzchni do 5 ha: rozstęp wynosi 74,6 punktów procentowych w 2005 roku i 72 p.p. w 2013 roku. Zróżnicowanie pozostałych grup obszarowych jest porównywalne i kształtuje się na poziomie 22-28 p.p.

PODSUMOWANIE

1. W okresie 2005 - 2013 nastąpiły wyraźne zmiany w strukturze obszarowej gospodarstw rolnych w krajach UE. Zmniejszyła się liczba gospodarstw prawie we wszystkich krajach, a najbardziej w krajach o największym rozdrobnieniu gospodarstw rolnych. Największe zmiany strukturalne miały miejsce w Czechach, Wielkiej Brytanii, Słowacji, Polsce, we Włoszech i Niemczech.
2. W okresie 2005 - 2013 można wyróżnić 4 typy struktury obszarowej gospodarstw rolnych w krajach UE:
 - I – struktura najbardziej rozdrobniona - ponad 80% ogółu gospodarstw stanowiły gospodarstwa o powierzchni nie przekraczającej 5 ha, a gospodarstwa z najwyższych grup obszarowych stanowiły nieznaczący odsetek: 20-50 ha – 2,5% i powyżej 50 ha – 1,6%. Taka struktura w 2005 roku charakteryzowała kraje: Bułgaria, Cypr, Grecja, Portugalia, Rumunia, Węgry, Włochy, Polska, Słowacja. Do 2010 roku struktura ta praktycznie się nie zmieniła, natomiast zmniejszyła się liczba krajów o takiej strukturze: Polska i Słowacja w 2010 i 2013 roku należą do grupy państw o mniejszym rozdrobnieniu.
 - II – struktura mniej rozdrobniona: gospodarstwa do 5 ha stanowią połowę ogółu, a gospodarstw 5-20 ha jest około 30%. W 2005 roku ten typ struktury charakteryzował Czechy, Estonię, Hiszpanię, Litwę, Łotwę,

Słowenię. W 2013 roku ubyły z tej grupy kraje: Czechy i Estonia, a dołączyły: Polska, Słowacja, Włochy, Chorwacja.

III – struktura o najbardziej równomiernym rozkładzie: gospodarstwa do 5 ha stanowią około 30%, a gospodarstw powyżej 20 ha jest nieco ponad 30% w 2013 roku (42% w 2005 r.). W 2005 roku taki typ struktury występował w Austrii, Belgii, Francji, Holandii, Niemczech, Wielkiej Brytanii. Pogorszenie struktury w 2013 roku jest spowodowane głównie wyjściem z tej grupy krajów: Belgia, Francja, Niemcy, Wielka Brytania, a dołączeniem Estonii i Łotwy.

IV - obejmuje w 2013 roku państwa o najlepszej strukturze agrarnej - w 2005 roku były to: Dania, Finlandia, Irlandia, Szwecja, a w 2010 dołączyły: Belgia, Czechy, Francja, Niemcy, Wielka Brytania. W 2005 roku udziały gospodarstw najmniejszych wynosiły tu tylko 8,6%, a ponad połowę wszystkich gospodarstw stanowiły gospodarstwa z dwóch najwyższych grup obszarowych: odpowiednio 31,3% i 23,4%. W 2010 i 2013 roku wyższe (w porównaniu z 2005 rokiem) są udziały skrajnych grup obszarowych, a niższe – grup środkowych.

Typ I i II obejmuje w większości nowe państwa członkowskie UE, a typ III i IV – w większości kraje UE-15.

3. Zaobserwowane typy struktury są utrwalone: w okresie 2005-2013 wskaźniki poszczególnych typów zmieniły się niewiele, natomiast nastąpiły zmiany w składzie grup krajów charakteryzujących się danym typem struktury. Zmniejszyła się liczba krajów o największym rozdrobnieniu (z 9 w 2005 roku do 6 w 2013 roku). Wzrosła liczba krajów charakteryzujących się najlepszą strukturą (z 4 do 9).
4. Zastosowanie metody klasyfikacji rozmytej pozwala na obiektywny podział krajów na skupiska o podobnym rozkładzie badanej struktury oraz pozwala uchwycić kierunki jej zmian w ujęciu przestrzenno-czasowym, dając w ten sposób syntetyczny obraz przemian tej struktury w badanym okresie.

BIBLIOGRAFIA

- Babiak J. (2010) Zmiany w strukturze rolnictwa krajów Unii Europejskiej. *Roczniki Integracji Europejskiej*, 4, 87–98.
- Bożek J. (2010) Typologia krajów Unii Europejskiej pod względem podobieństwa struktury agrarnej. *Acta Scientiarum Polonorum, Oeconomia*, 9(3), 17–25.
- Bożek J. (2016a) Klasyfikacja krajów UE pod względem podobieństwa struktury agrarnej. *Zeszyty Naukowe SGGW w Warszawie, Problemy Rolnictwa Światowego*, XXXI/16 (1), 36–47.
- Bożek J. (2016b) Transformation of agrarian structure of EU countries within the period of 2010–2013. *Acta Sci. Pol., Oeconomia*, 15 (2), 15–25.
- Dzun W. (2012) Gospodarstwa rolne po wejściu Polski do UE. Analiza zmian strukturalnych na tle lat poprzednich. [w:] (red.) Drygas M. i Zawalińska K., *Uwarun-*

- kowania ekonomiczne polityki rozwoju polskiej wsi i rolnictwa. IRWiR PAN, Warszawa.
- Jajuga K. (1984) Zbiory rozmyte w zagadnieniu klasyfikacji Przegląd Statystyczny, 3/4, 237–290.
- Kukuła K. (1989) Statystyczna analiza strukturalna i jej zastosowanie w sferze usług produkcyjnych dla rolnictwa. Zeszyty Naukowe AE w Krakowie, Seria specjalna, Monografie, 89, Kraków.
- Począta W. (red.) (2013) Gospodarstwa rolne w Polsce na tle gospodarstw Unii Europejskiej - wpływ WPR. GUS, Warszawa.
- Stańko S., Mikuła A. (2016) Zmiany struktury obszarowej gospodarstw rolnych w krajach UE-15 i w Polsce. Zeszyty Naukowe SGGW w Warszawie, Problemy Rolnictwa Światowego, XXXI/16 (1), 234–244.
- Zadeh Lofti A. (1965) Fuzzy sets. Information and Control, 8, 338–353.

TYPES OF AGRARIAN STRUCTURE OF FARMS IN EUROPEAN UNION COUNTRIES IN THE PERIOD OF 2005-2013

Abstract: The agrarian structure of farms in the countries of the European Union is very differentiated. The paper presents the comparison of the types of the agrarian structure of farms in the EU countries within in the years 2005, 2010 and 2013. The investigation was carried out on the basis of the Eurostat data. The application of the fuzzy set method of objects classification groups of countries thought to be similar with respect to the distribution of number of farms (according to areal groups of arable land). This foundation allowed for identification of 4 types of agrarian structure of EU countries. Within the period 2005 – 2013 types of the structure under investigation had undergone insignificant changes, although the contents of particular groups of countries of specific type of structure changed.

Keywords: types of agrarian structure, EU countries, fuzzy classification

ZASTOSOWANIE TAKSONOMII RELATYWNEJ DO BADANIA SKUTECZNOŚCI STRATEGII KORPORACJI JAPOŃSKICH W GOSPODARCE ŚWIATOWEJ¹

Katarzyna Cheba (ORCID: 0000-0001-8753-7764)

Wydział Ekonomiczny

Zachodniopomorski Uniwersytet Technologiczny w Szczecinie

e-mail: katarzyna.cheba@zut.edu.pl

Streszczenie: Analizy dotyczące strategii funkcjonowania japońskich korporacji w świecie są przedmiotem wielu badań i analiz. Cechą charakterystyczną inwestycji japońskich jest przyciąganie w miejsce ich lokalizacji podwykonawców, a nawet konkurentów. Inwestorzy japońscy wysoko cenią także relacje tworzone z otoczeniem bliższym organizacji. Celem pracy jest ocena skuteczności strategii korporacji japońskich w gospodarce światowej. W pracy do badania skuteczności tych strategii wykorzystano taksonomię relatywną. W badaniach wykorzystano informacje publikowane przez UNCTAD w ramach rankingu „World Investment Report”. Analizowano dane z lat 2010-2013. Skuteczność strategii korporacji transnarodowych analizowano biorąc pod uwagę relacje występujące pomiędzy wartością aktywów zagranicznych a wartością sprzedaży za granicą tych korporacji.

Słowa kluczowe: korporacje transnarodowe, korporacje japońskie, taksonomia relatywna

WPROWADZENIE

Japonia od wielu lat jest jednym z najważniejszych inwestorów na świecie. W wielu opracowaniach naukowych, jak i tych z zakresu praktyki gospodarczej [Witkowski 1998, Akimune 1990, Barrell i Pain 1999, Piech 2001, Head i Mayer 2004, Cieślík i Ryan 2005, Somlev i Hoschino 2005, Witkowski i in. 2017]

¹ Projekt został sfinansowany ze środków Narodowego Centrum Nauki przyznanych na podstawie decyzji DEC-2013/09/B/HS4/0126.

wielokrotnie spotyka się pytania o przyczyny takiej, a nie innej wielkości japońskich inwestycji w różnych częściach świata. O uwarunkowaniach decyzji lokalizacyjnych podejmowanych przez przedsiębiorstwa japońskie pisze się najczęściej w kontekście specyficznych wewnętrznych i zewnętrznych czynników.

Uwarunkowania wewnętrzne japońskich decyzji o lokowaniu kapitału poza granicami kraju związane są m. in. z takimi czynnikami, jak:

- a) specyficzne położenie geograficzne (Japonia to kraj „wyspiarski”, położony na blisko 4000 wysp, którego ponad 75% powierzchni zajmują góry z blisko 80 czynnymi wulkanami),
- b) czynniki kulturowe (np. hierarchiczny układ stosunków społecznych, oszczędność rzadko spotykana w innych kulturach) [Piech 2001],
- c) uwarunkowania historyczno-polityczne (np. 200 lat całkowitego zamknięcia tego kraju na kontakty zagraniczne aż do 1853 roku, atak na Stany Zjednoczone w 1941 roku, a następnie: okres 7-letniej okupacji w latach 1945-1952, okres recesji wzrostu z początku lat 90-tych², czy ostatnie wydarzenia związane z trzęsieniem ziemi w 2011 roku) oraz
- d) czynniki społeczno-gospodarcze (tj. starzejące się społeczeństwo, niski współczynnik dzietności kobiet, deflacja i stagnacja gospodarcza).

Natomiast uwarunkowania zewnętrzne związane są przede wszystkim z dominującym w Japonii modelem gospodarczym opartym na eksporcie wspieranym przez rząd i banki [Żyła 2013]. Model ten w praktyce gospodarczej sprawdza się najczęściej w przypadku krajów słabiej rozwiniętych, natomiast jest on znacznie mniej efektywny w przypadku krajów rozwiniętych takich jak Japonia, głównie ze względu na ograniczone możliwości zwiększania eksportu wraz ze wzrostem gospodarki [Kimura 2009]. Ekspansja gospodarcza jest jednak wpisana w politykę gospodarczą tego kraju, a japońskie inwestycje zagraniczne oprócz oczywistych korzyści wynikających z lokowania tego kapitału w danym kraju, dostarczają również dodatkowych korzyści. Cechą charakterystyczną tych inwestycji jest bowiem „przyciąganie” w miejsce inwestycji podwykonawców, a często nawet konkurentów. Japońska kultura korporacyjna to również szczególny rodzaj relacji tworzonych z otoczeniem bliższym tych organizacji oparty na wymianie wiedzy i informacji.

Japońskie inwestycje zagraniczne to bardzo często inwestycje dokonywane przez znane korporacje transnarodowe, w pracy analizowane z perspektywy inwestycji dokonywanych przez japońskie firmy sektora motoryzacyjnego klasyfikowane przez Agendę ONZ ds. Handlu i Rozwoju UNCTAD w ramach publikowanego cyklicznie rankingu „World Investment Report” (WIR).

Według tego raportu [World ... 2010] korporację transnarodową można zdefiniować, jak: „przedsiębiorstwo złożone z firmy macierzystej oraz afiliowanych jednostek”, przy czym firma macierzysta definiowana jest jako:

² tzw. okres pęknięcia bańki następujący po tzw. okresie buble economy (lata 1986-1990)

„przedsiębiorstwo kontrolujące aktywa innych jednostek w państwach innych niż państwo pochodzenia, zazwyczaj przez posiadanie udziału w kapitale akcyjnym tych podmiotów”. Rozwój korporacji transnarodowych jest tak dynamiczny, że w literaturze przedmiotu pojawia się coraz więcej opracowań dotyczących funkcjonowania tych organizacji [Pietraś 2007, Zorska 2007, Rosińska-Bukowska 2012, Żyła 2013].

Celem pracy jest ocena skuteczności strategii korporacji japońskich w gospodarce światowej. Skuteczność strategii tych korporacji analizowano biorąc pod uwagę relację występującą pomiędzy wartością aktywów zagranicznych, a wartością sprzedaży również za granicą. Przyjęto (w przeciwieństwie do założeń przyjętych w rankingu WIR), że o pozycji danej korporacji powinna decydować „dodatnia” relacja pomiędzy posiadanymi aktywami zagranicznymi a poziomem sprzedaży za granicą, co oznacza, że skuteczne będą strategie tych korporacji, które przy mniejszych aktywach zagranicznych wypracowują większą sprzedaż. Natomiast ranking WIR klasyfikuje korporacje głównie ze względu na wartość aktywów zagranicznych. Przedstawione w pracy analizy dotyczą korporacji Toyota Motor, którą wybrano do analiz ze względu na lokalizację przedsiębiorstw tej korporacji również w Polsce.

Struktura artykułu przedstawia się następująco: artykuł podzielony został na trzy powiązane ze sobą części, w pierwszej z nich opisano dane statystyczne w oparciu, o które w dalszej części pracy wykonane zostały analizy porównawcze. W części drugiej przedstawiono przyjęte założenia oraz wykorzystane w pracy narzędzia analizy. Część trzecia zawiera wyniki badań oraz podsumowanie przeprowadzonych w pracy rozważań.

WYKORZYSTANE DANE STATYSTYCZNE

W analizach przedstawionych w pracy wykorzystano informacje publikowane przez Agendę ONZ ds. Handlu i Rozwoju UNCTAD w ramach rankingu World Investment Report (WIR) [World ... 2010, 2011, 2012, 2013]. W klasyfikacji tej dokonuje się rangowania korporacji transnarodowych według wartości ich zagranicznych aktywów (w mld USD), ale dodatkowo zestawiane są w nich również informacje opisujące: wartość aktywów, sprzedaż i zatrudnienie (ogółem i za granicą, w mld USD) oraz wskaźnik umiędzynarodowienia działalności (TNI, %) i indeks internacjonalizacji (II, %).

Ze względu na zakres prowadzonych analiz dotyczący skuteczności strategii funkcjonowania japońskich korporacji transnarodowych na rynkach zagranicznych w pracy skupiono się na informacjach opisujących: wartość aktywów zagranicznych (w mld USD) oraz wartość sprzedaży za granicą (w mld USD) największych niefinansowych korporacji transnarodowych sektora motoryzacyjnego. Ze względu na dostępność danych statystycznych analizy ograniczono do lat 2010-2013. Informacje te przedstawiono w tabeli 1. Natomiast w tabeli 2 przedstawiono wybrane charakterystyki analizowanych cech:

współczynnik zmienności (V_i) i współczynnik asymetrii (A_i), które wykorzystano do oceny dysproporcji występujących pomiędzy analizowanymi korporacjami w badanym przedziale czasowym.

Tabela 1. Japońskie korporacje sektora motoryzacyjnego wśród innych największych korporacji tego sektora

Nazwa korporacji/ kraj pochodzenia	Wartość aktywów zagranicznych (w mld USD)		Sprzedaż za granicą (w mld USD)		Miejsce w rankingu (aktywa zagraniczne)	
	2010	2013	2010	2013	2010	2013
BMW AG/ DE	63026	88370	65258	85319	38	30
Daimler AG/ DE	80774	87257	103947	116526	26	32
Fiat Spa/ IT	38343	90985	34567	106053	72	28
Ford Motor/ US	79581	79092	65636	61458	27	35
General Motors/ US	69662	70074	56446	56900	34	42
Honda Motor Co Ltd./ JP	104286	118476	82871	96055	21	20
Nissan Motor Co Ltd./ JP	63499	95228	77673	81172	36	26
Renault SA/ FR	32476	40866	34800	41062	89	81
Toyota Motor Corporation/ JP	211153	274380	140319	171231	5	3
Volkswagen Group/ DE	167773	176657	130030	211488	8	8
Volvo AB/ SE	36395	41185	35003	40477	80	79

Źródło: World Investment Report 2010, 2013, gdzie: DE - oznacza kapitał niemiecki, IT - włoski, US - amerykański, JP - japoński, FR - francuski, SE - szwedzki, a TNI - ranking według indeksu ponadnarodowego

W całym rankingu WIR zidentyfikowano 11 korporacji transnarodowych prowadzących działalność w ramach sektora motoryzacyjnego, są to korporacje pochodzące z takich krajów, jak: Niemcy (BMW AG, Daimler AG, Volkswagen Group), Włochy (Fiat Spa), USA (Ford Motor, General Motors), Japonia (Honda Motor Co Ltd., Nissan Motor Co Ltd. Toyota Motor Corporation), Francja (Renault SA) oraz Szwecja (Volvo AB). Do pierwszej 10-ki najpotężniejszych niefinansowych korporacji świata (nie tylko sektora motoryzacyjnego), zaklasyfikowane zostały tylko 2 korporacje: Toyota Motor Corporation - reprezentująca kapitał japoński (w 2010 roku na miejscu 5 i na pozycji 3 w 2013 roku) oraz Volkswagen Group - reprezentujący kapitał niemiecki (w obu analizowanych latach sklasyfikowany na pozycji 8). Pozostałe japońskie korporacje ujęte w tym rankingu znalazły się na zdecydowanie niższych pozycjach: Honda Motor Co Ltd. na miejscu 21 w 2010 i na pozycji 20 w roku 2013 oraz Nissan Motor Co Ltd. - odpowiednio na miejscu: 36 i 26.

Dysproporcje pomiędzy analizowanymi korporacjami, na co wskazują informacje przedstawione w tabeli 2, w całym badanym przedziale czasowym są znaczne. Potwierdzają to również dodatnie i wysokie współczynniki asymetrii dotyczące obu analizowanych cech diagnostycznych. Oznaczające np. w przypad-

ku cechy opisującej wartość aktywów zagranicznych szybszy ich wzrost w przypadku korporacji o wyższych wartościach tej cechy wśród badanych korporacji. Podobne dysproporcje odnotowane zostały w odniesieniu do cechy opisującej wartość sprzedaży za granicą.

Tabela 2. Wartości współczynnika zmienności (V_t) oraz współczynnika asymetrii rozkładu (A_t) analizowanych cech diagnostycznych

Wyszczególnienie	2010		2011		2012		2013	
	V_t (%)	A_t	V_t (%)	A_t	V_t (%)	A_t	V_t (%)	A_t
Wartość aktywów zagranicznych	62,31	1,44	49,79	1,86	53,52	1,59	60,49	1,84
Sprzedaż za granicą	46,76	0,64	44,61	1,01	49,72	0,99	52,59	1,15

Źródło: obliczenia własne

ZASTOSOWANA METODA ANALIZY DANYCH

W pracy do badania skuteczności strategii korporacji japońskich na rynkach zagranicznych wykorzystano taksonomię relatywną w ujęciu dynamicznym opisaną w pracy S. Wydymusa [2013]. Analiza danych w oparciu o tę metodę przebiega w kilku etapach. W pierwszym z nich wyselekcjonowane do badania wskaźniki relatywizuje się dla każdego przedsiębiorstwa i oraz danego roku t w stosunku do pozostałych analizowanych przedsiębiorstw l . W tym celu wykorzystuje się następujący wzór [Wydymus 2013]:

$$d_{(l/i)jt} = x_{ljt} / x_{ijt}, \quad (1)$$

gdzie:

- d - zrelatywizowane wartości wskaźników,
- $i, l = 1, \dots, k$ - numeracja przedsiębiorstw, $i \neq l$,
- $j = 1, \dots, m$ - numeracja wskaźników cząstkowych,
- $t = 1, \dots, n$ - numeracja lat.

Należy przy tym zaznaczyć, że analizuje się cechy, które są stymulantami³. W taksonomii relatywnej można również analizować cechy wyrażone w różnych jednostkach miary.

Strukturę poszczególnych macierzy dla każdego wskaźnika j oraz roku t można przedstawić w następujący sposób:

³ Do zamiany wskaźników o przeciwnej interpretacji (tzn. destymulant) na stymulanty można np. zastosować przekształcenia ilorazowe.

$$D_{jt} = \begin{bmatrix} 1 & d_{(2/1)_j} & \dots & d_{(k/1)_j} \\ d_{(1/2)_j} & 1 & \dots & d_{(k/2)_j} \\ \dots & \dots & 1 & \dots \\ d_{(1/k)_j} & d_{(2/k)_j} & \dots & 1 \end{bmatrix}. \quad (2)$$

Wielkości d w macierzy (2) pozbawione są miana i przyjmują wartości bliskie 1. Jeżeli: $d > 1$, to oznacza to relatywną przewagę przedsiębiorstwa l -tego (w tym przypadku: przedsiębiorstwa konkurencyjnego) w zakresie analizowanej cechy diagnostycznej X . Natomiast jeżeli: $d < 1$, interpretacja jest odwrotna. Można ją również wyrazić procentowo [Wydymus 2013]:

$$\lambda_{l/j} = (d_{l/i} - 1) \cdot 100. \quad (3)$$

Na podstawie ciągu macierzy D_{jt} dokonuje się klasyfikacji obiektów (w tym przypadku korporacji ponadnarodowych), biorąc pod uwagę cały zbiór przyjętych do analizy wskaźników diagnostycznych X . Oznacza to zdefiniowanie następujących macierzy [Wydymus 2013]:

$$A = \begin{bmatrix} 0 & & & \frac{1}{(k-1)} \\ & \dots & & \\ \frac{1}{(k-1)} & & \dots & \\ & & & 0 \end{bmatrix}. \quad (4)$$

oraz iloczynów $D_{jt}^* = A \cdot D_{jt}$. Elementy znajdujące się na głównych przekątnych macierzy D^* tworzą trójwymiarową macierz W wyznaczoną dla wszystkich wskaźników j oraz okresów t [Wydymus 2013]:

$$W = \begin{bmatrix} w_{11t} & w_{12t} & \dots & w_{1mt} \\ w_{21t} & w_{22t} & \dots & w_{2mt} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ w_{k1t} & w_{k2t} & \dots & w_{kmt} \end{bmatrix}. \quad (5)$$

Natomiast ustalone na podstawie macierzy W taksonomiczne relatywne mierniki S_{it} wyznacza się na podstawie wzoru [Wydymus 2013]:

$$S_{it} = [\sum 1/w_{ijt}]/m. \quad (6)$$

Mierniki te mają wartości bliskie 1 i można je interpretować, jako relatywną pozycję danego obiektu w stosunku do pozostałych.

WYNIKI ANALIZ

Na podstawie danych z lat 2010-2013 o wartości aktywów oraz wartości sprzedaży za granicą dla Toyota Motor Corporation oszacowano wartości relatywnych cząstkowych mierników $d_{(1/l)1t}$, $d_{(1/l)2t}$ zgodnie z wzorem (1) i przedstawiono w tabeli 3. Korporację tę wybrano do badania ze względu na fakt zlokalizowania w Polsce, na terenie województwa dolnośląskiego zakładów

produkcyjnych należących do tego koncernu. Istotne wydają się w związku z tym pytania dotyczące oceny skuteczności strategii tej właśnie korporacji na rynkach zagranicznych.

Tabela 3. Wartości relatywnych cząstkowych mierników ($d_{(1/I)1t}$, $d_{(1/I)2t}$) dla Toyoty Motor Corporation w latach: 2010 - 2013

Nazwa korporacji	Aktywa za granicą [$d_{(1/I)1t}$]				Sprzedaż za granicą [$d_{(1/I)2t}$]			
	2010	2011	2012	2013	2010	2011	2012	2013
BMW AG	0,30	0,37	0,38	0,32	0,47	0,54	0,49	0,50
Daimler AG	0,38	0,44	0,43	0,32	0,74	0,84	0,71	0,68
Fiat Spa	0,18	0,40	0,36	0,33	0,25	0,49	0,58	0,62
Ford Motor	0,38	0,36	0,33	0,29	0,47	0,46	0,34	0,36
General Motors	0,33	0,36	0,30	0,26	0,40	0,48	0,38	0,33
Honda Motor Co Ltd.	0,49	0,49	0,47	0,43	0,59	0,55	0,56	0,56
Nissan Motor Co Ltd.	0,30	0,34	0,36	0,35	0,55	0,64	0,53	0,47
Renault SA	0,15	0,17	0,17	0,15	0,25	0,30	0,23	0,24
Volkswagen Group	0,79	0,54	0,68	0,64	0,93	1,21	1,17	1,24
Volvo AB	0,17	0,19	0,17	0,15	0,25	0,29	0,25	0,24

Źródło: obliczenia własne

Zmiany relatywnych wskaźników zamieszczonych w tabeli 3 są znacznie różnicowane. Wskaźniki poniżej wartości 1 wskazują na relatywną przewagę Toyoty nad wszystkimi analizowanymi korporacjami w zakresie cechy opisującej wartość aktywów za granicą. Zgodnie ze wzorem (3) relatywna przewaga Toyota Motor Corporation w tym zakresie w stosunku do analizowanych korporacji waha się w granicach od ponad 20% (Volkswagen Group, 2010 rok) do ponad 85% (Renault SA, 2013 rok) Podobna sytuacja dotyczy drugiej analizowanej cechy. W tym przypadku otrzymano jednak również wartości wyższe niż 1 i dotyczyły one korporacji: Volkswagen Group, co oznacza, relatywną przewagę tego przedsiębiorstwa nad Toyota Motor Corporation w zakresie wartości sprzedaży za granicą w latach 2011-2013 odpowiednio o: 21%, 17% i 24%.

W tabeli 4 przedstawiono względne mierniki dysproporcji pomiędzy wartościami: aktywów i sprzedaży wyznaczone dla koncernu Toyota Motor Corporation w przekroju wszystkich analizowanych lat oraz w relacji do wszystkich pozostałych korporacji sektora motoryzacyjnego ujętych w rankingach WIR. Uzyskane wyniki wskazują na istnienie znacznych dysproporcji występujących pomiędzy Toyota Motor a pozostałymi korporacjami pod względem relacji wartości posiadanych aktywów zagranicznych i wartości sprzedaży za granicą. Wynik zbliżony do 1 oznaczający podobną jak w przypadku Toyoty Motor rozpiętość wartości aktywów zagranicznych do rozpiętości sprzedaży uzyskano tylko w jednym przypadku i dotyczył on wyniku uzyskanego przez Ford Motor w 2012 roku (0,97). Zdecydowana większość uzyskanych wyników kształtuje się znacznie poniżej poziomu 1, co oznacza, że wartość sprzedaży za granicą

w przypadku Toyoty jest relatywnie niższa (zaniżona) w stosunku do wartości posiadanych aktywów zagranicznych ulokowanych poza krajem macierzystym niż ma to miejsce w przypadku innych korporacji. Oznacza to, że przy tym poziomie aktywów zagranicznych można byłoby spodziewać się większej wartości sprzedaży za granicą. Największe dysproporcje pod tym względem w całym analizowanym okresie występują w stosunku do korporacji Daimler AG. W ostatnim roku w przypadku zdecydowanej większości analizowanych relacji dysproporcje te ulegają zmniejszeniu.

Tabela 4. Taksonomiczne relatywne mierniki (S_{it}) dla Toyota Motor Corporation w latach 2010 - 2013

Korporacja	2010	2011	2012	2013
BMW AG	0,64	0,68	0,78	0,65
Daimler AG	0,52	0,52	0,60	0,47
Fiat Spa	0,74	0,81	0,62	0,54
Ford Motor	0,81	0,79	0,97	0,80
General Motors	0,82	0,75	0,79	0,77
Honda Motor Co Ltd.	0,84	0,90	0,84	0,77
Nissan Motor Co Ltd.	0,54	0,53	0,68	0,73
Renault SA	0,62	0,57	0,73	0,62
Volkswagen Group	0,86	0,44	0,58	0,52
Volvo AB	0,69	0,66	0,68	0,63

Źródło: obliczenia własne

PODSUMOWANIE

W pracy na podstawie informacji udostępnianych przez Agendę ONZ ds. Handlu i Rozwoju UNCTAD w ramach publikowanego cyklicznie rankingu „World Investment Report” dokonano oceny skuteczności strategii stosowanych przez korporacje ponadnarodowe na rynkach światowych. W badaniach przeprowadzonych z wykorzystaniem taksonomii relatywnej analizowano informacje dotyczące strategii stosowanych przez Toyota Motor Corporation. Zastosowanie taksonomii relatywnej do badania skuteczności strategii stosowanych przez te korporacje pozwoliło na oszacowanie skali dysproporcji występujących pomiędzy strategiami stosowanymi przez Toyota Motor Corporation, a strategiami innych korporacji branży motoryzacyjnej. Z otrzymanych informacji wynika, że mimo bardzo dużych inwestycji tej korporacji na świecie (znacznie większych niż w przypadku innych korporacji tego sektora), sprzedaż za granicą produktów Toyota nie jest tak duża, jak mogłoby to wynikać z posiadanych przez nią aktywów zagranicznych. Należy przy tym zauważyć, że przedstawione w pracy rozważania oparte zostały jedynie na dwóch cechach diagnostycznych i traktować należy je jako wstępne rozważania dla bardziej pogłębionych analiz.

BIBLIOGRAFIA

- Akimune I. (1990) Overview: Japan's direct investment in the EC, Japanese Direct Investment in Europe. Motives, Impact and Policy Implications, Sumitomo-Life Research Institute, Worcester, 1–25.
- Barrell R., Pain N. (1999) Trade restraints and Japanese direct investment flows, *European Economic Review*, 43/1, 29–45.
- Cieślak A., Ryan M. (2005) Locations determinants of Japanese Multinationals in Poland: Do Special Economic Zones Really Matter for Investment Decisions? *Journal of Economic Integration*, 20/3, 475–496.
- Head K., Mayer T. (2004) Market potential and the location of Japanese investment in the European Union, *The Review of Economics and Statistics*, 86/4, 959–972.
- Kimura F. (2009) Japan's model of economic development. United Nations University, Research Paper 2009/22.
- Piech K. (2001) Zewnętrzne uwarunkowania polityki państwa wobec inwestycji japońskich w Polsce. *Studia i Prace Kolegium Zarządzania i Finansów SGH*, 131–155.
- Pietraś M. (red.) (2007) Międzynarodowe stosunki polityczne. Wydaw. UMCS, Lublin.
- Rosińska-Bukowska M. (2012) Rozwój globalnych sieci biznesowych jako strategia konkurencyjna korporacji transnarodowych. Przypadek sektora motoryzacyjnego. Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego.
- Somlev I. P., Hoshino Y. (2005) Influence of location factors on establishment and ownership of foreign investments: The case of the Japanese manufacturing firms in Europe. *International Business Review*, 14/5, 577–598.
- World Investment Report 2010. Investing in the low carbon economy. United Nations, New York and Geneva.
- World Investment Report 2011. Non-Equity Modes of International Production and Development. United Nations, New York and Geneva.
- World Investment Report 2012. Towards a New Generation of Investment Policies. United Nations, New York and Geneva.
- World Investment Report 2013. Global Value Chains: Investment and Trade for Development. United Nations, New York and Geneva.
- Witkowski J. (1998) Logistyka firm japońskich. AE Wrocław.
- Witkowski J., Cheba K., Kiba-Janiak M. (2017) The macro- and micro-environmental factors of decisions of production facility location by Japanese companies in Poland. *Forum Scientiae Oeconomia*, 5 (1), 43–56.
- Wydymus S. (2013) Rozwój gospodarczy a poziom wynagrodzeń w krajach Unii Europejskiej- analiza taksonomiczna. *Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego*, 756, Finanse, rynki finansowe, ubezpieczenia, 57, 632–645.
- Zorska A. (2007) Korporacje transnarodowe. Przemiany, oddziaływania, wyzwania. PWE, Warszawa.
- Żyła A. (2013) Charakterystyka azjatyckiego modelu rozwoju gospodarczego w świetle teorii oraz doświadczeń krajów zaliczanych do pierwszej i drugiej generacji „azjatyckich tygrysów”. *Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu*, 315, 459–469.

**THE APPLICATIONS OF THE RELATIVE TAXONOMY
TO ANALYSIS OF THE EFFICIENCY OF JAPANESE
CORPORATIONS STRATEGY IN THE WORLD**

Abstract: Japan has been for many years one of the biggest investors in the world. Analyzes of the strategies of Japanese corporations in the world are subject to a lot of research and analysis. The purpose of the paper is to evaluate the effectiveness of Japanese corporate strategies in the global economy. In the study, the effectiveness of these strategies relative taxonomy was used. In the research the information published by UNCTAD was used. The relationship between the value of foreign assets and the value of sales abroad has been studied.

Keywords: transnational corporations, Japanese corporation, relative taxonomy

ZIEMIA I RYNEK W ŚWIELE WYDATKÓW BUDŻETOWYCH AGENCJI ROLNYCH W POLSCE W LATACH 2016-2017

Andrzej Czyżewski (ORCID: 0000-0002-6233-6824)

Anna Matuszczak (ORCID: 0000-0002-5045-5447)

Wydział Ekonomii

Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu

e-mail: a.czyzewski@ue.poznan.pl, anna.matuszczak@ue.poznan.pl

Streszczenie: Celem przeprowadzonych analiz było wskazanie na zmiany ilościowe i jakościowe, jakie zaszły w wydatkach zapisanych w ustawie budżetowej na 2017 rok w działach dotyczących rolnictwa, rozwoju wsi, rynków rolnych w aspekcie trzech agencji interwencyjnych w sektorze rolnym – Agencji Nieruchomości Rolnych, Agencji Rynku Rolnego oraz Agencji Restrukturyzacji i Modernizacji Rolnictwa w stosunku do poprzedniego roku. Porównanie takowe jest o tyle zasadne, że po szeregu lat prowadzenia względnie konsekwentnej krajowej polityki rolnej zauważalne jest odmienne podejście ustawodawcy do finansowania wielu obszarów sektora rolnego. W artykule podjęto próbę oceny zmian stopnia zanieczyszczenia środowiska na poziomie województw w latach 2004-2014. Ocenę tą przeprowadzono przy pomocy budowy rankingów województw. Rankingi te utworzono na podstawie zmiennych syntetycznych powstałych w wyniku normalizacji zmiennych metodą unitaryzacji zerowanej oraz przekształcenia ilorazowego. Zwrócono również uwagę na problem obserwacji odstających. Okazuje się, że w zależności od podejścia do tego problemu, można uzyskać znacząco różniące się wyniki dotyczące grupowania województw w klasy.

Słowa kluczowe: Agencja Nieruchomości Rolnych, Agencja Rynku Rolnego, Agencja Restrukturyzacji i Modernizacji Rolnictwa, wydatki budżetowe

WSTĘP

W ustawie budżetowej na 2017 rok w działach dotyczących rolnictwa, rozwoju wsi, rynków rolnych w aspekcie agencji płatniczych – Agencji

Nieruchomości Rolnych (ANR), Agencji Rynku Rolnego (ARR) oraz Agencji Restrukturyzacji i Modernizacji Rolnictwa (ARiMR) obserwuje się zmiany, które wskazują na odmienne kierunki finansowania działań tych instytucji w stosunku do lat poprzednich. Tym samym celem przeprowadzonych analiz było wskazanie na zmiany ilościowe i jakościowe, jakie zaszły w wydatkach zapisanych w ustawie budżetowej na 2017 rok we zasygnalizowanych działach dotyczących rolnictwa, rozwoju wsi, rynków rolnych w aspekcie trzech agencji. W przypadku ANR obserwuje się zdeaktywizowanie jej ekonomicznej działalności, natomiast w działalności interwencyjnej ARR zasadniczo maleją wydatki na administrowanie mechanizmami WPR, ale rośnie rola ARR jako instytucji stabilizującej rynki rolne poprzez zapobieganie sytuacjom kryzysowym, wywołanym dysfunkcją polityki gospodarczej, jednocześnie sukcesywnie wzrasta znaczenie dwóch programów krajowych tj. od lat prowadzonej akcji „Mleko w szkole” oraz od niedawna „Owoce i warzywa w szkole i co warto zauważyć – utrzymuje się nadal klasyczny obszar interwencji rynkowej ARR, jednakże ma charakter sukcesywnie malejący. Jeśli idzie o plan finansowy ARiMR na 2017 rok, to będzie on zarówno w aspekcie przychodów, jak i kosztów ogółem realnie zbliżony do bilansu z minionego roku.

AGENCJA NIERUCHOMOŚCI ROLNYCH

Planuje się, iż przychody Agencji w układzie memoriałowym w 2017 roku wyniosą 268,8 mln zł, zaś koszty ogółem 267,6 mln zł, co oznacza, że te pierwsze i drugie będą realnie niższe o 1,15% niż w 2016 roku [Czyżewski 2016]. Daje to dodatni wynik finansowy brutto 1,2 mln zł i 0,05 mln zł netto, gdyż obowiązkowe obciążenia wyniku finansowego wyniosą w 2017 roku 1,2 mln zł. Taki sam wynik został zaplanowany w ujęciu kasowym.

Jeśli idzie o plan finansowy Zasobu Własności Rolnej Skarbu Państwa, to w 2017 roku planuje się sprzedanie 9,1 tys. ha gruntów, czyli ledwie 13% tego, co zostało sprzedane w 2016 roku (było to 70 tys. ha), w tym nierolniczych około 1,4 tys. ha (w 2016 roku 1,2 tys. ha).¹ Nieodpłatnie przekazanych zostanie 5 tys. ha (tyle samo co w 2016 roku) jednostkom samorządu terytorialnego, przede wszystkim na cele m.in. inwestycji przeciwpowodziowych, infrastrukturalnych i inne. W przetargach planuje się sprzedać ok. 6 tys. ha, czyli ledwie nieco ponad ¼ tego, co w 2016 roku (było to 26,8 tys. ha) gruntów przy średniej cenie w przypadku gruntów ornych 23,9 tys. zł/ha (w 2016 roku 25,6 tys. zł/ha), a w przypadku sprzedaży realizowanej w ramach pierwszeństwa nabycia 24,2 tys. zł/ha. Przyjęto, że średnia cena gruntów nierolniczych wyniesie 207,5 tys. zł/ha (w 2016 roku 197 tys. zł/ha). Przy tych założeniach przychody ze sprzedaży gruntów kształtować się będą w 2017 roku na poziomie 476,8 mln zł, podczas gdy w 2016 roku

¹ Projekty Ustaw budżetowych na lata 2016-2017 oraz Uzasadnienia do Ustaw budżetowych na lata 2016-2017, t.1.

zaplanowano wpływy ze sprzedaży 4,2 razy wyższe (2011,23 mln zł). Zakłada się przy tym, iż w dzierżawie pozostawać będzie ok. 1,1 mln ha gruntów (w 2016 roku 1 mln ha), zaś średni czynsz w roku za dzierżawę gruntów (z naniesieniami) wyniesie równowartość 4,99 dt pszenicy za 1 ha (w 2016 roku 5,3 dt) przy średniej cenie pszenicy 69 zł/dt (w 2016 roku było to 78 zł/dt). W tej sytuacji przychody Zasobu Własności Rolnej Skarbu Państwa w 2017 roku wyniosą 1 190,3 mln zł, podczas gdy w 2016 roku wynosiły 2897,4 mln zł, a więc będą realnie o ponad 60% niższe. Na kwotę tę składają się przychody ze sprzedaży mienia Zasobu w wysokości 501,8 mln zł, z odpłatnego korzystania z mienia Zasobu w wysokości 401,3 mln zł oraz przychody finansowe i inne w wysokości 287,2 mln zł zawierające różnego rodzaju oprocentowanie, odsetki, aktualizacje należności itp. płatności. Z kolei koszty Zasobu Własności Rolnej Skarbu Państwa wyniosą w 2017 roku 1088,5 mln zł, podczas gdy w 2016 roku wyniosły 1442,0 mln zł, a więc będą realnie o 25,8% niższe.

Warto tu skonstatować, iż w 2017 roku wystąpi sytuacja, iż przychody Zasobu będą o 60% niższe, zaś koszty tylko o 25% przy utrzymującym się zatrudnieniu na pełne etaty 1900 osób. Podkreśla to nieproporcjonalność zmian relacji bilansowych (przychodowo-kosztowych w planie finansowym Zasobu Własności Rolnej Skarbu Państwa na 2017 rok w porównaniu z rokiem poprzednim. W tej sytuacji przychody ogółem Zasobu Własności Rolnej Skarbu Państwa w 2017 roku planowane są na 1190,300 mln zł, a koszty na 1088,5 mln zł, co pozwala osiągnąć dodatni wynik finansowy +101,8 mln zł (w 2016 roku wynik ten był też dodatni, ale sięgał 1455,4 mln zł, czyli był ponad czternaście razy wyższy!). Powyższe rozważania dotyczą stanu prawnego obowiązującego w 2017 roku i uwzględniają skutki wprowadzenia regulacji ustawy o kształtowaniu ustroju rolnego w Polsce z dniem 1 maja 2016 roku, która w zasadniczy sposób zdezaktywizowała ekonomicznie działalność ANR oraz Zasobu Własności Rolnej Skarbu Państwa w 2017 roku czego skutki widoczne są w zmniejszeniu przychodów i wpływów ze sprzedaży mienia Zasobu. W konsekwencji tym samym zmniejszają się płatności zewnętrzne do budżetu państwa i na rzecz Funduszu Rekompensacyjnego.

AGENCJA RYNKU ROLNEGO

W projekcie ustawy budżetowej na 2017 rok krajowe środki budżetowe dla Agencji Rynku Rolnego wyniosą w sumie 425,563 mln zł i będą to środki realnie porównywalne z 2016 rokiem (wyższe o 0,51%, jeśli idzie o Rynki rolne ogółem i 0,53% wyższe, gdy idzie o środki dla ARR). Wydatki Budżetu Środków Europejskich na rzecz Rynków rolnych wyniosą w 2017 roku 425,029 mln zł². Po

² Z tego na finansowanie: I filaru WPR 311,989 mln zł oraz zabezpieczenia społecznego w ramach PO „Pomoc żywnościowa 2014-2020” 113,040 mln zł.

wykorzystaniu przyznanych ARR limitów będą dostępne dla ARR środki z rezerwy celowej w ramach budżetu państwa na kwotę 93,887 mln zł oraz w ramach Budżetu Środków Europejskich 503,088 mln zł³. Łączne zapotrzebowanie na środki ARR wyniesie więc 1476,755 mln zł. Dla porównania wydatki ARR w 2016 roku wyniosły ogółem 1957,905 mln zł. Tak więc w 2017 roku będą o ponad jedną czwartą (25,88%) realnie niższe niż w 2016 roku.

Niemniej dochody ARR z niektórych działań będą wyższe. I tak, ze sprzedaży z magazynów interwencyjnych towarów na rynku mleka i przetworów mlecznych (masła i OMP) na sumę 114,072 mln zł, tj. realnie ponad 3,3 raza więcej niż w 2016 roku oraz 10 tys. ton pszenicy za 4,174 mln zł (realnie więcej o 0,95%), a także z tytułu opłat produkcyjnych na rynku cukru wyniosą 70,551 mln zł (realnie więcej o 0,93%). Dodać do tego należy wpływy z refundacji środków wydatkowanych w ramach pomocy technicznej PROW 2014-2020 na kwotę 2,480 mln zł.

Przychody i wydatki ogółem ARR w 2017 roku będą zbilansowane na poziomie 1476,755 mln zł po uruchomieniu określonych w ustawie budżetowej środków z rezerwy celowej na łączną kwotę 596,975 mln zł, która zasilą wpływy ogólnie określone kwotą 879,780 mln zł⁴. Natomiast zdecydowanie wyższe będą wydatki przeznaczone w PO w ramach Europejskiego Funduszu Pomocy Najbardziej Potrzebującym, planowane na 357,812 mln zł tj. realnie o 45,24% więcej niż w 2016 roku. Z kolei wydatki na pozostałą działalność ARR w 2017 roku tj. na administrację, majątkowe mechanizmy krajowe, pomoc techniczną w PROW 2014-2020 oraz w PO PŻ 2014-2020 wyniosą 374,640 mln zł, co stanowi realnie 97,75% kwoty z 2016 roku. Jeśli idzie o administrowanie mechanizmami krajowymi przez ARR to wydatki w 2017 roku wyniosą 216,604 mln zł, na co

³ W tym na prefinansowanie I filara WPR 311,989 mln zł oraz wydatki na PO PŻ 2014-2020 191,100 mln zł.

⁴ Na tę kwotę składają się środki przeznaczone na administrowanie mechanizmu WPR w 2017 roku w wysokości 311,989 mln zł związane z I filarem (BŚE), stanowiące zaledwie realnie jedną czwartą tego, co było w 2016 roku (25,66%), oraz współfinansowanie z budżetu krajowego 60,163 mln zł, w tym VAT 13,458 mln zł tj. realnie o ponad dwie trzecie mniej niż w 2016 roku (32,38%). W sumie środki związane z administrowaniem mechanizmami WPR będą w 2017 roku realnie o 73,44% niższe niż w 2016 roku. Gdy jednak do tych mniejszych wpływów w planie finansowym dodać wydatki zapisane w rezerwach celowych, to plan finansowy się bilansuje na poziomie 623,977 mln zł przeznaczonych na wydatki I filara w BŚE, oraz 120,326 mln zł na I filar (wraz z VAT od WPR w budżecie krajowym), w sumie 744,303 mln zł. Okazuje się jednak, że po uwzględnieniu środków zapisanych w rezerwach celowych wydatki na działalność związaną z administrowaniem mechanizmami WPR w 2017 roku wynoszące 744,303 mln zł będą realnie o 45,57% niższe niż w 2016 roku, zaś w I filarze WPR (BŚE) o 47,37% niższe (623,977 mln zł), a w I filarze WPR (budżet krajowy) o 33,93% niższe (120,326 mln zł).

składają się m.in. dopłaty krajowe do spożycia mleka i przetworów mlecznych w wysokości 118 mln zł, nominalnie tyle samo co w 2016 roku Planuje się, iż z mechanizmu tego skorzysta 2,6 mln uczniów spożywając 53 tony mleka i jego przetworów. Kolejną pozycją są dopłaty krajowe do materiału siewnego wynoszące w 2017 roku 90,604 mln zł, a dotyczące kwalifikowanego materiału siewnego w odniesieniu do jęczmienia, owsa, pszenicy, pszenżyta, żyta, bobiku, grochu, łubinu, soi, wyki oraz ziemniaka. Z innych zadań wspierana będzie współpraca handlowa sektora rolno-spożywczego z zagranicą w zakresie promocji polskich specjalności żywnościowych w wysokości 4 mln zł i promocji produktów rolno-spożywczych także w wysokości 4 mln zł. Zatrudnienie w Agencji w przeliczeniu na pełne etaty ma wynieść 1200 osób tj. tyle ile w 2016 roku.

Specjalną uwagę poświęcimy z kolei działaniom ARR związanym z administrowaniem mechanizmami WPR z uwzględnieniem wydatków z BSE oraz krajowego budżetu oraz ze wskazaniem na dodatkowe mechanizmy uwzględniające zakłócenia i sytuacje kryzysowe, spodziewane w 2017 roku na rynkach rolnych w Polsce (por. tabelę 1). Warto tutaj zwrócić uwagę na wielkość rezerwy przeznaczonej na sytuacje kryzysowe w sektorze rolnym, która ma w 2017 roku ma wynieść 145,551 mln zł, a także na dwie nowe pozycje w 2017 roku jak pomoc unijna na ograniczenie produkcji mleka w wysokości 65,7 mln zł, oraz nadzwyczajna pomoc dostosowawcza dla producentów mleka i innych rolników w sektorach hodowli zwierząt wynoszącą w budżecie unijnym i krajowym 197,378 mln zł. Wystąpienie w budżecie ARR tych dwu ostatnich pozycji (10 i 11, tabela 1) oznacza potrzebę uruchomienia dodatkowych środków w ramach rezerw celowych w budżetach krajowym i unijnym w wysokości kolejno 48,021 mln zł oraz 114,321 mln zł tj. łącznie 163,342 mln zł.

Na koniec warto podkreślić aktywność ARR w zakresie PROW 2014-2020. Idzie tu o finansowanie wsparcia na przystępowanie rolników do systemu jakości w formie refundacji w okresie 3 lat od przystąpienia do systemu jakości w wysokości do 2 tys. EUR na gospodarstwo na rok, jak też wsparcie działań informacyjnych i promocyjnych realizowanych przez grupy producentów na rynku wewnętrznym, o które mogą ubiegać się w Polsce zespoły promocyjne wytwarzające produkty wysokiej jakości, a także działanie w ramach PROW 2014-2020 pt.

Tabela 1. Planowane środki finansowe związane z administrowaniem mechanizmami WPR przez ARR a zapisane w Budżecie Środków Europejskich oraz Budżecie Krajowym wraz z dodatkowymi mechanizmami ze względu na zakłócenia i sytuacje kryzysowe na rynkach rolnych w Polsce

Lp.	Wyszczególnienie	Plan na 2017 rok w mln zł
1	Interwencyjny zakup i sprzedaż produktów rolnych i przetwórczych, w tym: 1.1. na rynku zbóż (interwencyjny skup pszenicy zwyczajnej do 50 tys. ton) 1.2. na rynku mleka i przetworów mlecznych <ul style="list-style-type: none"> • interwencyjny zakup i sprzedaż masła i jego przechowywanie • interwencyjny zakup i sprzedaż mleka w proszku • dopłaty do prywatnego przechowywania: masła, mleka w proszku, serów • dopłaty do spożycia mleka i przetworów mlecznych w szkole <ul style="list-style-type: none"> - z budżetu UE (Program „Mleko w szkole”) - z budżetu krajowego (Program „Mleko w szkole”) Razem Program „Mleko w szkole”	22,998 9,717 148,728 0,585 39,634 118,0 157,634
2	Dopłaty do prywatnego przechowywania wieprzowiny	8,796
3	Wspólna organizacja rynku owoców i warzyw. Obsługa programów operacyjnych uznanych organizacji producentów owoców i warzyw (Dofinansowanie unijne programu operacyjnego)	11,799
4	Program „Owoce i warzywa w szkole” 4.1. Wsparcie programu z budżetu unijnego 4.2. Wsparcie programu z budżetu krajowego 4.3. Koszty promocji, monitorowania i oceny programu „Owoce i warzywa w szkole” Razem Program „Owoce i warzywa w szkole”	74,753 10,114 3,225 87,492
5	Program dla szkół związany z upowszechnieniem inicjatywy „Owoce i warzywa w szkole” 5.1. z budżetu UE 5.2. z budżetu krajowego Razem program dla szkół	9,003 4,0 13,003
6	Dopłaty na rynku produktów pszczelich 6.1. z budżetu UE 6.2. z budżetu krajowego Razem dopłaty z budżetu unijnego i krajowego	12,630 12,630 25,260
7	Wsparcie programów działań informacyjnych i promocyjnych dotyczących produktów rolnych 7.1. z budżetu UE 7.2. z budżetu krajowego Razem wsparcie	25,721 13,456 39,177

Lp.	Wyszczególnienie	Plan na 2017 rok w mln zł
8	Zapobieganie zakłóceniom i sytuacjom kryzysowym na rynku 8.1. z budżetu UE (w tym uruchomienie przez KE piątej transzy tymczasowego, nadzwyczajnego wsparcia producentów owoców i warzyw na kwotę 173,740 mln zł) 8.2. z budżetu krajowego Razem budżet unijny i krajowy	223,408 49,668 273,076
9	Rezerwa przeznaczona na sytuacje kryzysowe w sektorze rolnym w roku 2017 (jako 8% ogólnej rezerwy dla całej UE tj. kwoty 441,600 w cenach bieżących z 2016 roku (% wg udziału Polski w płatnościach bezpośrednich w ogólnym budżecie UE)	145,551 (w cenach bieżących z 2016 roku 4,12 PLN/Euro)
10	Pomoc unijna na ograniczenie produkcji mleka w 2017 roku (w ramach środków wyjątkowych związanych z zakłóceniami na rynku mleka (15 mln euro, kurs 4,35 PLN/Euro)	65,3
11	Nadzwyczajna pomoc dostosowawcza dla producentów mleka i rolników w innych sektorach hodowlanych (wołowiny, cielęciny, wieprzowiny, baraniny i koziny) służąca stabilizacji rynku 11.1. z budżetu UE 11.2. z budżetu krajowego Razem budżet unijny i krajowy	98,689 98,689 197,378
	Razem pomoc nadzwyczajna z budżetu unijnego i krajowego	262,678

Do wyliczeń finansowych zastosowano kurs średni w roku 4,12 PLN/Euro, oraz kurs dla programu „Owoce w szkole” 4,3533 PLN/Euro, określony w rozporządzeniach 2016/1612 i 2016/1613.

W związku z koniecznością wypłaty środków w ramach pomocy na ograniczenie produkcji mleka oraz nadzwyczajnej pomocy dostosowawczej dla producentów mleka i rolników w 2017 roku, środki przeznaczone w budżecie na zapobieganie zakłóceniom i sytuacjom kryzysowym na rynku (poz. 8 tabeli 1) okazują się być niewystarczające. W związku z powyższym planuje się uruchomienie rezerwy celowej szacowanej na kwotę 114,321 mln zł z BŚE oraz 49,021 mln zł z budżetu krajowego.

Źródło: Informacja o budżecie ARR na 2017 rok, Warszawa, grudzień 2016.

Beneficjentami tego są grupy operacyjne na rzecz innowacji składające się z co najmniej dwóch różnych podmiotów. ARR w 2017 roku na pomoc techniczną w tym zakresie może ponieść wydatki na poziomie 3,431 mln zł, w tym w ramach finansowania wyprzedzającego 2,183 mln zł i w ramach współfinansowania z budżetu krajowego 1,248 mln zł. W 2017 roku ARR będzie także dodatkowo realizowała PO „Inteligentny Rozwój 2014-2020” w oparciu o umowę zawartą z Ministerstwem Rozwoju w realizacji projektu pt. „Promocja gospodarki w oparciu o polskie marki produktowe”. Planuje się, iż na cele w/w działania ARR poniesie w 2017 roku wydatki na poziomie 2,196 mln zł w ramach środków budżetowych z Ministerstwa Rozwoju.

AGENCJA RESTRUKTURYZACJI I MODERNIZACJI ROLNICTWA

Projekt planu finansowego ARiMR na 2017 rok został sporządzony w układzie przychodowo - kosztowym (memoriałowym). Łączna kwota planowanych na 2017 rok przychodów ogółem wynosi 1766,562 mln zł, tj. po uwzględnieniu planowanej stopy inflacji realnie mniej o 1,27% niż w 2016 roku⁵. W sumie na dotacje ogółem z budżetu państwa w 2017 roku ARiMR otrzyma 1770,377 mln zł, tj. realnie o 1,67% mniej niż w 2016 roku, w którym ta kwota była także niższa o 1,89% od tej z 2015 roku [Czyżewski 2015]. Tak więc od trzech lat obserwuje się sukcesywny spadek dotacji ogółem w ujęciu realnym na działalność ARiMR.

Z kolei koszty finansowania ARiMR określone są w budżecie rolnym na 2017 rok kwotą 1764,617 mln zł, tj. realnie wyższą o 0,61% niż w 2016 roku. Składają się na to koszty amortyzacji, materiałów i energii, usług obcych, wynagrodzenia, różnego rodzaju składki i pozostałe koszty funkcjonowania. W sumie obejmują one koszty utrzymania Centrali ARiMR, jej oddziałów regionalnych i biur powiatowych. Jeśli patrzymy na koszty realizacji zadań Agencji w 2017 roku, to zostały one zaplanowane w kwocie 493,765 mln zł tj. realnie o 7,66% wyższej niż w 2016 roku i tak:

- dopłaty do oprocentowania kredytów bankowych udzielonych na sfinansowanie części kosztów inwestycji i częściową spłatę kapitału kredytów na realizację inwestycji w gospodarstwach rolnych wyniosą 276,179 mln zł, tj. realnie o 6,5% więcej niż w 2016 roku,
- dopłaty do oprocentowania kredytów udzielanych na sfinansowanie kosztów wznowienia produkcji oraz odtworzenia środków trwałych w przypadku wystąpienia szkód wyniosą 25,368 mln zł tj. będą realnie o 1,4% wyższe niż w 2016 roku,
- na sfinansowanie lub dofinansowywanie ponoszonych przez producentów rolnych kosztów zbioru, transportu i unieszkodliwienia padłych zwierząt gospodarskich planuje się 132,336 mln zł tj. o 15,64% realnie więcej niż w 2016 roku,
- na sfinansowanie zalesiania gruntów rolnych zaplanowano 52,329 mln zł tj. realnie o 0,77% więcej niż w roku poprzednim,
- pozostałe koszty stanowią w 2017 roku 61,499 mln zł i składają się na nie m. in. realizacja udzielonych poręczeń i gwarancji oraz pomoc finansowa

⁵ Przewidziano w tym dotację podmiotową z budżetu państwa w kwocie 1143,130 mln zł tj. realnie niższą o 0,28% niż w 2016 roku, celową w kwocie 492,478 mln zł realnie niższą o 0,18% niż w 2016 roku, oraz celową na finansowanie projektów z udziałem środków UE 12,769 mln zł (realnie niższą o 56,26%), w tym na współfinansowanie w kwocie 3,988 mln zł (realnie ponad 2 razy mniej niż w 2016 roku). Z dotacji tej finansowane mają być inwestycje i zakupy inwestycyjne w kwocie 122 mln zł realnie o 7,45% niższe niż w 2016.

z pozostałych tytułów, w tym różnego rodzaju odszkodowania, odsetki za zwłokę, koszty i opłaty sądowe, a także koszty wynikające ze zobowiązań wobec beneficjentów tj. kwota o ok. 40% realnie niższa niż w 2016 roku.

Rachunek przychodów i kosztów funkcjonowania Agencji w ujęciu memoriałowym daje w 2017 roku wynik dodatni, zarówno brutto jak i netto i wynosi +1,945 mln zł. W 2016 roku był on również dodatni i wynosił 34,570 mln zł, czyli blisko osiemnaście razy więcej. Należności krótkoterminowe określone są w 2017 roku kwotą 11,301 mln zł, zaś zobowiązania 186,131 mln zł tj. o 0,7% realnie mniej niż w 2016 roku. Podkreślić też należy, iż poziom planowanych kosztów (wydatków ogółem) ARiMR w 2017 roku w pełni ma być pokryty wielkością posiadanych przychodów. Natomiast zatrudnienie w ARiMR w przeliczeniu na pełne etaty wyniesie w 2017 roku 10 980 osób.

Powyższe rozważania dotyczą zadań statutowych i wydatków majątkowych ARiMR finansowanych z dotacji budżetowych. Nie uwzględniają jednak zadań zleconych, realizowanych przez ARiMR jako agencji płatniczej, a finansowanych ze środków będących w dyspozycji Ministra Rolnictwa i Rozwoju Wsi. Biorąc pod uwagę finansowanie przez ARiMR celów WPR planowane wydatki Agencji w 2017 roku wyniosą 3342,393 mln zł tj. realnie będą o blisko 5,54% wyższe niż w 2016 roku. W 2016 roku było one o blisko 11% niższe niż w 2015 roku, w 2014 roku kwota ta była o 9,1% niższa niż w 2013 roku, zaś w 2013 roku o 0,36% realnie niższa niż w 2012 roku. Ta z kolei była realnie niższa o blisko 18% od występującej w 2011 roku [Czyżewski 2014].

KONKLUZJE

Konkludując powyższe rozważania można stwierdzić, że:

- Budżet ANR w 2017 roku w ujęciu memoriałowym i kasowym jest w zakresie przychodów i wydatków dodatni i porównywalny z sytuacją w 2016 roku (także pod względem zatrudnienia 1900 etatów). Jeśli idzie natomiast o plan finansowy Zasobu Własności Rolnej Skarbu Państwa to występują w 2017 roku głębokie zmiany. Wprowadzenie w życie ustawy o kształtowaniu ustroju rolnego w Polsce z maja 2016 wywołało zasadniczą dezaktywizację ekonomiczną Zasobu Własności Rolnej Skarbu Państwa, a przez to istotnie pogorszyło efektywność jego funkcjonowania) w porównaniu z planem na 2016 rok) w odniesieniu do relacji efektów do nakładów.
- Wynika to z faktu, iż planowana sprzedaż gruntów rolnych z Zasobu Własności Rolnej Skarbu Państwa będzie 7,7 raza mniejsza niż w 2016 roku, w przetargach ma być sprzedane 4,5 raza mniej gruntów rolnych niż planowane w 2016 roku po cenie rynkowej o ok. 8% niższej, a przychody ze sprzedaży gruntów rolnych będą 4,2 razy niższe, niż w planie na 2016 rok, co odpowiednio obniży bieżące wpływy ze sprzedaży tych gruntów. Obniżeniu ulegną również przychody z tytułu sprzedaży innych składników majątku Zasobu Własności Rolnej Skarbu

- Państwa jak budynków i budowli, ruchomych środków trwałych i pozostałego mienia Zasobu znajdujących się na sprzedawanych gruntach. Tym samym łączne przychody Zasobu będą w 2017 roku realnie o 60% niższe od planowanych na 2016 rok, zaś koszty tylko o 25% niższe, co oznacza brak właściwych proporcji zmian bilansowych (przychodowo-kosztowych). Jak już zauważono, dodatni wynik finansowy zaplanowany na 2017 rok wynosi 101,8 mln zł, podczas gdy w planie na 2016 rok (przyjętym w Ustawie budżetowej) sięgał on 1445,4 mln zł, a więc był ponad 14 razy wyższy. Jednocześnie wpłaty do budżetu państwa z tytułu działalności Zasobu Własności Rolnej Skarbu Państwa wyniosą w 2017 roku 76,4 mln zł, podczas gdy w 2016 roku planowano 809,8 mln zł tj. ponad 10 razy więcej. Dodać należy, że wydatki majątkowe Zasobu Własności Rolnej Skarbu Państwa związane z realizacją ustawy o kształtowaniu ustroju rolnego Polski z maja 2016 roku wyniosą ok. 330 mln zł.
- W 2017 roku ujawniły się trzy przesłanki skłaniające do tezy o zmieniającej się roli ARR jako instytucji interweniującej na rynkach rolnych w Polsce. Po pierwsze, zasadniczo zmalały wydatki na administrowanie mechanizmami WPR w porównaniu z 2016 rokiem realnie o ponad 45%. W odniesieniu do wydatków w I filarze, finansowanych z BŚE redukcja ta była nawet większa i sięgała ponad 47%. Zaznaczyła się ona też w odniesieniu do wydatków finansowanych z budżetu krajowego, gdzie była wprawdzie niższa, ale przekraczała jedną trzecią stanu z 2016 roku.
 - Po drugie, zasadniczo wzrosła rola ARR jako instytucji stabilizującej rynki rolne poprzez zapobieganie sytuacjom kryzysowym, wywołanym dysfunkcją polityki gospodarczej. Warto zauważyć, iż nadzwyczajne wsparcie producentów owoców i warzyw, spowodowane embargiem rosyjskim skutkowało uruchomieniem już piątej transzy w wysokości 223,5 mln zł, rekompensującej producentom owoców i warzyw straty z tytułu tego embargo. Poza tym równocześnie rezerwa przeznaczona na sytuacje kryzysowe w sektorze rolnym sięga w 2017 roku ponad 145,5 mln zł. Z drugiej strony zaznaczyła się też wyraźna pomoc unijnego i krajowego budżetu na rzecz przeciwdziałania skutkom zniesienia limitowania produkcji mleka. W 2017 roku pojawiła się w budżecie ARR pomoc finansowa, zarówno na ograniczanie produkcji mleka w wysokości 65,3 mln zł jak też nadzwyczajne finansowe wsparcie o charakterze dostosowawczym dla producentów mleka i rolników w innych sektorach hodowli zwierząt m.in. bydła, cieląt, żywca wieprzowego, baraniny i koziny w wysokości 197,378 mln zł, finansowana w połowie przez budżet unijny i krajowy. Warto zauważyć, iż tylko te cztery pozycje stanowią o łącznej kwocie planowanych wydatków aż 631,637 mln zł, którymi to administrować będzie w 2017 roku ARR.
 - Po trzecie, w 2017 roku utrzymuje się jednak klasyczny obszar interwencji rynkowej ARR, ale ma charakter sukcesywnie malejący. Dotyczy przede wszystkim: rynku mleka łącznie na kwotę 316,664 mln zł (tu: interwencyjny zakup masła, mleka w proszku, dopłaty do przechowywania przetworów z mleka, ale też jego spożycia w programie „Mleko w szkole” z budżetu unijnego

- i krajowego, por. tabelę 1) oraz na rynku zbóż (interwencyjny jej skup) ok. 23 mln zł, przechowywania mięsa wieprzowego ok. 8,8 mln zł, rynku produktów pszczelich 25,26 mln zł, czy programu „Owoce i warzywa w szkole” 87,5 mln zł. W sumie wymienione pozycje stanowią wydatki w kwocie 461,224 mln zł, którymi administrować będzie w 2017 roku ARR jako wydatkami na WPR, ponoszonymi z BŚE oraz budżetu krajowego. Porównując drugą i trzecią przesłankę wysuniętej wyżej tezy, co do zmieniającej się roli ARR można szacować, iż tylko w ok. 40% pełni ona funkcje instytucji interwenującej na rynkach rolnych w trosce o ich zrównoważenie, a w 60% instytucji zapobiegającej zakłóceniom i kryzysom na rynkach rolnych, występujących z tytułu różnych uwarunkowań m.in. politycznych, braku stabilności ekonomicznej, a także ze względu na zmiany wewnętrznych regulatorów na unijnych rynkach rolnych np. zniesienie kwotowania itp.
- W działalności interwencyjnej ARR sukcesywnie wzrasta znaczenie dwóch programów krajowych tj. od lat prowadzonej akcji „Mleko w szkole” oraz od niedawna „Owoce i warzywa w szkole”. Warto zauważyć, iż administrowanie tymi programami w 2017 roku oznacza poniesienie wydatków w kolejności 157,634 mln zł oraz 87,492 mln zł tj. razem 245,126 mln zł, co wskazuje na trudną do przecenienia rolę obu programów w działalności interwencyjnej ARR w 2017 roku, zarówno w sensie ekonomicznym, jak i społecznym.
 - Projekt planu finansowego ARiMR na 2017 rok, sporządzony w układzie przychodowo-kosztowym, będzie zarówno w aspekcie przychodów jak i kosztów ogółem realnie zbliżony do bilansu z 2016 roku, a odchylenia od sytuacji 2016 r. nie będą wyższe niż $\pm 1,5\%$. Wynik brutto i netto tego rachunku będzie jednak dodatni, przy czym w 2017 roku zdecydowanie niższy niż rok wcześniej. Natomiast zlecone Agencji przez Ministra Rolnictwa i Rozwoju Wsi płatności w ramach WPR będą także realnie o ponad 5,5% wyższe niż w 2016 roku, kiedy to były niższe o blisko 11% niż w 2015 roku. Można też powiedzieć, iż w świetle projektu budżetu na 2017 rok ARiMR utrzyma pozycję wiodącej instytucji w Polsce w zakresie finansowych interwencji w rolnictwie w ramach I i II filara WPR.

