

METODY ILOŚCIOWE
W BADANIACH EKONOMICZNYCH

QUANTITATIVE METHODS
IN ECONOMICS

Vol. XIII, No. 1

Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego
Wydział Zastosowań Informatyki i Matematyki
Katedra Ekonometrii i Statystyki

METODY ILOŚCIOWE W BADANIACH EKONOMICZNYCH

Tom XIII/1

Redaktor Naczelny
Bolesław Borkowski, Karol Kukula

Warszawa 2012

KOMITET REDAKCYJNY

Prof. Zbigniew Binderman – przewodniczący, Prof. Bolesław Borkowski, Prof. Leszek Kuchar, Prof. Wojciech Zieliński, Dr. hab. Stanisław Gędek, Dr. Hanna Dudek, Dr. Agata Binderman – sekretarz.

RADA NAUKOWA

Prof. Bolesław Borkowski – przewodniczący (SGGW w Warszawie),
Prof. Zbigniew Binderman (SGGW w Warszawie),
Prof. Paolo Gajo (University of Florence),
Prof. Evgeny Grebenikov (Computing Centre of Russia Academy of Sciences, Moscow),
Prof. Yuiry Kondratenko (Black Sea State University, Ukraine),
Prof. Vassilis Kostoglou (Alexander Technological Educational Institute of Thessaloniki),
Prof. Robert Kragler (University of Applied Sciences, Weingarten, Germany),
Prof. Yochanan Shachmurove (The City College of The City University of New York);
Prof. Alexander N. Prokopenya (Brest University, Belarus),
Dr Monika Krawiec – sekretarz (SGGW w Warszawie).

SKŁAD I ŁAMANIE: dr Jolanta Kotlarska, dr Elżbieta Saganowska

RECENZENCI WSPÓŁPRACUJĄCY Z REDAKCJĄ

Prof. Iacopo Bernetti (University of Florence)
Prof. Paolo Gajo (University of Florence)
Prof. Yuiry Kondratenko (Black Sea State University, Ukraine)
Prof. Vassilis Kostoglou (Alexander Technological Educational Institute of Thessaloniki, Greece),
Prof. Karol Kukuła (Uniwersytet Rolniczy w Krakowie)
Prof. Wanda Marcinkowska – Lewandowska (Szkola Główna Handlowa w Warszawie)
Prof. Yochanan Shachmurove (The City College of the City University of New York)
Prof. Ewa Marta Syczewska (Szkola Główna Handlowa w Warszawie)
Prof. Dorota Witkowska (Szkola Główna Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie)
Prof. Wojciech Zieliński (Szkola Główna Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie)
Dr Lucyna Błażejczyk – Majka (Uniwersytet Adama Mickiewicza w Poznaniu)
Dr Michaela Chocolata (University of Economics in Bratislava, Slovakia)

Redaktor językowy: Agata Kropiwek

Redaktor statystyczny: Prof. Wojciech Zieliński

Native speaker: Prof. Yochanan Shachmurove

Redaktorzy tematyczni:

ekonometria i statystyka – Prof. Bolesław Borkowski
inżynieria finansowa – Prof. Dorota Witkowska
wielowymiarowa analiza danych – Prof. Wiesław Szczesny
ekonomia matematyczna – Prof. Zbigniew Binderman

ISSN 2082 – 792X

© Copyright by Katedra Ekonometrii i Statystyki SGGW, Warszawa 2012

Wersją pierwotną jest wersja papierowa

Druk: Agencja Reklamowo-Wydawnicza A. Grzegorzczak, www.grzeg.com.pl



Ken

SPIS TREŚCI

Profesor Karol Kukula – 40 lat pracy naukowo-dydaktycznej	1
Karol Kukula – Propozycja budowy rankingu obiektów z wykorzystaniem cech ilościowych oraz jakościowych	5
Mieczysław Adamowicz, Paweł Janulewicz – Wykorzystanie metod wielowymiarowych w określeniu pozycji konkurencyjnej gminy na przykładzie województwa lubelskiego	17
Elżbieta Badach – Zastosowanie metod statystycznej analizy wielowymiarowej do badania struktury wydatków gospodarstw domowych	29
Zbigniew Binderman, Bolesław Borkowski Wiesław Szczesny, Yochanan Shachmurove – Zmiany struktury eksportu produktów rolnych w wybranych krajach UE w okresie 1980–2010	36
Danuta Bogocz – Pomędzy TAK a NIE czyli o rozmytym charakterze pojęć, metod i kategorii	49
Jadwiga Bożek – Kierunki zmian struktury agrarnej województw według grup typologicznych (prognoza do roku 2020)	58
Jan Czempas – Współczynnik koncentracji k jako miara zróżnicowania dochodów i inwestycji gmin	69
Beata Fałda, Józef Zając – Zagadnienie regresji w naukach ekonomicznych	82
Anna Florek-Paszkowska Piotr Cymanow – Zarządzanie procesem produkcji z wykorzystaniem metody AHP/ANP	96
Tadeusz Konrad Grabowski – Analiza statystyczna cen ziemi rolniczej w Polsce (2005–2010)	106
Wiesław Grygierzec – O jednolitym podejściu do rachunku wariacyjnego i sterowania optymalnego	118
Józef Hozer – W sprawie zasadniczej proporcji gospodarczej	127

Monika Jaworska, Artur Jacek Kożuch – Ocena przydatności wybranych metod WAP w analizie samodzielności finansowej gmin	131
Marek Andrzej Kociński – O pewnej strategii zarządzania portfelem. Teoria i przykład portfela spółek z sektora spożywczego	138
Włodzimierz Kołodziejczak, Feliks Wysocki – Determinanty zmiany stanu aktywności ekonomicznej ludności w Polsce	146
Lidia Luty – Dynamika rozwoju rolnictwa ekologicznego w Polsce	158
Jan Paradysz, Karolina Paradysz – Rozwój demograficzny wsi: trendy i perspektywy (1950–2030)	167
Wojciech Sikora – Optymalizacja produkcji roślinnej jako nieliniowe zagadnienie rozdziału	184
Jacek Strojny – Konkurencyjność międzynarodowa rolnictwa krajów UE – konwergencja czy dywergencja?	194
Janina Szewczyk – Miara zróżnicowania wyposażenia gospodarstw rolnych w techniczne środki produkcji	204
Maria Szmuksta-Zawadzka, Jan Zawadzki – O miernikach dokładności prognoz ex post w prognozowaniu zmiennych o silnym natężeniu sezonowości	212
Katarzyna Utnik-Banaś – Analiza szeregu czasowego cen żywca brojlerów w latach 1991–2011	224
Aneta Włodarczyk, Marek Szajt – Ocena stabilności sytuacji finansowej przedsiębiorstw sektora przemysłu spożywczego na podstawie TMAI	234
Katarzyna Wolak – Japonia – Polska. Struktura importu oraz eksportu żywności i żywych zwierząt w latach 2000–2011	245
Monika Ziolo – Zróżnicowanie przedsiębiorstw sektora usług turystycznych w układzie województw	257
Dariusz Żmija, Lidia Luty – Determinanty terytorialnego zróżnicowania absorpcji środków unijnych w ramach działania „Modernizacja gospodarstw rolnych” PROW 2007–2013	266
Joanna Żyra – Współczesne narzędzia ekonometryczne w badaniach niedopasowań strukturalnych na rynku usług edukacyjnych	275

PROFESOR KAROL KUKUŁA – 40 LAT PRACY NAUKOWO-DYDAKTYCZNEJ

Profesor Karol Kukuła urodził się 23 lutego 1948 roku w Brodach koło Kalwarii Zebrzydowskiej. W latach 1968-1972 studiował na Wydziale Ekonomiki Produkcji Wyższej Szkoły Ekonomicznej w Krakowie. Już w czasie studiów szczególnie interesował się zastosowaniem metod matematycznych w badaniach społeczno-ekonomicznych, stąd Jego ulubionymi przedmiotami były: statystyka, ekonometria i badania operacyjne. Tytuł magistra ekonomii otrzymał na podstawie pracy *„Ekonometryczna analiza działalności produkcyjnej Krakowskich Zakładów Przemysłu Spirytusowego”*. W 1973 roku zdobył miano najlepszego studenta Krakowa, co łączyło się z otrzymaniem medalu im. M. Kopernika oraz Krakowskiej Czerwonej Róży.

Po ukończeniu studiów podjął pracę w Zakładzie Ekonometrii i Cybernetyki Wyższej Szkoły Ekonomicznej w Krakowie na stanowisku asystenta-stażysty, następnie asystenta, starszego asystenta i adiunkta.

W roku 1976 obronił pracę doktorską pt. *„Metody badania zmienności struktur ekonomicznych”* i decyzją Rady Wydziału Ekonomiki i Organizacji Obrotu Akademii Ekonomicznej w Krakowie uzyskał stopień doktora nauk ekonomicznych. W roku 1990 na podstawie ogólnego dorobku naukowego i rozprawy nt. *„Statystyczna analiza strukturalna i jej zastosowanie w sferze usług produkcyjnych dla rolnictwa”* uzyskał stopień doktora habilitowanego nauk ekonomicznych w zakresie ekonomii, statystyki i ekonomiki rolnictwa.

Swój warsztat naukowo-badawczy Profesor rozwijał na zagranicznych stażach naukowych: w Uniwersytecie Katolickim w Tilburgu (1976 r.) oraz w Grand Valley State College w USA (1981 r.).

W 1992 roku objął stanowisko profesora Akademii Rolniczej w Krakowie (obecnie Uniwersytet Rolniczy), gdzie od maja 1992 roku do chwili obecnej pełni funkcję kierownika Katedry Statystyki Matematycznej (dawniej Zakład Statystyki Matematycznej). Pracę w Akademii Ekonomicznej kontynuował nadal, w wymiarze $\frac{3}{4}$ etatu, do roku 1996.

W miarę naukowego awansu i uzyskiwania kolejnych stopni naukowych i stanowisk, Profesor, jako wysoko ceniony wykładowca w zakresie statystyki, ekonometrii i badań operacyjnych, był zapraszany do różnych uczelni i zatrudniany

tam przez wiele lat. Wykładał w Państwowej Wyższej Szkole Zawodowej w Jarosławiu, Wyższej Szkole Pedagogicznej w Krakowie, Akademii Wychowania Fizycznego w Krakowie, w Politechnice Częstochowskiej, Wyższej Szkole Biznesu i Przedsiębiorczości w Ostrowcu Świętokrzyskim (prorektor w latach 2000-2001), w Wyższej Szkole Humanistyczno-Ekonomicznej w Zamościu, w której w latach 2001–2003 pełnił funkcję Rektora oraz w Państwowej Wyższej Szkole Zawodowej w Tarnowie, gdzie jest zatrudniony do dziś.

Szerokie zainteresowania naukowe Profesora w największym stopniu skupiają się na zagadnieniach związanych z wielowymiarową analizą porównawczą. Rozwiązania prezentowane są w większości w kontekście gospodarki rolno-żywnościowej. Poruszana tematyka obejmuje m.in. problemy adaptacji struktury polskiej gospodarki w warunkach konkurencyjności krajów Unii Europejskiej, charakter struktury agrarnej Polski i dynamiki jej przekształceń w porównaniu z analogicznymi strukturami Europy Zachodniej, analizę przestrzennego rozkładu skupu rolnego w Polsce oraz poziomu nasycenia usługami produkcyjnymi polskiego rolnictwa. Niektóre metody wielowymiarowej analizy porównawczej znalazły zastosowanie w sferze turystyki, gdzie posłużyły jako narzędzie do hierarchicznego porządkowania województw pod względem ich bazy materialnej czy stopnia zagospodarowania turystycznego i stanu środowiska naturalnego.

Wiele zagadnień teoretycznych z zakresu analizy struktur ekonomicznych, wraz z przykładami ilustrującymi proponowane rozwiązania, Profesor zawarł w monografiach:

- „*Statystyczne metody analizy struktur ekonomicznych*”,
- „*Metoda unitaryzacji zerowanej*”,
- „*Statystyczne studium struktury agrarnej w Polsce*”.

Oprócz wymienionych monografii Profesor jest autorem ponad 130 publikacji, w tym 88 samodzielnych. Prof. K. Kukuła bierze też aktywny udział w licznych konferencjach i sympozjach; bardzo często wygłaszając referaty, a prawie zawsze uczestnicząc w dyskusji. Jest uczestnikiem wielu konferencji cyklicznych, w tym także o zasięgu międzynarodowym, m.in.: Międzynarodowa Konferencja nt. Metod i Zastosowań Badań Operacyjnych (MZBO), Międzynarodowe Colloquium Biometryczne, Międzynarodowa Konferencja „Metody Ilościowe w Badaniach Ekonomicznych”, Kongres Stowarzyszenia Ekonomistów Rolnictwa i Agrobiznesu.

Profesor jest bardzo cenionym dydaktykiem. Prowadzi zajęcia w formie wykładów i ćwiczeń z wielu przedmiotów: *statystyki, ekonometrii, badań operacyjnych, metod oceny zjawisk złożonych, prognozowania i symulacji*. Jego wykłady cechuje wysoki profesjonalizm i przystępność przekazu, dlatego cieszą się dużym uznaniem wśród studentów. Prowadzi również seminaria magisterskie z zakresu zastosowań metod statystycznych do opisu zjawisk i zależności ekonomicznych. Był opiekunem ponad 200 prac magisterskich i licencjackich. Bogate doświadczenie dydaktyczne Profesora zaowocowało znaczącą liczbą skryptów i podręczników, bardzo popularnych i cenionych wśród studentów, a także pracowników naukowych kierunków ekonomicznych większości polskich uczelni. Warto podkreślić, że prawie wszystkie z tych podręczników ukazały się już w kilku wydaniach.

Profesor jest autorem lub współautorem oraz redaktorem następujących podręczników o zasięgu ogólnopolskim:

- *Elementy statystyki w zadaniach*, PWN Warszawa, trzy wydania
- *Badania operacyjne w przykładach i zadaniach*, PWN Warszawa, sześć wydań
- *Ekonometria w przykładach i zadaniach*, PWN Warszawa, dwa wydania

oraz skryptu AR:

- *Wybrane zagadnienia matematyki w zadaniach*, dwa wydania.

Na szczególne podkreślenie zasługuje fakt, że Prof. K. Kukuła wniósł bardzo znaczący wkład w rozwój młodej kadry naukowej, szczególnie na Uniwersytecie Rolniczym w Krakowie, ale także i poza nim. Był promotorem 11 wypromowanych przewodów doktorskich (w tym 8 w Katedrze, którą kieruje), 5-krotnie był recenzentem rozpraw habilitacyjnych, a 7-krotnie doktorskich.

Profesor prowadzi również działalność wydawniczo-redakcyjną: od 1992 roku jako redaktor naukowy serii *Ekonomika Zeszytów Naukowych Akademii Rolniczej w Krakowie*, a od 1997 roku jest członkiem Kolegium Redakcyjnego i Rady Programowej periodyku o zasięgu ogólnokrajowym *Krakowskie Studia Małopolskie*.

Uznanie dla wyników pracy oraz zdolności organizacyjnych wyraża się w powierzanych Mu funkcjach. Prof. K. Kukuła jest kierownikiem Katedry Statystyki Matematycznej UR od 1992 roku; w latach 1994-1996 i 2002-2008 był przewodniczącym Wydziałowej Komisji do Spraw Nagród i Odznaczeń, a przez szereg lat był członkiem Wydziałowej, a także Uczelnianej Komisji Rekrutacyjnej AR (a wcześniej również Akademii Ekonomicznej).

Za osiągnięcia naukowe i dydaktyczne Profesor został wyróżniony Nagrodą Ministra III stopnia za skrypty Akademii Ekonomicznej napisane w latach

1978-1982, zaś za skrypt Akademii Rolniczej – Nagrodą Rektora Akademii Rolniczej w Krakowie. Podobnie za prace naukowo-badawcze otrzymał Nagrodę Rektora Akademii Ekonomicznej (w latach 1987, 1989, 1991 i 1995) oraz w 1995 roku - Nagrodę Rektora Akademii Rolniczej. W 1999 roku został odznaczony Srebrnym Krzyżem Zasługi, a w 2002 roku – Medalem Komisji Edukacji Narodowej.

Nie sposób nie wspomnieć o hobby Profesora, jakim jest historia w ogóle, a w szczególności okres I wojny światowej. Profesor od lat pieczołowicie gromadzi cenne pamiątki z tego okresu, wyszukując je właściwie przy każdej nadarzającej się okazji, a także regularnie na giełdach staroci. Zgromadził też pokaźny zbiór sztuców polskich z wieku XVII-XX i jest w trakcie pisania książki na ten temat.

Jako długoletni pracownik Katedry Statystyki Matematycznej, chciałabym szczególnie podkreślić zaangażowanie Profesora w rozwój naukowy pracowników Katedry. Profesor poświęca temu bardzo dużo czasu, uwagi i wysiłku. Dziękuję za to w imieniu własnym i wszystkich pracowników Katedry.

Z okazji Jubileuszu życzymy pomyślności i dalszych sukcesów w pracy naukowo-dydaktycznej oraz zdrowia i szczęścia w życiu rodzinnym.

Jadwiga Bożek

PROPOZYCJA BUDOWY RANKINGU OBIEKTÓW Z WYKORZYSTANIEM CECH IŁOŚCIOWYCH ORAZ JAKOŚCIOWYCH

Karol Kukula

Katedra Statystyki Matematycznej
Uniwersytet Rolniczy im. Hugona Kołłątaja w Krakowie
e-mail: ksm@ur.krakow.pl

Streszczenie: W artykule podjęto próbę jednoczesnego wykorzystania cech ilościowych oraz jakościowych w ocenie zjawiska złożonego. W pierwszej kolejności przedstawiono kilka – często spotykanych w opracowaniach empirycznych – metod normowania z uwzględnieniem ich własności. Szczególną uwagę poświęcono metodzie unitaryzacji zerowanej, wskazując na jej przydatność w jednoczesnym procesie normowania z cechami jakościowymi. W dalszej części artykułu zaproponowano metody kwantyfikacji oraz normowania wybranych cech jakościowych. Całość związana z normowaniem, wyznaczaniem zmiennej statystycznej oraz budową rankingu, zilustrowano przykładem.

Słowa kluczowe: cechy ilościowe, cechy jakościowe, obiekt, metody normowania, metoda unitaryzacji zerowanej, ranking, zjawisko złożone

WSTĘP

Jednym z podstawowych zadań stojących przed wielowymiarową analizą statystyczną jest budowa rankingu obiektów ze względu na zespół cech je opisujących. Przystępując do budowy rankingu obiektów na bazie cech ilościowych należy doprowadzić do ujednolicenia zmiennych względem wielkości a także pozbawić ich mian. Celowi temu służą liczne metody normowania cech ilościowych [Borys 1978], [Grabiński 1984], [Hellwig 1968], [Kukula 2000], [Nowak 1985] i [Strahl 1990], jakie można znaleźć w literaturze przedmiotu. Problem się komplikuje, gdy mamy do czynienia z cechami ilościowymi oraz jakościowymi jednocześnie. Odpowiada to sytuacji, gdy w wytypowanym do

badani zbiorze cech diagnostycznych obok cech ilościowych występują również cechy jakościowe.

Celem niniejszego artykułu jest ukazanie jednej z możliwych dróg postępowania w przypadku współwystępowania cech ilościowych oraz jakościowych, służących opisowi obiektów będących przedmiotem zainteresowania badacza. Dla realizacji tego celu przedstawiono jedną z metod normowania cech ilościowych – metodę unitaryzacji zerowanej – a w dalszej kolejności zaproponowano, po uprzedniej kwantyfikacji metodę normowania cech jakościowych. Warunkiem umożliwiającym agregację obu typów cech po ich unormowaniu jest uzyskanie takich samych przedziałów zmienności w obu przypadkach. Metoda unitaryzacji zerowanej oraz proponowana metoda normowania cech jakościowych spełniają ten postulat. Obie metody dają bowiem unormowania cech w przedziale obustronnie domkniętym $[0,1]$.

Metoda unitaryzacji zerowanej

W procesie normowania oryginalnych wartości cech diagnostycznych X należy dokonać ich przekształcenia według wybranej metody normującej w zmienną Z pozbawioną mian i o ustalonym, jednolitym przedziale zmienności. Jedną z metod normujących cechy ilościowe jest metoda unitaryzacji zerowanej, którą ze względu na jej własności polecamy do wykorzystania z proponowaną dalej metodą normowania cech jakościowych.

Zakładając, że mamy na celu budowę rankingu r obiektów ($i = 1, \dots, r$) ze względu na poziom zjawiska złożonego opisywanego przez w zmiennych o charakterze ilościowym oraz przez s zmiennych o charakterze jakościowym, należy zebrać informacje, które utworzą macierz zmiennych diagnostycznych:

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

Zatem macierz wszystkich cech diagnostycznych składa się z dwóch podmacierzy $\mathbf{X}_1$ i $\mathbf{X}_2$. Podmacierz $\mathbf{X}_1$ zawiera bowiem cechy ilościowe zaś podmacierz $\mathbf{X}_2$ cechy jakościowe:

$$\mathbf{X}_1 = \begin{bmatrix} x_{11} & x_{12} & \dots & x_{1w} \\ x_{21} & x_{22} & \dots & x_{2w} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ x_{r1} & x_{r2} & \dots & x_{rw} \end{bmatrix}, \quad \mathbf{X}_2 = \begin{bmatrix} x_{1(w+1)} & x_{1(w+2)} & \dots & x_{1(w+s)} \\ x_{2(w+1)} & x_{2(w+2)} & \dots & x_{2(w+s)} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ x_{r(w+1)} & x_{r(w+2)} & \dots & x_{r(w+s)} \end{bmatrix} \quad (2)$$

W pierwszej kolejności skupimy uwagę na problemie wyboru metody normującej cechy ilościowe. Istnieje wiele rozwiązań w tym zakresie pojawiających się w literaturze przedmiotu: Borys[1978], Hellwig[1968], Kukuła[2000], Nowak[1985], Strahl[1990].

Jakimi kryteriami zatem należy się kierować przy wyborze odpowiedniej metody normującej cechy ilościowe, tak aby współgrały z metodą normowania cech jakościowych proponowaną dalej?

Kryteria te można określić następująco:

1. Równość długości przedziałów zmienności wartości wszystkich cech po normowaniu (stałość rozstępu zmiennych $Z_1, \dots, Z_w$).
2. Równość dolnej i górnej granicy przedziałów zmienności cech Z_j , chodzi o przedział $[0,1]$ dla wszystkich cech unormowanych.
3. Możliwość normowania cech przyjmujących wartości dodatnie i ujemne.
4. Możliwość normowania cech przybierających wartość równą 0.
5. Dodatnie lub równe 0 wartości cech po unormowaniu.

Rozważmy zatem własności czterech stosunkowo często stosowanych metod normowania:

- I. Metoda standaryzacyjna
- II. Metoda E. Nowaka
- III. Metoda D. Strahl
- IV. Metoda unitaryzacji zerowanej.