BIBLIOGRAFIA

- Czyżewski A. (2015) Opinia o ustawie budżetowej na 2015 rok w częściach dotyczących rolnictwa. *Wieś Jutra*, 1, 1–10.
- Czyżewski A. (2016) Opinia o ustawie budżetowej na 2016 rok w częściach dotyczących rolnictwa. *Wieś Jutra*, 1, 1–12.
- Czyżewski A., Matuszczak A. (2014) Budżet rolny Polski przed wstąpieniem do UE i po akcesji. Poziom, dynamika, tendencje. [w:] Nurzyńska I., Poczta W. (red.) *Polska wieś 2014: raport o stanie wsi*. Wydawnictwo Naukowe Scholar w Warszawie, 225–255.

Czyżewski A., Matuszczak A. (2016) Struktura dochodów i wydatków budżetowych na rolnictwo, rozwój wsi i rynki rolne w 2016 roku. *Folia Pomeranae Universitatis Technologiae Stetinensis, Seria Oeconomica*, 329 (84) 3, 53–62.

Informacje o budżecie ANR, ARR oraz ARiMR na 2017 rok, Warszawa, ANR, ARR oraz ARiMR, grudzień 2016.

Projekty Ustaw budżetowych na lata 2016-2017 oraz Uzasadnienia do Ustaw budżetowych na lata 2016-2017, t.1.

LAND AND MARKET IN THE LIGHT OF BUDGETARY EXPENDITURES IN POLISH AGRICULTURE IN 2016-2017

Abstract: The purpose of the analyzes was to indicate the quantitative and qualitative changes that took place in the expenditures noted in the budgetary law for 2017 in the sections on agriculture, rural development, agricultural markets in the perspective of the three agricultural intervention agencies – Agricultural Property Agency, Agricultural Market Agency and Agency Restructuring and Modernization of Agriculture in relation to the previous year. It is reasonable to conclude that after a number of years of relatively consistent national agricultural policy, the legislator's approach to financing many agricultural sectors has been noticeable.

Keywords: Agricultural Property Agency, Agricultural Market Agency, Agency for Restructuring and Modernization of Agriculture, budgetary expenditures

UWAGI NA TEMAT ŚREDNICH W EKONOMII

Beata Falda, Józef Zając

Instytut Matematyki i Informatyki

Państwowa Wyższa Szkoła Zawodowa w Chełmie

e-mail: bfalda@pwsz.chelm.pl, jzajac@pwsz.chelm.pl

Streszczenie: Wykorzystanie metod i narzędzi matematyki oraz statystyki stanowi od dawna nieodłączny element analiz ekonomicznych. Nie kwestionując potrzeby matematyzacji ekonomii warto przyjrzeć się niektórym „pułapkom”, na które można się natknąć jeżeli bezkrytycznie wykorzystujemy dorobek nauk ścisłych. W niniejszej pracy autorzy przedstawiają wyniki studiów nad jednoznacznością związków pomiędzy podstawowymi parametrami ekonomicznymi a odpowiednimi średnimi liczbowymi.

Słowa kluczowe: średnia arytmetyczna, średnia harmoniczna, średnia geometryczna, struktura algebraiczna

MATEMATYZACJA EKONOMII

Historia rozwoju ekonomii wskazuje na pojawiającą się w pewnych okresach tendencję do jej ewolucji w kierunku stania się jedną z dyscyplin matematycznych [zob. np. Waintraub 2002]. Początkowe, opisowe wyrażanie związków i relacji zachodzących pomiędzy zjawiskami i procesami ekonomicznymi, preferowane chociażby przez J. M. Keynes'a czy F. Hayek'a, stopniowo zastępowano modelami, bazującymi np. na rachunku różniczkowym i całkowym lub na podejściu macierzowym.

Na uwagę zasługuje fakt, iż matematyzacja ekonomii dokonywała się na dwóch płaszczyznach. Pierwsza z nich wychodziła z założenia, iż poprawnie sformułowane pojęcia ekonomiczne powinny odnosić się do empirycznie mierzalnych zjawisk, zaś konstruowane przy ich użyciu teorie – do rzeczywistych związków przyczynowo-skutkowych, podlegających, chociażby hipotetycznemu, testowaniu doświadczalnemu. Drugie podejście bazowało na przyjęciu

aksjomatycznego ujęcia matematyki¹, w którym twierdzenia matematyczne nie podlegają weryfikacji empirycznej. Takie rozumienie „nowej ekonomii” spotkało się zarówno z wielkim uznaniem, czego wyrazem była Nagroda Nobla dla G. Debreu, wielkiego promotora aksjomatyzacji ekonomii, jak i z krytyką, wskazującą na zbyt formalistyczne i abstrakcyjne podejście, które ma wątpliwe znaczenie dla rozwiązywania rzeczywistych problemów ekonomicznych.²

Chociaż inne nauki społeczne coraz częściej wykorzystują matematykę w swoich rozważaniach analitycznych, to żadna z nich nie włączyła jej do swoich badań w sposób tak znaczący i kompleksowy jak uczyniła to ekonomia. Taki stan rzeczy może wynikać z faktu, iż wielu wybitnych ekonomistów, mających obszerną wiedzę matematyczną, jak choćby A. Cournot czy L. Walras, chciało ją wykorzystać w prowadzeniu dyskursu ekonomicznego, wskazując nowe możliwości analizy zjawisk i procesów gospodarczych. Kolejnym bodźcem do stosowania metod i narzędzi nauk ścisłych była chęć upodobnienia ekonomii do nauk fizycznych. Wykorzystanie formuł i twierdzeń matematycznych uznano za drogę do stworzenia „naukowej doskonałości” ekonomii. Miały one zapewnić głębszy ogłód zachodzących w otaczającym nas świecie zależności oraz stanowić dowód prawdziwości formułowanych hipotez i argumentów ekonomicznych [Katzner 2003]. Nie wdając się w dyskusję nad trafnością takiej argumentacji warto zauważyć, że między ekonomią a matematyką zachodzi pewien rodzaj sprzężenia zwrotnego. Wyraża się ono z jednej strony możliwością wykorzystania przez ekonomistę szeregu teorii matematycznych, a z drugiej – w inspirowaniu matematyki do konstruowania nowych metod i narzędzi badawczych, użytecznych w ekonomii [Pałaśca 2013].

Biorąc pod uwagę względy poznawcze wykorzystania metod matematycznych w opisie i wnioskowaniu dotyczącym rzeczywistości gospodarczej, należy uznać zasadność ich stosowania w podejmowaniu prób modelowania zjawisk i procesów ekonomicznych. Uwzględniając jednak fakt, iż matematyka jest nauką aksjomatyczną, warto pamiętać, że metody ilościowe charakteryzuje określony formalizm. Zarówno jego pominięcie jak i bezkrytyczne stosowanie może prowadzić do zubożenia wiedzy lub błędnych wniosków, co wielokrotnie stanowiło przedmiot krytyki oponentów matematyzacji ekonomii.

Z drugiej strony, złożoność otaczającego nas świata powoduje, iż odpowiedź na pytania ekonomiczne można uzyskać jedynie kosztem wprowadzenia

¹ Podejście aksjomatyczne zostało zaproponowane w drugiej dekadzie XX wieku przez D. Hilberta, który pragnął w ten sposób stworzyć „rygorystyczną” matematykę. Twierdził, że niezależność i spójność pomiędzy aksjomatami jest podstawą „stopniowego rozwoju” wiedzy w danej dziedzinie [Waintraub 2002].

² Stanowisko takie reprezentował chociażby M. Blaug, wskazując, iż ekonomia coraz bardziej staje się „grą intelektualną graną dla samej siebie” [Blaug 1998]. Nie jest on przeciwnikiem zastosowania matematyki, ale uważa, że nie może być ona celem samym w sobie.

dodatkowych ograniczeń. Niektóre z nich mogą być „naturalnymi” założeniami ekonomicznymi, inne zaś są formalnymi, czysto matematycznymi aksjomatami, często postrzeganymi jako sprzeczne z intuicją ekonomiczną. Przykładem tego są klasyczne działania na liczbach oraz zachodzące między nimi związki, które stosowane na gruncie ekonomii zazwyczaj nie uwzględniają, wykorzystywanego w matematyce, pojęcia ich naturalnej struktury algebraicznej.

Pojawiające się trudności metodologiczne często burzą ściśle podejście do modelu ekonomicznego, które zakłada, iż między oryginałem a modelem musi istnieć powiązanie izomorficzne albo przynajmniej homomorficzne [Kyn i in. 1979]. Nie oznacza to jednak eliminacji metod ilościowych w analizach ekonomicznych. Konieczna jest, w takim przypadku, odpowiedź na pytanie: na ile jesteśmy skłonni zaakceptować, powstały w wyniku uproszczeń, błąd.

POJĘCIE ŚREDNIEJ

Wartość średnia, lub inaczej przeciętna czy też wartość oczekiwana³, od dawna zajmują ważne miejsce w stosowaniu metod ilościowych w ekonomii. Wynika to z faktu, iż pozwala ona na uzyskanie skondensowanej informacji o cechach badanego zjawiska, bez czasochłonnej ich analizy w oparciu o wyniki pojedynczych obserwacji.

Wyznaczanie wartości średniej jest najczęściej kojarzone z użyciem jednej z trzech średnich: arytmetycznej, harmonicznej lub geometrycznej. Średnia arytmetyczna była znana i używana już przez Babilończyków. Wykorzystywanie w starożytnej Grecji dwóch pozostałych średnich potwierdzają badania prowadzone przez Helleńczyków w zakresie proporcji. Były one motywowane próbą zastosowania średnich: harmonicznej i geometrycznej, w teorii muzyki oraz w architekturze [Wassel 2002].

Jednym z pierwszych autorów pojęcia „średnia” w sensie matematycznym był A. L. Cauchy. W swojej pracy „Wykłady z analizy algebraicznej” z 1821 r. zdefiniował średnią jako funkcję $\mu(x_1, x_2, \dots, x_m)$ taką, że dla dowolnych x_1, x_2, \dots, x_m spełniony jest warunek

$$\min(x_1, x_2, \dots, x_m) \leq \mu \leq \max(x_1, x_2, \dots, x_m) \quad (1)$$

Jednocześnie funkcja ta jest niemalejąca ze względu na każdą zmienną x_i . Przedstawione podejście ma charakter aproksymacyjny, w przeciwieństwie do funkcyjnego, zaproponowanego w 1929 r. przez O. Chisini'ego. Według niego średnią liczb x_1, x_2, \dots, x_m , względem funkcji g nazywamy liczbę M , która, zastępując te liczby, spełnia równanie [Fodor i in. 1995]:

$$g(x_1, x_2, \dots, x_m) = g(M, M, \dots, M). \quad (2)$$

³ Pojęcie wartości średniej dotyczy liczb rzeczywistych, zaś wartość oczekiwana jest stosowana w terminologii rachunku prawdopodobieństwa i statystyki, odnosząc się do zmiennych losowych.

Natomiast aksjomatyczne ujęcie problemu średniej zaprezentowali m. in. M. Nagumo i A. Kołmogorow [Muliere i in. 1993, Ostasiewicz i in. 2000].

W literaturze przedmiotu znajdujemy wiele rodzajów średnich [por. np. Bullen i in. 1988]. Na gruncie ekonomii najczęściej stosuje się średnie klasyczne, tzn. średnią arytmetyczną (A), geometryczną (G) i harmoniczną (H) lub ich kombinacje⁴. Zakładając, że dane są liczby a i b , takie że $0 < a \leq b$, klasyczne średnie przyjmują postać:

$$\begin{aligned} A &= A(a, b) = \frac{a+b}{2}, & G &= G(a, b) = \sqrt{ab}, \\ H &= H(a, b) = \left(\frac{a^{-1} + b^{-1}}{2} \right)^{-1} = \frac{2ab}{a+b}, \end{aligned} \quad (3)$$

a ponadto wiadomo, że $G^2 = A \cdot H$, skąd wynika, że $H \leq G \leq A$. Ciekawym ich uogólnieniem jest średnia M_s postaci [Wassell 2002]:

$$M_s = M_s(a, b) = \frac{a^{s+1} + b^{s+1}}{a^s + b^s} \quad (4)$$

oraz średnia potęgowa

$$P_s(a, b) = \left(\frac{a^s + b^s}{2} \right)^{\frac{1}{s}}, \quad (5)$$

gdzie $s \in \mathbb{R}$.

Mając dany układ a_1, a_2, \dots, a_n liczb rzeczywistych dodatnich możemy rozszerzyć te pojęcia do postaci

$$\begin{aligned} A(a_1, a_2, \dots, a_n) &= \frac{1}{n} (a_1 + a_2 + \dots + a_n), \\ G(a_1, a_2, \dots, a_n) &= \sqrt[n]{a_1 \cdot a_2 \cdot \dots \cdot a_n}, \\ H(a_1, a_2, \dots, a_n) &= \frac{n}{\frac{1}{a_1} + \frac{1}{a_2} + \dots + \frac{1}{a_n}}, \\ M_s(a_1, a_2, \dots, a_n) &= \frac{a_1^{s+1} + a_2^{s+1} + \dots + a_n^{s+1}}{a_1^s + a_2^s + \dots + a_n^s}, \\ P_s(a_1, a_2, \dots, a_n) &= \left(\frac{1}{n} (a_1^s + a_2^s + \dots + a_n^s) \right)^{\frac{1}{s}}, \quad s \neq 0. \end{aligned} \quad (6)$$

Wyrażenie $P_2(a, b)$ nazywa się średnią kwadratową liczb a i b , a ponadto

$$P_1 = A = M_0, \quad P_{-1} = H = M_{-1}, \quad \lim_{s \rightarrow \infty} P_s =: P_0 = G = M_{-\frac{1}{2}}, \quad (7)$$

a także $P_s \geq A$ dla dowolnego $s \geq 1$. Łatwo można zauważyć, że

⁴ Ponadto, w rozważaniach statystycznych wykorzystywane są inne miary położenia, wśród których ważne miejsce zajmuje mediana, która pozwala na eliminację ze zbioru wartości obserwacji tych, które są nietypowe. Za metodę uśredniania możemy również uznać metodę najmniejszych kwadratów, której efektem jest pojęcie regresji [zob. np. Antoniewicz 2005].

$$\begin{aligned}\min(a_1, a_2, \dots, a_n) &= \lim_{s \rightarrow -\infty} P_s(a_1, a_2, \dots, a_n) =: P_{-\infty}, \\ \max(a_1, a_2, \dots, a_n) &= \lim_{s \rightarrow +\infty} P_s(a_1, a_2, \dots, a_n) =: P_{\infty}.\end{aligned}\quad (8)$$

Dlatego też

$$P_{-\infty} \leq P_{-1} \leq P_0 \leq P_1 \leq P_s \leq P_{\infty}, \quad s \geq 1, \quad (9)$$

a ponadto średnia potęgowa P_s jest funkcją rosnącą parametru s , przy tych samych wartościach a_1, a_2, \dots, a_n , a nawet w przypadku, gdy wprowadzamy dodatkowo stałe wagowe w_1, w_2, \dots, w_n , takie, że $w_1 + w_2 + \dots + w_n = 1$.

Ciekawym przypadkiem zastosowania średnich jest tożsamość

$$AG(1+x, 1-x) = \frac{\pi}{2\mathcal{K}(x)}, \quad (10)$$

gdzie AG jest średnią arytmetyczno-geometryczną, zaś \mathcal{K} jest całką eliptyczną pierwszego rodzaju.

Uogólnieniem średnich prostych są średnie ważone z wagą $p = \{p_i\}$, $i = 1, 2, \dots, n$, które w przypadku struktury liniowej noszą nazwę wartości oczekiwanej.

Jeżeli X jest zmienną losową o wartościach rzeczywistych zadanych ciągiem $\{x_i\}$ przyjmowanych z prawdopodobieństwem $\{p_i\}$, $i = 1, 2, \dots, n$, wtedy

$$\begin{aligned}E_A(X, p) &= \sum_{i=1}^n p_i x_i, \\ E_G(X, p) &= \prod_{i=1}^n x_i^{p_i} = e^{\sum_{i=1}^n p_i \ln x_i}, \\ E_H(X, p) &= \left(\sum_{i=1}^n \frac{p_i}{x_i} \right)^{-1}, \\ E_{M,\alpha}(X, p) &= \frac{\sum_{i=1}^n p_i x_i^{\alpha+1}}{\sum_{i=1}^n p_i x_i^{\alpha}}, \quad \alpha \in \mathbb{R}, \\ E_{p,\alpha}(X, p) &= \begin{cases} (\sum_{i=1}^n p_i x_i^{\alpha})^{\frac{1}{\alpha}}, & \alpha \neq 0, \\ \prod_{i=1}^n x_i^{p_i} & \alpha = 0. \end{cases}\end{aligned}\quad (11)$$

W przypadku, gdy ρ jest metryką euklidesową, określoną na przestrzeni \mathbb{V} , zaś X zmienną losową, przyjmującą w niej swoje wartości, wtedy wyrażenie

$$\begin{aligned}\Sigma^2(X, p) &= \sum_{i=1}^n (x_i - E(x, p))^2 p_i = \\ &= \sum_{i=1}^n |x_i - E(x, p)|^2 p_i = \sum_{i=1}^n \rho(x_i, E(x, p))^2 p_i,\end{aligned}\quad (12)$$

jest wariancją zmiennej X o rozkładzie $p = \{p_i\}$.

Przeniesienie wariancji σ^2 , realizowane izomorficznie na przestrzeń $\mathbb{V}_h = h(\mathbb{V})$ określone wzorem

$$\sigma_h^2(Y, p) = \sum_{i=1}^n \rho_h(y_i, E_h(Y, p))^2 p_i = \sum_{i=1}^n h^{-1}(y_i)^2 p_i - [h^{-1}(E_h(Y, p))]^2, \quad (13)$$

będziemy nazywać h -wariancją zmiennej losowej Y , gdzie ρ_h jest metryką, otrzymaną z metryki ρ przy pomocy izomorfizmu h i określoną wzorem

$$\rho_h(X, Z) := \rho(h^{-1}(Y), h^{-1}(Z)), \quad (14)$$

dla dowolnych $Y, Z \in \mathbb{V}_h$. Wtedy wyrażenie

$$\sigma_h(Y, p) = \sqrt{\sigma_h^2(Y, p)} \quad (15)$$

będziemy nazywać h odchyleniem standardowym.

Funkcja $h(x) = e^x$, odwzorowując \mathbb{R} na \mathbb{R}_+ realizuje przeniesienie liniowej struktury probabilistycznej na strukturę multiplikatywną, zaś odwzorowanie $h(x) = \frac{1}{x}$, $x \in \mathbb{R}_+$, przenosi strukturę liniową na strukturę harmoniczną [Fałda 2011].

ŚREDNIE W EKONOMII

Dobór odpowiedniej średniej jest zdeterminowany charakterem modelowanego zjawiska lub procesu. Należy jednak zauważyć, iż, z matematycznego punktu widzenia, zazwyczaj przyjmuje się, że wartości pomiarów są elementami ciała liczb rzeczywistych $(\mathbb{R}, +, \cdot)$ lub, prościej, są liczbami rzeczywistymi nieujemnymi. To wydaje się wystarczać dla budowy poprawnej techniki dokonywania pomiarów metodą Jordana lub bardziej ogólną metodą Lebesgue'a. Natomiast pomiar cech badanych procesów ekonomicznych, odbywający się poprzez wyznaczanie wartości liczbowych charakteryzujących je parametrów ekonomicznych, nakazuje baczne zwracanie uwagi na pojawiające się miana tych pomiarów. Te zaś bowiem wskazują jednoznaczne działania, lub nawet struktury działań, właściwe dla zapewnienia poprawności dalszych obliczeń. Pomijanie tego aspektu procesu mierzenia może prowadzić do istotnych rozbieżności w ocenie wartości cech badanych parametrów.

Ze względu na swoją prostotę, w analizach ekonomicznych najczęściej stosuje się średnią arytmetyczną, w przeciwieństwie do średniej harmoniczej, będącej odwrotnością średniej arytmetycznej z odwrotności liczb i średniej geometrycznej definiowanej jako średnia arytmetyczna z wartości logarytmowanych.

Rozważamy sytuację, w której $X = \{1, 2, \dots, 50\}$, $p_i = \frac{1}{50}$, $i = 1, 2, \dots, 50$. Wówczas otrzymujemy

Tabela 1. Podstawowe parametry zmiennej losowej X w terminach odpowiednich średnich

	średnia	wariancja	odchylenie standardowe	odchylenie przeciętne	współczynnik zmienności	współczynnik skupienia
H	11,11	415,23	20,37	16,63	1,83	2,20
G	19,48	244,45	15,63	13,22	0,80	2,08
A	25,50	208,25	14,43	12,50	0,56	1,63
P_2	29,30	222,69	14,92	12,78	0,50	1,94

M_2	37,87	1249742,53	1117,91	15,55	29,51	$1,87^{-7}$
-------	-------	------------	---------	-------	-------	-------------

Źródło: opracowanie własne

Z podanego przykładu liczbowego wynika, iż $H < G < A < P_2 < M_2$, przy czym możemy zauważyć, iż wartości średniej H oraz średniej M_2 wydają się nie odpowiadać podejściu intuicyjnemu. Zazwyczaj utożsamiamy bowiem wartość średnią z pojęciem średniej arytmetycznej, wykorzystywanej do wyznaczania liczbowych wartości przeciętnych. Tymczasem, warto zauważyć, iż poprawność stosowania średnich wynika z cech zmiennych, które są wykorzystywane do prowadzonych obliczeń oraz z celu, dla którego są stosowane. Z tego względu średnią harmoniczną wykorzystujemy do uśredniania wielkości względnych, np. przy obliczaniu przeciętnej prędkości, pracochłonności, średniej gęstości zaludnienia, natomiast średnia geometryczna znajduje najczęściej zastosowanie w obliczaniu przeciętnego tempa zmian zjawisk w czasie.

Wynika stąd, że jeśli podane dane liczbowe odnoszą się np. do cen pewnego dobra, wówczas zasadnym jest wykorzystanie, do poszukiwania ceny przeciętnej, średniej arytmetycznej. Jeśli jednak dane dotyczą cen względnych, wówczas poprawnym jest wykorzystanie średniej geometrycznej. Zastosowanie średniej arytmetycznej zawyżałoby poszukiwaną wartość przeciętną. Inny wynik uzyskamy, zakładając, iż przedstawione dane oznaczają cenę jednostkową. Wówczas odpowiednią jest średnia harmoniczną.

Pozostałe średnie są trudne do intuicyjnego zastosowania, jakkolwiek stanowią one podstawę konstrukcji wielu modeli ekonomicznych. Przykładowo, średnia potęgowa (ważona) występuje w ekonomii jako funkcja elastyczności produkcji, zaś przypadki $P_{-\infty}$, P_0 i P_1 są znane jako funkcja produkcji typu Leontiewa, Cobba-Douglasa i liniowa funkcja produkcji [Hegselmann i in. 2005]. Z kolei modelowe wykorzystanie średniej harmonicznnej i geometrycznej znajdujemy w konstrukcji indeksów cen⁵. Postać średniej harmonicznnej przyjmuje przykładowo, zaproponowany w 1874 r. przez H. Paasche'go, indeks:

$$I_p = \frac{\sum_{j=1}^n q_{j2} p_{j2}}{\sum_{j=1}^n q_{j2} p_{j1}} = \frac{1}{\sum_{j=1}^n w_{j2} \left(\frac{p_{j2}}{p_{j1}} \right)^{-1}}, \quad (16)$$

gdzie $w_{j2} = \frac{p_{j2} q_{j2}}{\sum_{k=1}^n p_{k2} q_{k2}}$, zaś p_j i q_j oznaczają odpowiednio cenę i ilość dobra j .

Obserwacja cen wskazuje, iż ich zmiany są łatwiejsze do wyrażenia w procentach, co sugeruje, że model wykładniczy może być bardziej odpowiedni

⁵ Konstrukcję indeksu cen, opartą o średnią arytmetyczną, zaproponował w 1764 roku G. Carli. Indeks Carli był stosowany w Wielkiej Brytanii do 1996 roku, kiedy zamieniono go na indeks oparty o średnią geometryczną. W wyniku przeprowadzonych analiz zauważono, iż wykorzystanie indeksu Carli'ego do pomiaru inflacji powodowało znaczne zawyżanie wyników.

do badania relacji cen w różnych okresach. Indeks cen, oparty na średniej geometrycznej zaproponowała w 1863 roku W. S. Jevons:

$$J = \prod_{j=1}^n \left(\frac{p_{j2}}{p_{j1}} \right)^{\frac{1}{n}}. \quad (17)$$

Postać średniej geometrycznej przyjmują również: indeks Fischera z 1922 roku:

$$F = \left(\sum_{j=1}^n w_{j1} \left(\frac{p_{j2}}{p_{j1}} \right) \frac{1}{\sum_{j=1}^n w_{j2} \left(\frac{p_{j2}}{p_{j1}} \right)^{-1}} \right)^{\frac{1}{2}}. \quad (18)$$

oraz indeks Törnqvista z 1936 roku:

$$T = \prod_{j=1}^n \left(\frac{p_{j2}}{p_{j1}} \right)^{\frac{w_{j1} + w_{j2}}{2}}, \quad (19)$$

gdzie $w_{j1} = \frac{p_{j1}q_{j1}}{\sum_{k=1}^n p_{k1}q_{k1}}$ i $w_{j2} = \frac{p_{j2}q_{j2}}{\sum_{k=1}^n p_{k2}q_{k2}}$ [Wegman i in. 2003].

Znaczenie właściwego, pod względem rachunkowym, operowania wynikami pomiarów parametrów ekonomicznych zostało zauważone w pierwszej połowie XIX wieku przez statystyków zajmujących się opracowywaniem metod rachunkowych zgromadzonych danych oraz wnioskowaniu na ich podstawie. Interpretacja danych oraz wyznaczenie na ich podstawie odpowiednie średnie znalazły odzwierciedlenie w konstrukcji systemu wyborczego w Stanach Zjednoczonych. Trafność intuicyjna i właściwe zastosowanie różnych średnich w praktyce są imponujące nawet dla współczesnego czytelnika tamtych opracowań. Dlatego też podnosimy dzisiaj ten temat, mając na celu metodyczną budowę teorii algebraiczno-statystycznej, która pozwoli na urealnienie wyników opracowań statystycznych w ekonomii [Misztal 2012].

ZAKOŃCZENIE

Stosowanie metod matematycznych w pracy nad problemami ekonomicznymi obejmuje wybory, które są związane z niepewnością i ryzykiem, ponieważ często nie jest jasne a priori, które podejścia matematyczne są najbardziej odpowiednie. Zwykle wynika to z braku klarownego zdefiniowania modelowanego zjawiska, innym razem z jego złożoności, która ogranicza jednoznaczność stosowania metod nauk ścisłych.

Zastosowanie w ekonomii uśredniania ma na celu uzyskanie reprezentatywnego opisu badanego zjawiska opartego na dużej liczbie faktów ekonomicznych. Jak wskazano w niniejszej pracy, pomimo, wydawałoby się,

prostoty narzędzi do wyznaczania wartości średniej ich dobór wymaga znajomości charakteru badanego zjawiska. Zaletą ekonomii, podobnie jak i fizyki, jest fakt, iż wielkości, które mierzymy, mają zadane miana, a te, z kolei, determinują jednoznacznie struktury matematyczne w zbiorze pomiarów. Warto jest zauważyć, iż przypadki pomiaru ekonomicznych wielkości niemianowanych, takich jak ilorazy, podlegają w ekonomii uśrednianiu geometrycznemu, podczas gdy matematycy, stosując wartości liczbowe niemianowane, na ogół przyjmują, że ich struktura ma charakter arytmetyczny, czyli że jest addytywna.

Prowadzone przez autorów badania nad związkiem pomiędzy parametrami ekonomicznymi a odpowiednimi średnimi liczbowymi prowadzą do wniosku, iż średnie te stanowią element zerowy szeregu wyrażającego regresję uogólnioną [Partyka i in. 2015] w odpowiednio dobranej strukturze, gdzie kolejnym elementem jest regresja liniowa.

BIBLIOGRAFIA

- Antoniewicz R. (2005) O średnich i przeciętnych. Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej im. O. Langego we Wrocławiu.
- Blaug M. (1998) Disturbing Currents in Modern Economics. *Challenge*, 41 (3), 11–34.
- Bullen P. S., Mitrinović D. S., Vasić M. (1988) Means and Their Inequalities. Springer Science&Business Media B. V., Dordrecht.
- Fałda B., Zajac J. (2011) Analiza statystyczna parametrów ekonomicznych z ustaloną strukturą algebraiczną. [w:] Domański Cz., Majdzińska A. (red.) Zastosowanie metod ilościowych do oceny ryzyka i efektywności systemu ubezpieczeń społecznych. *Acta Universitatis Lodzensis, Folia Oeconomica*, 254, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, 129–141.
- Fodor J., Roubens M. (1995) On meaningfulness of means. *Journal of Computational and Applied Mathematics*, 64, 103–115.
- Hegselmann R., Krause U. (2005) Option Dynamics Driven by Various Ways of Averaging. *Computational Economics*, 25, 381–405.
- Katzner D. W. (2000) Why mathematics in economics? *Journal of Post Keynesian Economics*, 25 (4), 561–574.
- Kyn O., Pelikan P. (1979) *Cybernetyka a ekonomia*. Państwowe Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa.
- Misztal A. (2012) Degresywna proporcjonalność a kształtowanie składu Parlamentu Europejskiego. Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu.
- Muliere P., Parmigiani G. (1993) Utility and Means in the 1930s. *Statistical Science*, 8 (4), 421–432.
- Ostasiewicz S., Ostasiewicz W. (2000) Means and their applications. *Annals of Operations Research*, 97, 337–355.
- Pałaścă S. (2013) Mathematics in economics. A perspective on necessity and sufficiency. *Theoretical and Applied Economics*, XX/9(586), 127–144.
- Partyka D., Zajac J. (2015) Generalized approach to the problem of regression. *Anal. Math. Phys.* 5, 249–320.

- Waintraub E. R. (2002) How Economics Became a Mathematical Science. Duke University Press, Durham and London.
- Wassel S. R. (2002) Rediscovering family of means. *Math. Intelligencer*, 24 (2), 58–65.
- Wegmana E. J., Dorfman A. (2003) Visualizing cereal world, *Computational Statistics & Data Analysis*, 43, 637–638.

REMARKS ON MEANS IN ECONOMICS

Abstract: The use of mathematical and statistical methods and tools is an integral part of economic analysis. Without questioning the need of economics mathematization, it is worth looking at some of the “traps” that can come across if we uncritically exploit the strict science. In this paper the authors present the results of studies on the uniqueness of relations between basic economic parameters and corresponding means.

Keywords: arithmetic mean, harmonic mean, geometric mean, algebraic structure

PROCESY DOSTOSOWAŃ CENOWYCH NA POLSKIM RYNKU WIEPRZOWINY

Stanisław Gędek
Wydział Zarządzania
Politechnika Rzeszowska
e-mail: gedeks@prz.edu.pl

Streszczenie: Analiza powiązań cenowych pomiędzy polskim rynkiem wieprzowiny a rynkami wybranych krajów UE przeprowadzona została przy pomocy modelu VAR. Przy pomocy analizy przyczynowości w sensie Grangera określony został kierunek przepływu impulsów cenowych. Funkcje odpowiedzi na impuls (IRF) wyznaczone w oparciu o wyniki estymacji modelu VAR pozwoliły na opis dynamiki dostosowań cenowych. Dekompozycja wariancji błędów prognoz posłużyła do określenia udziału zmienności cen na poszczególnych rynkach w wyjaśnianiu zmienności cen na danym rynku. Uzyskane wyniki wskazują, iż polski wieprzowiny był silnie powiązany cenowo z rynkami wieprzowiny krajów UE, a impulsy cenowe płynęły z rynków państw UE na rynek polski. Przeprowadzona analiza wykazała również, iż to przede wszystkim rynek niemiecki determinuje zmiany cen na rynku polskim, a udział rynku duńskiego był wyraźnie mniejszy, chociaż również znaczący.

Słowa kluczowe: ceny wieprzowiny, EU, model VAR, funkcja odpowiedzi na impuls

WSTĘP

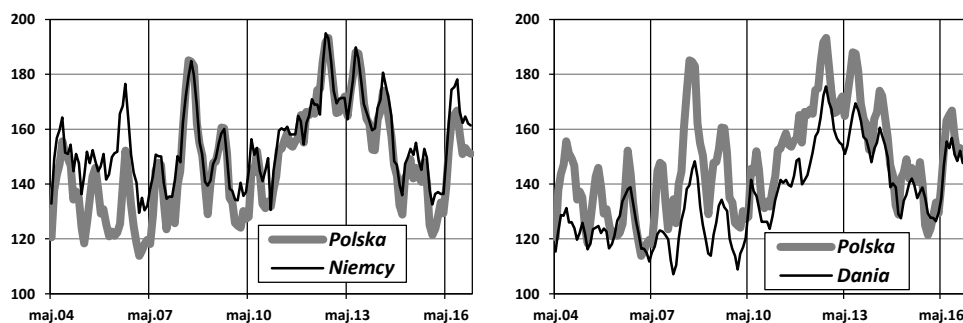
Wejście Polski do Unii Europejskiej spowodowało otwarcie rynków europejskich dla polskich produktów, spowodowało też otwarcie rynku polskiego dla produktów pochodzących z krajów UE. Polski rynek produktów rolnych, w tym i rynek wieprzowiny, stał się po akcesji Polski do Unii Europejskiej częścią rynku unijnego. Rynek ten jest jednak zróżnicowany geograficznie i kulturowo, zniesienie barier handlowych nie spowodowało jego zupełnej homogenizacji. Nadal występuje pewna specyfika rynków krajowych.

Procesy dostosowań cenowych pomiędzy poszczególnymi krajowymi rynkami produktów rolnych przebiegają dosyć wolno, również w przypadku krajów pomiędzy którymi nie występują żadne bariery handlowe [Conforti 2004, Tomek i Robinson 2001]. Dla określenia integracji i efektywności takich rynków konieczne jest więc przedstawienie opisu rozkładu w czasie procesu tych dostosowań. Celem opracowania jest przedstawienie oddziaływania rynków niemieckiego i duńskiego, dwu najbliższych geograficznie dużych krajowych rynków wieprzowiny w Unii Europejskiej na polski rynek wieprzowiny. Pozwoli to określić stopień integracji polskiego rynku wieprzowiny z rynkiem Unii Europejskiej.

DANE EMPIRYCZNE I METODYKA BADAŃ

Podstawę analizy stanowiły średnie miesięczne wyrażone w euro ceny 100 kg półtuszy wieprzowych z okresu maj 2004 – luty 2017 w Polsce oraz w Niemczech i Danii – dużych rynkach krajowych Unii Europejskiej i bliskich geograficznie. Przyjęte one zostały w oparciu o dane Komisji Europejskiej¹. Szeregi czasowe tych danych obejmowały w sumie 154 obserwacje. Dynamikę analizowanych szeregów czasowych pokazują wykresy ich przebiegu zamieszczone na rysunku 1. Widoczna jest duża zgodność zmienności cen na analizowanych rynkach w badanym okresie, widoczne jest też i to, że zgodność ta nie jest zupełna.

Rysunek 1. Przebieg szeregów czasowych ceny półtuszy wieprzowych na rynku polskim, niemieckim i duńskim



Źródło: obliczenia własne

¹ Por. <http://ec.europa.eu/agriculture/markets/pig>

W tabeli 1 zamieszczone zostały wyniki testu ADF oraz KPSS. Wskazują one na to, że szeregi te są one stacjonarne². Na stacjonarność badanych szeregów czasowych potwierdza zarówno test ADF, jak i test KPSS, co „silnie wskazuje na stacjonarność zmiennych” [Welfe 2009, s. 368].

Tabela 1. Wyniki testów stacjonarności szeregów czasowych cen wieprzowiny na rynkach Niemiec, Danii i Polski

Rynek	Test ADF			Test KPSS	
	Augmentacja	Statystyka testu	p	Statystyka testu	Wartość krytyczna ($\alpha = 0,05$)
Niemcy	1	-4,16381	0,000755	0,331936	0,464
Dania	1	-3,02765	0,03241	0,204509	
Polska	1	-3,65358	0,004842	0,302333	

Źródło: obliczenia własne

Stacjonarność szeregów czasowych badanych zmiennych pozwala na zastosowania metodyki VAR (*Vector AutoRegression*) dla poziomów zmiennych do badania współzależności badanych szeregów czasowych cen wieprzowiny. Obejmuje ona następujące kroki [Kusideł 2000]:

1. Estymację modelu VAR, dla poziomów zmiennych.
2. Analizę przyczynowości.
3. Analizę funkcji odpowiedzi na impuls (*IRF*), która pozwala na opis przebiegu tej zależności w czasie (kierunek oddziaływania impulsu, siła impulsu oraz rozkład w czasie i szybkości wygasania)³.

Do tych typowych elementów metodologii VAR można dodać jeszcze analizę dekompozycję wariancji błędów prognoz, która określa, jaki jest udział poszczególnych zmiennych w wyjaśnianiu błędów danej zmiennej. Analiza ta wskazuje na potencjalne źródła zmienności poszczególnych zmiennych w zależności od horyzontu czasowego.

Podstawowa postać modelu VAR [Maddala 2006 s. 609 i dalsze, Lütkepol i Krätzig 2004, s. 112 i dalsze] jest następująca:

² W teście *ADF* hipoteza zerowa zakłada niestacjonarność szeregu czasowego, w teście *KPSS* natomiast hipoteza zerowa zakłada jego stacjonarność. Hipoteza zerowa jest w teście *ADF* jest odrzucana w każdym przypadku, ponieważ prawdopodobieństwo błędu pierwszego rodzaju (p) jest mniejsze od 0,05, przyjmowane zazwyczaj jako graniczne. Z kolei w teście *KPSS* wartość statystyki testu jest w każdym przypadku mniejsza od wartości krytycznej, co powoduje, że hipotezy zerowej o stacjonarności nie można odrzucić. Taka sytuacja „silnie wskazuje na stacjonarność zmiennych” [Welfe 2009, s. 368]. Więcej na temat testów *ADF* i *KPSS* por. Maddala [2006, s. 613-619] oraz Welfe [2009, s. 360 i dalsze].

³ Więcej na temat funkcji odpowiedzi na impuls piszą Kusideł [2000, s.35 i dalsze], Lütkepol [2007, s. 51 i dalsze] oraz Lütkepol i Krätzig [2004, s. 159 i dalsze].

$$\mathbf{x}_t = \mathbf{A}_0 \mathbf{d}_t + \sum_{i=1}^r \mathbf{A}_i \mathbf{x}_{t-i} + \mathbf{e}_t \quad (1)$$

gdzie: $\mathbf{x}_t = [x_{t1} \dots x_{tk}]^T$ – wektor obserwacji na bieżących wartościach zmiennych objaśnianych, $\mathbf{d}_t = [d_0 \ d_t \ d_{1 \ t-1} \ d_{1 \ t-r} \ d_{1 \ t-r}]^T$ – wektor egzogenicznych składników równań, którego składowymi są odpowiednio: stała równania oraz bieżące i opóźnione wartości zmiennych egzogenicznych, \mathbf{A}_0 – macierz parametrów przy zmiennych wektora \mathbf{d}_t , \mathbf{A}_i – macierz parametrów przy opóźnionych zmiennych wektora \mathbf{x}_t , $\mathbf{e}_t = [\mathbf{e}_{1t} \dots \mathbf{e}_{kt}]^T$ wektory reszt równań modelu, r – rząd opóźnienia. Wektory \mathbf{x} modeli VAR wykorzystanych w badaniach zawierały wartości poziomów cen w odpowiednio: Niemczech, Danii i Polsce, Składowymi wektora \mathbf{d} były wyłącznie stałe równań.

Estymacja parametrów modeli opisujących współzależność badanych szeregów czasowych cen wieprzowiny wykonana została przy pomocy programu GRETL, również przy pomocy tego programu wyznaczone zostały wartości funkcji *IRF* i przeprowadzona została dekompozycja wariancji. Do analizy przyczynowości wykorzystany został test *F* służący badaniu braku restrykcji w modelu ekonometrycznym⁴.

WYNIKI BADAŃ

Kryteria informacyjne Akaike’a (AIC), Schwarza (BIC) i Hannana-Quinna (HQC)⁵ zgodnie wskazały, iż rząd opóźnienia w modelu (1) powinien być równy 2. Tak dobrany rząd opóźnienia powodował jednak, że autokorelacja reszt modelu była wysoka. Zwiększenie rzędu opóźnienia do 5 nie powodowało istotnego pogorszenia wartości kryteriów informacyjnych, a eliminowało autokorelację reszt.

Podstawowe charakterystyki równań parametrów modelu (1) zamieszczone zostały w tabeli 2. Dane tam zawarte wskazują, że reszty żadnego z równań nie wykazują autokorelacji. Współczynnik autokorelacji reszt każdego z równań jest bardzo niski, a wartość błędu I rodzaju testu *portmanteau*⁶ jest wysoka. Spełniony został więc podstawowy warunek estymacji modeli opartych na danych pochodzących z szeregów czasowych. Warto zwrócić uwagę na wysokie wartości

⁴ Test ten odpowiada więc na to samo pytanie co test Grangera, a jest znacznie łatwiejszy w stosowaniu, ponieważ w przypadku większości pakietów statystycznych obsługujących analizę regresji (np. GRETL), wartości statystyki tego testu i prawdopodobieństwa błędów I rodzaju (p) podawane są automatycznie.

⁵ Więcej na temat kryteriów informacyjnych pisze Osińska [2006, s. 54].

⁶ Test *portmanteau* (portmonetki) służy do badania poprawności modelu. Weryfikuje on ogólną hipotezę o występowaniu autokorelacji reszt dowolnego rzędu w systemie VAR. Brak możliwości odrzucenia tej hipotezy, gdy wartość prawdopodobieństwa błędu I rodzaju jest większą od przyjętego poziomu istotności (najczęściej 0,05), wskazuje na poprawną budowę modelu [Ljung i Box 1978].

współczynników determinacji wszystkich równań, co jest sytuacją typową modeli VAR dla poziomów zmiennych. Wartość współczynników korelacji wzajemnej dla reszt równań jest wyraźnie różna od zera, co wskazuje na istnienie powiązań pomiędzy poszczególnymi równaniami i daje możliwość wyznaczenia funkcji *IRF*. Pozwoli to na określenie kierunku oddziaływania impulsów cenowych płynących z poszczególnych rynków oraz ich siły i rozkładu w czasie.

Tabela 2. Podstawowe charakterystyki równań systemu VAR opisujące kształtowanie się ceny wieprzowiny na rynkach Niemiec, Danii i Polski

Parametr opisowy		Równanie opisujące kształtowanie się ceny wieprzowiny na rynku		
		Niemcy	Dania	Polska
Współczynnik determinacji (R^2)		0,8277	0,9467	0,8943
Współczynnik autokorelacji reszt		-0,0099	-0,0205	-0,0262
Wartość błędu I rodzaju testu <i>portmanteau</i>		0,2133		
Współczynnik korelacji wzajemnej dla reszt równań ceny wieprzowiny na rynku	Niemcy		0,735	0,747
	Dania			0,563

Źródło: obliczenia własne

W tabeli 3 zamieszczone zostały wyniki testów charakteryzujących reszty równań modelu (1), opisującego kształtowanie się kształtowanie się ceny wieprzowiny na badanych rynkach. Wyniki tych testów pozwolą ocenić jakość estymacji oraz przydatność tych równań w dalszych analizach.

Tabela 3. Charakterystyka reszt równań opisujących zmienność cen wieprzowiny na rynkach Niemiec, Danii i Polski

Test	Statystyka testu	Niemcy		Dania		Polska	
		Wartość statystyki testu	p	Wartość statystyki testu	p	Wartość statystyki testu	p
<i>QLR</i>	$F(16,$	1,6871	> 0,05	1,2504	> 0,05	1,4613	> 0,05
<i>CUSUM</i>	$t(132)$	0,7204	0,4726	0,7025	0,2147	-0,1071	0,9149
<i>RESET</i>	$F(2, 132)$	0,7861	0,3769	0,4751	0,6229	0,5415	0,5831
White'a	LM	131,9630	0,5579	142,0900	0,3211	27,2648	0,6093
<i>ARCH</i>	TR^2	0,6305	0,4272	0,1283	0,7202	0,2287	0,6325
<i>LMF</i> (autokorelacja)	$F(1, 132)$	0,3231	0,5707	1,1212	0,2916	1,9797	0,1618
Jarque - Bera	χ^2	0,5330	0,7661	0,8043	0,6689	0,8327	0,6594

Źródło: obliczenia własne

Wyniki testów zawarte w tabeli 3 wskazują na to, iż model opisujący zmienność cen wieprzowiny na rynkach Niemiec, Danii i Polski został sformułowany poprawnie. Test *QLR* wskazuje, iż w żadnym z modeli nie pojawia się załamanie strukturalne⁷ (hipoteza zerowa tego testu mówi, iż w równaniu brak jest zmian strukturalnych). Potwierdza to test *CUSUM* służący do badania stabilności parametrów modelu (hipoteza zerowa tego testu mówi, że parametry równania są stabilne w czasie). Również w teście *RESET*, w przypadku żadnego z równań hipoteza zerowa o prawidłowej specyfikacji równania nie może być odrzucona. W testach White'a, *ARCH* i *LMF* hipoteza zerowa zakłada brak odpowiednio: heteroskedastyczności, efektu *ARCH* (autoregresji z heteroskedastycznością warunkową) oraz autokorelacji. W żadnym z tych testów hipoteza zerowa nie może być odrzucona, co wskazuje, że zjawiska te nie występują, a estymacja modeli jest poprawna. Test Jarque – Bera służy do badania normalności reszt, a hipoteza zerowa zakłada, iż reszty równania mają rozkład normalny. W żadnym z równań hipoteza ta nie może być odrzucona, co pozwala przyjąć, że reszty równań mają pożądany rozkład normalny.

W tabeli 4 zawarte zostały wyniki testu przyczynowości, w którym testowana była hipoteza, że zmiany cen wieprzowiny na danym rynku były przyczyną (w sensie Grangera) dla zmian cen na innym rynku. W teście przyczynowości hipoteza zerowa mówi, że zmienna będąca przyczyną nie wpływa na zmienną objaśnianą. Hipoteza ta jest odrzucana wtedy, gdy prawdopodobieństwo błędu I rodzaju (p) jest mniejsze od przyjmowanego zazwyczaj 0,05 lub 0,1. Przypadki, w których hipoteza o braku wpływu danej zmiennej na inną może być odrzucona na poziomie istotności równym 0,05 zaznaczone zostały w tabeli 4 pogrubieniem. Przypadki, gdy hipoteza o braku oddziaływania może być odrzucona na poziomie niższym (p większe od 0,05 i mniejsze od 0,1), zaznaczone zostały pogrubieniem i kursywą.

Tabela 4. Wyniki testu przyczynowości dla cen wieprzowiny na rynkach Niemiec, Danii i Polski

Zmienna objaśniająca (przyczyna) cena na rynku	Zmienna objaśniana (skutek) - cena na rynku					
	Niemcy		Dania		Polska	
	F	p	F	p	F	p
Niemcy			93,4520	0,0000	2,7309	0,0221
Dania	2,2023	0,0577			2,0960	0,0698
Polska	1,0647	0,3829	0,7561	0,5831		

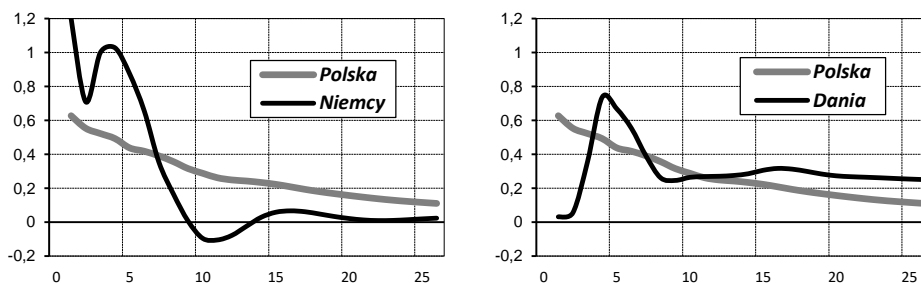
Źródło: obliczenia własne

⁷ Wartość krytyczna tego testu dla równań z modelu (1) wynosi 3,09 dla $\alpha = 0,01$, 2,62, $\alpha = 0,05$ i 2,40 dla $\alpha = 0,1$ [Stock i Watson 2007, s. 568].

Wyniki zawarte w tabeli 4 wskazują kierunek przepływu impulsów cenowych. Dla cen wieprzowiny na rynku polskim przyczyną (w sensie Grangera) były zarówno ceny niemieckie, jak i duńskie. Ceny niemieckie były przyczyną w sensie Grangera dla cen duńskich, daje się też zauważyć wpływ cen duńskich na rynek niemiecki. Natomiast ceny polskie nie były przyczyną dla cen ani na rynku niemieckim, ani na rynku duńskim.

Na rysunku 2 przedstawione zostały wykresy przebiegu funkcji *IRF* opisujące rozkład w czasie odpowiedzi ceny wieprzowiny na rynku polskim na impuls ze strony rynku niemieckiego i duńskiego oraz na impuls z własnej strony. Wykresy funkcji reakcji na impuls skonstruowany zostały w ten sposób, że na osi rzędnych danego wykresu odłożona jest wyrażona w euro wielkość reakcji ceny wieprzowiny na rynku polskim na zmianę ceny równą 1 euro na rynku niemieckim i duńskim, jak również na impuls z własnej strony o tej samej wielkości, a na osi odciętych wyrażony w miesiącach czas upływający od momentu wystąpienia impulsu. Przy wyznaczaniu wartości Funkcji *IRF* przyjęta została kolejność: Niemcy, Dania, Polska, co wynika z analizy przyczynowości przeprowadzonej powyżej⁸. Określenie kolejności jest tu szczególnie ważne ze względu na wysokie wartości współczynników korelacji wzajemnej dla reszt równań w modelu VAR opisującym kształtowanie się cen wieprzowiny (por. tabela 2).

Rysunek 2. Funkcje odpowiedzi wyrażonych w euro cen wieprzowiny na rynku polskim na impuls o wielkości 1 euro pochodzący z rynków niemieckiego, duńskiego i polskiego



Źródło: obliczenia własne

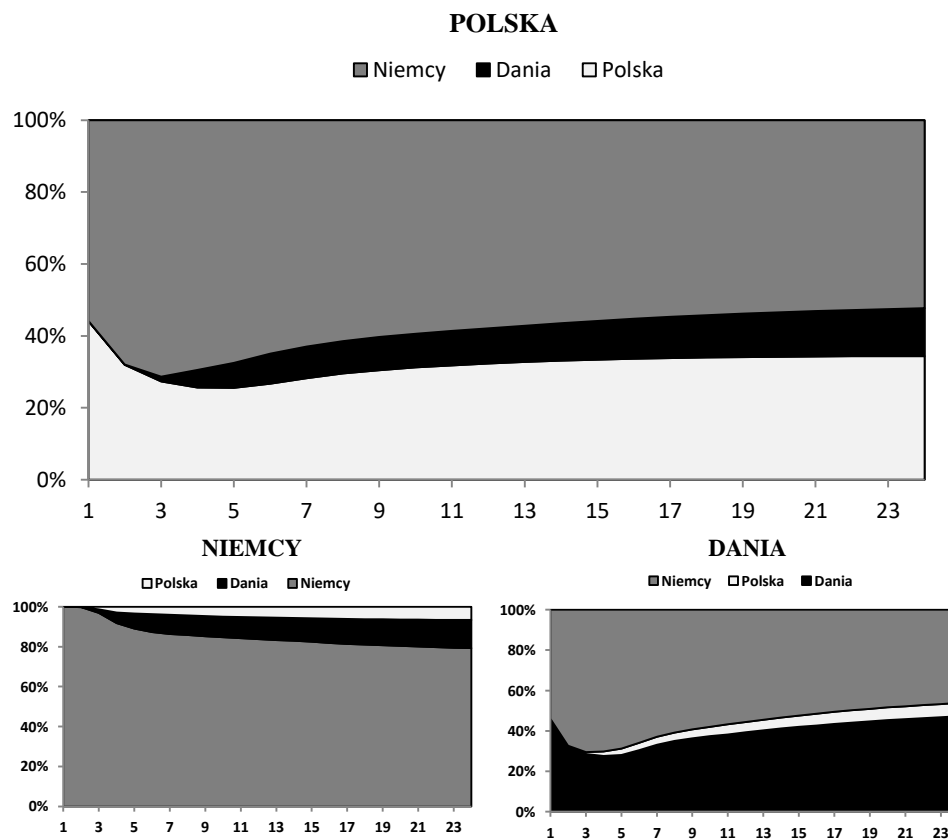
Wykresy funkcji *IRF* przedstawione na rysunku 2 pozwalają zauważyć, że reakcja ceny wieprzowiny na rynku polskim na impulsy płynące z rynków niemieckiego i duńskiego nie była wyłącznie natychmiastowa i wygasła bardzo wolno. Reakcja ta była też bardzo silna, silniejsza niż reakcja na impuls z własnej strony. Widać też wyraźne różnice pomiędzy reakcją na impuls pochodzący z rynku niemieckiego i duńskiego. Reakcja natychmiastowa na impuls pochodzący

⁸ Więcej na temat uporządkowania zmiennych przy wyznaczaniu wartości funkcji *IRF* podaje Kusideł [2000, s. 35 i dalsze].

z rynku niemieckiego była bardzo silna i wygasła wyraźnie szybciej niż w przypadku reakcji na impuls pochodzący z rynku duńskiego. Z kolei natychmiastowa reakcja ceny wieprzowiny na rynku polskim na impuls pochodzący z rynku duńskiego była praktycznie zerowa, ale dosyć szybko narastała by później wygasnąć stosunkowo wolno.

Na rysunku 3 przedstawiona została dekompozycja wariancji błędów prognoz modelu (1) dla rynku polskiego niemieckiego i duńskiego. Podobnie jak w przypadku wyznaczania wartości funkcji *IRF* przyjęta została kolejność: Niemcy, Dania, Polska, odzwierciedlająca przebieg impulsów cenowych. Wykresy dekompozycji wariancji zostały skonstruowane w ten sposób, że na osi rzędnych danego wykresu odłożony jest procentowy udział poszczególnych rynków w zmienności cen na danym rynku, a na osi odciętych odłożony jest wyrażony w miesiącach horyzont prognozy. Wykres ten opisuje udział zmienności cen na poszczególnych rynkach w wyjaśnianiu zmienności cen na danym rynku.

Rysunek 3. Dekompozycja wariancji błędów prognoz cen wieprzowiny na rynku polskim, niemieckim i duńskim



Źródło: obliczenia własne

Jak wynika z rysunku 3 ceny wieprzowiny w Polsce w długim okresie tylko w około 30% zależą od uwarunkowań krajowych, w pozostałej części ich zmienność jest determinowana sytuacją na rynkach zagranicznych. Jedynie w perspektywie do 3 miesięcy udział czynników krajowych w kształtowaniu ceny wieprzowiny na rynku polskim jest nieco wyższy. Rynkiem który w ponad 50% determinuje zmienność cen na rynku polskim jest rynek niemiecki. Rynek duński, jak wynika z rysunku 3, oddziałuje na rynek polski w niewielkim stopniu, jednakże jego udział w kształtowaniu się ceny na rynku polskim z czasem narasta. Wyniki tej analizy są zgodne z wnioskami, które zostały sformułowane w wyniku analizy przebiegu funkcji *IRF* (rysunek 2), jak również w wyniku analizy przyczynowości (tabela 4).

Pełniejszy obraz uwarunkowań zmienności cen wieprzowiny na rynku polskim da porównanie dekompozycji wariancji błędów prognoz dla rynku polskiego z dekompozycją wariancji błędów prognoz dla rynku niemieckiego i duńskiego. W przypadku rynku duńskiego dekompozycja wariancji błędów prognoz daje obraz podobny, jak analiza przeprowadzona dla rynku polskiego. Również i tu rynek niemiecki w ponad 60% determinował zmienność cen. Zupełnie inne wyniki daje analiza dekompozycji wariancji błędów prognoz dla rynku niemieckiego. W tym przypadku udział czynników krajowych w kształtowaniu ceny wieprzowiny w perspektywie krótkookresowej wynosił niemal 100% i nie spadał poniżej 80%. Ten spadek był głównie wynikiem narastania udziału rynku duńskiego. Wyniki tej analizy są również koherentne z przeprowadzonymi poprzednio wynikami analizy przyczynowości (tabela 4).

PODSUMOWANIE

Przeprowadzone badania wykazały, iż polski rynek wieprzowiny był w okresie po akcesji Polski do Unii Europejskiej silnie powiązany cenowo z rynkami wieprzowiny krajów UE. Impulsy cenowe płynęły w jednym kierunku: z rynków państw UE na rynek polski. Przeprowadzona analiza wykazała również, iż to przede wszystkim rynek niemiecki determinuje zmiany cen na rynku polskim. Udział rynku duńskiego był wyraźnie mniejszy, chociaż znaczący.

Zastosowana metodyka okazała się wygodnym i efektywnym narzędziem analizy powiązań cenowych pomiędzy badanymi rynkami. W przeprowadzonej analizie wykorzystywane były jednak dane o stosunkowo małej częstotliwości. Wobec faktu, iż zwiększa się szybkość dostosowań cenowych pomiędzy poszczególnymi rynkami, konieczne jest przeprowadzenie podobnych badań w oparciu o dane o wyższej częstotliwości, jeśli tylko będą one dostępne.

BIBLIOGRAFIA

- Conforti P. (2004) Price Transmission in Selected Agricultural Markets. *FAO Commodity and Trade Policy Research Working Papers*, 7, 91–108.
- Kusideł E. (2000) Modele wektorowo - autoregresyjne VAR. *Metodologia i zastosowania*. ABSOLWENT, Łódź.
- Ljung G. M. and Box G. E. P. (1978) On a measure of lack of fit in time series models. *Biometrika*, 65, 297–303.
- Lütkepohl H. (2007) *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Springer-Verlag, Berlin.
- Lütkepohl H., Krätzig M. (2004) *Applied Time Series Econometrics*. Cambridge University Press, New York.
- Maddala G. S. (2006) *Ekonometria*. PWN, Warszawa.
- Osińska M. (2006) *Ekonometria finansowa*. PWE, Warszawa.
- Stock J. H., Watson M. W. (2007) *Introduction to Econometrics*. Pearson/Addison Wesley, New York.
- Tomek W.G., Robinson K. L. (2001) *Kreowanie cen artykułów rolnych*. PWN, Warszawa.
- Welfe A. (2009) *Ekonometria. Metody i ich zastosowanie*. PWE, Warszawa.

**PRICE ADJUSTMENT PROCESSES
ON THE POLISH PIG MEAT MARKET**

Abstract: The VAR model was used in the analysis of pork price linkages between Polish market and the markets of selected EU countries. The Granger causality analysis was applied to determine the direction of price impulses. Impulse response function (IRF), the result of VAR model estimation, was used to describe the price adjustment dynamics. Decomposition of the variance of forecast error was used to determine the share price volatility on German and Danish pig meat markets in explaining price volatility on Polish pig meat market. The results of research indicate that the Polish pig meat market was strongly linked to pig meat markets of EU countries, and the price impulses flowed from EU countries' markets to the Polish market. Analysis also showed that German market determines the price changes on the Polish market. The share of the Danish market was clearly smaller, though also significant.

Keywords: pork price, EU, VAR model, impulse response function

OCENA KONWERGENCJI KRAJÓW UNII EUROPEJSKIEJ Z WYKORZYSTANIEM WYBRANYCH INDEKSÓW

Grażyna Karmowska (ORCID: 0000-0002-2264-3176)

Wydział Ekonomiczny
Zachodniopomorski Uniwersytet Technologiczny w Szczecinie
e-mail: grazyna.karmowska@zut.edu.pl

Streszczenie: W artykule podjęto próbę oceny konwergencji krajów UE w latach 1995-2015. Analizie poddano rozwój społeczno-gospodarczy, mierzony indeksem HDI oraz wydajność środowiskową mierzoną indeksem EPI. Oszacowano funkcje trendu dla badanych wskaźników i oceniono ich zróżnicowanie. Przeprowadzona analiza wskazuje na konwergencję nowych krajów członkowskich ze starymi w obszarze rozwoju społeczno-gospodarczego i stabilizację w obszarze wydajności środowiskowej.

Słowa kluczowe: konwergencja, PKB per capita, indeks HDI, indeks EPI

WSTĘP

Jednym z celów polityki regionalnej Unii Europejskiej (UE) jest umocnienie ekonomicznej i społecznej spójności krajów członkowskich poprzez sterowanie procesami rozwojowymi, zmierzającymi do osiągnięcia wzrostu ekonomicznej wydajności, optymalizacji wykorzystania zasobów oraz czynników endogenicznych, promowanie zmian strukturalnych w regionach opóźnionych w rozwoju w których wskaźnik PKB per capita (wyliczony na podstawie danych z trzech ostatnich lat) kształtował się poniżej 75% przeciętnej wspólnotowej, wspieranie rozwoju i dostosowania regionów słabo rozwiniętych do średniej gospodarczej państw UE. Rozszerzenie UE wiązało się z głównym założeniem dążenia do spójności wewnątrz Unii przez realizację polityki regionalnej. W perspektywie 2007 – 2013 jeden z celów został określony jako konwergencja – ukierunkowanie na przyspieszenie rozwoju i wyrównywanie szans najbiedniejszych państwach członkowskich. Kolejna perspektywa 2014 – 2020 większy nacisk kładzie na rozwój społeczny i ochronę środowiska naturalnego danego kraju [Klimowicz 2014].

Powstaje pytanie, czy cele UE zostały zrealizowane i w jakim stopniu. Odpowiedź na nie wymaga bardzo szczegółowych analiz na wielu płaszczyznach [Karmowska, Marciniak 2016]. W niniejszym opracowaniu, ze względu na ograniczoną objętość, postawiono sobie skromniejszy cel, by z wykorzystaniem wybranych wskaźników rozwoju ekonomicznego, społecznego i ochrony środowiska naturalnego:

1. Wyznaczyć trendy indeksów PKB per capita, HDI oraz EPI.
2. Ocenic, czy członkostwo w UE sprzyjało wyrównywaniu poziomu rozwoju krajów członkowskich.
3. Zbadać czy nowe kraje członkowskie (NUE13) doganiają stare (UE15) i czy występuje między nimi zjawisko konwergencji czy dywergencji.

Analiza konwergencji pozwala odpowiedzieć na pytanie czy kraje różniące się istotnie wyjściowymi wartościami zmiennych makroekonomicznych zbliżają się do siebie pod względem tych wartości, czy się oddalają. Nadrabianie dystansu do gospodarek najlepiej rozwiniętych oznacza proces konwergencji realnej, natomiast oddalanie się gospodarek lepiej rozwiniętych od biedniejszej gospodarki jest procesem dywergencji¹. Wyróżnia się dwa rodzaje konwergencji: beta i sigma. Konwergencja absolutna sigma oznacza wyrównywanie się stopnia rozwoju gospodarczego badanych krajów, natomiast doganianie krajów wysokorozwiniętych przez kraje słabsze oznacza konwergencję absolutną beta [Próchniak, Rapacki 2007].

Podstawowym miernikiem konwergencji jest produkt krajowy brutto. Konwergencja sigma zachodzi wówczas, gdy zróżnicowanie dochodu per capita między regionami zmniejsza się w czasie. Natomiast miarą zróżnicowania konwergencji beta jest stopa wzrostu dochodu per capita. W badaniach nad konwergencją dominują dwa podejścia. Gdy przyjmie się założenie, że regiony biedne rozwijają się szybciej niż bogate, to mamy do czynienia z konwergencją bezwzględną. Natomiast o konwergencji warunkowej mówimy w przypadku, gdy założymy, że upodabniają się do siebie regiony o podobnych charakterystykach strukturalnych [Malaga, Kliber 2007].

WYKORZYSTANE DANE

Uwarunkowania społeczno-gospodarcze charakteryzowane są przez wiele zmiennych opisujących proces zmian ilościowo-jakościowych zarówno w sferze działalności gospodarczej stosunków społeczno-ekonomicznych i efektywności środowiskowej. Zmienne te mają charakter czasowy i przestrzenny. Problemy badawcze rozpatrywano zarówno w ujęciu statycznym, jak i dynamicznym. Do analizy rozwoju krajów Unii Europejskiej w latach 1990-2015 wybrano trzy

¹ www.mfiles.pl/pl/index.php/Konwergencja [13.05.2017]

wskaźniki charakteryzujące wzrost gospodarczy, rozwój społeczny oraz efektywność środowiskową.

- PKB per capita opisuje wzrost gospodarczy, rozumiany jako powiększanie się zdolności danego społeczeństwa do produkcji dóbr i usług zaspokajających ludzkie potrzeby. Wzrost gospodarczy opisuje zmiany ilościowe stąd za najważniejszą miarę jego wzrostu przyjmowany jest Produkt Krajowy Brutto przypadający na jednego mieszkańca.
- HDI (Human Development Index) służy do oceny rozwoju społeczno-ekonomicznego,
- EPI (Environmental Performance Index) pozwala ocenić efektywność środowiskową.

Pojęcie PKB per capita pojawiło się ze względu na niemiernodajność dochodu państw przy porównywaniu poziomu dobrobytu jego obywateli. PKB nie uwzględnia kwot amortyzacyjnych, więc wzrost PKB nie przekłada się automatycznie na wzrost stopy życiowej [Kawała 2012]. Jest on miernikiem pozwalającym na ocenę wstępną, jednak niewystarczającym do wyciągania dalekosiężnych wniosków. O wiele więcej informacji zawiera w sobie wskaźnik HDI.

HDI jest syntetycznym miernikiem opisującym efekty w zakresie społeczno-ekonomicznego rozwoju poszczególnych krajów i zawiera trzy wymiary rozwoju: długość i zdrowe życie mierzone przewidywalną długością życia; wiedzę, jako zbiór wskaźników określających piśmiennictwo społeczeństwa i długość trwania nauki na trzech szczeblach kształcenia, oraz standard życia wyrażony w PKB per capita skorygowanym parytetem siły nabywczej². Przymiemy on wartości od 0 do 1. W powyższych wskaźnikach brak oceny środowiska naturalnego. Jednym z takich mierników jest wskaźnik EPI.

EPI mierzy stan środowiska danego kraju i jego żywotność, uwzględniając zatrucie powietrza, jakość wody, poziom emisji gazów cieplarnianych, stopień wykorzystania zasobów naturalnych i ochrony środowiska³. Państwa są klasyfikowane pod kątem wydajności środowiskowej wg osiągnięć w obszarach ochrony zdrowia ludzkiego i ochrony ekosystemu. Opracowywany ranking bierze pod uwagę zmniejszenie negatywnego wpływu na zdrowie ludzkie oraz promocję zrównoważonego wykorzystania zasobów naturalnych. Przy analizie wykorzystywane są wskaźniki w obszarach: stan przyrody, zanieczyszczenie powietrza, zanieczyszczenie wody, wydajność zasobów naturalnych, różnorodność biologiczna gatunków i siedlisk, zmiany klimatyczne. EPI przyjmuje wartości z przedziału od 0 do 100.

Obiektem badań były kraje Unii Europejskiej (z wyłączeniem Chorwacji, oraz Bułgarii i Rumunii, które przystąpiły do UE odpowiednio w latach 2013

² www.hdr.undp.org/en/2016-report [pobranie 1.06.2017]

³ www.epi.yale.edu/sites/default/files/2016EPI_Full_Report_opt.pdf [pobranie 1.05.2017]

i 2007), Analizowano grupę 25 krajów oraz w podziale na starych członków (UE15) i nowych od 2004 roku (NUE10). Okres analizy obejmuje lata 1995 – 2015. Przyjęcie w badaniu tych ram czasowych zostało podyktowane dostępnością danych źródłowych i zakresem analizy, w której uwzględnione zostało członkostwo danego kraju w UE.

METODA BADAWCZA

W pracy badawczej do oceny zróżnicowania rozwoju regionalnego wykorzystano miary statystyczne informujące o stopniu zróżnicowania regionalnego: obszar zmienności cechy, wartość maksymalna, wartość minimalna, odchylenie standardowe, współczynnik zmienności itp. Według Kukuły [2010, s. 27] wartości tych miar informują o stopniu zróżnicowania poziomu rozwoju między badanymi obiektami przestrzennymi.

Na potrzeby niniejszego opracowania przeprowadzono analizę porównawczą poziomu rozwoju gospodarczego krajów NUE10 z UE15, na podstawie wybranych wskaźników. W opracowaniu zastosowano metodę analizy danych wtórnych zebranych i przedstawionych w Eurostat, Human Development Reports, raportach Environmental Performance Index. Metodologia budowy indeksów syntetycznych HDI i EPI została przedstawiona w raportach^{4 5}.

Problemy badawcze rozpatrywano zarówno w ujęciu statycznym, jak i dynamicznym. Poza podstawowymi miarami statystycznymi charakteryzującymi badane zmienne, do wyznaczenia dynamiki wykorzystano indeks łańcuchowy oraz średnią geometryczną. Poza tym oszacowano modele trendów dla badanych wskaźników dla ich wartości średnich oraz maksymalnych i minimalnych. Wyniki badań przedstawiono na wykresach i w tabelach [Nowak 2002, Kukuła 2003]

W oparciu o wskaźniki HDI i EPI kraje podzielono są na trzy grupy w zależności od poziomu rozwoju społeczno-ekonomicznego oraz wydajności środowiskowej (tabela 1).

Tabela 1. Poziomy rozwoju społeczno-ekonomicznego i wydajności środowiskowej

Grupa	Przedział dla HDI	Przedział dla EPI	Poziom oceny rozwoju/ wydajności środowiskowej
1	0,80 – 1,00	66 – 100	wysoki
2	0,50 – 0,79	60 – 65,9	średni
3	0,00 – 0,49	0 – 59,9	niski

Źródło: opracowanie własne

⁴ www.hdr.undp.org/en/2016-report [pobranie 13.03.2017]

⁵ www.epi.yale.edu/reports/2016-report [pobranie 3.06.2017]

WYNIKI BADAŃ

Zróźnicowanie przestrzenne rozwoju jest podstawowym problemem współczesnej gospodarki. Wyrównanie regionalnych dysproporcji rozwoju gospodarczego jest celem działań podejmowanych w ramach polityki regionalnej [Todl 2001]. Klasyfikacja państw według średnich osiągnięć w obszarze rozwoju społeczno-ekonomicznego (indeks HDI) oraz wydajności środowiskowej (indeks EPI) jest nadmiernym uproszczeniem, jednakże daje wstępny obraz poziomu rozwoju badanych krajów oraz ich zróźnicowanie. W tabeli przedstawiono klasyfikacje badanych krajów w trzech latach: 2000 roku, 2004 roku i 2015 roku (tabela 2).

Tabela 2. Klasyfikacja krajów wg indeksów HDI i EPI

Grupa	HDI	EPI
2000		
1	Niemcy, Dania, Holandia, Irlandia, Szwecja, Wielka Brytania, Luksemburg, Francja, Belgia, Finlandia, Austria, Słowenia, Włochy, Hiszpania, Czechy, Grecja, Estonia	Niemcy, Dania, Holandia, Irlandia, Szwecja, Wielka Brytania, Luksemburg, Francja, Finlandia, Austria, Słowenia, Włochy, Hiszpania, Czechy, Grecja, Malta
2	Cypr, Polska, Słowacja, Portugalia, Węgry, Łotwa, Malta, Litwa	Belgia, Estonia, Cypr, Łotwa
3	-	Litwa
2004		
1	Niemcy, Dania, Holandia, Irlandia, Szwecja, Wielka Brytania, Luksemburg, Francja, Belgia, Finlandia, Austria, Słowenia, Włochy, Hiszpania, Czechy, Grecja, Estonia, Malta, Litwa	Niemcy, Dania, Holandia, Irlandia, Szwecja, Wielka Brytania, Luksemburg, Francja, Finlandia, Austria, Słowenia, Włochy, Hiszpania, Czechy, Grecja, Estonia, Cypr, Malta, Polska, Słowacja, Portugalia, Węgry
2	Cypr, Polska, Słowacja, Portugalia, Węgry, Łotwa	Belgia, Łotwa
3	-	Litwa
2015		
1	Niemcy, Dania, Holandia, Irlandia, Szwecja, Wielka Brytania, Luksemburg, Francja, Finlandia, Austria, Słowenia, Włochy, Hiszpania, Czechy, Grecja, Estonia, Cypr, Malta, Polska, Słowacja, Portugalia, Węgry, Łotwa, Litwa	Niemcy, Dania, Holandia, Irlandia, Szwecja, Wielka Brytania, Luksemburg, Francja, Finlandia, Austria, Słowenia, Włochy, Hiszpania, Czechy, Grecja, Estonia, Cypr, Malta, Polska, Słowacja, Portugalia, Węgry
2		Łotwa, Litwa
3	-	-

Źródło: opracowanie własne

W roku 2000 w grupie 1. o najwyższej ocenie było 17 krajów należących do UE15 (12 z UE15 i 3 kandydatów do UE: Słowenia, Czechy i Estonia). Pozostałe kraje zaliczane były do grupy 2. z oceną średnią. W roku 2004 do grupy 1. awansowała Malta i Litwa, a w kolejnym porównywanym roku 2015 już wszystkie badane kraje należały do grupy 1, czyli poziom rozwoju społeczno-ekonomicznego wyrównał się.

Przy ocenie wydajności środowiskowej badane kraje charakteryzowały się wysokimi ocenami EPI od samego początku istnienia tego indeksu. W roku 2000 jedynie Litwa zaliczana była do krajów o niskim poziomie EPI, w klasie 2. były Cypr, Estonia i Litwa, a pozostałe kraje zaliczane były do klasy 1. W roku 2004 jedynie Litwa i Belgia zaliczane były do klasy 2, natomiast w 2015 Litwa i Łotwa. Pozostałe kraje były oceniane jako kraje o wysokiej wydajności środowiskowej.

Porównując klasyfikacje badanych krajów z wykorzystaniem wskaźników HDI i EPI możemy mówić o procesie konwergencji. Czy jednak jest tak faktycznie?

Na podstawie tych analiz można jedynie stwierdzić wzrost poziomu rozwoju społeczno-ekonomicznego i wydajności środowiskowej badanych krajów, jednakże nie można ocenić stopnia wzrostu, dlatego dla wstępnej oceny wzrostu gospodarczego badanych 25 krajów oszacowano trendy dla wartości średnich, maksymalnych i minimalnych PKB per capita, za okres 1995–2015 (tabela 3).

Tabela 3. Trendy dla wartości maksymalnych, minimalnych i średnich PKB per capita

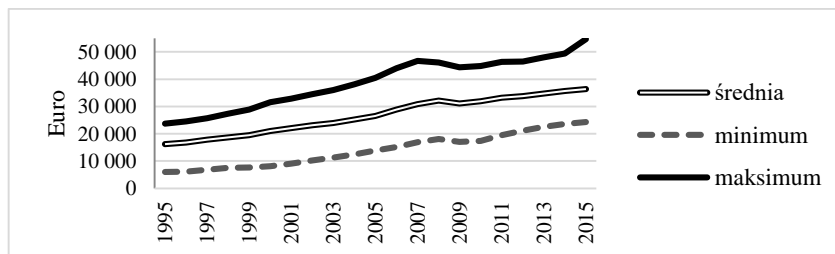
Wartości	Funkcje trendów
Maksymalne	$\hat{y}_{PKB_{\max}} = 1460,3t + 22719; R^2 = 0,9526$
Średnie	$\hat{y}_{PKB_{\text{sr}}} = 1079,1t + 14783; R^2 = 0,9848$
Minimalne	$\hat{y}_{PKB_{\min}} = 970,2t + 3360; R^2 = 0,9799$

$y_{PKB_{\text{sr}}}$ – wartości średnie PKB per capita, $y_{PKB_{\max}}$ – wartości maksymalne PKB per capita;
 $y_{PKB_{\min}}$ – wartości minimalne PKB per capita, t – zmienna czasowa

Źródło: opracowanie własne

Trendy wartości minimalnych i maksymalnych wskazują na zwiększanie się zróżnicowania między poziomem rozwoju gospodarczego (rysunek 1). Należy zaznaczyć, że wartości maksymalne w poszczególnych latach osiągał Luksemburg (jako wartości odstające nie były uwzględnione w szacowaniu trendu). Drugą co do wartości (o połowę mniejszą od Luksemburga) PKB per capita osiągała Irlandia i Holandia. Kraje osiągające wartości najniższe to Litwa i Łotwa.

Rysunek 1. Trendy PKB per capita w krajach UE w latach 1990–2015



Źródło: opracowanie własne

Z tej analizy można wyciągnąć wniosek, że pod względem produktu krajowego brutto liczonego na jednego mieszkańca, od roku 1995 występuje wyraźna dywergencja badanych krajów. Zróżnicowanie w roku 2015 wzrosło ponad dwukrotnie w porównaniu do roku 1995 (z 17,7 tys. Euro do 38,1 tys. Euro). W roku 2004 rozstęp wynosił 30,4 tys. Euro (wzrost o ok. 70% w porównaniu do 1995 roku).

Powstaje pytanie, czy obie grupy krajów UE15 i NUE10 mają takie same tempo wzrostu badanych wskaźników i czy zróżnicowanie w ramach tych grup zmniejsza się. By odpowiedzieć na nie oszacowano funkcje trendu dla PKB per capita w podziale na stare i nowe kraje członkowskie (tabela 4).

Tabela 4. Trendy PKB per capita dla UE15 i NUE10

UE15	NUE10
1995 - 2015	
$\hat{y}_{srUE15} = 1121,7t + 19615; R^2 = 0,9789$	$\hat{y}_{srNUE10} = 954,4t + 8530; R^2 = 0,9812$
2004 - 2015	
$\hat{y}_{srUE15} = 888,27t + 31456; R^2 = 0,9133$	$\hat{y}_{srNUE10} = 873,3t + 17842; R^2 = 0,9305$

y_{srUE15} – wartości średnie PKB per capita krajów UE15, y_{srUE10} – wartości średnie PKB per capita krajów UE10, t – zmienna czasowa

Źródło: opracowanie własne

W okresie 1995 – 2015 współczynniki regresji trendów wskazują na szybszy wzrost PKB per capita w krajach UE15 o ok. 17% niż w krajach NUE10. Świadczy to o dywergencji starych i nowych krajów członkowskich. Jednakże analizując okres członkostwa w UE od 2004 współczynniki regresji dla obu grup krajów wyrównują się i są znacznie niższe niż w poprzednich funkcjach.

Ponieważ PKB per capita nie jest wystarczającą miarą do oceny rozwoju kraju, wykorzystano wskaźnik HDI, który ze względu na komponenty z których jest zbudowany jest odpowiedniejszym wskaźnikiem do ceny rozwoju społeczno-gospodarczego. Poza tym pozwala na „odczarowanie” mitu wynikającego z wysokiego PKB w danym kraju, ponieważ może sugerować, że mieszkańcom żyje się całkiem nieźle, lub mitu niskiego PKB, który nie musi oznaczać złych warunków życia. Jeśli pozycja danego kraju w rankingu HDI jest wyższa niż miejsce zajmowane w rankingu PKB per capita (wyrażonym w parytecie siły nabywczej – PPP) – czyli pozycja rankingowa netto jest dodatnia, oznacza to, że polityka społeczna realizowana w tym kraju jest prawidłowa. W sytuacji odwrotnej, gdy pozycja rankingowa jest ujemna, podział dochodu jest nieprawidłowy i w kraju powstają zbyt duże różnice społeczne [Kasprzyk 2003]

Dla indeksu HDI również oszacowano trendy dla wartości średnich, minimalnych i maksymalnych. (tabela 5).

Tabela 5. Trendy dla wartości maksymalnych, minimalnych i średnich HDI

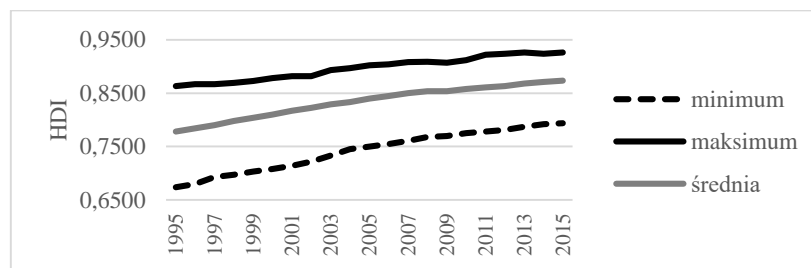
Wartości	Funkcje trendów
Maksymalne	$\hat{y}_{\max HDI} = 0,0035t + 0,8586; R^2 = 0,9760$
Średnie	$\hat{y}_{\text{śrHDI}} = 0,0048t + 0,7806; R^2 = 0,9738$
Minimalne	$\hat{y}_{\min HDI} = 0,0062t + 0,6739; R^2 = 0,9802$

$y_{\max HDI}$ – wartości maksymalne HDI, $y_{\min HDI}$ – wartości minimalne HDI, $y_{\text{śrHDI}}$ – wartości średnie HDI, t – zmienna czasowa

Źródło: opracowanie własne

Różnice między wartościami maksymalnymi (Niemcy, Szwecja) i minimalnymi (Łotwa) HDI wyraźnie zmniejszają się, co świadczy o zbliżaniu się poziomu rozwoju społeczno – ekonomicznego w badanych krajach (rysunek 2). W roku 1995 rozstęp ten wynosił 0,189 pkt a w roku 2015 zmniejszył się do 0,096 pkt. (w 2004 roku rozstęp wynosił 0,113 pkt.).

Rysunek 2. Trendy HDI w krajach UE w latach 1995–2015



Źródło: opracowanie własne

Na podstawie analizy powyższego wskaźnika możemy mówić o konwergencji społeczno-ekonomicznej badanych krajów.

By ocenić czy na tempo wzrostu miało wpływ członkostwo w UE, oszacowano trendy dla dwóch okresów czasowych: 1995 - 2015 oraz 2004 - 2014. Wartości indeksu HDI w badanym okresie rosły systematycznie, co opisują poniższe trendy (tabela 6).

Tabela 6. Trendy HDI dla UE15 i NUE10

UE15	NUE10
1995 - 2015	
$\hat{y}_{UE15} = 0,0047t + 0,788; R^2 = 0,9622$	$\hat{y}_{NUE10} = 0,0058t + 0,704; R^2 = 0,9796$
2004 - 2015	
$\hat{y}_{UE15} = 0,003t + 0,8638; R^2 = 0,9847$	$\hat{y}_{NUE10} = 0,004t + 0,8104; R^2 = 0,9735$

y_{UE15} – wartości średnie HDI dla UE15, y_{NUE10} – wartości średnie HDI dla NUE10, t – zmienna czasowa

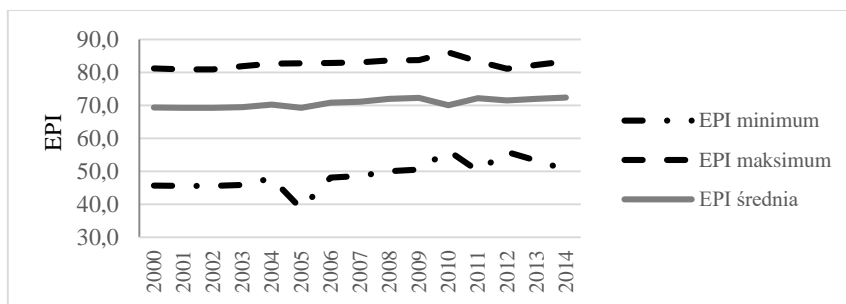
Źródło: opracowanie własne

W latach 1995 – 2015 współczynnik kierunkowy trendu dla krajów NUE10 jest wyższy niż dla krajów UE15, co wskazuje na ich szybszy rozwój społeczny średnio o 23%. W okresie członkostwa w Unii współczynnik ten jest wyższy o ok. 33%. Potwierdza to zjawisko doganiania krajów bogatszych przez kraje biedniejsze w rozwoju społeczno - ekonomicznym.

Zróżnicowanie wartości HDI zarówno w starych jak i nowych krajach powoli zmniejsza się, z 0,10 pkt w 1995 do 0,08 pkt w 2015 roku. W krajach nowej dziesiątki proces ten zachodzi szybciej i z 0,11 pkt w 1995 roku zmniejszyło się do 0,06 pkt w 2015 roku. W okresie członkostwa w UE zróżnicowanie jest stałe.

Czynnikiem komplementarnym dla rozwoju społeczno – ekonomicznego jest stan środowiska danego kraju i jego żywotność, którego efektywność mierzona jest indeksem EPI. Ponieważ powstał on dopiero w roku 2000 stąd jego analiza obejmuje lata 2000 – 2015 (rysunek 3).

Rysunek 3. EPI w krajach UE w latach 2000–2015



Źródło: opracowanie własne

Dla tego wskaźnika oszacowano funkcję trendu dla wartości średnich, która wskazuje na średnioroczny wzrost o ok. 0,21 pkt (1), natomiast rozstęp zmniejsza się nieznacznie z 25 pkt. w roku 2004 do 24 pkt w roku 2015.

$$\hat{y}_{sr} = 0,2093t + 70,68; \quad R^2 = 0,6301 \quad (1)$$

gdzie: y_{sr} – wartości średnie EPI, t – zmienna czasowa.

Wartości minimalne przez cały okresu badania miała Litwa, natomiast maksymalne Luksemburg (kolejne państwo, Czechy, oceniane było o ok. 2 pkt niżej).

PODSUMOWANIE

Konwergencja, rozumiana jako upodabnianie się do siebie regionów, jest zjawiskiem pożądanym i przewidzianym w narodowych strategiach rozwoju regionalnego oraz w wytycznych Komisji Europejskiej.

Wyniki przeprowadzonych badań potwierdzają występowanie znacznego zróżnicowania poziomu życia w krajach UE ale również powolne wyrównywanie poziomu rozwoju społecznego krajów UE15 i NUE10.

Można stwierdzić, że członkostwo sprzyja nie tylko rozwojowi społecznemu ale również konwergencji krajów członkowskich, jednakże trudno mówić o przyspieszeniu i wyrównywaniu szans najbiedniejszych państw członkowskich.

Na podstawie wyników badań można stwierdzić, że stopniowo się poprawia poziom życia społeczeństwa, chociaż zwiększa się rozwarstwienie poziomu gospodarczego krajów, mierzonego PKB per capita.

Przeprowadzone analizy wskazują na konieczność pogłębionych analiz na poziomie krajów a także z uwzględnieniem analiz poszczególnych składowych indeksów oraz zmiennych uzupełniających pozwalających wskazać na przyczyny zwiększającego się zróżnicowania krajów, wyrażonego PKB per capita.

BIBLIOGRAFIA

- Karmowska G., Marciniak M. (2016) Poziom i jakość życia w krajach Europy Środkowo-Wschodniej. Konwergencja czy dywergencja? *Journal Of Agribusiness And Rural Development*, 40 (2), UP Poznań.
- Kasprzyk L. (2003) Gospodarcze i społeczne aspekty rozwoju ludzkości u progu XXI wieku. [w:] (red.) E. Halizak, R. Kuźniar Prawo, instytucje i polityka w procesie globalizacji. Wydawnictwo Naukowe Scholar, Warszawa.
- Kawała P. (2012) Mierniki rozwoju gospodarczego, czyli jak obiektywnie mierzyć świat. *Analiza UniaEuropejska.org*, 4 (12).
- Klimowicz M. (2014) Ewolucja celów polityki regionalnej Unii Europejskiej w procesie integracji gospodarczej. [w:] *Procesy integracyjne i dezintegracyjne w Europie*. Praca zbiorowa, OTO, Wrocław, http://www.repozytorium.uni.wroc.pl/Content/60489/00_Procesy_integracyjne_i_dezintegracyjne_w_Europie.pdf [pobranie 13.06.2017]
- Kukuła K. (2003) *Elementy statystyki w zadaniach*. Wyd. Nauk. PWN, Warszawa.
- Kukuła K. (2010) *Statystyczne studium struktury agrarnej w Polsce*. Wyd. Nauk. PWN, Warszawa, 27.
- Malaga K., Kliber P. (2007) Konwergencja i nierówności regionalne w Polsce w świetle neoklasycznych modeli wzrostu. *Wydawnictwo AE w Poznaniu*, 22-25.
- Nowak E. (2002) *Zarys metod ekonometrii*. Wyd. Nauk. PWN, Warszawa.
- Próchniak M., Rapacki R. (2007) Konwergencja beta i sigma w krajach postsocjalistycznych w latach 1990–2005. *Bank i kredyt*, 42-60.
- Tondl G. (2001) *Convergence after divergence? Regional Growth in Europe*. Springer, Wien, New York, 118.
- www.hdr.undp.org/en/2016-report [pobranie 13.03.2017]
- www.mfiles.pl/pl/index.php/Konwergencja [pobranie 13.05.2017]
- www.epi.yale.edu/sites/default/files/2016EPI_Full_Report_opt.pdf [pobranie 1.05.2017]
- www.epi.yale.edu/reports/2016-report [pobranie 3.06.2017]

THE ASSESSMENT OF CONVERGENCE OF THE EUROPEAN UNION COUNTRIES USING THE SELECTED INDEXES

Abstract: The article attempts to assess the convergence of EU countries in the years 1995-2015. Socio-economic development (measured by the HDI index) and environmental performance (measured by the EPI index) were analyzed. The trend functions for the surveyed indicators were estimated and their differentiation was assessed. The analysis shows the convergence of the new member states with the old members in the area of socio-economic development and stabilization in the area of environmental performance.

Keywords: convergence, GDP per capita, HDI index, EPI index

ANALIZA WPŁYWU ZMIANY POZYCJI FUNDAMENTALNEJ SPÓŁKI GIEŁDOWEJ NA KURS JEJ AKCJI

Sławomir Lisek

Wydział Rolniczo - Ekonomiczny
Uniwersytet Rolniczy w Krakowie
e-mail: slisek@ar.krakow.pl

Streszczenie: Spółki giełdowe są przedmiotem publicznego zainteresowania. Ich akcje są obiektem inwestowania zarówno profesjonalnych inwestorów, jak i drobnych graczy. Ich akcje kupują zarówno profesjonalni inwestorzy jak i drobni gracze. W celu podjęcia właściwej decyzji niezbędna jest analiza kształtowania się ich kursów i trafna prognoza. Jedną z najczęściej stosowanych jest analiza fundamentalna. Warunkiem jej stosowania jest istnienie związku pomiędzy zmianą pozycji fundamentalnej firmy, a zmianą kursów jej akcji. Przeprowadzone badania wykazały brak tego związku, więc bardziej uzasadniona jest analiza techniczna.

Słowa kluczowe: giełda papierów wartościowych, kondycja finansowa przedsiębiorstwa, analiza fundamentalna

WSTĘP

Cel pracy

Akcje spółek giełdowych są przedmiotem publicznego obrotu. Nabywają je zarówno w dużych pakietach zawodowi inwestorzy, niekiedy potocznie zwani „rekinami giełdowymi”, jak i drobni inwestorzy, próbujący pomnożyć na operacjach giełdowych niewielkie oszczędności. Inwestorzy giełdowi swoje zyski zazwyczaj chcą zrealizować głównie na skutek wyższego kursu akcji w momencie sprzedaży, niekiedy również w drodze otrzymania dywidendy. W celu wyboru odpowiedniego portfela kupowanych akcji, inwestorzy dokonują stosownych analiz, tak by osiągnąć zadowalający rezultat finansowy przy ponoszeniu akceptowalnego ryzyka. Analiza techniczna polega głównie na badaniu kształtowania się kursu akcji w czasie i obserwowaniu ekstremów lokalnych tych kursów. Polega ona głównie na analizie trendów cen akcji, z wykorzystaniem

średnich ruchomych lub też równania regresji [Tarczyński 2002]. W przypadku analizy fundamentalnej podstawą decyzji o wyborze akcji do portfela jest ocena kondycji ekonomiczno finansowej spółki i wycena wewnętrznej wartości akcji [tamże, s. 9]. Analiza ta zasadna jest wtedy, gdy zmiana kursów akcji, jest ściśle związana ze zmianą pozycji fundamentalnej firmy. W innym przypadku pozostaje inwestorowi wyłącznie analiza techniczna. Zasadnym wydaje się więc zbadanie tej zależności. Celem niniejszego artykułu jest zbadanie związku pomiędzy zmianą pozycji fundamentalnej firmy, a zmianą kursów jej akcji po podaniu do publicznej wiadomości sprawozdań finansowych. W razie istnienia takiego związku, próba oszacowania równania regresji.

Materiał badawczy

Podstawą do przeprowadzenia badań są jednostkowe sprawozdania finansowe losowo wybranych 20 firm z województwa mazowieckiego. Wzięto pod uwagę spółki z wyłączeniem banków, ubezpieczycieli, funduszy inwestycyjnych. Wykorzystano sprawozdania jednostkowe.

Metodyka badań

Zdaniem Tarczyńskiej – Łuniewskiej do pomiaru siły fundamentalnej przedsiębiorstwa najbardziej adekwatne są metody statystyczno – ekonometryczne. Wśród tych metod szczególne znaczenie ma wielowymiarowa analiza porównawcza [Tarczyńska – Łuniewska 2013]. Według tej autorki siła fundamentalna powinna być stabilna w czasie [tamże, s. 179]. W przypadku niniejszej pracy ważna będzie nie tyle ocena trwałej siły fundamentalnej, co zmiana pozycji fundamentalnej firmy w dwóch odległych od siebie punktach czasowych. Wybrano więc zmianę pozycji fundamentalnej pomiędzy końcem 2016, a końcem 2014 roku. Pozycję fundamentalną (f) określono jako sumę mierników diagnostycznych, unormowanych metodą unitaryzacji zerowanej. Spośród szerokiego grona mierników prezentujących sytuację finansową firmy wybrano:

$$ROA = \frac{Zn}{A}, \quad (1)$$

gdzie:

ROA- rentowność netto aktywów,

Zn – Zysk netto,

A – aktywa.

$$ROE = \frac{Zn}{Kw}, \quad (2)$$

gdzie:

ROE – rentowność netto kapitału własnego,

Zn – jak w 1),

Kw – kapitał własny.

$$Ps = \frac{AO - Z}{Zb}, \quad (3)$$

gdzie:

Ps – płynność szybka,

AO – aktywa obrotowe,

Z – zapasy,

Zb – zobowiązania bieżące.

$$Zkw = \frac{ZO}{Kw}, \quad (4)$$

gdzie:

Zkw – zadłużenie kapitału własnego,

ZO – zobowiązania ogółem,

Kw – jak w 2).

Powyższe wskaźniki przyjęto za publikacją Bednarskiego [Bednarski 2007] gdzie są one szeroko omówione. Mierniki te zostają uzupełnione o wskaźnik względnych zmian przychodów ze sprzedaży w stosunku do roku poprzedniego, który ma obrazować perspektywy firmy na przyszłość:

$$SC_t = \frac{S_t}{S_{t-1}}, \quad (5)$$

gdzie:

SC_t – względna zmiana przychodów ze sprzedaży dla roku t,

S_t - przychody ze sprzedaży dla roku t,

S_{t-1} – przychody ze sprzedaży dla roku t-1.

Z grona powyższych wskaźników destymulantą jest oznaczony wzorem (4), pozostałe zaliczono do stymulant. Wprawdzie wskaźnik płynności niejednokrotnie uznawany jest za nominantę [Tarczyński 2002], jednak autor niniejszego artykułu uważa, iż nie występuje takie zjawisko jak nadpłynność. Wysoka płynność może pozwolić uratować się spółce w trudnym okresie, a przedsiębiorcy mają wrodzoną skłonność do inwestowania swoich środków, więc nie pozostawiliby wolnych środków nie zainwestowanych, gdyby była możliwość ich korzystnego ulokowania.

Wskaźniki określone wzorami (1) (2) (3) (5) zostaną więc unormowane wg wzoru [Kukuła 2000, s. 79]:

$$z_{i,j} = \frac{x_{ij} - \min_i x_{ij}}{\max_i x_{ij} - \min_i x_{ij}}, \quad (6)$$

gdzie:

- z_{ij} – oznacza znormalizowaną zmienną x_{ij},

- $\max_i x_{ij}$ – oznacza maksymalną j-tą zmienną,
- $\min_i x_{ij}$ – oznacza minimalną j-tą zmienną,
- x_{ij} – oznacza j-tą zmienną i-tego obiektu.

Natomiast zmienna określona wzorem 4 zostanie unormowana następująco [Kukuła 2000]:

$$z_{i,j} = \frac{\max_i x_{ij} - x_{ij}}{\max_i x_{ij} - \min_i x_{ij}}. \quad (7)$$

Oznaczenia jak we wzorze (6).

Suma unormowanych wskaźników określonych wzorami od (1) do (5) będzie oznaczona f i wskazuje pozycję fundamentalną firmy za dany rok.

Spółki giełdowe publikują swoje sprawozdania finansowe za rok poprzedni najczęściej w okresie od lutego do kwietnia roku następnego (oczywiście o ile ich rok obrotowy pokrywa się z kalendarzowym). Dlatego też za kurs akcji po ogłoszeniu danych bilansowych na koniec 2014 roku zasadnym jest przyjąć średnią arytmetyczną z kursów zamknięcia na 13.05.2015, 14.05.2015, 15.05.2015, 18.05.2015, 19.05.2015, natomiast za kurs po ogłoszeniu danych za 2016 rok, wydaje się zasadne przyjąć średnią arytmetyczną z kursów zamknięcia na 12.05.2017, 15.05.2017, 16.05.2017, 17.05.2017, 18.05.2017 roku.

Zmianę pozycji fundamentalnej będzie obrazował iloraz f za 2016 do f za 2014.

Do oceny zmian kursu akcji zastosowany zostanie iloraz pomiędzy kursem akcji po ogłoszeniu danych bilansowych za 2016 rok, a kursem po ogłoszeniu danych finansowych na koniec 2014 roku.

Do analizy związku pomiędzy zmianą pozycji fundamentalnej, a zmianą kursu akcji zostanie wykorzystany współczynnik korelacji liniowej Pearsona [Woźniak i in. 2002]. W razie silnej korelacji pomiędzy tymi wielkościami zostanie podjęta próba skonstruowania równania regresji wyjaśniającego zmienność kursów akcji [tamże, s. 71].

WYNIKI BADAŃ

Diagnostyczne wskaźniki sytuacji finansowej badanych firm

Poniżej podano wskaźniki kondycji finansowej badanych firm na koniec 2014 i na koniec 2016 roku, zgodnie z wzorami od 1) do 5). Wynoszą one:

Tabela 1. Wskaźniki kondycji finansowej badanych przedsiębiorstw

Lp.	Spółka	2014					2016				
		SC	ROE	ROA	Ps	Zkw	SC	ROE	ROA	Ps	Zkw
1	Trakom	1,28	0,09	0,05	1,04	0,85	1,08	0,05	0,03	1,06	0,62
2	Budimex	1,14	0,35	0,05	0,81	6,50	1,09	0,57	0,08	0,87	5,91
3	Erbud	1,29	0,05	0,02	1,42	2,22	1,00	0,05	0,02	1,73	2,28
4	Mostostal Płock	1,58	0,08	0,04	3,08	0,76	1,16	-0,16	-0,06	1,65	1,42
5	Mostostal Warszawa	1,03	0,38	0,04	1,14	7,63	1,10	0,07	0,01	1,46	4,22
6	Polimex Mostostal	1,01	-0,99	-0,05	1,09	18,23	0,87	0,01	0,00	1,07	8,06
7	Synektik	1,04	0,02	0,01	1,43	0,86	0,58	0,02	0,02	1,09	0,58
8	Aplisens	1,04	0,11	0,11	5,24	0,05	0,99	0,09	0,09	6,98	0,32
9	Vigo	0,99	0,29	0,22	10,11	0,33	1,00	0,27	0,20	3,80	0,34
10	Polenergia	0,33	-0,01	-0,01	0,98	0,22	0,74	-0,07	-0,07	10,65	0,07
11	Ergis	0,96	0,08	0,04	0,82	0,87	1,05	0,11	0,06	0,74	0,78
12	Atende	0,89	0,09	0,04	1,01	1,39	0,81	0,14	0,06	1,20	1,36
13	NTT	1,04	0,02	0,01	1,22	0,90	0,85	0,02	0,01	1,00	0,88
14	CUBE ITG	0,99	0,05	0,02	1,05	1,41	0,44	0,07	0,03	0,93	1,12
15	Macrologic	1,04	0,21	0,17	2,35	0,24	1,03	0,24	0,18	1,59	0,33
16	Intercars	1,11	0,10	0,05	1,25	1,01	1,20	0,10	0,04	0,85	1,39
17	Global Cosmed	1,08	0,13	0,16	1,36	1,06	1,38	-0,03	-0,02	0,59	0,61
18	Harper Hygienics	0,98	0,35	0,11	0,36	2,04	1,02	-0,07	-0,02	0,33	1,97
19	Gobarto	0,88	0,03	0,01	0,81	0,88	1,02	0,03	0,01	0,65	1,06
20	Mennica Polska	0,93	0,15	0,09	0,96	0,66	1,22	0,17	0,09	0,19	0,94

Źródło: opracowanie własne na podstawie sprawozdań finansowych badanych firm

Analizując dane zaprezentowane w tabeli 1 można powiedzieć, iż większość spółek w badanych latach zwiększała swoją sprzedaż, o czym świadczy większy od 1 wskaźnik SC w przypadku 12 spółek w 2014 i w 2016 roku. Ponadto w 2016 roku 1 spółka (VIGO), charakteryzowała się taką samą sprzedażą, jak

w roku poprzednim - wskaźnik $SC=1$. W 2014 roku sprzedaż spadła w porównaniu z rokiem poprzednim w przypadku 8 spółek, natomiast w 2016 roku w przypadku 7 spółek. Świadczy to generalnie o tym, że spółki w większości mają dobre perspektywy rozwojowe.

Badane spółki zachowują właściwą płynność finansową. Wskaźnik płynności szybkiej nie powinien być niższy od jedności, ale nie stanowi to jeszcze wielkiego problemu dla firmy gdy jest niższy, ale nie spada poniżej 0,8. Wartość nie niższą od 1 wskaźnik ten przyjmuje w 2014 roku dla 14 spółek, w 2016 roku dla 12 spółek. Natomiast wartość nie niższą od 0,8 wskaźnik ten przyjmuje w 2014 roku dla 19 spółek a w 2016 roku dla 15 spółek. Generalnie więc płynność jest zachowana, natomiast zwraca uwagę pogarszająca się płynność finansowa w 2016 roku w stosunku do 2014 roku.

Wskaźnik zadłużenia nie powinien przekraczać 1,2. W przypadku badanych spółek na koniec 2014 roku 13 spółek nie przekracza dopuszczalnego zadłużenia, podobna sytuacja wystąpiła na koniec 2016 roku. W większości analizowanych przypadków zadłużenie jest w dopuszczalnej normie, tylko w przypadku (może wymienić firmy lub wskazać ile jest tych spółek).

W 2014 roku dwie spośród 20 badanych firm charakteryzowały się ujemną rentownością, pozostałe przedsiębiorstwa były rentowne, osiągając wyższą rentowność kapitału własnego od oferowanej stopy procentowej na rynku bankowym. Natomiast w 2016 roku 4 firmy charakteryzują się ujemną rentownością, pozostałe zaś są zyskowe, z wyższą rentownością kapitału własnego od możliwych do uzyskania stóp procentowych z lokat. Firmy więc zasadniczo są rentowne, jednak w 2016 roku większy jest udział firm deficytowych.

Unormowane diagnostyczne mierniki kondycji finansowej badanych spółek

Poniżej zaprezentowano unormowane diagnostyczne mierniki kondycji finansowej badanych spółek:

Tabela 2. Unormowane mierniki kondycji finansowej badanych spółek

Lp.	Spółka	2014					2016				
		SC	Rkw	Rnm	Ps	Zkw	SC	Rkw	Rnm	Ps	Zkw
1	Trakom	0,7631	0,6895	0,4015	0,0814	0,9563	0,6018	0,6640	0,3390	0,0832	0,9686
2	Budimex	0,6464	0,8610	0,4037	0,0594	0,6453	0,6096	1,0000	0,5264	0,0648	0,6777
3	Erbud	0,7653	0,6664	0,2944	0,1180	0,8806	0,5370	0,6679	0,2960	0,1475	0,8775
4	Mostostal Płock	0,9963	0,6843	0,3930	0,2761	0,9608	0,6617	0,5348	0,0198	0,1399	0,9244
5	Mostostal Warszawa	0,5608	0,8760	0,3919	0,0912	0,0583	0,6187	0,6763	0,2843	0,1217	0,7704
6	Polimex Mostostal	0,5458	0,0001	0,0639	0,0862	0,0000	0,4294	0,6386	0,2437	0,0843	0,5595

Lp.	Spółka	2014					2016				
		SC	Rkw	Rnm	Ps	Zkw	SC	Rkw	Rnm	Ps	Zkw
7	Synektik	0,5656	0,6467	0,2763	0,1188	0,9556	0,1985	0,6499	0,2936	0,0860	0,9709
8	Aplisens	0,5685	0,7083	0,6201	0,4826	1,0000	0,5293	0,6946	0,5524	0,6493	0,9852
9	Vigo	0,5293	0,8218	0,9977	0,9485	0,9845	0,5350	0,8049	0,9265	0,3455	0,9842
10	Polenergia	0,0000	0,6264	0,2053	0,0758	0,9907	0,3295	0,5891	0,0128	0,9996	0,9988
11	Ergis	0,5066	0,6827	0,3797	0,0600	0,9548	0,5794	0,7046	0,4532	0,0527	0,9599
12	Atende	0,4488	0,6947	0,3766	0,0782	0,9262	0,3863	0,7217	0,4401	0,0966	0,9281
13	NTT	0,5681	0,6495	0,2835	0,0981	0,9534	0,4161	0,6499	0,2849	0,0777	0,9542
14	CUBE ITG	0,5316	0,6686	0,3172	0,0818	0,9251	0,0874	0,6790	0,3541	0,0703	0,9411
15	Macrologic	0,5684	0,7666	0,8160	0,2063	0,9898	0,5625	0,7882	0,8636	0,1336	0,9847
16	Intercars	0,6222	0,7005	0,4176	0,1018	0,9470	0,6981	0,6976	0,3832	0,0634	0,9264
17	Global Cosmed	0,6019	0,7159	0,4537	0,1120	0,9444	0,8408	0,6186	0,1878	0,0384	0,9690
18	Harper Hygienics	0,5166	0,8567	0,6339	0,0167	0,8904	0,5504	0,5903	0,1611	0,0137	0,8943
19	Gobarto	0,4373	0,6526	0,2929	0,0593	0,9546	0,5518	0,6527	0,2886	0,0440	0,9444
20	Mennica Polska	0,4825	0,7294	0,5478	0,0737	0,9662	0,7098	0,7411	0,5371	0,0003	0,9512

Źródło: opracowanie własne

Dane z tabeli 2 zgodnie z zasadami normowania metodą unitaryzacji zerowanej mieszczą się w przedziale [0,1]. Na ich wielkość mają wpływ elementy odstające, co jest widoczne zwłaszcza w przypadku wskaźnika płynności szybkiej, który firmy Vigo i Aplisens osiągają w 2014 roku na bardzo wysokim - odstającym poziomie, co powoduje bardzo niskie wartości unormowanych mierników dla reszty spółek. Natomiast wysokie zadłużenie kapitału własnego Polimex Mostostal w 2014 roku, powoduje, iż unormowany wskaźnik zadłużenia kapitału własnego dla reszty przedsiębiorstw jest bardzo wysoki.

Pozycja fundamentalna firm w 2014 i 2016 roku i kurs ich akcji

W tabeli 3 zamieszczono miarę pozycji fundamentalnej firm w 2014 i 2016 roku.

Tabela 3. Pozycja fundamentalna firm w 2014 i 2016 roku i średnie kursy ich akcji w połowie maja 2015 i 2017 roku¹

Lp.	Spółka	f14	f16	f16/f14	AP15	AP17	AP17/AP15
1	Trakom	2,8918	2,6566	0,9187	10,0440	15,2920	1,5225
2	Budimex	2,6158	2,8734	1,1004	175,4600	269,5400	1,5362
3	Erbud	2,7246	2,5259	0,9271	34,2800	31,8700	0,9297
4	Mostostal Płock	3,3104	2,2807	0,6889	18,1960	13,3340	0,7328
5	Mostostal Warszawa	2,5031	2,4715	0,9874	9,7940	11,9440	1,2195
6	Polimex Mostostal	0,6960	1,9555	2,8108	5,3000	7,7220	1,4570
7	Synektik	2,5630	2,1990	0,8580	16,8360	15,4560	0,9180
8	Aplisens	3,3796	0,4108	1,0092	13,1180	13,3060	1,0143
9	Vigo	4,2819	3,5961	0,8398	238,0500	388,3000	1,6312
10	Polenergia	1,8983	2,9298	1,5433	32,8900	12,7800	0,3886
11	Ergis	2,5838	2,7498	1,0642	5,2720	6,4000	1,2140
12	Atende	2,5245	2,5728	1,0191	2,6740	5,2320	1,9566
13	NTT	2,5525	2,3828	0,9335	2,8760	2,3440	0,8150
14	CUBE ITG	2,5242	2,1319	0,8446	3,0740	4,9820	1,6207
15	Macrologic	3,3471	3,3327	0,9957	38,6540	57,6000	1,4901
16	Intercars	2,7891	2,7687	0,9927	253,5600	314,1400	1,2389
17	Global Cosmed	2,8279	2,6546	0,9387	5,4480	3,8060	0,6986
18	Harper Hygienics	2,9142	2,2097	0,7583	2,5160	1,0580	0,4205
19	Gobarto	2,3967	2,4816	1,0354	7,0160	6,9940	0,9969
20	Mennica Polska	2,7995	2,9395	1,0500	14,1740	19,8640	1,4014

Źródło: opracowanie własne

Pozycja fundamentalna – jako suma 5 wskaźników unormowanych z zastosowaniem metody unitaryzacji zerowanej może przyjmować wartości z przedziału od 0 do 5, naturalnie im ten miernik jest wyższy tym pozycja firmy

¹ AP 15 - średnia arytmetyczna z kursów zamknięcia na 13.05.2015, 14.05.2015, 15.05.2015, 18.05.2015, 19.05.2015, AP - 17 średnia arytmetyczna z kursów zamknięcia na 12.05.2017, 15.05.2017, 16.05.2017, 17.05.2017, 18.05.2017 roku.

lepszą. W przypadku większości badanych firm, miara ich pozycji fundamentalnej kształtuje się około 2,5, czyli wartości średniej, co świadczy o przeciętnej pozycji większości firm. W przypadku 12 firm ich pozycja w 2016 roku jest gorsza niż w 2014, ponieważ f_{16}/f_{14} jest mniejsze od 1. Oznacza to, iż w przypadku większości firm ich pozycja na koniec 2016 roku jest gorsza niż na koniec 2014 roku. Natomiast w przypadku zmiany kursów akcji tych spółek w maju 2017 roku (czyli po opublikowaniu raportów finansowych za 2016 rok), w stosunku do maja 2015 roku (czyli po opublikowaniu raportów finansowych za 2014 rok), należy powiedzieć, iż w przypadku 12 firm stosunek ten jest wyższy od 1, czyli ich kursy są wyższe. Już sam ten fakt nakazuje sceptycyzm co do skorelowania tych zmian.

Współczynnik korelacji liniowej Pearsona pomiędzy zmianami pozycji fundamentalnej firm, a kursów ich akcji wynosi 0,1157, co oznacza brak związku pomiędzy zmianą pozycji fundamentalnej firm, a zmianą ich kursów. W tej sytuacji nie ma sensu próba estymacji równania regresji. Bardziej uzasadniona wydaje się być analiza techniczna kursów od fundamentalnej.

PODSUMOWANIE

Przeprowadzone badanie wykazało, iż większość badanych spółek charakteryzuje się dobrą płynnością, jest zyskowna i zadłużenie kształtuje się w normie.

Kondycja większości firm uległa pogorszeniu w 2016 roku w stosunku do roku 2014.

Zmiana kursów akcji nie wykazuje związku ze zmianą pozycji fundamentalnej firm, więc bardziej uzasadniona wydaje się być analiza techniczna od fundamentalnej.

BIBLIOGRAFIA

- Bednarski L. (2007) *Analiza finansowa w przedsiębiorstwie*. PWE, Warszawa.
- Kukuła K. (2000) *Metoda unitaryzacji zerowanej*. Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Tarczyńska – Łuniewska M. (2013) *Metodologia oceny siły fundamentalnej spółek*. Wydawnictwo ZAPOL, Szczecin.
- Tarczyński W. (2002) *Fundamentalny portfel papierów wartościowych*. Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa.
- Woźniak M. (2002) *Statystyka ogólna*. Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Krakowie.

**ANALYSIS OF THE INFLUENCE
OF THE CHANGES FIRM'S FUNDAMENTAL POSITION
INTO CHANGES OF THEIR SHARES PRICES**

Abstract: Quoted companies are of the public interest. Professional and home investors buy their shares. It is necessary appropriate analysis to make a good decision. One of the analysis is fundamental analysis. It is justify to do fundamental analysis only when it is connection between changes of the firm's fundamental position and changes of their shares price. Provided investigation show that it isn't this connection. More justify is probably technical analysis.

Keywords: stock exchange, enterprise's financial condition, fundamental analysis

REGIONALNE ZRÓŻNICOWANIE STRUKTURY POWIERZCHNI UŻYTKÓW ROLNYCH WEDŁUG SYSTEMÓW ROLNICZYCH W UJĘCIU DYNAMICZNYM

Lidia Luty (ORCID: 0000-0001-8250-8331)

Wydział Rolniczo - Ekonomiczny
Uniwersytet Rolniczy w Krakowie
e-mail: rrdutka@cyf-kr.edu.pl

Streszczenie: W rolnictwie wyróżnia się trzy systemy gospodarowania: konwencjonalny, ekologiczny, integrowany. Celem opracowania było przedstawienie regionalnego zróżnicowania struktury powierzchni użytków rolnych (UR) według systemów rolniczych w ujęciu dynamicznym. Do podziału województw na podzbiory podobne pod względem rozpatrywanej struktury wykorzystano metodę eliminacji wektorów. Analiza pokazała, że na przestrzeni 2005-2014 zwiększała się głównie powierzchnia UR ekologicznie zagospodarowywanych. Dysproporcje przekształceń związane z typem systemu rolniczego były widoczne na poziomie województw.

Przeprowadzone analizy potwierdzają, że system ekologiczny zdobył trwałe miejsce w polskim rolnictwie. Certyfikowane powierzchnie integrowanego rolnictwa wciąż nie przekraczają w województwach Polski 0,5% ogółu UR.

Słowa kluczowe: systemy rolnicze, taksonomia struktur, zróżnicowanie regionalne

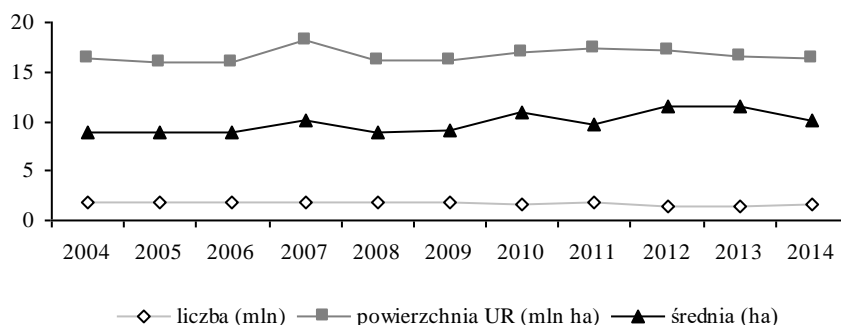
WSTĘP

System rolniczy według Niewiadomskiego [1993] to sposób zagospodarowania przestrzeni rolniczej w zakresie produkcji roślinnej i zwierzęcej oraz ich przetwarzania wyceniony kryteriami ekologicznymi i ekonomicznymi. Podstawą wyodrębnienia systemów gospodarowania jest stopień uzależnienia rolnictwa od przemysłowych środków produkcji, głównie nawozów mineralnych i pestycydów oraz jego oddziaływanie na środowisko przyrodnicze. Tym samym rodzaj systemu rolniczego jest określony generalnie przez podejście do produkcji rolniczej, ze względu na wnoszone nakłady na produkcję, obciążenie środowiska

oraz stopień zrównoważenia środowiskowego i społeczno-ekonomicznego [Mądry i in. 2011]. Kuś [1995] wyróżnia we współczesnym rolnictwie trzy systemy gospodarowania:

- konwencjonalny – ukierunkowany na maksymalizację zysku, osiąganego dzięki dużej wydajności roślin i zwierząt; technologie produkcji oparte na dużym zużyciu przemysłowych środków produkcji i bardzo małych nakładach pracy [Kuś i in. 1992],
- ekologiczny - aktywizuje przyrodnicze mechanizmy produkcyjne poprzez stosowanie środków naturalnych, nieprzetworzonych technologicznie; zapewnia trwałą żyzność gleby i zdrowotność zwierząt oraz wysoką, jakość biologiczną produktów rolniczych [Sołtysiak 1995],
- integrowany - umożliwia realizację celów ekonomicznych i ekologicznych poprzez świadome wykorzystanie nowoczesnych technik wytwarzania, systematyczne usprawnianie zarządzania oraz wdrażanie różnych form postępu biologicznego [Kuś 1995].

Rysunek 1. Dynamika wybranych charakterystyk gospodarstw rolnych w Polsce w latach 2004-2014

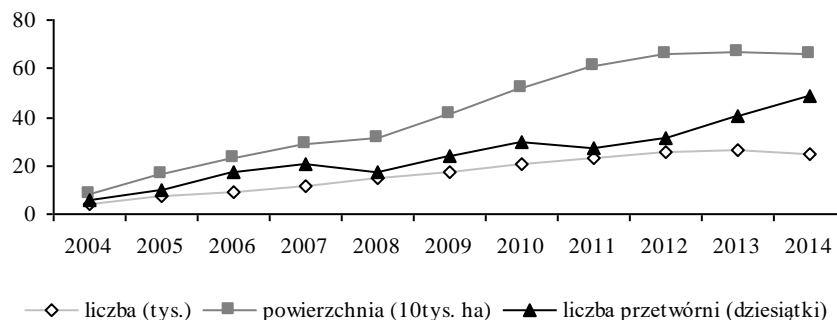


Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Głównego Urzędu Statystycznego (GUS) i Agencji Restrukturyzacji i Modernizacji Rolnictwa (ARiMR)

Na przestrzeni lat 2004-2014 powierzchnia UR gospodarstw rolnych ogółem w Polsce tylko nieznacznie spadła – 0,12% (rysunek 1). Spadek liczby gospodarstw był większy (12,2%), co niewątpliwie przyczyniło się do wzrostu średniej powierzchni, która w 2014 roku oszacowana została na poziomie 10 ha.

W 2004 roku gospodarstw ekologicznych w Polsce było 3760, a ich powierzchnia wynosiła zaledwie 82729,5 ha. Na przestrzeni kolejnych dziesięciu lat charakterystyki te znacznie wzrosły (rysunek 2). Liczba przetwórci ekologicznych w tym samym okresie wzrosła prawie dziewięciokrotnie.

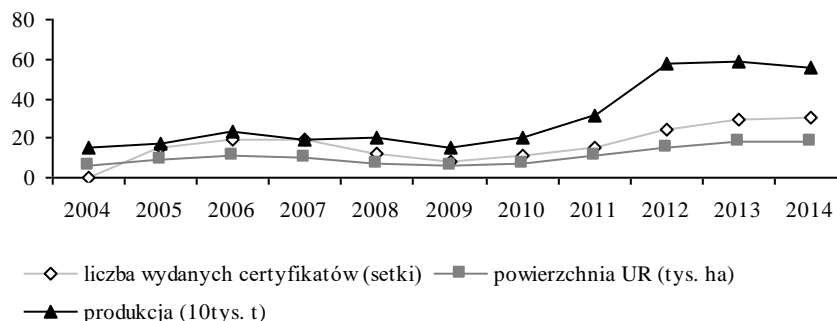
Rysunek 2. Dynamika wybranych charakterystyk gospodarstw ekologicznych w Polsce w latach 2004-2014



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych IJHARS

W 2014 roku certyfikowana integrowana powierzchnia UR była jedynie dwukrotnie większa niż w roku 2005 i wynosiła 18,73 tys. ha (rysunek 3). W tym okresie liczba wydanych certyfikatów także wzrosła dwukrotnie. Z kolei produkcja zwiększyła się o 218%.

Rysunek 3. Dynamika wybranych charakterystyk integrowanej produkcji w Polsce w latach 2004-2014



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Inspekcja Jakości Handlowej Artykułów Rolno-Spożywczych (IJHARS)

Województwa Polski nie są obszarami o jednolitym rolnictwie¹. Wynika to z różnorodności warunków przyrodniczych, organizacyjno-ekonomicznych oraz środowiskowych [Kopiński 2016]. Integracja Polski z Unią Europejską przyczyniła się, jak pisze Krasowicz [2017] do zwiększenia zróżnicowania regionalnego

¹ Podkreślali to w ostatnich latach w swych pracach m. in.: Kopiński i in. [2016], Rudnicki i in. [2015], Matyka i in. [2013], Stany [2013], Poczta i in. [2012], Kopiński i in. [2010].

polskiego rolnictwa i obszarów wiejskich, w tym także w odniesieniu do systemu produkcji rolniczej.

Celem niniejszego opracowania jest przedstawienie regionalnego zróżnicowania struktury powierzchni użytków rolnych gospodarstw wg systemów gospodarowania w ujęciu dynamicznym. Mądry i in. [2011] podkreśla, że badania związane z segmentacją gospodarstw rolnych pod względem systemu produkcji są ważne ze względu na ich użyteczność dla publicznych działań na rzecz zróżnicowanych kierunków rozwoju gospodarstw rolnych i obszarów wiejskich.

MATERIAŁ I METODA ANALIZY

Analizę obejmującą lata 2005, 2010, 2014 prowadzono w oparciu o dane dostępne w Rocznikach Rolnictwa (GUS, 2005, 2011, 2015). Rozważane dane opisują powierzchnię UR [ha] w województwach Polski wg systemów rolniczych.

Strukturę w roku t wg przyjętych typów systemów rolniczych (konwencjonalny, ekologiczny, integrowany) w województwach Polski można przedstawić w postaci macierzy $[a_{ij}]^t$, gdzie a_{ij} opisuje udział powierzchni gospodarstw z j ($j=1, \dots, m$) rodzaju systemu rolniczego w powierzchni wszystkich gospodarstw rolnych w i ($i=1, \dots, n$) województwie, przy czym spełnione są następujące warunki: $0 \leq a_{ij} \leq 1$ oraz $\sum_{j=1}^m a_{ij} = 1$, dla $i=1, \dots, n$.

Dla każdej pary województw w roku t wyznaczono miarę zróżnicowania według wzoru [Kukuła 1989]:

$$d_{ik} = \frac{1}{2} \sum_{j=1}^m |\alpha_{ij} - \alpha_{kj}| \quad (1)$$

Elementy d_{ik} (w roku t) tworzą symetryczną macierz $[d_{ik}]_{i,k=1, \dots, n}^t$.

Podstawą podziału województw na grupy podobne w danym roku t ze względu na rozpatrywaną strukturę było przekształcenie macierzy $[d_{ik}]_{i,k=1, \dots, n}^t$ w binarną macierz podobieństw $[p_{ik}]_{i,k=1, \dots, n}^t$, której elementy p_{ik} są zdefiniowane następująco:

$$p_{ik} = \begin{cases} 0, & \text{gdy } d_{ik} < d^* \\ 1, & \text{gdy } d_{ik} \geq d^* \end{cases}, \quad (2)$$

gdzie wartość progową d^* w danym roku t przyjęto na poziomie:

$$d^* = \frac{2 \sum_{i=1}^n \sum_{k>i} d_{ik}}{n(n-1)} \quad (3)$$

Macierz $[p_{ik}]_{i,k=1,\dots,n}^t$ stanowi punkt wyjścia do grupowania województw w roku t zgodnie z procedurą eliminacji wektorów [Chomąrowski i in. 1978].

Dla każdej grupy województw podobnych pod względem badanej struktury wyznaczono środek ciężkości.

WYNIKI BADAŃ

W Polsce dominującym systemem rolniczym jest i był system konwencjonalny (tabela 1). Na przestrzeni dziewięciu lat prawie czterokrotnie wzrósł udział UR w gospodarstwach ekologicznych, który obecnie wynosi 4%, a tym samym wciąż nie osiągnął optymistycznego poziomu, jak pisał Krasowicz [2009], poziomu powyżej 5%.

Tabela 1. Struktura powierzchni UR gospodarstw w Polsce wg systemu rolniczego w latach: 2005, 2010, 2014

Rok	Odsetek powierzchni wg systemu [%]			Ogółem
	konwencjonalnego	ekologicznego	integrowanego	
2005	98,896	1,046	0,058	100
2010	96,899	3,056	0,045	100
2014	95,883	3,999	0,118	100

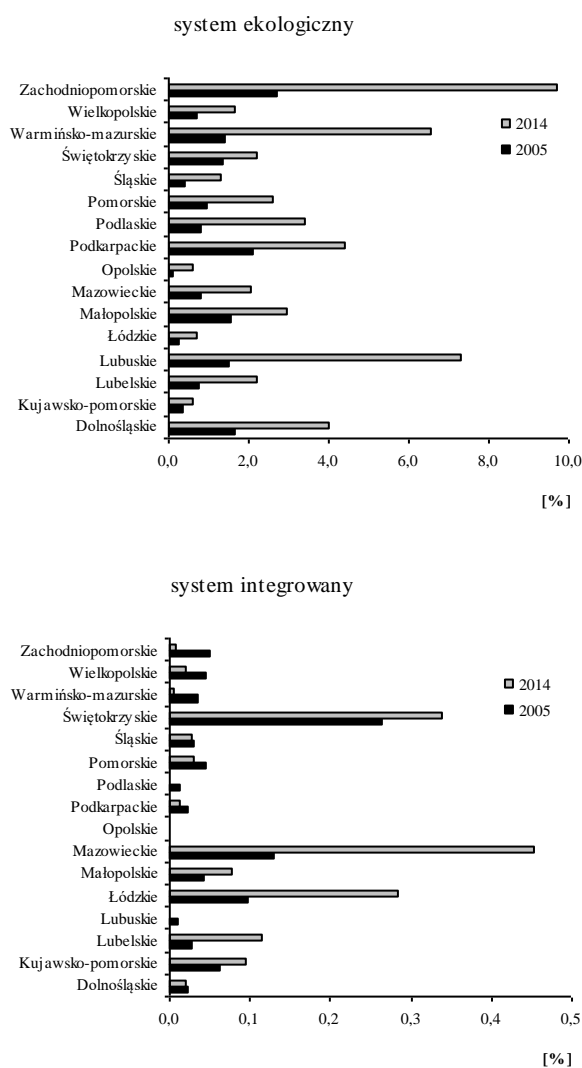
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z Roczników Rolnictwa (GUS)

W 2005 roku tylko w dwóch województwach (zachodniopomorskie, podkarpackie) odsetek powierzchni użytkowanej systemem ekologicznym przekraczał 2% (rysunek 4). Po dziewięciu latach już tylko województwa: kujawsko-pomorskie, łódzkie, opolskie, śląskie, wielkopolskie nie osiągnęły tego progu. Przy czym, optymistyczny poziom w 2014 roku osiągnęły województwa: zachodniopomorskie (9,72%), lubuskie (7,30%), warmińsko-mazurskie (6,57%). Na przestrzeni badanych lat we wszystkich województwach Polski nastąpił wzrost (na ogół co najmniej dwukrotny) udziału użytków rolnych gospodarstw ekologicznych w UR ogółem. Przy czym najmniejszy w województwach: świętokrzyskim, małopolskim, kujawsko-pomorskim.

Odsetek certyfikowanych integrowanych UR nie przekracza w żadnym z województw poziomu 0,5%. Znaczne wzrosty tego wskaźnika, w latach 2005-2014 odnotowano w województwie: lubelskim, mazowieckim, łódzkim. Największy udział tej powierzchni był zarówno w 2005 roku jak i 2014 roku w województwach: mazowieckim (0,45%), świętokrzyskim (0,34) i łódzkim

(0,28%). Z kolei w województwach: lubuskim i podlaskim certyfikowane powierzchnie produkcji integrowanej w 2014 roku nie przekraczały 20 ha.