Oto formuły normujące stosowane dla zmiennych będących stymulantami (zbiór stymulant oznaczono symbolem S) oraz destymulantami (zbiór destymulant oznaczono symbolem D) w każdej z wytypowanych metod:

$$\text{I.} \quad z_{ij} = \frac{x_{ij} - \bar{X}_j}{S(X_j)}, \quad X_j \in S \quad (3)$$

$$z_{ij} = \frac{\bar{X}_j - x_{ij}}{S(X_j)}, \quad X_j \in D \quad (4)$$

$$\text{II.} \quad z_{ij} = \frac{x_{ij}}{\bar{X}_j}, \quad X_j \in S \quad (5)$$

$$z_{ij} = \frac{\bar{X}_j}{x_{ij}}, \quad X_j \in D \quad (6)$$

$$\text{III.} \quad z_{ij} = \frac{x_{ij}}{\max_i x_{ij}}, \quad X_j \in S \quad (7)$$

$$z_{ij} = \frac{\min_i x_{ij}}{x_{ij}}, \quad X_j \in D \quad (8)$$

$$\text{IV.} \quad z_{ij} = \frac{x_{ij} - \min_i x_{ij}}{\max_i x_{ij} - \min_i x_{ij}}, \quad X_j \in S \quad (9)$$

$$z_{ij} = \frac{\max_i x_{ij} - x_{ij}}{\max_i x_{ij} - \min_i x_{ij}}, \quad X_j \in D \quad (10)$$

Wgląd w przedstawione formuły (3 – 10) pozwala wysnuć następujące spostrzeżenia:

- a) Wszystkie postulaty (1 – 5) spełnia tylko metoda IV tj. metoda unitaryzacji zerowanej.
- b) Pozostałe metody dają w rezultacie unormowania różnej długości przedziałów zmienności cech unormowanych. W szczególności metoda III [D Strahl] może w pewnych sytuacjach dawać stosunkowo krótkie przedziały zmienności zmiennych Z . Przypadek taki może wystąpić, gdy $\min_i x_{ij}$ jest bliskie $\max_i x_{ij}$. Przykładowo, jeśli unormujemy cechę $X_1 \in S$:

$$\mathbf{X}_1 = \begin{bmatrix} 100 \\ 90 \\ 95 \\ 80 \\ 85 \end{bmatrix},$$

to otrzymamy $z_{i1} \in [0,8;1]$ a więc bardzo krótki przedział zmienności, w którym najgorszy obiekt – czwarty z najniższą wartością cechy X_1

legitymuje się unormowaniem na poziomie 0,8. W innym zaś przypadku, gdy weźmiemy pod uwagę cechę $X_2 \in S$ i zastosujemy metodę III, otrzymamy:

$$\mathbf{X}_2 = \begin{bmatrix} 100 \\ 50 \\ 40 \\ 10 \\ 80 \end{bmatrix}, \quad z_{i2} \in [0,1;1]$$

Obiekt najgorszy, również czwarty, przyjmie po unormowaniu wartość: $z_{42} = 0,1$. Ta skrajna ale możliwa sytuacja ujawnia, że występuje tu w wyniku zastosowania metody III wyraźne przeszacowanie unormowań cechy X_1 w stosunku do cechy X_2 .

- c) Metody I, II i III nie pozwalają na normowanie cech przyjmujących wartości dodatnie i ujemne lub tylko ujemne.
- d) Również nie wszystkie z wymienionych metod umożliwiają normowanie cech przyjmujących wartość zero (cechy o tej wartości spotyka się w praktyce badań). Metodą III nie można unormować cechy o wartości zero, jeśli cecha ta jest destymulantą [zob. formułę (8)] . Podobnie metodą II (E. Nowaka) nie można unormować destymulant przyjmujących wartość zero.

Spostrzeżenia te skłaniają do wniosku, że najbardziej właściwą metodą normującą cechy ilościowe w korespondencji z metodą normującą cechy jakościowe jest metoda unitaryzacji zerowanej (MUZ).

W (MUZ) istnieje prosta formuła transformująca cechy ilościowe będące nominantami oznaczonymi symbolem (N) :

$$z_{ij} = \begin{cases} \frac{x_{ij} - \min_i x_{ij}}{c_{oj} - \min_i x_{ij}} & \text{dla } x_{ij} < c_{oj} \\ 1 & \text{dla } x_{ij} = c_{oj} \\ \frac{\max_i x_{ij} - x_{ij}}{\max_i x_{ij} - c_{oj}} & \text{dla } x_{ij} > c_{oj} \end{cases} \quad \text{dla } X_j \in N \quad (11)$$

gdzie c_{oj} to wartość nominalna j – tej cechy diagnostycznej należącej do zbioru nominant (N) .

Dla cech będących nominantami zachodzą związki:

$$z_{ij} = 1 \Leftrightarrow x_{ij} = c_{oj} \quad (12)$$

oraz

$$z_{ij} = 0 \Leftrightarrow x_{ij} = \min_i x_{ij} \text{ lub } x_{ij} = \max_i x_{ij}. \quad (13)$$

PROPOZYCJA METODY NORMOWANIA CECH JAKOŚCIOWYCH

Cechy jakościowe mają z reguły charakter opisowy. Chcąc podejść do tego problemu od strony ilościowej, analitycy wymyślili preferencyjny sposób zadawania pytań w prowadzonych wywiadach i ankietach. Przykładowo, w pytaniu – jak smakuje piwo Żywiec – dają kilka opcji do wyboru: a) bardzo, b) dobrze, c) dość dobrze, d) tak sobie, e) wcale nie smakuje. Istnieje wówczas możliwość kwantyfikacji takiej wypowiedzi za pomocą różnych, często stosowanych skal liczbowych, w których liczbę największą przypisuje się odpowiedzi a) zaś liczbę najmniejszą odpowiedzi e).

Inny sposób kwantyfikacji zmiennej o charakterze jakościowym polega na eksperckim ustaleniu gradacji, czyli kolejności klasyfikowanych obiektów ze względu na tę zmienną. Rozważmy przykładowo próbę oceny kilku miejscowości bądź regionów o charakterze turystycznym ze względu na walory krajobrazowe. Poza oceną ekspercką nie ma właściwie innych możliwości ustalania kolejności rozpatrywanych obiektów od najatrakcyjniejszych do przeciętnych oraz najmniej atrakcyjnych widokowo.

Jeśli w badaniu zjawiska złożonego (zob. Kukuła 2000) obok szeregu cech ilościowych pojawi się jedna bądź więcej zmiennych o charakterze jakościowym i dających się zaliczyć do wyżej opisanych przypadków, **zadaniem naszym jest tak przekształcić dane ze skali czy też kolejnościowych układów porządkowych by unormowane cechy korespondowały ze sobą**. To właśnie ten powód zdecydował o wyborze metody unitaryzacji zerowanej do stosowania z jednoczesnym normowaniem cech jakościowych. Rezultat transformacji cech w obu przypadkach zawiera się w przedziale $[0,1]$.

Podjęmy próbę rozwiązania problemu normowania cech jakościowych odnosząc się, w pierwszej kolejności, do skali Likerta. W skali tej odpowiedzi respondenta są stopniowane przy użyciu liczb naturalnych od najmniejszej oceny punktowanej liczbą jeden do największej oceny wyrażonej liczbą $k \in N$ (N - zbiór liczb naturalnych). Zwykle w skali Likerta przyjmuje się nieparzystą liczbę dla parametru k a więc 3, 5, 7, lub 9. Konkretną odpowiedzią liczbową eksperta (respondenta) w kwestii danego obiektu jest liczba l ($l = 1, \dots, k$). Transformacja tej wypowiedzi do przedziału $[0,1]$ jest następująca:

$$z_{ij} = \frac{l_{ij} - 1}{k_j - 1}, \quad \begin{matrix} (l_j = 1, \dots, k_j) \\ (j = m + 1, \dots) \end{matrix} \quad (14)$$

gdzie: l_{ij} – ocena i – tego obiektu w zakresie j – tej zmiennej jakościowej,

k_j – liczba stanów (ocen) j – tej zmiennej jakościowej.

Formuła transformacyjna (14) odnosi się do przypadku, gdy w kwestii oceny obiektu wypowiada się jeden ekspert.

Rozważmy sytuację, gdy na temat oceny danego obiektu wypowiada się n ekspertów ($n > 1$). Należy wówczas wziąć pod uwagę, że ich oceny mogą się różnić. W takim przypadku przeciętną ocenę i – tego obiektu w zakresie j – tej zmiennej otrzymujemy stosując średnią ważoną:

$$\bar{l}_{i(j>w)} = \frac{\sum_{l=1}^k l_{i(j>w)l} n_{i(j>w)l}}{n} \quad (15)$$

Symbolem $n_{i(j>w)l}$ oznaczono liczbę ocen o wartości l dotyczących i – tego obiektu w zakresie zmiennej jakościowej $j > w$.

Każdy ekspert daje 1 ocenę w stosunku do danego obiektu, przeto zachodzi równanie:

$$\sum_{l=1}^k n_{i(j>w)l} = n \quad (16)$$

Uzyskane za pomocą wzoru (15) przeciętne oceny poszczególnych obiektów poddajemy transformacji wg wzoru:

$$z_{i(j>w)} = \frac{\bar{l}_{i(j>w)} - \min_i \bar{l}_{i(j>w)}}{\max_i \bar{l}_{i(j>w)} - \min_i \bar{l}_{i(j>w)}} \quad (17)$$

W tym przypadku unormowane wartości zmiennej jakościowej zawierają się w przedziale $[0,1]$.

Nieco inaczej a zarazem prościej przedstawia się sytuacja, gdy eksperci ustalają jednorazowo kolejność obiektu ze względu na określoną cechę jakościową. Przykładem może być próba ustalenia kolejności gmin danego subregionu ze względu na walory krajobrazowe. Zakładamy, iż nadal bierzemy pod uwagę r obiektów ($i = 1, \dots, r$). Zatem każdy obiekt zajmuje jedną z r możliwych pozycji. Obiektowi zajmującemu pierwszą pozycję przypisać należy rangę r obiektowi z drugiej pozycji rangę $r-1$ itd. Obiekt zajmujący r – tę pozycję otrzyma rangę wyrażoną liczbą 1. Warto zauważyć, iż zmienna rangowa l przyjmuje wartość z przedziału:

$$l \in [1, r], r \in N. \quad (18)$$

Rozstęp tak zdefiniowanej zmiennej stanowi liczbę obiektów pomniejszoną o jeden:

$$R(l) = r - 1 \quad (19)$$

Otrzymane w ten sposób rangi podajemy przekształceniu liniowemu zgodnie z ideą MUZ, co w rezultacie prowadzi do ostatecznej formuły normującej:

$$z_{ij>w} = \frac{l_{ij} - 1}{r - 1}, \quad (20)$$

przy czym $l_{ij>w}$ to wartość j -tej cechy dla i -tego obiektu. Wartości $z_{ij>w}$ należą do obustronnie domkniętego przedziału $[0,1]$.

W każdym z rozpatrywanych przypadków otrzymano takie same przedziały zmienności zmiennych jakościowych, co umożliwia przejście do agregacji wszystkich cech unormowanych.

Celem budowy rankingu obiektów ze względu na dane zjawisko złożone opisywane cechami zarówno ilościowymi jak i jakościowymi, należy uzyskać ocenę każdego obiektu za pomocą zmiennej agregatowej (syntetycznej). Zmienną syntetyczną Q_i będącą jednocześnie oceną i -tego obiektu jest następująca suma:

$$Q_i = \sum_{j=1}^{w+s} z_{ij} \quad (21)$$

Zmienna syntetyczna Q stanowi ostatnie ogniwo potrzebne do budowy rankingu obiektów ze względu na rozpatrywane zjawisko.

PRZYKŁAD

Pewien turysta – z profesji statystyk – zastanawia się, które z siedmiu sołectw wybrać na pobyt w czasie letniego urlopu w pewnej atrakcyjnej podgórskiej gminie. Skrzywienie zawodowe nakazuje mu – przed podjęciem decyzji o lokalizacji swoich wczasów – zebrać odpowiednie dane o gospodarstwach agroturystycznych w sołectwach tej gminy. Zgromadził następujące informacje:

1. liczba gospodarstw agroturystycznych w sołectwie – X_1 ,
2. Liczba gospodarstw agroturystycznych o podwyższonym standardzie mieszkań – X_2 ,
3. Liczba gospodarstw agroturystycznych oferujących hipoterapie – X_3 ,
4. Liczba gospodarstw agroturystycznych oferujących poza wyżywieniem inne atrakcje, jak np. ogniska, przejażdżki bryczką itp. – X_4 ,

5. Walory sołectwa związane z pamiątkami historycznymi, zabytkami oraz dziełami sztuki ludowej – X_5 (ocena eksperta),
6. Przeciętna ocena jednego osobo – dnia w zł – X_6 .

Informacje te, dotyczące wszystkich siedmiu sołectw $(s_1, \dots, s_7)$ zapisano w postaci zmiennych $(X_1, \dots, X_6)$ ujmując je w tab. 1.

Tabela 1. Wartości cechy $(X_1, \dots, X_6)$ dotyczące sołectw $(s_1, \dots, s_7)$.

Obiekt (sołectwo)	$X_1 \in S$	$X_2 \in S$	$X_3 \in S$	$X_4 \in S$	$X_5 \in S^1$	$X_6 \in D$
s_1	25	8	2	3	4	70
s_2	15	9	1	6	1	75
s_3	10	4	3	8	2	45
s_4	50	5	5	23	3	60
s_5	30	9	3	5	7	35
s_6	25	10	3	10	5	55
s_7	25	14	4	21	6	35

Źródło: dane fikcyjne

¹ W kwestii kryterium (5), które po kwantyfikacji przyjmie postać zmiennej X_5 , turysta pozyskał w miejscowej gminie informacje pozwalające ustalić ranking sołectw od najatrakcyjniejszych do najsłabszych w omawianym zakresie:

- 1) s_5
- 2) s_7
- 3) s_6
- 4) s_1
- 5) s_4
- 6) s_3
- 7) s_2

Ustalony ranking stanowi punkt wyjścia do kwantyfikacji tej cechy jakościowej.

Pierwszemu sołectwu w rankingu przyporządkowuje się liczbę 7, drugiemu w kolejności liczbę 6 zaś ostatniemu sołectwu s_2 przypisuje się liczbę 1. Liczby te stanowią wartości jakościowej cechy $X_5 \in S$ zawarte w tab.1.

Nie chcąc podejmować decyzji o letnim pobycie sposobem „na oko” i nie odwołując się do intuicji, turysta – statystyk postanowił skorzystać z metody pozwalającej uzyskać oceny sołectw ze względu na wszystkie kryteria razem wzięte. Wytypowane przez siebie kryteria potraktował równorzędnie a następnie unormował wszystkie cechy. Cechy: X_1, X_2, X_3, X_4 będące stymulantami transformował stosując MUZ za pomocą wzoru (9) zaś X_6 należącą do destymulant za pomocą wzoru (10). Zmienną $X_5 \in S$, będącą cechą jakościową, unormował z wykorzystaniem wzoru (20). Wyniki normowania przedstawia tab. 2.

Tabela 2. Wartości unormowanych cech diagnostycznych

Obiekt (sołectwo)	Z_1	Z_2	Z_3	Z_4	Z_5	Z_6
s_1	0,375	0,400	0,250	0,000	0,500	0,125
s_2	0,125	0,500	0,000	0,150	0,000	0,000
s_3	0,000	0,000	0,500	0,250	0,167	0,750
s_4	1,000	0,100	1,000	1,000	0,333	0,375
s_5	0,500	0,500	0,500	0,100	1,000	1,000
s_6	0,375	0,600	0,500	0,350	0,667	0,500
s_7	0,375	1,000	0,750	0,900	1,000	1,000

Źródło: obliczenia własne na podstawie informacji zawartych w tab.1

Transformowane zmienne w tab.2 umożliwiają obliczenia zmiennej agregatowej Q_i wg wzoru (21), co stanowi podstawę budowy rankingu sołectw ze względu na atrakcyjność gospodarstw agroturystycznych – tab.3.

Tabela 3. Ranking sołectw

Zajmowana lokata w rankingu	Obiekty (sołectwa)	Wartość zmiennej syntetycznej Q_i
1	s_7	5,025
2	s_4	3,808
3	s_5	3,600
4	s_6	2,492
5	s_3	1,667
6	s_1	1,650
7	s_2	0,775

Źródło: opracowanie własne na podstawie wyników zawartych w tab.2.

Jak widać z tab. 3, turysta – statystyk na miejsce swego letniego pobytu wybrał sołectwo s_7 , które bardzo wyraźnie wyprzedza w rankingu pozostałe. Sołectwo to na 6 przyjętych kryteriów aż w 3 osiąga najlepszy rezultat zaś w 3 pozostałych również legitymuje się wysokimi notowaniami.

KONKLUZJE

Zamykając rozważania na temat łącznego udziału zmiennych diagnostycznych o charakterze ilościowym ze zmiennymi jakościowymi w procesie budowy rankingu obiektów, nasuwa się kilka spostrzeżeń i refleksji natury ogólnej:

1. W badaniach empirycznych mogą się pojawiać zmienne diagnostyczne różnego charakteru a więc obok cech ilościowych mogą wystąpić również cechy jakościowe. Stąd należy kontynuować wysiłki nad wypracowaniem metod pozwalających uwzględnić oba typy zmiennych w ocenie zjawisk złożonych.
2. Problematykę związaną z metodologią normowania współwystępujących cech ilościowych oraz jakościowych należy do trudnych i stosunkowo słabo naświetlonych zagadnień w literaturze przedmiotu, co skłania do poświęcenia im większej uwagi, czego dowodem jest niniejsza praca.
3. W przedstawionych propozycjach normowania cech jakościowych można zauważyć wiele pierwiastków subiektywnych, niemniej starano się uwzględnić realistyczne założenia badawcze, co może zachęcać do ich stosowania.
4. Wydaje się, że przedstawiona propozycja nie wyczerpuje wszystkich możliwych podejść do problematyki kwantyfikacji a następnie normowania cech jakościowych, niemniej stanowi próbę ich łącznego (wraz z cechami

ilościowymi) wykorzystania w ocenie zjawisk złożonych a w dalszej kolejności w budowie rankingu obiektów.

5. Wybór drogi postępowania w przypadku współwystępowania cech ilościowych zależy każde razowo od preferencji prowadzącego badania oraz jego wiedzy z zakresu wielowymiarowej analizy statystycznej. Wiedzę tę należy rozwijać i szerzyć przez ukazywanie zastosowań w publikacjach z tego zakresu.

BIBLIOGRAFIA

- Borys T. (1978) Metody normowania cech w statystycznych badaniach porównawczych, Przegląd Statystyczny.
- Grabiński T. (1984) Wielowymiarowa analiza porównawcza w badaniach dynamiki zjawisk ekonomicznych, Zeszyty Naukowe Akademii Ekonomicznej w Krakowie, Monografie nr 61, Kraków.
- Hellwig Z. (1968) Zastosowanie metody taksonomicznej do typologicznego podziału krajów ze względu na poziom ich rozwoju oraz zasoby i strukturę wykwalifikowanych kadr, Przegląd statystyczny, z.4.
- Kukuła K. (2000) Metoda unitaryzacji zerowanej, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Nowak E. (1985) Metodyka statystycznych analiz porównawczych efektywności obiektów rolniczych, Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu, nr 292, Seria: „Monografie i opracowania”, nr 29, Wrocław.
- Strahl D. (1990) Metody programowania rozwoju społeczno – gospodarczego, PWE, Warszawa.

PROPOSAL OF RANKING CONSTRUCTION ON THE BASIS OF QUANTITATIVE AND QUALITATIVE VARIABLES

Abstract: The paper presents an attempt to use both quantitative and qualitative variables to analyze complex phenomena. First part of the paper focuses some normalisation methods that often occur in empirical works regarding their characteristics. Special attention concerns zero unitarization method due its adequacy in normalising both quantitative and qualitative variables. The latter part of the paper presents the metod of quantification and normalization chosen qualitative variables. The whole procedure of normalization, construction of synthetic variable and ranking is illustrated by empirical example.

Key words: quantitative variables, qualitative variables, object, normalisation methods, zero unitarization method, complex phenomenon

WYKORZYSTANIE METOD WIELOWYMIAROWYCH W OKREŚLENIU POZYCJI KONKURENCYJNEJ GMINY NA PRZYKŁADZIE WOJEWÓDZTWA LUBELSKIEGO

Mieczysław Adamowicz

Państwowa Szkoła Wyższa im. Papieża Jana Pawła II w Białej Podlaskiej
e-mail: rektor@pswbp.pl

Paweł Janulewicz

Katedra Ekonomii i Zarządzania, Uniwersytet Przyrodniczy w Lublinie
e-mail: pawel.janulewicz@up.lublin.pl

Streszczenie: Artykuł prezentuje wyniki badań konkurencyjności gmin województwa lubelskiego przy wykorzystaniu metod wielowymiarowych. W pracy wykorzystano dwie metody: wzorca rozwoju Hellwiga oraz analizę skupień Warda. Badania wykazały przydatność tych metod w strategicznym zarządzaniu gminą. Metoda Wzorcowa Hellwiga pozwala na dokonanie klasyfikacji gmin pod względem konkurencyjności, a metoda analizy skupień Warda okazała się pomocna do klasyfikacji gmin według podobieństwa względem przyjętych zmiennych.

Słowa kluczowe: konkurencyjność gminy, metoda Hellwiga, metoda Warda

WSTĘP

Współczesne wyzwania rozwoju cywilizacyjnego wynikające z postępującej globalizacji gospodarki i narastającej presji konkurencyjnej stawiają przed samorządami terytorialnymi konieczność włączania metod statystycznych w procesy zarządzania rozwojem tych jednostek. Samo pojęcie konkurencyjności jednostki pomimo powszechnego użycia (np. prace A. Klasika, D. Guzał – Dec, T. Markowskiego, T. Marszała, J. Szlachty i innych), bywa różnie rozumiana. Najczęściej jest ona utożsamiana z innymi pojęciami takimi jak np.: atrakcyjność inwestycyjna (zwłaszcza wobec kapitału zagranicznego), zdolność do rozszerzonej reprodukcji kapitału ludzkiego, zdolność do generowania innowacji, zdolność do współpracy z zagranicą i efektywnością eksportu, miejscem w rankingu

regionów itp.¹. Według A. Klasika [Klasik 1999] konkurencyjność miasta oznacza „jego przewagę, bądź dystans w stosunku do innych miast tworzących wspólnie grupę z punktu widzenia pewnych kryteriów”². Do określenia tej „przewagi” z pewnością bardzo użytecznymi mogą okazać się metody wielowymiarowe, szczególnie metoda wzorcowa Hellwiga³, której główną zaletą jest fakt, że syntetyzuje ona czynniki o różnym charakterze (pochodzące z różnych źródeł) i przyporządkowuje im jedną syntetyczną miarę agregatową⁴ pozwalającą na syntetyczne porównanie badanych jednostek dając podstawę do ich podziału na jednorodne grupy.

W pracy wykorzystano również analizę skupień, która pozwala na łączenie w wiązki (skupienia, klastry) gminy, które są do siebie najbardziej podobne i są jednocześnie maksymalnie różne od innych pod względem wyróżnionych cech określających poziom konkurencyjności.

Niniejsze opracowanie przedstawia wyniki badań gmin województwa lubelskiego uzyskane przy pomocy dwóch różnych metod wielowymiarowych: modelu wzorca rozwoju Hellwiga oraz analizy skupień Warda.

METODOLOGIA BADAŃ

Badaniami objęto gminy wiejskie, miejsko-wiejskie i miejskie z województwa lubelskiego z wyłączeniem gminy Lublin, która z racji swojego charakteru „wielkości” byłaby trudno porównywalna z pozostałymi. Dobierając zmienne diagnostyczne określające poziom konkurencyjności (rozwoju społeczno-gospodarczego) poszczególnych gmin, starano się spełnić trzy podstawowe kryteria: merytoryczne, formalne i statystyczne⁵.

¹ Mikołajewicz Z., Czynniki konkurencyjności rozwoju regionów, [w:] Konkurencyjność miast i regionów Polski południowo-zachodniej, „Prace Naukowe AE we Wrocławiu” 1999, nr 821, s. 42.

² Klasik A., Analiza konkurencyjności i strategii konkurencyjne miast, [w:] Konkurencyjność miast i regionów Polski południowo-zachodniej, Wyd. AE im. Oskara Langego we Wrocławiu, Prace naukowe 821, Wrocław 1999, s. 15.

³ Należy ona do wzorcowych formuł agregacji zmiennych na podstawie skonstruowanego obiektu modelowego tzw. wzorca rozwoju, który jest stworzony na podstawie optymalnych wartości zmiennych (najkorzystniejszych z całej zbiorowości).

⁴ Mika J., Analiza statystyczna pozycji Polski na tle krajów Unii Europejskiej, Spółka z o.o. „Śląsk”, Katowice 1995, s.19.

⁵ Strahl D., Metody oceny rozwoju regionalnego, Wyd. AE we Wrocławiu, Wrocław 2006, s. 33.

Merytoryczny dobór czynników - opierał się na studiach literatury⁶ i na tej podstawie wybrano 97 zmiennych diagnostycznych. Kolejnym krokiem było sprawdzenie, czy spełniają one kryteria formalne tzn. czy są mierzalne, kompletne i zapewniające porównywalność. Okazało się, że tylko 66 zmiennych spełniła te kryteria. Ostatnim krokiem było sprawdzenie, czy przyjęte zmienne spełniają kryteria statystyczne. Ze względu na zbyt niską wartości współczynnika zmienności z analizy taksonomicznej została wyłączona m.in. taka cecha jak: przeciętna powierzchnia użytkowa mieszkania w m², w przeliczeniu na 1 mieszkańca (V=9,3%). Celem kolejnej redukcji była eliminacja zmiennych nadmiernie skorelowanych. Ostatecznie w pracy przyjęto 41 zmiennych diagnostycznych, które zostały przyporządkowane do ośmiu następujących grup:

1. cechy demograficzne ludności (5 cech),
2. dostępność usług zdrowotnych (2 cechy),
3. jakość i dostępność usług oświatowych (5 cech),
4. dostępność usług kulturalnych (4 cechy),
5. warunki pracy i bezpieczeństwa społecznego (2 cechy),
6. warunki mieszkaniowe (4 cechy),
7. potencjał gospodarczy (8 cech),
8. rozwój przedsiębiorczości (11 cech).

Sześć zmiennych, które wzięły udział w badaniu uznano za destymulanty⁷, natomiast pozostałe (35) zostały przyjęte, jako stymulanty⁸.

Do realizacji celu badawczego przyjęto procedurę wielowymiarowej analizy porównawczej umożliwiającej porównywanie obiektów wielocechowych. Do pomiaru poziomu konkurencyjności badanych gmin wykorzystano mierniki taksonomiczne, które zastępują opis badania przy użyciu zbioru cech diagnostycznych jedną wielkością agregatową. W badaniach typologicznych zastosowano metodę wzorca Hellwiga oraz hierarchiczną metodę grupowania Warda.

⁶ Przykładami prac, w których podejmowano badania konkurencyjności różnych jednostek terytorialnych są: Broszkiewicz R. (red.), *Konkurencyjność miast i regionów Polski południowo-zachodniej*, Wyd. AE we Wrocławiu, Prace naukowe nr 821, Wrocław 1999; Dołęgowski T., *Konkurencyjność instytucjonalna i systemowa w warunkach gospodarki globalnej*, Monografie i opracowania 505, Szkoła Główna Handlowa, Warszawa 2002; Strahl D., *Gospodarka lokalna w teorii i praktyce*, „Prace Naukowe AE we Wrocławiu”, 2003, nr 979, Strahl D., *Metody oceny rozwoju regionalnego*, op.cit.,; Borkowski B., *Metody ilościowe w badaniach ekonomicznych*, Wyd. SGGW, Warszawa 2007, i inne.

⁷ Destymulanty są zmiennymi, dla których niskie wartości są pożądane z punktu widzenia danego zjawiska, a wysokie niepożądane.

⁸ Stymulanty są zmiennymi, dla których niskie wartości są niepożądane z punktu widzenia danego zjawiska, a wysokie są pożądane.

WYNIKI

Określenie poziomu konkurencyjności gmin województwa lubelskiego przy użyciu metody wzorcowej Hellwiga

W pierwszym etapie badań dokonano klasyfikacji (212) gmin województwa lubelskiego z punktu widzenia poziomu ich konkurencyjności przy użyciu metody wzorcowej Hellwiga.

Przed przystąpieniem do konstrukcji zmiennych syntetycznych cechy będące destymulantami przekształcono w stymulanty za pomocą następującej transformacji⁹:

$$x_{ij} = \frac{1}{x_{ij}} \quad (1)$$

następnie dokonano normalizacji cech poprzez standaryzację¹⁰, zgodnie ze wzorem:

$$z_{ij} = \frac{x_{ij} - \bar{x}_{ij}}{s_j} \quad (2)$$

gdzie: i - numer obiektu, j - numer cechy.

Dla tak przekształconych cech zastosowano metodę wzorcową zakładającą istnienie obiektu modelowego – wzorcowego w stosunku do którego wyznacza się odległości taksonomiczne badanych obiektów.

W pracy wyznaczono odległość każdego obiektu od ustalonego wzorca za pomocą metryki „taksówkowej”,

$$d_i = \sum_{j=1}^m |z_{ij} - z_{0j}| \quad (3)$$

Otrzymane wartości d_i posłużyły do obliczenia syntetycznego miernika rozwoju

$$z_i = 1 - \frac{d_i}{d_0} \quad (4)$$

gdzie:

⁹ Krawiec M., Landmesser J., Analiza taksonomiczna aktywności ekonomicznej ludności na obszarach wiejskich w Polsce, Roczniki Naukowe SERiA, Tom IX, Zeszyt 2, Warszawa, s. 172 [za:] Ostasiewicz W., Statystyczne metody analizy danych, Wyd. AE we Wrocławiu, Wrocław 1999.

¹⁰ Standaryzacja wartości cech diagnostycznych powoduje, że w budowie miernika uważa się je za jednakowo ważne [za:] Bąk I., Atrakcyjność regionów turystycznych w Polsce ze szczególnym uwzględnieniem warunków ekologicznych [w:] Statystyka w praktyce społeczno - gospodarczej, (Red. nauk.) Ostasiewicz W., Wyd. AE we Wrocławiu, Wrocław 2007, s. 49.

$$d_0 = \bar{d} + 3s_d \quad (5)$$

$$\bar{d} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n d_i \quad (6)$$

$$s_d = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (d_i - \bar{d})^2} \quad (7)$$

Wartości wskaźnika z_i przyjmują wartości z przedziału $<0;1>$, przy czym im bliższe są jedności, tym bliższe są wzorcowi, a więc posiadają wysoki poziom badanego obiektu.

Następnie wartości z_i zostały uporządkowane liniowo według wartości nierosnących i na tej podstawie wyodrębniono klasy typologiczne jednostek wydzielając cztery rozłączne podzbiory obiektów podobnych w następujący sposób:

$$\text{I grupa: } z_i \geq \bar{z} + s_z \quad (8)$$

$$\text{II grupa: } \bar{z} \leq z_i < \bar{z} + s_z \quad (9)$$

$$\text{III grupa: } \bar{z} - s_z \leq z_i < \bar{z} \quad (10)$$

$$\text{IV grupa: } z_i < \bar{z} - s_z \quad (11)$$

gdzie: $\bar{z}$ - średnia arytmetyczna, s_z - odchylenie standardowe taksonomicznej miary rozwoju.

Na podstawie wartości współczynnika z_i gminy zostały przyporządkowane do jednej z czterech grup pod względem poziomu konkurencyjności. I grupa skupiała w sobie gminy najbardziej konkurencyjne natomiast IV grupa najmniej konkurencyjne.

Do oceny poziomu konkurencyjności gmin województwa lubelskiego wykorzystano wszystkie (41) zmienne, a wyniki przedstawiono w tabeli 1.

Jak wynika z przeprowadzonych badań w grupie gmin najbardziej konkurencyjnych znalazło się 30 jednostek: 16 miejskich, 5 miejsko – wiejskich oraz 9 wiejskich.

W drugiej grupie pod względem konkurencyjności znalazło się 58 gmin, w tym 2 miejskie, 13 miejsko - wiejskie oraz 43 wiejskie.

Trzecia grupa okazała się najliczniejszą skupiając 100 gmin, wśród których tylko 1 (Rejowiec Fabryczny) była miejska oraz 3 miejsko-wiejskie (Annopol, Frampol, Szczepleszyn).

Ostatnia grupa w skład, której wchodziły gminy najsłabiej konkurencyjne składa się z 24 jednostek terytorialnych mających charakter wiejski.

Tab. 1. Klasyfikacja gmin ze względu na wartości cząstkowej miary syntetycznej opisującej konkurencyjność gmin województwa lubelskiego na podstawie rozwoju społeczno – gospodarczego

Numer grupy	Liczba gmin w grupie	Poziom miary	Gminy
I	30	powyżej 0,21286	Tomaszów Lubelski*, Zamość*, Biłgoraj*, Lubartów*, Łuków*, Jastków, Biała Podlaska*, Nałęczów**, Puławy*, Janów Lubelski**, Chełm*, Świdnik*, Konopnica, Puchaczów, Głusk, Kraśnik*, Kazimierz Dolny**, Dęblin*, Wólka, Puławy*, Radzyń Podlaski*, Włodawa*, Łęczna**, Niemce, Krasnystaw*, Hrubieszów*, Łukowa, Stoczek Łukowski*, Garbów, Ryki**
II	58	od 0,15952 do 0,208125	Krasnobród**, Tarnogród**, Międzyrzec Podlaski*, Zwierzyniec**, Parczew**, Strzyżewice, Terespol*, Mełgiew, Jabłonna, Niedrzwica Duża, Radzyń Podlaski, Kock**, Końskowola, Sławatycze, Trzydnik Duży, Lubartów, Białopole, Księżpol, Opole Lubelskie**, Wąwolnica, Piaski**, Józefów**, Poniatowa**, Zalesie, Zakrzówek, Trzebieszów, Urzędów, Chodel, Krasnystaw, Zamość, Krzczonów, Krzywda, Ostrów Lubelski**, Ułęż, Sitno, Obsza, Kąkolewnica Wschodnia, Bychawa**, Janowiec, Spiczyn, Janów Podlaski, Susiec, Tyszowce**, Biała Podlaska, Aleksandrów, Kraśnik, Ulan-Majorat, Abramów, Adamów (pow. łukowski), Łuków, Dzierzkowice, Skierbieszów, Bełżyce**, Potok Górny, Lubycza Królewska, Stanin, Żyrzyn, Wisznice
III	100	od 0,1076 do 0,1582	Podedwórze, Jabłoń, Kurów, Siennica Różana, Dębowa Kłoda, Kamień, Biszczka, Biłgoraj, Borki, Wilkołaz, Hańsk, Włodawa, Ludwin, Łaszczów, Międzyrzec Podlaski, Rossosz, Fajstławice, Wojciechów, Modliborzyce, Stoczek Łukowski, Hrubieszów, Żółkiewka, Łabunie, Piszczac, Konstantynów, Ułhówek, Uścimów, Bełzec, Terespol, Stary Brus, Łomazy, Horodło, Baranów, Chełm, Komarówka Podlaska, Kamionka, Potok Wielki, Stężycza, Serniki, Markuszów, Kłoczew, Godziszów, Milejów, Adamów (pow. zamojski), Sosnówka, Grabowiec, Terespol, Telatyn, Krynice, Wojcieszków, Józefów nad Wisłą, Frampol**, Drelów, Borzechów, Michów, Niedźwiada, Czemierniki, Radechnica, Kraśniczyn, Mircze, Batorz, Rejowiec Fabryczny*, Cyców, Trawniki, Sawin, Izbica, Goraj, Dołhobyczów, Wysokie, Wilków, Jarczów, Dorohusk, Gorzków, Werbkowice, Wierzbica, Annopol**, Nowodwór, Sułów, Szczepieszyn**, Łaziska, Karczmiska, Urszulin, Tarnawatka, Milanów, Siedliszcze, Żmudź, Szastarka, Stary Zamość, Hanna, Leśniowice, Dubienka, Jeziorzany, Trzeszczany, Leśna Podlaska, Turobin, Wohyń, Siemień, Wojsławice, Uchanie, Miączyn

Numer grupy	Liczba gmin w grupie	Poziom miary	Gminy
IV	24	poniżej 0,1055	Wola Uhruska, Wola Mysłowska, Firlej, Dzwola, Tucza, Łopiennik Górny, Rachanie, Tomaszów Lubelski, Rokitno, Komarów-Osada, Ostrówek, Rybczewice, Zakrzew, Rudnik, Chrzanów, Kodeń, Sosnowica, Nielisz, Rejowiec, Ruda-Huta, Gościeradów, Serokomla, Rejowiec Fabryczny, Wyryki

Źródło: opracowanie własne na podstawie: Banku Danych Regionalnych za lata 2004-2006; Wojewódzkiego Programu Rozwoju Infrastruktury Transportowej i Komunikacji dla Województwa Lubelskiego oraz Raportu na temat stanu środowiska w 2007 r. (* - gmina miejska, ** - gmina miejsko-wiejska)

Wykorzystanie metody Warda w badaniu konkurencyjności gmin województwa lubelskiego

Istnieje kilka rodzajów analizy skupień: tzw. aglomeracja, grupowanie metodą k - średnich oraz grupowanie obiektów i cech. W pracy wykorzystano pierwszą z nich.

Analizę skupień należy rozpocząć od standaryzacji wybranych zmiennych odpowiedzialnych za poziom konkurencyjności gmin. Standaryzację przeprowadzamy przy pomocy następującego wzoru¹¹:

$$z_{ij} = \frac{x_{ij} - \bar{x}_{ij}}{s_j} \quad (12)$$

gdzie: i - numer obiektu, j - numer cechy,

$$\bar{x}_{ij} = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m x_{ij} \quad (13)$$

to średnia arytmetyczna, a

$$s_j = \left\{ \frac{1}{m-1} \left[\sum_{i=1}^m x_{ij}^2 - \frac{1}{m} \left(\sum_{i=1}^m x_{ij} \right)^2 \right] \right\}^{\frac{1}{2}} \quad (14)$$

to odchylenie standardowe w zmiennej próbie.

Standaryzacja ma na celu dokonanie obiektywnej oceny podobieństwa, bez względu na skale, w których wyrażone są poszczególne zmienne. W wyniku przeprowadzonej standaryzacji otrzymana jest macierz podobieństwa badanych obiektów tworzących zbiorowość¹². W pracy zastosowano jedną z hierarchicznych metod grupowania, tj. metodę Warda. Jest ona uznawana za skuteczną, ale mającą

¹¹ Wysocki F., Lira J., Statystyka opisowa, Wyd. AR w Poznaniu, Poznań 2005, s. 206.

¹² Grzelak A., Wykorzystanie analizy skupień w badaniach struktur agrobiznesu na przykładzie powiązań gospodarstw rolnych z rynkiem. [w:] Rolnictwo. „Zeszyty Naukowe Akademii Rolniczej we Wrocławiu” nr 540, (Red. nauk.) Spiak Z., s. 180-181.

tendencję do tworzenia skupień o małej wielkości¹³. W metodzie tej odległość między skupieniami stanowi różnica pomiędzy sumami kwadratów odchyłeń poszczególnych jednostek od środka ciężkości grup, do których te punkty należą¹⁴. Minimum zróżnicowania wartości cech, stanowiących kryteria segmentacji stanowi kryterium grupowania jednostek w kolejne skupienia, względem wartości średnich skupień tworzonych w kolejnych krokach. Przy formowaniu skupień zastosowano odległość euklidesową, określoną wzorem¹⁵:

$$d(x, y) = \sqrt{\sum_{i=1}^p (x_i - y_i)^2} \quad (15)$$

Grupowanie gmin przeprowadzono przy pomocy programu Statistica 6.0. Dokonano klasyfikacji przestrzennej obejmującej podział zbioru obiektów (212 gmin) na klasy, pod względem zaproponowanego zestawu (41) zmiennych diagnostycznych.

Na podstawie przeprowadzonych badań otrzymano cztery grupy gmin, które pod względem przyjętych cech są do siebie najbardziej podobne, a jednocześnie maksymalnie różne od innych. Wyniki grupowania gmin województwa lubelskiego metodą Warda ze względu na poziom konkurencyjności zaprezentowano w tabeli 2.

Grupa A skupiła 27 gmin z województwa lubelskiego: 18 miejskich, 8 miejsko - wiejskie oraz 1 wiejską (Puchaczów).

W grupie B wszystkie (34) gminy mają charakter wiejski.

Grupa C składa się z 52 gmin, wśród których tylko jedna jest o charakterze miejskim (Rejowiec Fabryczny), 2 miejsko-wiejskie (Annopol, Józefów), a pozostałe (49) mają charakter wiejski.

Grupa D, okazała się najliczniejszą skupiając 99 gminy, wśród których 11 miało charakter miejsko - wiejski, a pozostałe (88) wiejski.

¹³ Grzelak A., Wykorzystanie analizy skupień ..., op. cit., s. 180-181 [za:] Orłowski K., Zastosowanie pakietu Statistica w analizie wyników badań społecznych. Poznań 2001.

¹⁴ Sampolska – Rzechuła A., Przestrzenne zróżnicowanie poziomu życia w Polsce na podstawie wyników wielowymiarowej analizy porównawczej [w:] Statystyka w praktyce społeczno – gospodarczej, (Red. nauk.) Ostasiewicz W., „Prace Naukowe AE we Wrocławiu” Nr 1163, Wyd. AE we Wrocławiu, Wrocław 2007, s. 271 [za:] Ostasiewicz W., Statystyczne metody analizy danych, AE, Wrocław 1998, s. 96.

¹⁵ Stanisław A., Przystępny kurs statystyki z zastosowaniem STATISTICA PL na przykładach z medycyny, Tom III, Analizy wielowymiarowe, StatSoft, Kraków 2007, s. 500.

Tab. 2. Podział gmin województwa lubelskiego na podstawie metody Warda

Nazwa grupy	Liczba gmin w grupie	Gminy
A	27	Kazimierz Dolny**, Zwierzyniec**, Krasnobród**, Janów Lubelski**, Puchaczów, Nałęczów**, Stoczek Łukowski*, Włodawa*, Krasnystaw*, Terespol*, Ryki**, Radzyń Podlaski*, Międzyrzec Podlaski*, Parczew**, Łęczna**, Łuków*, Hrubieszów*, Tomaszów Lubelski*, Świdnik*, Kraśnik*, Dęblin*, Lubartów*, Puławy*, Biłgoraj*, Zamość*, Chełm*, Biała Podlaska*
B	34	Wólka, Konopnica, Jastków, Niemce, Mełgiew, Głusk, Ułęż, Spiczyn, Potok Wielki, Tomaszów Lubelski, Chełm, Puławy, Lubartów, Kraśnik, Janowiec, Terespol, Biłgoraj, Stoczek Łukowski, Łuków, Radzyń Podlaski, Międzyrzec Podlaski, Stanin, Kąkolewnica Wschodnia, Trzebieszów, Garbów, Zamość, Sitno, Łabunie, Wilkołaz, Biała Podlaska, Bełzec, Godziszów, Rossosz, Adamów (pow. zamojski)
C	30	Włodawa, Lubycza Królewska, Krasnystaw, Hrubieszów, Wola Uhruska, Rejowiec Fabryczny*, Wiryki, Rejowiec Fabryczny, Rejowiec, Ruda-Huta, Dorohusk, Obsza, Końskowola, Goraj, Susiec, Modliborzycze, Józefów**, Józefów nad Wisłą, Dzwola, Trawniki, Tarnawatka, Chodel, Sławatycze, Stary Brus, Dębowa Kłoda, Białopole, Kraśniczyn, Horodło, Ułhówek, Dołhobyczów, Wojsławice, Skierbieszów, Żmudź, Siedliszcze, Firlej, Urszulín, Jeziorzany, Wilków, Karczmiska, Dubienka, Hańsk, Wierzbica, Sawin, Milejów, Kamień, Cyców, Michów, Łaziska, Wojcieszków, Piszczac, Siemień, Annopol**
D	113	Żółkiewka, Jarczów, Łaszczów, Werbkowice, Uchanie, Mircze, Miączyn, Grabowiec, Rybczewice, Zakrzew, Rudnik, Podedwórze, Leśniowice, Wysokie, Krzczonów, Gorzków, Turobin, Sulów, Nielisz, Tyszowce**, Telatyn, Fajslawice, Poniatowa**, Opole Lubelskie**, Kock**, Markuszów, Kurów, Rachanie, Trzeszczany, Izbica, Szczepieszyn**, Wąwolnica, Piaszki**, Janów Podlaski, Strzyżewice, Bychawa**, Bełżyce**, Stary Zamość, Jabłonna, Dzierzkowice, Chrzanów, Radecznica, Batorz, Łukowa, Księżpól, Tarnogród**, Biszcza, Urzędów, Trzydnik Duży, Niedrzwica Duża, Żyrzyn, Ludwin, Zakrzówek, Ostrów Lubelski**, Borzechów, Kamionka, Baranów, Uścimów, Sosnowica, Wola Mysłowska, Serokomla, Łopiennik Górny, Krynice, Komarów – Osada, Kodeń, Gościeradów, Terespol, Zalesie, Wojciechów, Rokitno, Wołyń, Milanów, Hanna, Szastarka, Siennica Różana, Stężyca, Wisznice, Frampol**, Tucznia, Sosnówka, Łomazy, Leśna Podlaska, Komarówka Podlaska, Jabłoń, Ulan-Majorat, Drelów, Konstantynów, Czemierniki, Adamów (pow. łukowski), Serniki, Ostrówek, Niedźwiada, Nowodwór, Kłoczew, Borki, Krzywda, Aleksandrów, Potok Górny, Abramów

Źródło: opracowanie własne na podstawie: Banku Danych Regionalnych za lata 2004-2006; Wojewódzkiego Programu Rozwoju Infrastruktury Transportowej i Komunikacji dla Województwa Lubelskiego oraz Raportu na temat stanu środowiska w 2007 r. (* - gmina miejska, ** - gmina miejsko-wiejska)

Porównanie wyników uzyskanych metodą wzorcową Hellwiga i Warda

Wyniki uzyskane metodą Warda (tab. 2) można uznać za zgodne z klasyfikacją gmin otrzymaną na podstawie metody Hellwiga (tab. 1), ponieważ jednostkom terytorialnym należącym do tych samych skupień odpowiadają zbliżone pozycje w rankingu zbudowanym w oparciu o taksonomiczną miarę rozwoju.