Rysunek 4. Odsetek powierzchni odpowiednio: ekologicznych i certyfikowanych integrowanych w powierzchni UR ogółem w województwach Polski w roku 2004 i 2014



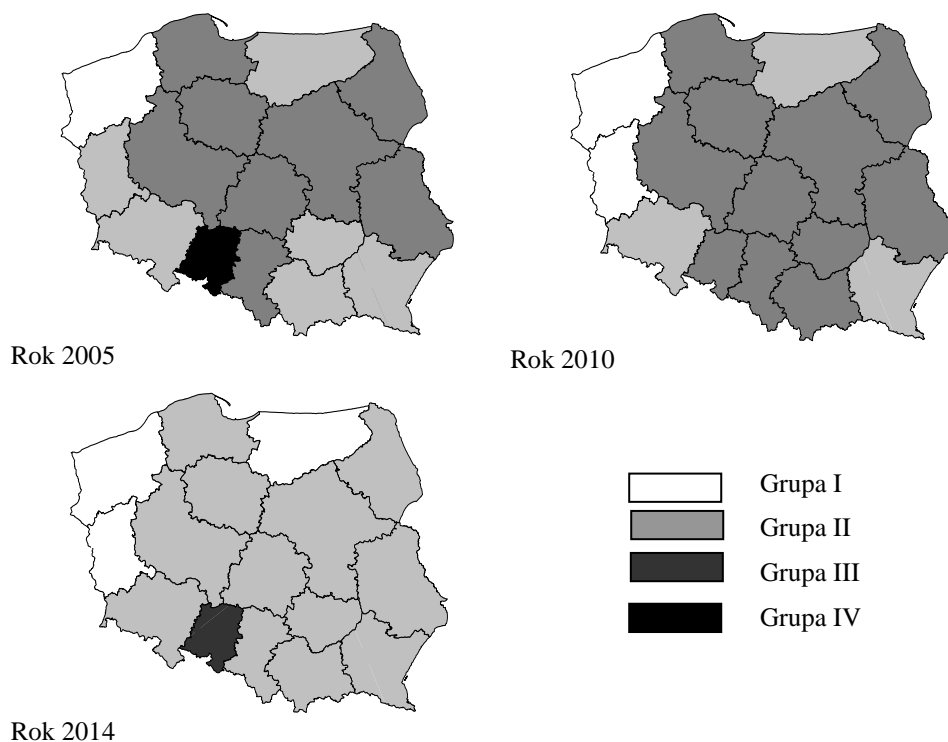
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych IJHARS

Odpowiednio w latach: 2005, 2010, 2014 średnie zróżnicowania oszacowane wg wzoru (3) struktury powierzchni UR wg systemów rolniczych województw

Polski wynosiło odpowiednio: 0,0086; 0,0286 i 0,0420. Wzrost tych wartości wskazuje, że różnice pomiędzy województwami zwiększały się. Przyjmując te wartości jako progowe wyodrębniono, w każdym roku grupy województw podobnych (rysunek 5). Środki ciężkości dla grup województw podano w tabeli 2.

W Polsce tylko w 2005 roku wyróżniliśmy cztery grupy województw o podobnej powierzchni UR wg systemów rolniczych. Zdecydowanie wyróżniły się dwa województwa: zachodniopomorskie i opolskie. Pierwsze z nich to województwo, w którym udział powierzchni UR zagospodarowywanych metodami: ekologicznymi lub integrowanymi był najwyższy. Z kolei drugie miało ten wskaźnik najniższy.

Rysunek 5. Grupy województw Polski podobnych pod względem struktury powierzchni gospodarstw wg systemów rolniczych w latach: 2005, 2010, 2014



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z Roczników Rolnictwa (GUS)

W kolejnych dwóch latach, tj. 2010 oraz 2014 wyróżniono po trzy grupy województw podobnych. Grupę I reprezentują województwa, w których w danym roku odsetek UR zagospodarowywanych systemem innym niż konwencjonalny był najwyższy. Z kolei kolor ciemno szary (grupa II) wskazuje na województwa, w których, w analizowanym roku ten odsetek był najniższy.

Na przestrzeni analizowanych lat zmiany w strukturze powierzchni UR wg systemów rolniczych były regionalnie zróżnicowane.

Tabela 2. Środki ciężkości grup województw podobnych

Wyszczególnienie		Systemy rolnicze		
		konwencjonalny	ekologiczny	integrowany
2005	Grupa I	0,9723	0,0272	0,0005
	Grupa II	0,9833	0,0160	0,0007
	Grupa III	0,9933	0,0062	0,0006
	Grupa IV	0,9989	0,0011	0,0000
2010	Grupa I	0,9149	0,0851	0,0000
	Grupa II	0,9500	0,0498	0,0002
	Grupa III	0,9812	0,0184	0,0005
2014	Grupa I	0,8788	0,1211	0,0000
	Grupa II	0,9725	0,0263	0,0012
	Grupa III	0,9935	0,0065	0,0000

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z Roczników Rolnictwa (GUS)

WNIOSKI

Z uwagi na duże zróżnicowanie warunków przyrodniczych i organizacyjno-ekonomicznych w Polsce współistnieją trzy systemy rolnicze: konwencjonalny, ekologiczny i integrowany. Na przestrzeni ostatnich kilkunastu lat, w Polsce znacznie wzrosło na znaczeniu rolnictwo ekologiczne. W odniesieniu do systemu integrowanego możemy mówić o tendencji wzrostowej jedynie w ostatnich kilku latach.

Przeprowadzone analizy wskazują na regionalne zróżnicowanie powierzchni UR zagospodarowywanych wg różnych systemów rolniczych. Zaobserwowano także, że na przestrzeni lat 2005-2014 w województwach Polski, następowały zmiany w strukturze UR wg tych systemów. Rozwój systemu ekologicznego był znacznie większy w województwach północno-zachodniej Polski (zachodniopomorskie, lubuskie, warmińsko-mazurskie). Z kolei, certyfikowanych integrowanych powierzchni UR przybywało w centralnej Polsce (mazowieckie, świętokrzyskie, łódzkie).

Badania potwierdzają, że zmiany systemu rolniczego zmierzają bardzo powoli w kierunku rolnictwa zrównoważonego, które, jak pisze Krasowicz [2009], sprzyjają żywotności wsi, tworząc warunki do wielofunkcyjności jej rozwoju. Ponadto, możemy wnioskować, że system ekologiczny zdobył trwałe miejsce w polskim rolnictwie.

BIBLIOGRAFIA

- Chomątowski S., Sokołowski A. (1978) Taksonomia struktur. Przegląd Statystyczny 2, 217–226.
- Kopiński J., Krasowicz S. (2010) Regionalne zróżnicowanie warunków produkcji rolniczej w Polsce. Studia i Raporty IUNG-BIP, 22, 9–29.
- Kopiński J., Matyka M. (2016) Ocena regionalnego zróżnicowania współzależności czynników przyrodniczych i organizacyjno-produkcyjnych w polskim rolnictwie. Zagadnienia Ekonomiki Rolnej, 1 (346), 57–79.
- Krasowicz S. (2009) Możliwości rozwoju różnych systemów rolniczych w Polsce. Roczniki Nauk Rolniczych, Seria G, 96 (4), 110–121.
- Krasowicz S., Oleszek W. (2017) Wpływ Wspólnej Polityki Rolnej na regionalne zróżnicowanie zmian w produkcji rolniczej w Polsce. [w:] Aspekty regionalne w działalności badawczej. Wyd. IUNG-PIB, Puławy, 5–26.
- Kukuła K. (1989) Statystyczna analiza strukturalna i jej zastosowanie w sferze usług produkcyjnych dla rolnictwa. Zeszyty Naukowe AE w Krakowie, Seria specjalna: Monografie, 89, Kraków.
- Kuś J. (1995) Systemy gospodarowania w rolnictwie. Rolnictwo integrowane. Wyd. IUNG, Puławy, Mat. szkol. 42, 38.
- Kuś J., Fotyma M. (1992) Stan i perspektywy rolnictwa ekologicznego. Fragm. Agron., 9(2), 75–86.
- Niewiadomski W. (1993) Rolnictwo jutra. [w:] Biotyczne środowisko uprawne a zagrożenie chorobowe roślin. ART, Olsztyn, 9–23.
- Mądry W., Gozdowski D., Roszkowska-Mądra B., Hryniewski R. (2011) Typologia systemów produkcji rolniczej: koncepcja, metodologia i zastosowanie. Fragmenta Agronomica, 28(3), 70–81.
- Matyka, M., Krasowicz S., Kopiński J., Kuś J. (2013) Regionalne zróżnicowanie zmian produkcji rolniczej w Polsce. Studia i Raporty IUNG-PIB, 32(6), 143–165.
- Pocza W., Bartkowiak N. (2012) Regionalne zróżnicowanie rolnictwa polskiego. Journal of Agribusiness and Rural Development, 1(23), 95–109.
- Rocznik Rolnictwa (2005, 2010, 2015) GUS, Warszawa.
- Rudnicki R., Wiśniewski Ł., Kluba M. (2015) Poziom i struktura rolnictwa polskiego w świetle wyników Powszechnego Spisu Rolnego 2010. Roczniki Naukowe SERiA, 17 (3), 335–343.
- Sołtysiak U. (1995) O kryteriach w rolnictwie ekologicznym. [w:] Rolnictwo ekologiczne od producenta do konsumenta. Stowarzyszenie EKOLAND, Warszawa, 11–22.
- Stany M. (2013) Przestrzenne zróżnicowanie rozwoju obszarów wiejskich w Polsce. IRWiR-PAN, Warszawa.

**REGIONAL DIVERSITY OF STRUCTURE UTILIZED ARABLE
AREA ACCORDING TO THE FARMING SYSTEMS
IN TERMS OF DYNAMIC**

Abstract: In agriculture there are three systems of management: conventional, organic, integrated. The objective was to present the regional diversification of the structure of utilized arable area (UAA) of farms by farming systems in dynamic terms. The division of provinces into similar subsets in terms of examined structure using the vectors' elimination method. The analysis showed that over the 2005-2014 changed mainly organic utilized agricultural area. Disparities of transformations related to the type of agricultural system were visible at the level of the provinces. The undertaken analysis confirmed, that organic system has earned a permanent place in Polish agriculture. Certified areas of integrated agriculture still does not exceed 0.5% in provinces of the total Polish UAA.

Keywords: agricultural systems, taxonomy structures, regional diversity

ZRÓŻNICOWANIE GRANIC WZROSTU BEZZATRUDNIENIOWEGO POLSKIEGO PRZEMYSŁU W UJĘCIU REGIONALNYM

Tomasz Misiak (ORCID: 0000-0002-4296-0291)

Wydział Zarządzania
Politechnika Rzeszowska
e-mail: tmisiak@prz.edu.pl

Streszczenie: W artykule podjęto próbę wyznaczenia bezzatrudnieniowych stóp wzrostu w polskim przemyśle w ujęciu regionalnym. Stopę wzrostu bezzatrudnieniowego można zdefiniować jako taką stopę wzrostu produkcji (PKB czy w ujęciu sektorowym np. produkcję sprzedaną przemysłu), która powoduje zerową stopę wzrostu liczby pracujących (w całej gospodarce lub w określonym sektorze). Za przyczyny stopy wzrostu bezzatrudnieniowego uważa się postęp techniczny oraz efekt substytucji pracy ludzkiej nakładami kapitału fizycznego. Pozwala to zatem gospodarkom lub regionom osiągać odpowiedni poziom wzrostu gospodarczego, poprzez wzrost wydajności pracy, zaś stopa wzrostu pracujących może być zbliżona do zera. W celu zbadania występowania i zróżnicowania stóp wzrostu bezzatrudnieniowego wykorzystano dane panelowe dotyczące produkcji sprzedanej przemysłu brutto oraz liczbę pracujących w przemyśle dla poszczególnych województw na poziomie powiatów za lata 2004-2013. Dane pozyskano z Banku Danych Lokalnych Głównego Urzędu Statystycznego.

Słowa kluczowe: rynek pracy, bezzatrudnieniowa stopa wzrostu, produkcja sprzedana przemysłu

WPROWADZENIE

Wzrost gospodarczy to proces długookresowy prowadzący do zwiększania potencjału produkcyjnego. Jednocześnie proces ten jest jednym z czynników istotnie wpływającym na rynek pracy [por. np. Dykas, Misiak 2014]. Występowanie zależności między rynkiem pracy a wzrostem gospodarczym nie budzi większych zastrzeżeń, jednak ciekawsze staje się zróżnicowanie siły tych

zależności w poszczególnych krajach lub regionach. Wzrost gospodarczy zależy nie tylko od zmian w liczbie pracujących czy zmian nakładów kapitału rzeczowego, ale również od substytucji pracy kapitałem rzeczowym oraz od postępu technicznego na który istotny wpływ ma kapitał ludzki. Okazuje się bowiem, iż możliwy jest wzrost gospodarczy przy zerowej lub nawet ujemnej stopie wzrostu liczby pracujących a taki wzrost nazywany jest wzrostem bezzatrudnieniowym [por. np. Jadamus-Hacura, Melich-Iwanek 2013].

Głównym celem opracowania jest próba wyznaczenia bezzatrudnieniowych stóp wzrostu w polskim przemyśle oraz ukazanie zróżnicowania tych stóp w ujęciu regionalnym, bazując na danych powiatowych w poszczególnych regionach. Dodatkowym celem jest także wykazanie, iż światowy kryzys gospodarczy z 2008 roku mógł istotnie wpłynąć na występowanie oraz wysokość bezzatrudnieniowych stóp wzrostu produkcji polskiego przemysłu. Przyjęcie powyższych celów w prowadzonych analizach pozwoli odpowiedzieć na pytanie czy bezzatrudnieniowa stopa wzrostu w analizowanym okresie nadal występowała, jak była zróżnicowana przestrzennie i co mogło ją determinować.

Stopę wzrostu bezzatrudnieniowego można zdefiniować jako taką stopę wzrostu produktu, która powoduje zerową stopę wzrostu liczby pracujących. Za przyczyny stopy wzrostu bezzatrudnieniowego uważa się postęp techniczny oraz efekt substytucji pracy ludzkiej nakładami kapitału fizycznego. Pozwala to zatem gospodarkom lub regionom osiągać odpowiedni poziom wzrostu gospodarczego, poprzez wzrost wydajności pracy, zaś stopa wzrostu pracujących może być zbliżona do zera. Taki efekt dotyczył szczególnie w latach 90-tych XX wieku kraje Europy Środkowo-Wschodniej przechodzące proces transformacji systemowej. Przegląd koncepcji wzrostu bezzatrudnieniowego oraz analizy empiryczne dla krajów Europy odnaleźć można w pracach między innymi Caballero, Hammour [1998], Wolnicki, Kwiatkowski, Piasecki [2006], Onaran [2007], Misztal [2014] lub dla Polski Kwiatkowski, Tokarski [2004], Jadamus-Hacura, Melich-Iwanek [2013].

BEZZATRUDNIENIOWA STOPA WZROSTU W UJĘCIU TEORETYCZNYM

Analiza teoretycznych współzależności między zmianami produkcji a zatrudnieniem może być przeprowadzona w oparciu o potęgową neoklasyczną funkcję produkcji typu Cobba-Douglasa daną wzorem:

$$Y_{it} = f(K_{it}, L_{it}) = Ae^{gt} K_{it}^{\alpha} L_{it}^{\beta}, \quad (1)$$

przy czym:

Y_{it} - to wielkość produkcji w i -tej gospodarce ($i=1,2,3...M$) w okresie t ($t=1, 2,3,...T$), gdzie $M, T \in N$,

$Ae^{g_t} > 0$ - to łączna produktywność czynników produkcji w okresie t , wyrażenie Ae^{g_t} może mierzyć poziom zaawansowania technicznego¹,

K_{it} - to nakłady kapitału rzeczowego i -tej gospodarce w okresie t ,

L_{it} - to liczba pracujących w i -tej gospodarce w okresie t ,

g - to stopa postępu technicznego, będąca stopą wzrostu łącznej produktywności czynników produkcji²,

$\alpha \in (0;1)$ - to elastyczności produkcji Y_{it} względem nakładów kapitału K_{it} ,

$\beta \in (0;1)$ - to elastyczność produkcji Y_{it} względem nakładów pracy L_{it} .

Rugując liczbę pracujących L z funkcji produkcji Cobba-Douglasa opisaną wzorem (1) otrzymać można równanie postaci:

$$L_{it} = \frac{Y_{it}^{\frac{1}{\beta}}}{A^{\frac{1}{\beta}} e^{\frac{g_t}{\beta}} K_{it}^{\frac{\alpha}{\beta}}} . \quad (2)$$

Stąd dokonując elementarnych przekształceń dojść można do równania stopy wzrostu pracujących opisanego zależnością³:

$$\Delta \ln L_{it} = \frac{1}{\beta} \Delta \ln Y_{it} - \left(\frac{g}{\beta} + \frac{\alpha}{\beta} \Delta \ln K_{it} \right) . \quad (3)$$

Z równania (3) wynika, że stopa wzrostu liczby pracujących jest rosnącą funkcją stopy wzrostu produktu oraz malejącą funkcją stopy wzrostu kapitału oraz stopy postępu technicznego. Ponadto uzależnia się stopę wzrostu liczby pracujących od stopy wzrostu gospodarczego, czyli $\Delta \ln L_{it} = f\left(\overset{+}{h}\right)$, gdzie $h \equiv \Delta \ln Y_{it}$,

Podstawiając do równania (3) odpowiednio $g/\beta + \alpha/\beta(\Delta \ln K_{it}) = \lambda$ oraz $\gamma = 1/\beta$ otrzymano:

$$\Delta \ln L_{it} = -\lambda + \gamma \Delta \ln Y_{it} . \quad (4)$$

¹ Parametr $A > 0$ oznacza łączną produktywność czynników produkcji w roku $t = 0$; wynika to stąd, że jeżeli łączna produktywność czynników produkcji definiowana jest jako produkt, który mógłby być wytworzony przy jednostkowych nakładach kapitału oraz pracy w roku t , to $Y_{i0} = f(1,1) = Ae^0 = A$. Szerzej na temat łącznej produktywności czynników produkcji, jej właściwości oraz sposobów mierzenia - patrz np. [Welfe 2007].

² Analizowaną w opracowaniu stopę postępu technicznego należy rozumieć jako stopę postępu w sensie Hicksa, a więc jako stopę wzrostu produkcji, którą uzyskano przy stałych nakładach kapitału rzeczowego (np. środków trwałych brutto) oraz przy stałych nakładach pracy.

³ Zapis typu $\dot{Y}_{it}/Y_{it} \equiv \Delta \ln Y_{it}$ oznacza stopę wzrostu zmiennej Y_{it} .

Przy czym λ można interpretować jako stopę spadku liczby pracujących, która wystąpiłaby przy zerowej stopie wzrostu produktu. Stopa ta wynika ze wzrostu wydajności pracy, będącego efektem zarówno stopy postępu technicznego, efektu substytucji nakładów pracy nakładami kapitału rzeczowego jak i efektów demograficznych. Wynika stąd, że stopa λ może być skutkiem akumulacji zarówno kapitału rzeczowego jak i ludzkiego. Z równania (4) można wyciągnąć wniosek, że gdyby $\Delta \ln Y_{it} = 0 \Rightarrow \Delta \ln L_{it} = -\lambda$ natomiast, gdyby $\Delta \ln L_{it} = 0 \Rightarrow \Delta \ln Y_{it} = \lambda / \gamma$. Zatem λ / γ jest graniczną stopą wzrostu gospodarczego, który wystąpiłby przy zerowej stopie wzrostu liczby pracujących co oznacza, iż stosunek λ / γ jest granicą wzrostu bezzatrudnieniowego, po przekroczeniu której wzrost produkcji związany będzie ze wzrostem zatrudnienia. Taką stopę można utożsamiać z bezzatrudnieniową stopą wzrostu gospodarczego (jobless growth rate), która jak już wspomniano wynika przede wszystkim ze stopy postępu technicznego oraz efektu substytucji pracy nakładami kapitału rzeczowego.

Równanie (4) nawiązuje do założeń keynesistowskich modeli rynku pracy [por. Levacić, Rebmann 1982, 70-76; Tokarski 2005, rozdział 3]. W których przyjmuje się, że stopa wzrostu liczby pracujących (utożsamiana ze stopą wzrostu popytu na pracę) jest rosnącą funkcją stopy wzrostu strumienia produktu (np. PKB) oraz malejącą funkcją względem stopy wzrostu wydajności pracy (na skutek działania postępu technicznego oraz nakładów kapitału rzeczowego).

WYNIKI ANALIZ STATYSTYCZNYCH

Z przedstawionych rozważań teoretycznych wynika, iż wpływ stopy wzrostu gospodarczego na stopę wzrostu liczby pracujących można oszacować korzystając z następującego równania:

$$\Delta \ln L_{it} = -\lambda + \gamma \Delta \ln Y_{it} + \xi_{it} \quad (5)$$

gdzie:

$\Delta \ln L_{it}$ - to stopa wzrostu pracujących w gospodarce i w roku t ,

$\Delta \ln Y_{it}$ - to stopa wzrostu realnej produkcji w gospodarce i w roku t ,

λ - to stała mierząca spadek stopy pracujących przy zerowej stopie wzrostu realnej produkcji,

γ - to parametr mierzący siłę wpływu stopy wzrostu realnej produkcji na stopę wzrostu zatrudnienia a dokładniej rzecz ujmując to elastyczność pracujących względem produkcji,

ξ_{it} - to składnik losowy.

W równaniu (5) zakłada się, iż np. elastyczność pracujących względem zmian w produkcji jest taka sama bez względu na to czy gospodarki są w okresie wzrostu czy recesji. W celu uwzględnienia wpływu koniunktury gospodarczej na

elastyczność pracujących względem produkcji równanie (5) rozszerzono wprowadzając model segmentowy uwzględniający zmianę koniunktury gospodarczej następująco:

$$\Delta \ln L_{it} = -\lambda + \lambda_R d_R + \gamma \Delta \ln Y_{it} + d_R \gamma_R \Delta \ln Y_{it} + \xi_{it} \quad (6)$$

gdzie: d_R - to zmienna zerojedynkowa zdefiniowana następująco:

$$d_R = \begin{cases} 1 & \text{jeżeli } t \leq 2008 \\ 0 & \text{jeżeli } t > 2008 \end{cases}$$

λ - to stała mierząca spadek stopy pracujących przy zerowej stopie wzrostu realnej produkcji w latach 2009-2013,

$\lambda + \lambda_R$ - to stała mierząca spadek stopy pracujących przy zerowej stopie wzrostu realnej produkcji w latach 2004-2008,

γ - to elastyczność pracujących względem produkcji w okresie 2009-2013,

$\gamma + \gamma_R$ - to elastyczność pracujących względem produkcji w okresie 2004-2008.

Stosowanie modelu segmentowego pozwala na wyodrębnienie jednorodnych okresów koniunktury gospodarczej: wzrostu (2004-2008) i recesji (2009-2013).

Parametry równań (5) i (6) oszacowano panelową uogólnioną metodę najmniejszych kwadratów (panel EGLS) korzystając z danych panelowych dla polskich województw na poziomie powiatów w latach 2004-2013. Urealnione dane dotyczące produkcji sprzedanej przemysłu w cenach stałych z 2009 roku oraz liczbę pracujących w przemyśle pozyskano z Banku Danych Lokalnych GUS. Oszacowane parametry równań (5) i (6) zestawiono odpowiednio w tabelach 1 i 2.

Z oszacowań parametrów równania (5) zestawionych w tabeli 1 wynika, iż w 15 województwach (oprócz województwa opolskiego) uzyskano istotne statystycznie elastyczności pracujących względem produkcji sprzedanej przemysłu. Najwyższą elastycznością pracujących względem produkcji sprzedanej przemysłu charakteryzowało się w badanym okresie województwo wielkopolskie (0,26). Średnie współczynniki elastyczności (między 0,2 a 0,22) uzyskano w dolnośląskim, kujawsko-pomorskim, lubuskim, łódzkim, podkarpackim oraz warmińsko-mazurskim. Niskie poziomy elastyczności (poniżej 0,2) cechowały województwa lubelskie, mazowieckie, podlaskie, pomorskie, śląskie, świętokrzyskie i zachodniopomorskie. Najniższy poziom (poniżej 0,1) uzyskano w województwie małopolskim⁴.

⁴ Oszacowane współczynniki elastyczności to średnie elastyczności powiatowe w danym województwie. Analogicznie należy interpretować obliczone bezzatrudnieniowe stopy wzrostu produkcji sprzedanej polskiego przemysłu.

Tabela 1. Oszacowania parametrów równania (5) dla polskich województw

Województwo	Stała	$\Delta \ln Y_{it}$	f-Statistic	DW	Skoryg. R^2	Liczba obs.	BSW
dolnośląskie	-0,0084**	0,21695***	82,61	2,21	0,24	261	3,9%
kujawsko- pomorskie	0,0005	0,21464***	57,01	2,08	0,23	207	-
lubelskie	-0,0034	0,12952***	37,73	2,05	0,16	216	-
lubuskie	-0,0058	0,20307***	13,41	2,14	0,11	112	-
łódzkie	-0,0078***	0,20501***	44,49	2,05	0,20	216	3,8%
małopolskie	0,0067	0,08288***	33,33	2,08	0,14	198	-
mazowieckie	0,0026	0,14376***	30,54	2,09	0,08	378	-
opolskie	0,0091*	0,04150	1,51	2,06	0,01	108	-
podkarpackie	-0,0021	0,22545***	76,68	2,19	0,28	225	-
podlaskie	0,0073*	0,19389***	25,67	2,44	0,16	153	-
pomorskie	-0,0008	0,17643***	21,96	1,7	0,12	180	-
śląskie	-0,0029	0,12657***	50,86	2,17	0,15	324	-
świętokrzyskie	-0,0006	0,10122***	11,2	1,98	0,09	126	-
warmińsko- mazurskie	-0,0043**	0,20065***	144,47	2,3	0,43	189	2,1%
wielkopolskie	-0,0042*	0,25502***	101,8	2,2	0,27	315	1,7%
zachodnio- pomorskie	-0,0041	0,12931***	17,04	2,5	0,09	189	-

gdzie: *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,10$, R^2 -współczynnik determinacji, DW-statystyka Durбина-Watsona, BSW-bezzatrudnieniowa stopa wzrostu, którą wyznaczono tylko dla tych województw, w których oszacowane parametry były istotne statystycznie.

Źródło: opracowanie własne

Tabela 2. Oszacowania parametrów równania (6) dla polskich województw

Województwo	Stała	D_R	$\Delta \ln Y_{it}$	$D_R \Delta \ln Y_{it}$	DW	Skor R^2	BSW 1	BSW 2
dolnośląskie	-0,0164***	0,02120***	0,0570**	0,2334***	2,14	0,27	-	28,8%
kujawsko-pomorskie	-0,0105***	0,03078***	0,1245***	0,1443***	2,33	0,38	-	6,7%
lubelskie	-0,0075*	0,01086*	0,1570***	-0,0654	2,04	0,18	-	4,8%
lubuskie	-0,0215***	0,0448***	0,1709**	0,0247	2,2	0,18	-	12,6%
łódzkie	-0,0211***	0,0410***	0,2293***	-0,1081	2,06	0,28	-	9,2%
małopolskie	-0,0231**	0,0397**	0,6611***	-0,5206***	1,3	0,9	-	3,5%
mazowieckie	-0,0135***	0,0484***	0,1290***	0,0034	2,31	0,23	-	10,4%
opolskie	-0,0041	0,0411***	0,0122	-0,0116	2,16	0,13	-	-
podkarpackie	-0,0142***	0,0351***	0,2480***	-0,1101**	2,29	0,33	-	5,7%
podlaskie	0,0004	0,0179	0,0954***	0,3067***	2,46	0,36	-	-
pomorskie	-0,0143***	0,0429***	0,0667	0,1146*	1,91	0,24	-	-
śląskie	-0,0165***	0,0419***	0,1169***	-0,0673*	2,18	0,28	-	14,1%
świętokrzyskie	-0,0120**	0,0377***	0,0851***	0,0062	2,03	0,18	-	14,1%
warmińsko-mazurskie	-0,0119***	0,0215***	0,1645***	0,0365	2,48	0,4	-	7,2%
wielkopolskie	-0,0156***	0,0309***	0,3197***	-0,1678***	2,23	0,34	-	4,8%
zachodnio-pomorskie	-0,0146***	0,0290***	0,0790**	0,0993*	2,55	0,16	-	18,5%

*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,10$, R^2 – współczynnik determinacji, DW – statystyka Durбина-Watsona, BSW – bezzatrudnieniowa stopa wzrostu, którą wyznaczono tylko dla tych województw w których oszacowane parametry były istotne statystycznie (1 w pierwszym podokresie, 2 w drugim podokresie).

Źródło: opracowanie własne

Na podstawie danych zestawionych w tabeli 1 udało się wyznaczyć bezzatrudnieniową stopę wzrostu jedynie w 4 z 16 polskich regionów. Najwyższy poziom tej stopy wyznaczono w województwie dolnośląskim (3,9%) co oznacza, że dopiero wzrost produkcji sprzedanej powyżej 3,9% powodował wzrost liczby pracujących w przemyśle. W województwie łódzkim bezzatrudnieniowa stopa wzrostu w przemyśle wyniosła 3,8% zaś w województwach warmińsko-mazurskim i wielkopolskim odpowiednio 2,1 i 1,7%. W pozostałych województwach nie udało się obliczyć bezzatrudnieniowej stopy wzrostu, gdyż oszacowane parametry stałej λ w równaniu (5) były nieistotne statystycznie.

Analizując zaś oszacowane parametry modelu segmentowego zestawione w tabeli 2 okazuje się, że w okresie 2004-2008 bezzatrudnieniowej stopy wzrostu produkcji przemysłu nie udało się wyznaczyć w żadnym z polskich województw. W drugim z rozpatrywanych podokresów (2009-2013) stopę tę oblicznono dla 13 z 16 województw. Wyznaczone bezzatrudnieniowe stopy wzrostu produkcji przemysłowej były istotnie zróżnicowane przestrzennie. Najwyższy poziom tej stopy obliczono dla województwa dolnośląskiego (28,8%). Wysoki w województwach: zachodniopomorskim (18,5) śląskimi świętokrzyskim (14,1%), lubuskim (12,6%) oraz mazowieckim (10,4%). Niskie cechowały województwa łódzki (9,2%), warmińsko-mazurskie (7,2%), kujawsko-pomorskie (6,7%) oraz podkarpackie (5,7%). Zaś najniższe lubelskie, wielkopolskie (4,8) oraz małopolskie (3,5%).

Co ciekawe, wydaje się, iż występowanie wysokich stóp wzrostu bezzatrudnieniowego w latach 2009-2013 wynika z procesu chomikowania pracy przez pracodawców kosztem spadku wydajności pracy w czasie kryzysu oraz wzrostu owej wydajności w okresie 2009-2013. Stąd występowanie tak wysokich stóp wzrostu bezzatrudnieniowego produkcji sprzedanej przemysłu w ujęciu regionalnym. Przy czym należy zauważyć, iż tak wysokie stopy nie są efektem wzrostu wydajności spowodowanej podniesieniem stopy postępu technicznego czy procesów substytucji pracy ludzkiej kapitałem rzeczowym ale wynikają przede wszystkim z efektu chomikowania pracy.

Oszacowane bezzatrudnieniowe stopy wzrostu produkcji wskazują na ich duże zróżnicowanie przestrzennie, co może wynikać z: struktury produkcji w danym regionie, wpływu kryzysu gospodarczego na sektory produkcji ulokowanej w poszczególnych regionach jak również podejścia pracodawców do kwestii zasobów pracy w okresie kryzysu.

PODSUMOWANIE

Prowadzone w opracowaniu rozważania można zatem podsumować następująco:

1. W oparciu o wyniki estymacji równania (5), w którym uwzględniono cały okres analizy wyznaczono bezzatrudnieniową stopę wzrostu produkcji jedynie dla

- 4 województw. W pozostałych województwach wyznaczenie owej stopy, ze względu na nieistotność statystyczną oszacowanych parametrów, nie miało sensu.
2. W modelu segmentowym (równanie (6)) udało się wyznaczyć bezzatrudnieniową stopę wzrostu produkcji w 13 województwach ale tylko w drugim z podokresów (2009-20013). Stopy te charakteryzowały się dużym zróżnicowaniem przestrzennym. W latach 2004-2008 w żadnym województwie nie wyznaczono owych stóp.
 3. Za pomocą modelu segmentowego udało się zaobserwować „efekt chomikowania pracy”. W okresie kryzysu, oprócz redukcji zatrudnienia, wiele zakładów ograniczało czas pracy (np. do 4 dni w tygodniu) aby dostosować wielkość produkcji do spadającego popytu, co skutkowało również spadkiem średniej wydajności pracy. Zaś, gdy pojawiły się symptomy wychodzenia z kryzysu (wzrost popytu) to zakłady mogły szybko zwiększyć produkcję poprzez wzrost wydajności pracy, gdyż posiadały wolne moce produkcyjne (przywracając np. 5 dniowy tydzień pracy) przy takim samym poziomie zatrudnienia. Stąd w okresie 2009-2013 uzyskano wysokie oszacowane bezzatrudnieniowe stopy wzrostu produkcji sprzedanej w poszczególnych województwach.
 4. Na podstawie otrzymanych wyników badań okazuje się, że występowanie wysokich bezzatrudnieniowych stóp wzrostu produkcji przemysłu w latach światowego kryzysu gospodarczego cechowało się innym uwarunkowaniem. Jak już wspomniano do determinant owej stopy zazwyczaj zalicza się stopę postępu technicznego czy efekt substytucji pracy kapitałem rzeczowym. Okazuje się jednak, że kryzys gospodarczy może istotnie wpływać na występowanie bezzatrudnieniowych stóp wzrostu produkcji poprzez efekt chomikowania pracy.
 5. W estymowanych modelach otrzymano stosunkowo niskie skorygowane współczynniki determinacji na poziomie 0,3-0,4. Wyniki te są zbieżne z badaniami innych autorów. Można znaleźć różne propozycje rozwiązania tego problemu poprzez np. dodawanie innych zmiennych do modelu np. stopy inwestycji, które niewątpliwie podwyższą współczynnik determinacji. Problem jednak w tym, iż traci się wówczas możliwość jasnej interpretacji szacunków bezzatrudnieniowej stopy wzrostu.

BIBLIOGRAFIA

- Caballero, R. J., Hammour, M. L. (1998) Jobless growth: appropriability, factor substitution and unemployment. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, Elsevier, 48 (1), 51–94.
- Dykas P., Misiak T. (2014) Determinanty podstawowych zmiennych rynku pracy w polskich powiatach w latach 2002-2011. Gospodarka Narodowa, 6, Warszawa.

- Jadamus-Hacura M, Melich-Iwanek K. (2013) Model segmentowy bez zatrudnieniowego wzrostu gospodarczego. *Zarządzanie i Finanse* 11 (4/3).
- Kwiatkowski E., Tokarski T. (2004) Bezzatrudnieniowy wzrost gospodarczy: Polska i Unia Europejska — tendencje i oczekiwania na przyszłość. [w:] Borkowska S. (red.) *Przyszłość pracy w XXI wieku*, IPiSS, Warszawa.
- Levacić R., Rebmann A. (1982) *Macroeconomics. An Introduction to the Keynesian-Neoclassical Controversies*. Macmillan Publishers Ltd., Houndmills etc.
- Misztal P. (2014) Hipoteza bez zatrudnieniowego wzrostu gospodarczego w krajach o różnym poziomie rozwoju gospodarczego. *Polityki Europejskie, Finanse i Marketing*, 12 (61), Warszawa.
- Onaran Ö. (2007) Jobless growth in the Central and Eastern European Countries: A Country Specific Panel Data Analysis for the Manufacturing Industry. *Eastern European Economics*, M. E. Sharpe, Inc., 46 (4), 90–115.
- Tokarski T. (2005) Statystyczna analiza regionalnego zróżnicowania wydajności pracy, zatrudnienia i bezrobocia w Polsce. Wydawnictwo PTE, Warszawa.
- Welfe W. (2007) *Gospodarka oparta na wiedzy*. PWE, Warszawa.
- Wolnicki M., Kwiatkowski E., Piasecki R. (2006) Jobless growth: a new challenge for the transition economy of Poland. *International Journal of Social Economics*, 33 (3), 192–206.

DIVERSIFICATION OF BORDERS OF JOBLESS GROWTH IN POLISH INDUSTRY AMONG REGIONS

Abstract: The article attempts to determine jobless growth rates in the Polish industry among regions, Jobless growth rate can be defined as the rate of output growth (GDP, or by sector, e.g, industrial production sold), which results in a zero growth rate of the number of employees (in the whole economy or in a particular sector), Technical progress and the effect of substitution of human labor by physical capital inputs are considered as the causes for the jobless growth rate, This allows economies therefore achieve an appropriate level of economic growth by increasing labor productivity, and the growth rate of employment may be close to zero, In order to investigate the diversification of jobless growth rates there were used panel data on gross industrial production sold and the number of employees in the industry for individual provinces at the county level for the years 2004–2013, The data have been obtained from the Local Data Bank of the Central Statistical Office.

Keywords: labor market, jobless growth rate, industrial production sold

SYMULACYJNE BADANIE WPLYWU WYSTĘPOWANIA LUK SYSTEMATYCZNYCH W SZEREGU CZASOWYM DLA DANYCH DZIENNYCH NA DOKŁADNOŚĆ PROGNOZ

Maciej Oesterreich (ORCID: 0000-0003-4750-3636)

Wydział Ekonomiczny

Zachodniopomorski Uniwersytet Technologiczny w Szczecinie

e-mail: maciej.oesterreich@zut.edu.pl

Streszczenie: W pracy przedstawiono wyniki symulacyjnej analizy wpływu występowania luk systematycznych na dokładność prognoz inter- i ekstrapolacyjnych w dziennych szeregach czasowych. Do budowy prognoz wykorzystano klasyczny model szeregu czasowego, w którym wahania sezonowe o cyklach: tygodniowym i rocznym, były opisane za pomocą zmiennych zero-jedynkowych. Zmienną, którą poddano analizie, była dzienna sprzedaż paliw płynnych na stacji paliw X w latach 2012-2014. Pierwsze trzydzieści miesięcy stanowiło przedział czasowy próby, a ostatnie sześć było okresem empirycznej weryfikacji prognoz. Rozpatrywanych było jedenaście wariantów luk systematycznych. Obliczenia zostały wykonane z wykorzystaniem pakietu R oraz Statistica 12.

Słowa kluczowe: zmienne o wysokiej częstotliwości obserwowania, złożone wahania sezonowe, luki systematyczne, prognozowanie, modele szeregu czasowego.

WSTĘP

W pracy [Oesterreich 2017] przedstawiono wyniki symulacyjnej analizy wpływu występowania luk niesystematycznych na dokładność prognoz inter- i ekstrapolacyjnych w szeregu czasowym dla danych dziennych. Wskazano w nim na podobieństwa, w kształcie i kierunku zmian rozkładów średnich względnych błędów (MAPE) obu rodzajów prognoz, do otrzymanych na podstawie danych miesięcznych.

Nasuwa się zatem pytanie, czy podobne wnioski będzie można wyciągnąć również w odniesieniu do luk systematycznych? Czy rozkłady błędów prognoz

inter- i ekstrapolacyjnych oszacowanych dla danych dziennych, co do kierunku i kształtu, będą zbliżone do otrzymanych dla danych miesięcznych? Celem niniejszej pracy jest więc rozszerzenie badań na przypadek wystąpienia luk systematycznych.

W obliczeniach wykorzystano metody symulacyjne, za pomocą których wygenerowano jedenaście wariantów, różniących się z góry zadaną liczbą luk odnoszących się do wahań o cyklu: 7-dniowym lub/i 12-miesięcznym. Każdy z wariantów zawierał wszystkie możliwe kombinacje układów luk. Dane te posłużyły następnie do oszacowania modeli, wyznaczenia prognoz inter- i ekstrapolacyjnych oraz obliczania ich średnich względnych błędów (MAPE) (zob. [Oesterreich 2012]).

METODY BADAWCZE

Do budowy prognoz inter- i ekstrapolacyjnych wykorzystany został klasyczny addytywny model szeregu czasowego, w którym zarówno tygodniowa jak i roczna sezonowość była opisana za pomocą zmiennych zero-jedynkowych. Zapis analityczny modelu w postaci addytywnej jest następujący:

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \sum_{i=1}^7 D_i Q_{idt} + \sum_{j=1}^{12} M_j Q_{jmt} + \varepsilon_t, \quad t = 1, 2, \dots, n \quad (1)$$

gdzie:

Y_t – zmienna objaśniana,

α_0, α_1 – parametry trendu liniowego,

t – zmienna czasowa,

Q_{idt} – zmienna przyjmująca 1 dla i -tego dnia tygodnia oraz 0 dla pozostałych,

Q_{jmt} – zmienna przyjmująca 1 dla j -tego miesiąca roku oraz 0 dla pozostałych,

D_i, M_j – parametry strukturalne,

ε_t – składniki losowe.

Do wyboru statystycznie istotnych składowych wykorzystano procedurę regresji krokowej opartej o statystykę F [Anderson i in. 2011, s. 730]. Minimalny poziom wejścia zmiennej do modelu ustalono na $F=1$. W obliczeniach wykorzystano autorski algorytm *reg_tree_alg* w środowisku R.

W pracy przeanalizowano jedenaście wariantów luk systematycznych. Liczba ta wynika z faktu występowania w analizowanej zmiennej dwóch typów wahań – tygodniowych i rocznych. Oznacza to, że liczba wariantów uległa podwojeniu w porównaniu do analiz prowadzonych na podstawie szeregów miesięcznych [Oesterreich 2014b].

Badaniu poddano warianty, w których z pełnego szeregu usunięto jeden, dwa lub trzy dni tygodnia, a w przypadku miesięcy jeden lub dwa miesiące w roku. W dalszej części artykułu warianty luk zostaną oznaczone w sposób skrótowy np.

D1_M2 oznacza wariant, w którym usunięto jeden dzień w tygodniu oraz dwa miesiące w roku. W tabeli 1 zestawione zostały liczby kombinacji układów luk dla poszczególnych wariantów.

Tabela 1. Liczby kombinacji luk dla 11 rozpatrywanych wariantów luk systematycznych

		Miesiące		
		M0	M1	M2
Dni	D0	-	12	66
	D1	7	84	462
	D2	21	252	1386
	D3	35	420	2310

Źródło: opracowanie własne

Symbole D0 i M0 oznaczają, że luki występowały odpowiednio tylko: w miesiącach lub dniach tygodnia.

Wyznaczone, w toku procedury symulacyjnej dla każdego z wariantów, kombinacje układów luk różniły się ich odsetkami w poszczególnych dniach tygodnia i miesiącach. Informacje o minimalnych i maksymalnych wielkościach odsetkach luk w poszczególnych wariantach przedstawiono w tabeli 2.

Tabela 2. Minimalne i maksymalne odsetki luk w poszczególnych wariantach luk (w %)

		Miesiące					
		M0		M1		M2	
		min	max	min	max	min	max
Dni	D0	-	-	6,57	10,20	13,16	20,39
	D1	14,25	14,36	19,74	23,25	25,44	32,02
	D2	28,51	28,72	33,00	36,29	37,61	43,64
	D3	42,76	42,98	46,27	49,12	49,89	55,15

Źródło: opracowanie własne

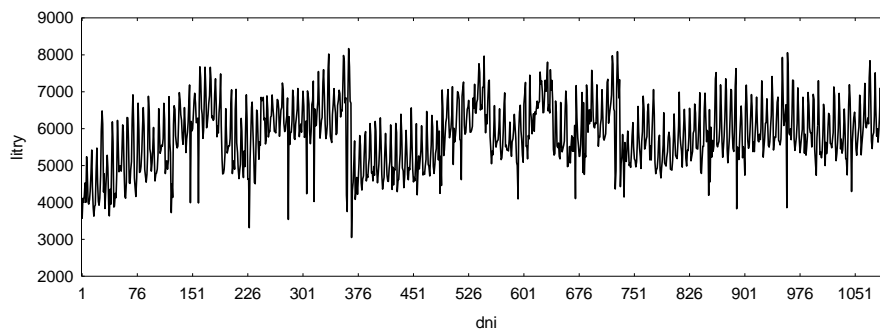
Z informacji zawartych w tabeli 2 wynika, że minimalną wielkość odsetka luk, wynoszącą 6,57%, otrzymano dla wariantu D0_M1 a maksymalną, wynoszącą 55,15%, dla wariant D3_M2. Najwyższymi różnicami odsetek luk charakteryzowały się warianty, w których usunięto dwa miesiące: D0_M2, D1_M2 i D2_M2 i D3_M2. Wynosiły one odpowiednio: 7,23, 6,58, 6,03 i 5,26 punktu procentowego (p.p.).

PRZYKŁAD EMPIRYCZNY

Modelowaniu i prognozowaniu poddano zmienną dotyczącą dziennej sprzedaży paliw płynnych na stacji paliw X w latach 2012-2014 (w litrach). Obejmowała ona łączną sprzedaż: benzyny bezołowiowej Pb95 oraz Pb98, a także oleju napędowego. Dane statystyczne za okres od 1 stycznia 2012 do 30 czerwca 2014 (912 obserwacji) stanowiły przedział czasowy „próby”. Okresem

empirycznej weryfikacji prognoz było drugie półrocze 2014 roku (184 obserwacje). Na rysunku 1 przedstawiano kształtowanie się zmiennej prognozowanej.

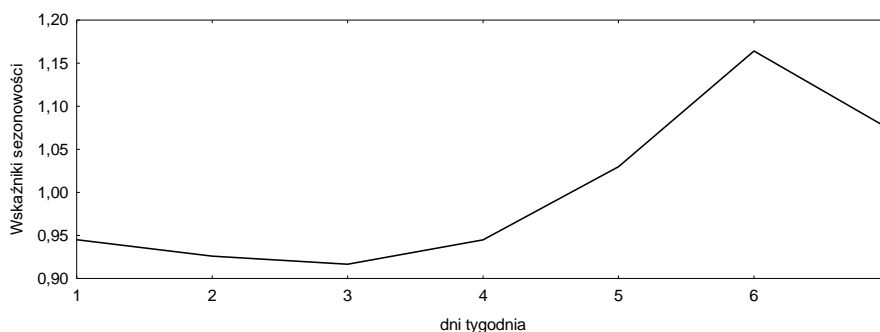
Rysunek 1. Sprzedaż paliw płynnych na stacji paliw X w okresie od 1.01.2012-31.12.2014



Źródło: opracowanie własne

Na podstawie szeregu czasowego oszacowano wskaźniki sezonowości dla poszczególnych dni tygodnia oraz miesięcy. Ich kształtowanie przedstawiono w postaci graficznej na rysunkach 2 i 3.

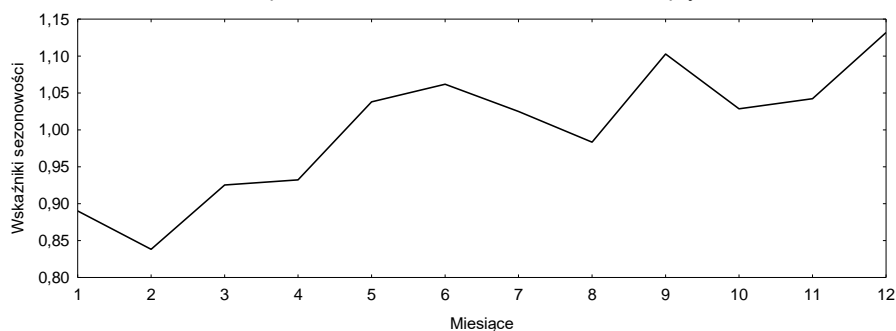
Rysunek 2. Kształtowanie się wskaźników sezonowości dla dni tygodnia



Źródło: opracowanie własne

Z rysunku 2 wynika, że najwyższą ocenę wskaźniki sezonowości dla dni tygodnia, przyjęły w sobotę (ok. 116%), natomiast najniższy jego poziom odnotowano dla środy (ok. 92%). Różnica pomiędzy skrajnymi ich wartościami wyniosła ok. 24 p.p.

Rysunek 3. Kształtowanie się wskaźników sezonowości dla miesięcy



Źródło: opracowanie własne

Z rysunku 3 wynika, że w przebiegu ocen wskaźników sezonowości możemy wyróżnić trzy lokalne maksima sezonowe w: czerwcu (ok. 106%), wrześniu (ok. 110%) i grudniu (ok. 113%). Minimalną ocenę wskaźnik sezonowości przyjął w lutym (ok. 84%). Różnica pomiędzy ocenami wskaźników w miesiącach o skrajnych wartościach wynosiła ok. 29 p.p. i była ok. 5 p.p. wyższe niż dla dni tygodnia.

W procesie wyboru składowych dla modeli z wahaniami sezonowymi, których parametry szacowane są na podstawie szeregów zawierających luki systematyczne można natknąć się na następujące problemy [Zawadzki 2003, s.26], [Oesterreich 2014a]:

1. współliniowość zmiennych objaśniających (składowych),
2. zerowe wariancje niektórych z nich,
3. liniowe kombinacje części składowych.

Wystąpienie kombinacji liniowych powoduje konieczność budowy więcej niż jednego modelu dla danego układu luk. Najczęściej z tego rodzaju sytuacją mamy do czynienia w przypadku klasycznych modeli szeregu czasowego, w których sezonowość opisywana jest za pomocą wielomianu trygonometrycznego [Zawadzki 1999], [Oesterreich 2014a], ale występuje ona również w przypadku modeli, których sezonowość opisano za pomocą zmiennych zero-jedynkowych [Oesterreich 2014b].

W tabeli 3 przedstawiano informację na temat liczby modeli oszacowanych

Tabela 3. Liczba oszacowanych modeli w zależności od wariantu luk

		Miesiące		
		M0	M1	M2
Dni	D0	-	12 (12)	66 (66)
	D1	7 (7)	84 (84)	466 (462)
	D2	23 (21)	267 (252)	1449 (1386)
	D3	44 (35)	506 (420)	2739 (2310)

* w nawiasach podano liczbę kombinacji luk dla poszczególnych wariantów

Źródło: opracowanie własne

dla każdego z analizowanych wariantów luk. Liczby w nawiasach odpowiadają liczbom kombinacji układów luk.

Z informacji zawartych w tabeli 3 wynika, że w siedmiu z jedenastu wariantów wystąpiły kombinacje liniowe składowych, dla których oszacowano więcej niż jeden model. Najmniejszą ich liczbę odnotowano w wariacie D2_M0 – 2, a największą w wariacie D3_M2 – 429. Największym procentowym udziałem takich kombinacji charakteryzował się wariant D3_M0 – 25,7%.

W tabeli 4 przedstawiono informację o wybranych statystykach opisowych rozkładów średnich względnych błędów (MAPE) prognoz interpolacyjnych.

Tabela 4. Wybrane statystyki opisowe rozkładów średnich względnych błędów prognoz interpolacyjnych

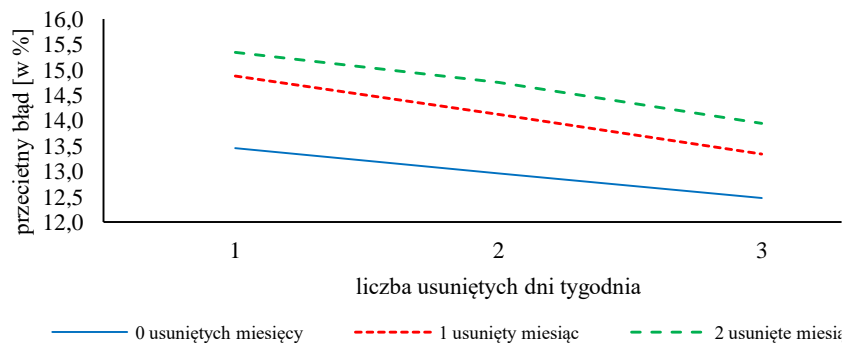
Wariant luk	\bar{x}	Me	Q1	Q3	Min	Max	Skośność	S	V _s
D0_M1	15,712	12,242	10,335	20,181	5,821	33,270	1,084	8,196	52,164
D0_M2	15,775	14,548	10,682	20,177	7,588	31,010	0,611	5,787	36,685
D1_M0	13,459	14,160	9,334	16,603	8,276	17,470	-0,641	3,450	25,632
D1_M1	14,875	14,346	12,232	16,973	7,538	26,360	0,588	4,131	27,769
D1_M2	15,341	14,652	12,313	17,943	7,687	28,144	0,553	3,991	26,015
D2_M0	12,962	12,375	11,309	15,397	8,892	17,056	0,432	2,112	16,291
D2_M1	14,121	13,788	11,787	15,748	8,385	24,069	0,719	2,858	20,237
D2_M2	14,753	14,342	12,295	16,666	8,271	26,614	0,697	3,099	21,004
D3_M0	12,471	12,492	10,666	13,870	9,817	16,253	0,205	1,897	15,213
D3_M1	13,343	13,265	11,385	14,745	9,493	22,258	0,656	2,366	17,734
D3_M2	13,943	13,661	12,031	15,422	9,222	24,783	0,768	2,627	18,843

Źródło: opracowanie własne

Z informacji zawartej w tabeli 4 wynika, że najniższą ocenę przeciętnego błędu względnego prognoz interpolacyjnych, wynoszącą 12,471%, odnotowano dla wariantu D3_M0, a najwyższą dla wariantu D0_M2 – 15,775%. Tylko nieznacznie niższy błąd – o 0,063 p.p. – odnotowano dla wariantu D0_M1. Oznacza to, że dla wariantów o najniższych odsetkach luk otrzymano najwyższe oceny przeciętnych błędów.

Taka sytuacja może wynikać z dwóch głównych przyczyn. Po pierwsze wielkość przeciętnych ocen błędów prognoz interpolacyjnych zależała przede wszystkim od rozmieszczenia luk. Z analizy zarówno ocen przeciętnych wartości rozkładów błędów jak i ich median wynika, że to liczba usuniętych dni tygodnia i miesięcy determinowała wielkość błędów. Na rysunku 4 przedstawiano kształtowanie się wartości przeciętnych błędów w zależności od liczby usuniętych dni tygodnia i miesięcy.

Rysunek 4. Wartości przeciętnych błędów względnych prognoz interpolacyjnych w zależności od liczby usuniętych dni tygodnia oraz miesięcy

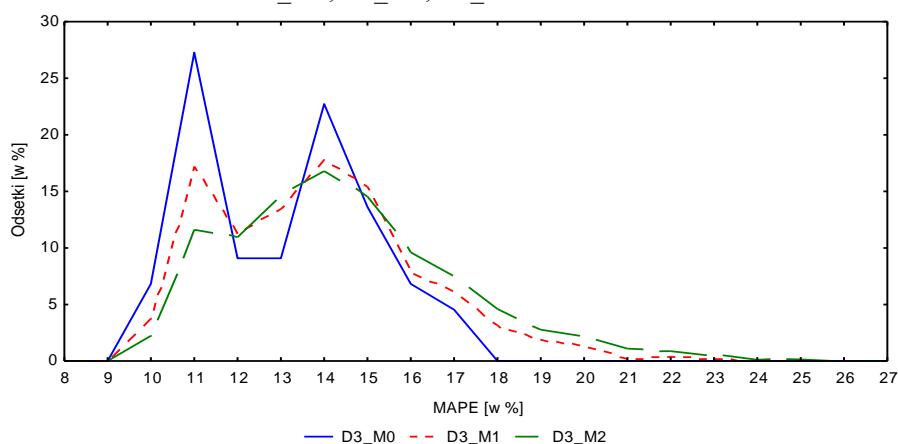


Źródło: opracowanie własne

Z rysunku wynika, że przeciętne błędy względne prognoz interpolacyjnych wykazują tę samą tendencję malejącą wraz ze wzrostem liczby luk występujących w dniach tygodnia. Różnią się one natomiast co do poziomu – rosną one wraz ze wzrostem liczby luk w miesiącach, przy czym przyrosty błędów nie przekraczają 1,5 p.p. Powyższy wynik nie jest niespodziewany, ponieważ, jak wynika z tabeli 3, równocześnie rośnie liczba kombinacji układów luk. Występowanie względnie wyższych ocen błędów dla małej liczby kombinacji związane jest z występowaniem luk, w których występują minima lub maksima sezonowe. W miarę wzrostu liczby układów luk ich wpływ maleje. Ponadto na dokładność prognoz mogły wpływać obserwacje odstające i wpływowe, których występowanie w analizowanym szeregu zostało potwierdzone [Oesterreich 2017].

Na rysunku 5 przedstawiano kształtowanie empirycznych rozkładów błędów

Rysunek 5. Empiryczne rozkłady średnich względnych błędów prognoz interpolacyjnych dla wariantów D3_M0, D3_M1, D3_M2



Źródło: opracowanie własne

prognoz interpolacyjnych dla trzech wariantów: D3_M0, D3_M1 oraz D3_M2. Warianty te charakteryzowały się największymi odsetkami luk.

Z rysunku 5 wynika, że analizowane rozkłady błędów były wielomodalne. Wraz ze wzrostem liczby luk wzrastała ocena rozstępu pomiędzy maksymalnymi a minimalnymi ocenami błędów. Jednocześnie zmniejszeniu uległ odsetek obserwacji w przedziałach na które przypadały „szczyty”. Z analizy statystyk opisowych analizowanych rozkładów (tabela 4) wynika, że rozkłady powoli przesunęły się w prawą stronę osi odciętych. Wskazują na to rosnące wartości median analizowanych rozkładów. Wykazujące wzrostową tendencję oceny współczynników zmienności sugerują, że odchylenia standardowe błędów prognoz przyrastały szybciej niż przeciętny błąd. Wynika to z faktu pojawiania się coraz większej liczby kombinacji w poszczególnych wariantach luk, dla których otrzymano oceny błędów wyraźnie wyższych od średniej.

W tabeli 5 zestawione zostały wybrane statystyki opisowe rozkładów średnich względnych błędów (MAPE) prognoz ekstrapolacyjnych.

Tabela 5. Wybrane statystyki opisowe rozkładów średnich względnych błędów prognoz ekstrapolacyjnych

Wariant luk	\bar{x}	Me	Q1	Q3	Min	Max	Skośność	S	V _s
D0_M1	8,662	8,440	8,114	9,237	7,917	10,081	0,922	0,698	8,055
D0_M2	8,861	8,705	8,037	9,580	6,570	11,347	0,457	1,002	11,311
D1_M0	9,329	9,424	9,009	9,606	8,857	9,757	-0,208	0,352	3,778
D1_M1	9,613	9,529	9,065	10,018	8,321	11,804	0,687	0,775	8,063
D1_M2	9,812	9,670	9,008	10,572	7,005	13,214	0,500	1,077	10,978
D2_M0	9,979	10,152	9,104	10,503	8,870	10,954	-0,407	0,705	7,067
D2_M1	10,272	10,207	9,603	10,926	8,578	13,260	0,403	0,984	9,581
D2_M2	10,474	10,300	9,563	11,251	7,672	14,793	0,547	1,244	11,879
D3_M0	10,368	10,904	9,017	11,363	8,545	11,861	-0,411	1,189	11,466
D3_M1	10,610	10,818	9,340	11,556	7,981	14,391	0,079	1,375	12,961
D3_M2	10,788	10,762	9,523	11,787	7,553	16,025	0,358	1,566	14,520

Źródło: opracowanie własne

Z analizy zawartych w tabeli 5 statystyk opisowych rozkładów błędów prognoz ekstrapolacyjnych wynika, że najniższą oceną przeciętną, wynoszącą 8,662%, charakteryzował się wariant D0_M1 a najwyższą – 10,788% wariant D3_M2. Oceny te były więc wyraźnie niższe od przeciętnych ocen błędów prognoz interpolacyjnych.

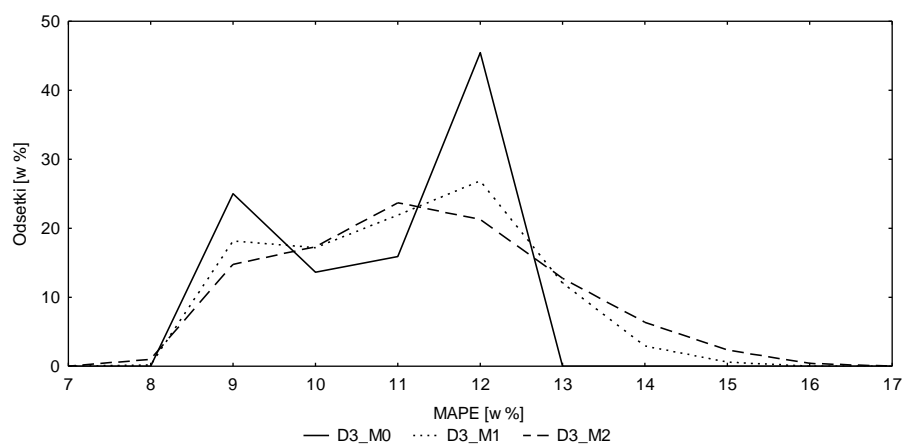
Z porównania informacji zawartych w tabeli 2 i tabeli 4 wynika, że odmiennie niż w przypadku ocen błędów prognoz interpolacyjnych, na oceny błędów prognoz ekstrapolacyjnych wpływały przede wszystkim odsetki luk w wariantach. Ich wzrost negatywnie wpływał na własności predyktywne wykorzystanego modelu. Należy jednak wskazać na niski, wynoszący tylko 2,126 p.p., rozstęp pomiędzy przeciętnymi błędami dla wariantów o skrajnych udziałach luk. Może to być spowodowane, podobnie jak w przypadku błędów prognoz interpolacyjnych, tym,

że część z wyeliminowanych obserwacji stanowiły obserwacje wpływowe i odstające. Ich usunięcie poprawiło własności predyktorów.

Z analizy median rozkładów błędów prognoz ekstrapolacyjnych dla wariantów wynika, że kierunek ich zmian był podobny do zmian wartości przeciętnych błędów. Jedynie dla wariantów z których usunięto trzy dni tygodnia, kierunek ten był odwrotny.

Na rysunku 2 przedstawiano kształtowanie się empirycznych rozkładów błędów prognoz interpolacyjnych dla trzech wariantów: D3_M0, D3_M1 oraz D3_M2.

Rysunek 6. Empiryczne rozkłady średnich względnych błędów prognoz ekstrapolacyjnych dla wariantów D3_M0, D3_M1, D3_M2



Źródło: opracowanie własne

Z analizy rysunku 6 oraz informacji zamieszczonych w tabeli 5 wynika, że empiryczne rozkłady błędów względnych prognoz ekstrapolacyjnych, podobnie jak prognoz interpolacyjnych, charakteryzowały się wielomodalnością. Tylko w przypadku rozkładu dla wariantu D3_M2 możemy mówić o jego jednomodalnym charakterze. Wyraźnemu zwiększeniu ulega rozstęp między maksymalnymi a minimalnymi ocenami błędów w poszczególnych wariantach. Z analizy ocen odchyłeń standardowych wynika, że podobnie jak to miało miejsce w przypadku rozkładów błędów prognoz interpolacyjnych, przyrastały one szybciej niż błąd przeciętny. Wpływało to bezpośrednio na wielkość ocen współczynników zmienności.

PODSUMOWANIE

Z analiz przeprowadzonych w pracy można wyciągnąć następujące wnioski:

1. Empiryczne rozkłady średnich względnych błędów prognoz interpolacyjnych i ekstrapolacyjnych charakteryzowały wielomodalnością i nieregularnym

- przebiegiem. Zbliżony kształt empirycznych rozkładów błędów prognoz obserwowano dla danych miesięcznych: dla modelu klasycznego, którego stała sezonowość opisana była za pomocą wielomianu trygonometrycznego [Oesterreich 2014a, rysunek 3] oraz modelu hierarchicznego H62 [Oesterreich 2014b, tabela 4]. Różniły się one jednak wyraźnie od rozkładów błędów prognoz dla luk niesystematycznych (zob. [Oesterreich 2012, 2017]).
2. Kierunek zmian statystyk opisowych rozkładów średnich względnych prognoz inter- i ekstrapolacyjnych był podobny zarówno dla danych miesięcznych jak i dziennych.
 3. Wielkości ocen błędów prognoz interpolacyjnych determinowane były rozmieszczeniem luk, podczas, gdy błędów prognoz ekstrapolacyjnych ich liczbami. W przypadku szeregów miesięcznych wysokość błędów była uzależniona zarówno od odsetek jak i od rozmieszczenia luk. Wyższe błędy otrzymywano dla tych kombinacji, w których luki przypadały na miesiące, w których występowały minima lub maksima sezonowe.
 4. Zarówno dla szeregów o złożonej sezonowości jak i szeregów miesięcznych, zwłaszcza dla wariantów o dużej liczbie usuniętych podokresów, występowały kombinacje liniowe składowych, dla których niezbędne było oszacowanie kilku wersji modeli.
 5. Przedstawione w pracy wyniki, odnoszące się do wybranej zmiennej, charakteryzującej się dość silnym natężeniem każdego z rodzajów złożonych wahań sezonowych, mogą być uogólnione na inne zmienne o podobnym ich natężeniu. Wynika to z faktu, że rozpatrywanych było ponad pięć tysięcy możliwych układów luk o zróżnicowanych ich liczbach, odnoszących się zarówno do każdego z rodzajów wahań z osobna jak i obu rodzajów równocześnie.

BIBLIOGRAFIA

- Anderson D. R., Sweeney D. J., Williams T. A. (2011) *Statistics for business and economics* 11e. South-Western Cengage Learning.
- Oesterreich M. (2012) Symulacyjne badanie wpływu częstości występowania luk niesystematycznych w szeregach czasowych na dokładność prognoz. *Prace Naukowe UE we Wrocławiu, seria Ekonometria*, 38, 186–196.
- Oesterreich M. (2014a) Kombinacje liniowe składowych harmonicznych a dokładność prognoz w sezonowych szeregach czasowych z lukami systematycznymi. *Folia Pomeranae Universitatis Technologiae Stetinensis, seria Oeconomica* 313(76)3, 83–91.
- Oesterreich M. (2014b) Badanie wpływu częstości występowania luk systematycznych w mikroekonomicznym szeregu czasowym na dokładność prognoz. [w:] *Problemy społeczno-ekonomiczne w relacjach międzynarodowych: analiza modelowa rozwoju regionów*. Wydawnictwo UE w Katowicach, 219–230.

- Oesterreich M. (2017) Symulacyjne badanie wpływu liczby i rozmieszczenia luk na dokładność prognoz w szeregu czasowym dla danych dziennych. *Prace Naukowe UE we Wrocławiu*, seria: Ekonometria – artykuł w druku.
- Zawadzki J. (red.) (1999) *Ekonometryczne metody predykcji dla danych sezonowych w warunkach braku pełnej informacji*. Wydawnictwo Uniwersytetu Szczecińskiego.
- Zawadzki J. (red.) (2003) *Zastosowanie hierarchicznych modeli szeregów czasowych w prognozowaniu zmiennych ekonomicznych z wahaniami sezonowymi*. Wydawnictwo AR w Szczecinie.