Skupienie A najbardziej pokrywa się z grupą gmin o najwyższym poziomie konkurencyjności. Na 27 gminy, aż 22 jednostki wchodzi zarówno do grupy I (najbardziej konkurencyjnej) jak również do skupienia A.

Skupienie B pokrywa się z 8 gminami należących do I grupy (najbardziej konkurencyjnej), 13 gminami z II grupy, 12 gminami z III oraz 1 gminą wiejską (Tomaszowem Lubelskim) z IV grupy.

Skupienie C najbardziej pokrywa się z grupą III posiadając wspólne 35 jednostki, oprócz nich w skład grupy C wchodzi 11 gmin z II grupy (pod względem konkurencyjności) oraz 7 gmin z IV grupy (najmniej konkurencyjnej).

Skupienie D jest najliczniejsze gromadząc 113 gmin, warto mimo wszystko zauważyć, że biorąc pod uwagę metodę Hellwiga skupia ono 16 z 24 gmin reprezentujących IV grupę (najmniej konkurencyjną).

Dokonując szczegółowych porównań wyników obu metod (Warda i Hellwiga) do gmin najbardziej konkurencyjnych (posiadających najwięcej zalet) należałoby zaliczyć skupienie A, do II grupy skupienie B, do III grupy C, natomiast do najsłabiej konkurencyjnych skupienie D, ponieważ ta grupa posiada najwięcej wad (słabości), które należałoby usunąć, żeby gminy wchodzące w jej skład mogły skutecznie konkurować z pozostałymi.

WNIOSKI

Wielowymiarowe metody statystyczne powinny znaleźć swoje zastosowanie w strategicznym zarządzaniu jednostką terytorialną w celu efektywniejszego wykorzystania jej zasobów. Metoda wzorcowa Hellwiga pozwoliła na dokonanie klasyfikacji jednostek terytorialnych z punktu widzenia ich konkurencyjności natomiast analiza skupień Warda wskazała, które gminy są podobne do siebie pod względem przyjętych zmiennych. Władze samorządowe wykorzystując wielowymiarowe analizy statystyczne są w stanie określić dysproporcje oraz wskazać obszary, w których należy podejmować działania, by móc ograniczać wady (będące swoistymi słabymi stronami), aby zagwarantować jej szybszy rozwój, a tym samym podnosić jej konkurencyjność

BIBLIOGRAFIA

- Bąk I., Atrakcyjność regionów turystycznych w Polsce ze szczególnym uwzględnieniem warunków ekologicznych [w:] Statystyka w praktyce społeczno-gospodarczej, (Red. nauk.) Ostasiewicz W., Wyd. AE we Wrocławiu, Wrocław 2007.
- Borkowski B., Metody ilościowe w badaniach ekonomicznych, Wyd. SGGW, Warszawa 2007.
- Broszkiewicz R. (red.), Konkurencyjność miast i regionów Polski południowo-zachodniej, Wyd. AE we Wrocławiu, Prace naukowe nr 821, Wrocław 1999.
- Dołęgowski T., Konkurencyjność instytucjonalna i systemowa w warunkach gospodarki globalnej, Monografie i opracowania 505, Szkoła Główna Handlowa, Warszawa 2002.
- Grzelak A., Wykorzystanie analizy skupień w badaniach struktur agrobiznesu na przykładzie powiązań gospodarstw rolnych z rynkiem. [w:] Spiak Z. (Red. nauk.), Rolnictwo. „Zeszyty Naukowe Akademii Rolniczej we Wrocławiu” nr 540.
- Klasik A., Analiza konkurencyjności i strategię konkurencyjne miast, [w:] Konkurencyjność miast i regionów Polski południowo-zachodniej, Wyd. AE im. Oskara Langego we Wrocławiu, Prace naukowe 821, Wrocław 1999.
- Krawiec M., Landmesser J., Analiza taksonomiczna aktywności ekonomicznej ludności na obszarach wiejskich w Polsce, Roczniki Naukowe SERiA, Tom IX, Zeszyt 2, Warszawa.
- Mika J., Analiza statystyczna pozycji Polski na tle krajów Unii Europejskiej, Spółka z o.o. „Śląsk”, Katowice 1995.
- Mikołajewicz Z., Czynniki konkurencyjności rozwoju regionów, [w:] Konkurencyjność miast i regionów Polski południowo-zachodniej, „Prace Naukowe AE we Wrocławiu” 1999, nr 821.
- Orłowski K., Zastosowanie pakietu Statistica w analizie wyników badań społecznych. Poznań 2001.
- Sampolska – Rzechuła A., Przestrzenne zróżnicowanie poziomu życia w Polsce na podstawie wyników wielowymiarowej analizy porównawczej [w:] Statystyka w praktyce społeczno – gospodarczej, (Red. nauk.) Ostasiewicz W., „Prace Naukowe AE we Wrocławiu” Nr 1163, Wyd. AE we Wrocławiu, Wrocław 2007.
- Strahl D., Gospodarka lokalna w teorii i praktyce, „Prace Naukowe AE we Wrocławiu”, 2003, nr 979.
- Strahl D., Metody oceny rozwoju regionalnego, Wyd. AE we Wrocławiu, Wrocław 2006.
- Ostasiewicz W., Statystyczne metody analizy danych, Wyd. AE we Wrocławiu, Wrocław 1999.
- Wysocki F., Lira J., Statystyka opisowa, Wyd. AR w Poznaniu, Poznań 2005.

**THE USE OF MULTI DIMENSIONAL METHODS IN DEFINING
THE COMPETITIVE POSITION OF THE COMMUNITY ON THE
EXAMPLE LUBELSKIE VOIVODESHIP**

Abstract: Results of research on the competitiveness of communes in Lubelskie voivodeship consented with the use of multi dimensional methods are presented in the article. Two methods: Hellwig development pattern and Ward aggregation analysis were used in the work. The Hellwig pattern method enable the classification of communes according the level of competitiveness while Ward aggregation analysis is helpful for classification of communes according variables used in research

Key words: competitiveness of the municipality, Hellwig method, the method of Ward

ZASTOSOWANIE METOD STATYSTYCZNEJ ANALIZY WIELOWYMIAROWEJ DO BADANIA STRUKTURY WYDATKÓW GOSPODARSTW DOMOWYCH

Elżbieta Badach

Katedra Statystyki Matematycznej
Uniwersytet Rolniczy im. H. Kołłątaja w Krakowie
rrbadach@cyf-kr.edu.pl

Streszczenie: Celem badań było wskazanie analogii w zmianach w strukturze wydatków gospodarstw domowych wybranych krajów UE tj.: Hiszpanii, Portugalii i Grecji oraz Polski na przestrzeni lat 1988-2009. Posługując się zasadą analogii można w ten sposób przewidywać kierunek i tempo zmian w strukturze budżetów polskich gospodarstw domowych. Podziału na klasy podobieństwa dokonano w oparciu o zmodyfikowaną metodę środków ciężkości. Wyodrębniono 3 klasy. Struktura budżetów polskich gospodarstw domowych z lat 2004 – 2008 okazała się najbardziej podobna do struktury wydatków gospodarstw portugalskich z lat 1988-2005.

Słowa kluczowe: wydatki gospodarstw domowych, klasyfikacja, metoda środków ciężkości

WSTĘP

Na przestrzeni ostatnich lat konsumpcja polskich gospodarstw domowych podlegała stałym zmianom i wahaniom. Najistotniejszym czynnikiem determinującym poziom i strukturę tych wydatków są niewątpliwie dochody gospodarstw.

Wzrost dochodów powoduje wzrost spożycia dóbr żywnościowych i nieżywnościowych, ale udział wydatków na żywność w ich strukturze maleje ze względu na niższe tempo spożycia tych dóbr w porównaniu z tempem spożycia towarów nieżywnościowych.

W roku 2010 Polacy przeznaczali średnio 21,4% swoich dochodów na żywność, podczas gdy przeciętny odsetek wydatków na ten cel liczony dla wszystkich państw Unii wynosi 15,6%.

Malejący udział wydatków na żywność w całości wydatków konsumpcyjnych wskazuje na prawidłowe tendencje w kształtowaniu struktury wydatków gospodarstw domowych i jest efektem oczekiwanym w gospodarce naszego kraju.

Z analizy rozwoju gospodarczego krajów świata wynika, że procesy ekonomiczne występujące w jednym państwie, pojawiają się również po upływie pewnego okresu w innym, co określa się mianem zasady analogii i [Jajuga, 1997]. Niniejsze badania stanowią próbę wykorzystania tej zasady przy jednoczesnym zastosowaniu metod statystycznej analizy wielowymiarowej.

Celem było wskazanie podobieństwa w zmianach struktury wydatków gospodarstw domowych Polski i wybranych krajów dawnej Unii. Wytypowano trzy kraje, w których udział wydatków na cele żywnościowe w badanym okresie był najwyższy, tj: Hiszpanię, Portugalię i Grecję. Były to państwa, w których struktura wydatków konsumpcyjnych gospodarstw domowych mogła być "najbardziej podobna" do struktury wydatków polskich gospodarstw, i co do których, można przypuszczać, że przeszły drogą przemian, którą jest podobna do tej, jaka czeka polska gospodarkę.

W podziale wydatków wyróżniono cztery składniki, tj: wydatki na żywność, na utrzymanie mieszkania i nośniki energii, na kulturę i relaks oraz pozostałe wydatki. Grupy podobieństwa zbudowano w oparciu o zmodyfikowaną metodę środków ciężkości.

METODYKA

Dane są m -wymiarowe obserwacje $x_i = [x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{im}]$, $i=1, 2, \dots, n$

przy czym składowe wektorów x_i sumują się do jedności, czyli $\sum_{j=1}^m x_{ij} = 1$ [Jajuga, 1997].

Klasyfikacja prowadzi do wyznaczenia minimum warunkowego funkcji

$$\sum_{k=1}^K \sum_{i \in \zeta_k}^m (x_i - v_k)^T (x_i - v_k) \quad (1)$$

przy warunkach opisanych równaniem:

$$\sum_{j=1}^m v_{kj} = 1, \quad k = 1, 2, \dots, K \quad (2)$$

gdzie K – liczba klas

ζ_k – k -ta klasa obserwacji

$v_i = [v_{i1}, v_{i2}, \dots, v_{im}]$ – m -wymiarowa obserwacja stanowiąca charakterystykę k -tej klasy.

Funkcja, której minimum jest poszukiwane, wyraża sumę kwadratów odległości euklidesowej wektorów obserwacji od wektorów położenia klas, do których te obserwacje należą. Warunki dane wzorem (2) dają gwarancję, że wektory wyznaczone jako charakterystyki klas będą mieć również postać danych strukturalnych.

Jeśli zdefiniujemy wektor $J = [1, 1, \dots, 1]$ z przestrzeni R^m , to warunek (2) można zapisać jako

$$v_k^T J = 1, \quad k = 1, 2, \dots, K \quad (3)$$

Do wyznaczenia minimum warunkowego wykorzystujemy metodę mnożników Lagrange'a, [Fichtenholz, 1985] stąd, po ich wprowadzeniu otrzymujemy funkcję:

$$\sum_{k=1}^K \sum_{i \in \zeta_k}^m (x_i - v_k)^T (x_i - v_k) - 2 \sum_{k=1}^K \lambda_k (v_k^T J - 1), \quad (4)$$

gdzie $\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_K$ – mnożniki Lagrange'a.

Po obliczeniu pochodnych funkcji (4) po v_k dla $k=1, 2, \dots, K$ i przyrównaniu ich do wektora zerowego z przestrzeni R^m otrzymujemy następujące zależności:

$$\sum_{i \in \zeta_k}^m (-2x_i + 2v_k) - 2\lambda_k J = 0, \quad \text{dla } k = 1, 2, \dots, K \quad (5)$$

A po ich przekształceniu mamy:

$$\lambda_k J = n_k v_k - \bar{n}_k \bar{x}_k \quad \text{dla } k=1, 2, \dots, K \quad (6)$$

gdzie $\bar{n}_k$ – liczba obserwacji należących do k -tej klasy,

$\bar{x}_k$ – wektor średnich k -tej klasy (obliczony na podstawie obserwacji należących do k -tej klasy)

Po pomnożeniu lewostronnie przez wektor J^T i przekształceniu otrzymujemy wzór:

$$\lambda_k = (1 - J^T \bar{x}_k) \frac{n_k}{m}, \quad \text{dla } k=1, 2, \dots, K \quad (7)$$

Po podstawieniu (7) do (6) i przekształceniach uzyskujemy postać wektora parametrów położenia

$$v_k = \bar{x}_k + \left[\frac{1}{m} (1 - J^T \bar{x}_k) \right] J \quad (8)$$

Z wzoru wynika, że jest on wektorem średnich arytmetycznych skorygowanym tak, aby jego składowe sumowały się do jedności.

Do zastosowania wzoru potrzebna jest znajomość klasyfikacji, a ta jest wyznaczana przez minimalizację funkcji wyrażającej kwadraty odległości

obserwacji od wektorów położenia klas. Stąd klasyfikacji dokonuje się poprzez zastosowanie algorytmu iteracyjnego, prowadzącego od pewnej (losowej) klasyfikacji, metodą kolejnych poprawek do uzyskania klasyfikacji, której już nie można poprawić.

Algorytm jest następujący:

1. Wyznacza się klasyfikację początkową zbioru obserwacji, np. losowo

$$\zeta^0 = \{\zeta_1^0, \zeta_2^0, \dots, \zeta_K^0\}$$
2. W r -tej iteracji algorytmu oblicza się:
 - wektory położenia klas wyodrębnionych w wyniku klasyfikacji dokonanej w $r-1$ iteracji
 - odległości euklidesowe obserwacji od wektorów położenia klas
 - d_{ik}^r – odległość wektora obserwacji x_k od wektora położenia k -tej klasy uzyskanej w r -tej iteracji
 - ustala się nową klasyfikację zbioru obiektów, przydzielając obiekt do tej klasy, dla której odległość od wektora jej położenia jest najmniejsza możliwych.
3. Procedurę iteracyjną kończy się, gdy klasyfikacje otrzymane w dwóch kolejnych krokach są identyczne.

BADANIA EMPIRYCZNE

Do analizy wykorzystano dane Głównego Urzędu Statystycznego oraz dane EUROSTAT pochodzące z programów badań nad budżetami gospodarstw domowych. Dane dla Polski dotyczą lat 2001-2009, zaś dane dla wybranych krajów unijnych pochodzą z lat 1988 -2005, z tym że są one wykonywane co 5 lub 6 lat. W strukturze wydatków gospodarstw domowych wyróżniono cztery składniki, tj: wydatki na żywność, na utrzymanie mieszkania i nośniki energii, na kulturę i relaks oraz pozostałe wydatki. Zestawienie danych zawiera tabela 1.

Struktura wydatków gospodarstw domowych jest kształtowana przede wszystkim przez wysokość tych dochodów. Według prawa Engla wzrost dochodów powoduje wzrost spożycia dóbr żywnościowych i nieżywnościowych, ale udział wydatków na żywność w ich strukturze maleje ze względu na niższe tempo spożycia tych dóbr w porównaniu z tempem spożycia towarów nieżywnościowych. Pożądanym jest więc taki kierunek zmian w strukturze wydatków gospodarstw domowych, który prowadzi do zmniejszenia udziału wydatków na żywność oraz potrzeby mieszkaniowe na rzecz wydatków na cele nie powiązane bezpośrednio z bytem członków gospodarstwa. Opisaną tendencję można zaobserwować w strukturze budżetów gospodarstw domowych wszystkich wybranych do analizy państw, w tym także Polski, jednak tempo tych zmian jest zróżnicowane. Obliczone średnie tempo zmian wydatków na żywność wskazuje, iż najszybciej zmiany te zachodziły w Hiszpanii (średnie tempo zmian: $i=0,230$) najwolniej Polsce ($i=0,10$).

Wykorzystując zmodyfikowaną metodę środków ciężkości dokonano klasyfikacji badanych obiektów, w wyniku której wyodrębniono (według założeń powziętych z góry) 3 grupy podobieństwa – tabela 2.

Tabela 1 Struktura wydatków gospodarstw domowych w Polsce i wybranych krajach UE w badanym okresie

Kraj	Lata	Żywność	Użytkowanie mieszkania i nośniki energii	Kultura i rekreacja	Pozostałe wydatki
		Wydatki w %			
Hiszpania	1988	0,2714	0,1817	0,049	0,4979
	1994	0,2436	0,2363	0,067	0,4531
	1999	0,1948	0,2479	0,062	0,4953
	2005	0,191	0,263	0,064	0,482
Portugalia	1988	0,3125	0,1131	0,04	0,5344
	1994	0,2363	0,1852	0,037	0,5415
	1999	0,2119	0,1853	0,048	0,5548
	2005	0,201	0,1823	0,057	0,5597
Grecja	1988	0,237	0,1804	0,046	0,5366
	1994	0,1905	0,2287	0,039	0,5418
	1999	0,1801	0,2103	0,045	0,5646
	2005	0,163	0,221	0,042	0,574
Polska	2001	0,308	0,179	0,067	0,446
	2002	0,31	0,188	0,065	0,437
	2003	0,295	0,199	0,064	0,441
	2004	0,278	0,21	0,066	0,447
	2005	0,307	0,222	0,074	0,397
	2006	0,281	0,196	0,068	0,454
	2007	0,271	0,196	0,071	0,461
	2008	0,266	0,184	0,076	0,473
	2009	0,256	0,189	0,079	0,476

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS i Eurostat

Klasyfikacja wskazuje na podobieństwo struktur budżetów gospodarstw domowych Polski lat 2004-2008 do Portugalii 1988-2005 oraz Hiszpanii z 1988 r.

Przyjmując zatem, że tempo i scenariusz zmian w strukturze budżetów gospodarstw domowych Polski i Portugalii będzie przebiegać w zbliżony sposób, można założyć, iż okres „opóźnienia” Polski względem Portugalii wynosi około 16 lat (biorąc pod uwagę różnicę między najwcześniejszym obiektem Portugalii i najwcześniejszym obiektem Polski zaliczonym do drugiej grupy).

Tabela 2. Wyniki klasyfikacji

grupa 1	grupa 2	grupa 3
Hiszpania 1994	Portugalia 1988	Polska 2000
Hiszpania 1999	Portugalia 1994	Polska 2001
Hiszpania 2005	Portugalia 1999	Polska 2002
Grecja 1988	Portugalia 2005	Polska 2003
Grecja 1994	Hiszpania 1988	
Grecja 1999	Polska 2004	
Grecja 1995	Polska 2005	
	Polska 2006	
	Polska 2007	
	Polska 2008	
	Polska 2009	

Źródło: opracowanie własne

Osobną grupę tworzą obiekty obrazujące strukturę wydatków gospodarstw domowych Polski w pierwszej fazie analizowanego okresu tj w latach 2000-2003, jest to klasa, w której udział wydatków na cele żywnościowe kształtuje się na najmniej korzystnym poziomie tabela 3.

Tabela 3. Wektory położenia klas dla grup uzyskanych w klasyfikacji

Wektory położenia klas	grupa 1	grupa 2	grupa 3
Żywność	0,200	0,262	0,298
Mieszkanie i energia	0,227	0,183	0,194
Kultura i relaks	0,052	0,06	0,066
Pozostałe	0,521	0,495	0,442

Źródło: obliczenia własne

Grupa ta charakteryzuje się także najmniejszym udziałem wydatków na pozostałe cele, czyli niepowiązane bezpośrednio ze sprawami bytowymi członków gospodarstwa domowego.

BIBLIOGRAFIA

- Fichtenholz G. M. (1985) Rachunek różniczkowy i całkowity, PWN, Warszawa
 Jajuga K. (1997) Metody statystycznej analizy wielowymiarowej w projekcji ścieżek rozwojowych, Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu, 743, str 75 – 80
www.stat.gov.pl
<http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/eurostat/>

**APPLYING METHODS OF MULTIDIMENSIONAL
STATISTICAL ANALYSIS FOR STUDYING
THE STRUCTURE OF HOUSEHOLD EXPENSES**

Abstract: The aim of the study was to show the analogy in the changes in the structure of household expenses in the chosen EU countries and Poland between 1988 and 2009. The direction and pace of the changes in the budgets of Polish households can be predicted by using the principle of analogy. Classification of the objects has been carried out based on the modified k-means method. Three classes of similarities have been distinguished. The structure of Polish households budgets from 2004 – 2008 has turned out the most similar to the structure of the expenses of Portuguese households from 1988 – 2005.

Key words: households budget, classification, method of average means

ZMIANY STRUKTURY EKSPORTU PRODUKTÓW ROLNYCH W WYBRANYCH KRAJACH UE W OKRESIE 1980 - 2010

Zbigniew Binderman, Bolesław Borkowski

Katedra Ekonometrii i Statystyki

Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie

e-mails: zbigniew_binderman@sggw.pl;boleslaw_borkowski@sggw.pl

Wiesław Szczesny

Katedra Informatyki

Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie

e-mail: wieslaw_szczesny@sggw.pl

Yochanan Shachmurove

The City College of the City University of New York

e-mail: yshachmurove@ccny.cuny.edu

Streszczenie: W pracy przedstawiono analizę zmian struktury wartości eksportu produktów rolnych w Polsce w latach 1980 – 2010 w porównaniu z innymi krajami UE. Do analizy porównawczej wybraliśmy następujące kraje UE: Niemcy, Francję, Wielką Brytanię, Holandię, Hiszpanię oraz Włochy. Do badania zmian struktury eksportu w okresie 31 lat wykorzystaliśmy uogólniony wskaźnik Giniego oraz jedno z narzędzi gradacyjnej analizy odpowiedności i skupień (GCCA – Grade Correspondence Cluster Analysis). Analiza wykazała różny poziom zróżnicowania struktur eksportu produktów rolnych w badanych krajach.

Słowa kluczowe: struktura eksportu produktów rolnych, wielowymiarowa analiza danych, wskaźnik Giniego, gradacyjna analiza odpowiedności i skupień (GCCA)

WSTĘP

Rolnictwo krajów UE ma bardzo duże znaczenie dla światowych rynków rolnych. Wysoka produktywność unijnego rolnictwa, różnorodność i wysoka jakość produkcji artykułów rolnych sprawiły, że UE stała się głównym eksporterem wielu produktów spożywczych (drugim co do wielkości eksporterem

światowym). Polska o wartości eksportu produktów rolno-spożywczych ponad 14 mld euro w 2011 r. znajduje się w pierwszej dziesiątce największych eksporterów w Unii Europejskiej (największymi eksporterami są Holandia, Niemcy i Francja). W poszczególnych krajach UE struktura eksportu produktów rolnych zmieniała się w różnym stopniu. Celem pracy jest analiza tendencji zmian zróżnicowania struktury eksportu produktów rolnych w Polsce w latach 1980 – 2010 na tle innych wybranych krajów europejskich. Do analizy porównawczej przyjęliśmy kraje UE o największym udziale w strukturze eksportu produktów rolnych, tj. Niemcy, Francja, Wielka Brytania, Holandia, Hiszpania i Włochy. Analizę przeprowadzono w oparciu o 9 grup produktów rolnych w mld USD: żywiec (S2-00), mięso i wyroby mięsne (S2-01), jaja i nabiał (S2-02), ryby i owoce morza (S2-03), zboża i przetwory zbożowe (S2-04), warzywa i owoce (S2-05), cukier, wyroby cukiernicze i miód (S2-06), przyprawy i używki (S2-07), pasze (S2-08), tłuszcze i inne (S2-09).

Autorzy od kilku lat zajmują się problematyką pomiaru podobieństwa lub zróżnicowania struktur, szczególnie w badaniach ekonomiczno – rolniczych, w ujęciu tak statycznym jak i dynamicznym (por. [Binderman, Borkowski, Szczesny 2008, 2009a, 2009b, 2010; Borkowski Szczesny 2002]). Literatura przedmiotu w zakresie podobieństwa lub zróżnicowania struktur daje bogate instrumentarium. W literaturze polskiej najważniejsze publikacje to [Chomętowski, Sokołowski 1978, Hellwig 1968, Kukuła 1989, Strahl 1985, Strahl (red.) 1998, Malina A. 2004, Walesiak 1984]. Z drugiej strony nawet narzędzia dowolnego arkusza kalkulacyjnego pozwalają na stosunkowo łatwą implementację zarówno prostych metod pomiaru podobieństwa struktur jak i ich wizualizację. Jednakże bardziej skomplikowane techniki wymagają wsparcia oprogramowania specjalistycznego zarówno w aspekcie pomiaru jak i wizualizacji. W pracy do analizy zróżnicowania struktur eksportu produktów rolnych w badanych krajach wykorzystaliśmy uogólniony wskaźnik Giniego oraz jedno z narzędzi gradacyjnej analizy odpowiedności i skupień (GCCA – Grade Correspondence Cluster Analysis).

METODY POMIARU ZRÓŻNICOWANIA STRUKTUR

W literaturze przedmiotu jest bardzo dużo propozycji wskaźników służących do pomiaru zróżnicowania/niepodobieństwa struktur (por. Binderman Z., Borkowski B., Szczesny W. 2009, Kukuła K. (red.) 2010, Strahl D. 1985, Walesiak M. 1984 i inni). Jednakże tylko powstanie niektórych z nich mogło być inspirowane wizualizacją tzn. graficzną prezentacją struktur (por. [Binderman, Borkowski, Szczesny 2009, 2010a, 2010b, 2010c, Borkowski Szczesny 2002]). Dodatkowo nie każda technika wizualizacyjna jest łatwa do wykorzystania w przypadku prezentacji większej liczby struktur. Z tego powodu w pracy do badania zmian w strukturze eksportu w okresie 31 lat wybraliśmy wskaźnik z ar_{max} (nazywany niekiedy uogólnionym wskaźnikiem Giniego) oraz jedno z narzędzi

gradacyjnej analizy odpowiedniości i skupień (GCCA – Grade Correspondence - Cluster Analysis), której rozwój został zainicjowany przez grupę badaczy z IPI PAN. Szersze omówienie tej tematyki można znaleźć w pracy (Ciok A., Kowalczyk T., Pleszczyńska E., Szczesny W. 1995).

W celu uściślenia definicji tego miernika przyjmijmy – dla ustalenia uwagi – iż dysponujemy dwoma strukturami (obiektami), które są opisane za pomocą wektorów $\mathbf{p}$ i $\mathbf{q}$ gdzie:

$$\mathbf{p} = (p_1, \dots, p_k) \text{ i } \mathbf{q} = (q_1, \dots, q_k), p_i, q_i \geq 0, i = 1, \dots, k \text{ oraz } \sum_{i=1}^k p_i = 1, \sum_{i=1}^k q_i = 1.$$

Składowe tych wektorów odpowiadają kategoriom $\{a_1, \dots, a_k\}$, a kategorie te mogą mieć naturalny porządek ($a_1 < a_2 < \dots < a_k$, np. a_i stanowi grupę produktów rolnych w roku 2009, p_i oznacza udział poszczególnych grup produktów rolnych w ogólnej wartości eksportu produktów rolnych w roku 2009, q_i odpowiednio w 1991) lub mogą być to kategorie na skali nominalnej tzn. wypisane w wybranym przez badacza porządku (ale kategorie nie posiadają naturalnego porządku). W poniższym przykładzie mamy do czynienia z taką sytuacją gdyż rozpatrujemy strukturę eksportu polskich produktów rolnych w roku 1991 i 2009 (por. tab. 1).

Tabela 1. Wartość eksportu produktów rolnych w roku 1991 i 2009. Struktura średnia $\mathbf{m}$ powstała jako średnia arytmetyczna odpowiednich współrzędnych wektorów $\mathbf{p}$ i $\mathbf{q}$, a struktura średnia $\mathbf{m}^*$ jako udział sumarycznej wartości sprzedaży poszczególnych grup produktów w 1991 i 2009 do wartości sprzedaży ogółem w tych dwu latach.

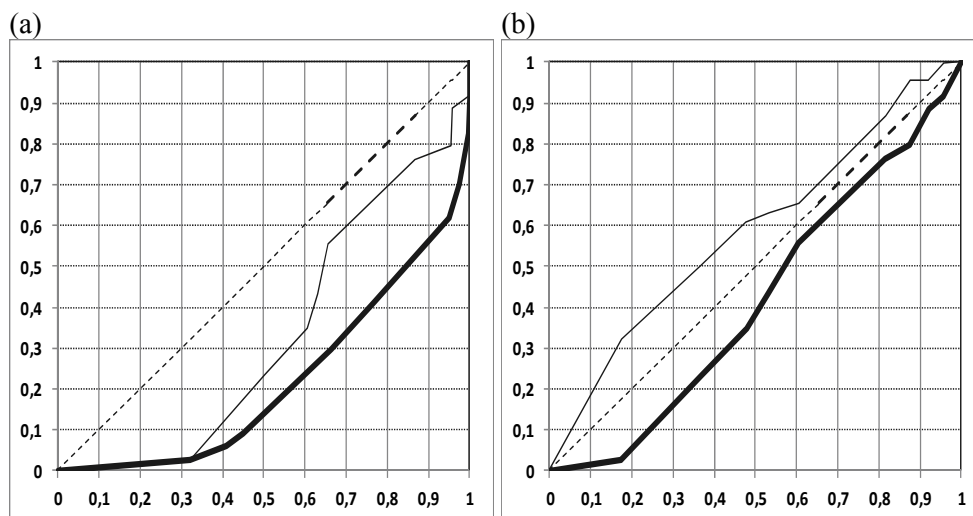
		kategorie produktów											Razem
	nazwa		S2-00	S2-01	S2-02	S2-03	S2-04	S2-05	S2-06	S2-07	S2-08	S2-09	
wartość eksportu	1991	mln \$	378,7	213,7	124,0	28,8	27,4	251,9	104,0	0,9	48,5	2,0	1 179,8
	2009	mln \$	354,9	2 614,1	1 448,6	1 091,3	1 554,0	2 629,7	427,7	1 143,9	373,4	1 075,9	12 713,6
struktura eksportu	1991	pi	0,321	0,181	0,105	0,024	0,023	0,213	0,088	0,001	0,041	0,002	1,0
	2009	qi	0,028	0,206	0,114	0,086	0,122	0,207	0,034	0,090	0,029	0,085	1,0
	średnie	mi	0,174	0,193	0,110	0,055	0,073	0,210	0,061	0,045	0,035	0,043	1,0
	struktury	m*i	0,053	0,204	0,113	0,081	0,114	0,207	0,038	0,082	0,030	0,078	1,0
obliczenia pmocnicze	h(q:p)	qi/pi	0,087	1,135	1,084	3,521	5,263	0,969	0,382	117,163	0,714	50,023	
	F _p	0	0,321	0,502	0,607	0,632	0,655	0,868	0,956	0,957	0,998	1,00	
	F _q	0	0,028	0,234	0,347	0,433	0,556	0,762	0,796	0,886	0,915	1,00	
	Ranga(qi/pi)		1	6	5	7	8	4	2	10	3	9	
	h(p:m)	pi/m1	1,840	0,937	0,959	0,442	0,319	1,016	1,447	0,017	1,167	0,039	
	h(q:m)	qi/m1	0,160	1,063	1,041	1,558	1,681	0,984	0,553	1,983	0,833	1,961	
	h(p:m*)	pi/m2	6,079	0,890	0,928	0,302	0,204	1,029	2,303	0,009	1,354	0,022	
	h(q:m*)	qi/m2	0,529	1,010	1,007	1,065	1,074	0,997	0,879	1,092	0,967	1,091	

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych empirycznych, gdzie: żywiec (S2-00), mięso i wyroby mięsne (S2-01), jaja i nabiał (S2-02), ryby i owoce morza (S2-03), zboża i przetwory zbożowe (S2-04), warzywa i owoce (S2-05), cukier, wyroby cukiernicze i miód (S2-06), przyprawy i używki (S2-07), pasze (S2-08), tłuszcze i inne (S2-09)

Graficznie zróżnicowanie obu struktur można przedstawić na 3 sposoby przy wykorzystaniu narzędzi GCCA. Pierwszym sposobem jest krzywa koncentracji (zróżnicowania) struktury **q** względem struktury **p**.

Jest to łamana w kwadracie jednostkowym łącząca punkty $(0;0)$, $(p_1;q_1)$, $(p_1+p_2;q_1+q_2), \dots, (p_1+\dots+p_k;q_1+\dots+q_k)=(1;1)$. Nachylenie kolejnych odcinków łamanej do osi OX wyznacza iloraz $h_i=q_i/p_i$ (współczynnik kierunkowy odpowiedniej prostej). Oczywiście ilorazy $h_i=q_i/p_i$ mogą być rosnące ale mogą też przebiegać dowolnie. Na poniższym rysunku zamieszczamy krzywe koncentracji rozkładu **q** względem rozkładu **p** oznaczoną jako $C(Fq:Fp)$ według uporządkowania jak w tab. 1, oraz krzywą maksymalnej koncentracji oznaczoną jako $C_{\max}(Fq:Fp)$, która powstaje poprzez zmianę rosnącego uporządkowania przedziałów klasowych od takich które najwięcej tracą w strukturze do takich które najwięcej zyskują tzn. według wielkości ilorazu $h(q:p)$ z tab. 1. Po takim przestawieniu otrzymujemy krzywą wypukłą. Natomiast symbolem $C(Fp:Fm)$ oznaczmy krzywą zróżnicowania struktury **p** względem struktury średniej **m** według porządku grup produktów jak w tabeli 1.

Rysunek 1. Krzywe zróżnicowania: (a) cienką linią $C(Fq:Fp)$ oraz linią grubą $C_{\max}(Fq:Fp)$, (b) $C(Fp:Fm)$ - linia cienka, $C(Fq:Fm)$ - linia gruba,



Źródło: opracowanie własne

Pierwszy rysunek pokazuje bezpośrednie zróżnicowanie pomiędzy dwiema strukturami, a drugi zróżnicowanie w stosunku do struktury średniej, co jest wygodniejszym rozwiązaniem, jeśli chcemy wizualizować na jednym rysunku kilka struktur. Jeśli dwie struktury są identyczne to oczywiście zarówno krzywa zróżnicowania według ustalonego porządku współrzędnych jak i krzywa maksymalnego zróżnicowania pokrywają się z przekątną $y = x$. Dlatego

naturalnym liczbowym miernikiem zróżnicowania dwu struktur jest wskaźnik określony wzorem:

$$ar(C) = 2 \int_0^1 (u - C(u)) du = 1 - 2 \int_0^1 C(u) du,$$

gdzie $C(u)$ oznacza funkcję opisującą krzywą koncentracji (zróżnicowania) dwu struktur (według zadanego przez badacza porządku współrzędnych). Zauważmy iż spełnione są następujące nierówności dla dowolnych dwu wektorów $\mathbf{p}$ i $\mathbf{q}$:

$$C_{\max}(\mathbf{Fq:Fp})(u) \geq (C(\mathbf{Fq:Fp})(u) \text{ dla } u \in [0;1])$$

$$\text{oraz } ar(C_{\max}(\mathbf{Fq:Fp})) \geq ar(C(\mathbf{Fq:Fp})).$$

Z tego powodu w naszych dalszych rozważaniach będziemy jako miarę niepodobieństwa struktur $\mathbf{q}$ i $\mathbf{p}$ używali wskaźnika $ar_{\max}(\mathbf{q:p})$ określonego wzorem

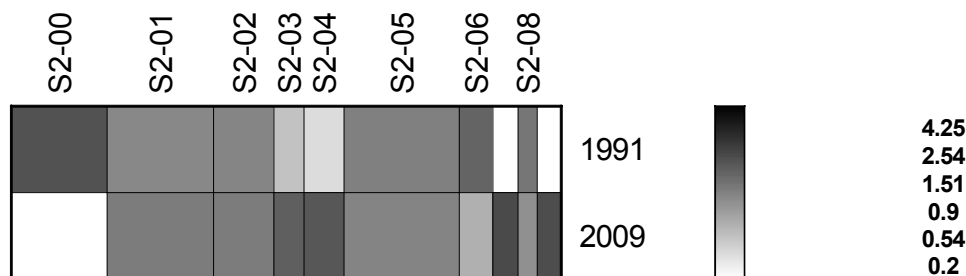
$$ar_{\max}(\mathbf{q:p}) = ar(C_{\max}(\mathbf{Fq:Fp})).$$

Innym sposobem wizualizacji niepodobieństwa struktur jest tzw. mapa nad-reprezentacji. Obrazuje ona stosunek wartości wybranej składowej każdej ze struktur do odpowiedniej wartości składowej ze struktury średniej. Czyli wizualizacja wierszy $\mathbf{h(p:m)}$ i $\mathbf{h(q:m)}$ lub $\mathbf{h(p:m^*)}$ i $\mathbf{h(q:m^*)}$ z Tabeli 1 w postaci stopnia szarości. Wizualizację przedstawiają Rys. 2 i Rys. 3. Szerokość kolumn przedstawia wielkość poszczególnych składowych średniej struktury. Na Rys. 2 jest to struktura, która jest średnią arytmetyczną współrzędnych, a na Rys. 3 jest struktura, której składowe obliczono jako udział wartości sprzedaży danej grupy produktów w obu latach do łącznej wartości sprzedaży produktów rolnych w tych latach. Ponadto na Rys. 3 szerokość wiersza jest proporcjonalna do wartości sprzedaży w danym roku. Jest to wygodna forma przedstawiania zmian wielkości i struktury eksportu w okresie. Na Rys. 4 przedstawiono zmiany struktury i wartości eksportu w okresie 1980-2010 dla Polski i 6-ciu wybranych krajów europejskich. Szerokość wierszy jest proporcjonalna do struktury wartości eksportu w zakresie tych 10-ciu grup produktów rolnych w okresie 31 lat, a szerokości kolumn są proporcjonalne do wartości całości eksportu produktów rolnych w poszczególnych latach.

WYNIKI ANALIZY

Przeprowadzona analiza wykazała duże zróżnicowanie struktury eksportu produktów rolnych w Polsce oraz znacznie mniejsze zróżnicowanie w innych badanych krajach UE.

Rysunek 2. Mapa nad-reprezentacji struktury eksportu w roku 1991 i 2009 obrazująca stosunek wartości współrzędnych wektorów $\mathbf{p}$ i $\mathbf{q}$ w stosunku do średniej struktury $\mathbf{m}$ (średnia arytmetyczna współrzędnych wektorów $\mathbf{p}$ i $\mathbf{q}$).

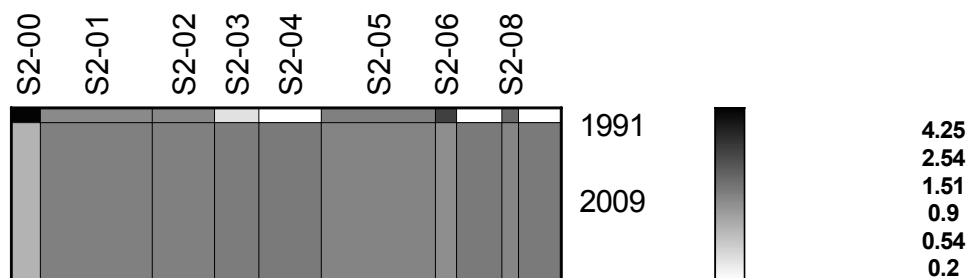


Źródło: opracowanie własne przy wykorzystaniu programu GradeStat

Analiza mapy nad – reprezentacji obrazującą struktury eksportu (por. rys.2) wykazała, że najwyższy średni udział w eksporcie w badanych latach miały trzy grupy produktów: warzywa i owoce (S2-05), mięso i wyroby mięsne (S2-01) oraz żywiec (S2-00). Pomiędzy badanymi latami nastąpiło wyraźne zróżnicowanie struktury eksportu. O ile w 1991 roku eksport żywca (S2-00) był dominujący (powyżej średniego poziomu) to w 2009 roku udział tej grupy produktów był znacznie mniejszy od średniego poziomu. W 2009 roku mamy do czynienia nadreprezentatywnością czterech grup produktów rolnych: ryby i owoce morza (S2-03), zboża i przetwory zbożowe (S2-04), przyprawy i używki (S2-07), tłuszcze i inne (S2-09) w porównaniu do średniej struktury eksportu w obu badanych latach. Natomiast w 1991 roku eksport tych grup produktów był znacznie niższy niż średni poziom eksportu produktów rolnych w badanych latach, 1991 i 2009.

Na rys. 3 zobrazowaliśmy zmiany wielkości i struktury eksportu produktów rolnych w dwóch badanych latach.

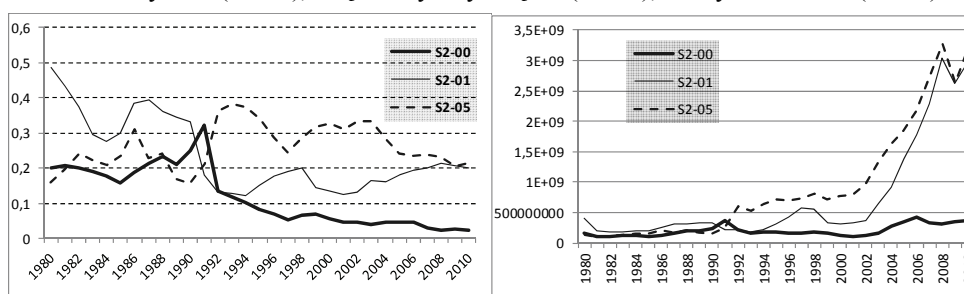
Rysunek 3. Mapa nad-reprezentacji struktury eksportu w roku 1991 i 2009 obrazująca stosunek wartości współrzędnych wektorów $\mathbf{p}$ i $\mathbf{q}$ w stosunku do średniej struktury $\mathbf{m}^*$ uwzględniająca wielkość eksportu w poszczególnych latach (szerokość wiersza).



Źródło: opracowanie własne przy wykorzystaniu programu GradeStat

Wartość eksportu poszczególnych grup produktów rolnych w 2009 roku była wyraźnie wyższa niż w 1991 roku. Eksport żywcia (grupa S2-00) był w 1991 roku nadreprezentatywny w porównaniu do średniego poziomu eksportu w 1991 roku. Wyraźnie poniżej średniego poziomu eksportu w 1991 roku był eksport czterech grup produktów: ryby i owoce morza (S2-03), zboża i przetwory zbożowe (S2-04), przyprawy i używki (S2-07), tłuszcze i inne (S2-09). Pomimo wyraźnego wzrostu eksportu mięsa i wyrobów mięsnych (S2-01), warzyw i owoców (S2-05) oraz nieznacznego wzrostu eksportu żywcia (S2-00) udział tych grup produktów w eksporcie ogółem systematycznie zmniejszał się w badanym okresie (por. Rys. 4).

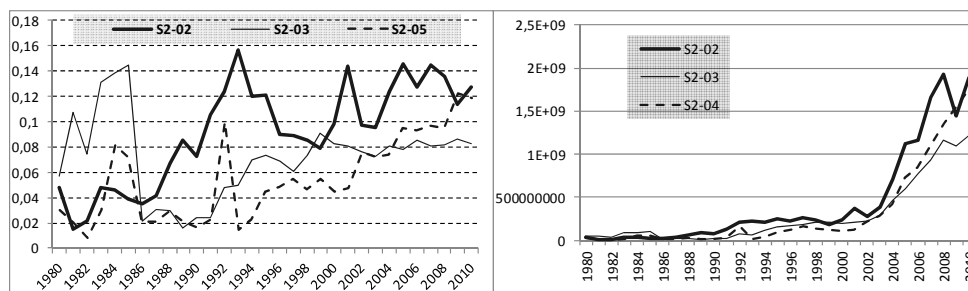
Rysunek 4. Dynamika zmian struktury i wartości eksportu 3 –ech grup produktów: żywiec (S2-00), mięso i wyroby mięsne (S2-01), warzywa i owoce (S2-05).



Źródło: opracowanie własne

Wyraźną tendencję wzrostu wielkości eksportu i wzrostu udziału w strukturze eksportu zaobserwowaliśmy w przypadku eksportu 3 –ech grup produktów: jaja i nabiał (S2-02), ryby i owoce morza (S2-03), zboża i przetwory zbożowe (S2-04) (por. Rys.5).

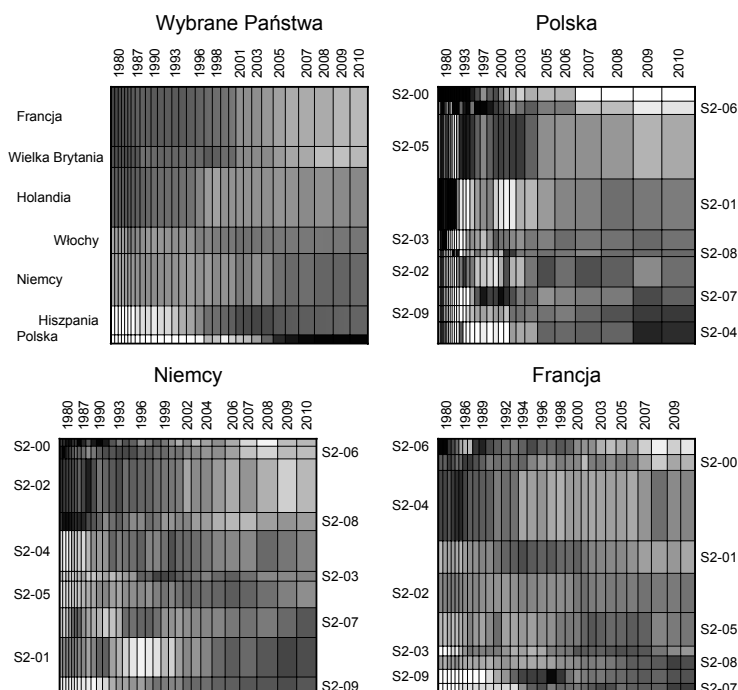
Rysunek 5. Dynamika zmian struktury i wartości eksportu 3 –ech grup produktów: jaja i nabiał (S2-02), ryby i owoce morza (S2-03), zboża i przetwory zbożowe (S2-04).