**THE SIMULATION ANALYSIS OF THE IMPACT
OF THE SYSTEMATIC GAPS IN THE DAILY TIME SERIES
ON ACCURACY OF FORECASTS**

Abstract: In the paper was presented the simulation analysis of the impact of systematic gaps on the accuracy of inter- and extrapolative forecasts for daily time series. To forecasts construction were used classical time series model, in which a weekly and an annual seasonality was described by dummy variables. The analysed variable was daily sale of liquid fuels in liters in petrol station X in years 2012-2014. Data in years 2012-2013 were used in model construction and year 2014 was a period of empirical validation of forecasts. Eleven different variants of systematic gaps were examined. Calculations were made using the R statistical environment and the Statsoft Statistica12.

Keywords: high frequency time series, complex seasonal fluctuations, systematic gaps, forecasting, time series models

GOSPODARKA ODPADAMI A STAN ZANIECZYSZCZENIA ŚRODOWISKA NATURALNEGO W POLSCE W 2015 ROKU – PRZEGLĄD REGIONALNY

Patrycja Ozga (ORCID: 0000-0001-7957-4549)

Wydział Rolniczo-Ekonomiczny
Uniwersytet Rolniczy w Krakowie
e-mail: patrycjaozga28@gmail.com

Streszczenie: W artykule dokonano porównania województw ze względu na stan gospodarki odpadami i stopień zanieczyszczenia środowiska naturalnego w Polsce. Ocenę tę przeprowadzono przy pomocy budowy rankingów województw. Rankingi zostały utworzone przy wykorzystaniu zmiennych syntetycznych powstałych w wyniku normalizacji zmiennych przy zastosowaniu metody unitaryzacji zerowanej (MUZ).

Słowa kluczowe: ranking, metoda unitaryzacji zerowanej, zmienna syntetyczna, gospodarka odpadami, stopień zanieczyszczenia środowiska

WSTĘP

Zanieczyszczenia występują w całej Polsce. Różnice w stopniu zanieczyszczenia poszczególnych regionów mogą być jednak znaczące. Na poziom zanieczyszczeń wpływają różne czynniki, są to zarówno odpady komunalne, jak i przemysłowe. Problem odpadów pojawia się zawsze tam, gdzie człowiek prowadzi swoją działalność produkcyjną, handlową czy też usługową. Z tego też względu problem ten jest nieunikniony, a powstające odpady stanowią zagrożenie dla wszystkich segmentów środowiska naturalnego: powietrza, gleby, wód powierzchniowych i podziemnych. Problem ten jest bardzo powszechny i występuje nie tylko w Polsce. Różnica jest jedynie taka, że kraje z grupy wysoko rozwiniętych potrafią sobie dobrze radzić z odpadami poprzez poddawanie ich procesom konwersji. W ten sposób czerpią z tego korzyści prowadząc racjonalną gospodarkę odpadami. Stan gospodarki odpadami w Polsce również charakteryzuje się dużymi różnicami występującymi między województwami. Celem niniejszej

pracy jest wykazanie różnic regionalnych w 2015 roku w obrębie: stanu gospodarki odpadami, a także poziomu zanieczyszczenia środowiska.

Stan gospodarki odpadami i poziom zanieczyszczenia środowiska przedstawiono jako zjawisko złożone, dlatego jest opisany przez kilka zmiennych. Stopień zanieczyszczenia środowiska w Polsce nie jest nowym problemem. Dlatego też warto pochylić się nad różnicami występującymi przy porównywaniu poszczególnych regionów w zakresie zanieczyszczenia środowiska naturalnego.

Główną hipotezą badawczą, jest stwierdzenie, że zróżnicowanie przestrzenne województw ze względu na zanieczyszczenie środowiska, jest równie istotne jak stan gospodarki odpadami. Poprzez dokonanie odpowiednich przekształceń zmiennych diagnostycznych opisujących badane zjawiska złożone, można otrzymać zmienne syntetyczne, które pozwolą zbudować rankingi województw charakteryzujące: stan gospodarki odpadami, a także poziom zanieczyszczenia środowiska. Na zakończenie dokonano porównania międzyrankingowego, które w obrazowy sposób określa różnice występujące między badanymi rankingami.

ZASTOSOWANA METODA BADAWCZA

Metoda unitaryzacji zerowanej (MUZ) stanowi bardzo prosty sposób normowania cech diagnostycznych. Oceniając zjawisko złożone, a mianowicie stan gospodarki odpadami czy też stan zanieczyszczenia środowiska naturalnego w Polsce w 2015 roku, powinno się w pierwszej kolejności dokonać selekcji zmiennych diagnostycznych, charakteryzujących te zjawiska. Kolejnym krokiem jest normowanie wybranych cech diagnostycznych w celu pozbawienia ich mian, a także sprowadzenie do zbliżonego rzędu wielkości.

Wybrane zmienne x_{ij} ($j = 1, \dots, s$) opisujące złożone zjawisko w r obiektach (czyli województwach), tworzą macierz X :

$$X = [x_{ij}] = \begin{bmatrix} x_{11} & x_{12} & \dots & x_{1s} \\ x_{21} & x_{22} & \dots & x_{2s} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ x_{r1} & x_{r2} & \dots & x_{rs} \end{bmatrix} \quad (i = 1, \dots, r), \quad (1)$$

gdzie x_{ij} oznacza realizację zmiennej X_j w i -tym obiekcie.

Bardzo istotne w całym procesie badawczym złożonego zjawiska, jest właściwy wybór czyli ustalenie zbioru zmiennych diagnostycznych. Przyjęte zmienne do analizy powinny spełniać kryteria formalne i merytoryczne. Zmienne diagnostyczne będące stymulantami są normowane według formuły [Kukuła 2000]:

$$z_{ij} = \frac{x_{ij} - \min_i x_{ij}}{\max_i x_{ij} - \min_i x_{ij}}. \quad (2)$$

Natomiast zmienne zaliczane do destymulant są normowane według wzoru:

$$z_{ij} = \frac{\max_i x_{ij} - x_{ij}}{\max_i x_{ij} - \min_i x_{ij}}. \quad (3)$$

Zarówno pierwsze jak i drugie unormowanie spełnia warunek:

$$z_{ij} \in [0,1]. \quad (4)$$

W wyniku transformacji macierzy złożonej ze zmiennych diagnostycznych w macierz zmiennych unormowanych, otrzymano:

$$Z = [z_{ij}] = \begin{bmatrix} z_{11} & z_{12} & \dots & z_{1s} \\ z_{21} & z_{22} & \dots & z_{2s} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ z_{r1} & z_{r2} & \dots & z_{rs} \end{bmatrix}. \quad (5)$$

Znając wartości elementów macierzy Z można uzyskać wartości zmiennej syntetycznej, które charakteryzują każdy obiekt (tu województwo) ze względu na poziom rozpatrywanego zjawiska złożonego:

$$Q_i = \frac{1}{m} \sum_{j=1}^m z_{ij} \quad (i = 1, \dots, r). \quad (6)$$

Wyznaczone wartości zmiennej syntetycznej zapisano w postaci:

$$Q = \begin{bmatrix} Q_1 \\ Q_2 \\ \vdots \\ Q_r \end{bmatrix}. \quad (7)$$

Zmienne syntetyczne Q stanowią punkt wyjścia w budowie rankingu obiektów ze względu na stan badanego zjawiska złożonego. Ranking złożony jest z obiektów uporządkowanych nierosnąco według wartości zmiennej syntetycznej Q_i . Następnie dokonujemy podziału obiektów na dowolną liczbę grup. Biorąc pod uwagę liczebność obiektów dzielimy całość na trzy grupy, a w tym celu należy kolejno [Kukuła 2016]:

1. wyznaczyć rozstęp zmiennej syntetycznej:

$$R(Q_i) = \max_i Q_i - \min_i Q_i, \quad (8)$$

2. wyznaczyć parametr podziału k :

$$k = \frac{1}{3} R(Q_i), \quad (9)$$

3. a następnie zastosować procedurę podziału:

- I grupa – wysoki poziom zjawiska złożonego

$$Q_i \in \left[\max_i Q_i - k, \max_i Q_i \right], \quad (10)$$

- II grupa – przeciętny poziom zjawiska złożonego

$$Q_i \in \left[\max_i Q_i - 2k, \max_i Q_i - k \right], \quad (11)$$

- III grupa – niski poziom zjawiska złożonego

$$Q_i \in \left[\max_i Q_i - 3k, \max_i Q_i - 2k \right]. \quad (12)$$

W przypadku, gdy w badaniu pojawi się więcej niż jeden ranking ich liczbę oznaczono symbolem (v), można zastosować porównania międzyrankingowe. Rankingi poddane porównaniu oznaczamy numerami p oraz q , gdzie ($p, q = 1, \dots, v$). Podobieństwo rankingu p do rankingu q , można ocenić za pomocą miary m_{pq} [Kukuła 1986]:

$$m_{pq} = 1 - \frac{2 \sum_{i=1}^r |d_{i(pq)}|}{r^2 - z}, \quad \left(\begin{array}{l} i = 1, \dots, r \\ p, q = 1, \dots, v \end{array} \right) \quad (13)$$

$$\text{gdzie} \quad d_{i(pq)} = c_{ip} - c_{iq} \quad (14)$$

$$\text{oraz} \quad z = \begin{cases} 0 & \text{gdy } r \in P \\ 1 & \text{gdy } r \in L \end{cases} \quad (15)$$

przy czym:

c_{ip} – pozycja i -tego obiektu w rankingu o numerze p ,

c_{iq} – pozycja i -tego obiektu w rankingu o numerze q ,

P – zbiór liczb naturalnych parzystych,

L – zbiór liczb naturalnych nieparzystych.

Wartości miar m_{pq} tworzą macierz M :

$$M = [m_{pq}] = \begin{bmatrix} 1 & m_{12} & m_{13} & \dots & m_{1v} \\ & 1 & m_{23} & \dots & m_{2v} \\ \dots & \dots & \dots & \dots & 1 \end{bmatrix}_{(v \times v)}. \quad (16)$$

Powyżej przedstawiona macierz jest kwadratowa i symetryczna ponieważ:

$$m_{pq} = m_{qp} \quad \text{dla} \quad p \neq q \quad (17)$$

$$\text{oraz} \quad m_{pq} = 1 \quad \text{dla} \quad p = q. \quad (18)$$

WYBÓR ZMIENNYCH DIAGNOSTYCZNYCH W BADANYCH ZJAWISKACH ZŁOŻONYCH

Drogą eliminacji dokonano wyboru zmiennych diagnostycznych opisujących stan gospodarki odpadami w Polsce w 2015 roku, a mianowicie:

- X_1 - zmieszane odpady komunalne zgromadzone i unieszkodliwione, podane w kg na mieszkańca,
- X_2 - recykling odpadów opakowaniowych z tworzyw sztucznych w tys. ton,
- X_3 - liczba składowisk kontrolowanych z odpadami komunalnymi,
- X_4 - liczba składowisk, na których składowane są odpady komunalne z instalacjami odgazowywania,
- X_5 - liczba składowisk z instalacjami odgazowywania z odzyskiem energii elektrycznej,
- X_6 - recykling odpadów opakowaniowych ze szkła gospodarczego w tys. ton,
- X_7 - recykling odpadów opakowaniowych z papieru i tektury w tysiącach ton,

- X_8 - wielkość odpadów komunalnych zebranych i wyselekcjonowanych w tys. ton.

Aby dokonać wyboru zmiennych diagnostycznych wzięto pod uwagę:

- najbardziej przydatne merytorycznie zmienne, jakie będą niezbędne do dokonania trafnej oceny gospodarki odpadami,
- stopień zmienności cech kwalifikowanych potrzebnych do zbioru zmiennych diagnostycznych określają poniższe postulaty:

$$[I(X_j) > 2, \text{ gdzie } I(X_j) = \frac{\max_i x_{ij}}{\min_i x_{ij}}, \min_i x_{ij} > 0 \quad (19)$$

$$\text{oraz} \quad V(X_j) > 0,1 \quad (20)$$

Tabela 1. Unormowane wartości zmiennych diagnostycznych, opisujących stan gospodarki odpadami w Polsce w 2015 roku

Lp.	Województwo	Z_1	Z_2	Z_3	Z_4	Z_5	Z_6	Z_7	Z_8	q_i	Q_i
1	Dolnośląskie	0,43	0,51	0,74	0,36	0,04	0,15	0,13	0,69	3,05	0,38
2	Kujawsko-pomorskie	0,52	0,39	0,35	0,46	0,03	0,11	0,16	0,52	2,53	0,32
3	Lubelskie	0,58	0,05	0,91	0,00	0,00	0,01	0,01	0,08	1,63	0,20
4	Lubuskie	0,25	0,30	0,00	0,18	0,00	0,05	0,03	0,84	1,65	0,21
5	Łódzkie	0,69	0,47	0,39	0,27	0,00	0,00	0,00	0,22	2,05	0,26
6	Małopolskie	0,58	0,31	0,39	0,36	0,66	0,36	0,40	0,14	3,21	0,40
7	Mazowieckie	0,58	0,63	0,91	1,00	1,00	1,00	1,00	0,13	6,25	0,78
8	Opolskie	0,85	0,62	0,35	0,09	0,00	0,06	0,01	0,26	2,24	0,28
9	Podkarpackie	0,61	0,12	0,17	0,09	0,07	0,03	0,07	0,37	1,53	0,19
10	Podlaskie	0,30	0,14	0,04	0,00	0,00	0,00	0,02	0,00	0,51	0,06
11	Pomorskie	0,53	0,44	0,13	0,36	0,02	0,11	0,12	0,44	2,15	0,27
12	Śląskie	1,00	1,00	0,61	0,91	0,00	0,01	0,06	0,25	3,84	0,48
13	Świętokrzyskie	0,78	0,08	0,09	0,00	0,00	0,01	0,01	0,22	1,18	0,15
14	Warmińsko-mazurskie	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,02	0,07	0,42	0,51	0,06
15	Wielkopolskie	0,25	1,00	1,00	0,36	0,00	0,01	0,02	0,55	2,47	0,31
16	Zachodniopomorskie	0,34	0,13	0,13	0,36	0,06	0,21	0,16	1,00	2,62	0,33

Źródło: obliczenia własne

Tabela 2. Ranking województw ze względu na stan gospodarki odpadami w 2015 roku

Pozycja w rankingu	Województwo	Q_i	Grupy
1	Mazowieckie	0,78	I (1 woj.)
2	Śląskie	0,48	II (3 woj.)
3	Małopolskie	0,40	
4	Dolnośląskie	0,38	
5	Zach.-pom.	0,33	III (8 woj.)
6	Kuj.-pom.	0,32	
7	Wielkopolskie	0,31	
8	Opolskie	0,28	
9	Pomorskie	0,27	
10	Łódzkie	0,26	
11	Lubuskie	0,21	

12	Lubelskie	0,20	
13	Podkarpackie	0,19	IV (4 woj.)
14	Świętokrzyskie	0,15	
15	Warm.-maz.	0,06	
16	Podlaskie	0,06	
$I(Q_i)$		12,40	

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z tabeli 2

Rysunek 1. Podział województw według stanu gospodarki odpadami w 2015 roku w Polsce



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z tabeli 2

Wyselekcjonowane zmienne diagnostyczne przedstawiające stan zanieczyszczenia środowiska naturalnego w Polsce w 2015 roku, są następujące:

- X_1 - emisja zanieczyszczeń pyłowych z zakładów szczególnie uciążliwych dla środowiska w kg/mieszkańca,
- X_2 - emisja zanieczyszczeń gazowych z zakładów szczególnie uciążliwych w t/km²,
- X_3 - emisja metali ciężkich (arsen, chrom, cyna, cynk, kadm, kobalt, mangan, molibden, nikiel, ołów, rtęć) z zakładów szczególnie uciążliwych w kg/km²,
- X_4 - emisja zanieczyszczeń pyłowych z zakładów szczególnie uciążliwych dla środowiska w kg/km²,
- X_5 - nieoczyszczone ścieki przemysłowe i komunalne odprowadzone do wód lub do ziemi w m³/mieszkańca,
- X_6 - liczba oczyszczalni ścieków obsługujących miasta i wsie na 100 km²,
- X_7 - liczba zakładów szczególnie uciążliwych dla czystości powietrza emitujących zanieczyszczenia pyłowe na 100 km².

Tabela 3. Unormowane wartości zmiennych diagnostycznych, opisujących stan zanieczyszczenia środowiska naturalnego w Polsce w 2015 roku

Lp.	Województwo	Z_1	Z_2	Z_3	Z_4	Z_5	Z_6	Z_7	q_i	Q_i
1	Dolnośląskie	0,81	0,81	0,93	0,87	0,87	0,53	0,85	5,66	0,81
2	Kujawsko-pomorskie	0,63	0,87	0,99	0,87	0,93	0,83	0,89	6,00	0,86
3	Lubelskie	0,83	0,96	1,00	0,95	0,99	0,49	0,96	6,17	0,88
4	Lubuskie	0,86	0,97	1,00	0,97	0,98	0,87	0,95	6,60	0,94
5	Łódzkie	0,71	0,27	0,99	0,86	0,91	0,53	0,86	5,12	0,73
6	Małopolskie	0,89	0,79	0,88	0,82	0,69	0,05	0,77	4,88	0,70
7	Mazowieckie	0,95	0,76	0,95	0,91	0,90	0,74	0,99	6,21	0,89
8	Opolskie	0,46	0,59	0,97	0,85	0,94	0,81	0,75	5,37	0,77
9	Podkarpackie	1,00	0,96	0,93	0,95	0,97	0,38	0,92	6,11	0,87
10	Podlaskie	0,94	0,99	0,99	0,99	0,00	1,00	0,98	5,90	0,84
11	Pomorskie	0,78	0,90	0,99	0,89	0,99	0,70	0,92	6,17	0,88
12	Śląskie	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
13	Świętokrzyskie	0,46	0,67	0,84	0,85	0,06	0,67	0,75	4,29	0,61
14	Warmińsko-mazurskie	0,98	1,00	1,00	1,00	0,99	0,67	1,00	6,64	0,95
15	Wielkopolskie	0,52	0,84	0,98	0,84	1,00	0,51	0,94	5,63	0,80
16	Zachodniopomorskie	0,56	0,90	0,99	0,93	0,97	0,53	0,93	5,82	0,83

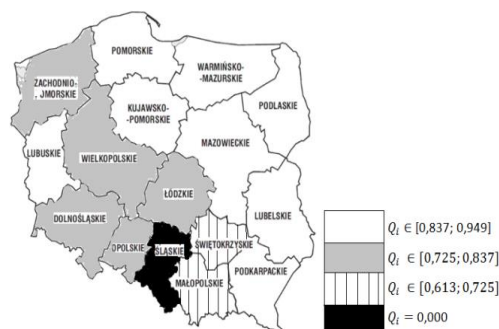
Źródło: obliczenia własne

Tabela 4. Ranking województw ze względu na stan zanieczyszczenia środowiska naturalnego w Polsce w 2015 roku

Pozycja w rankingu	Województwo	Q_i	Grupy
1	Warm.-maz.	0,95	I (8 woj.)
2	Lubuskie	0,94	
3	Mazowieckie	0,89	
4	Pomorskie	0,88	
5	Lubelskie	0,88	
6	Podkarpackie	0,87	
7	Kuj.-pom.	0,86	
8	Podlaskie	0,84	
9	Zach.-pom.	0,83	II (5 woj.)
10	Dolnośląskie	0,81	
11	Wielkop.	0,80	
12	Opolskie	0,77	
13	Łódzkie	0,73	
14	Małopolskie	0,70	III (2 woj.)
15	Świętokrz.	0,61	
16	Śląskie	0,00	IV (1 woj.)
$I(Q_i)$		1,55	

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z tabeli 3

Rysunek 2. Województwa z uwzględnieniem stanu zanieczyszczenia środowiska naturalnego w Polsce w 2015 roku



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z tabeli 6

INTERPRETACJA WYNIKÓW BADAŃ

Dokonując analizy przestrzennej gospodarki odpadami w poszczególnych województwach, bierzemy pod uwagę cechy wytypowane do zbioru zmiennych diagnostycznych (tutaj 8 zmiennych). Wyniki częściowe z przeprowadzonej procedury zawiera tylko tabela 1, a w kolejnej tabeli 2, otrzymano ranking województw z uwzględnieniem przedsięwzięć związanych z racjonalną gospodarką odpadami. W omawianym rankingu (zob. tabela 2) na prowadzenie wysuwa się województwo mazowieckie, którego wartość zmiennej syntetycznej odstaje od pozostałych zmiennych, gdyż stanowi wielkość prawie dwukrotnie wyższą od znajdującego się na drugim miejscu w rankingu województwa śląskiego. Podział na trzy grupy rozpoczęto od województwa śląskiego, co jest związane z niezwykle odstającym (od pozostałych) wynikiem województwa znajdującego się na pierwszym miejscu w rankingu. Województwo śląskie rozpoczyna odrębną grupę, zaś procedura podziału pozostałych 15-tu województw pozostaje niezmienna. A w związku z tym takie postępowanie prowadzi do otrzymania czterech grup podziału, a nie tak jak pierwotnie założono trzech. Województwo mazowieckie stanowi odrębną I grupę o najwyższym poziomie prowadzenia gospodarki odpadami. Grupa II, to województwa o wysokim poziomie badanego zjawiska, którą tworzy tylko 3 województwa i są to kolejno: śląskie, małopolskie i dolnośląskie. Grupa III, gdzie znajduje się aż 8 województw: zachodnio-pomorskie, kujawsko-pomorskie, wielkopolskie, opolskie, pomorskie, łódzkie, lubuskie, lubelskie, które zaliczane są do województw o przeciętnym stanie gospodarki odpadami. Umiarkowanie liczna jest grupa IV, w której znajdują się województwa o niskim poziomie prowadzenia gospodarki odpadami, a mianowicie: podkarpackie, świętokrzyskie, warmińsko-mazurskie, podlaskie. Istotnym faktem jest to, że w rankingu dotyczącym stanu gospodarki odpadami odnotowujemy bardzo wysokie zróżnicowanie w wartościach zmiennej syntetycznej $I(Q_i)=12,397$. Jest to równoznaczne z tym, że województwo mazowieckie przeważa w rankingu ponad 12-krotnie nad województwem podlaskim, które znajduje się na ostatnim miejscu w zakresie stanu gospodarki odpadami w Polsce w 2015 roku.

Analizując przestrzenny rozkład dotyczący stanu zanieczyszczenia środowiska naturalnego w Polsce w 2015 roku, zauważamy że najliczniejszą grupę I stanowi aż 8 województw. Są to województwa o niskim poziomie zanieczyszczenia środowiska i tworzą ją województwa: warmińsko-mazurskie, lubuskie, mazowieckie, pomorskie, lubelskie, podkarpackie, kujawsko-pomorskie, podlaskie. Obiektem, który najmniej przyczynia się do zanieczyszczenia środowiska naturalnego, to województwo warmińsko-mazurskie, którego wynik jest ponad 1,5 krotnie lepszy od województwa świętokrzyskiego, które zajmuje przedostatnią lokatę w rankingu $I(Q_i)=1,548$. Do II grupy, w której województwa są nacechowane przeciętnym stopniem zanieczyszczeń, należy 5 województw:

zachodnio-pomorskie, dolnośląskie, wielkopolskie, opolskie, łódzkie. Przedostatnia III grupa, to już województwa o wysokim stopniu zanieczyszczenia środowiska i należą do niej: małopolskie i świętokrzyskie województwo. Największym trucieliem środowiska na przestrzeni ostatnich lat i tak samo w 2015 roku niezmiennie pozostające województwo śląskie. Wartość zmiennej syntetycznej tego województwa osiąga wielkość zaskakująco dużo odstającą od pozostałych województw zawartych w rankingu. Dlatego też województwo śląskie tworzy odrębną IV grupę, a procedura podziału ulega zmianie tak samo jak w przypadku tworzenia rankingu dotyczącego gospodarki odpadami.

Rankingi województw zostały ułożone w kolejności ich analizy w niniejszym artykule. Do dokonania porównania międzyrankingowego, wykorzystujemy tabelę 5, a następnie wypełniamy macierz, otrzymujemy:

$$[m_{pq}] = \begin{bmatrix} 1 & 0,194 \\ & 1 \end{bmatrix}, \quad (p, q = 1, 2). \quad (21)$$

Analizując macierz można stwierdzić, że przedstawione rankingi wykazują względem siebie podobieństwo ($m_{12} = 0,194$). Należy podkreślić, że przedstawione podobieństwo jest bardzo niskie nie tak, jak należało tego oczekiwać.

Tabela 5. Uporządkowany ranking województw w dwóch kolejno przedstawionych układach porządkowych

Lp.	Województwo	Pozycja województwa w rankingu	
		1	2
1	Dolnośląskie	4	10
2	Kuj.- pom.	6	7
3	Lubelskie	12	5
4	Lubuskie	11	2
5	Łódzkie	10	13
6	Małopolskie	3	14
7	Mazowieckie	1	3
8	Opolskie	8	12
9	Podkarpackie	13	6
10	Podlaskie	16	8
11	Pomorskie	9	4
12	Śląskie	2	16
13	Świętokrzyskie	14	15
14	Warm.- maz.	15	1
15	Wielkopolskie	7	11
16	Zach.-pomorskie	5	9

Źródło: opracowanie własne na podstawie tabel: 2 i 4

WNIOSKI

Metoda unitaryzacji zerowanej (MUZ), która została powyżej zastosowana, jest narzędziem najbardziej przydatnym do trafnego przedstawiania regionalnych różnic z zakresu stopnia zanieczyszczenia środowiska naturalnego czy też

gospodarki odpadami. To jedna z wielu metod normowania zmiennych diagnostycznych, wykorzystywana przy tworzeniu rankingów. Zróźnicowanie regionalne pod względem stopnia zanieczyszczenia środowiska naturalnego w Polsce jest znaczne. Województwo śląskie stanowi tutaj wartość odstającą.

Województwa: śląskie (znacznie odstaje od pozostałych województw), świętokrzyskie i małopolskie są największymi emitorami zanieczyszczeń do środowiska w Polsce (zob. rysunek 2).

Natomiast najczystszy województwami są: warmińsko-mazurskie, lubuskie, mazowieckie, pomorskie, lubelskie, podkarpacie, kujawsko-pomorskie, podlaskie.

Województwo, które potrafi najlepiej zagospodarować swe odpady, to województwo mazowieckie, następne w kolejności to: śląskie, małopolskie i dolnośląskie (zob. rysunek 1).

Ciekawostką może być fakt, że województwo świętokrzyskie pomimo iż jest zaliczone do grupy województw o wysokim stopniu zanieczyszczania środowiska, to równocześnie należy także do grupy województw o niskim stopniu gospodarowania odpadami. Rozbieżność tę niestety należy ocenić negatywnie.

BIBLIOGRAFIA

- Abrahamowicz M., Zajac K. (1986) Metoda ważenia zmiennych w taksonomii numerycznej i procedurach porządkowania liniowego. *Prace Naukowe AE we Wrocławiu*, 5–17.
- Koszela G., Szczesny W. (2015) Wykorzystanie narzędzi WAP do oceny poziomu zanieczyszczenia środowiska w ujęciu przestrzennym. *Metody Ilościowe w Badaniach Ekonomicznych*, XVI/3, 183–193.
- Kukuła K. (1986) Propozycja miary zgodności układów porządkowych. *Zeszyty naukowe AE, Kraków*.
- Kukuła K. (2000) Metoda unitaryzacji zerowanej. PWN, Warszawa, 33, 61–90.
- Kukuła K. (2012) Propozycja budowy rankingu obiektów z wykorzystaniem cech ilościowych oraz jakościowych. *Metody Ilościowe w Badaniach Ekonomicznych*, XIII/1, 5–16.
- Kukuła K. (2016) Innowacyjność biogospodarki w Polsce w zakresie wykorzystania odpadów w 2013 roku (studium przestrzenne), *studia Ekonomiczne i Regionalne*, 9 (2).
- Ochrona środowiska – Environment 2015. GUS, Warszawa.

REGIONAL OVERVIEW OF WASTE MANAGEMENT PRACTICES AND THE STATE OF POLLUTION IN POLAND THE 2015

Abstract: In this article, a comparison of current state of waste management in the Voivodeships has been conducted as well as the environmental contamination across Poland. This evaluation was conducted using computer-

generated Voivodeships' rankings, which were created based on synthetic variable. The rankings were created using MUZ method.

Keywords: MUZ, ranking, unitarisation zeroed, synthetic variable, waste management, environmental pollution degree

PORÓWNANIE METODY HELLWIGA I METODY WALORYZACJI WEDŁUG BONITACJI PUNKTOWEJ DO OCENY ATRAKCYJNOŚCI TURYSTYCZNEJ GMIN NA PRZYKŁADZIE WOJEWÓDZTWA PODKARPACKIEGO

Artur Stec

Wydział Zarządzania
Politechnika Rzeszowska
e-mail: artistec@prz.edu.pl

Streszczenie: Za jedną z bardziej obiektywnych ocen atrakcyjności turystycznej regionu uważa się metodę bonitacji punktowej, ponieważ pozwala ona na grupowanie cech posiadających różne miana oraz łączy cechy ilościowe i jakościowe. W ocenie atrakcyjności turystycznej obszarów można również zastosować taksonomiczną metodę miary rozwoju Hellwiga. Głównym celem opracowania jest porównanie przydatności metody Hellwiga i metody według bonitacji punktowej do oceny atrakcyjności turystycznej na przykładzie województwa podkarpackiego.

Słowa kluczowe: metoda bonitacji punktowej, metoda Hellwiga, atrakcyjność turystyczna, metody oceny atrakcyjności turystycznej

WPROWADZENIE

Turystykę określa się mianem zjawiska społecznego, które generuje różnorakie potrzeby. Ich zaspokojenie umożliwia podaż usług turystycznych [Przećławski 1997]. Kluczowym elementem systemu oraz rynku turystycznego są atrakcje turystyczne. Pełnią one funkcję stymulującą do odbywania podróży do miejsca docelowego, a także gwarantują odwiedzającym zadowolenie z tego miejsca. Ponadto determinują popyt turystyczny. Atrakcje turystyczne nie posiadają jednoznacznej definicji. Często używa się zamiennie pojęcia „walory turystyczne” [Kruczek 2011].

Badania atrakcji turystycznych w skali makro polegają na usystematyzowaniu, porównywaniu lub ocenie atrakcyjności turystycznej [Kruczek 2011]. Pojęcie atrakcyjności turystycznej jest złożone i nie może podlegać jednoznacznej

ocenie. Atrakcyjność turystyczna, która nazywana jest również waloryzacją (w sytuacji, gdy stosuje się określoną technikę badawczą) uwzględnia warunki środowiska przyrodniczego, kulturowego i społecznego oraz czynnik psychologiczny. Do czynników wpływających na atrakcyjność turystyczną Rogalewski zalicza zagospodarowanie turystyczne, natomiast Gołębski walory turystyczne, stan środowiska naturalnego, efekty jego ochrony oraz dostępność komunikacyjną [Potocka 2009]. Oceniane elementy atrakcyjności turystycznej określa się mianem zmiennych diagnostycznych [Chudy-Hyski 2009].

W opracowaniu podjęto się badania atrakcyjności turystycznej gmin czyli wydzielonych administracyjnie obszarów. Można je traktować jako regiony turystyczne, które definiuje się jako obszary spełniające funkcję turystyczną pod względem jednorodności cech środowiska fizyczno-geograficznego, a także posiadające wewnętrzne powiązania usługowe [Gołębski 1999].

Pierwsze próby oceny atrakcyjności turystycznej środowiska przyrodniczego były podejmowane już w okresie międzywojennym. W latach 60-tych XX wieku proponowano metody, które brały pod uwagę wiele różnych kryteriów określających atrakcyjność turystyczną. W 1974 roku Warszńska zaprezentowała tzw. metodę modelową. W latach 80-tych zaczęto oprócz opisu terenu stosować tzw. metodę bonitacji punktowej. Obecnie stosuje się ją dość powszechnie ze względu na możliwość łączenia cech jakościowych i ilościowych. Łączy się nią często z opisem obszaru [Kowalska 2012].

Głównym celem opracowania jest porównanie przydatności metody Hellwiga i metody według bonitacji punktowej do oceny atrakcyjności turystycznej na przykładzie województwa podkarpackiego.

METODA BADAŃ

Województwo podkarpackie jest położone w południowo-wschodniej części Polski. Zajmuje ono powierzchnię 17,9 tys. km² (5,7% obszaru kraju). Region od wschodu graniczy z Ukrainą, od południa ze Słowacją, natomiast na zachodzie znajduje się województwo małopolskie, na północnym-zachodzie województwo świętokrzyskie, a na północnym-wschodzie województwo lubelskie. Podkarpacie pod względem administracyjnym dzieli się na 25 powiatów, w tym 21 ziemskich i 4 grodzkie oraz 160 gmin. Stolicą województwa jest Rzeszów.

W taksonomicznej metodzie miary rozwoju Hellwiga podstawową miarą rozwoju jest syntetyczny miernik atrakcyjności turystycznej, który stanowi wypadkową analizowanych zmiennych. Zarówno konstrukcja wspomnianego wskaźnika jaki i przyporządkowanie określonej wartości punktów dla poszczególnych przedziałów zmiennych według metody bonitacji punktowej wymagało wykorzystania danych z Bazy Danych Lokalnych Głównego Urzędu Statystycznego (BDL GUS) na poziomie gmin z 2015 roku. Autor analizował już atrakcyjność turystyczną gmin województwa podkarpackiego na podstawie metody Hellwiga, wykorzystując dane za 2013 rok i dobierając 12 zmiennych [Stec 2015].

Najpierw został dokonany dobór zmiennych dla wskaźnika atrakcyjności turystycznej. Przeprowadzony został na podstawie studiów literatury, które umożliwiły identyfikację czynników określających atrakcyjność turystyczną. Wskaźnik został zbudowany w oparciu o mierzalne, dostępne i kompletne zmienne diagnostyczne. W toku procesu gromadzenia danych autor dokonał eliminacji potencjalnie istotnych merytorycznie zmiennych. Było to spowodowane brakiem ich gromadzenia w BDL w układzie gminnym (na poziomie NTS 5).

Wstępnym etapem analizy było odrzucenie zmiennych quasi-stałych. W tym celu posłużono się współczynnikiem zmienności cech, który został policzony dla każdej j-tej zmiennej. Wyznacza się go jako stosunek odchylenia standardowego do wartości średniej arytmetycznej i jest on względną miarą rozproszenia [Borkowski i in. 2004]:

$$V_j = \frac{S_j}{\bar{x}_j}, \quad (1)$$

gdzie:

V_j – współczynnik zmienności dla j-tej zmiennej,

$S(x_j)$ – odchylenie standardowe dla j-tej zmiennej, wyznaczone według wzoru:

$$S_j = \sqrt{n^{-1} \sum_{i=1}^n (x_{ij} - \bar{x}_j)^2}, \quad (2)$$

\bar{x} – średnia arytmetyczna wyznaczana według wzoru:

$$\bar{x}_j = n^{-1} \sum_{i=1}^n x_{ij}, \quad i = (1, 2, \dots, n). \quad (3)$$

Te cechy, które spełniały nierówność $|V_j| < V^*$ zostały wyeliminowane ze zbioru zmiennych. V^* jest wartością krytyczną współczynnika zmienności i określono ją jako $V^* = 0,1$.

Siła związku pomiędzy pozostałymi zmiennymi została zbadana współczynnikiem korelacji liniowej Pearsona. Zmienne wyraża się w wartościach nominalnych, natomiast współczynnik oblicza się według następującego wzoru:

$$r_{xy} = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sqrt{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}} \quad (4)$$

gdzie:

r_{xy} – współczynnik korelacji liniowej Pearsona,

x, y – mierzalne cechy statystyczne,

\bar{x}, \bar{y} – średnia arytmetyczna odpowiednio cechy x i y .

Wartość współczynnika korelacji liniowej Pearsona mieści się w przedziale $\langle -1; 1 \rangle$. Jeżeli $r_{xy} = 0$ nie istnieje współzależność liniowa między cechami, jeżeli $r_{xy} = 1$ występuje dokładna dodatnia liniowa zależność między cechami, natomiast jeżeli $r_{xy} = -1$ występuje dokładna ujemna liniowa zależność między cechami. W badaniach nie są uwzględniane cechy posiadające silną

współzależność. Następnie dla wszystkich zmiennych stworzono macierz korelacji. Za wartość krytyczną współczynnika korelacji uznano $r^* = |0,75|$ i w ten sposób wyeliminowano z uwagi na wysoki stopień korelacji z pozostałymi zmiennymi następujące zmienne: wskaźnik Baretje'a-Deferta, wskaźnik Deferta i miejsca na widowni w kinach ogółem. Przeprowadzona analiza pozwoliła na stworzenie zbioru 13 zmiennych. Są one zamieszczone w tabeli 1.

Tabela 1. Zmienne diagnostyczne przyjęte w badaniach

Symbol	Zmienna diagnostyczna
x1	wskaźnik Schneidera
x2	wskaźnik gęstości bazy noclegowej
x3	zwiedzający muzea
x4	lesistość
x5	udział procentowy parków narodowych w powierzchni ogółem
x6	udział procentowy rezerwatów przyrody w powierzchni ogółem
x7	udział procentowy parków krajobrazowych w powierzchni ogółem
x8	udział procentowy obszarów chronionego krajobrazu w powierzchni ogółem
x9	ścieki przemysłowe i komunalne wymagające oczyszczenia odprowadzane do wód lub ziemi na km ²
x10	udział procentowy parków spacerowo-wypoczynkowych w powierzchni ogółem
x11	długość ścieżek rowerowych w gminie w km
x12	ilość pomników przyrody w gminie
x13	ilość imprez w gminie w ciągu roku

Źródło: opracowanie własne

Do wskaźników funkcji turystycznej zalicza się wskaźnik Baretje'a-Deferta, Deferta, Schneidera i gęstości bazy noclegowej [Szromek 2013]. Pierwszy z nich (W_{BD}) pozwala określić zagospodarowanie turystyczne i oblicza się go według następującej formuły:

$$W_{BD} = \frac{\text{liczba turystycznych miejsc noclegowych}}{\text{liczba stałych mieszkańców}} * 100. \quad (5)$$

Zatłoczenie danego obszaru mierzy się wskaźnikiem Deferta (W_D):

$$W_D = \frac{\text{liczba turystów korzystających z noclegów}}{\text{powierzchnia obszaru w km}^2}. \quad (6)$$

Wskaźnik Schneidera (W_{Sch}) umożliwia ocenę intensywności ruchu turystycznego:

$$W_{Sch} = \frac{\text{liczba turystów korzystających z noclegów}}{\text{liczba stałych mieszkańców}} * 100. \quad (7)$$

Do oceny zagęszczenia miejsc noclegowych na danym obszarze stosuje się wskaźnik gęstości bazy noclegowej (W_{GBN}):

$$W_{GBN} = \frac{\text{liczba turystycznych miejsc noclegowych}}{\text{powierzchnia obszaru w km}^2}, \quad (8)$$

Następny etap analizy sprowadzał się do stworzenia macierzy obserwacji w formie:

$$x_{ij} = \begin{bmatrix} x_{11} & x_{12} & \dots & x_{1m} \\ x_{21} & x_{22} & \dots & x_{2m} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ x_{n1} & x_{n2} & \dots & x_{nm} \end{bmatrix}. \quad (9)$$

gdzie x_{ij} jest wartością j -tej cechy dla i -tego obiektu.

W dalszej kolejności przeprowadzono normalizację cech przez ich standaryzację dokonując w ten sposób ujednolicenia zmiennych. W tym celu skorzystano ze wzoru:

$$z_{ij} = \frac{x_{ij} - \bar{x}_j}{s_j} \text{ gdzie } (j=1,2,\dots,m). \quad (10)$$

W wyniku przekształceń otrzymano macierz standaryzowaną wartości cech Z :

$$z = \begin{bmatrix} z_{11} & z_{12} & \dots & z_{1m} \\ z_{21} & z_{22} & \dots & z_{2m} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ z_{n1} & z_{n2} & \dots & z_{nm} \end{bmatrix}, \quad (11)$$

gdzie z_{ij} jest zestandaryzowaną wartością x_{ij} .

Macierz pozwala stworzyć tzw. wzorzec czyli abstrakcyjny obiekt (gminę) o współrzędnych standaryzowanych $z_{01}, z_{02}, \dots, z_{0j}$, gdzie: $z_{0j} = \max\{z_{ij}\}$, gdy Z_j jest stymulantą, oraz $z_{0j} = \min\{z_{ij}\}$, gdy Z_j jest destymulantą. Wzorzec stanowi bazę porównawczą i w prowadzonej analizie jest gminą o najlepszych zaobserwowanych wartościach zmiennych. W kolejnym etapie dla każdej gminy obliczono odległość od wzorca zgodnie ze wzorem:

$$d_i = 1 - \frac{D_{i0}}{D_0}, \quad (i=1,2 \dots n), \quad (12)$$

gdzie:

$$D_{i0} = \sqrt{\sum_{j=1}^m (z_{ij} - z_{0j})^2}, \quad (13)$$

(odległość i -tego obiektu od obiektu P_0)

$$D_0 = \overline{D_0} + 2S_0, \quad (14)$$

$$\overline{D_0} = n^{-1} \sum_{i=1}^n D_{i0}, \quad (15)$$

$$S_0 = \sqrt{n^{-1} \sum_{i=1}^n (D_{i0} - \overline{D_0})^2}. \quad (16)$$

W ten sposób wyznaczono mierniki syntetyczne (d_i) dla każdej gminy, które przyjmują wartości w przedziale $[0;1]$. Im bardziej wskaźniki dla danej gminy zbliżają się do wzorca, tym atrakcyjność turystyczna jest wyższa, a im bardziej są oddalone – tym niższa.

Przy określeniu atrakcyjności turystycznej według metody bonitacji punktowej przyjęto te same zmienne diagnostyczne jak w metodzie Hellwiga (po wyeliminowaniu zmiennych charakteryzujących się wysokim stopniem korelacji). Zbiory wartości dla każdej zmiennej diagnostycznej autor podzielił na 4 przedziały i przypisał im punkty w przedziale [0;3]. W przypadku, gdy zmienna jest stymulantą obiektom o najwyższych wartościach zmiennej przypisywano 3 punkty, a gdy destymulantą – obiektom o najniższych wartościach zmiennej. Po przypisaniu punktów obiektom (gminom) dla przedziałów utworzonych dla każdej analizowanej zmiennej, dokonano zsumowania punktów. W ten sposób powstał ranking gmin uszeregowanych według malejącej liczby punktów. Im więcej punktów otrzymał obiekt tym bardziej atrakcyjna turystycznie była gmina. W tabeli 2 zaprezentowano wartości punktowe jakie przypisano poszczególnym przedziałom zmiennych.

Tabela 2. Wartości punktowe przypisane poszczególnym przedziałom zmiennych diagnostycznych

Symbol	Zmienna diagnostyczna	Jednostka	Przedział	Liczba punktów
x1	wskaźnik Schneidera	-	pow. 10	3
			1,001-10	2
			0,001-1	1
			0	0
x2	wskaźnik gęstości bazy noclegowej	-	pow. 10	3
			1,001-10	2
			0,001-1	1
			0	0
x3	zwiedzający muzea	osoby/rok	pow. 50000	3
			10001-50000	2
			11-10000	1
			0-10	0
x4	lesistość	% powierzchni gminy	pow. 20	3
			10,01-20	2
			2,01-10	1
			0-2	0
x5	udział procentowy parków narodowych	% powierzchni gminy	pow. 20	3
			10,01-20	2
			0,01-10	1
			0-2	0
x6	udział procentowy rezerwatów przyrody w powierzchni ogółem	% powierzchni gminy	pow. 2	3
			1,01-2	2
			0,01-1	1
			0	0
x7	udział procentowy parków krajobrazowych w powierzchni ogółem	% powierzchni gminy	pow. 30	3
			10,01-30	2
			0,01-10	1
			0	0

Symbol	Zmienna diagnostyczna	Jednostka	Przedział	Liczba punktów
x8	udział procentowy obszarów chronionego krajobrazu w powierzchni ogółem	% powierzchni gminy	pow. 30	3
			10,01-30	2
			0,01-10	1
			0	0
x9	ścieki przemysłowe i komunalne wymagające oczyszczenia odprowadzane do wód lub ziemi na km ²	l/km ²	0-0,1	3
			0,11-1	2
			1,1-10	1
			pow. 10	0
x10	udział procentowy parków spacerowo-wypoczynkowych w powierzchni ogółem	% powierzchni gminy	pow. 0,5	3
			0,11-0,5	2
			0,01-0,1	1
			0	0
x11	długość ścieżek rowerowych w gminie	km	pow. 20	3
			5,01-20	2
			0,1-5	1
			0	0
x12	ilość pomników przyrody w gminie	szt.	pow. 20	3
			6-20	2
			1-5	1
			0	0
x13	ilość imprez w gminie	liczba imprez/rok	pow. 200	3
			51-200	2
			1-50	1
			0	0

Źródło: opracowanie własne

WYNIKI BADAŃ

Według metody Hellwiga najatrakcyjniejszą turystycznie gminą w województwie podkarpackim był Rzeszów, natomiast według metody bonitacji punktowej Ustrzyki Dolne (Rzeszów plasował się na pozycji 5-8, natomiast Ustrzyki Dolne zajmowały 4 pozycję w metodzie Hellwiga). W pierwszej dziesiątce gmin według metody Hellwiga znalazło się aż 6 miast oraz 4 bieszczadzkie gminy. Zaskakująca może się wydawać w tej klasyfikacji wysoka pozycja takich ośrodków jak Mielec czy Tarnobrzeg. Wśród 13 najatrakcyjniejszych gmin Podkarpacia według metody bonitacji punktowej (taką samą wartość punktów otrzymały gminy znajdujące się na pozycjach od 9 do 13) było tylko 5 miast oraz 6 gmin znajdujących się w Bieszczadach. Można stwierdzić, że we wspomnianej grupie wszystkie jednostki terytorialne znajdują się na terenach atrakcyjnych turystycznie (tabela 3).

Tabela 3. Ranking 10 najatrakcyjniejszych turystycznie gmin w województwie podkarpackim w 2015 roku według metody Hellwiga i metody bonitacji punktowej

Lp.	Nazwa gminy	Wartość miernika	Lp.	Nazwa gminy	Liczba punktów
-----	-------------	------------------	-----	-------------	----------------

		atrakcyjności turystycznej (d_i) według metody Hellwiga			według metody bonitacji punktowej
1	Rzeszów	0,307309844	1	Ustrzyki Dolne	26
2	Lutowiska	0,248234367	2	Przemyśl	24
3	Przemyśl	0,240591855	3-4	Cisna, Solina	23
4	Ustrzyki Dolne	0,218000159			
5	Solina	0,215123797	5-8	Czarna, Dukla, Lesko, Rzeszów	22
6	Cisna	0,211246998			
7	Łańcut	0,206239691			
8	Mielec	0,183373358			
9	Sanok	0,181117104	9-13	Bircza, Horyniec-Zdrój, Krasieczyn, Krzywca, Lutowiska	21
10	Tarnobrzeg	0,145300671			

Źródło: opracowanie własne

Zarówno według metody Hellwiga jak i metody bonitacji punktowej 9 tych samych gmin można zaliczyć do najmniej atrakcyjnych turystycznie w województwie podkarpackim. Aż 5 ze wspomnianych jednostek terytorialnych jest położona wzdłuż autostrady A4 pomiędzy Rzeszowem a Przemyślem. Wszystkie wyszczególnione gminy, oprócz miejskiej Stalowej Woli, są gminami wiejskimi, przy czym Stalowa Wola nie jest wykazana wśród najmniej atrakcyjnych turystycznie według metody bonitacji punktowej. Zestawienie najmniej atrakcyjnych gmin na Podkarpaciu znajduje się w tabeli 4.

Tabela 4. Ranking 10 najmniej atrakcyjnych turystycznie gmin w województwie podkarpackim w 2015 roku według metody Hellwiga i metody bonitacji punktowej

Lp.	Nazwa gminy	Wartość miernika atrakcyjności turystycznej (d_i) według metody Hellwiga	Lp.	Nazwa gminy	Liczba punktów według metody bonitacji punktowej
151	Borowa	0,045702994	148-151	Czarna, Czermin, Krasne, Krzeszów	7
152	Krościenko Wyżne	0,045580813	151-157	Borowa, Gawłuszowice, Krościenko Wyżne, Laszki, Orły, Wadowice Górne	6
153	Orły	0,045336328			
154	Stalowa Wola	0,045051844			
155	Krasne	0,044535636			
156	Czermin	0,044172936			
157	Radymno	0,042404017			
158	Gawłuszowice	0,041588469	158-159	Przeworsk, Radymno	5
159	Przeworsk	0,040174125			
160	Gać	0,038364452	160	Gać	4

Źródło: opracowanie własne

PODSUMOWANIE

W opracowaniu wybrano zmienne diagnostyczne policzalne i mierzalne, które znajdowały się w Banku Danych Lokalnych Głównego Urzędu Statystycznego. Porównywalność otrzymanych wyników związana z zastosowaniem metody Hellwiga i metody bonitacji punktowej wymagała uwzględnienia tych samych danych. W związku z tym przed zastosowaniem metody bonitacji punktowej wykorzystano współczynnik korelacji liniowej Pearsona do eliminacji cech o silnej współzależności. Metoda Hellwiga umożliwia stworzenie przejrzystej klasyfikacji jednostek samorządowych pod względem atrakcyjności turystycznej. W przypadku metody bonitacji punktowej często tą samą pozycję zajmuje kilka gmin. Można byłoby oczywiście zwiększyć ilość przedziałów, którym przyporządkowuje się punkty, ale sama procedura ich ustalania budzi wiele wątpliwości ze względu na brak jednolitego systemu ustalania ich kryteriów, a także skali ich wartości. Zmieniając wartości graniczne przedziałów można wpływać na kolejność gmin w rankingu i dopasowywać wyniki adekwatnie do postawionego celu praktycznego. Niemożliwe staje się również porównywanie wyników badań, które były realizowane przez różnych autorów, nawet w kontekście tego samego obszaru. Dyskusyjny jest też dobór kryteriów i ich ilość. Istnieje więc niebezpieczeństwo wykorzystywania takich metod do manipulowania odbiorcami np. przez polityków, którzy chcą naukowo udowodnić efektywność wdrażanych przez siebie strategii. Metoda bonitacji punktowej jest metodą subiektywną.

Wyniki otrzymane przy użyciu zaprezentowanych metod nie powinny być jedynymi wyznacznikami atrakcyjności turystycznej. Kompletny wizerunek regionu w aspekcie jego przydatności do rozwoju turystyki otrzymuje się poprzez połączenie wspomnianych metod z dokładnym opisem walorów turystycznych będącym efektem inwentaryzacji potencjału obszaru.

BIBLIOGRAFIA

- Borkowski B., Dudek H., Szczęsny W. (2004) *Ekonometria. Wybrane zagadnienia*. Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa
- Chudy-Hyski D. (2009) *Wybrane aspekty turystycznego kierunku rozwoju górskich obszarów wiejskich. Infrastruktura i Ekologia Terenów Wiejskich*, Komisja Technicznej Infrastruktury Wsi PAN w Krakowie, Kraków, 309.
- Gołembski G. (red. naukowa) (1999) *Regionalne aspekty rozwoju turystyki*. Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa-Poznań, 35.
- Kowalska K. (2012) *Próba syntetycznej oceny atrakcyjności turystycznej regionu na przykładzie Karelii Północnej (Finlandia)*. *Turyzm* 22/1, 23.
- Kruczek Z. (2011) *Atrakcje turystyczne. Fenomen, typologia, metody badań*. PROKSENIA, Kraków, 7, 20, 67.

- Potocka I. (2009) Atrakcyjność turystyczna i metody jej identyfikacji. [w:] Walory i atrakcje turystyczne. Potencjał turystyczny. Plany rozwoju turystyki. Wydawnictwo Uniwersytetu im. Adama Mickiewicza, Poznań, 19.
- Przeclawski K. (1997) Człowiek a turystyka. Zarys socjologii turystyki. Albis, Kraków, 30.
- Stec A. (2015) Zastosowanie metody Hellwiga do określenia atrakcyjności turystycznej gmin na przykładzie województwa podkarpackiego. *Metody Ilościowe w Badaniach Ekonomicznych*, XVI/4, 117–126.
- Szromek A. R. (2013) Pomiar funkcji turystycznej obszarów za pomocą wskaźników funkcji turystycznej na przykładzie obszarów państw europejskich. [w:] Zastosowania metod matematycznych w ekonomii i zarządzaniu – Zeszyty Wydziałowe Uniwersytetu Ekonomicznego w Katowicach, 93.

**COMPARISON OF HELLWING AND VALORISATION BY POINT
BONITATION METHODS FOR THE EVALUATION
OF MUNICIPALITIES TOURIST ATTRACTIVENESS –
PODKARPACKIE REGION EXAMPLE**

Abstract: Valorisation by point bonitation method is considered as one with a more objective assessment for assesment of region tourist attractiveness, because it allows the breakdown of characteristics with different titers and combines both quantitative and qualitative features. In the assessment of the attractiveness of the tourist areas, the Hellwig taxonomic method of measuring development can also be used. The main purpose of this article is comparison of usefulness of the Hellwig taxonomic method and valorisation by point bonitation method to tourism attractiveness evaluation based on podkarpackie voivodeship example.

Keywords: point bonitation method, Hellwig method, tourist attractiveness, tourist attractiveness evaluation methods

PROBLEM BANKRUCTWA W SPÓLKACH SEKTORA SPOŻYWCZEGO NA WGPW

Małgorzata Tarczyńska-Luniewska (ORCID: 0000-0002-7338-1989)

Wydział Nauk Ekonomicznych i Zarządzania

Uniwersytet Szczeciński

e-mail: maluni@poczta.fm

Streszczenie: Globalny kryzys gospodarczy, który rozpoczął się w 2007 roku dotknął wszystkie obszary życia społecznego i gospodarczego. W przypadku przedsiębiorstw efekty kryzysu najszybciej widać w ich kondycji ekonomiczno-finansowej. Kondycja ekonomiczno-finansowa jest przy tym traktowana jako pochodna funkcjonowania przedsiębiorstwa w gospodarce. Celem artykułu jest zbadanie zjawiska bankructwa i zagrożenia upadłością spółek giełdowych sektora spożywczego w latach 2007-2014. W badaniu wykorzystano dane ekonomiczno-finansowe dla analizowanych podmiotów z Notoria Serwis 2015. Analizę problemu przeprowadzono wykorzystując wskaźnik siły fundamentalnej. Syntetyczną analizę i ocenę uzupełniono informacjami dotyczącymi upadłości i bankructw przedsiębiorstw w Polsce. W tym zakresie wykorzystane m.in. dane z Urzędu Statystycznego.

Słowa kluczowe: sektor spożywczy, siła fundamentalna, wskaźnik siły fundamentalnej, zagrożenie upadłością

WPROWADZENIE

Upadek banku inwestycyjnego Lehman Brothers w 2007 roku wpłynął negatywnie na rynek finansowy. Od tego wydarzenia datuje się rozpoczęcie globalnego kryzysu finansowego, który w konsekwencji przerodził się w globalny kryzys gospodarczy. Kryzys ten dotknął wszystkie obszary życia społecznego i gospodarczego zarówno małych jak i dużych państw świata. Nie pozostał również obojętny dla funkcjonujących podmiotów gospodarczych. W przypadku przedsiębiorstw efekty kryzysu najszybciej widać w ich kondycji ekonomiczno-finansowej. Kondycja ekonomiczno-finansowa jest przy tym traktowana jako pochodna funkcjonowania przedsiębiorstwa w gospodarce. Generalnie kryzys

traktowany jest jako zjawisko negatywnie oddziałujące na gospodarkę. Najbardziej widoczne jest to w zwiększonej liczbie postępowań upadłościowych czy likwidacyjnych przedsiębiorstw. Wzrasta również skala bankructw czy zagrożeń upadłością. Oczywiście z uwagi na synergię i inercję procesów zachodzących w ekonomii efekty kryzysu uwidaczniają się w czasie. Kryzys i związany z tym problem bankructwa czy zagrożenia upadłością przedsiębiorstw może być widoczny w różnym stopniu nasilenia w zależności od rodzaju sektora czy poziomu rynku w którym funkcjonują przedsiębiorstwa. W tym zakresie można obserwować jaka jest skala bankructw czy zagrożenia upadłością w gospodarce ogółem, na rynku giełdowym czy poza giełdą.

Celem artykułu jest zbadanie zjawiska bankructwa i zagrożenia upadłością spółek giełdowych sektora spożywczego w latach 2007-2014. W badaniu wykorzystano dane ekonomiczno-finansowe dla analizowanych podmiotów. Analizę problemu bankructwa przeprowadzono wykorzystując wskaźnik siły fundamentalnej. Syntetyczną analizę i ocenę uzupełniono informacjami dotyczącymi upadłości i bankructw przedsiębiorstw w Polsce.

W literaturze przedmiotu jest wiele opracowań teoretycznych i praktycznych odnoszących się do kryzysu gospodarczego, jego przyczyn, skutków czy obszarów oddziaływania [Adamczyk 2012, Bednarczyk 2008, Cooper 2008, Czekaj 2010, Gruszczyńska-Brożbar 2009, Iwin-Garzyńska 2010; Minsky 1986, Opałka 2012, Rosati 2010]. Taki stan rzeczy w konsekwencji oznacza, że kryzys gospodarczy nie tylko się definiuje i zwraca uwagę na jego determinanty, ale dokonuje się również pomiaru skutków kryzysu. W kwestii pomiaru istotne miejsce zajmuje analiza zjawiska bankructw czy zagrożenia upadłością. W odniesieniu do problematyki bankructwa istotne są zarówno aspekty prawne i ekonomiczne. Pierwsze odpowiadają za kwestie legislacyjne w tym zakresie, drugie mają charakter bardziej wymierny i odnoszą się do kwestii ekonomiczno-finansowych determinujących proces zagrożenia upadłością czy bankructwo podmiotu gospodarczego. Aspekty prawne upadłości regulują odpowiednie przepisy prawa [Prawo upadłościowe i naprawcze, Dz.U. z 2003 r. Nr 60, Poz. 535 z późniejszymi zmianami]. W obszarze pomiaru zagrożenia bankructwem w ujęciu ekonomicznym prekursorem był Altman, który stworzył model zagrożenia bankructwem uwzględniający wybrane wskaźniki finansowe [Altman 1968].

SEKTOR SPOŻYWCZY

Zarówno sektor jak i rynek spożywczy są traktowane jako agregaty o pozytywnym wpływie na rozwój gospodarczy. Wpływ na taki stan rzeczy ma specyfika ich funkcjonowania czy oddziaływania na inne sfery gospodarki. Sektor spożywczy ma zdolność dość szybkiego dostosowywania się do zmieniających się warunków rynkowych. Proces ten można było zaobserwować w okresie transformacji gospodarczej i ustrojowej w Polsce. Jest to obszar gospodarki, w którym szczególne znaczenie dla inicjowania procesu jego rozwoju ma postęp

techniczny, technologiczny czy organizacyjny w zakresie produkcji i sprzedaży żywności. Ważna jest także elastyczność i umiejętność wykorzystywania przez przedsiębiorstwa pojawiających się na rynku szans w tym zakresie. Oczywiście wszelkie zmiany i wdrożenia wynikające z postępu wymagają nakładów finansowych, stąd też znacznie lepiej proces przystosowawczy i modernizacyjny przechodzą przedsiębiorstwa o stabilnej kondycji finansowej. Po przystąpieniu Polski w 2004 roku do Unii Europejskiej wzrosła także możliwość wykorzystania do tych celów środków unijnych. Z punktu widzenia zagrożenia bankructwem czy upadłością inwestowanie w rozwój staje się szansą na podnoszenie konkurencyjności przedsiębiorstw na rynku, możliwość większego umocowania w rynku i w ten sposób przeciwdziałanie zagrożeniu upadłością. Z uwagi na dużą liczbę podmiotów (zarówno krajowych jak i zagranicznych) w sektorze spożywczym występuje wysoka konkurencja. Przedsiębiorcy starają się jednak podejmować działania w kierunku podnoszenia konkurencyjności przedsiębiorstw. W tym zakresie widoczne jest tworzenie unii producentów żywności, wprowadzanie specjalizacji w obszarze produkcji i sprzedaży żywności, czy podążanie za aktualnymi trendami związanymi ze świadomym i zdrowym żywieniem. Sektor spożywczy jest specyficzny pod względem obszarów działalności. Nie widać tego gdy spojrzymy na strukturę ogólną Polskiej Klasyfikacji Działalności. Według PKD znajduje się w sekcji C, która ujmuje producentów napojów oraz produkcję artykułów spożywczych [www.stat.gov.pl], szczegółowy podział jest jednak bardziej zróżnicowany. Sektor spożywczy traktowany jest również jako dość stabilny pod względem funkcjonowania z uwagi na funkcję jaką pełni, a która związana jest z zabezpieczaniem potrzeb w zakresie żywienia. Taka sytuacja powoduje, że spada ryzyko zaprzestania produkcji produktów żywnościowych i likwidacji sektora. Przedsiębiorstwa produkujące żywność będą istnieć praktycznie zawsze, a w miejsce podmiotów niekonkurencyjnych, słabych czy tych, które zbankrutowały pojawią się nowe. Przedmiotowy problem jest zatem ciekawy z punktu widzenia analizy bankructwa czy zagrożenia upadłością dla spółek sektora spożywczego.

METODOLOGIA

W procesie identyfikacji zagrożenia bankructwem przedsiębiorstw istnieje wiele metod. Szczególne miejsce zajmuje w tym zakresie Z-score model skonstruowany przez Altmana [Altman 1968, 1993]. Model ten doczekał się kilku modyfikacji, tak aby miał możliwość zastosowania dla różnych typów rynków czy różnych grup przedsiębiorstw. Model ten stał się dość powszechny w zakresie praktycznego wykorzystania. W literaturze przedmiotu istnieją również inne metody ukierunkowane na badanie problematyki zagrożenia bankructwem czy likwidacji firm [Gajdka i in. 2003, Gruszczyński 2003, Hamrol i in. 2004, Korol 2005, Kisielnicka i in. 2010, Markowicz i in. 2006, Wędzki 2005]. Taki stan

rzeczy powoduje, że nie ma jednej metody czy modelu, możliwego do zastosowania w tym zakresie. Możliwe jest zatem zastosowanie innych nowych lub nowatorskich metod w tym obszarze lub aplikacji metod już istniejących. Jedną z takich metod może być na przykład wskaźnik siły fundamentalnej służący do pomiaru siły fundamentalnej spółki czy przedsiębiorstwa. Analiza i identyfikacji zagrożenia bankructwem jest nowym obszarem do implementacji wskaźnika siły fundamentalnej spółek.

Wskaźnik ten i metodologia jego konstrukcji jest szczegółowo omówiony opracowaniu Metodologia oceny siły fundamentalnej spółek (giełdowych i pozagiełdowych) [Tarczyńska-Łuniewska 2013]. Generalnie idea zarówno siły fundamentalnej jak i wskaźnika służącego do jej pomiaru jest traktowana jako kategoria wielowymiarowa. Tworzenie „siły fundamentalnej” podmiotu gospodarczego jest procesem i wynika z wzajemnego oddziaływania i nakładania się czynników fundamentalnych (ilościowych i jakościowych) Można to zapisać jako (formuła 1).

Wskaźnik siły fundamentalnej – formuła ogólna:

$$WSF_{SF} = w_1 \cdot MSF_{SF} + w_2 \cdot JSF_{SF} \quad (1)$$

gdzie: WSF_{SF} – wskaźnik siły fundamentalnej z baz danych spółek stabilnych fundamentalnie w czasie, podejście do czynników indywidualne, MSF_{SF} – stabilny miernik siły fundamentalnej uzyskany przez zastosowanie jednej z wybranych metod porządkowania liniowego lub metody punktowej (scoringowej), przy czym niezależnie od przyjętej metody miernik powstaje z ilościowej bazy danych spółek stabilnych fundamentalnie w czasie, JSF_{SF} – stabilny miernik czynników jakościowych, ustalony tak, aby możliwa była kwantyfikacja sfery uznanej za jakościową, przy czym miernik powstaje na podstawie tej samej bazy danych spółek stabilnych fundamentalnie w czasie, ale odnosi się do czynników jakościowych, w_1 , w_2 – wagi dla mierników ilościowego i jakościowego ustalone, tak aby: $w_1 + w_2 = 1$, $w_1 \geq 0$.

$$w_1 = \frac{n_{MSF}}{N} \quad w_2 = \frac{n_{JSF}}{N} \quad (2)$$

gdzie: n_{MSF} – liczba czynników fundamentalnych ilościowych, n_{JSF} – liczba czynników fundamentalnych jakościowych, N – liczba wszystkich czynników fundamentalnych.

Czynniki uwzględnione we wzorze (1), ujmują elementy, które wpływają na siłę fundamentalną przedsiębiorstwa. W ogólnym ujęciu siła fundamentalna podmiotu gospodarczego jest traktowana jako kategoria pozytywna („siła”, „silne fundamentalnie przedsiębiorstwo”. Stosowany do pomiaru wskaźnik siły fundamentalnej (WSF) również odzwierciedla takie podejście i jako miara oczekuje się by był na jak najwyższym poziomie. W sytuacji badania procesu bankructwa czy zagrożenia upadłością zachodzi sytuacja odwrotna. Przedsiębiorstwo nie charakteryzuje się siłą fundamentalną tylko jej brakiem. W takiej też sytuacji podmiot będzie miał niski lub bardzo niski poziom wskaźnika

siły fundamentalnej. Należy zatem zaznaczyć, że z punktu widzenia analizy przedmiotowej problematyki analityk musi zidentyfikować podmioty z niskim lub bardzo niskim poziomem wskaźnika WSF.