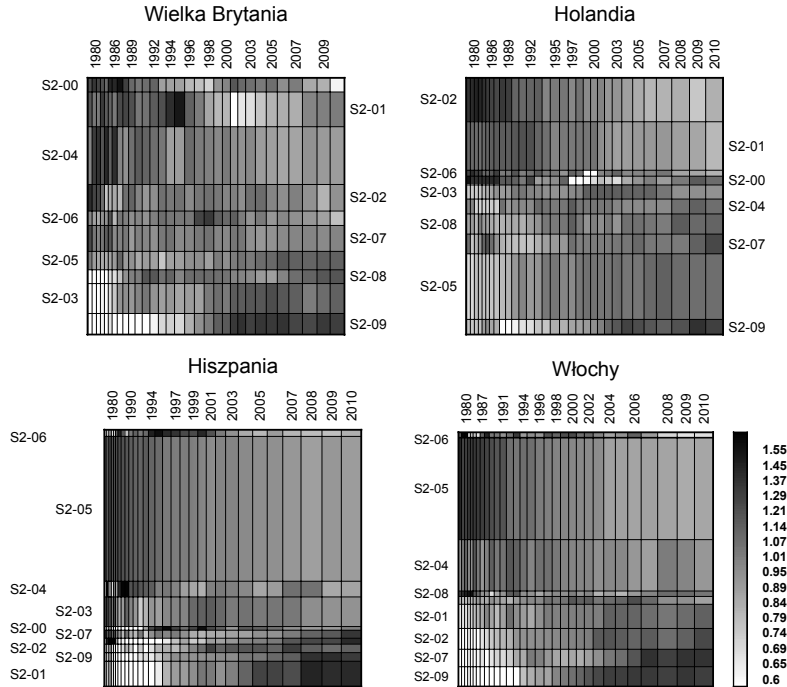


Źródło: opracowanie własne

Analizę zmian wartości i struktury eksportu produktów rolnych w badanych krajach UE w latach 1980 – 2010 zobrazowaliśmy za pomocą map nad-reprezentacji struktury eksportu (por. Rys. 6).

Rysunek 6. Mapy nad-reprezentacji ilustrujące wartość i strukturę wartości eksportu dla 9 grup produktów i kilku wybranych krajów





Źródło: opracowanie własne przy wykorzystaniu programu GradeStat

Największy udział w wartości eksportu produktów rolnych zaobserwowaliśmy w krajach UE: Francji, Holandii i Niemiec. Udział Polski w wartości eksportu produktów rolnych UE jest najniższy spośród badanych krajów. Polska natomiast charakteryzowała się najwyższą dynamiką zmian struktury eksportu produktów rolnych.

W przypadku tablic $T_{k \times n}$ zawierających wartość eksportu k grup produktów w n kolejnych lat zmiany struktury tego eksportu można wyrazić jako kombinacje liniowe wskaźników koncentracji ar_{max} w zbiorze wszystkich par struktur prezentujących wartość eksportu poszczególnych grup produktów. Naturalnym wskaźnikiem wydaje się być miernik τ określony wzorem:

$$\tau(T_{k \times n}) = 2 \sum_{j=2}^k \sum_{i=1}^{j-1} ar_{max}(j:i) p_{i+} p_{j+},$$

gdzie $ar_{max}(j:i)$ - oznacza wskaźnik koncentracji struktury otrzymanej z wartości eksportu zapisanej w j -tym wierszu względem struktury otrzymanej z zapisanej wartości eksportu w wierszu i -tym, a p_{i+} oraz p_{j+} oznaczają i -tą i j -tą składową struktury dotyczącej wartości eksportu za okres n lat.

Tabela 2. Wartości wskaźnika τ oceniającego zmiany wartości eksportu produktów rolnych i jego struktury w wybranych okresach.

Kraj	Okres		
	1980-2010	1998-2010	2004-2010
Polska	0,195	0,105	0,067
Niemcy	0,116	0,070	0,046
Francja	0,108	0,057	0,045
Wielka Brytania	0,118	0,062	0,047
Holandia	0,107	0,054	0,037
Hiszpania	0,107	0,056	0,037
Włochy	0,113	0,054	0,033

Źródło: opracowanie własne

Najwyższym zróżnicowaniem struktury eksportu produktów rolnych w badanych latach charakteryzowała się Polska. Znaczne zróżnicowanie wystąpiło także w Wielkiej Brytanii i Niemczech. Znacznie większe zróżnicowanie struktury eksportu produktów rolnych w Polsce wystąpiło w okresie przedakcesyjnym niż po akcesji do UE. W latach 2004 – 2010 zmiany wartości eksportu i jego struktury w Polsce były na małym i zbliżonym poziomie do zmian struktury eksportu w innych badanych krajów UE.

PODSUMOWANIE

Przeprowadzone badania wykazały duże zróżnicowanie struktury eksportu produktów rolnych we wszystkich badanych krajach UE lecz największe zróżnicowanie wystąpiło w Polsce. Szczególnie wysoką dynamikę wzrostu wartości eksportu zaobserwowaliśmy w przypadku trzech grup produktów: jaja i nabiał (S2-02), ryby i owoce morza (S2-03), zboża i przetwory zbożowe (S2-04). Udział tych grup produktów w eksporcie systematycznie zwiększał się. Natomiast zmniejszał się udział w strukturze eksportu dotychczasowych standardowych grup produktów rolnych (mało przetworzonych): żywca (S2-00) oraz mięsa i wyrobów mięsnych (S2-01). Znacznie większe zróżnicowanie struktury eksportu produktów rolnych w Polsce wystąpiło w okresie przedakcesyjnym niż po akcesji do UE. W latach 2004 – 2010 zmiany wartości eksportu i jego struktury w Polsce były na małym i zbliżonym poziomie do zmian struktury eksportu w innych badanych krajów UE. Do badania zmian struktury eksportu w okresie 31 lat wykorzystaliśmy metody analizy wielowymiarowej uogólniony wskaźnik Giniego oraz jedno z narzędzi gradacyjnej analizy odpowiedniości i skupień (GCCA – Grade Correspondence Cluster Analysis). Badania potwierdziły dużą przydatność metod analizy wielowymiarowej do badań zróżnicowania cech charakteryzujących się asymetrycznymi rozkładami. Szczególnie przydatne okazały tu krzywe Lorenza i wskaźnik Giniego do analizy regionalnego zróżnicowania struktury eksportu

w ujęciu dynamicznym. Gradacyjny wskaźnik zależności (τ – Kendalla) był pożyteczny do określenia stopnia zróżnicowania struktury eksportu w ujęciu przestrzennym. Wizualizację niepodobieństwa struktur eksportu produktów rolnych dokonaliśmy za pomocą tzw. map nadreprezentacji.

BIBLIOGRAFIA

- Binderman Z., Borkowski B., Szczesny W. (2010 a) Radar measures of structures' conformability, Quantitative methods in economy XI, 1-14, in print.
- Binderman Z., Borkowski B., Szczesny W. (2010 b) Analiza zmian struktury spożycia w Polsce w porównaniu z krajami unii europejskiej. Metody wizualizacji danych w analizie zmian poziomu i profilu konsumpcji w krajach UE, RNR PAN, Seria G, *Ekonomika Rolnictwa*, T. 97, z. 2, s. 77-90.
- Binderman Z., Borkowski B., Szczesny W. (2008): O pewnej metodzie porządkowania obiektów na przykładzie regionalnego zróżnicowania rolnictwa, *Metody ilościowe w badaniach ekonomicznych*, IX, 39-48, wyd. SGGW.
- Binderman Z., Borkowski B., Szczesny W. (2009) Tendencies in changes of regional differentiation of farms structure and area, *Quantitative methods in regional and sectoral analysis/sc.*, U.S., Szczecin: - s. 33-50.
- Binderman Z., Borkowski B., Szczesny W. (2010) The tendencies in regional differentiation changes of agricultural production structure in Poland, *Quantitative methods in regional and sectoral analysis*, U.S., Szczecin, s. 67-103.
- Binderman Z., Szczesny W., (2009), Arrange methods of tradesmen of software with a help of graphic representations Computer algebra systems in teaching and research, Siedlce Wyd. WSFiZ, 117-131.
- Borkowski B., Szczesny W. (2002): Metody taksonomiczne w badaniach przestrzennego zróżnicowania rolnictwa. RNR, Seria G, T 89, z. 2. s. 42. Wydawnictwo Wieś Jutra, Warszawa,
- Ciok A., Kowalczyk T., Pleszczyńska E., Szczesny W. [1995]: Algorithms of grade correspondence-cluster analysis. The Collected Papers on Theoretical and Applied Computer Science, 7, 5-22,
- Chomałowski S., Sokołowski A. (1978) Taksonomia struktur, *Przegląd Statystyczny*, nr 2, s. 14-21,
- Ciok A. (2004) Metody gradacyjne analizy danych w identyfikacji struktur wydatków gospodarstw domowych. *Wiadomości Statystyczne* Nr 4, s. 12 – 2,
- Ciok A., Kowalczyk T., Pleszczyńska E., Szczesny W. (1995) Algorithms of grade correspondence-cluster analysis. The Coll. Papers on Theoretical and Applied Computer Science, 7, 5-22,
- Gatnar E., Walesiak M. (2009): Statystyczna analiza danych z wykorzystaniem programu **R**, PWN, Warszawa,
- Hellwig Z. (1968) Zastosowanie metody taksonomicznej do typologicznego podziału krajów ze względu na poziom ich rozwoju oraz zasoby i strukturę kwalifikowanych kadr, „*Przegląd Statystyczny*”, z. 4
- Jackson D. M. (1970) The stability of classifications of binary attribute data, Technical Report 70-65, Cornell University 1-13

- Kukuła K. (1989) Statystyczna analiza strukturalna i jej zastosowanie w sferze usług produkcyjnych dla rolnictwa, Zeszyty Naukowe, Seria specjalna Monografie nr 89, AE w Krakowie, Kraków,
- Kukuła K. (2000) Metoda unitaryzacji zerowanej, PWN, Warszawa,
- Kukuła K. (red.) (2010): Statystyczne studium struktury agrarnej w Polsce, PWN, Warszawa,
- Malina A. (2004) Wielowymiarowa analiza przestrzennego zróżnicowania struktury gospodarki Polski według województw. AE, S. M. nr 162, Kraków,
- Młodak A., (2006) Analiza taksonomiczna w statystyce regionalnej, DIFIN, Warszawa,
- Szczesny W. (2002) Grade correspondence analysis applied to contingency tables and questionnaire data, Intelligent Data Analysis, vol. 6 , 17-51,
- Strahl D. (1985) Podobieństwo struktur ekonomicznych, PN AE, nr 281, Wrocław,
- Strahl D. (1996) Równowaga strukturalna obiektu gospodarczego [w:] Przestrzenno-czasowe modelowanie i prognozowanie zjawisk gospodarczych, red. A. Zeliaś, AE w Krakowie, Kraków
- Strahl D. (red.) (1998) Taksonomia struktur w badaniach regionalnych, Prace Naukowe AE we Wrocławiu, Wrocław.
- Walesiak M. (1983) Propozycja rodziny miar odległości struktur udziałowych, „Wiadomości Statystyczne”, nr 10.
- Walesiak M. (1984) Pojęcie, klasyfikacja i wskaźniki podobieństwa struktur gospodarczych, Prace Naukowe AE we Wrocławiu, nr 285, Wrocław

CHANGES OF STRUCTURE OF EXPORT OF AGRICULTURAL PRODUCTS IN CHOSEN COUNTRIES DURING 1980 – 2010

Abstract: In this work we analyzed the changes of the structure of value of agriculture products' exports in Poland during 1980 – 210 in comparison to other EU countries. In this comparative analysis we chose those EU countries whose largest fraction of exports is constituted by agriculture products: Germany, France, Great Britain, Netherlands, Spain and Italy. To study the changes of the structure of export of agriculture products during those 31 years we used multidimensional analysis methods: Gini index and GCCA – Grade Correspondence Cluster Analysis. To visualize the differentiation of structures of export of agriculture products we used over-representation maps (prepared in GradeStat). Analysis was based on 9 groups of agriculture products in million USD: live animals (S2-00), meat and preparations (S2-01), dairy products and birds' eggs (S2-02), Fish, crustacean and molluscs, and preparations thereof (S2-03), cereals and cereal preparations (S2-04), vegetables and fruit (S2-05), suger, suger preparations and honey (S2-06), coffee, tea, cocoa, spices, and manufactures thereof (S2-07), feeding stuff for animals (not including unmilled cereals (S2-08), miscellaneous edible products and preparations (S2-09). The completed studies have shown a large differentiation of the structure of export of agriculture products in all researched countries. However, the largest

differentiation was present in Poland. A significantly high dynamic of growth was observed within three groups of products: dairy products and birds' eggs (S2-02), Fish, crustacean and molluscs, and preparations thereof (S2-03), vegetables and fruit (S2-05). The participation of those groups in the country's export has been steadily growing. On the other hand, the participation of until now standard groups of agriculture products (unprocessed: live animals (S2-00) and meat and preparations (S2-01)) has been decreasing.

Key words: multidimensional methods, GCCA – Grade Correspondence Cluster Analysis, Gini index, the changes structure of export of agricultural products

POMIĘDZY TAK A NIE CZYLI O ROZMYTYM CHARAKTERZE POJĘĆ, METOD I KATEGORII

Danuta Bogocz

Katedra Statystyki Matematycznej
Uniwersytet Rolniczy w Krakowie
e-mail: rrbogocz@cyf-kr.edu.pl

Streszczenie: W pracy przedstawiono garść rozważań nad rozmytym podejściem do analizy niektórych zjawisk, wynikającym z nieostrych granic definiujących dotyczące ich pojęcia. W celu lepszego zobrazowania rozmytego charakteru stosowanych procedur oraz ich wyników wykorzystano przykład empiryczny.

Słowa kluczowe: zbiór rozmyty, ubóstwo, ranking.

WSTĘP

Każda sfera życia człowieka wymaga podejmowania decyzji, a – co się z tym wiąże – orzekania o stanie obecnym, ustosunkowywania się do stanu przeszłego i przewidywania możliwych stanów w przyszłości. Jak pisze Samuel Butler, *życie jest sztuką wyciągania wystarczających wniosków z niewystarczających przesłanek*. Wydaje się, że wraz ze wzrostem naszej wiedzy, rośnie też nasza świadomość, jak wiele nadal pozostaje poza jej zasięgiem.

Istotną determinantą naszych działań, zarówno codziennych jak i tych naukowych, jest język. To, czego nie potrafimy wyrazić, znane jest tylko nam i dotyczy z reguły sfery nieracjonalnej. Terminologia każdej dziedziny naukowej stara się sprostać postulatowi wysokiego stopnia precyzji pojęć, które ją konstytuują. Niemniej jednak, to dążenie do jednoznaczności nie zawsze ma szansę na pomyślną realizację, zwłaszcza w niektórych obszarach wiedzy. Ciągła jej weryfikacja zarówno ta od nas niezależna, której dokonuje otaczająca nas rzeczywistość, jak i ta prowadzona przez nas, autorów hipotez, powoduje, że przeformułujemy postawione hipotezy, modyfikujemy narzędzia badawcze, a w konsekwencji wnioski.

W niniejszej pracy zwrócono uwagę na fakt, że coraz więcej miejsca w badaniach naukowych zaczynają zajmować metody oparte na logice wielowartościowej. Pojęcia o nieostrych zakresach, ograniczoność informacji lub jej niejednoznaczność powodują, że tradycyjne metody stają się mało atrakcyjne dla badacza. Jak pisze Charles Ragin, podejście to ma dużą siłę, ale jego moc jest jednocześnie jego słabością.

Jako przykład obrazujący proces odchodzenia od metod klasycznych wykorzystano mały fragment analizy poziomu ubóstwa w Polsce w ujęciu przestrzennym na szczeblu województw. Stosując podejście jednowymiarowe – niezaprzeczalnie ubogie od strony merytorycznej – podjęto próbę konstrukcji rozmytego rankingu, a w dalszej kolejności, rozmytego zbioru województw „ubogich”. W celu otrzymania przejrzystego obrazu badanego zjawiska, wyniki przedstawiono na mapie.

PRZEDMIOT BADAŃ

Trudno nie zgodzić się z faktem, że termin *ubóstwo* w języku potocznym jest pojęciem nieostrym. Formalnych definicji, stanowiących próby zamknięcia go w ramy umożliwiające jego naukową obróbkę jest bardzo wiele. Oto kilka z nich:

Słownik Webster'a: brak środków na prowadzenie umiarkowanego wygodnego życia

Bank Światowy: niemożność osiągnięcia minimalnego standardu życiowego

Międzynarodowe Biuro Pracy - niezaspokojenie podstawowych potrzeb, „...podstawowe potrzeby w zakresie konsumpcji osobistej rodziny: odpowiednie wyżywienie, mieszkanie, odzież oraz elementarne wyposażenie mieszkań i umeblowanie, ... podstawowe usługi świadczone przez i dla społeczności, takie jak: nieskażona woda pitna, urządzenia sanitarne, publiczny transport i ochrona zdrowia, udogodnienia w zakresie edukacji i kultury”

Rada Ministrów Wspólnoty Europejskiej: Ubóstwo odnosi się do osób, rodzin lub grup osób, których środki (materialne, kulturalne i socjalne) są ograniczone w takim stopniu, że poziom ich życia obniża się poza akceptowane minimum w kraju zamieszkania.

Dwupoziomowa definicja Unii Europejskiej:

Ubóstwo absolutne - brak możliwości zaspokojenia podstawowych potrzeb ludzkich obejmujących żywność, wodę pitną, urządzenia sanitarne, zdrowie, mieszkanie i informację. Zależy ono tym samym nie tylko od dochodów gospodarstw domowych, lecz również od ich dostępu do podstawowych usług, który w niektórych sytuacjach nie zależy wyłącznie od ich dochodów.

Ubóstwo ogólne jest szerszą kategorią niż ubóstwo absolutne. Związane jest ono nie tylko z brakiem dostępu do podstawowych artykułów i usług, lecz również z brakiem możliwości uczestnictwa w podejmowaniu decyzji oraz w życiu obywatelskim, społecznym i kulturalnym.

Ekonomiczna definicja ubóstwa: ubóstwem określamy sytuację, w której jednostka (osoba, rodzina, gospodarstwo domowe) nie dysponuje wystarczającymi środkami

(zarówno środkami pieniężnymi w postaci dochodów bieżących i dochodów z poprzednich okresów jak i w formie nagromadzonych zasobów materialnych) pozwalającymi na zaspokojenie jej potrzeb. Tym samym poza przyjętą definicją ubóstwa pozostają aspekty kulturowe i socjologiczne życia w ubóstwie, związane z wyłączeniem z życia społecznego.

Analizę zamieszczoną w niniejszej pracy oparto o ekonomiczną definicję ubóstwa.

Badania nad ubóstwem osadzone są w kontekście nauk społecznych. Klasyczna procedura badawcza ma tu przebieg następujący:

- Identyfikacja zjawiska, które jest przedmiotem badania postrzeganego jako coś, co zmienia się w zakresie przypadków i/lub czasu
- Studia literatury dotyczącej problemu
- Sporządzenie listy przyczyn i powiązanie ich z odpowiednią teorią
- Opracowanie metod pomiaru zmiennej zależnej i zmiennych niezależnych
- Umieszczenie zmiennych w populacji lub zbiorze danych o ich dużej zmienności
- Identyfikacja zmiennych kontrolnych i włączenie ich do zbioru zmiennych niezależnych
- Konstrukcja hipotez i modeli
- Analiza zmienności i oszacowanie wpływu poszczególnych zmiennych niezależnych
- Ustalenie ostatecznego zbioru zmiennych niezależnych
- Identyfikacja tych zmiennych, które mają największy udział w kształtowaniu zmienności zmiennej zależnej.

Prekursorem nowej formuły badań społecznych jest wspomniany już wcześniej Charles Ragin. Oryginalność jego podejścia – w dużym skrócie – przedstawia tabela:

Tabela 1.

Metoda tradycyjna	Nowa formuła
Zmienne	Zbiory
Pomiar	Skalowanie
Zmienne zależne	Wyniki jakościowe
Dane populacyjne	Populacje skonstruowane
Korelacje	Relacje teoretyczne w zbiorze
Macierz korelacji	Tabela prawdziwości (rodzaje przypadków)
Wielkość oddziaływań	Warunki INUS – określone powiązania zmiennych przyczynowych generują określone wyniki

Źródło: opracowanie własne na podstawie: Ragin, C. , 2000 Fuzzy-Set Social Science. U. Chicago Press

Formalnym narzędziem, które spełnia postulaty nowej formuły, są zbiory rozmyte.

METODYKA BADAŃ

Zbiory rozmyte, poza intuicyjnym ich rozumieniem jako zbiorów wynikających z zastosowania logiki wielowartościowej, definiowane są w kontekście algebraicznej teorii krat, za pomocą sekwencji kilku definicji:

Definicja 1: Zbiór uporządkowany $(L, \leq)$ nazywamy kratą, gdy wszystkie jego podzbiory dwuelementowe mają kresy

Definicja 2: Dana jest przestrzeń X oraz krata $(L, \leq)$. Zbiorem L -rozmytym w X lub L -zbiorem w X nazywamy dowolne odwzorowanie $A: X \rightarrow L$. Rodzinę L -zbiorów w X oznaczamy przez $L(X)$. Gdy w szczególności $L = [0, 1]$, L -zbiory nazywamy zbiorami rozmytymi w X i oznaczamy przez $F(X)$.

Definicja 3: Elementy zbioru U nazywamy obiektami L -rozmytymi w X , gdy dane jest odwzorowanie $m: U \rightarrow L(X)$ przyporządkowujące tym elementom zbiory L -rozmyte. Wtedy obraz $A = m(u)$ obiektu u przez odwzorowanie m nazywamy funkcją przynależności tego obiektu, a wartość $A(x)$ w punkcie $x \in X$ nazywamy stopniem przynależności punktu x do obiektu rozmytego A .

Wprowadzenie pojęcia zbioru rozmytego w procedurę wartościowania i jakościowej kategoryzacji obiektów indukuje nieco inny rodzaj subiektywizmu. Kryterium, na podstawie którego określa się przynależność obiektu do pewnego zbioru – tu zbioru „ubogich” – ma charakter obiektywny, tj. bazuje na pewnych wartościach progowych ustalonych niezależnie od zakresu wartości, jakie zmienna syntetyczna przyjmuje dla analizowanego zbioru obiektów. Obiekty, dla których zmienna syntetyczna (w tym przypadku jedyna zmienna wykorzystana do analizy zjawiska – dochód nominalny przypadający na głowę mieszkańca w danym województwie) osiąga wartość poniżej ustalonego dolnego progu klasyfikuje się do zbioru obiektów „ubogich”. Obiekty o wartościach zmiennej syntetycznej powyżej progu górnego z tego zbioru się wyklucza, zaś te obiekty, których wartości zmiennej syntetycznej mieszczą się w przedziale pomiędzy progami należą do wyróżnionego zbioru w pewnym stopniu – stopień przynależności określa wartość rozmytej funkcji wartościującej.

Model funkcji przynależności w ogólnym zarysie zaczerpnięto z pracy prekursora teorii zbiorów rozmytych, L.A. Zadeha. Wzięto również pod uwagę pewną adaptację tego modelu do zmiennych skokowych – tego typu zmienną jest ranking obiektów – zaproponowaną m.in. przez M. Rószniewicz., a obecnie często stosowaną w przestrzennych analizach poziomu i jakości życia..

Punktem wyjścia do konstrukcji rozmytej funkcji wartościującej – funkcji przynależności – jest wartość zmiennej syntetycznej.

Przyjmując oznaczenia:

c_{01} – górna wartość progowa,

c_{02} – dolna wartość progowa,

Rozmytą funkcję wartościującą możemy zapisać w sposób następujący:

$$f^*(o_i) = \begin{cases} 1, & \text{dla } c_{01} \leq e_i \leq \max_i e_i \\ \frac{e_i - c_{01}}{c_{01} - c_{02}}, & \text{dla } c_{02} < e_i < c_{01} \\ 0, & \text{dla } \min_i e_i \leq e_i \leq c_{02} \end{cases}, \quad (*)$$

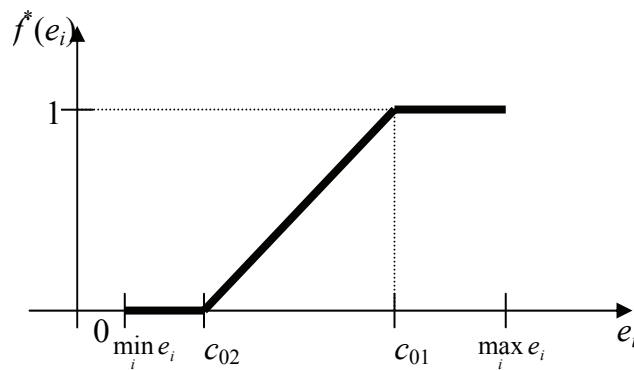
przy czym

$$e_i = \sum_{j=1}^m z_j, \quad i - \text{liczba obiektów: } i = 1, 2, \dots, n.$$

Jak już wspomniano, w przypadku niniejszej analizy zmienną syntetyczną stanowi jedna zmienna.

Jak widać, rozmytą funkcję wartościującą otrzymujemy na drodze liniowego przekształcenia zmiennej syntetycznej. Zilustrowano to na wykresie przedstawionym poniżej.

Rysunek 1. Przebieg zmienności rozmytej funkcji wartościującej



Źródło: opracowanie własne na podstawie formuły (*)

Pozostaje problem wartości progowych. Tu wartości te zostały ustalone przyjmując względne ujęcie ubóstwa, które opiera się na odniesieniu poziomu zaspokojenia potrzeb jednostek (osób, rodzin, gospodarstw domowych) do poziomu ich zaspokojenia przez innych członków społeczeństwa. Jako wyznacznik przyjęto przeciętny poziom zjawiska wyrażony średnią ustalając następujące wartości progowe: $c_{01} = 90\% \cdot m$ oraz $c_{02} = 110\% \cdot m$,

gdzie m oznacza średnią arytmetyczną wartości zmiennej syntetycznej. WYNIKI
BADAŃ

W celu zobrazowania idei nowej formuły badań społecznych posłużono się przykładem empirycznym, w szczególności pomiarem ubóstwa w ujęciu jednowymiarowym - na bazie dochodów, a w dalszej kolejności konstrukcją rozmytego rankingu województw ze względu na wyróżnioną cechę. Wykorzystano dane GUS z roku 2008 dotyczące poziomu dochodów nominalnych przypadających na jednego mieszkańca w poszczególnych województwach.

W wyniku zastosowania procedury opisanej we wcześniejszym paragrafie, otrzymano porządek województw, który wraz z odpowiadającymi im wartościami funkcji przynależności wyszczególniono w tabeli 1.

Tabela 2. Wartości funkcji przynależności dla poszczególnych województw

Województwo (o_i)	$f(o_i)$
Podkarpackie	1,000
Lubelskie	1,000
Warmińsko-mazurskie	1,000
Podlaskie	1,000
Świętokrzyskie	0,960
Opolskie	0,931
Lubuskie	0,842
Kujawsko-pomorskie	0,697
Małopolskie	0,697
Łódzkie	0,307
Zachodniopomorskie	0,300
Pomorskie	0,251
Dolnośląskie	0,056
Wielkopolskie	0,006
Śląskie	0,000
Mazowieckie	0,000

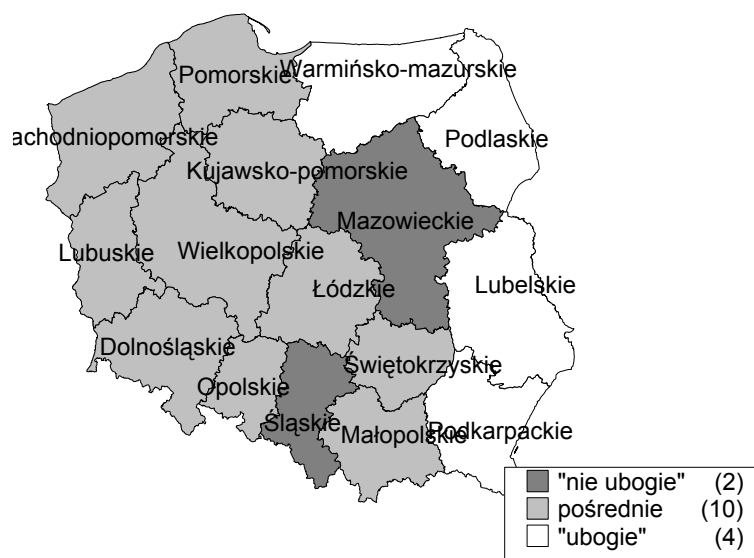
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS

Jako że analizy poziomu ubóstwa dokonano na bazie tylko jednej zmiennej – wysokości dochodów, która w aspekcie klasyfikowania obiektu do zbioru ubogich jest destymulantą, generując wartości funkcji przynależności, formułę (*) nieco zmodyfikowano, tj.:

$$f^*(o_i) = \begin{cases} 0, & \text{dla } c_{01} \leq e_i \leq \max_i e_i \\ \frac{c_{02} - e_i}{c_{01} - c_{02}}, & \text{dla } c_{02} < e_i < c_{01} \\ 1, & \text{dla } \min_i e_i \leq e_i \leq c_{02} \end{cases} \quad (**)$$

Jak widać, cztery województwa (podkarpackie, lubelskie, warmińsko-mazurskie i podlaskie) zostały zdecydowanie wliczone do zbioru ubogich. Niemniej jednak, kolejne trzy (świętokrzyskie, opolskie i lubuskie) otrzymały stopień przynależności do tego zbioru bliski jedności. Województwa kujawsko-pomorskie i małopolskie otrzymały wartości w połowie pomiędzy zdecydowanym „TAK” a zdecydowanym „NIE”, z kolei pozostałe województwa w świetle funkcji przynależności jawią się jako względnie bogate (rozumiane jako nie będące elementami zbioru ubogich), zwłaszcza województwa śląskie i mazowieckie, które ze zbioru ubogich zostały zdecydowanie wykluczone. Przestrzenne rozmieszczenie obiektów z uwzględnieniem ich stopnia przynależności do zbioru ubogich, przedstawiono na mapie.

Rysunek. 2. Zróznicowanie przestrzenne województw ze względu na wartość funkcji przynależności do zbioru „ubogich”



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS

Łatwo dostrzec, że zbiór „ubogich” tworzy wschodni pas województw, co potwierdza wyniki wielu innych badań nad poziomem życia w Polsce. Województwa śląskie i mazowieckie – wykluczone z tego zbioru – istotnie się od

siebie różnią. W przypadku pierwszego z nich, wysoki dochód rozkłada się w miarę równomiernie w obrębie całego obszaru województwa, z kolei w województwie mazowieckim jest on wynikiem zdecydowanie wyższego poziomu dochodu w stolicy kraju. Najliczniejszą grupę tworzą województw o wartościach pośrednich.

PODSUMOWANIE

Nieklasyczne metody badawcze pokrywają coraz to większe obszary wiedzy. *Być może myślenie poprzedzające odkrycie jest rozmyte, jest pomysłnym wzajemnym oddziaływaniem losowego poszukiwania nowych struktur, odpowiednich dla przeszłego doświadczenia i podświadomego rozumowania prowadzącego do wąskiego wyboru z szerokiej gamy możliwości*¹

Problem ubóstwa, poruszony w niniejszej pracy, stanowi dobry przykład pojęcia o rozmytych granicach. Znajduje to odzwierciedlenie w różnych podejściach do tego zagadnienia oraz interpretacjach.

Ranking to jedno z prostszych, ale zarazem najbardziej przejrzystych narzędzi statystycznych. Tu posłużył jako podstawa do wyróżnienia zbioru województw „ubogich”. Dzięki zastąpieniu zero-jedynkowej funkcji przynależności funkcją przyjmującą wartości z przedziału $[0; 1]$, mamy większy wgląd w stopień nasycenia analizowaną cechą, a co za tym idzie, możemy określić, czy bliżsi jesteśmy odpowiedzi TAK czy NIE – na pytanie o przynależność obiektu do zbioru.

Patrząc na mapę i formułując na jej podstawie określone wnioski, musimy mieć świadomość, że dokonujemy tu wielu założeń – niejednokrotnie nie do końca spełnionych – oraz uogólnień. Inny obraz otrzymamy prowadząc badania na poziomie powiatów, a jeszcze inny – na poziomie gmin. Jeszcze inne refleksje przyjdą nam do głowy przemierzając różne zakątki naszego kraju. Stąd trafną wydaje się myśl Goethego: *Wszystko jest jednakowe, a zarazem niejednakowe, pożyteczne i szkodliwe, wymowne i nieme, rozsądne i nierozsądne. A to, co wypowiadamy o poszczególnych rzeczach, często sobie przeczy*².

BIBLIOGRAFIA

- Bezdek J. C., Harris J.D. (1978) Fuzzy partitions and relation - an axiomatic basis for clustering, *Fuzzy Sets and Systems*
- Bogocz D. (2005) Przykłady zastosowań rozmytej funkcji wartościującej w badaniach ekonomicznych, *Zeszyty Naukowe SGGW*, Warszawa.
- Goethe J. W. (1997) *Refleksje i maksymy*. Warszawa.
- Łukasiewicz J. (1922/23) *Ruch filozoficzny*.

¹ . Radhakrishna Rao, „Statystyka i prawda”.

² J. W. Goethe, „Refleksje i maksymy”, Warszawa 1997

- Ostasiewicz W. (1993) Zastosowanie zbiorów rozmytych w ekonomii, PWN, Warszawa.
- Panek T. (2011) Statystyczne metody pomiaru ubóstwa, SGH Warszawa.
- Ragin, C. (2000) Fuzzy-Set Social Science. U. Chicago Press.
- Ragin, C. Configurational Comparative Methods: Qualitative Comparative Analysis (QCA) and Related Techniques. U. Chicago Press.
- Rószniewicz M. (1998) Zastosowanie teorii zbiorów rozmytych do oceny stopnia akceptacji produktu, Wiadomości Statystyczne 4.
- Zadeh L. A. (1965) Fuzzy sets, Information and Control, 8.

**BETWEEN THE YES AND THE NO
– ON FUZZY CHARACTER OF CONCEPTS,
METHODS AND CATEGORIES**

Abstract: The paper presents an investigation within the subject of fuzzy methodology concerning some phenomena, which is the consequence of their fuzzy nature. In order to illustrate some fuzzy procedures and their results an empirical example is included.

Key words: fuzzy sets, poverty, ranking

KIERUNKI ZMIAN STRUKTURY AGRARNEJ WOJEWÓDZTW WEDŁUG GRUP TYPOLOGICZNYCH (PROGNOZA DO ROKU 2020)

Jadwiga Bożek

Katedra Statystyki Matematycznej, Uniwersytet Rolniczy w Krakowie
e-mail: rrbozek@cyf-kr.edu.pl

Streszczenie: W pracy została przedstawiona prognoza struktury agrarnej województw do roku 2020 wg grup typologicznych. Prognozę wyznaczono metodą prognozowania struktur E. Nowaka na podstawie danych GUS. Następnie metodą klasyfikacji rozmytej dokonano grupowania województw, uzyskując w ten sposób przewidywany obraz zróżnicowania przestrzennego badanej struktury w roku 2020. Sporządzona prognoza przedstawia, jakie przeobrażenia w strukturze agrarnej województw nastąpią, jeżeli kierunek i tempo zmian, jakie występowały w latach 2002-2009 nie ulegną zmianie.

Słowa kluczowe: struktura agrarna województw, prognoza, grupy typologiczne

WSTĘP

Znajomość struktury agrarnej, a zwłaszcza jej przestrzennego zróżnicowania i kierunków zmian w czasie, jest niezbędna w kreowaniu regionalnej polityki gospodarczej państwa, dlatego problematyka ta jest bardzo często podejmowana w publikacjach naukowych [Borkowski i in. 2002, Muszyńska 2009, Poczta 2002, Rudnicki 2001, Zegar 2003].

Praca jest kontynuacją badań autorki nad przestrzennym zróżnicowaniem struktury agrarnej w Polsce. W wyniku tych badań wyodrębniono 4 grupy województw [Bożek i in. 2011], charakteryzujące się wysokim podobieństwem struktury agrarnej województw wchodzących w skład tej samej grupy typologicznej i niskim podobieństwem województw zaliczonych do odrębnych grup. Grupowanie przeprowadzono dla danych z lat: 1996, 2002, 2008. Pomimo zmian, jakie następowały w strukturze agrarnej poszczególnych województw w okresie 1996-2008, skład grup pozostawał taki sam. Można stąd wyciągnąć

wniosek, że badana struktura zmienia się podobnie (ten sam kierunek i tempo) w województwach należących do tej samej grupy typologicznej.

W pracy wyznaczono prognozę struktury agrarnej województw do roku 2020 według grup typologicznych a następnie dokonano grupowania województw, otrzymując w ten sposób przewidywany obraz zróżnicowania przestrzennego badanej struktury w roku 2020. Obliczenia zostały przeprowadzone w oparciu o dane Głównego Urzędu Statystycznego – liczbę gospodarstw rolnych według grup obszarowych w województwach w latach 2002-2009. W pracy przyjęto następujące grupy obszarowe: 1-5 ha, 5-10 ha, 10-20 ha, 20-50 ha, 50 i więcej ha. Do wyznaczenia prognozy została zastosowana metoda prognozowania struktur E.Nowaka [Nowak 1981], a grupowanie województw przeprowadzono metodą klasyfikacji rozmytej [Jajuga 1984, Bożek i in. 2011].

Prognozowanie większości zjawisk społeczno-ekonomicznych, w tym rolnictwa, nie jest łatwe. Polskie rolnictwo przechodzi obecnie wiele przemian, poczynając od roku 1989, kiedy nastąpiło przejście z gospodarki centralnie sterowanej do gospodarki wolnorynkowej, aż po wstąpienie do Unii Europejskiej i poddanie rolnictwa pewnym restrykcjom wynikającym z praw i obowiązków Polski jako członka Unii. Na kształtowanie teraźniejszego i przyszłego stanu rolnictwa mają wpływ zmiany w kraju, a także umowy międzynarodowe. W kilkuletniej perspektywie czasowej może zatem zaistnieć wiele czynników zmieniających istotnie dotychczasowe trendy, co z kolei może spowodować, że opracowane prognozy staną się mało wiarygodne. Przedstawiona w pracy prognoza jest prognozą otrzymaną na podstawie odpowiednio dobranych modeli matematycznych przy założeniu, że dotychczasowe tendencje nie ulegną istotnej zmianie w najbliższych latach.

METODA BADAWCZA

Metoda prognozowania struktur wg E. Nowaka w skrócie przedstawia się następująco [Nowak, 1981]:

Niech $X(t)$ będzie zjawiskiem społeczno-ekonomicznym złożonym z r składowych $X_1(t), X_2(t), \dots, X_r(t)$, takim, że $X(t) = \sum_{i=1}^r X_i(t)$ badanym w czasie

$t = 0, 1, \dots, n$. Dana jest więc macierz obserwacji:

$$\begin{bmatrix} X(1) \\ X(2) \\ \vdots \\ X(n) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X_1(1) & X_2(1) & \dots & X_r(1) \\ X_1(2) & X_2(2) & \dots & X_r(2) \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ X_1(n) & X_2(n) & \dots & X_r(n) \end{bmatrix} \quad (1)$$

gdzie $X(t)$ - wartość zmiennej X w roku t (w pracy: ogólna liczba gospodarstw w roku t),

$X_i(t)$ - wartość i -tej składowej zmiennej X w roku t (liczba gospodarstw z i -tej grupy obszarowej w roku t).

Oznaczając przez α_{ii} ($i = 1, 2, \dots, r$) wskaźniki struktury zjawiska X w roku t :

$$\alpha_{ii} = \frac{X_i(t)}{X(t)}, \text{ otrzymuje się macierz wskaźników struktury } [\alpha_{ii}]_{\substack{i=1,2,\dots,r \\ t=1,2,\dots,n}},$$

której wiersze reprezentują strukturę zjawiska X w kolejnych latach $t=1, 2, \dots, n$ i dla której spełnione są warunki:

$$\sum_{i=1}^r \alpha_{ii} = 1 \quad \text{ i } \quad 0 \leq \alpha_{ii} \leq 1 \quad (t = 1, 2, \dots, n; i = 1, 2, \dots, r). \quad (2)$$

Jeżeli zjawisko X wykazuje wyraźną tendencję w czasie, wówczas wyznacza się model tendencji rozwojowej dla zmiennej X :

$$\hat{X} = f(t), \quad t = 1, 2, \dots, n. \quad (3)$$

Wtedy $X^*(T) = f(T)$ oznacza prognozę zmiennej X dla roku T ($T > n$). Następnie w ten sam sposób po oszacowaniu tendencji rozwojowych dla poszczególnych zmiennych $X_1, X_2, \dots, X_r$ wyznacza się ich prognozy:

$$X_1^{s*}(T), X_2^{s*}(T), \dots, X_r^{s*}(T) \quad (4)$$

Prognozy te nazywane są "surowymi prognozami", gdyż czasem zachodzi potrzeba ich skorygowania. Mianowicie: jeżeli okaże się, że suma surowych prognoz równa się prognozie badanego zjawiska, czyli zachodzi następująca równość:

$$\sum_{i=1}^r X_i^{s*}(T) = X^*(T), \quad (5)$$

wtedy prognozy surowe (4) zostają uznane za ostateczne prognozy zmiennych $X_1, X_2, \dots, X_r$. Wskaźniki struktury dla prognozowanego zjawiska w roku T przyjmują wówczas postać:

$$\alpha_i^*(T) = \frac{X_i^{s*}(T)}{X^*(T)} \quad i = 1, 2, \dots, r \quad (6)$$

Jeśli natomiast okaże się, że

$$\sum_{i=1}^r X_i^{s*}(T) \neq X^*(T) \quad (7)$$

wtedy najpierw należy wyznaczyć wskaźniki struktury dla prognoz surowych według wzoru:

$$\alpha_i^*(T) = \frac{X_i^{s*}(T)}{\sum_{i=1}^r X_i^{s*}(T)} \quad i = 1, 2, \dots, r \quad (8)$$

a następnie prognozy poszczególnych zmiennych:

$$X_i^*(T) = X^*(T) \cdot \alpha_i^*(T) \quad i = 1, 2, \dots, r \quad (9)$$

gdzie $\alpha_i^*(T)$ określone jest wzorem (8).

W zaprezentowanej metodzie prognozowania zakłada się, że przy prognozowaniu ogólnego poziomu zjawiska X popełnia się mniejsze błędy niż wtedy, gdyby prognozowano oddzielnie poszczególne zmienne $X_1, X_2, \dots, X_r$.

WYNIKI BADAŃ

W wyniku grupowania województw pod względem podobieństwa struktury agrarnej metodą klasyfikacji rozmytej otrzymano 4 grupy o następującym składzie [Bożek i in. 2011]:

Grupa I – małopolskie, śląskie, podkarpackie

Grupa II – łódzkie, mazowieckie, lubelskie

Grupa III – podlaskie, wielkopolskie, kujawsko-pomorskie, pomorskie, warmińsko-mazurskie,

Grupa IV – lubuskie, dolnośląskie, opolskie.

Województwa: świętokrzyskie i zachodniopomorskie wyraźnie odbiegają strukturą od wyodrębnionych grup, dlatego nie zostały zakwalifikowane do żadnego z wymienionych skupisk.

Na podstawie danych GUS z lat 2002-2009 przedstawioną powyżej metodą prognozowania struktur została opracowana prognoza struktury agrarnej dla Polski a następnie dla poszczególnych województw według wymienionych wyżej grup typologicznych. Wyniki przedstawione są w tabelach 1-6.

Wyznaczona funkcja trendu dla ogólnej liczby gospodarstw rolnych o powierzchni UR powyżej 1 ha w Polsce ma postać: $y = -19,5t + 1915,2$ ($R^2 = 0,7$). Wynika stąd, że rocznie ubywać będzie około 19,5 tys. gospodarstw i w 2020 roku ich liczba wyniesie około 1544,4 tys. Zgodnie z wyznaczoną prognozą, udziały gospodarstw bardzo małych (1-5 ha) będą spadać i w 2020 roku gospodarstwa te stanowić będą około 53,2% ogólnej liczby gospodarstw. Udziały gospodarstw małych, o powierzchni UR 5-10 ha, nieznacznie wzrosną - do 23,8%. Udziały gospodarstw o powierzchni 10-20 ha nie ulegną zmianie, pozostając na poziomie około 13,6%, natomiast udziały gospodarstw dużych, 20-50 ha, w 2020 roku według prognozy wynosić będą około 7,2%. Udziały gospodarstw bardzo

dużych będą powoli rosnać do około 2,2%. Zmiany w skali kraju będą więc bardzo powolne.

Tabela 1. Struktura agrarna w Polsce w latach 2002, 2006, 2009 i prognoza do roku 2020.

Lata	Gospodarstwa o powierzchni użytków rolnych w ha					
	ogółem	1-5	5-10	10-20	20-50	>50
	W tys.	W %				
2002	1951,7	58,7	21,9	13,6	4,9	0,9
2006	1806,4	57,0	23,0	13,7	5,2	1,1
2009	1765,9	57,2	22,1	13,8	5,5	1,4
Prognoza						
2012	1700,5	55,9	22,9	13,6	6,0	1,6
2014	1661,5	55,3	23,1	13,6	6,3	1,7
2016	1622,5	54,7	23,3	13,6	6,6	1,9
2020	1544,4	53,2	23,8	13,6	7,2	2,2

Źródło: Roczniki Statystyczne Województw 2003-2010, obliczenia własne

Tabela 2. Struktura agrarna w województwach I grupy typologicznej w latach 2002, 2009 i prognoza do roku 2020.