Pomiar siły fundamentalnej może następować z wykorzystaniem jednej z procedur możliwych do zastosowania w tym zakresie. W niniejszym opracowaniu zastosowano wskaźnik siły fundamentalnej dynamiczny, stabilny fundamentalnie. W konstrukcji samej miary zastosowano tylko czynniki ilościowe. Elementy te uwzględnia formuła (3):

$$WSF_d = \sum_{t=1}^T v_t \cdot MSF_t \quad (3)$$

$$v_t = \frac{nc_{it}}{N} \quad \sum_{t=1}^n v_t = 1, \quad v_t \geq 0 \quad (4)$$

dla: $i=1,2,\dots,k$

$t=1,2,\dots,n$

gdzie: v_t – waga dla okresu t i-tego czynnika, nc_{it} – numer (kolejność) i -tego czynnika (ilościowego lub jakościowego) w okresie t , N – suma kolejności i -tych czynników w badanym okresie ($t=1, 2, \dots, n$), k – liczba wszystkich czynników fundamentalnych, MSF_t – miernik siły fundamentalnej w okresie t .

Wskaźnik zbudowano wykorzystując ideę metody scoringowej, co można zapisać jako (5):

$$WSF_d = \sum_{t=1}^T v_t \cdot MSF_t = \sum_{t=1}^T v_t \cdot P_{ij} \quad (5)$$

gdzie: $MSF_t = P_{ij}$ metodą punktową (scoringową) dla okresu t , P_{ij} – suma liczby punktów dla i -tych czynników uzyskanych przez j -ty obiekt, v_t – waga dla okresu t i-tego czynnika.

Takie podejście wymaga ustalenia wag i punktów, które muszą być uwzględnione w budowie wskaźnika. W tabeli 1 przedstawiono przykładowy układ punktów dla metody scoringowej. W części empirycznej w budowie wskaźnika zastosowano zarówno prezentowane w tabeli 1 wskaźniki jak i przyporządkowane punkty.

Tabela 1. Wskaźniki finansowe i przyporządkowane poziomy punktów

Nazwa wskaźnika	Wartości normatywne	Punkty	Max liczba punktów
Płynność bieżąca	<1,2; 2>	Poniżej 1,2 – 0 pkt Od 1,2 do 1,4 – 3 pkt Pow. 1,4 do 1,6 – 4 pkt Pow. 1,6 do 2,0 – 6 pkt Pow. 2,0 – 4 pkt	6
Rotacja zobowiązań	<30; 60>	Poniżej 30 – 6 pkt Od 30 do 40 – 4 pkt Pow. 40 do 50 – 3 pkt Pow. 50 do 60 – 2 pkt Pow. 60 – 0 pkt	6
Rotacja należności	<30; 60>	Poniżej 30 – 6 pkt Od 30 do 40 – 4 pkt Pow. 40 do 50 – 3 pkt Pow. 50 do 60 – 2 pkt Pow. 60 – 0 pkt	6
ROA	> 0	Pow. 0 do 0,2 – 2 pkt Pow. 0,2 do 0,4 – 4 pkt Pow. 0,4 – 6 pkt	6
ROE	> 0	Pow. 0,0 do 0,2 – 2 pkt Pow. 0,2 do 0,4 – 4 pkt Powyżej 0,4 – 6 pkt	6
Stopa zadłużenia	<0,5; 0,9>	Poniżej 0,5 – 6 pkt od 0,51 do 0,6 – 5 pkt od 0,61 do 0,7 – 4 pkt od 0,71 do 0,8 – 3 pkt od 0,81 do 0,9 – 1 pkt Powyżej 0,9 – 0 pkt	6

Źródło: opracowanie własne, Tarczyńska-Łuniewska [2013] s. 227

WSF_d może osiągnąć przy przyjętych założeniach max 36 punktów. Na tej podstawie można więc określić poziom siły fundamentalnej badanych spółek (tabela 2).

Tabela 2. Poziom siły fundamentalnej według liczby punktów

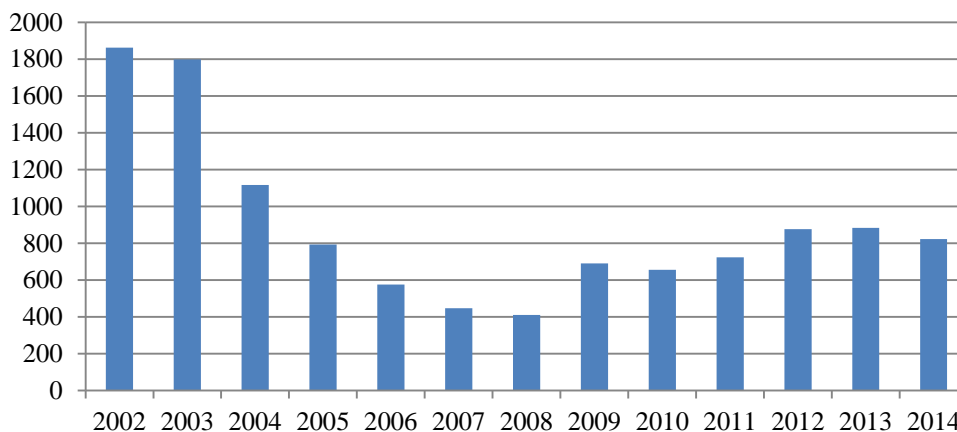
Maksimum = 36		Poziom siły fundamentalnej
36,00	27,00	wysoki
27,00	18,00	średni
18,00	9,00	słaby
9,00	0,00	bardzo słaby

Źródło: opracowanie własne

ANALIZA SEKTORA SPOŻYWCZEGO Z PUNKTU WIDZENIA BANKRUCTWA

Wyjściowym elementem z punktu widzenia bankructwa jest obserwacja jaki zmieniała się liczba bankructw w Polsce i na WGPW. Informację tę zaprezentowano na rysunkach 1 i 2. Obserwacja liczby bankructw przedsiębiorstw w latach 2002 – 2014 pozwala zaobserwować zmiany jakie zachodziły w tym zakresie. Analizując dane zamieszczone na rysunku 1, w latach 2002 – 2008 można zaobserwować tendencję spadkową w zakresie bankructw. Natomiast w latach 2009 – 2014 widoczna jest tendencja wzrostowa o łagodnym charakterze. Uwzględniając lata globalnego kryzysu gospodarczego sytuacja taka jest dość naturalna. Rynek „wyeliminował” podmioty, które nie potrafiły sobie poradzić w realiach ekonomicznych i finansowych wywołanych kryzysem.

Rysunek 1. Liczba bankructw w Polsce w latach 2002 - 2014



Źródło: <http://www.coface.pl/Aktualnosci-i-Media/Biuro-prasowe/Coface-opublikowal-raport-nt.-bankructw-w-Polsce-w-2014-r>

Nieco inaczej można się odnieść do sytuacji bankructw na giełdzie papierów wartościowych (rysunek 2). Należy zauważyć, że skala bankructw jest znacznie mniejsza na rynku giełdowym. Natomiast widać w tym zakresie większą fluktuację. Oczywiście wpływ na taki obraz rynków ma m.in. liczba funkcjonujących w nich podmiotów. (na giełdzie proporcjonalnie znajduje się mniej spółek niż w gospodarce (to giełda jest częścią gospodarki)) czy jakość spółek w sensie ekonomicznym. Spółki giełdowe z reguły traktuje się jako spółki dobre z ekonomicznego punktu widzenia, o dość elastycznej strukturze, które potrafią sobie poradzić w trudnych warunkach rynkowych.

Rysunek 2. Liczba bankructw na WGPW w latach 2002 - 2014

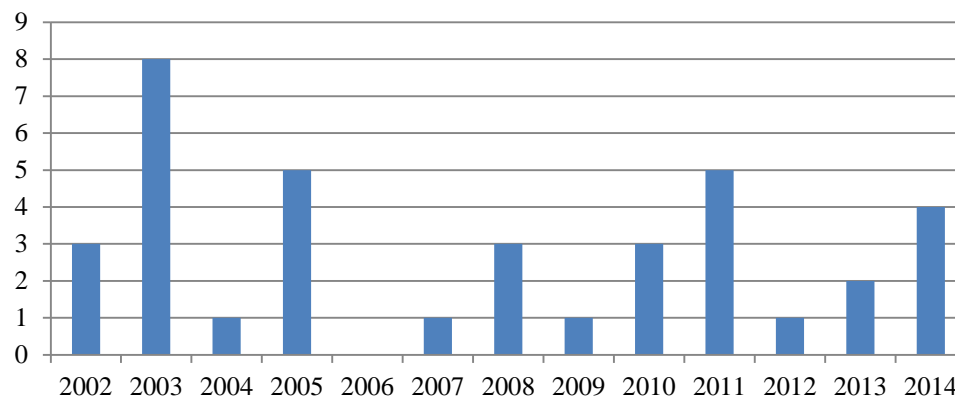
Źródło: opracowanie na podstawie www.gpw.pl

Tabela 3. Liczba spółek sklasyfikowanych wg wielkości wskaźnika WSF

Silne	0
Dobre	20
Słabe	161
Zagrożone	22

Źródło: obliczenia własne

Tabela 4. Poziom siły fundamentalnej spółek sektora spożywczego w latach 2006-2014 według WSF

Lp.	Spółka	WSF _{2006/2010}	Poziom SF	WSF _{2010/2014}	Poziom SF
1	DUDA	12,60	słaby	18,07	średni
2	GRAAL	16,87	słaby	13,80	słaby
3	INDYKPOL	16,73	słaby	14,87	słaby
4	INVFRICA	11,27	słaby	12,80	słaby
5	KRUSZWICA	18,07	średni	21,53	średni
6	MAKARONY	11,33	słaby	10,87	słaby
7	MIESZKO	11,60	słaby	8,73	bardzo słaby
8	PAMAPOL	10,87	słaby	10,47	słaby
9	PEPEES	14,60	słaby	16,93	słaby
10	SEKO	14,07	słaby	13,07	słaby
11	WAWEL	15,53	słaby	14,93	słaby
12	WILBO	13,87	słaby	6,87	bardzo słaby
13	ŻYWIEC	11,80	słaby	9,27	słaby

Źródło: obliczenia własne

Analizując dane zamieszczone w tabeli 4 można zauważyć, że w badanych okresach wskaźnik siły fundamentalnej nie jest wysoki. świadczy to o słabej sile fundamentalnej, a w przypadku spółek Wilbo i Żywiec WSF daje rekomendację braku siły fundamentalnej. Potwierdza to również przeciętna dla wskaźnika siły fundamentalnej w badanych okresach ($WSF_{2006/2010} = 13,78$, $WSF_{2010/2014} = 13,25$). Można zatem powiedzieć, że ogólna siła fundamentalna, spółek sektora spożywczego jest słaba. Ponadto informację: „słaby” można interpretować jako zagrożenie bankructwem, w przypadku „bardzo słaby” wskaźnik daje rekomendację bankructwo. Należy przy tym zaznaczyć, że siła fundamentalna analizowana była przez pryzmat wybranych wskaźników ekonomiczno-finansowych, co negatywnie świadczy o kondycji ekonomiczno-finansowej spółek sektora spożywczego. Spośród spółek sektora spożywczego tylko spółka DUDA s.a. w 2012 roku została określona na GPW w Warszawie jako: „upadłość przez likwidację”. Przez krótki okres spółka była wykluczona z obrotu. Wniosek o upadłość został wniesiony przez jeden z banków, wierzycieli spółki. Jednak przeprowadzone procesy restrukturyzacyjne i wprowadzone w spółce zmiany wycofano wniosek o upadłości spółki i spółka wróciła na parkiet giełdowy. Na niską siłę fundamentalną spółek sektora spożywczego wpływa specyfika funkcjonowania sektora. Jednak wysoka elastyczność sektora i umiejętność dostosowywania się do zmian rynkowych powodują, że w sektorze nie zachodzi zjawisko bankructwa. Z przeprowadzonych analiz wynika, że bardziej można mówić o zagrożeniu upadłością. Niepokojący jest jednak fakt obniżenia wskaźnika dla spółek, gdy porównuje się wskaźnik z lat 2006-2010 ze wskaźnikiem z lat 2010-2014. Taka sytuacja staje się niepokojąca z punktu widzenia kondycji ekonomiczno-finansowej będącej efektem funkcjonowania przedsiębiorstwa w gospodarce. Ponadto zmiana ta jest informacją o negatywnej koniunkturze nie tylko w sektorze, ale również na rynku. Źródeł takiego stanu rzeczy należy poszukiwać w inercji procesów ekonomicznych wywołanych globalnym kryzysem gospodarczym czy wprowadzeniem rosyjskiego embarga na produkty spożywcze z Polski. Negatywnym czynnikiem jest również wzrost konkurencyjności na rynku po przystąpieniu do Unii Europejskiej w 2004 roku.

PODSUMOWANIE

Celem artykułu było zbadanie zjawiska bankructwa i zagrożenia upadłością spółek giełdowych sektora spożywczego w latach 2007-2014. Zaproponowana została procedura wykorzystująca wskaźnik siły fundamentalnej WSF. Metoda ta należy do grupy metod wielowymiarowej analizy porównawczej. Pozwala ona ocenić zjawisko bezpośrednio niemierzalne jakim jest siłą fundamentalną spółki, na które wpływa wiele czynników mierzalnych i niemierzalnych. Na podstawie zaproponowanej procedury zbadano siłę fundamentalną spółek sektora spożywczego notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie

w latach 2006-2010 oraz 2010-2014. Z przeprowadzonych badań wynika, że zagrożenie bankructwem w sektorze spożywczym nie jest wysokie. Poza spółką Duda, dla której ogłoszono upadłość, ale po procesach restrukturyzacyjnych spółka powróciła do obrotu giełdowego, nie zaobserwowano żadnego bankructwa. Niestety niepokojące jest systematyczne pogarszanie się poziomu wskaźnika siły fundamentalnej w spółkach sektora spożywczego w analizowanych dwóch okresach 2006-2010 i 2010-2014. Oznacza to, że w najbliższym czasie może dojść do sytuacji zwiększenia się grupy spółek zagrożonych bankructwem, dla których uzyskano rekomendację słaba i bardzo słaba siła fundamentalna. Prostota metody i ścisłe powiązanie jej z kondycją ekonomiczno-finansową spółki czyni z niej metodę użyteczną dla praktyki w obszarze analizy zagrożenia bankructwem. Proponowana metoda może być uzupełnieniem i alternatywą dla modeli klasycznych jak np. model Altmana.

BIBLIOGRAFIA

- Altman E. J. (1968) Financial Ratios, Discriminant Analysis and the Prediction of Corporate Bankruptcy. *Journal of Finance*, 189–209.
- Altman E. J. (1993) *Corporate Financial Distress and Bankruptcy*. John Wiley & Sons.
- Adamczyk M. (2012) Współczesny kryzys finansowy-przyczyny i konsekwencje dla gospodarki światowej. Wyzwania gospodarki globalnej. *Prace i Materiały Instytutu Handlu Zagranicznego* 31, Uniwersytetu Gdańskiego.
- Bednarczyk J. L., Bukowski S. I., Misala J. (red.) (2009) *Współczesny kryzys gospodarczy. Przyczyny – przebieg – skutki*. Wyd. CeDeWu, Warszawa.
- Cooper G. (2008) *The Origin of Financial Crises, Central banks, credit bubbles and the efficient market fallacy*, Harriman House LTD, Hampshire.
- Czekaj J. (2010) Wpływ światowego kryzysu gospodarczego na polską gospodarkę. [w:] Kołodko G. (red.) *Globalizacja, kryzys i co dalej?*, Poltext Sp. z o.o., Warszawa.
- Gajdka J., Stos D. (2003) Ocena kondycji finansowej polskich spółek publicznych w okresie 1998 – 2001. [w:] Zarzecki D. (red.) *Czas na pieniądz. Zarządzanie finansami – mierzenie wyników i wycena przedsiębiorstw*. 1, Wydawnictwo US, Szczecin.
- Gruszczyńska – Brożbar E. (2009) Funkcjonowanie GPW w Warszawie w świetle światowego kryzysu finansowego. [w:] *Finanse 2009 – Teoria i praktyka. Rynki finansowe i ubezpieczenia*. Zeszyty Naukowe 550, Ekonomiczne Problemy Usług 40, WN US, Szczecin.
- Gruszczyński M. (2003) Modele mikroekonometrii w analizie i prognozowaniu zagrożenia finansowego przedsiębiorstw. *Studia Ekonomiczne*, 34, Wydawnictwo INE PAN, Warszawa.
- Hamrol M., Czajka B., Piechocki M. (2004) Upadłość przedsiębiorstw – metoda analizy dyskryminacyjnej. *Przegląd Organizacji*, 6.
- Iwin – Garzyńska J. (2010) Symptomy kryzysu a struktura finansowania przedsiębiorstw polskich. [w:] Kopiński A. (red.) *Finanse przedsiębiorstw*. Wydawnictwo UE we Wrocławiu.

- Kisielińska J., Waszkowski A. (2010) Polskie modele do prognozowania bankructwa przedsiębiorstw i ich weryfikacja. Zeszyty Naukowe SGGW, Ekonomia i Organizacja Gospodarki Żywnościowej, 82, Warszawa, 17–31.
- Korol T., Prusak B. (2005) Upadłość przedsiębiorstw a wykorzystanie sztucznej inteligencji. CeDeWu, Warszawa.
- Markowicz I., Stolorz B. (2006) Wykorzystanie analizy historii zdarzeń do konstrukcji tablic żywotności firm. Wiadomości Statystyczne, 4, 1–8.
- Minsky H. (1986) Stabilizing an Unstable Economy, Yale University Press, London.
- Opalka A. (2012) Wpływ kryzysu na światowych rykach finansowych na sytuację makroekonomiczną Polski – analiza wybranych wskaźników. Zeszyty Naukowe US, Finanse. Rynki Finansowe. Ubezpieczenia, 54, 729, Szczecin, 99–111.
- Rosati D. (2005) Przyczyny i mechanizmy kryzysu finansowego w USA w latach 2007 – 2009. [w:] Kołodko G. (red.) (2010) Globalizacja, kryzys i co dalej? Poltext Sp. z o.o., Warszawa.
- Wędzki D. (2005) Wielowymiarowa analiza bankructwa na przykładzie budownictwa. Badania Operacyjne i Decyzje, 2, 59–81.
- Prawo upadłościowe i naprawcze z dnia 28 lutego 2003, Dz. U. z 2003 r. Nr 60, Poz. 535.
- Prawo upadłościowe i naprawcze, Dz. U. z 2003 r. Nr 60, Poz. 535 z późniejszymi zmianami.
- www.stat.gov.pl/Klasyfikacje/doc/pkd_07/pdf/2_PKD-2007-schemat_2.pdf
- www.coface.pl/Aktualnosci-i-Media/Biuro-prasowe/Kolejny-rok-z-rzedu-spada-liczba-upadlosci-firm-polskich
- www.gpw.pl

THE BANKRUPTCY PROBLEM IN FOOD COMPANIES ON WSE

Abstract: The global economic crisis that began in 2007 affected all areas of social and economic life. In the case of entities the effects of the crisis soon be seen in their economic and financial standing. Economic and financial standing is thereby treated as a derivative of operation companies in the economy. The aim of the paper is to examine the phenomenon of bankruptcy and the threat of bankruptcy listed food companies. The analysis refers to the years 2007-2014. The study used economic and financial data for the analyzed entities Notoria Service 2015. The analysis of the problem was carried out using the fundamental power index. Synthetic analysis and evaluation was supplemented with information on bankruptcy in Poland. In this regard was used data from the Statistical Office.

Keywords: food sector, fundamental strength, fundamental power index, threat of bankruptcy

KONSTRUKCJA PORTFELA PROJEKTÓW Z WYKORZYSTANIEM WIELOKRYTERIALNEGO PROGRAMOWANIA DYNAMICZNEGO¹

Tadeusz Trzaskalik (ORCID: 0000-0001-5581-0922)

Maciej Nowak (ORCID: 0000-0002-8561-3863)

Wydział Informatyki i Komunikacji

Uniwersytet Ekonomiczny w Katowicach

e-mail: tadeusz.trzaskalik@ue.katowice.pl

maciej.nowak@ue.katowice.pl

Streszczenie: W pracy rozważany jest problem konstrukcji portfela projektów. Zakłada się, że znana jest lista projektów, które mogą być rozpoczęte natychmiast, a także lista kolejnych projektów, które z określonym prawdopodobieństwem mogą się pojawić w przyszłości. Rozważane zagadnienie sformułowano jako zadanie wielokryterialnego programowania dynamicznego. Zaproponowano procedurę interaktywną, która może być wykorzystana do jego rozwiązania. Kolejne rozwiązania próbne wyznaczono przy pomocy metody quasi-hierarchicznej. Sposób wykorzystania procedury zilustrowano przykładem numerycznym.

Słowa kluczowe: zarządzanie portfelem projektów, wielokryterialne programowanie dynamiczne, podejście interaktywne, metoda quasi-hierarchiczna, podejmowanie decyzji w warunkach ryzyka

WSTĘP

Projekty są podstawowym narzędziem, za pomocą którego firmy i instytucje realizują swoje strategiczne cele. W ostatnich latach znacznie wzrosła świadomość znaczenia zarządzania projektami. Wciąż jednak dość łatwo można odnotować przypadki nietrafionych decyzji w zakresie selekcji projektów lub ich niewłaściwego formułowania. Te dwa czynniki w sposób istotny ograniczają potencjał wzrostu organizacji oraz osłabiają jej pozycję konkurencyjną.

¹ Praca wykonana w ramach projektu badawczego NCN DEC-2013/11/B/HS4/01471.

Odpowiedzą na te problemy może być wdrożenie w organizacji odpowiedniej polityki, spinającej wizję organizacji i jej strategiczne cele z procesem selekcji projektów, ich realizacją oraz konsumpcją korzyści z nich wynikających. Kluczem do efektywnego zarządzania cyklem życia portfela projektów jest wybór właściwych projektów we właściwym czasie.

Każde przedsięwzięcie powinno mieć wyraźnie sformułowany cel. Powszechnie uważa się, że błędne jego zdefiniowanie należy do głównych przyczyn niepowodzeń w realizacji projektów. Jednocześnie jednak warto zauważyć, że jednoznaczność i klarowność, która jest zaletą w przypadku definiowania konkretnego przedsięwzięcia, staje się obciążeniem, gdy konstruowany jest cały portfel projektów. Zarówno badacze zajmujący się tą tematyką, jak też praktycy, są zgodni co do tego, że w tym wypadku należy uwzględnić całą wiązkę celów. Strategii organizacji nie da się bowiem zapisać w postaci jednego precyzyjnie sformułowanego celu, łatwo poddającego się kwantyfikacji. Tym samym również portfel projektów powinien być oceniany z różnych punktów widzenia, odpowiadających różnym celom szczegółowym, które organizacja zamierza osiągnąć w dłuższym horyzoncie czasu.

Problem konstrukcji portfela projektów jest szeroko rozważany w literaturze. Proponowane są zarówno bardzo proste modele oparte na podejściu scoringowym, jak też podejścia wymagające zastosowania zaawansowanych narzędzi obliczeniowych. Cel, jaki stawiają sobie ich autorzy często ogranicza się do uszeregowania projektów zgodnie z ich malejącą atrakcyjnością. W tym celu wykorzystywane są zarówno metody dyskretne, takie jak AHP, ELECTRE, PROMETHEE czy TOPSIS [por. Buchanan, Vanderpooten 2007, Amiri 2010, Vetschera, De Almeida 2012], jak też wielokryterialne programowanie całkowitoliczbowe. W tym drugim wypadku zakłada się zwykle, że zbiór analizowanych projektów jest bardzo liczny, a złożoność obliczeniowa problemu tak duża, że konieczne jest wykorzystanie metaheurystyk [Doerner i in. 2004, Carazo i in. 2010].

Problem konstrukcji portfela projektów był przedmiotem wcześniejszych prac autorów pracy. W pracy [Nowak 2005] zaproponowano podejście wykorzystujące metodę PROMETHEE-II, uwzględniające kryteria o charakterze ilościowym i jakościowym oraz ryzyko projektu. W celu przeprowadzenia analizy ryzyka projektu zastosowano symulację komputerową, a do porównania projektów wykorzystano reguły dominacji stochastycznej. Z kolei w pracy [Trzaskalik (red.) 2014] zaproponowano procedurę selekcji projektu, opartą na interaktywnej metody wspomaganie decyzji DTEM-DPR oraz INSDECM.

Wymienione wyżej podejścia rozważają problem konstrukcji portfela projektów w kategoriach statycznych. Warto jednak zauważyć, że w tym wypadku konieczne jest nie tyle jednorazowe podjęcie decyzji, ale ustalenie strategii, jaką należy się kierować w dłuższym okresie czasu. Portfel zmienia się w sposób dynamiczny. Ukończenie określonego projektu pociąga za sobą zwolnienie zasobów, które w możliwie najkrótszym czasie powinny być ponownie

zaangażowane. Niejednokrotnie, ze względu na zmiany w otoczeniu konieczne staje się wstrzymanie nawet bardzo zaawansowanego przedsięwzięcia. Problem konstrukcji portfela projektów warto zatem rozważać jako dynamiczny, wielokryterialny problem podejmowania decyzji, w którym istotną rolę odgrywa ryzyko. Efektywnym narzędziem modelowania i rozwiązywania tego typu problemów jest wielokryterialne programowanie dynamiczne, zwłaszcza w ujęciu stochastycznym.

Celem niniejszej pracy jest przedstawienie propozycji procedury interaktywnej, która może być wykorzystana do jego rozwiązania. Kolejne rozwiązania próbne, wyznaczane przy pomocy metody quasi-hierarchicznej. Praca składa się z pięciu rozdziałów. W rozdziale pierwszym przedstawiono wykorzystywane dalej elementy z zakresu wielokryterialnego programowania dynamicznego. W rozdziale drugim konstrukcja portfela projektów przedstawiona została jako zadanie programowania dynamicznego. Rozdział trzeci to opis proponowanej procedury interaktywnej, której działanie zilustrowano w rozdziale czwartym. Pracę kończy podsumowanie.

WIELOKRYTERIALNE PROGRAMOWANIE DYNAMICZNE

Rozwój programowania dynamicznego datuje się od ukazania się pracy R. Bellmana [Bellman 1957], w której przedstawiona została zasada optymalności i wynikające z niej równania optymalności, pozwalające na rekurencyjne obliczenie strategii optymalnej. Programowanie dynamiczne wiąże się najczęściej z wieloetapowymi procesami decyzyjnymi. Mogą one mieć charakter deterministyczny, stochastyczny lub rozmyty, pojawiają się również (jak w niniejszej pracy) procesy o charakterze mieszanym.

W niniejszej pracy zajmiemy się procesami, w których liczba etapów jest z góry ustalona. Wyróżniamy zmienne stanu, opisujące stan procesu na początku kolejnych etapów oraz zmienne decyzyjne, na które decydent ma bezpośredni wpływ. Decyzje podjęte w etapach wcześniejszych mogą mieć istotny wpływ na możliwości podejmowania kolejnych decyzji w etapach późniejszych, gdyż zawężają, lub – przeciwnie – rozszerzają pole decyzyjne.

W ujęciu deterministycznym przejście procesu do kolejnego stanu w następnym etapie odbywa się zgodnie ze zdeterminowaną funkcją przejścia. Można więc powiedzieć, że wybór decyzji determinuje jednocześnie stan początkowy w następnym etapie [Trzaskalik 1990].

W ujęciu stochastycznym przejście procesu do kolejnego stanu w następnym etapie uzależnione jest od realizacji pewnej zmiennej losowej, opisującej oddziaływanie czynników losowych. Zazwyczaj zakładamy znajomość rozkładu prawdopodobieństwa tej zmiennej losowej. Może być również tak, że przejście pomiędzy stanami w kolejnych etapach ma charakter deterministyczny, natomiast wartości funkcji oceniającej przebieg procesu w danym etapie są zmiennymi losowymi z danymi rozkładami prawdopodobieństwa. Rozkłady te możemy

porównywać z wykorzystaniem dominacji stochastycznych [Trzaskalik, Sitarz 2004].

Wieloetapowe procesy decyzyjne możemy również rozpatrywać w ujęciu rozmytym. Rozmyty charakter może mieć zarówno funkcja przejścia, jak również inne elementy procesu. Sterowanie procesami rozmytymi opisane jest szczegółowo w pracy [Kacprzyk 2001].

Chcąc porównać dwa rozwiązania w ujęciu wektorowym, wykorzystujemy zasadę optymalności Pareto. Jako zbiór rozwiązań optymalnych wektorowo przyjmujemy zbiór wszystkich rozwiązań niezdominowanych, czyli takich, że dla żadnego z nich nie istnieje rozwiązanie lepsze². Rozwiązaniom niezdominowanym w przestrzeni kryterialnej odpowiadają rozwiązania sprawne w przestrzeni decyzyjnej. Rozwiązanie dynamicznego zadania wektorowej maksymalizacji polega na znalezieniu wszystkich rozwiązań sprawnych. Rozpatrując przypadek deterministyczny możemy wykorzystać zasadę optymalności w wersji wektorowej, opisaną w pracy [Trzaskalik 1990]. W przypadku stochastycznym poszukiwanie strategii sprawnych opisane zostało w pracy [Trzaskalik, Hoa 1999]. Poszukiwanie rozwiązań sprawnych w przypadku rozmytym, jak również w różnych przypadkach mieszanych opisali Trzaskalik i Sitarz [Trzaskalik, Sitarz 2004].

W każdym z rozpatrywanych powyżej przypadków znalezienie pełnego zbioru rozwiązań sprawnych może być kłopotliwe rachunkowo ze względu na brak stosownego oprogramowania. Ale nawet znalezienie pełnego zbioru rozwiązań sprawnych może być nieprzydatne w procesie wspomagania decyzji, jeżeli tylko zbiór ten jest zbyt liczny. Dlatego też w zagadnieniach praktycznych stosuje się zazwyczaj inne ujęcia, dbając jednocześnie o to, by rozwiązanie końcowe było rozwiązaniem sprawnym. W niniejszej pracy wykorzystamy ujęcie quasi-hierarchiczne w połączeniu z podejściem interaktywnym.

Podejście quasi-hierarchiczne polega na określeniu hierarchii kryteriów występujących w rozpatrywanym problemie decyzyjnym i sekwencyjnym rozwiązywaniu kolejnych problemów jednokryterialnych. Zbiorem rozwiązań dopuszczalnych kolejnego problemu jest zbiór rozwiązań optymalnych i prawie optymalnych, czyli takich, których wartości mieszczą się w określonym przez decydenta przedziale tolerancji.

Podejście interaktywne we wspomaganiu rozwiązywania problemów wielokryterialnych stosowane jest począwszy od lat siedemdziesiątych XX wieku [Benayoun i in. 1971, Steuer 1977, Miettinen, Mäkelä 2000, Nowak 2008, Özpeynirci i in. 2017]. Polega ono na wzajemnej interakcji pomiędzy decydentem

² Przez rozwiązanie lepsze od rozpatrywanego rozumiemy takie rozwiązanie, że każda składowa wektorowej funkcji kryterium pierwszego z tych rozwiązań jest lepsza lub równie dobra odpowiedniej składowej drugiego z rozwiązań i istnieje przynajmniej jedna składowa pierwszego rozwiązania, która jest lepsza od odpowiedniej składowej drugiego z nich. Relację „lepsze od” konstruujemy w każdym z wymienionych powyżej przypadków oddzielnie.

i wspomagającym go analitykiem, wyposażonym w odpowiednie informatyczne narzędzia optymalizacyjne.

Podjęcie interaktywne ma charakter iteracyjny. Każda iteracja rozpoczyna się od prezentacji decydentowi aktualnie proponowanego przez analityka rozwiązania próbnego. Decydent ocenia, czy rozwiązanie to satysfakcjonuje go ze względu na rozpatrywane kryteria decyzyjne. Jeżeli tak, procedura zostaje zakończona. Jeżeli nie, decydent proszony jest o to, by określił te kryteria, których oceny należy poprawić, te, których oceny pozostać mają na tym samym poziomie oraz te, których oceny można pogorszyć. Zazwyczaj istnieje również możliwość cofnięcia się do poprzedniego kroku, gdy okaże się, że wskazany uprzednio kierunek poprawy nie przyniósł akceptowanych przez decydenta wyników. Zazwyczaj też w każdym kroku procedury interaktywnej istnieje możliwość rozpoczęcia obliczeń od początku lub też odstąpienia od uzyskania rozwiązania końcowego w taki właśnie sposób.

Podjęcie interaktywne może być również wykorzystywane w przypadku poszukiwania rozwiązania końcowego w wielokryterialnych, wieloetapowych procesach decyzyjnych [Trzaskalik 1990, Trzaskalik 1998].

KONSTRUKCJA PORTFELA PROJEKTÓW JAKO ZADANIE PROGRAMOWANIA DYNAMICZNEGO

Przyjmijmy, że organizacja dokonuje systematycznego przeglądu swojego portfela projektów. Rozważamy okres czasu podzielony na T etapów. Na początku każdego etapu stan analizowanego procesu decyzyjnego wyznacza aktualny skład portfela. Przekłada się to bezpośrednio na ilość wolnych zasobów, jakie mogą być zaangażowane w realizację nowych przedsięwzięć. Zakładamy również, że znana jest lista projektów, które mogą być rozpoczęte w etapie 1, a dodatkowo lista projektów, które z określonym prawdopodobieństwem będą mogły być rozpoczęte w etapach kolejnych. Dostępna jest również informacja na temat ilości zasobów, jakie muszą być zaangażowane w realizację poszczególnych projektów, na podstawie której można określić zbiór decyzji dopuszczalnych dla każdego z rozważanych stanów procesu decyzyjnego.

W każdym etapie należy podjąć decyzję związaną z ewentualną modyfikacją portfela, polegającą na uruchomieniu nowych projektów, któremu może towarzyszyć wstrzymanie projektów, które nie zasługują na kontynuację. Projekty oceniane są ze względu na K kryteriów, przy czym każde z nich spełnia warunek addytywności, co oznacza, że wartość kryterium uzyskiwana dla portfela jest równa sumie wartości tego kryterium dla poszczególnych projektów.

Zadanie polega na określeniu, jakie decyzje powinny być podjęte w każdym z rozważanych etapów. Formułując problem w kategoriach programowania dynamicznego należy zdefiniować zbiory stanów dopuszczalnych na początku każdego etapu, zbiory decyzji, jakie mogą być podjęte w każdym z tych stanów

oraz zbiór stanów końcowych. Stan, w jakim znajduje się proces na początku etapu t określa z jednej strony aktualny skład portfela, z drugiej zaś lista projektów, które mogą być do niego dodane. O ile stan procesu na początku etapu pierwszego jest znany, to o tym, w jakim stanie proces znajdzie się na początku każdego z następnych etapów decyduje zarówno podjęta decyzja, jak też to, które z rozważanych zdarzeń losowych rzeczywiście się zrealizuje. W analizowanym przypadku losowość procesu wynika z tego, że nie jest pewne, które z projektów będą mogły być rozpoczęte w kolejnych etapach.

Rozwiązanie tak zdefiniowanego problemu musi określać, jaka decyzja powinna być podjęta w etapie pierwszym, a także jakie decyzje powinny być podjęte w każdym z tych stanów, w którym proces może się znaleźć w którymś z kolejnych etapów. W pracy proponujemy skorzystanie w tym celu z procedury interaktywnej.

PROCEDURA INTERAKTYWNA

Przyjmijmy następujące oznaczenia:

K – liczba analizowanych kryteriów,

$X^{(l)}$ – zbiór strategii rozważanych w iteracji l ,

$x^{(l)}$ – strategia proponowana decydentowi w iteracji l ,

f^* – wektor idealny – wektor grupujący optymalne wartości oczekiwane poszczególnych kryteriów uzyskiwane w rozwiązaniach jednokryterialnych zadań programowania dynamicznego,

\bar{f} – wektor wartości optymistycznych – wektor, którego składowe są równe najlepszym wartościom oczekiwany poszczególnych kryteriów uzyskanym w dotychczas rozważanych strategiach,

\underline{f} – wektor wartości pesymistycznych – wektor, którego składowe są równe najgorszym wartościom oczekiwany poszczególnych kryteriów uzyskanym w dotychczas rozważanych strategiach,

\hat{f} – wektor wartości satysfakcjonujących – wektor grupujący wartości oczekiwane kryteriów, które decydent określił jako satysfakcjonujące.

Rozwiązanie końcowe problemu jest wyznaczane w sposób następujący:

Faza wstępna:

1. Prosimy decydenta o zdefiniowanie hierarchii kryteriów.
2. Rozwiązujemy K jednokryterialnych zadań programowania dynamicznego, w których kolejno optymalizujemy wartości poszczególnych kryteriów i wyznaczamy wektor f^* .
3. Wyznaczamy optymalne realizacje procesu ze względu na kryterium, które decydent umieścił na najwyższym poziomie hierarchii. Dla każdej z nich obliczamy wartości wszystkich kryteriów. Do zbioru $X^{(1)}$ włączamy te spośród strategii zapewniających uzyskanie wartości optymalnej najważniejszego kryterium, które są niezdominowane.

4. Jako wartości początkowe współrzędnych wektora \hat{f} przyjmujemy najgorsze wartości kryteriów uzyskiwane dla strategii włączonych do zbioru $X^{(1)}$.
5. Przyjmujemy $l = 1$.

Iteracja l :

1. Wyznaczamy wektory \bar{f} oraz \underline{f} , przyjmując za ich współrzędne odpowiednio najlepsze i najgorsze wartości kryteriów uzyskiwane dla strategii włączonych do zbioru $X^{(l)}$.
2. Określamy strategię $x^{(l)}$, która zostanie zaproponowana decydentowi. W tym celu sprawdzamy, które spośród strategii ze zbioru $X^{(l)}$ gwarantują uzyskanie takich wartości kryteriów, które nie są gorsze niż wartości zapisane w wektorze \hat{f} . Wyznaczając spośród nich kolejną propozycję dla decydenta kierujemy się hierarchią kryteriów.
3. Przedstawiamy decydentowi strategię $x^{(l)}$ oraz wektory f^* , \bar{f} , \underline{f} oraz \hat{f} . Pytamy decydenta, czy wyniki uzyskiwane dla proponowanej strategii uważa za satysfakcjonujące. Jeżeli odpowiedź brzmi *Tak*, kończymy procedurę, przyjmując za rozwiązanie końcowe strategię $x^{(l)}$.
4. Prosimy decydenta o ponowne zdefiniowanie wektora \hat{f} .
5. Jeżeli wartość satysfakcjonująca dla kryterium uznawanego przez decydenta za najważniejsze nie jest gorsza niż dotychczasowa wartość pesymistyczna tego kryterium, to przechodzimy do kroku (7).
6. Korzystając z algorytmu wyznaczania strategii prawie optymalnych [Trzaskalik 2015], identyfikujemy wszystkie strategie pozwalające na uzyskanie wartości satysfakcjonującej dla najważniejszego kryterium. Dla każdej z nich obliczamy wartości wszystkich kryteriów. Do zbioru $X^{(l)}$ dodajemy te spośród nowo wyznaczonych strategii, które nie są zdominowane przez jakąkolwiek inną, wcześniej wyznaczoną.
7. Jeżeli w zbiorze $X^{(l)}$ istnieją strategie, dla których wartości wszystkich kryteriów nie są gorsze od wartości uznanych przez decydenta za satysfakcjonujące, przyjmujemy $X^{(l+1)} = X^{(l)}$, $l = l + 1$ i przechodzimy do kolejnej iteracji (krok 1).
8. Informujemy decydenta, że nie ma możliwości wyznaczenia strategii zapewniających uzyskanie wartości satysfakcjonujących dla wszystkich kryteriów. Następnie pytamy go, czy jest skłonny dokonać zmiany wartości satysfakcjonującej dla przynajmniej jednego kryterium. Jeżeli decydent udzielił odpowiedzi pozytywnej wracamy do kroku (4), w przeciwnym wypadku kończymy rozwiązywanie problemu, przyjmując, że wyznaczenie rozwiązania spełniającego wymagania decydenta nie jest możliwe.

Sposób wykorzystania procedury ilustruje poniższy przykład liczbowy.

PRZYKŁAD ILUSTRACYJNY

Firma aktualizuje portfel swoich projektów w cyklu półrocznym. Na początku roku rozważana jest realizacja trzech projektów: P1, P2 oraz P3. Firma dysponuje zasobami pozwalającymi na realizację co najwyżej dwóch z nich. Na podstawie badań przeprowadzonych przez dział sprzedaży stwierdzono, że istnieje stosunkowo duże prawdopodobieństwo, że w połowie roku pojawią się dwie nowe propozycje przedsięwzięć: P4 i P5. Zakłada się, że firma będzie w stanie przesunąć część zasobów z realizacji dotychczas realizowanych projektów na jeden nowy projekt, przy czym będzie to skutkowało niższym poziomem zysku uzyskanego z realizacji wcześniej uruchomionych projektów.

Zbiór stanów dopuszczalnych na początku etapu pierwszego Y_1 jest jednoelementowy, zaś zbiór decyzji, jakie mogą być podjęte w jedynym stanie dopuszczalnym w etapie 1 składa się z trzech elementów:

$$Y_1 = \{y_1^{(1)}\}, \quad X(y_1^{(1)}) = \{x_1^{(1)}\},$$

przy czym poszczególne decyzje oznaczają:

$x_1^{(1)}$ – uruchomienie projektów P1 i P2,

$x_1^{(2)}$ – uruchomienie projektów P1 i P3,

$x_1^{(3)}$ – uruchomienie projektów P2 i P3.

Stan na początku etapu drugiego wynika z decyzji podjętej w etapie pierwszym oraz wystąpienia jednego z czterech stanów natury:

1. do realizacji są gotowe oba nowe projekty P4 i P5 (prawdopodobieństwo 0,42),
2. do realizacji jest gotowy tylko projekt P4 (prawdopodobieństwo 0,28),
3. do realizacji jest gotowy tylko projekt P5 (prawdopodobieństwo 0,18),
4. żaden z projektów P4, P5 nie jest gotowy do realizacji (prawdopodobieństwo 0,12).

W efekcie na początku etapu drugiego proces może się znaleźć w jednym z 12 stanów:

$$Y_2 = \{y_2^{(1)}, y_2^{(2)}, y_2^{(3)}, y_2^{(4)}, y_2^{(5)}, y_2^{(6)}, y_2^{(7)}, y_2^{(8)}, y_2^{(9)}, y_2^{(10)}, y_2^{(11)}, y_2^{(12)}\}$$

Opis sytuacji, którym odpowiadają te stany przedstawia tabela 1.

W zależności od stanu, w jakim proces znajduje się na początku etapu drugiego, możliwe jest podjęcie wszystkich lub niektórych spośród następujących decyzji:

$x_2^{(1)}$ – rezygnacja z rozpoczęcia któregośkolwiek z projektów P4, P5,

$x_2^{(2)}$ – rozpoczęcie projektu P4,

$x_2^{(3)}$ – rozpoczęcie projektu P5.

Tabela 1. Lista stanów dopuszczalnych na początku etapu 2

Stan	Projekty włączone do portfela	Projekty, które mogą być włączone do portfela	Stan	Projekty włączone do portfela	Projekty, które mogą być włączone do portfela
$y_2^{(1)}$	P1, P2	żaden	$y_2^{(7)}$	P1, P3	P5
$y_2^{(2)}$	P1, P2	P4	$y_2^{(8)}$	P1, P3	P4, P5
$y_2^{(3)}$	P1, P2	P5	$y_2^{(9)}$	P2, P3	żaden
$y_2^{(4)}$	P1, P2	P4, P5	$y_2^{(10)}$	P2, P3	P4
$y_2^{(5)}$	P1, P3	żaden	$y_2^{(11)}$	P2, P3	P5
$y_2^{(6)}$	P1, P3	P4	$y_2^{(12)}$	P2, P3	P4, P5

Źródło: opracowanie własne

Zbiory decyzji dopuszczalnych dla stanów, w których proces może się znaleźć na początku etapu drugiego są następujące:

$$X(y_2^{(1)}) = X(y_2^{(5)}) = X(y_2^{(9)}) = \{x_2^{(1)}\}$$

$$X(y_2^{(2)}) = X(y_2^{(6)}) = X(y_2^{(10)}) = \{x_2^{(1)}, x_2^{(2)}\}$$

$$X(y_2^{(3)}) = X(y_2^{(7)}) = X(y_2^{(11)}) = \{x_2^{(1)}, x_2^{(3)}\}$$

$$X(y_2^{(4)}) = X(y_2^{(8)}) = X(y_2^{(12)}) = \{x_2^{(1)}, x_2^{(2)}, x_2^{(3)}\}$$

Stan końcowy procesu zależy od stanu, w jakim proces znalazł się na początku etapu drugiego oraz decyzji jaka została w nim podjęta. Proces może się zakończyć w jednym z dziewięciu stanów. Ich listę przedstawia tabela 2.

Tabela 2. Lista stanów dopuszczalnych na końcu procesu

Stan	Skład portfela	Stan	Skład portfela	Stan	Skład portfela
$y_3^{(1)}$	P1, P2	$y_3^{(4)}$	P1, P3	$y_3^{(7)}$	P2, P3
$y_3^{(2)}$	P1, P2, P4	$y_3^{(5)}$	P1, P3, P4	$y_3^{(8)}$	P2, P3, P4
$y_3^{(3)}$	P1, P2, P5	$y_3^{(6)}$	P1, P3, P5	$y_3^{(9)}$	P2, P3, P5

Źródło: opracowanie własne

Decydent ocenia poszczególne strategie ze względu trzy kryteria:

- f^1 – łączna wartość bieżąca netto *NPV* portfela (w tys. zł),
- f^2 – łączna wartość sprzedaży nowych produktów (w tys. zł),
- f^3 – łączna wartość sprzedaży na nowym rynku (w tys. zł).

W tabeli 3 przedstawiono wartości etapowych funkcji kryterialnych w zależności od stanu, w jakim znajduje się proces i decyzji, jak w tym stanie została podjęta. Korzyści wynikające z ewentualnego uruchomienia w drugim

etapie projektów P4 lub P5 uwzględniają niższy poziom zysku uzyskanego w efekcie realizacji projektów uruchomionych w etapie pierwszym.

Tabela 3. Wartości etapowych funkcji celu

$y_t^{(i)}$	$x_t^{(j)}$	f_t^1	f_t^2	f_t^3	$y_t^{(i)}$	$x_t^{(j)}$	f_t^1	f_t^2	f_t^3
$y_1^{(1)}$	$x_1^{(1)}$	105	0	2	$y_2^{(7)}$	$x_2^{(1)}$	0	0	0
$y_1^{(1)}$	$x_1^{(2)}$	100	5	3	$y_2^{(7)}$	$x_2^{(3)}$	-5	5	3
$y_1^{(1)}$	$x_1^{(3)}$	95	10	5	$y_2^{(8)}$	$x_2^{(1)}$	0	0	0
$y_2^{(1)}$	$x_2^{(1)}$	0	0	0	$y_2^{(8)}$	$x_2^{(2)}$	30	10	0
$y_2^{(2)}$	$x_2^{(1)}$	0	0	0	$y_2^{(8)}$	$x_2^{(3)}$	-5	5	3
$y_2^{(2)}$	$x_2^{(2)}$	15	10	0	$y_2^{(9)}$	$x_2^{(1)}$	0	0	0
$y_2^{(3)}$	$x_2^{(1)}$	0	0	0	$y_2^{(10)}$	$x_2^{(1)}$	0	0	0
$y_2^{(3)}$	$x_2^{(3)}$	-5	5	1	$y_2^{(10)}$	$x_2^{(2)}$	30	10	0
$y_2^{(4)}$	$x_2^{(1)}$	0	0	0	$y_2^{(11)}$	$x_2^{(1)}$	0	0	0
$y_2^{(4)}$	$x_2^{(2)}$	15	10	0	$y_2^{(11)}$	$x_2^{(3)}$	-5	5	3
$y_2^{(4)}$	$x_2^{(3)}$	-5	5	1	$y_2^{(12)}$	$x_2^{(1)}$	0	0	0
$y_2^{(5)}$	$x_2^{(1)}$	0	0	0	$y_2^{(12)}$	$x_2^{(2)}$	30	10	0
$y_2^{(6)}$	$x_2^{(1)}$	0	0	0	$y_2^{(12)}$	$x_2^{(3)}$	-5	5	3
$y_2^{(6)}$	$x_2^{(2)}$	30	10	0					

Źródło: opracowanie własne

Proces wyznaczenia rozwiązania problemu przebiega w sposób następujący:

Faza wstępna:

1. Decydent określa hierarchię kryteriów: f^1, f^2, f^3 .
2. Rozwiązujemy trzy jednokryterialne zadania programowania dynamicznego, w których kolejno optymalizujemy wartości poszczególnych kryteriów. Wektor wartości idealnych ma postać: $f^* = [121,0; 17,9; 6,8]$.
3. Jedyna strategia zapewniająca uzyskanie optymalnej wartości kryterium f^1 polega na wybraniu w pierwszym etapie projektów P1 i P2, a w etapie drugim, jeżeli to możliwe projektu P4. Projektu P5 nie należy uruchamiać, nawet jeżeli jest to możliwe. Strategię tą oznaczmy jako x_1 . Wartości oczekiwane poszczególnych kryteriów uzyskiwane dzięki jej zastosowaniu są następujące: f^1 : 121,0; f^2 : 12,0; f^3 : 3,0. Ponieważ tylko jedna strategia zapewnia uzyskanie wartości optymalnej dla najważniejszego kryterium (f^1), jest ona oczywiście niezdominowana i zostaje jako jedyna włączona do zbioru $X^{(1)}$.

4. Jako wartości początkowe współrzędnych wektora \hat{f} przyjmujemy najgorsze wartości kryteriów uzyskiwane dla strategii włączonych do zbioru $X^{(1)}$: $\hat{f} = [121,0; 12,0; 3,0]$.
5. Przyjmujemy $l = 1$.

Iteracja 1:

1. Wyznaczamy wektory wartości optymistycznych i pesymistycznych:
 $\bar{f} = [121,0; 12,0; 3,0]$, $\underline{f} = [121,0; 12,0; 3,0]$.
2. Jako pierwszą propozycję dla decydenta $x^{(1)}$ przyjmujemy strategię x_1 . Jest to jedyna strategia należąca do zbioru $X^{(1)}$, a wartości kryteriów, jakie są dla niej uzyskiwane nie są gorsze niż wartości satysfakcjonujące zdefiniowane w fazie wstępnej procedury.
3. Przedstawiamy decydentowi strategię $x^{(1)}$ oraz wartości idealne (wektor f^*), optymistyczne (wektor \bar{f}), pesymistyczne (wektor \underline{f}) oraz satysfakcjonujące (wektor \hat{f}). Ponieważ decydecnt uznaje, że proponowane rozwiązanie nie jest satysfakcjonujące, przechodzimy do następnego kroku.
4. Decydecnt poproszony o ponowne zdefiniowanie wektora \hat{f} podaje następujące wartości satysfakcjonujące:
 $\hat{f} = [114,0; 16,0; 5,0]$
5. Ponieważ wartość satysfakcjonująca, którą decydecnt podał dla kryterium f^1 jest gorsza od dotychczasowo przyjmowanej, przechodzimy do kroku (6).
6. Korzystając z algorytmu wyznaczania strategii prawie optymalnych, identyfikujemy kolejne strategie zapewniające uzyskanie wartości satysfakcjonującej dla kryterium f^1 : x_2 , x_3 , x_4 i x_5 . Wartości kryteriów uzyskiwane dla tych strategii przedstawia tabela 4.

Tabela 4. Wartości kryteriów dla strategii wyznaczonych w iteracji 1

Strategia	f^1	f^2	f^3
x_2	120,1	12,9	3,5
x_3	116,0	17,0	5,0
x_4	115,5	7,0	2,0
x_5	114,6	7,9	2,2

Źródło: opracowanie własne

Strategie x_4 oraz x_5 są zdominowane. Do zbioru $X^{(1)}$ zostają zatem dodane jedynie strategie x_2 oraz x_3 .

7. Analizując wyniki uzyskiwane dla realizacji ze zbioru $X^{(1)}$ stwierdzamy, że strategia x_3 zapewnia uzyskanie wartości satysfakcjonujących dla wszystkich kryteriów. Wobec powyższego przyjmujemy $X^{(2)} = X^{(1)}$, $l = 2$ i przechodzimy do kolejnej iteracji.

Iteracja 2:

1. Do zbioru $X^{(2)}$ należą strategie x_1 , x_2 oraz x_3 . Wektory wartości optymistycznych i pesymistycznych mają postać następującą:
 $\bar{f} = [121,0; 17,0; 5,0]$, $\underline{f} = [116,0; 12,0; 3,0]$.
2. Jako kolejną propozycję dla decydenta $x^{(2)}$ przyjmujemy strategię x_3 . Jest to jedyna strategia ze zbioru $X^{(2)}$, która pozwala na uzyskanie wartości satysfakcjonujących.
3. Przedstawiamy decydentowi strategię $x^{(2)}$ oraz wartości idealne (wektor f^*), optymistyczne (wektor \bar{f}), pesymistyczne (wektor \underline{f}) oraz satysfakcjonujące (wektor \hat{f}). Ponieważ decydent uznaje, że proponowane rozwiązanie nie jest satysfakcjonujące, przechodzimy do następnego kroku.
4. Decydent poproszony o ponowne zdefiniowanie wektora \hat{f} podaje następujące wartości satysfakcjonujące:
 $\hat{f} = [110,0; 15,0; 5,5]$.
5. Ponieważ wartość satysfakcjonująca, którą decydent podał dla kryterium f^1 jest gorsza od dotychczasowo przyjmowanej, przechodzimy do kroku (6).
6. Korzystając z algorytmu wyznaczania strategii prawie optymalnych, identyfikujemy kolejne strategie zapewniające uzyskanie wartości satysfakcjonującej dla kryterium f^1 : x_6 , x_7 , x_8 , x_9 i x_{10} . Wartości kryteriów uzyskiwane dla tych strategii przedstawia tabela 5.

Tabela 5. Wartości kryteriów dla strategii wyznaczonych w iteracji 2

Strategia	f^1	f^2	f^3
x_6	113,3	17,9	5,5
x_7	112,6	9,2	3,0
x_8	111,7	10,1	3,5
x_9	111,3	4,2	2,0
x_{10}	110,4	5,1	2,2

Źródło: opracowanie własne

Jedynie strategia x_6 jest niezdominowana i ona zostaje dodana do zbioru $X^{(2)}$.

7. Analizując wyniki uzyskiwane dla realizacji ze zbioru $X^{(2)}$ stwierdzamy, że strategia x_6 zapewnia uzyskanie wartości satysfakcjonujących dla wszystkich kryteriów. Wobec powyższego przyjmujemy $X^{(3)} = X^{(2)}$, $l = 3$ i przechodzimy do kolejnej iteracji.

Decydent może w tym momencie zaakceptować strategię x_6 jako rozwiązanie końcowe lub kontynuować poszukiwanie rozwiązania jeszcze lepiej dopasowanego do jego oczekiwań w sposób analogiczny do opisanego powyżej. Przyjęcie jako rozwiązania końcowego problemu strategii x_6 oznaczałoby, że w pierwszym kolejności decydent powinien włączyć do portfela projekty P2 i P3, a w połowie roku, o ile to możliwe, włączyć do portfela projekt P4. Jeżeli jednak okaże się, że ostatnie przedsięwzięcie nie może być uruchomione, to należy

sprawdzić, czy gotowy do realizacji jest projekt P5 i ewentualnie rozpocząć jego realizację.

ZAKOŃCZENIE

W pracy rozważano ważne w wielu dziedzinach praktyki zagadnienie wyboru portfela projektów jako dynamiczny problem wielokryterialny. Zaproponowane w pracy podejście interaktywne cechuje się prostotą, przez co powinno być dobrze rozumiane przez decydenta. Opracowanie kolejnego przykładu zastosowania metod interaktywnych do rozwiązywania istotnego zagadnienia praktycznego potwierdza potencjał tkwiący w podejściu interaktywnym.

Warto też zauważyć, że zagadnienie wyboru portfela projektów można byłoby rozpatrywać dynamicznie, uwzględniając możliwość zmiany preferencji decydenta w czasie. Takie zmiany mogą być powodowane na przykład sprawniejszą realizacją pewnych projektów niż pierwotnie zakładano, lub też przeciwnie – występującymi opóźnieniami. Warto byłoby w tym kontekście rozpatrzyć ujęcie zmiennej w czasie hierarchii kryteriów etapowych, przedstawione w pracy [Trzaskalik 2017].

BIBLIOGRAFIA

- Amiri M. P. (2010) Project selection for oil-fields development by using the AHP and fuzzy TOPSIS methods. *Expert Systems with Applications*, 37(9), 6218–6224.
- Bellman R. (1957) *Dynamic Programming*. Princeton University Press, Princeton.
- Benayoun R., De Montgolfier J., Tergny J., Laritchev O. (1971) Linear programming with multiple objective functions: Step method (STEM). *Mathematical Programming*, 1(3), 366–375.
- Buchanan J., Vanderpooten D. (2007) Ranking projects for an electricity utility using ELECTRE III. *International Transactions in Operational Research*, 14(4), 309–323.
- Carazo A. F., Gomez T., Molina J., Hernandez-Diaz A. G., Guerrero F. M., Caballero R. (2010) Solving a comprehensive model for multiobjective project portfolio selection. *Computers & Operations Research*, 37(4), 630–639.
- Doerner K. F., Gutjahr W. J., Hartl R. F., Strauss C., Stummer C. (2006) Pareto ant colony optimization with ILP preprocessing in multiobjective project portfolio selection. *European Journal of Operational Research*, 171(3), 830–841.
- Kacprzyk J. (2001) *Wieloetapowe sterowanie rozmyte*. Wydawnictwa Naukowo-Techniczne, Warszawa.
- Korhonen P. J., Laakso J. (1986) A visual interactive method for solving the multiple criteria problem. *European Journal of Operational Research*, 24(2), 277–287.
- Miettinen K., Mäkelä M. M. (2000) Interactive multiobjective optimization system WWW-NIMBUS on the Internet. *Computers & Operations Research*, 27(7-8), 709–723.

- Nowak M. (2005) Investment projects' evaluation by simulation and multiple criteria decision making procedure. *Journal of Civil Engineering and Management*, 11(3), 193–202.
- Nowak M. (2008) Interaktywne wielokryterialne wspomaganie decyzji w warunkach ryzyka. *Metody i zastosowania*. Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej im. Karola Adamieckiego w Katowicach.
- Özpeynirci Ö., Özpeynirci S., Kaya A. (2017) An interactive approach for multiple criteria selection problem. *Computers & Operations Research*, 78, 154–162.
- Steuer R. E. (1977) An interactive multiple objective linear programming procedure. *TIMS Studies in the Management Sciences*, 6, 225–239.
- Trzaskalik T. (1990) Wielokryterialne dyskretne programowanie dynamiczne. *Teoria i zastosowania w praktyce gospodarczej*. Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej im. Karola Adamieckiego w Katowicach.
- Trzaskalik T. (1998) *Multiobjective Analysis in Dynamic Environment*. The Karol Adamiecki University of Economics, Katowice.
- Trzaskalik T. (red.) (2014) *Wielokryterialne wspomaganie decyzji*. PWE, Warszawa.
- Trzaskalik T. (2015) Strategie optymalne i prawie optymalne w dyskretnym stochastycznym programowaniu dynamicznym. *Zarządzanie i Finanse*, 13(4/2), 287–300.
- Trzaskalik T. (2017) Stage-dependent hierarchy of criteria in multiobjective multistage decision processes. *Croatian Operational Research Review*, 8(1), 1–18.
- Trzaskalik T., Hoa D. T. (1999) Wielokryterialne, wieloetapowe procesy decyzyjne w warunkach niepewności. [w:] Trzaskalik T. (red.) *Modelowanie preferencji a ryzyko* '99, 2, 409–423.
- Trzaskalik T., Sitarz S. (2004) Modele programowania dynamicznego w strukturach porządkowych. [w:] Kulikowski R., Kacprzyk J., Słowiński R. (red.) *Badania operacyjne i systemowe '04. Podejmowanie decyzji. Podstawy metodyczne i zastosowania*. Akademicka Oficyna Wydawnicza EXIT, Warszawa, 15–30.
- Vetschera R., de Almeida A. T. (2012) A PROMETHEE-based approach to portfolio selection problems. *Computers & Operations Research*, 39(5), 1010–1020.

PROJECT PORTFOLIO SELECTION USING MULTIOBJECTIVE DYNAMIC PROGRAMMING

Abstract: In the paper a project portfolio selection problem is considered. It is assumed that the list of projects that can be started immediately is available, as well as the list of projects that probably will be ready for implementation in future periods. A multiobjective dynamic programming model is presented and interactive procedure is proposed. The proposals for the decision maker are identified using quasi-hierarchical method. A numerical example is presented to show the applicability of the proposed method.

Keywords: Project portfolio selection, multiobjective dynamic programming, interactive approach, quasi-hierarchical method, decision making under risk

ROZKŁADY WYDATKÓW MIESZKAŃCÓW OBSZARÓW MIEJSKICH I WIEJSKICH W POLSCE

Anna Turczak

Wydział Ekonomii i Informatyki
Zachodniopomorska Szkoła Biznesu w Szczecinie
e-mail: aturczak@zpsb.pl

Patrycja Zwiech (ORCID: 0000-0002-4053-8177)

Wydział Nauk Ekonomicznych i Zarządzania
Uniwersytet Szczeciński
e-mail: patrycjazwiech@tlen.pl

Streszczenie: W artykule określono stopień podobieństwa rozkładów wydatków na osobę mieszkańców miast i wsi. Podobieństwo rozkładów zmierzono za pomocą zaproponowanej statystyki λ (lambda), przy czym dwa rozkłady były tym bardziej podobne, czym λ miała mniejszą wartość. Przeprowadzenie procedury klasyfikacji pozwoliło na utworzenie następujących trzech grup: A – miasta o liczbie mieszkańców 500 tys. i więcej, B – miasta o liczbie mieszkańców nie przekraczającej 500 tys., C – obszary wiejskie. W celu wyciągnięcia wniosków końcowych przeanalizowano rozrzut wydatków między grupami A, B i C oraz wewnątrz tych grup.

Słowa kluczowe: wydatki na osobę, rozkład, wariancja wewnątrzgrupowa, wariancja międzygrupowa, Polska

WPROWADZENIE

Wartość wydatków¹ na osobę jest ważną zmienną różnicującą jakość życia Polaków. Celem niniejszego artykułu jest odpowiedź na pytanie, w jakim stopniu

¹ Za Głównym Urzędem Statystycznym przyjęto, że na całkowite wydatki składają się wydatki na towary i usługi konsumpcyjne oraz pozostałe wydatki. Wydatki na towary i usługi konsumpcyjne przeznaczone są na zaspokojenie potrzeb gospodarstwa domowego i obejmują towary zakupione za gotówkę (w tym przy użyciu karty płatniczej bądź

klasy miejscowości zamieszkania w Polsce (w skrócie – KMZ) różnią się między sobą rozkładem miesięcznych wydatków na mieszkańca. Osiągnięciu tego celu służyć będzie realizacja następujących zadań badawczych:

1. podzielenie klas miejscowości zamieszkania na grupy o podobnym rozkładzie badanej zmiennej, tj.:
 - a. wyznaczenie wartości miary stanowiącej podstawę podziału KMZ,
 - b. a następnie wyodrębnienie zbiorów KLM jak najbardziej jednorodnych pod względem rozkładu wydatków na mieszkańca;
2. porównanie średnich wydatków na osobę oraz dyspersji tych wydatków w trzech rozpatrywanych zbiorach;
3. ustalenie wielkości zróżnicowania międzygrupowego i wewnątrzgrupowego.

Niniejszy artykuł ma charakter badawczy. Wszystkie zawarte w nim obliczenia przeprowadzono na podstawie nieidentyfikowalnych danych jednostkowych z badania budżetów gospodarstw domowych² zrealizowanego przez Główny Urząd Statystyczny³. Co warto podkreślić, badanie budżetów gospodarstw domowych przez GUS prowadzone jest metodą reprezentacyjną, która daje możliwość uogólnienia uzyskanych wyników na wszystkie gospodarstwa domowe w Polsce [Budżety... 2015].

Dla każdego gospodarstwa domowego ankietowanego przez Główny Urząd Statystyczny w ramach badania budżetów gospodarstw domowych za 2012 rok wyznaczono wartość wydatków przypadającą na osobę. Informacje zawarte we wspomnianej bazie danych pozwoliły także na przyporządkowanie poszczególnych gospodarstw do odpowiednich klas miejscowości zamieszkania. W tabeli 1 zebrano informacje na temat struktury próby objętej analizą.

kredytowej), na kredyt, otrzymane bezpłatnie, jak również spożycie naturalne (tj. towary i usługi konsumpcyjne pobrane na potrzeby gospodarstwa domowego z działalności rolniczej albo działalności gospodarczej na własny rachunek). Natomiast pozostałe wydatki składają się między innymi z: 1) darów przekazanych innym gospodarstwom domowym i instytucjom niekomercyjnym, 2) niektórych podatków (w tym podatku od spadków i darowizn, podatku od nieruchomości, opłaty za wieczyste użytkowanie gruntu), 3) zaliczek na podatek od dochodów osobistych oraz składek na ubezpieczenia społeczne płaconych samodzielnie przez podatnika [Budżety... 2015].

² Trzeba jednak zaznaczyć, że za jednostkę statystyczną w niniejszym artykule przyjęto osobę, a nie gospodarstwo domowe.

³ Bazę za 2012 rok udostępnił GUS na podstawie Umowy nr 20/Z/DI-6-611/632/2013/RM między GUS i Uniwersytetem Szczecińskim.

Tabela 1. Struktura badanej próby

Wyszczególnienie	Gospodarstwa domowe		Osoby	
	liczba	odsetek	liczba	odsetek
Miasta razem, w tym o liczbie mieszkańców:	21685	57,9%	54125	51,4%
≥ 500 tys.	4768	12,7%	10700	10,2%
⟨200 tys., 500 tys.)	3455	9,2%	8396	8,0%
⟨100 tys., 200 tys.)	2719	7,3%	6887	6,5%
⟨20 tys., 100 tys.)	6447	17,2%	16733	15,9%
< 20 tys.	4296	11,5%	11409	10,8%
Wsie	15742	42,1%	51202	48,6%
Ogółem	37427	100,0%	105327	100,0%

Źródło: obliczenia własne na podstawie nieidentyfikowalnych danych jednostkowych z badania budżetów gospodarstw domowych GUS

Populację generalną stanowią wszyscy mieszkańcy Polski. Liczebność tej populacji wyniosła⁴ 38534 tys. osób, w tym 23360 tys. to ludność zamieszkała na obszarach miejskich, a 15174 to ludność zamieszkała na obszarach wiejskich. Oznacza to, że badana próba objęła 0,273% zbiorowości generalnej⁵.

Wydatki przypadające na osobę wyznaczono jako iloraz całkowitych wydatków gospodarstwa domowego i liczby jego członków. Założono zatem, że całkowite wydatki gospodarstwa domowego są dzielone po równo na wszystkich jego członków. Przyjęcie takiego upraszczającego założenia było możliwe, bowiem nie stało w sprzeczności z celami niniejszego opracowania, jak również nie miało wpływu na ostateczne wnioski wynikające z przeprowadzonych analiz.

PODZIELENIE KLAS MIEJSCOWOŚCI ZAMIESZKANIA NA GRUPY PODOBNE POD WZGLĘDEM ROZKŁADU WYDATKÓW NA OSOBĘ

Rozpatrywaną zmienną oznaczono przez X . Niech pierwsza próba liczy n_1 elementów, a z druga – n_2 elementów. Przez $F_{n_1}(x_i)$ i $F_{n_2}(x_i)$ oznaczone zostaną dystrybuanty empiryczne dotyczące odpowiednio pierwszej i drugiej próby. Przedmiotem analizy są wielkości różnic między wartościami tych dystrybuant. W celu określenia poszczególnych różnic wszystkie obserwacje występujące w tych próbach uporządkowano w kolejności niemalejącej. Następnie dla każdej i -tej obserwacji obliczono wartości obu dystrybuant empirycznych odpowiednio według wzorów [Witkowski (red.) 2010]:

⁴ Podano stan na 30 czerwca 2012 roku.

⁵ W przypadku ludności miast było to 0,232%, a w przypadku ludności wsi – 0,337%.

$$F_{n_1}(x_i) = \frac{n_{1sk.}(x_i)}{n_1}, F_{n_2}(x_i) = \frac{n_{2sk.}(x_i)}{n_2} \quad (1)$$

gdzie $n_{1sk.}(x_i)$ i $n_{2sk.}(x_i)$ są liczebnościami skumulowanymi.

W następnym kroku dla każdej wartości zmiennej X obliczono różnicę między dystrybuantami i odszukano największą wartość bezwzględną różnicy między $F_{n_1}(x_i)$ i $F_{n_2}(x_i)$. Znaną wartość oznaczono przez $D_{1,2}$. Tak więc miara $D_{1,2}$ została zdefiniowana jako [Taylor, Emerson 2011]:

$$D_{1,2} = \max_{x_i} |F_{n_1}(x_i) - F_{n_2}(x_i)|. \quad (2)$$

W oparciu o statystykę D wyznaczono statystykę λ wyrażoną wzorem:

$$\lambda_{1,2} = D_{1,2} \sqrt{n_{1,2}} \quad (3)$$

gdzie [Rószkiewicz 2012]:

$$n_{1,2} = \frac{n_1 n_2}{n_1 + n_2}. \quad (4)$$

W tym kontekście warto wspomnieć, że statystykę λ można byłoby również wykorzystać do przeprowadzenia testu Kołmogorowa-Smirnowa, a celem realizacji tego nieparametrycznego testu istotności byłaby weryfikacja hipotezy, że dwie populacje mają ten sam rozkład.

W tabelach 2 i 3 podano uzyskane wartości odpowiednio statystyki D i λ . W celu uproszczenia zapisu dla poszczególnych klas miejscowości zamieszkania wprowadzono następujące symbole:

M_1: miasta o liczbie mieszkańców ≥ 500 tys.,

M_2: miasta o liczbie mieszkańców $\langle 200$ tys., 500 tys.),

M_3: miasta o liczbie mieszkańców $\langle 100$ tys., 200 tys.),

M_4: miasta o liczbie mieszkańców $\langle 20$ tys., 100 tys.),

M_5: miasta o liczbie mieszkańców < 20 tys.,

W: wsie.

Tabela 2. Wartości statystyki D obliczone dla poszczególnych par KMZ

D	M_1	M_2	M_3	M_4	M_5	W
M_1	0,000	0,184	0,210	0,254	0,289	0,396
M_2	0,184	0,000	0,045	0,091	0,125	0,233
M_3	0,210	0,045	0,000	0,050	0,085	0,198
M_4	0,254	0,091	0,050	0,000	0,044	0,157
M_5	0,289	0,125	0,085	0,044	0,000	0,120
M_6	0,396	0,233	0,198	0,157	0,120	0,000

Źródło: jak w tabeli 1

Tabela 3. Wartości statystyki λ obliczone dla poszczególnych par KMZ

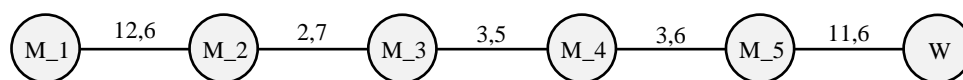
λ	M_1	M_2	M_3	M_4	M_5	W
M_1	0,0	12,6	13,6	20,5	21,5	37,2
M_2	12,6	0,0	2,7	6,8	8,7	19,8
M_3	13,6	2,7	0,0	3,5	5,6	15,4
M_4	20,5	6,8	3,5	0,0	3,6	17,7
M_5	21,5	8,7	5,6	3,6	0,0	11,6
M_6	37,2	19,8	15,4	17,7	11,6	0,0

Źródło: jak w tabeli 1

Postawionym zadaniem jest podział zbioru sześciu klas miejscowości zamieszkania na takie rozłączne i niepuste podzbiory, aby KMZ należące do tych samych grup były pod względem rozkładów jak najbardziej podobne, a klasy należące do różnych grup były jak najmniej podobne. Klasyfikacja przeprowadzona zostanie w oparciu o miarę λ .

W każdym wierszu tabeli 3 pogrubioną czcionką zaznaczono najmniejsze dodatnie wartości λ . W oparciu o te liczby sporządzono rysunek 1, na którym klasy miejscowości zamieszkania oznaczono kółkami.

Rysunek 1. Graf spójny



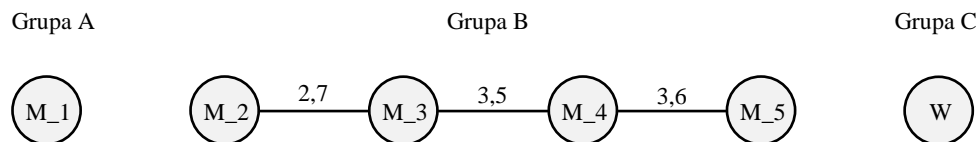
Źródło: opracowanie własne na podstawie tabeli 3

W przypadku potrzeby pogrupowania KMZ w dwa jednorodne podzbiory, z grafu spójnego należałoby usunąć najdłuższe wiązanie odpowiadające odległości równej 12,6. Wtedy w jednej grupie znalazłyby się miasta o liczbie mieszkańców wynoszącej co najmniej 500 tys. (M_1), a w drugiej grupie – pozostałe pięć KMZ. Postawionym celem jest natomiast wyznaczenie jak najbardziej jednorodnych grup, stąd usunięciu ulega jeszcze wiązanie dla dystansu λ opiewającego na 11,6. W ten sposób powstała następna grupa obejmująca wsie (W). Pozostałe wiązania, które nie zostały usunięte z grafu spójnego, odnoszą się do odległości λ wynoszącej od 2,7 do 3,6 i wartości te można uznać za małe w stosunku do pozostałych (czyli 11,6 i 12,6). Procedurę dzielenia grafu zakończono zatem na etapie wyodrębnienia trzech względnie homogenicznych grup. Są to następujące zbiory:

- zbiór A zawierający element M_1 (czyli miasta o liczbie mieszkańców wynoszącej co najmniej 500 tys.),
- zbiór B zawierający elementy M_2, M_3, M_4 i M_5 (czyli miasta o liczbie mieszkańców nie przekraczającej 500 tys.),
- zbiór C zawierający element W (czyli wsie).

Utworzone grupy zaprezentowano na rysunku 2.

Rysunek 2. Podział KMZ na trzy względnie jednorodne grupy



Źródło: opracowanie własne na podstawie rysunku 1

METODY WYKORZYSTYWANE PRZEZ INNYCH BADACZY PROBLEMU NIERÓWNOŚCI SPOŁECZNYCH

Liczba prac poświęconych analizie wydatków realizowanych przez różne grupy gospodarstw domowych jest dość pokaźna. Niestety w zdecydowanej większości przypadków analiza taka ogranicza się do obliczenia najprostszych charakterystyk opisowych. Do celów przeprowadzenia klasyfikacji rozkładów aparat statystyki opisowej jest jednak zdecydowanie narzędziem niewystarczającym [Szulc 2007].

Autorki niniejszego artykułu przeanalizowały dorobek szeregu badaczy zajmujących się teorią klasyfikacji [Florek i in. 1951, Chomątowski i Sokołowski 1978, Bartosiewicz 1984, Strahl 1987, Brandt 1999, Walesiak 2004, Decker i Lenz (red.) 2007, Jajuga i Walesiak (red.) 2007] oraz aplikacyjnością tych teorii w analizie zjawisk i procesów społeczno-ekonomicznych [Hellwig 1968, Pluta 1977, Podolec i Zając 1978, Wydymus 1984, Pociecha 1986, Pociecha i in. 1988, Nowak 1989, Kruszka 1989, Malina i Zeliaś 1998, Grabiński i in. 1989, Zeliaś (red.) 2000, Zajączkowski 2004, Słaby 2006]. Te szerokie badania literaturowe przeprowadziły w celu znalezienia właściwej metryki pozwalającej na określenie podobieństwa rozkładów, a następnie – w oparciu o wartości tej metryki – dokonanie grupowania rozkładów.

Faktem jest, że w teorii ekonomii istnieje wiele mierników pozwalających na ocenę rozmiarów nierówności występujących między wyodrębnionymi grupami gospodarstw domowych. Mierniki te nie opisują jednak wszystkich różnic w rozkładach porównywanych grup, a bazują jedynie na jakiejś jednej syntetycznej wielkości stanowiącej podstawę porównań. Postawionym w artykule zadaniem jest natomiast wykrycie wszystkich rodzajów występujących różnic – czyli dotyczących rodzaju rozkładu oraz wartości jego poszczególnych parametrów. Jeśli więc obserwacje w dwóch porównywanych ze sobą zbiorowościach mają inny typ rozkładu, to nawet przy tych samych wartościach średnich powinno się je uznać za rozkłady niepodobne. Tak samo jeśli dwie porównywane ze sobą zbiorowości mają taki sam typ rozkładu i taką samą średnią, ale posiadają inne wartości pozostałych parametrów (np. zróżnicowania i/lub asymetrii), to nie mogą być uznane za rozkłady podobne.

PORÓWNANIE ROZKŁADU ZMIENNEJ W GRUPACH A, B i C

Punktem wyjścia w porównaniu rozkładu miesięcznych wydatków na osobę w trzech grupach zbudowanych w ramach pierwszego zadania badawczego będzie analiza tendencji centralnej, która przeprowadzona zostanie za pomocą średniej arytmetycznej. Wykonane obliczenia doprowadziły do następujących wyników: grupa A – 1595,14 zł/os., grupa B – 1104,80 zł/os., grupa C – 894,43 zł/os. W oparciu o uzyskane liczby można orzec, że średnie wydatki na osobę w miastach o liczbie mieszkańców wynoszącej 500 tys. i więcej były w 2012 roku o 44% wyższe niż w miastach o liczbie mieszkańców nie przekraczającej 500 tys. oraz o 78% wyższe niż na wsiach.

Oczywiście wartość średnia nie wyczerpuje informacji o rozkładzie badanej cechy w zbiorowości [Roeske-Słomka 2010]. Stąd w celu lepszego poznania struktury badanego zjawiska przeanalizowana zostanie również dyspersja.

Dla każdej z grup obliczono odchylenie standardowe. Następnie na podstawie wartości średniej arytmetycznej i odchylenia standardowego wyznaczono współczynnik zmienności. Znajomość średniej i odchylenia standardowego pozwoliła również ustalić tzw. typowy obszar zmienności. Wartości odchyleń standardowych, współczynników zmienności oraz dolnych i górnych granic typowych obszarów zmienności otrzymanych dla grup A, B, C zaprezentowano w tabeli 4.

Tabela 4. Odchylenia standardowe, współczynniki zmienności oraz granice typowych obszarów zmienności dla poszczególnych grup

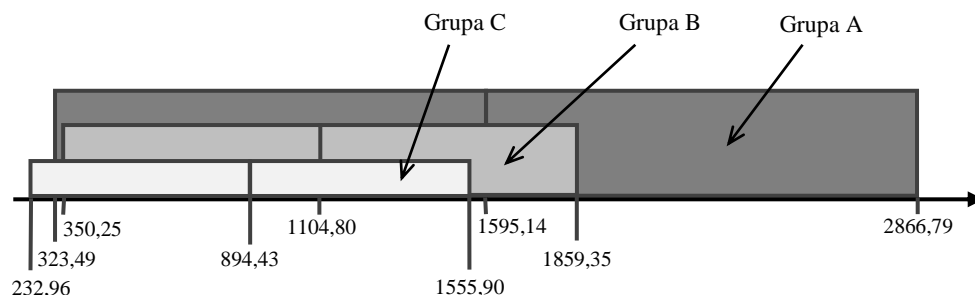
Wyszczególnienie	Grupa A	Grupa B	Grupa C
Odchylenie standardowe (w zł)	1271,65	754,55	661,47
Współczynnik zmienności (w %)	79,7	68,3	74,0
Dolna granica typowego obszaru zmienności (w zł)	323,49	350,25	232,96
Górna granica typowego obszaru zmienności (w zł)	2866,79	1859,35	1555,90
Odsetek mieszkańców, którzy znaleźli się w typowym obszarze zmienności (w %)	90,0	85,9	89,0

Źródło: jak w tabeli 1

Dwóch mieszkańców z grupy A w 2012 roku różniło się od siebie pod względem miesięcznych wydatków przeciętnie o 1271,65 zł, z grupy B – o 754,55 zł, natomiast z grupy C – o 661,47 zł. Analiza danych zamieszczonych w tabeli 4 pozwala stwierdzić, że wszystkie trzy grupy gospodarstw domowych miały podobny poziom zróżnicowania, o czym świadczą zbliżone wartości klasycznego współczynnika zmienności. Jednak największą zmienność można zaobserwować w przypadku grupy A (79,7%), a najmniejszą – w przypadku grupy B (68,3%).

Na rysunku 3 na osi miesięcznych wydatków zobrazowano położenie względem siebie poszczególnych średnich. Pokazano również jak duża jest rozpiętość typowych obszarów zmienności w przypadku każdej z utworzonych grup.

Rysunek 3. Wartości średnie oraz granice typowych obszarów zmienności dla wydatków na osobę w przypadku grup A, B i C



Źródło: opracowanie własne na podstawie tabeli 4

PORÓWNANIE ROZPROSZENIA WYDATKÓW WEWNĄTRZ GRUP Z ROZPROSZENIEM MIĘDZY GRUPAMI

Trzecim i zarazem ostatnim postawionym zadaniem badawczym jest analiza zróżnicowania międzygrupowego, dzięki której określone zostanie, jak duże są przeciętne różnice między obserwacjami pochodzącymi z poszczególnych grup. Aby oszacować wielkość tego rozrzutu, obliczona będzie wariancja międzygrupowa, odchylenie standardowe międzygrupowe oraz współczynnik zmienności międzygrupowy. W ramach przeprowadzanej analizy określone zostaną również udziały wariancji międzygrupowej i wewnątrzgrupowej w wariancji ogółem. Wariancja ma bowiem pewną własność istotną z punktu widzenia celu niniejszego artykułu. Otóż suma wariancji międzygrupowej i średniej wariancji wewnątrzgrupowej jest zawsze równa wariancji ogólnej obliczonej dla całej badanej zbiorowości statystycznej [Sobczyk 2010].

Wszystkie wyniki uzyskane w ramach realizacji trzeciego zadania badawczego zebrano w tabeli 5.

Tabela 5. Porównanie zróżnicowania międzygrupowego i wewnątrzgrupowego

Wyszczególnienie	Wartość międzygrupowa	Średnia wartość wewnątrzgrupowa	Wartość ogółem (tj. dla trzech grup łącznie)
Wariancja (w zł ²)	43187,50	611711,94	654899,44
Odchylenie standardowe (w zł)	207,82	782,12	809,26
Współczynnik zmienności (w %)	19,7	74,3	76,9
Struktura wariancji ogółem (w %)	6,6	93,4	100

Źródło: jak w tabeli 1

Porównanie wartości wariancji międzygrupowej ze średnią wartością wariancji wewnątrzgrupowej pozwala orzec, że rozrzut wyników wewnątrz grup znacznie przewyższa rozrzut wyników między grupami. Do tego samego wniosku można dojść na podstawie porównania odpowiednich odchyłeń standardowych, jak również na podstawie porównania odpowiednich współczynników zmienności. Warto przy tym zauważyć, że średnie odchylenie standardowe wewnątrzgrupowe jest prawie czterokrotnie wyższe od odchylenia międzygrupowego. Tak więc przeciętne różnice w wartości wydatków na osobę między dwoma gospodarstwami z tej samej grupy są prawie cztery razy większe niż przeciętne różnice między dwoma gospodarstwami mającymi wydatki *per capita* na poziomie średnim w poszczególnych grupach.

Dodatkową informację na temat znaczenia wariancji międzygrupowej i wariancji wewnątrzgrupowej dla kształtowania się wariancji ogółem dają liczby umieszczone w ostatnim wierszu tabeli 5. Wykazano, że średnia wariancja wewnątrzgrupowa stanowi ponad 93% wariancji całkowitej, a udział wariancji międzygrupowej to pozostałe 7%. Toteż nie ulega wątpliwości, że przeciętne rozbieżności między poziomem wydatków na osobę gospodarstw domowych należących do tej samej grupy należy uznać za bardzo duże na tle takich rozbieżności między średnimi dla gospodarstw domowych z różnych grup.

Podsumowując powyższy wywód trzeba jeszcze raz podkreślić, iż to, czy gospodarstwo domowe znajduje się w mieście o liczbie mieszkańców wynoszącej co najmniej 500 tys., czy w mieście o liczbie mieszkańców poniżej 500 tys., czy na wsi, ma wyraźne znaczenie dla poziomu wydatków na osobę, o czym mogą świadczyć zaistniałe różnice w średnich obliczonych dla każdej z trzech grup wyróżnionych w badaniu. Różnice między tymi średnimi należy jednak uznać za małe w zestawieniu z przeciętnymi odchyleniami, jakie występują między gospodarstwami domowymi wewnątrz poszczególnych grup.

PODSUMOWANIE

Przedmiotem badania w niniejszym artykule było podobieństwo rozkładów wydatków na osobę w poszczególnych klasach miejscowości zamieszkania w Polsce. Klasy te pogrupowano w trzy zbiory o najbardziej zbliżonych do siebie rozkładach. Grupowania tego dokonano w oparciu o wartości statystyki λ . W efekcie zastosowanej procedury klasyfikacyjnej uzyskano trzy grupy: A – z miastami o liczbie mieszkańców wynoszącej co najmniej 500 tys., B – z miastami o liczbie mieszkańców wynoszącej mniej niż 500 tys., C – z obszarami wiejskimi. Okazało się więc, że polskie miasta o liczbie mieszkańców wynoszącej co najmniej 500 tys. oraz polskie wsie mają na tyle różne rozkłady, iż nie można ich uznać za podobne do którejkolwiek z pozostałych czterech klas miejscowości

zamieszkania. Z kolei miasta o liczbie mieszkańców:

< 20 tys.,

(20 tys., 100 tys.),

(100 tys., 200 tys.),

(200 tys., 500 tys.)

były pod względem rozkładu miesięcznych wydatków zbliżone do siebie w stopniu wystarczającym, aby umieścić je w jednej grupie.

Realizacja ostatniego zadania w ramach przeprowadzonych w niniejszym artykule badań pozwoliła na ustalenie, że – pod względem wydatków na osobę – gospodarstwa domowe w Polsce charakteryzują się dużo większym zróżnicowaniem wewnątrz wyznaczonych trzech grup niż między tymi grupami. Średnie odchylenie standardowe wewnątrzgrupowe ma bowiem wartość kilkakrotnie większą od odchylenia międzygrupowego, a wariancja międzygrupowa stanowi jedynie kilka procent wariancji ogółem. Najwyraźniej zatem na kształtowanie się wydatków na osobę w gospodarstwie domowym ma wpływ wiele dodatkowych czynników oprócz faktu, że gospodarstwo jest zlokalizowane w dużym mieście, w małym mieście czy na wsi. Niewątpliwie wielkość wydatków uzależniona jest również od tego, w jakim miejscu w Polsce – tj. w jakim województwie, w jakim powiecie i jakiej gminie – znajduje się dane gospodarstwo domowe, do jakiej grupy społeczno-ekonomicznej należy, jaka jest jego wielkość oraz typ biologiczny. Ze względu na obszar zainteresowań naukowych autorek szczególnie ciekawe jest jednak przede wszystkim to, jaka jest zależność między wykształceniem członków gospodarstwa domowego a wielkością i strukturą realizowanych przez nich wydatków. W dostępnej literaturze zostało już bowiem wykazane, iż poziom wykształcenia Polaków rzutuje w istotny sposób na standard ich życia i – co ciekawe – można zauważyć pewne przestrzenne prawidłowości w tym zakresie [Czyżewski, Polcyn 2016]. Dociekania na ten temat stały się celem dalszych badań autorek.

BIBLIOGRAFIA

- Bartosiewicz S. (1984) *Zmienne syntetyczne w modelowaniu ekonometrycznym*. Akademia Ekonomiczna we Wrocławiu.
- Brandt S. (1999) *Analiza danych*. Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Budżety gospodarstw domowych 2014 (2015) Główny Urząd Statystyczny, Warszawa.
- Chomątowski S., Sokołowski A. (1978) Taksonomia struktur. *Przegląd Statystyczny*, XXV (2), 217–226.
- Czyżewski B., Polcyn J. (2016) Education quality and its drivers in rural areas of Poland. *Eastern European Countryside*, 22, 197–227, DOI: 10.1515/eec-2016-0010.
- Decker R., Lenz H. J. (red.) (2007) *Advances in data analysis*. Wyd. Springer, Berlin.
- Florek K., Łukaszewicz J., Perkal J., Steinhaus H., Zubrzycki S. (1951) Taksonomia wrocławska. *Przegląd Antropologiczny*, 17, 193–211.

- Grabiński T., Wydymus S., Zeliaś A. (1989) Metody taksonomii numerycznej w modelowaniu zjawisk społeczno-gospodarczych. PWN, Warszawa.
- Hellwig Z. (1968) Zastosowanie metody taksonomicznej do typologicznego podziału krajów ze względu na poziom ich rozwoju oraz zasoby i strukturę wykwalifikowanych kadr. *Przegląd Statystyczny*, 4, 307–327.
- Jajuga K., Walesiak M. (red.) (2007) Taksonomia 14. Klasyfikacja i analiza danych – teoria i zastosowania. Akademia Ekonomiczna im. Oskara Langego we Wrocławiu.
- Kruszka K. (1989) Miary podobieństwa struktury obiektów społeczno-ekonomicznych (studium porównawcze). *Zeszyty Naukowe, Seria I*, 159, Prace Instytutu Cybernetyki Ekonomicznej, Akademia Ekonomiczna w Poznaniu, 48–65.
- Malina A., Zeliaś A. (1998) On building taxonomic measures on living conditions. *Statistics in Transition*, 3 (3), 523–544.
- Nowak E. (1989) Metody taksonomiczne w klasyfikacji obiektów społeczno-ekonomicznych. Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa.
- Pluta W. (1977) Wielowymiarowa analiza porównawcza w badaniach ekonomicznych. Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa.
- Pociecha J. (1986) Statystyczne metody segmentacji rynku. Akademia Ekonomiczna w Krakowie.
- Pociecha J., Podolec B., Sokołowski A., Zając K. (1988) Metody taksonomiczne w badaniach społeczno-ekonomicznych. PWN, Warszawa.
- Podolec B., Zając K. (1978) Ekonometryczne metody ustalania rejonów konsumpcyjnych. PWE, Warszawa.
- Roeske-Słomka I. (2010) Statystyka opisowa. Wyd. UE w Poznaniu.
- Rószkiewicz M. (2012) Metody ilościowe w badaniach marketingowych. PWN, Warszawa.
- Słaby T. (2006) Konsumpcja. Eseje statystyczne. Wyd. Difin, Warszawa.
- Sobczyk M. (2010) Statystyka opisowa. Wyd. C.H. Beck, Warszawa.
- Strahl D. (1987) Dyskryminacja struktur. Wyd. AE we Wrocławiu.
- Szulc A. (2007) Dochód i konsumpcja. [w:] Panek T. (red.) Statystyka społeczna. PWE, Warszawa.
- Taylor B. A., Emerson J. W. (2011) Nonparametric goodness-of-fit tests for discrete null distributions. *The R Journal*, 3 (2), 34–39.
- Walesiak M. (2004) Problemy decyzyjne w procesie klasyfikacji zbioru obiektów. *Ekonometria*, 13, Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu, 52–71.
- Witkowski M. (red.) (2010) Statystyka matematyczna w zarządzaniu. Wyd. UE w Poznaniu.
- Wydymus S. (1984) Metody wielowymiarowej analizy rozwoju społeczno-gospodarczego. Wyd. AE w Krakowie.
- Zająchkowski S. (2004) Wykorzystanie analizy skupień w badaniach struktury wydatków polskich gospodarstw domowych w latach 1998–2002. *Studia i Prace Kolegium Zarządzania i Finansów SGH*, 52, 144–163.
- Zeliaś A. (red.) (2000) Taksonomiczna analiza przestrzennego zróżnicowania poziomu życia w Polsce w ujęciu dynamicznym. Wyd. AE w Krakowie.

EXPENDITURE DISTRIBUTIONS OF INHABITANTS OF URBAN AND RURAL AREAS IN POLAND

Abstract: In the article the degree of similarity between expenditure *per capita* distributions of inhabitants of urban and rural areas was determined. The similarity of distributions was measured by the λ (lambda) statistic suggested and the more similar two distributions were, the smaller value the statistic λ had. The classification procedure that was carried out resulted in forming the following three groups: A – cities with populations of 500 thousand or more, B – towns with populations not exceeding 500 thousand, C – rural areas. In order to draw the final conclusions the dispersion of expenditures between groups A, B, C and within these groups was analysed.

Keywords: expenditure *per capita*, distribution, intragroup variance, intergroup variance, Poland

PORÓWNANIE DYNAMIKI ZMIAN WYMOGÓW KAPITAŁOWYCH Z TYTUŁU RYZYKA OPERACYJNEGO W LATACH 2010-2014 NA PRZYKŁADZIE TRZECH SEKTORÓW BANKOWYCH W POLSCE

Lech Zaręba (ORCID: 0000-0002-7280-1072)

Wydział Matematyczno-Przyrodniczy

Uniwersytet Rzeszowski

e-mail: lzareba@ur.edu.pl

Streszczenie: Od kilku lat banki są zobowiązane do wyliczania wymogów kapitałowych dla ryzyka operacyjnego. Zgodnie z regulacjami banki otrzymały do wyboru metody uproszczone BIA lub TSA lub zaawansowane AMA. W polskim systemie bankowym różne sektory banków stosują różne metody wyliczania tego kapitału. Banki komercyjne wykorzystują AMA a banki spółdzielcze korzystają z BIA lub TSA. Celem niniejszego artykułu jest przeanalizowanie i porównanie na podstawie danych KNF, trendów określających udział wymogów kapitałowych związanych z ryzykiem operacyjnym w funduszach własnych i łącznych wymogach kapitałowych, w zależności od różnych metod wyliczania tego ryzyka.

Słowa kluczowe: ryzyko operacyjne, analiza statystyczna, funkcja trendu, Nowa Umowa Kapitałowa

WPROWADZENIE

W ostatnich latach w związku z dużym rozszerzeniem usług proponowanych przez Banki oraz rozwojem coraz nowocześniejszych technik bankowych wzrosło znaczenie ryzyka operacyjnego w działalności banku. Jak zauważa Wojtasik [Wojtasik 2004] „Pierwsze kompleksowe analizy dotyczące ryzyka operacyjnego przypadają na wczesne lata 90 i były prowadzone przez Bankers Trust (1992)”. Instytucje nadzoru bankowego zaczęły coraz bardziej interesować się występowaniem ryzyka operacyjnego i jego wpływem na działalność banków. Bazylejski Komitet Nadzoru Bankowego w czerwcu 2004 roku opublikował tzw. Nową Umowę Kapitałową. Zgodnie z nią każdy bank ma obowiązek zapewnienia

kapitału na pokrycie strat wynikających z tzw. ryzyka operacyjnego, zdefiniowanego następująco: ryzyko operacyjne to ryzyko strat pieniężnych wynikające z niewłaściwych lub błędnych procesów wewnętrznych, z winy ludzi bądź systemów lub spowodowanych wydarzeniami zewnętrznymi. W zakresie obliczania wymogu kapitałowego banki otrzymały do wyboru dwa rodzaje metod: standardowe BIA (Basic Indicator Approach) lub TSA (The Standardized Approach) i zaawansowane AMA (the Advanced Measurement Approaches). Biorąc pod uwagę metodologię oraz zakres danych potrzebnych do dobrego zastosowania metod AMA jak, również fakt, iż pomiar za pomocą metod zaawansowanych wymaga użycia bogatego aparatu matematycznego, wykorzystanie tych metod jest problemem dla małych banków np. banków spółdzielczych. Nic więc dziwnego, że wymóg wyliczania kapitału na pokrycie strat związanych z występowaniem ryzyka operacyjnego wywołał wiele dyskusji dotyczących zarówno metody wyliczania jak i składników związanych z identyfikacją przyczyn, monitoringiem i zarządzaniem tym rodzajem ryzyka. W opracowaniu „Banki spółdzielcze w Polsce” [KNB 2006], czytamy: ”Ze względu na charakter, tj. profil ryzyka i stopień złożoności polskiego sektora bankowości spółdzielczej, można przyjąć, że polskie banki spółdzielcze do obliczania minimalnego wymogu kapitałowego będą stosować uproszczone metody pomiaru”. Dzięki takiemu stanowisku instytucji nadzorczych, na przestrzeni ostatnich lat banki spółdzielcze do wyliczania wymogów z tytułu ryzyka operacyjnego stosowały uproszczone metody pomiaru, podczas gdy inne banki np. banki z sektora banków z oddziałami zagranicznymi, czy sektora krajowych banków komercyjnych działających z oddziałami zagranicznymi wprowadzały zaawansowane metody pomiaru. Rozwój systemu bankowego w sektorze banków spółdzielczych oraz ich coraz większe dopasowywanie ofert do bankowości komercyjnej powoduje, że należy postawić zasadnicze pytanie, czy stosowanie metod uproszczonych jest uzasadnione pod względem korzyści i kosztów jak również pod względem bezpieczeństwa klientów. W artykule tym na podstawie trendów określających udział wymogów kapitałowych związanych z ryzykiem operacyjnym w funduszach podstawowych oraz łącznych wymogach kapitałowych w trzech wymienionych sektorach bankowych, zostanie zobrazowane jak stosowanie różnych metod wyliczania wymogu kapitałowego z tytułu ryzyka operacyjnego wpływało na „obciążenia” banków, mierzone wielkością zamrażanego kapitału oraz ich bezpieczeństwo. Analiza zostanie przeprowadzona na podstawie danych miesięcznych opublikowanych przez KNF z okresu od 31. 12. 2009 do 31. 05. 2014. Czasowy zakres tych danych związany jest z publikacją w 2014 roku standardów technicznych (ITS) dotyczących nowej sprawozdawczości w ramach pakietu CRR/CRDIV [komisja UE 2014] sprawozdawczość w zakresie adekwatności kapitałowej według dotychczasowego standardu COREP (miesięczna) została po raz ostatni przekazana przez banki wg stanu na koniec maja 2014 roku. Dane według nowego standardu ITS przekazywane są przez banki w układzie kwartalnym.

CHARAKTERYSTYKA STOSOWANYCH METOD WYLICZANIA WYMOGU KAPITAŁOWEGO Z TYTUŁU RYZYKA OPERACYJNEGO

Metody uproszczone BIA i TSA zakładają, że istnieje duża korelacja pomiędzy wielkością strat z powodu ryzyka operacyjnego, a dochodem brutto z pewnych sfer działalności banku. W metodach tych, dochód brutto jest jedynym czynnikiem decydującym o wielkości kapitału na pokrycie strat operacyjnych. Metoda BIA przyjmuje, że kapitał na pokrycie strat w kolejnym roku, ma stanowić 15% średniej arytmetycznej dochodu brutto z trzech wcześniejszych lat. Przy czym, Komitet Bazylejski zdefiniował dochód brutto jako sumę przychodów netto z produktów odsetkowych i przychodów netto z produktów poza odsetkowymi. Polskie prawodawstwo rozróżnia dla metody BIA dwa standardy wyboru dziedzin działalności banku, z której wyliczany jest dochód brutto. Dla banków stosujących „uproszczone” metody rachunkowości, dochód brutto wylicza się z 8 pozycji, a dla banków stosujących międzynarodowe standardy rachunkowości z 11 pozycji. Bardzo zbliżoną do metody BIA pod względem metodologii wyliczania jest metoda TSA. Główna różnica polega na tym, że kapitał całkowity wylicza się jako sumę kapitałów potrzebnych na pokrycie strat w różnych 8 Liniach Biznesu (BL), działach pracy Banku.

$$K = \sum_{i=1}^8 K_i, \quad (1)$$

gdzie K_i jest kapitałem potrzebnym na pokrycie strat w i -tej linii biznesu. Co powoduje, że można bardziej precyzyjnie określać sfery narażone na powstanie strat z powodu czynników ryzyka operacyjnego. W każdej z 8 BL wylicza się wymóg kapitału K_i (w analogii do BIA) jako α_i % średniej arytmetycznej (pewnych pozycji bilansu) z trzech wcześniejszych lat.

$$K_i = \frac{\sum_{j=1}^3 \max\{w_j, 0\}}{3} \cdot \alpha_i, \quad (2)$$

gdzie α_i - jest ustalone arbitralnie dla każdej z linii biznesu i wynosi od 0,12 do 0,18, a w_j – jest sumą dochodów z pozycji bilansowych w i -tej linii biznesu w roku j -tym. Druga droga dotyczy zastosowania zaawansowanych metod pomiaru. Metody te zakładają związanie ryzyka operacyjnego ze stratami wynikającymi z czynników ryzyka operacyjnego, które wystąpiły w historii banku. AMA zakładają modelowanie matematyczne rozkładów wielkości i częstości strat i na ich podstawie przewidywania na kolejny okres wartości straty spowodowanej czynnikami ryzyka operacyjnego. Czyli AMA są ogólnymi modelami pozwalającymi bankom znajdować kapitał na pokrycie strat związanych z ryzykiem operacyjnym na podstawie ich własnych modeli wewnętrznych, oczywiście przy akceptacji instytucji kontrolnych, przy spełnieniu założenia zgodności z zasadami badań matematycznych. W celu sformalizowania danych przyjmuje się, zgodnie z rekomendacjami Komitetu Bazylejskiego, że straty

oblicza się przy uwzględnieniu podziału działalności banku na 8 Linii Biznesowych (BL) oraz 7 kategorii zdarzeń operacyjnych (ET). Prowadzi to do konieczności tworzenia modeli rozkładów wielkości i częstości strat w 56 „komórkach” macierzy (BL-ET), a następnie stworzenia rozkładu łącznego i wyliczenia wymogu kapitałowego. Metody AMA wykorzystują różne techniki obliczeniowe. Najpowszechniejszą z nich jest metoda LDA (Loss Distribution Approach). Metoda LDA wykorzystuje przybliżania rozkładu wielkości i częstości strat w każdej z komórek macierzy (BL-ET). W tej metodzie wymóg kapitałowy jest sumą spodziewanej i niespodziewanej straty

$$K_{AMA} = EL + UL. \quad (3)$$

Szczegółowy algorytm został opisany w wielu pracach [np. Davis 2005, Manić 2007, Matkowski 2006, Zaręba 2012, 2014]. Podstawowe problemy z zaawansowanymi metodami pomiaru polegają na braku uniwersalności, otóż w różnych bankach wielkość strat może mieć różne rozkłady, co powoduje, że należy stosować różne modele matematyczne w zależności od banku. Ponadto dobra identyfikacja przyczyn i dokładny pomiar wielkości strat generują duże koszty. Podstawowe korzyści polegają na tym, iż dobrze zastosowane pozwalają zmniejszyć kapitał na pokrycie strat, precyzyjniej wyliczyć ryzyko, dobrze monitorować obszary jego powstawania, a tym samym dają możliwość lepszego zarządzania ryzykiem.

TRENDY ZMIAN ILOŚCIOWYCH WYMOGÓW KAPITAŁOWYCH Z TYTUŁU RYZYKA OPERACYJNEGO WZGLĘDEM FUNDUSZY WŁASNYCH I WYMOGÓW KAPITAŁOWYCH ŁĄCZNIE W LATACH 2010 – 2014

Ponieważ, wymogi z tytułu ryzyka operacyjnego w bankach komercyjnych są liczone za pomocą metod zaawansowanych, a w bankach spółdzielczych za pomocą metod standardowych. Zachodzi więc pytanie o to jak na przestrzeni kolejnych miesięcy w latach 2010-2014 kształtował się stosunek wymogów kapitałowych z tytułu ryzyka operacyjnego do funduszy własnych oraz do łącznych wymogów kapitałowych banków. Analizę przeprowadzono z wykorzystaniem danych udostępnionych przez KNF (www.knf.gov.pl). Porównamy trendy udziału wymogu kapitałowego z tytułu ryzyka operacyjnego w funduszach własnych podstawowych oraz w łącznych wymogach kapitałowych w trzech sektorach bankowych:

- I - sektor bankowy z oddziałami zagranicznymi,
- II - krajowe banki komercyjne działające z oddziałami zagranicznymi,
- III - działające banki spółdzielcze.

Na podstawie danych opublikowanych przez KNF stworzono cechy

$$X_i = A_i/B_i, Y_i = A_i/C_i \quad i = I, II, III \quad (4)$$

gdzie A_i to wymogi kapitałowe z tytułu ryzyka operacyjnego w sektorze i , B_i to fundusze własne podstawowe w sektorze i , C_i to łączne wymogi kapitałowe w sektorze i , dla $i \in \{I, II, III\}$. Cechy te opisują odpowiednio udział wymogów kapitałowych z tytułu ryzyka operacyjnego w funduszach własnych oraz łącznych wymogach kapitałowych w sektorze i . Należałoby się spodziewać, że trendy udziału wymogów kapitałowych z tytułu ryzyka operacyjnego w funduszach własnych podstawowych oraz łącznych wymogach kapitałowych X_i , Y_i , będą różniły się w zależności od rozważanego sektora bankowego. Wykorzystując program Statistica, estymację metodą najmniejszych kwadratów, przyjmując poziom istotności $\alpha = 0,05$, poszukując najlepiej dopasowanych funkcji trendu (wśród liniowej, potęgowej, wykładniczej, logarytmicznej i wielomianowej), dla udziałów X_i , Y_i , czyli funkcji

$$X_i = f_i(t), Y_i = g_i(t) \quad \text{dla } i = \{I, II, III\}, \quad (5)$$

w rozważanych sektorach banków, dostajemy wyniki zobrazowane w tabeli 1. Zamieszczono w niej informacje o wartości współczynników funkcji trendu, wraz z błędami, poziom istotności p-value, świadczący o istotności współczynników oraz wartość współczynnika R^2 (świadczący o stopniu dopasowania funkcji trendu).

Tabela 1. Wyniki dla najlepiej dopasowanej funkcji trendu

Wyniki pomiarów dla udziałów X_i						
sektor	trend	współczynnik	wartość	błąd współczynnika	p	R^2
I	liniowy	a	-0,00034	0,00002	<0,0001	0,83
		b	0,0681	0,00047		
II	liniowy	a	-0,00035	0,00002	<0,0001	0,85
		b	0,0669	0,00047		
III	logarytmiczny	a	-0,00523	0,00035	<0,0001	0,83
		b	0,0928	0,0011		
Wyniki pomiarów dla udziałów Y_i						
I	logarytmiczny	a	-0,0068	0,000570	<0,0001	0,72
		b	0,121	0,001807		
II	logarytmiczny	a	-0,0069	0,000585	<0,0001	0,72
		b	0,1194	0,001853		
III	logarytmiczny	a	-0,00585	0,000389	<0,0001	0,83
		b	0,1429	0,001232		

Źródło: obliczenia własne

Wyniki zawarte w tabeli 1 pokazują, że w przypadku udziału wymogów kapitałowych z tytułu ryzyka operacyjnego w funduszach własnych w pierwszych dwóch sektorach trendy są postaci liniowej

$$X_i(t) = a \cdot t + b, \quad \text{dla } i = I, II, \quad (6)$$

a dla sektora banków spółdzielczych lepiej dopasowanym trendem jest trend logarytmiczny postaci

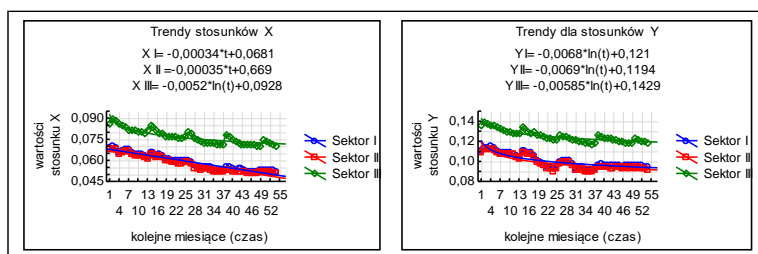
$$X_{III}(t) = a \cdot \ln(t) + b. \quad (7)$$

W przypadku zaś udziału wymogów kapitałowych z tytułu ryzyka operacyjnego w łącznych wymogach kapitałowych najlepiej dopasowanymi funkcjami trendu są trendy logarytmiczne, postaci:

$$Y_i(t) = a \cdot \ln(t) + b, \text{ dla } i = I, II, III. \quad (8)$$

Zobrazowaniem powyższych wniosków są wykresy zamieszczone na rysunku 1.

Rysunek 1. Trendy udziałów X i Y



Źródło: obliczenia własne

Można zauważyć, że trend opisujący udział wymogów kapitałowych z tytułu ryzyka operacyjnego w funduszach własnych i w łącznych wymogach kapitałowych w sektorze banków spółdzielczych, odbiega od trendów opisujących udział tych wymogów w sektorach I i II. Oczywiście zachodzi pytanie o istotność różnic współczynników funkcji trendu. W przypadku udziału w funduszach własnych X_i , trend w sektorze III jest inny niż trend w sektorach I i II. Zatem porównamy tylko współczynniki trendów w sektorach I i II. W przypadku udziału w łącznych wymogach kapitałowych Y_i możemy porównać współczynniki kierunkowe prostych przy zmiennej niezależnej równej $\ln(t)$. W celu określenia czy występują istotne statystycznie różnice wykorzystano test równoległości porównujący współczynniki kierunkowe prostych regresji. W tym teście statystyka testowa dopasowana do naszych danych określona jest następującym wzorem:

$$t_a = \frac{a_1 - a_2}{\sqrt{\frac{s_{y_1}^2 \cdot (1 - r_1^2) + s_{y_2}^2 \cdot (1 - r_2^2)}{(n - 2)s_t^2}}}, \quad (9)$$

W przypadku gdy hipoteza o równoległości jest prawdziwa możemy porównać wyrazy wolne funkcji regresji korzystając z następującej statystyki testowej:

$$t_a = \frac{\bar{y}_1 - \bar{y}_2}{\sqrt{\frac{(s_{y_1}^2 r_1^2 + s_{y_2}^2 r_2^2)}{(n-2)}}}, \quad (10)$$

gdzie \bar{y} – jest średnią arytmetyczną, r – jest współczynnikiem korelacji liniowej Pearsona, s_y – odchyleniem standardowym zmiennej zależnej, s_t – odchyleniem standardowym zmiennej niezależnej, a indeksy dolne i odnoszą się do analizowanych prostych. Wyniki zawiera tabela 2.

Tabela 2. Porównanie współczynników funkcji trendu

	wart. stat. testowej dla współ. a (p)	wart. stat. test. dla współczynnika b (p) przy równości współcz. a	równość współcz.
X I vs X II	0,29 (p<0,0001)	0,11 (p<0,0001)	tak
Y I vs YII	0,16 (p<0,0001)	0,1 (p<0,0001)	tak
Y I vs YIII	2,01 (p>0,05)		nie
Y II vs YIII	2,18 (p>0,05)		nie

Źródło: obliczenia własne

Widać zatem, że współczynniki kierunkowe oraz wyrazy wolne trendów w dwóch pierwszych sektorach można uznać za nie istotnie statystycznie różne, a trend dla sektora banków spółdzielczych jest istotnie statystycznie różny. Więcej analiza statystyczna pokazuje, że możemy znaleźć wspólne linie trendu dla udziałów X i Y w sektorach I i II

$$X(t) = -0,000346 \cdot t + 0,067, Y(t) = -0,00685 \cdot \ln(t) + 0,12. \quad (11)$$

Ponadto śledząc podstawowe parametry można dostrzec różnice polegające na tym, że udział wymogów kapitałowych z tytułu ryzyka operacyjnego w sektorze banków spółdzielczych zarówno względem funduszy podstawowych jak i łącznych wymogów kapitałowych jest wyższy od pozostałych sektorów (patrz tabela 3).

Tabela 3. Podstawowe parametry udziałów X i Y

	średnia	95% dolny koniec CI	95% górny koniec CI	mediana	odch. stand.
X I	0,059	0,057	0,060	0,058	0,006
X II	0,057	0,056	0,059	0,056	0,006
X III	0,077	0,075	0,078	0,076	0,005
Y I	0,100	0,098	0,102	0,097	0,007
Y II	0,098	0,096	0,100	0,095	0,007
Y III	0,125	0,124	0,127	0,124	0,006

Źródło: obliczenia własne

Z badań wynika, że trendy udziału wymogów kapitałowych z tytułu ryzyka operacyjnego zarówno w funduszach własnych jak i w łącznych wymogach kapitałowych w sektorze banków spółdzielczych są istotnie statystycznie różne od udziału tych wymogów w sektorach I i II. Ponadto banki spółdzielcze „zamrażają”

dużo większy odsetek swojego kapitału na ewentualne pokrycie start związanych z ryzykiem operacyjnym. Prowadzi to do wniosku, że pod względem zmian udziału wymogów kapitałowych z tytułu ryzyka operacyjnego w funduszach własnych i w łącznych wymogach kapitałowych banki spółdzielcze stanowią osobną grupę, niepodobną do banków komercyjnych.

ANALIZA STOSUNKÓW OPISUJĄCYCH UDZIAŁ WYMOGÓW KAPITAŁOWYCH Z TYTUŁU RYZYKA OPERACYJNEGO W FUNDUSZACH WŁASNYCH I ŁĄCZNYCH WYMOGACH KAPITAŁOWYCH BANKÓW SPÓŁDZIELCZYCH DO SEKTORÓW I i II

Ponieważ udział wymogów kapitałowych związanych z ryzykiem operacyjnym względem funduszy własnych i łącznych wymogów kapitałowych w sektorze banków spółdzielczych różni się od stosunków w pozostałych sektorach, można zadać pytanie, czy na przestrzeni lat 2010-2014 różnica ta była na poziomie stałym? Aby odpowiedzieć na to pytanie przeanalizujemy stosunki opisujące udział wymogów kapitałowych z tytułu ryzyka operacyjnego w funduszach własnych Z_1 , Z_2 i łącznych wymogach kapitałowych V_1 , V_2 sektora banków spółdzielczych do sektorów I i II.

$$Z_1(t) = \frac{X_{III}(t)}{X_I(t)}, Z_2(t) = \frac{X_{III}(t)}{X_{II}(t)}, V_1(t) = \frac{Y_{III}(t)}{Y_I(t)}, V_2(t) = \frac{Y_{III}(t)}{Y_{II}(t)}, \quad (12)$$

Zbadamy, czy stosunki udziału wymogu kapitałowego z tytułu ryzyka operacyjnego w funduszach własnych sektora III do sektorów I i II są współliniowe oraz jak wygląda trend tych stosunków. Okazuje się, że oba te stosunki mają trendy liniowe (patrz tabela 4).

Tabela 4. Trendy stosunków Z_1 , Z_2

Wyniki pomiarów dla stosunków Z_i						
stosunek	trend	współczynnik	wartość	błąd współczynnika	p	R^2
$Z_1(t)$	liniowy	a	0,0026	0,0002	<0,0001	0,64
		b	1,24	0,009		
$Z_2(t)$	liniowy	a	0,003	0,0003	<0,0001	0,66
		b	1,26	0,009		

Źródło: obliczenia własne

Jak widać z danych zawartych w tabeli 4 współczynniki kierunkowe są istotne statystycznie i dodatnie, czyli stosunek udziału wymogów kapitałowych z tytułu ryzyka operacyjnego w funduszach własnych w sektorze III do sektorów I, II wolno ale systematycznie rośnie. Z analizy podstawowych parametrów (patrz tabela 5), można zauważyć, że przeciętne wartości stosunków $Z_1(t)$, $Z_2(t)$ kształtują się na poziomach [1,3-1,33], [1,33-1,36] (odpowiednio).

Tabela 5. Podstawowe parametry stosunków Z_1 , Z_2

	średnia	95% dolny koniec CI	95% górny koniec CI	mediana	odch. stand.
Z_1	1,31	1,30	1,33	1,32	0,05
Z_2	1,34	1,33	1,36	1,35	0,06

Źródło: obliczenia własne

Ponadto badając korelację pomiędzy stosunkami $Z_1(t)$ i $Z_2(t)$ dostajemy bardzo mocną istotną statystycznie zależność liniową - współczynnik korelacji Pearsona ($r=0,9998$, $p<0,0001$). Zatem możemy stwierdzić, że stosunki udziału wymogów kapitałowych z tytułu ryzyka operacyjnego w funduszach własnych, sektora banków spółdzielczych do sektorów I i II zachowywały się bardzo podobnie. Analogiczne rozważania można przeprowadzić dla stosunków udziału wymogów kapitałowych z tytułu ryzyka operacyjnego w łącznych wymogach kapitałowych sektora III do sektorów I i II ($V_1(t)$, $V_2(t)$). W tym przypadku dostajemy, podobne wnioski, tyle, że w mniejszym stopniu dopasowane są liniowe funkcje trendów. Okazuje się, że oba stosunki mają trendy liniowe (patrz tabela 6)

Tabela 6. Trendy stosunków V_1 , V_2

Wyniki pomiarów dla stosunków V_i						
stosunki	trend	współczynnik	wartość	błąd współczynnika	p	R^2
$V_1(t)$	liniowy	a	0,001	0,0002	<0,0001	0,36
		b	1,21	0,008		
$V_2(t)$	liniowy	a	0,002	0,0003	<0,0001	0,37
		b	1,23	0,009		

Źródło: obliczenia własne

Jak widać z danych zawartych w tabeli 6. Współczynniki kierunkowe są istotne statystycznie i dodatnie, czyli stosunek udziału wymogów kapitałowych z tytułu ryzyka operacyjnego w łącznych wymogach kapitałowych w sektorze III do sektorów I, II wolno ale systematycznie rośnie. Z analizy podstawowych parametrów (patrz tabela 7), można zauważyć, że przeciętne wartości stosunków $V_1(t)$, $V_2(t)$ kształtują się na poziomach [1,24-1,26], [1,26-1,29] (odpowiednio).

Tabela 7. Podstawowe parametry stosunków V_1 , V_2

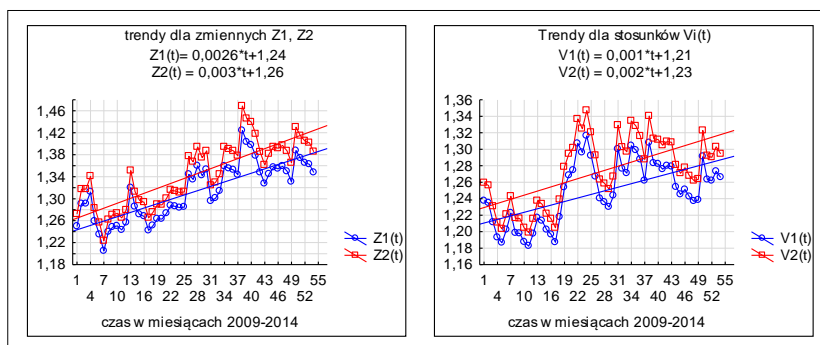
	średnia	95% dolny koniec CI	95% górny koniec CI	mediana	odch. stand.
V_1	1,25	1,24	1,26	1,25	0,04
V_2	1,27	1,26	1,29	1,28	0,04

Źródło: obliczenia własne

Ponadto badając korelację pomiędzy stosunkami $V_1(t)$ i $V_2(t)$ dostajemy bardzo mocną istotną statystycznie zależność liniową - współczynnik korelacji Pearsona ($r = 0,9998$, $p<0,0001$). Zatem możemy stwierdzić, że stosunki udziału wymogów kapitałowych z tytułu ryzyka operacyjnego w łącznych wymogach kapitałowych,

sektora banków spółdzielczych do sektorów I i II zachowywały się bardzo podobnie. Zobrazowaniem wniosków dla Z_i i V_i jest rysunek 2.

Rysunek 2. Trendy stosunków Z_i , V_i



Źródło: obliczenia własne

PODSUMOWANIE

W porównaniu z innymi rodzajami ryzyka występującymi w działalności banków ryzyko operacyjne ma pewne specyficzne cechy. Zawiera w sobie zarówno ryzyko błędów ludzkich i technicznych jak i czynników zewnętrznych trudnych do przewidzenia a efektem jego występowania jest tylko strata. Cechą charakterystyczną ryzyka operacyjnego jest również to, iż rośnie wraz ze złożonością organizacji, stosowanych systemów oraz oferowanych produktów i usług. Z tego punktu widzenia rozważane udziały wymogów kapitałowych z tytułu ryzyka operacyjnego w funduszach własnych podstawowych (X_i), oraz w łącznych wymogach kapitałowych (Y_i), powinny być wyższe w sektorach I i II a mniejsze w sektorze Banków Spółdzielczych. Badania pokazują, że jest dokładnie na odwrót, to sektor banków spółdzielczych ponosi większe koszty tworzenia wymogów kapitałowych związanych z ryzykiem operacyjnym. Przyczyny takiej sytuacji należy upatrywać w stosowanych metodach wyliczania wymogów kapitałowych lub metodach zarządzania tym rodzajem ryzyka. Banki komercyjne przechodząc na zaawansowane metody pomiaru mają duże możliwości zmniejszania wymogów kapitałowych przez uwzględnianie wielu czynników pomniejszających straty np. ubezpieczenia, czy wprowadzane ulepszenia zarządzania, podczas gdy banki stosujące uproszczone metody utożsamiają wymóg kapitałowy z prostą funkcją wielkości operacji prowadzonych przez bank. W praktyce takie podejście jak pokazują przedstawione analizy zawyża wymóg kapitałowy ale tym samym zwiększa bezpieczeństwo i minimalizuje koszty wyliczania. Niestety metody uproszczone nie zawierają zachęt do poprawy zarządzania ryzykiem operacyjnym i stosowania lepszych metod monitoringu i identyfikacji przyczyn tego ryzyka. Biorąc pod uwagę przedstawione w pracy

analizy dostajemy, że uproszczone metody wyliczania kapitału na pokrycie ryzyka operacyjnego prowadzą do większej jego wartości niż metody AMA. Odpowiedź na pytanie, czy banki spółdzielcze powinny przejść na zaawansowane metody pomiaru nie jest prosta i jednoznaczna. Z jednej strony metody AMA zwiększają koszty ale z drugiej pozwalają na bardziej precyzyjne pomiary, zmniejszające wielkość wymogu kapitałowego a jako swoistą wartość dodaną dostajemy wiele danych, pozwalających lepiej monitorować przyczyny i skutki tego rodzaju ryzyka. Zastosowanie metod uproszczonych jest tłumaczone zazwyczaj przez wielkość banków, małą skalę działania oraz mniejsze zaawansowanie produktów bankowych. Rzeczywiście wielkość banków, ich terytorialny zakres działania, lepsze rozpoznanie rynku powoduje, że niektóre elementy ryzyka operacyjnego występują w mniejszym niż w bankach komercyjnych stopniu. Opisywany w wielu pracach np. [Magdoń 2009, Szmbelańczyk 1997, 2006] rozwój sektora banków spółdzielczych powodują, że coraz bardziej upodabniają się one do banków „komercyjnych”. Podobnie, ma się sprawa z systemem technologicznym co można zauważyć z najnowszych ofert tych banków. Również możliwy prawnie zakres wykonywanych usług niewiele różni się od banków komercyjnych. Coraz ważniejsze staje się również dokładne szacowanie kapitału na pokrycie strat związanych z czynnikami ryzyka operacyjnego, dobra identyfikacja obszarów i przyczyn strat, lepsze zarządzanie ryzykiem operacyjnym i jego monitorowanie. Należy zauważyć również, że pomiar metodami uproszczonymi nie spełnia wielu rekomendacji zawartych w „Rekomendacji M” [KNB 2004], np. rekomendacji: 6-10, 2-10 rozdziałów IV, V, VI. Banki spółdzielcze muszą odpowiedzieć na pytania: czy opłaca się nadal stosować metody uproszczone, czy należy przejść na zaawansowane metody pomiaru ryzyka operacyjnego. Metody uproszczone nie dają możliwości dokładnego pomiaru wielkości kapitału na pokrycie strat związanych z ryzykiem operacyjnym, wręcz nie odzwierciedlają tego zjawiska, niemniej są bardzo bezpieczne, gdyż zawyżają prognozowaną wielkość kapitału. Jeśli koszty zbierania i analizy danych niezbędnych przy stosowaniu metod AMA przekroczą to zawyżenie to celowość przechodzenia na metody zaawansowane stoi pod znakiem zapytania. W takim przypadku jedyna korzyść jaką otrzymamy przez ich zastosowanie to dokładniejsza identyfikacja przyczyn strat i lepszy ich monitoring, a co za tym idzie możliwość lepszego zarządzania ryzykiem operacyjnym.

BIBLIOGRAFIA

- Alińska A. (2008) Instytucje mikrofinansowe w lokalnym rozwoju społeczno-gospodarczym. SGH, Warszawa.
- Basel Committee on Banking Supervision. (2004) International Convergence of Capital Measurement and Capital Standards. Basel.
- Davis E. (2005) Operational Risk. Riskbooks, Londyn.
- KNB (2006) Banki spółdzielcze w Polsce. Warszawa.

- KNB (2004) Rekomendacja M. Warszawa.
- Komisja Europejska (2014) Rozporządzenie wykonawcze Komisji (UE) nr 680/2014 z dnia 16 kwietnia 2014 r. ustanawiające wykonawcze standardy techniczne dotyczące sprawozdawczości nadzorczej instytucji zgodnie z rozporządzeniem Parlamentu Europejskiego i Rady. (UE) 575/2013.
- Kulpa W., Zaręba L. (2014) Modele AMA wyliczania wymogu kapitałowego z tytułu ryzyka operacyjnego. *Kwartalnik nauk o przedsiębiorstwie* 2, SGH Warszawa, 50–61.
- Magdoń A. (2009) Systemic and structural transformations of cooperative banking in Poland. KUL, Stalowa Wola.
- Manić I. (2007) *Mathematical Models for Estimation of Operational Risk and Risk Management*. Novi Sad.
- Matkowski P. (2006) Zarządzanie ryzykiem operacyjnym. Oficyna Ekonomiczna, Kraków.
- NBP (2007) Dziennik Urzędowy NBP 2. Załącznik nr 14 do uchwały nr 1/2007 KNB z dnia 13. 03. 2007.
- Orzeł J. (2005) Ilościowe metody pomiaru ryzyka operacyjnego. *Bank i Kredyt* 7, 4–13.
- Stanisz A. (2001) Przystępny kurs statystyki, w oparciu o program STATISTICA PL na przykładach z medycyny. 1, 2, 3, Kraków.
- Szambelańczyk J. (1997) Zarządzanie bankiem spółdzielczym. WSB, Poznań.
- Szambelańczyk J. (2006) Banki spółdzielcze w Polsce w procesach zmian systemowych. AE, Poznań.
- Tekst jednolity Ustawy Prawo spółdzielcze. Dz. U. z 2003r., nr 188, poz. 1848.
- UE (2005) Dziennik Urzędowy Unii Europejskiej. C227 E/349, Załącznik X.
- Ustawa Prawo Bankowe. (1997) Dz. U. 1997, nr 140, poz. 939).
- Ustawa z dnia 7.12.2000 roku o funkcjonowaniu banków spółdzielczych, ich zrzeszaniu się i bankach zrzeszających. Dz. U. z dnia 28 grudnia 2000 r.
- Ustawa z dnia 23.06.2003 o zmianie ustawy o funkcjonowaniu banków spółdzielczych, ich zrzeszaniu się i bankach zrzeszających oraz ustawy o Narodowym Banku Polskim. Dz. U. z dnia 6 sierpnia 2003 r.
- Ustawa o zmianie ustawy Prawo Bankowe. Dz. U. z 2007 r., nr 42, poz. 272.
- Ustawa z dnia 1 lipca 2009 r. o zmianie ustawy o funkcjonowaniu banków spółdzielczych, ich zrzeszaniu się i bankach zrzeszających. Dz. U. z dnia 13 sierpnia 2009 r., zmiana z dnia 1.07. 2009 o zmianie ustawy o funkcjonowaniu banków spółdzielczych, ich zrzeszaniu się i bankach zrzeszających.
- Wojtasik A. (2004) Wybrane metody pomiaru ryzyka operacyjnego dla instytucji finansowych działających na rynku instrumentów pochodnych. *Bank i Kredyt* 1, 25–30.
- Zaręba L. (2012) Ryzyko operacyjne w bankach spółdzielczych na przykładzie zestawień z dwóch banków. Rozdział w monografii, AGH Kraków, wydany w wersji elektronicznej.
- Zaręba L. (2012) Matematyczne aspekty pomiaru ryzyka operacyjnego w bankach. Zastosowania modeli matematycznych w ekonomii, finansach i bankowości, *Zeszyty Nauka dla Gospodarki*, 4, 225–256.

**COMPARISON OF THE DYNAMICS OF CHANGES IN CAPITAL
REQUIREMENTS FOR OPERATIONAL RISK IN 2010-2014
ON THE EXAMPLE OF THREE BANKING SECTORS IN POLAND.**

Abstract: For several years, banks are required to calculate the capital requirement for operational risk. According to the regulations, banks were given the choice of simplified methods BIA or TSA or advanced AMA. In, the Polish banking market various sectors banks use different methods for calculating this capital. Commercial Banks use of AMA, however Cooperative Banks use BIA or TSA. The purpose of this article is to analyze and compare the data KNF, trends defining the share of capital requirements related to operational risk in relation to the different methods of its determination.

Keywords: operational risk, statistical analysis, trend function, NUK

MODELE ADAPTACYJNE W PROGNOZOWANIU NA PODSTAWIE SZEREGÓW CZASOWYCH O WYSOKIEJ CZĘSTOTLIWOŚCI Z LUKAMI SYSTEMATYCZNYMI

Jan Zawadzki

Wydział Ekonomiczny

Zachodniopomorski Uniwersytet Technologiczny w Szczecinie

e-mail: jan.zawadzki@zut.edu.pl

Streszczenie: W pracy przedstawione zostaną wyniki zastosowania modeli Browna, Holta i Holta-Wintersa w prognozowaniu zmiennej o bardzo wysokiej częstotliwości obserwowania w warunkach braku pełnej informacji na podstawie danych oczyszczonych z dwóch lub trzech rodzajów sezonowości. Rozpatrywany były dwa warianty luk systematycznych.

Słowa kluczowe: prognozowanie, dane o wysokiej częstotliwości, złożona sezonowość, wyrównywanie wykładnicze, luki systematyczne

WPROWADZENIE

W pracy [Szmuksta-Zawadzka, Zawadzki 2016] wykazano, że modele wyrównywania wykładniczego mogą być z powodzeniem wykorzystane w prognozowaniu zmiennej ekonomicznej ze złożonymi wahaniami sezonowanymi dla szeregów czasowych z lukami niesystematycznymi, oczyszczonych z dwóch lub trzech rodzajów sezonowości. W niniejszej pracy podjęta zostanie próba rozszerzenia rozważań na szeregi z lukami systematycznymi. Prognozy dla modeli Browna i Holta buduje na podstawie szeregów, z których wyeliminowano sezonowość: roczną, tygodniową i godziną. Natomiast w przypadku modeli Holta-Wintersa eliminowane są tylko wahania o cyklu rocznym i tygodniowym, ponieważ wahania o cyklu dobowym opisywane są za pomocą dodatkowego równania. W przypadku wszystkich modeli prognozy wyjściowe wyznaczane są na podstawie predyktorów dla danych oczyszczonych. Prognozy ostateczne natomiast są sumami prognoz wyjściowych i składników sezonowości (modele addytywne) lub iloczynami prognoz wyjściowych i wskaźników sezonowości (modele multiplikatywne). Modele wymienione wyżej są, przystosowanymi dla danych

oczyszczonych o wysokiej częstotliwości, modelami znanymi w literaturze dla wahań o niezłożonej sezonowości lub dla zmiennych, w których wahania te nie występują (por. [Pawłowski 1973], [Zeliaś, Pawełek, Wanat 2003], [Dittman 2006]).

Zapisy analityczne wymienionych wyżej modeli i opartych na nich predyktorów w postaci addytywnej i multiplikatywnej dla danych godzinnych podane zostały w pracach [Szmuksta-Zawadzka, Zawadzki 2015, 2016].

Jednym z ważnych zagadnień wymagających rozstrzygnięcia jest wybór modelu adaptacyjnego dla celów prognozowania o „optymalnych” wartościach stałych wygładzania (wyrównywania). W przypadku szeregów z lukami w grę wchodzi trzy kryteria polegające na minimalizacji przeciętnych błędów względnych:

- wartości wyrównanych obliczanych dla dostępnych danych w przedziale czasowym „próby” (K_{WW}),
- prognoz interpolacyjnych obliczonych dla podokresów, w których występowały luki (K_{IN}),
- prognoz ekstrapolacyjnych obliczonych dla okresu empirycznej weryfikacji prognoz (K_{EX}).

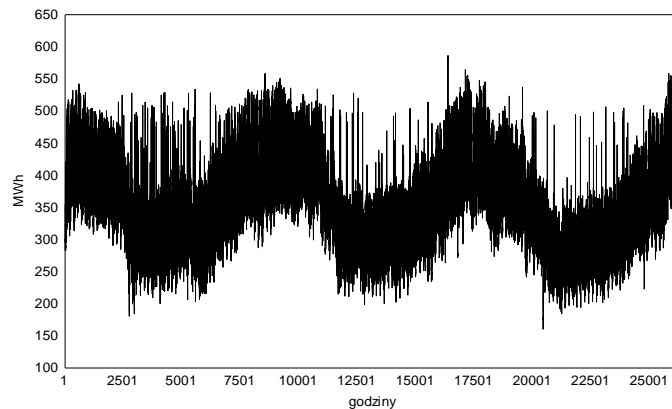
Modele tego samego rodzaju, charakteryzujące się minimalnymi ocenami mierników dla poszczególnych kryteriów dość często różnią się stałymi wygładzania. Konsekwencją tego faktu będzie występowanie dość znacznych różnic błędów prognoz, zwłaszcza ekstrapolacyjnych. W związku z tym dla każdego miernika podstawowego (K_{WW} , K_{IN} , K_{EX}) należy obliczyć dwa pozostałe rodzaje mierników, odnoszące się bądź do wartości wyrównanych, bądź i przynajmniej jednego rodzaju prognoz. Będą one oznaczone dodatkowymi indeksami. Na przykład dla kryterium K_{WW} będzie to K_{WW_IN} i K_{WW_EX} .

SYNTETYCZNA CHARAKTERYSTYKA ZMIENNEJ PROGNOZOWANEJ

Modelowaniu i prognozowaniu dla luk niesystematycznych z wykorzystaniem modeli Browna, Holta i Holta-Wintersa w postaci addytywnej i multiplikatywnej poddane zostało zapotrzebowanie na moc energetyczną w aglomeracji A.

Kształtowanie się zmiennej prognozowanej bez luk w okresie trzech lat zostało przedstawione na rysunek 1. Pierwsze dwa lata posłużą do budowy modeli i prognoz inter- i ekstrapolacyjnych, a rok trzeci będzie okresem empirycznej ich weryfikacji.

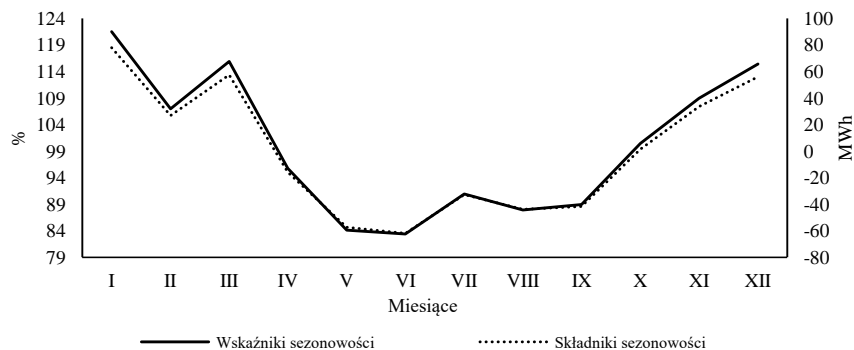
Rysunek 1. Kształtowanie się zapotrzebowania na moc energetyczną aglomeracji A (w MWh)



Źródło: Bank Danych Katedry

Poniżej zostaną przedstawione w sposób graficzny kształtowanie się ocen wskaźników sezonowości (w liczbach względnych) i składników sezonowości (w MWh) o cyklu rocznym, tygodniowym i dobowym (rysunek 2-4).

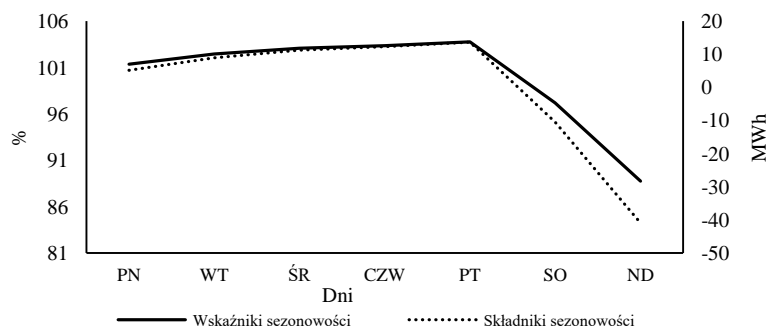
Rysunek 2. Oceny składników i wskaźników sezonowości o cyklu rocznym



Źródło: Szmuksta-Zawadzka, Zawadzki [2015] s.152

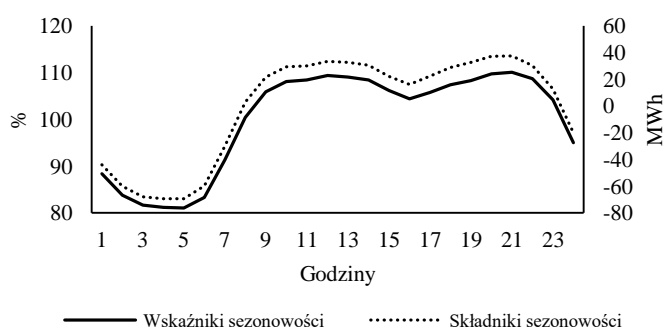
Rozstęp wskaźników sezonowości wynosił ok. 15 p.p. i był zdecydowanie niższy niż dla cyklu rocznego. Różnica skrajnych ocen składników sezonowości wynosiła ok. 55 MWh.

Rysunek 3. Oceny składników i wskaźników sezonowości o cyklu tygodniowym



Źródło: Szmuksta-Zawadzka, Zawadzki [2015] s.153.

Rysunek 4. Oceny składników i wskaźników sezonowości o cyklu 24 godzinny



Źródło: Szmuksta-Zawadzka, Zawadzki [2015] s.153

WYNIKI MODELOWANIA I PROGNOZOWANIA DLA WARIANTU W1

Do modelowania i prognozowania brakujących danych na podstawie oczyszczonych z sezonowości godzinnych szeregach czasowych z lukami systematycznymi, dotyczącymi zapotrzebowania na moc energetyczną w aglomeracji A, wykorzystane zostały modele: Browna, Holta i Holta - Wintersa w postaci addytywnej i multiplikatywnej. W przypadku modeli Holta - Wintersa z szeregu oryginalnego zostały wyeliminowane wahania o cyklach: 12-miesięcznym i 7-dniowym. Natomiast dla Browna i Holta wyeliminowano także wahania o cyklu 24-godzinny.

Rozpatrywane były dwa warianty systematycznych luk w danych. W wariantcie pierwszym (W1) założono, że luki występują w ośmiu okresach godzinnych: 2, 6, 8, 10, 14, 16, 18 i 22 tzn. obejmują każdego dnia 8 spośród

24 godzin. Liczba brakujących danych wynosiła 5840, co stanowiło 1/3 długości pełnego szeregu liczącego 17520 obserwacji. Luki w danych otrzymano przez wymazanie wskazanej wyżej liczby obserwacji z pełnego szeregu.

W wariancie drugim (W2) luki występowały w każdym z rodzajów wahań i obejmowały: dwa miesiące (sierpień i październik), dwa dni tygodnia (wtorek i czwartek) oraz osiem godzin (2, 6, 8, 10, 14, 16, 18 i 22). Liczba brakujących danych wynosiła 10544, co stanowiło 60,18% długości pełnego szeregu. Luki w danych, podobnie jak dla wariantu W1, otrzymano przez wymazanie wskazanej wyżej liczby obserwacji z pełnego szeregu.

Na podstawie wymienionych wyżej modeli, dla danych oczyszczonych z sezonowości, budowane były prognozy wyjściowe. Prognozy ostateczne dla modeli addytywnych otrzymano dodając składniki sezonowości, a dla postaci multiplikatywnej mnożąc je przez wskaźniki sezonowości.

W tabeli 1 zostały zestawione błędy: wartości wyrównanych (K_{WW}) prognoz interpolacyjnych (K_{IN}) oraz prognoz ekstrapolacyjnych (K_{EX}) otrzymanych na podstawie predyktorów opartych na modelach: Browna (B), Holta (H) i Holta-Wintersa (HW) w postaci addytywnej i multiplikatywnej o stałych wygładzania charakteryzujących się minimalnymi ocenami poszczególnych kryteriów. Kolumna druga tabeli zawiera, podane wyżej w nawiasach, skrótowe nazwy modeli poprzedzone odpowiednio symbolami: „a_” dla modeli addytywnych oraz „m_” dla modeli multiplikatywnych.

Dla każdego z podstawowych mierników dokładności: K_{WW} , K_{IN} i K_{EX} zostały obliczone dwa pozostałe rodzaje mierników. Dla K_{WW} : K_{WW_IN} i K_{WW_EX} , dla K_{IN} : K_{IN_WW} i K_{IN_EX} , a dla K_{EX} : K_{EX_WW} i K_{EX_IN} .

W dwóch ostatnich wierszach, dla postaci addytywnej i multiplikatywnej, podane zostały oceny podstawowych mierników dokładności wartości teoretycznych i obu rodzajów prognoz otrzymane na podstawie klasycznych modeli szeregu czasowego odpowiednio: z liniowym trendem i periodycznymi składnikami sezonowymi (a_KI) oraz z trendem wykładniczym o stałej stopie wzrostu i relatywnie stałych waniach sezonowych (m_KI).

Z analizy ocen błędów wartości wyrównanych (K_{WW}) wynika, że najniższą jego oceną wynoszącą 4,629% charakteryzuje się predyktor oparty na multiplikatywnym modelu Holta-Wintersa (m_HW) o stałych wygładzania $\alpha=0,15$, $\beta=0,01$ i $\gamma=0,13$. Oceny te dla modeli Browna w postaci multiplikatywnej (m_B- $\alpha=0,89$) i addytywnej (a_B- $\alpha=0,91$) są odpowiednio o ok.: 0,16 i 0,21 p.p. wyższe. Najwyższą oceną miernika K_{WW} , wynoszącą 5,911%, charakteryzował się model a_H ze stałymi wygładzania: $\alpha=0,20$, $\beta=0,01$.

Tabela 1. Oceny błędów wartości wyrównanych, prognoz interpolacyjnych i prognoz ekstrapolacyjnych dla najlepszych addytywnych modeli adaptacyjnych w postaci addytywnej i multiplikatywnej dla wariantu I (w %)

Model	Ozna- czenie	Wartości wyrównane (WW)						Prognozy interpolacyjne (IN)						Prognozy ekstrapolacyjne (EX)					
		Stale wygładzania			MAPE(%)			Stale wygładzania			MAPE(%)			Stale wygładzania			MAPE(%)		
					K _{WW}	K _{WW,I} N	K _{WW,F} X				K _{IN,WW}	K _{IN}	K _{IN,EX}				K _{EX,WW}	K _{EX,IN}	K _{EX}
Brown	a_B	0,91	-	-	4,842	4,087	7,627	0,98	-	-	4,858	4,065	7,834	0,62	-	-	5,028	4,477	7,247
	m_B	0,89	-	-	4,799	4,084	7,409	0,98	-	-	4,825	4,051	7,675	0,57	-	-	4,967	4,532	7,009
Holta	a_H	0,20	0,01	-	5,911	5,492	8,964	0,2	0,01	-	5,911	5,492	8,964	0,1	0,02	-	6,208	5,792	7,426
	m_H	0,20	0,02	-	5,569	5,378	209,14	0,2	0,01	-	5,577	5,376	50,036	0,12	0,01	-	5,808	5,646	7,161
Holta- Wintersa	a_HW	0,15	0,01	0,14	4,826	6,189	95,313	0,15	0,01	0,15	4,829	6,189	99,439	0,13	0,01	0,04	5,212	6,531	7,770
	m_HW	0,15	0,01	0,13	4,629	6,227	88,219	0,15	0,01	0,15	4,633	6,214	94,072	0,13	0,01	0,01	6,120	7,973	7,408
Klas. szer. czas.	a_Kl	-	-	-	9,195	-	-	-	-	-	12,76	-	-	-	-	-	-	-	10,52
	m_Kl	-	-	-	9,076	-	-	-	-	-	12,70	-	-	-	-	-	-	-	10,22

Źródło: opracowanie własne

Najniższą ocenę błędu prognoz interpolacyjnych dla tego kryterium ($K_{WW_IN} = 4,084\%$) otrzymano dla modelu m_B a najwyższą ($6,227\%$) dla modelu m_HW . Najniższą ocenę błędu prognoz ekstrapolacyjnych dla tego kryterium otrzymano także dla modelu m_B ($K_{WW_EX} = 7,409\%$). Natomiast oceny najwyższe, przekraczające 88% , otrzymano dla: addytywnego modelu Holta (a_B) oraz obu postaci modelu Holta-Wintersa (a_HW , m_HW).

Minimalną oceną błędu prognoz interpolacyjnych (K_{IN}), wynoszącą $4,051\%$, otrzymano na podstawie predyktora opartego na multiplikatywnym modelu Browna (m_B), dla stałej wygładzania $\alpha=0,98$. Dla modelu a_B i $\alpha=0,98$ była ona tylko o $0,014$ pp. wyższa. Dla pozostałych modeli były one zawarte w przedziale od $5,376\%$ (model m_H do $6,214\%$ (model m_HW). Oceny K_{IN_WW} wahały się od $4,633\%$ dla modelu m_HW do $5,911\%$ dla modelu a_H .

Minimalną ocenę miernika K_{IN_EX} , wynoszącą $7,675\%$, otrzymano dla predyktora m_B . Oceny błędów K_{IN_EX} dla multiplikatywnej postaci modelu Holta i obu postaci modelu Holta-Wintersa były, podobnie jak dla miernika K_{WW} , przyjęły wartości znacznie wyższe i zawarte były w przedziale od $50,04\%$ dla modelu m_H do $99,44\%$ dla modelu m_HW .

Najniższą ocenę błędu prognoz ekstrapolacyjnych (K_{EX}), wynoszącą $7,009\%$, otrzymano dla modelu Browna w postaci multiplikatywnej (m_HW) o stałej wygładzania: $\alpha=0,57$. Dalszymi w kolejności, z błędami wynoszącymi: $7,161\%$ i $7,247\%$, były modele: Holta (a_H) ze stałymi wygładzania $\alpha=0,12$ i $\beta=0,01$ oraz Browna o postaci addytywnej (a_B) i $\alpha=0,75$. Maksymalną oceną tego błędu ($7,770\%$) charakteryzował się model a_HW o parametrach: $\alpha=0,13$, $\beta=0,01$ i $\gamma=0,04$.

Z analizy zamieszczonych w tabeli minimalnych wartości mierników K_{WW} , K_{IN} i K_{EX} dla poszczególnych modeli wynika, że stałe wygładzania przyjmowały na ogół różne wartości. Jedynym wyjątkiem są modele Holta dla mierników K_{WW} i K_{IN} . Natomiast w przypadku, gdy w modelach tej samej klasy o postaci addytywnej i multiplikatywnej stałe wygładzania przyjmowały te same wartości, to jednak oceny błędów były różne. Odnosi się to do miernika K_{IN} dla modeli Browna i Holta-Wintersa.

W tabeli tej, w dwóch ostatnich wierszach, podane zostały oceny błędów: wartości wyrównanych, prognoz interpolacyjnych i ekstrapolacyjnych otrzymane na podstawie modeli klasycznych w postaci addytywnej (a_Kl) i multiplikatywnej (m_Kl).

Średnie względne błędy wartości teoretycznych (wyrównanych) dla modelu addytywnego i multiplikatywnego wynoszą odpowiednio: $9,195\%$ oraz $9,076\%$ i są one blisko dwukrotnie wyższe od minimalnej oceny otrzymanej dla najlepszego modelu adaptacyjnego (m_HW). W przypadku prognoz interpolacyjnych względne ich błędy przyjęły wartości: $12,76\%$ (a_Kl) oraz $12,76\%$ (m_Kl) i są one dwukrotnie wyższe od maksymalnego średniego błędu prognoz, otrzymanego na podstawie modelu (m_HW) i ponad trzykrotnie wyższe od błędu minimalnego otrzymanego dla predyktora m_B .

W przypadku prognoz ekstrapolacyjnych otrzymanych na podstawie modeli klasycznych w postaci addytywnej i multiplikatywnej błędy te wynoszą odpowiednio 10,52 i 10,22% i są przynajmniej o 3,2 p.p. wyższe od błędu dla predyktora m_B . Znaczące różnice w dokładności prognoz przemawiają jednoznacznie za wykorzystaniem modeli adaptacyjnych.

Należy zwrócić uwagę na fakt, że oceny błędów: wartości wyrównanych (K_{EX_WW}), prognoz interpolacyjnych (K_{EX_IN}), dla modelu charakteryzującego się minimalną oceną miernika K_{EX} , przyjęły wartości tylko niewiele wyższe od minimalnych ocen błędów K_{WW} oraz K_{IN} . Oznacza to, że kryterium wyboru modelu dla celów prognozowania *ex ante* powinien być miernik K_{EX} dla obu postaci modeli Browna oraz addytywny model Holta.

WYNIKI MODELOWANIA I PROGNOZOWANIA DLA WARIANTU W2

Jak wspomniano wyżej, w wariancie drugim (W2) luki występowały w każdym z rodzajów wahań i obejmowały: dwa miesiące (sierpień i październik), dwa dni tygodnia (wtorek i czwartek) oraz osiem godzin (2, 6, 8, 10, 14, 16, 18 i 22). Liczba luk w danych, a tym samym prognoz interpolacyjnych, wynosiła 10544, co stanowiło 60,18% długości pełnego szeregu. Do budowy prognoz na podstawie danych oczyszczonych z wahań o cyklu rocznym i tygodniowym, wykorzystano także modele Holta-Wintersa w postaci addytywnej i multiplikatywnej. Natomiast prognozy na podstawie prostych modeli Browna i modeli Holta były budowane dla szeregów, z których wyeliminowano ponadto wahania o cyklu 24-godzinnym.

W tabeli 2 zostały zestawione błędy: wartości wyrównanych (K_{WW}), prognoz interpolacyjnych (K_{IN}) oraz prognoz ekstrapolacyjnych (K_{EX}), otrzymanych na podstawie predyktorów opartych na modelach: Browna, Holta i Holta-Wintersa w postaci addytywnej i multiplikatywnej o stałych wygładzania charakteryzujących się minimalnymi ocenami poszczególnych kryteriów. W kolumnie drugiej tej tabeli podano, podobnie jak w tabeli 1, skrótowe nazwy modeli poprzedzone zostały odpowiednio symbolami: „a_” dla modeli addytywnych oraz „m_” dla modeli multiplikatywnych. Ponadto podano w niej te same mierniki dokładności prognoz.

Dwa ostatnie wiersze tej tabeli, podobnie jak poprzednio, zawierają oceny podstawowych mierników dokładności: wartości teoretycznych i obu rodzajów prognoz otrzymane na podstawie modeli klasycznych: z liniowym trendem i periodycznymi składnikami sezonowymi (a_{KL}) oraz z trendem wykładniczym o stałej stopie wzrostu i relatywnie stałych wahaniami sezonowych (m_{KL}).

Tabela 2. Oceny błędów wartości wyrównanych, prognoz interpolacyjnych i prognoz ekstrapolacyjnych dla najlepszych addytywnych modeli adaptacyjnych w postaci addytywnej i multiplikatywnej dla wariantu 2 (w %)

		Wartości wyrównane (WW)						Prognozy interpolacyjne (IN)						Prognozy ekstrapolacyjne (EX)					
Model	Ozna- czenie	Stale wygładzania			MAPE(%)			Stale wygładzania			MAPE(%)			Stale wygładzania			MAPE(%)		
					K _{WW}	K _{WW_IN}	K _{WW_EX}				K _{IN}	K _{IN_WW}	K _{IN_EX}				K _{EX_WW}	K _{EX_IN}	K _{EX}
		α	β	γ	α	β	γ	α	β	Γ									
Browna	a_B	0.92	-	-	5,075	5,783	7,654	0.53	-	-	5,413	5,609	7,287	0.62	-	-	5,290	5,623	7,247
	m_B	0.89	-	-	5,010	5,733	7,409	0.45	-	-	5,364	5,540	7,049	0.57	-	-	5,214	5,571	7,009
Holt	a_H	0.2	0.01	-	6,338	6,165	43,19	0.2	0.01	-	6,338	6,165	43,19	0.2	0.02	-	6,382	6,233	7,365
	m_H	0.2	0.02	-	5,967	6,019	135.2	0.2	0.02	-	5,967	6,019	135.2	0.16	0.01	-	6,106	6,121	7,435
Holt- Wintersa	a_HW	0.15	0.01	0.11	5,633	7,186	21,99	0.15	0.01	0.15	5,658	7,139	37,65	0.03	0.01	0.04	6,416	7,758	7,808
	m_HW	0.15	0.01	0.11	5,470	7,128	42,35	0.15	0.01	0.15	5,495	7,073	51,89	0.03	0.01	0.04	6,272	7,831	7,803
Klas. szereg. czas.	a_KI	-	-	-	9,323	-	-	-	-	-	15,13	-	-	-	-	-	-	-	15,01
	M_KI	-	-	-	9,191	-	-	-	-	-	14,88	-	-	-	-	-	-	-	14,65

Źródło: opracowanie własne

Z informacji zawartych w kolumnie szóstej wynika, że najniższą ocenę błędu wartości wyrównanych (K_{WW}), wynoszącą 5,010%, otrzymano dla predyktora opartego na multiplikatywnym modelu Browna (m_B) o stałej wygładzania $\alpha=0,89$. Jest ona o ok. 0,4 p.p. wyższa od oceny minimalnej otrzymanej dla wariantu W1, dla modelu m_{HW} . Ocena ta dla modelu Browna w postaci addytywnej (a_B) dla $\alpha=0,92$ jest tylko o 0,065 p.p. wyższa.

Najwyższą oceną miernika K_{WW} , wynoszącą 6,338%, charakteryzował się model a_H ze stałymi wygładzania, podobnie jak w wariancie W1, $\alpha=0,20$, $\beta=0,01$. Najniższą ocenę błędu prognoz interpolacyjnych i ekstrapolacyjnych dla tego kryterium otrzymano także dla modelu m_B . Wyniosły one odpowiednio: $K_{WW_IN}=5,733\%$ i $K_{WW_EX}=7,409\%$. Maksymalną ocenę miernika K_{WW_IN} (7,186%) otrzymano dla modelu m_{HW} . Natomiast dla obu postaci modeli Browna i Holta-Wintersa oceny błędów K_{WW_EX} kształtowały się na poziomie od 21,99% dla modelu a_{HW} do 135,2% dla modelu m_H .

Minimalną oceną błędu prognoz interpolacyjnych (K_{IN}), wynoszącą 5,540%, charakteryzował się także predyktor oparty na multiplikatywnym modelu Browna (m_B), ale ze stałą wygładzania $\alpha=0,45$. Ocena ta jest o 0,53 p.p. wyższa od otrzymanej dla wariantu W1. Dla modelu a_B i $\alpha=0,53$ była ona tylko o 0,069 pp. wyższa. Dla pozostałych modeli były one zawarte w przedziale od 6,019% dla modelu m_H do 7,139% dla modelu a_{HW} . Natomiast minimalną ocenę miernika K_{IN_EX} , wynoszącą 7,049%, otrzymano także dla predyktora m_B . Oceny błędów K_{IN_EX} dla obu postaci modeli Holta i Holta-Wintersa były takie same jak dla kryterium K_{WW_EX} - otrzymano je dla tych samych stałych wygładzania. Kształtowały się na poziomie od 21,99% dla modelu a_{HW} do 135,2% dla modelu m_H .

Najniższą ocenę błędu prognoz ekstrapolacyjnych (K_{EX}), wynoszącą 7,009%, otrzymano dla modelu Browna w postaci multiplikatywnej (m_H) i $\alpha=0,57$. Była ona identyczna z oceną otrzymaną dla wariantu W1. Oznacza to, że wystąpienie znacznie większej liczby luk w wariancie W2 nie miało wpływu na dokładność prognoz ekstrapolacyjnych. Natomiast oceny mierników K_{EX_WW} i K_{EX_IN} przyjęły wartości odpowiednio o ok.: 0,25 i 1,03 p.p. wyższe niż w wariancie W1. Drugim w kolejności z oceną $K_{EX}=7,247\%$ był predyktor a_B ze stałą wygładzania $\alpha=0,62$. Dla pozostałych predyktorów otrzymano błędy z przedziału 7,365% (model a_H) - 7,808% (model a_{HW}).

Minimalne oceny mierników: K_{EX_WW} i K_{EX_IN} , wynoszące odpowiednio: 5,214% i 5,571%, otrzymano także na podstawie predyktora opartego na modelu m_B . Z porównania stałych wygładzania dla modeli Browna wynika, że minimalne wielkości mierników: K_{WW} , K_{IN} oraz K_{EX} otrzymano dla różnych ich wartości.

W przypadku obu postaci modeli Holta i Holta-Wintersa minimalne oceny mierników K_{EX} otrzymano także dla innych wartości stałych wygładzania niż w przypadku dwóch pozostałych mierników. Wartości mierników K_{EX_WW} i K_{EX_IN} były odpowiednio o: 0,204 p.p i 0,030 p.p wyższe od minimalnych wartości mierników K_{WW} i K_{IN} .

W dwóch ostatnich wierszach tabeli podane zostały oceny mierników: K_{WW} , K_{IN} i K_{EX} , otrzymane na podstawie modeli klasycznych w postaci addytywnej (a_{Kl}) i multiplikatywnej (m_{Kl}). Średnie względne błędy wartości teoretycznych (wyrównanych) dla modelu addytywnego i multiplikatywnego, wynoszące odpowiednio: 9,323% oraz 9,191%, są blisko dwukrotnie wyższe od minimalnej oceny otrzymanej dla najlepszego modelu adaptacyjnego (m_{HW}). W przypadku prognoz interpolacyjnych względne ich błędy przyjęły wartości: 15,13% (a_{Kl}) oraz 14,88% (m_{Kl}). Oceny te są o ponad 8,5 p.p. wyższe od maksymalnego średniego błędu prognoz, otrzymanego na podstawie modelu (a_{HW}), i ponad dwu i półkrotnie wyższe od błędu minimalnego dla predyktora m_B .

W przypadku prognoz ekstrapolacyjnych otrzymanych na podstawie modeli klasycznych w postaci addytywnej i multiplikatywnej błędy te wynoszą odpowiednio: 15,01% i 14,65% i są przynajmniej o 7,64 p.p. wyższe od minimalnej oceny tego błędu otrzymanej dla predyktora m_B .

Z porównania ocen błędów otrzymanych na podstawie predyktorów klasycznych dla wariantów W1 i W2 wynika, że są one zbliżone jedynie dla wartości wyrównanych – różnice nie przekraczają 0,15 p.p. Dla prognoz interpolacyjnych dla wariantu W2 otrzymano oceny wyższe odpowiednio: o 2,18 p.p. dla modelu m_{Kl} i o 2,33 p.p. dla modelu a_{Kl} . Różnice te w przypadku błędów prognoz ekstrapolacyjnych wynoszą odpowiednio: 4,43 p.p. dla modelu m_{Kl} i 4,49 p.p. dla modelu a_{Kl} . Oznacza to, że zwiększenie liczby luk w sposób znaczący wpłynęło na dokładność prognoz, zwłaszcza ekstrapolacyjnych.

Otrzymanie dla obu wariantów znacząco niższych ocen błędów prognoz intern- i ekstrapolacyjnych dla predyktorów opartych na predyktorach opartych na modelach wyrównywania wykładniczego przemawiają jednoznacznie za wykorzystaniem modeli tej klasy w prognozowaniu brakujących danych w szeregach wysokiej częstotliwości.

Dla wariantu W2, podobnie jak dla wariantu W1, oceny błędów: wartości wyrównanych (K_{EX_WW}) i prognoz interpolacyjnych (K_{EX_IN}), otrzymane dla modelu charakteryzującego się minimalną oceną miernika K_{EX} , przyjęły wartości tylko niewiele wyższe od minimalnych ocen błędów: K_{WW} oraz K_{IN} . Wzmacnia to wniosek mówiący o tym, że kryterium wyboru modelu dla celów prognozowania *ex ante* nie mogą być to predyktory oparte na obu postaciach modelu Holta oraz modelu Holta-Wintersa.

W tabeli 3 zamieszczone zostały zdezagregowane według: godzin, dni tygodnia i miesięcy, oceny błędów średnich prognoz interpolacyjnych otrzymanych na podstawie predyktorów charakteryzujących się minimalnymi ocenami błędów względnych prognoz (K_{IN}) dla wariantów: W1 (model $m_B_{0.98}$) i W2 (model $m_B_{0.45}$). Oceny błędów poprzedzone zostały kolumnami wskazującymi liczby tych prognoz będących jednocześnie liczbami luk. Różnice w liczbach luk wynikają z różnic dni w miesiącach oraz liczb wtorków i czwartków. W kolumnie ostatniej zamieszczono zdezagregowane oceny błędów

prognoz ekstrapolacyjnych otrzymane na podstawie, tego samego dla obu wariantów, predyktora $m_B_0.57$.

Tabela 3. Przeciętne względne błędy prognoz zdezagregowanych (w %)

	Liczba luk	Predyktor $m_B_0.98$	Liczba luk	Predyktor $m_B_0.45$	Predyktor $m_B_0.57$
Ogółem	5840	4,051	10544	5,540	7,009
G1	0	-	294	3,753	6,415
G2	730	3,345	730	4,594	6,787
G3	0	-	294	3,901	7,096
G4	0	-	294	4,756	7,602
G5	0	-	294	5,027	7,577
G6	730	5,072	730	6,197	8,454
G7	0	-	294	7,723	9,340
G8	730	5,152	730	7,858	9,879
G9	0	-	294	6,377	8,224
G10	730	3,587	730	4,471	6,349
G11	0	-	294	4,732	5,391
G12	0	-	294	4,845	5,671
G13	0	-	294	5,233	5,392
G14	730	2,646	730	3,663	5,192
G15	0	-	294	5,325	5,264
G16	730	3,041	730	3,926	5,660
G17	0	-	294	7,523	7,543
G18	730	4,160	730	6,494	8,887
G19	0	-	294	9,278	9,180
G20	0	-	294	8,848	9,060
G21	0	-	294	7,595	7,680
G22	730	5,404	730	5,344	5,619
G23	0	-	294	5,003	5,066
G24	0	-	294	4,963	4,897
PN	840	4,090	1128	5,191	7,323
WT	832	3,852	2472	5,451	6,272
ŚR	832	3,692	1136	4,249	6,713
CZ	832	3,860	2496	6,543	7,000
PT	832	3,746	1080	4,171	6,870
SO	832	4,154	1104	5,022	6,539
ND	840	4,953	1128	6,324	8,363
ST	488	3,064	768	4,498	5,955
LU	456	3,253	704	4,583	5,446
MAR	496	2,624	784	3,659	10,398

	Liczba luk	Predyktor m_B_0.98	Liczba luk	Predyktor m_B_0.45	Predyktor m_B_0.57
KW	480	3,821	736	5,410	5,791
MAJ	496	5,392	800	5,823	8,270
CZE	480	4,168	752	7,513	6,771
LIP	496	4,437	768	5,504	8,782
SIE	496	5,020	1488	5,468	6,749
WRZ	480	4,333	736	5,168	5,476
PAŹ	496	4,577	1488	5,924	5,965
LIS	480	4,261	768	7,101	6,247
GRU	496	3,592	752	5,821	7,992

Źródło: opracowanie własne

Z informacji zawartych w kolumnie czwartej, odnoszących się do okresów godzinnych, wynika, że błędy prognoz dla wariantu W1 dotyczą tych godzin, w których występowały luki w przedziale czasowym próby – ich liczba wynosiła 730. W przypadku wariantu W2 oceny błędów dotyczą wszystkich godzin, ponieważ luki wystąpiły także w dwóch dniach tygodnia (we wtorki i czwartki) oraz dwóch miesiącach (w sierpniu i październiku). Zatem możliwość bezpośredniego porównania odnosi się do tych godzin, w których wystąpiły luki w wariancie W1.

Minimalną ocenę błędu dla wariantu W1 dla okresów godzinnych wynoszącą 2,646%, otrzymano dla godz. 14 a maksymalną (5,404%) dla godz. 22. W przypadku wariantu W2 minimalną wielkość błędu, podobnie jak dla wariantu W1, otrzymano dla godz. 14 a maksymalną dla godz. 19. Oceny błędów przyjęły wartości: 3,663% oraz 9,278%. Spośród tych samych ośmiu okresów godzinnych co w wariancie W1, maksymalną wielkością błędu (9,879%) charakteryzowała się godz. 8. Dla siedmiu godzin otrzymano niższe oceny błędów prognoz interpolacyjnych. Różnice między nimi zawierały się w przedziale od 0,884 p.p dla godzin 10 i 16 do 2,706 p.p dla godz. 8. Dla wariantu W2 ocenę niższą o 0,060 p.p otrzymano dla godz. 22.

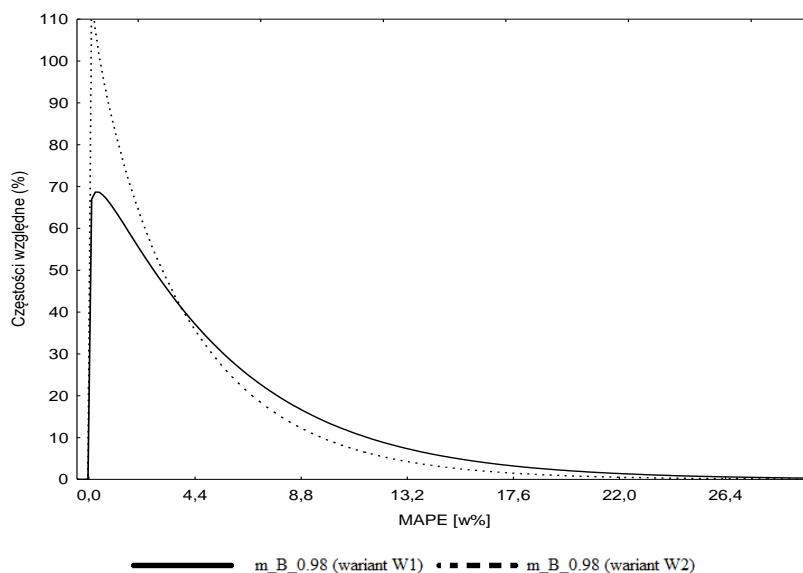
Z porównania ocen błędów prognoz interpolacyjnych dla wariantu W1 dla dni, w których wystąpiły luki w danych wynika, że minimalną wielkość błędu otrzymano dla środy (3,692%) a maksymalną dla niedzieli (4,953%). W przypadku wariantu W2 ocenę minimalną, wynoszącą 4,171%, otrzymano dla wtorku a maksymalną (6,543%), a więc obydwu dni, w których w liczbie 2496 wystąpiły luki w całym przedziale czasowym próby. Oceny błędów dla tych dni w wariancie W1 przyjęły wartości niemal identyczne (3,852% i 3,860%) i były niższe od minimalnej oceny dla wariantu W2.

Minimalne i maksymalne oceny błędów dla wariantu W1, dla miesięcy otrzymano dla marca (2,624%) i maja (5,392%). Natomiast dla wariantu W2 dla marca (3,659%) i czerwca (7,513%). Dla wszystkich miesięcy otrzymano oceny wyższe niż dla wariantu W1. Różnice ocen zawarte były w przedziale od 0,433 p.p.

dla maja do 3,344 p.p. dla czerwca. Dla miesięcy, w których wystąpiły luki w całym przedziale czasowym próby przyjęły wartości: 5,468% dla sierpnia oraz 5,924% dla października i były one odpowiednio o: 0,448 i 1,347 p.p. wyższe od otrzymanych dla wariantu W1.

Obecnie przedstawione zostaną w postaci graficznej aproksymanty teoretyczne empirycznych rozkładów błędów prognoz interpolacyjnych otrzymane na podstawie najlepszych predyktorów adaptacyjnych dla wariantów W1 ($m_B_0.98$) i W2 ($m_B_0.45$). Ze względu na różnice w liczbach prognoz zamiast liczebności podane zostały częstości. Najlepiej rozkłady empiryczne były aproksymowane za pomocą rozkładów gamma.

Rysunek 5. Rozkłady błędów prognoz interpolacyjnych otrzymanych na podstawie modeli $m_B_0.98$ (wariant W1) oraz $m_B_0.98$ (wariant W2)



Źródło: opracowanie własne

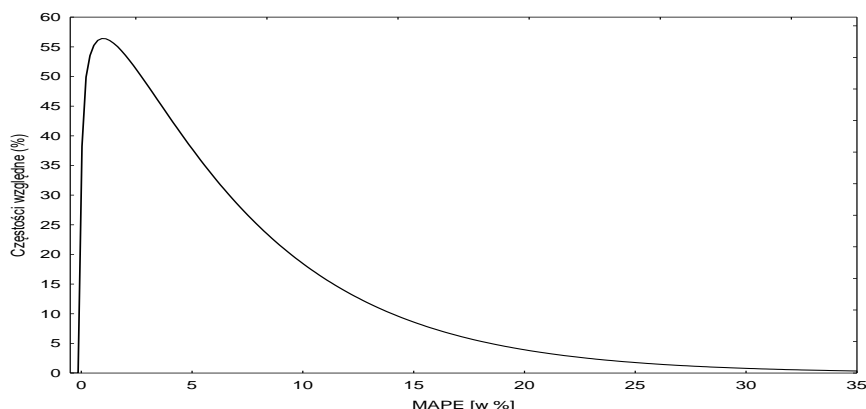
Z rysunku wynika, że błędy prognoz interpolacyjnych dla wariantu W1 przyjmują znacznie częściej wartości niższe niż dla wariantu W2.

Minimalną ocenę błędu prognoz ekstrapolacyjnych dla okresów godzinnych, wynoszącą 4,897%, otrzymano dla godz. 24, a maksymalną (9,879%) dla godz. 8. Ocenę błędów dla dni tygodnia zawierały się w przedziale od 6,227% dla wtorku do 8,963% dla niedzieli. Spośród miesięcy bardzo zbliżonymi ocenami najniższymi, wynoszącymi 5,446% i 5,476%, charakteryzowały się luty i wrzesień a oceną maksymalną marzec (10,398%).

Dla miesięcy, w których w wariantcie W2 wystąpiły luki oceny błędów prognoz ekstrapolacyjnych przyjęły wartości: 6,749% dla sierpnia i 5,965% dla października - były one niższe od błędu średniego (7,009%).

Kształtowanie się wykładniczej aproksymanty rozkładu empirycznego błędów prognoz ekstrapolacyjnych otrzymanych na podstawie predyktora opartego na modelu $m_B_{0.57}$ przedstawione graficznie na rysunku 6.

Rysunek 6. Rozkład błędów prognoz ekstrapolacyjnych otrzymanych na podstawie modelu $m_B_{0.57}$



Źródło: opracowanie własne

PODSUMOWANIE

Przeprowadzone w pracy rozważania można podsumować następująco:

1. Podstawą wyboru modelu dla celów prognozowania *ex ante* nie mogą być predyktory oparte o modele Holta i Holta-Wintersa, którym odpowiadają minimalne oceny błędów wartości wyrównanych (K_{WW}) i prognoz interpolacyjnych (K_{IN}), ponieważ błędy prognoz ekstrapolacyjnych przyjmują dla nich zazwyczaj bardzo wysokie wartości. Kryterium wyboru powinny być minimalne oceny błędów prognoz ekstrapolacyjnych (K_{EX}). Minimalnym ich ocenom odpowiadają tylko nieznacznie wyższe od minimalnych oceny błędów wartości wyrównanych (K_{WW}) i prognoz interpolacyjnych (K_{IN}).
2. Dokładność prognoz interpolacyjnych dla wariantu W1 była wyższa od dokładności prognoz otrzymanych dla wariantu W2. Oznacza to istotny wpływ liczby luk. Minimalne oceny błędów prognoz ekstrapolacyjnych dla obu wariantów były takie same.
3. Minimalne oceny błędów prognoz inter- i ekstrapolacyjnych otrzymane na podstawie modeli adaptacyjnych dla obu wariantów luk systematycznych, charakteryzowały się ocenami błędów co najmniej kilkadziesiąt procent niższymi od otrzymanych na podstawie predyktorów klasycznych.
4. W toku rozważań przeprowadzonych w pracy potwierdzona została w pełni przydatność modeli wyrównywania wykładniczego w prognozowaniu zmiennej

oczyszczonej ze złożonych wahań sezonowych, nawet w przypadku, gdy udział luk przekracza 60%.

BIBLIOGRAFIA

- Dittmann P. (2009) Prognozowanie w przedsiębiorstwie. Metody i ich zastosowanie. Wolters Kluwer Polska, Kraków.
- Pawłowski Z. (1973) Prognozowanie ekonometryczne. PWN, Warszawa.
- Szmuksta-Zawadzka M., Zawadzki J. (2015) Wykorzystanie danych oczyszczonych o wysokiej częstotliwości w prognozowaniu zmiennych ze złożoną sezonowością. *Metody Ilościowe w Badaniach Ekonomicznych*, XVI/4, 147-159.
- Szmuksta-Zawadzka M., Zawadzki J. (2016) Prognozowanie na podstawie oczyszczonych z sezonowości szeregach o wysokiej częstotliwości dla luk niesystematycznych. *Metody Ilościowe w Badaniach Ekonomicznych*, XVII/1, 121–136.
- Zeliaś A., Pawełek B., Wanat S. (2003) Prognozowanie ekonomiczne. Teoria, przykłady, zadania. PWN, Warszawa.

ADAPTIVE MODELS IN FORECASTING OF HIGH-FREQUENCY TIMES SERIES WITH SYSTEMATIC GAPS

Abstract: In the paper will be presented results of the application of Brown, Holt and Holt-Winters models in the forecasting of a very high frequency variable in condition of lack of full information, based on seasonal adjusted time series, from which two or three types of seasonal fluctuations were removed. Two variants of systematic gaps were considered.

Keywords: forecasting, high frequency data, complex seasonality, exponential smoothing, systematic gaps

DYNAMIKA ZMIAN WYPOSAŻENIA GOSPODARSTW INDYWIDUALNYCH W POLSCE W CIĄGNIKI ROLNICZE W UJĘCIU PRZESTRZENNYM

Monika Ziolo (ORCID: 0000-0003-0884-4083)

Lidia Luty (ORCID: 0000-0001-8250-8331)

Elżbieta Badach

Wydział Rolniczo - Ekonomiczny
Uniwersytet Rolniczy w Krakowie
e-mail: mziolo@ur.krakow.pl

Streszczenie: W ostatnich latach struktura obszarowa gospodarstwa rolnych w Polsce nie uległa znacznym zmianom, nadal przeważają gospodarstwa małe, do 5 ha. Celem niniejszego opracowania jest przedstawienie dynamiki wybranych wskaźników wyposażenia gospodarstw rolnych w ciągniki w województwach Polski z wykorzystaniem mierników dynamiki i modeli tendencji rozwojowej. Z przeprowadzonej analizy wynika, że w polskim rolnictwie istnieje duże zróżnicowanie przestrzenne w wyposażeniu w ciągniki i to zarówno w przeliczeniu na 100 gospodarstw, jak i na 100 ha użytków rolnych. Zmienność ta ma wyraźny związek z terytorialnym rozkładem gospodarstw według ich średniego areалу.

Słowa kluczowe: ciągniki rolnicze, dynamika, tendencja rozwojowa, zróżnicowanie regionalne

WSTĘP

Rolnictwo Polski, podobnie jak Rumunii czy Portugalii, nadal należy do najbardziej rozdrobnionych w Europie. W 2015 roku ogólna liczba gospodarstw rolnych w Polsce wynosiła 1,58 mln [Użytkowanie gruntów... 2016] i w porównaniu z rokiem 2004 zmniejszyła się o 12%. Najliczniejszą grupę stanowiły gospodarstwa o powierzchni użytków rolnych 1-5 ha – co drugie gospodarstwo rolne miało taką powierzchnię. Duże udziały stanowiły również gospodarstwa o powierzchni 5-10 ha (21,9%) oraz o powierzchni 10-30ha (19,8%). Z kolei udział gospodarstw najmniejszych tj., o powierzchni do 1ha wynosił 2,2%,

a największych o powierzchni powyżej 30 ha (5,1%). Średnia powierzchnia gospodarstwa rolnego w Polsce w 2015 roku wynosiła 10,49 ha i była o 1,7 ha większa w porównaniu z 2004 roku.

Jak zauważył Muzalewski wielkość (areal) gospodarstwa jest niewątpliwie czynnikiem najbardziej różnicującym je pod względem wyposażenia w środki mechanizacji [2015]. Od stanu parku ciągnikowego zależą z kolei możliwości racjonalnej mechanizacji prac w gospodarstwach rolnych [Pawlak 2013].

Dostosowanie liczby maszyn i ich mocy do potrzeb gospodarstwa rolnego jest problemem bardzo istotnym z ekonomicznego punktu widzenia funkcjonowania gospodarstwa. Maszyny i ciągniki powinny z jednej strony umożliwić wykonanie prac polowych w optymalnych terminach agrotechnicznych, w możliwie krótkim okresie czasu, a z drugiej strony liczba i wydajność posiadanych zestawów ciągnikowo-maszynowych nie może być zbyt duża, gdyż gospodarstwo nie mogłoby racjonalnie wykorzystać posiadanych maszyn.

Muzalewski uważa, że inwestować w maszyny należy tak dużo, jak to jest niezbędne z uwagi na wymagania agrotechniki roślin i organizacji produkcji, a równocześnie tak mało, aby koszty związane z utrzymaniem posiadanego sprzętu rolniczego nie obciążały nadmiernie gospodarstwa.

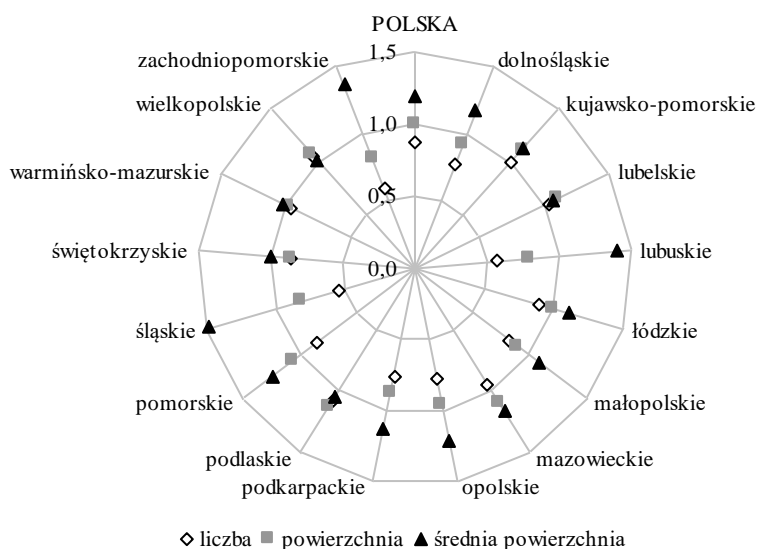
Specyfika polskiego rolnictwa i terminy optymalne do wykonania procesów polowych powodują, że każde gospodarstwo potrzebuje podstawowego sprzętu rolniczego, ponieważ odłożenie wykonania niektórych prac może spowodować obniżenie plonowania i spadek jakości uzyskanego plonu jak również pociągać za sobą konieczność ponoszenia nieprzewidzianych kosztów.

Wzorując się na krajach EU-12 w celu optymalizacji produkcji i minimalizacji kosztów, w naszym kraju intensywnie przeprowadza się procesy konsolidacyjne.

Można to zaobserwować na podstawie zmniejszającej się liczby gospodarstw i powiększania się ich arealów. W 13 analizowanych województwach liczba gospodarstw rolnych, w porównaniu z rokiem 2004 została zredukowana. Największą zmianę odnotowano w województwie śląskim (spadek o 45%) i zachodniopomorskim (o 40%) (rysunek 1). Jedynie w trzech województwach: lubelskim, podlaskim i wielkopolskim liczba gospodarstw rolnych nieznacznie wzrosła, co ma, między innymi związek, z powstawaniem nowych gospodarstw o profilu ekologicznym [Obszary wiejskie... 2016].

Powierzchnia użytków rolnych (UR), w odniesieniu do 2004 roku, w dziewięciu województwach zmniejszyła się średnio o 12%, z czego największe zmiany zaobserwowano w województwie lubuskim (21%). W województwach, gdzie powierzchnia użytków rolnych wzrosła, największy przyrost wystąpił na Podlasiu, Lubelszczyźnie, Mazowszu i Kujawach (średnio o 11%). Pod względem średniej powierzchni gospodarstwa najistotniejsze zmiany w analizowanych jednostkach administracyjnych wystąpiły w województwie śląskim. W tym przypadku w porównaniu z rokiem 2004 średnia powierzchnia wzrosła aż o 49%. Duże zmiany zachodziły również w województwach lubuskim (wzrost o 40%) i zachodniopomorskim (37%).

Rysunek 1. Indeksy 2015/2004 odpowiednio: liczby, powierzchni oraz średniej powierzchni UR gospodarstw rolnych w Polsce i województwach



Źródło: opracowanie własne na podstawie GUS

Celem niniejszego opracowania jest przedstawienie dynamiki zmian oraz zróżnicowania przestrzennego województw pod względem wyposażenia gospodarstw indywidualnych w ciągniki rolnicze.

MATERIAŁ I METODA ANALIZY

Analizę prowadzono w oparciu o dane z lat 2004-2015. Podstawowymi źródłami danych w prezentowanej publikacji są wyniki Powszechnego Spisu Rolnego 2010 [PSR 2010] oraz zasoby internetowe Głównego Urzędu Statystycznego. Do opisu stanu wyposażenia gospodarstw rolnych w ciągniki rolnicze w województwach Polski zastosowano następujące wskaźniki:

- liczba ciągników na 100 gospodarstw,
- powierzchnia UR przypadająca na jeden ciągnik.

Badanie obejmuje:

- ocenę intensywności zmian zjawiska poprzez zastosowanie indeksów:

$$i_{t/t-c} = \frac{y_t}{y_{t-c}} \quad \text{gdzie: } y_t - \text{realizacja zmiennej obserwowanej w czasie } t$$

($t = 1, 2, \dots, 12$), stała c ($c \in N$);

- ustalenie kierunku i szybkości zmian – wyznaczenie modeli tendencji rozwojowej postaci: $\hat{y}_t = \underset{(D(a_0))}{a_0} + \underset{(D(a_1))}{a_1} t$, gdzie: y_t - realizacja zmiennej obserwowanej w czasie t ($t=1,2,...,12$), a_0, a_1 - oszacowane parametry strukturalne modelu; $D(a_0), D(a_1)$ - średnie błędy ocen współczynników modelu.

WYNIKI BADAŃ

Wyposażenie polskiego rolnictwa w maszyny i urządzenia rolnicze jest przestrzennie zróżnicowane, co zdaniem Kukuły wynika m.in. z zaszłości historycznych [2014]. Poziom wyposażenia i wykorzystania ciągników rolniczych ma znaczący wpływ na efektywność gospodarowania [Kapela, Czarnocki 2011].

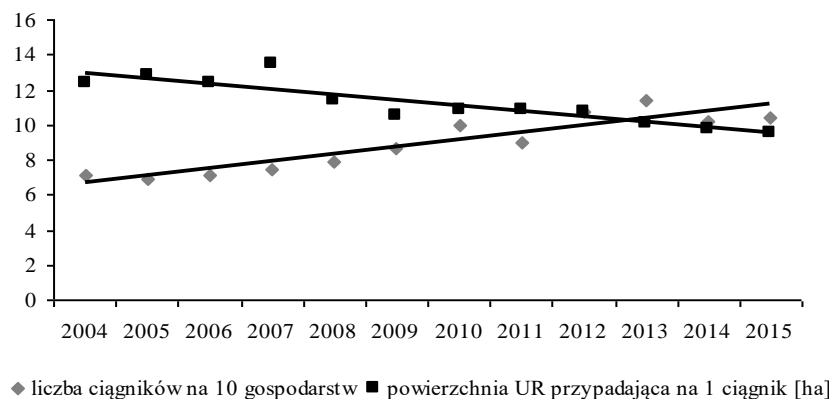
Wieloletnie badania nad wykorzystaniem środków technicznych w gospodarstwach rolnych prowadził Lorencowicz, który w podsumowaniu swoich badań stwierdzał, że wzrasta średnie wykorzystanie roczne środków technicznych w gospodarstwach rodzinnych, w tym także ciągników i innych środków energetycznych [2007].

W latach 2004-2015 w Polsce liczba ciągników przypadających na 10 gospodarstw wzrosła znacznie, bo o 46%. W 2004 roku na 10 gospodarstw przypadało 7 pojazdów (rysunek 2), podczas gdy w roku 2015 wartość ta przekroczyła 10 ciągników. Największe zmiany nastąpiły w 2009, 2010 i 2012 roku. Przeciwną tendencję zaobserwowano w przypadku powierzchni użytków rolnych przypadających na jeden ciągnik. W 2004 wartość analizowanej zmiennej kształtowała się na poziomie 12 ha, a w 2015 roku obniżyła się do 9,5 ha.

W latach 2004-2015 wyposażenie gospodarstw indywidualnych w ciągniki rolnicze w całej Polsce ulegało z roku na rok poprawie, liczba ciągników na 100 gospodarstw wzrastała o 4 sztuki. Z kolei liczba użytków rolnych przypadających na 1 ciągnik zmniejszała się przeciętnie o 0,3 ha.

Swoboda dysponowania własną maszyną jest gwarancją szybkiego jej zastosowania w odpowiednim momencie, co jest istotne w niesprzyjających warunkach pogodowych oraz w krótkich okresach agrotechnicznych. Wymienione czynniki są powodem decyzji inwestycyjnych rolników dotyczących zakupu sprzętu rolniczego.

Rysunek 2. Liczba ciągników na 10 gospodarstw, powierzchnia UR na 1 ciągnik w Polsce w latach 2004-2015 z wyznaczonymi trendami ($t = 1, 2, \dots, 12$)



$$\hat{y}_t = 6,23 + 0,41t$$

(0,42) (0,06)

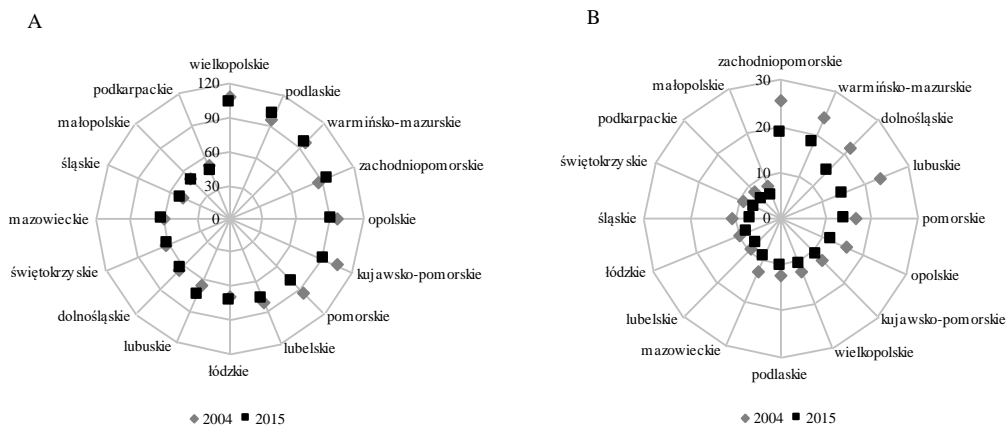
$$\hat{y}_t = 13,28 - 0,31t$$

(0,37) (0,05)

Źródło: opracowanie własne

Rozważając liczbę ciągników przypadających na 100 gospodarstw w układzie województw należy zauważyć, że pod tym względem Polska jest bardzo zróżnicowana (rysunek 3).

Rysunek 3. Liczba ciągników na 100 gospodarstw (A), powierzchnia UR na 1 ciągnik (B) w województwach Polski w roku 2004 i 2015



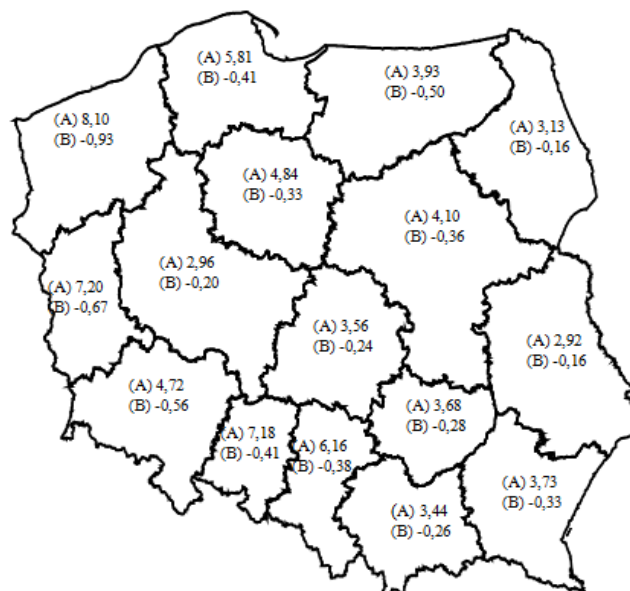
Źródło: opracowanie własne

Najwięcej pojazdów znajduje się w województwie wielkopolskim i podlaskimi, tutaj każde gospodarstwo jest wyposażone w ciągnik rolniczy. Podobnie jest w województwach położonych na północny kraju gdzie średnia wielkość powierzchni gruntów rolnych w gospodarstwie rolnym w 2015 roku była największa. Na terenie zachodniopomorskiego, warmińsko-mazurskiego, kujawsko-pomorskiego prawie każde gospodarstwo posiadało ciągnik. Najslabiej wyposażone są gospodarstwa w województwach o silnie rozdrobnionym rolnictwie: śląskim, małopolskim i podkarpackim, gdzie tylko co drugie gospodarstwo dysponowało ciągnikiem rolniczym.

Dostęp do funduszy, wspierających rozwój rolnictwa, płynących z Unii Europejskiej, spowodował zwiększenie inwestycji w park maszynowy. W konsekwencji tych działań we wszystkich województwach zmniejszyła się powierzchnia użytków rolnych przypadających na 1 ciągnik. Największe zmiany nastąpiły w województwach: zachodniopomorskim, dolnośląskim i warmińsko-mazurskim. Powierzchnia przypadająca na 1 ciągnik w tych trzech województwach zmniejszyła się o około siedem hektarów.

Dla każdego województwa oszacowano trendy liniowe liczby ciągników przypadających na 100 gospodarstw i powierzchni użytków rolnych przypadających na 1 ciągnik na podstawie danych z lat 2004-2015. Na rysunku 4 przedstawiono współczynniki kierunkowe tych linii trendu.

Rysunek 4. Współczynniki kierunkowe trendów liniowych oszacowanych odpowiednio dla liczby ciągników na 100 gospodarstw (A) i powierzchni UR na 1 ciągnik (B) dla województwach Polski na podstawie danych z lat 2004-2015



Źródło: opracowanie własne

Z roku na rok najwięcej ciągników na 100 gospodarstw rolnych średnio przybywało w województwach zachodniopomorskim i lubuskim. Następne pozycje zajmowały województwa opolskie i śląskie. Na wymienionych terenach przybywało średnio po 7 ciągników na 100 gospodarstw indywidualnych. Najniższe współczynniki kierunkowe wystąpiły w województwach położonych na wschodzie Polski, co świadczyło o tym, że tempo przyrostu liczby ciągników na 100 gospodarstw było najniższe i wynosiło 3 pojazdy rocznie.

Współczynniki prezentujące powierzchnię użytków rolnych przypadającą na 1 ciągnik wskazywały, że w województwie zachodniopomorskim z roku na rok powierzchnia ta malała o prawie hektar. Około pół hektara ubywało w województwach lubuskim, dolnośląskim i warmińsko-mazurskim. Najmniejsze zmiany występowały w województwach lubelskim i podlaskim.

Wyznaczone wartości współczynników korelacji (tabela 1) wskazują na zależność pomiędzy średnią powierzchnią gospodarstwa a wyznaczonymi współczynnikami linii trendu. W województwach, w których średnia powierzchnia jest duża, przyrost liczb ciągników na 100 gospodarstw jest na ogół wysoki. W przypadku powierzchni użytków rolnych przypadających na 1 ciągnik w województwach gdzie duża jest średnia powierzchnia gospodarstwa, z roku na rok, spadek powierzchni przypadającej na 1 ciągnik był największy.

Tabela 1. Wartości współczynników korelacji liniowej Pearsona*, gdzie:

(A) -współczynniki kierunkowe trendów liniowych liczby ciągników na 100 gospodarstw, (B) - współczynniki kierunkowe trendów liniowych powierzchni UR na 1 ciągnik, (C) – średnie powierzchnie gospodarstw w roku 2015

Wyszczególnienie	(A)	(B)	(C)
(A)	1,000		
(B)	-0,816	1,000	
(C)	0,682	-0,792	1,000

*wszystkie są statystycznie istotne $\alpha=0,004$ (α - poziom istotności)

Źródło: opracowanie własne

WNIOSKI

Z analiz statystycznych danych wynika, że w polskim rolnictwie istnieje duże zróżnicowanie w wyposażeniu w ciągniki i to zarówno w przeliczeniu na 100 gospodarstw, jak i na 100 ha użytków rolnych. Ta zmienność ma wyraźny związek z terytorialnym rozkładem gospodarstw według ich średniej powierzchni. Przeprowadzona analiza potwierdza badania przeprowadzone przez Muzalewskiego [2015], iż podstawowym czynnikiem różnicującym wyposażenie gospodarstw w ciągniki rolnicze jest areal posiadanych przez te gospodarstwa użytków rolnych.

W okresie 2004-2015 liczba ciągników przypadających na 100 gospodarstw systematycznie rosła. Najwięcej pojazdów w przeliczeniu na 100 gospodarstw, w analizowanym okresie, przybyło w województwach: zachodniopomorskim,

lubuskim i podlaskim. Najlepiej wyposażone w ciągniki rolnicze są województwa, gdzie średnia wielkość powierzchni gruntów rolnych w gospodarstwie rolnym w 2015 roku była największa, tj.: zachodniopomorskie, warmińsko-mazurskie, wielkopolskie i podlaskie. We wszystkich prezentowanych województwach zmniejszyła się powierzchnia użytków rolnych przypadających na 1 ciągnik.

BIBLIOGRAFIA

- Kapela K., Czarnocki S. (2011) Ocena wykorzystania ciągników rolniczych w gospodarstwach rodzinnych. *Inżynieria Rolnicza*, 90–95.
- Kukuła K. (2014) Budowa rankingu województw ze względu na wyposażenie techniczne rolnictwa w Polsce. *Wiadomości Statystyczne*, 7, 62–75.
- Lorencowicz E. (2007) Okres użytkowania i wykorzystanie środków energetycznych w gospodarstwach rodzinnych. *Inżynieria Rolnicza*, 7 (95), 123–128.
- Muzalewski A. (2015) Zasady doboru maszyn PROW 2014-2020. IBMER, Warszawa.
- Pawlak J. (2013) Powierzchnia gospodarstw rolnych a stan parku ciągnikowego. *Problemy Inżynierii Rolniczej*, 1, 13–22.
- Obszary wiejskie w Polsce w 2014 roku. (2016) Olsztyn, GUS, 164.
- Użytkowanie gruntów i powierzchnia zasiewów w 2015 roku. (2016) Warszawa, GUS, 19.
- <http://www.arimr.gov.pl/pomoc-krajowa/srednia-powierzchnia-gospodarstwa.html> [dostęp 10.05.2017]

THE DYNAMICS OF CHANGES OF EQUIPMENT OF INDIVIDUAL FARMS IN POLAND IN AGRICULTURAL TRACTORS IN TERMS OF SPACE

Abstract: In recent years, the area structure of agricultural holdings in Poland has not changed significantly, small farms, up to 5 ha, still dominate. The purpose of this paper is to present dynamics of selected indicators of farm equipment in tractors in Polish voivodships. In this article indexes of dynamics and models of development trend have been used. The analysis shows that in Polish agriculture there is a large spatial variation in the equipment of tractors, both in terms of 100 farms and 100 ha of agricultural land. This variability has a clear relationship with the territorial distribution of holdings according to their average area.

Keywords: tractor, a measure of dynamics, model of development trend, regional diversity