Lata	Gospodarstwa ogółem	Gospodarstwa o powierzchni użytków rolnych w ha				
		1-5	5-10	10-20	20-50	>50
	W tys.	W %				
		I Małopolskie				
2002	216,7	85,6	12,0	2,0	0,3	0,1
2009	185,3	84,8	12,1	2,5	0,5	0,1
Prognoza						
2012	175,4	84,6	12,2	2,5	0,6	0,1
2016	161,6	83,8	12,6	2,7	0,7	0,2
2020	147,8	82,8	13,2	2,9	0,9	0,2
podkarpackie						
2002	198,5	83,4	14,0	2,0	0,4	0,1
2009	177,2	84,2	12,2	2,5	0,8	0,3
Prognoza						
2012	172,2	83,1	12,8	2,7	1,0	0,4
2016	165,3	83,0	12,2	3,0	1,3	0,5
2020	158,5	82,9	11,5	3,4	1,6	0,6
Śląskie						
2002	110,8	81,8	12,6	4,1	1,3	0,3
2009	82,0	77,6	14,0	5,6	2,2	0,6
Prognoza						
2012	65,7	73,5	15,5	7,1	3,0	0,9
2016	49,2	65,9	18,3	10,0	4,4	1,4
2020	32,7	50,5	24,0	15,9	7,3	2,3

Źródło: Roczniki Statystyczne Województw 2003-2010, obliczenia własne

W dwóch województwach I grupy typologicznej: małopolskim i podkarpackim przewidywane zmiany struktury agrarnej są nieznaczne. Natomiast w woj. śląskim, gdzie w okresie 2002-2009 następowały duże zmiany w ogólnej liczbie gospodarstw i gospodarstw 1-5 ha, jeżeli tendencje te utrzymają się, to w 2020 roku można spodziewać się struktury zbliżonej do struktury ogólnokrajowej, a zupełnie odmiennej od województw małopolskiego i podkarpackiego.

W II grupie typologicznej ogólna liczba gospodarstw pozostanie prawie na tym samym poziomie, z wyjątkiem woj. łódzkiego. Tendencje zmian są jednakowe we wszystkich województwach, chociaż tempo zmian w województwie lubelskim jest znacznie wolniejsze, niż w dwóch pozostałych. Według prognozy w województwach tych wzrosną udziały grup skrajnych (1-5 ha, 20-50 ha i powyżej 50 ha). Zmniejszą natomiast udziały grup środkowych (5-10 ha i 10-20 ha).

Tabela 3. Struktura agrarna w województwach II grupy typologicznej w latach 2002, 2009 i prognoza do roku 2020

Gospodarstwa o powierzchni użytków rolnych w ha						
lata	ogółem	1-5	5-10	10-20	20-50	>50
łódzkie						
2002	159,8	47,5	33,4	16,4	2,6	0,1
2009	155,5	50,3	30,3	15,3	3,8	0,3
Prognoza						
2012	151,6	51,7	29,0	14,6	4,3	0,4
2016	146,1	52,8	27,3	14,3	5,1	0,5
2020	140,6	54,1	25,4	14,0	5,9	0,6
mazowieckie						
2002	270,2	45,6	32,0	18,2	4,0	0,3
2009	275,7	49,4	28,1	16,4	5,5	0,6
Prognoza						
2012	274,3	52,3	24,7	16,2	6,2	0,7
2016	272,8	54,3	22,0	15,7	7,1	0,9
2020	271,4	56,3	19,3	15,3	8,1	1,0
lubelskie						
2002	223,1	54,2	28,7	13,5	3,2	0,3
2009	213,5	54,2	27,8	13,6	3,7	0,7
Prognoza						
2012	220,8	55,5	27,0	12,7	4,0	0,8
2016	223,5	55,5	26,5	12,7	4,3	0,9
2020	226,1	55,5	26,0	12,7	4,6	1,1

Źródło: Roczniki Statystyczne Województw 2003-2010, obliczenia własne

Tabela 4. Struktura agrarna w województwach III grupy typologicznej w latach 2002-2009 i prognoza do roku 2020.

Gospodarstwa o powierzchni użytków rolnych w ha						
lata	ogółem	1-5	5-10	10-20	20-50	>50
Kujawsko-pomorskie						
2002	79,2	35,3	24,0	26,0	12,8	2,0
2009	73,9	32,5	27,9	22,8	14,0	2,9
Prognoza						
2012	71,9	33,3	27,0	21,5	15,1	3,1
2016	70,3	32,8	28,1	19,4	16,1	3,6
2020	68,7	32,2	29,3	17,3	17,2	4,0
podlaskie						
2002	99,7	32,0	24,6	30,2	12,4	0,7
2009	94,2	30,1	25,0	30,5	13,1	1,4
Prognoza						
2012	92,4	29,3	26,8	28,2	14,0	1,6
2016	91,2	28,4	27,6	27,2	14,9	2,0
2020	90,0	27,4	28,4	26,1	15,7	2,4
Warmińsko-mazurskie						
2002	51,8	36,0	15,2	26,6	18,0	4,3
2009	46,5	33,5	15,2	27,0	18,6	5,6
Prognoza						
2012	43,3	31,4	15,8	27,9	18,3	6,7
2016	40,2	29,5	15,9	28,6	18,2	7,9
2020	37,2	27,2	16,0	29,4	18,1	9,3
wielkopolskie						
2002	139,0	41,4	23,7	24,0	9,3	1,6
2009	136,8	40,6	25,8	22,5	8,7	2,4
Prognoza						
2012	135,0	39,2	26,4	22,3	9,6	2,5
2016	135,0	38,5	27,5	21,6	9,6	2,8
2020	134,9	37,7	28,6	20,9	9,6	3,2
pomorskie						
2002	53,6	44,0	19,9	22,3	10,8	3,0
2009	46,0	40,6	22,7	20,9	11,6	4,2
Prognoza						
2012	41,4	36,3	24,7	22,0	12,3	4,7
2016	36,7	31,4	27,7	21,7	13,4	5,8
2020	32,0	25,1	31,6	21,3	14,8	7,2

Źródło: Roczniki Statystyczne Województw 2003-2010, obliczenia własne

We wszystkich województwach III grupy typologicznej przewidziany jest spadek ogólnej liczby gospodarstw, spadek udziałów gospodarstw 1-5 ha i (w większości przypadków) 10-20 ha, wzrost udziałów 5-10 ha i powyżej 20 ha.

Kierunki są więc zgodne z ogólnokrajowymi, oprócz grupy obszarowej 10-20 ha, której udziały w większości województw tej grupy wyraźnie spadają, podczas gdy w skali ogólnokrajowej utrzymują się na mniej więcej tym samym poziomie.

W przypadku IV grupy typologicznej jednakowe zmiany zachodzą w klasie obszarowej gospodarstw 1-5 ha (spadek udziałów) i ostatnich dwóch klasach (wzrost udziałów). W klasach środkowych (5-10 i 10-20) tendencje są różne w poszczególnych województwach.

Tabela 5. Struktura agrarna w województwach IV grupy typologicznej w latach 2002-2009 i prognoza do roku 2020

Gospodarstwa o powierzchni użytków rolnych w ha						
lata	ogółem	1-5	5-10	10-20	20-50	>50
Lubuskie						
2002	31,8	63,4	15,3	12,1	6,5	2,7
2009	30,2	57,9	20,2	12,1	6,0	3,8
Prognoza						
2012	29,3	53,2	24,6	11,1	6,6	4,5
2016	27,6	50,6	28,7	8,5	6,6	5,6
2020	25,9	47,6	33,3	5,6	6,7	6,8
dolnośląskie						
2002	82,8	58,5	20,0	13,3	6,0	2,2
2009	70,4	56,6	19,8	13,4	7,1	3,1
Prognoza						
2012	67,7	54,1	21,1	14,0	7,2	3,6
2016	63,0	52,5	21,4	14,2	7,5	4,4
2020	58,4	50,6	21,7	14,5	7,9	5,3
opolskie						
2002	41,7	56,5	19,3	14,4	7,8	2,0
2009	36,6	53,6	18,3	15,8	8,9	3,4
Prognoza						
2012	35,3	54,8	16,9	14,3	9,9	4,1
2016	33,5	54,6	15,2	14,1	10,9	5,1
2020	31,7	54,5	13,4	13,9	12,0	6,3

Źródło: Roczniki Statystyczne Województw 2003-2010, obliczenia własne

W województwie świętokrzyskim zmiany w strukturze przebiegają w innych kierunkach, niż w skali ogólnokrajowej. Rosną udziały gospodarstw najmniejszych, spadają udziały 5-10 ha. W pozostałych grupach obszarowych zmiany są niewielkie. Należy jeszcze zwrócić uwagę na gospodarstwa największe – wg prognozy przewidziany jest spadek ich udziałów, jednak niski współczynnik determinacji i rosnące udziały w ostatnich latach, wskazują, że prognoza w tym przypadku jest obciążona dużym błędem.

W województwie zachodniopomorskim zasadniczo tendencje zmian pokrywają się z tendencjami ogólnokrajowymi (za wyjątkiem gospodarstw 10-20 ha). Jednakże niska wartość współczynnika determinacji dla grup obszarowych środkowych (poniżej 0,4) obniża wiarygodność tej prognozy.

Tabela 6. Struktura agrarna w województwie świętokrzyskim i zachodniopomorskim w latach 2002-2009 i prognoza do roku 2020.

Gospodarstwa o powierzchni użytków rolnych w ha						
lata	ogółem	1-5	5-10	10-20	20-50	>50
świętokrzyskie						
2002	125,6	66,9	25,3	6,7	1,0	0,1
2009	108,8	68,4	23,3	6,4	1,5	0,4
Prognoza						
2012	103,6	68,3	23,4	6,2	1,9	0,2
2016	96,3	69,1	22,5	5,9	2,3	0,2
2020	89,0	70,0	21,6	5,6	2,8	0,1
zachodniopomorskie						
2002	41,2	50,0	16,1	18,1	10,6	5,0
2009	36,8	43,2	15,7	18,4	14,4	8,2
Prognoza						
2012	32,9	39,8	17,4	15,3	16,4	11,0
2016	28,7	35,8	17,3	11,4	20,2	15,2
2020	24,5	30,5	17,2	6,3	25,2	20,7

Źródło: Roczniki Statystyczne Województw 2003-2010, obliczenia własne

Tabela 7. Struktura agrarna w Polsce ogółem i grupach typologicznych w 2008 roku.
Prognozowana struktura agrarna w Polsce ogółem i grupach typologicznych w 2020 roku.

grupa	Gospodarstwa o powierzchni użytków rolnych w ha									
	2008					2020				
	W %									
grupa	1-5	5-10	10-20	20-50	>50	1-5	5-10	10-20	20-50	>50
I	81,9	13,4	3,3	1,1	0,3	78,6	15,4	3,9	1,8	0,3
II	51,5	29,2	14,7	4,2	0,5	52,7	23,3	13,1	7,5	3,3
III	35,5	23,0	25,2	13,3	3,1	29,9	26,8	23,0	15,1	5,2
IV	57,0	19,9	12,5	7,3	3,2					
Polska	57,1	22,8	13,4	5,4	1,3	53,2	23,8	13,6	7,2	2,2

Źródło: [Bożek i in. 2011], obliczenia własne

Przeprowadzono podział województw ze względu na podobieństwo struktury agrarnej prognozowanej na rok 2020. Zastosowano metodę klasyfikacji rozmytej przekształconej następnie w klasyfikację klasyczną. Otrzymano 3 grupy województw o następującym składzie:

- grupa I: małopolskie, podkarpackie, świętokrzyskie
grupa II: łódzkie, mazowieckie, śląskie, lubelskie, lubuskie, dolnośląskie, opolskie
grupa III: podlaskie, wielkopolskie, kujawsko-pomorskie, pomorskie, warmińsko-mazurskie.

Województwo zachodniopomorskie odbiega strukturą od wymienionych grup.

Porównując powyższe wyniki z wynikami grupowania z 2008 roku, można zauważyć, że skład grupy III pozostał bez zmian. Z grupy I ubyło województwo śląskie, natomiast przybyło świętokrzyskie. Natomiast województwa grupy II i IV z grupowania z 2008 roku utworzyły wspólną II grupę. Średnią strukturę dla poszczególnych grup w roku 2008 i 2020 przedstawia tabela 7.

PODSUMOWANIE

Jeżeli tendencje z lat 2002-2009 nie ulegną zmianie, to w strukturze agrarnej w Polsce do 2020 roku nastąpi bardzo niewielka poprawa: udziały gospodarstw 20-50 ha zwiększą się do 7,2% (z 5,5% w 2009 roku), a gospodarstw 50 i więcej ha do 2,2% (z 1,4% w 2009).

Zmiany w grupach typologicznych w większości przypadków są zgodne z tendencjami ogólnokrajowymi, ale tempo jest bardzo zróżnicowane. Największe zmiany przewidywane są w województwach należących do grupy III, najwolniej zmieniać się będzie struktura w województwach grupy I (z wyjątkiem śląskiego).

Zgodnie z prognozą, do roku 2020 zmieni się obraz zróżnicowania przestrzennego badanej struktury. Zamiast 4 typów struktury, będą występować 3, wyznaczone przez 3 grupy województw. Grupę I, o największym rozdrobnieniu, utworzą województwa: małopolskie, podkarpackie i świętokrzyskie. W 2020 roku w województwach tej grupy średnio 78,6% gospodarstw będzie mieć powierzchnię 1-5 ha, 15,4% stanowić będą gospodarstwa 5-10 ha. Pozostałe gospodarstwa stanowić będą znikomy odsetek: 10-20 ha – 3,9%, 20-50 ha – 1,8%, powyżej 50 ha – 0,3%. Do grupy II należeć będą województwa: łódzkie, mazowieckie, lubelskie, lubuskie, dolnośląskie, śląskie i opolskie gdzie wskaźniki struktury kształtować się będą odpowiednio: 52,7%, 23,3%, 13,1%, 7,5% i 3,3%. Najmniej rozdrobniona struktura występować będzie w województwach grupy III: podlaskim, kujawsko-pomorskim, pomorskim, warmińsko-mazurskim i wielkopolskim. Średni rozkład struktury będzie tu najbardziej równomierny: 29,9%, 26,8%, 23%, 15,1% i 5,2%. Będzie to jednocześnie grupa o największym zróżnicowaniu wewnątrzgrupowym.

Zróżnicowanie strukturalne między grupami pozostanie nadal bardzo duże.

BIBLIOGRAFIA

- Borkowski B., Szczesny W. (2002) Metody taksonomiczne w badaniach przestrzennego zróżnicowania rolnictwa. Roczniki Nauk Rolniczych. Seria G. T.89.Z.2. Warszawa, str. 11-20.
- Bożek J., Bożek B. (2011) Typologia struktury agrarnej województw w ujęciu dynamicznym z zastosowaniem klasyfikacji rozmytej. Metody ilościowe w badaniach ekonomicznych, XII/2, Wydawnictwo SGGW, Warszawa 2011, str. 91-100.
- Jajuga K. (1984) Zbiory rozmyte w zagadnieniu klasyfikacji, Przegląd Statystyczny, z.3/4, str. 237-290.
- Muszyńska A. (2009) Regionalne zróżnicowanie rolnictwa w Polsce w 2007 roku. Roczniki Naukowe Seria T.XI.Z.4. Warszawa, str.219-222.
- Nowak E. (1981) Prognozowanie struktury zjawisk społeczno-ekonomicznych, Wiadomości Statystyczne, nr 4.
- Poczta W., Mrówczyńska A. (2002) Regionalne zróżnicowanie polskiego rolnictwa. W: Zróżnicowanie regionalne gospodarki żywnościowej w Polsce w procesie integracji z Unią Europejską. Red. W.Poczta i F.Wysocki. AR Poznań, str. 125-160.
- Rudnicki R. (2001) Zmiany układu przestrzennego struktury agrarnej Polski Północnej w latach 1988-1998 (uwarunkowania - dynamika - kierunki), Wydawnictwo Uniwersytetu Mikołaja Kopernika w Toruniu, Toruń, s. 231.
- Zegar J. (2003) Zróżnicowanie regionalne rolnictwa. GUS, Warszawa.

**DIRECTION OF CHANGES OF AGRARIAN STRUCTURE
OF VOIVODSHIPS ACCORDING TO TYPOLOGICAL GROUPS
- FORECAST UP TO 2020**

Abstract: The paper presents the forecast of agrarian structure of voivodships up to 2020 according to typological groups. The data were taken from Statistical Yearbook of Agriculture edited by Central Statistical Office. The forecast was based on the method of structures' forecasting proposed by Nowak. Then, on the basis of fuzzy classification method, the prediction of spatial differentiation of the structure under investigation up to 2020 was evaluated. The forecast presents what kind of changes in agrarian structure of voivodships will take place if the direction and rate of changes within the period of 2002 – 2009 remain stable.

Key words: agrarian structure of voivodships, forecast, typological groups

WSPÓŁCZYNNIK KONCENTRACJI K JAKO MIARA ZRÓŻNICOWANIA DOCHODÓW I INWESTYCJI GMIN

Jan Czempas

Katedra Inwestycji i Nieruchomości
Uniwersytet Ekonomiczny w Katowicach
e-mail: jan.czempas@ue.katowice.pl

Streszczenie: Inwestycje realizowane przez jednostki samorządu terytorialnego to celowe wydatkowanie kapitału, skierowane na powiększenie korzyści materialnych i niematerialnych wspólnoty samorządowej. Wszystkie efektywne wydatki, jakie ponosi gmina na wytworzenie lub odtworzenie składników majątku gminy, uważa się za środki pozytywnie wpływające na rozwój gminy i sytuację jej mieszkańców. W artykule starano się ocenić poziom nierównomierności, czyli koncentracji wydatków na inwestycje ponoszonych przez 19 miast na prawach powiatu województwa śląskiego. Dokonano tego obliczając współczynnik koncentracji zaproponowany przez Karola Kukulę i bazując na danych pochodzących ze sprawozdań z wykonania budżetu zebranych przez Regionalną Izbę Obrachunkową w Katowicach.

Słowa kluczowe: inwestycje, gminy, koncentracja

MIERNIKI KONCENTRACJI

Jednym z częściej pojawiających się problemów w analizach przestrzennych jest ocena równomierności rozkładu cechy statystycznej pomiędzy jednostki badanej zbiorowości.

Brak jest do tej pory uniwersalnego narzędzia mierzenia stopnia koncentracji wartości wokół wyróżnionych poziomów cechy (mierzalnej lub niemierzalnej). Przez koncentrację można rozumieć „(...) nierównomierny rozdział pewnych mierzalnych jednostek (dochodów, produkcji, majątku) między podmioty, którym te jednostki są przypisane (gospodarstwa domowe, przedsiębiorstwa, gałęzie

gospodarki narodowej)¹ lub też stopień skupienia obserwacji wokół poszczególnych wariantów cechy². Koncentracja oznacza zatem nic innego jak nierównomierny rozdział jednostek między podmioty badania³. Z koncentracją doskonałą (pełną) mamy do czynienia wówczas, gdy jeden z k wariantów cechy pojawia się z częstością względną równą jeden. Jeżeli natomiast każdy wariant zachodzi z jednakową częstością $f_{i,t}$ równą $1/k$, to powiemy, że ma miejsce pełne (doskonałe) rozproszenie.

Pomimo istnienia bogatego piśmiennictwa na temat miar koncentracji brak jest takiego wskaźnika, który by w sposób jednoznaczny przekonywał do jego stosowania. Słabości formalne jednych współczynników przesłaniają mankamenty innych. Niewątpliwie najpopularniejszymi z nich są: współczynnik Giniego oraz współczynnik Lorenza. S.M. Kot zwraca uwagę na fakt, że współczynnik G jest miarą odstępstwa funkcji Lorenza badanego rozkładu od funkcji Lorenza rozkładu egalitarnego – mierzy on poziom nierówności na podstawie powierzchni pomiędzy obiema wspomnianymi funkcjami⁴. Inni autorzy wskazują na propozycje Herfindhala, Hildebranda, Paschena, Theila, Hirschmana, Marszałkowicz, Vielrorego, Steczkowskiego i Zeliaś, Góralskiego i innych⁵. Mierniki te różnią się najczęściej budową, przedziałami zmienności, systemami wag nadawanych elementom struktury w zależności od wielkości ich udziału itp.

Interesującą propozycję przedstawił K. Kukuła⁶. Do pomiaru stopnia równomierności przestrzennego rozmieszczenia badanej zmiennej w okresie t (lub j -tej struktury) proponuje on zastosować współczynnik K_t , będący modyfikacją propozycji J. Szyrmera i J. Kostrowickiego⁷

¹ B. Wyżnikiewicz (1987), s. 54.

² J. Steczkowski, A. Zeliaś (1981), s. 48. Obszerny przegląd różnych miar koncentracji wraz z omówieniem ich własności przedstawili również: T. Grabiński w jednym z rozdziałów pracy zbiorowej *Badanie przestrzenne rynku i konsumpcji. Przewodnik metodyczny*, red. S. Mynarski (1992), s. 76 i zespół kierowany przez A. Zeliaś (*Ekonometria przestrzenna*, PWE, Warszawa 1991, s. 47 i nast.) oraz D. Strahl (1995), s. 179 i nast.

³ K. Kukuła (1989) pisze o „nierównomiernym rozkładzie (rozłożeniu) masy struktury”, ss. 139 i 146.

⁴ Por. interesujące wyniki badań wykorzystujące ten współczynnik do analizy rozkładów dochodów w Polsce uzyskane przez M.S. Kota przedstawione w: *Dobrobyt społeczny, nierówności i sprawiedliwość dystrybucyjna* (red. M.S. Kot, A. Malawski, A. Węgrzecki), Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Krakowie, Kraków 2004.

⁵ Por. F. Chybański (2005), K. Michilewicz (brw), M. Radziukiewicz (2006), A. Sączewska-Piotrowska (2005), J. Steczkowski, A. Zeliaś (1981).

⁶ Por.: K. Kukuła (1996).

⁷ J. Kostrowicki (1969) oraz J. Szyrmer (1976). Otrzymane przekształcenie ma postać zbliżoną do wskaźnika Giniego-Hirschmana. Por. też: W. Gorzym-Wilkowski, A. Miszczuk (1996).

$$K_t = \frac{(k + \sqrt{k}) \cdot \sqrt{\left(\sum_{i=1}^k f_{i,t}^2\right)} - \sqrt{k} - 1}{k - 1} \quad (1)$$

$f_{i,t}$ – udział i-tego obiektu w ogółem dla t-tego okresu ($i = 1, 2, \dots, k$; $t = 1, 2, \dots, n$),
 k – liczba badanych obiektów lub wariantów badanej zmiennej,
 n – liczba badanych zmiennych lub okresów.

Można wykazać, że dla szybszego wykonania niektórych obliczeń – zwłaszcza, gdy porównujemy stopień koncentracji w różnych okresach dla tej samej liczby wyodrębnionych poziomów (obiektów, udziałów) – wygodnie będzie przedstawić K_t jako funkcję liniową udziałów $f_{i,t}^2$ o postaci:

$$K_t = a \sqrt{\sum_{i=1}^k f_{i,t}^2} + b \quad (2)$$

gdzie:

$$a = \frac{k + \sqrt{k}}{k - 1}, \quad (3)$$

$$\text{natomiast } b = \frac{-\sqrt{k} - 1}{k - 1} \quad (4)$$

Wykorzystując fakt, że $a + b = 1$ i wykonując dalsze przekształcenia można sprowadzić poprzednie równanie do postaci:

$$K_t = a \left(\sqrt{\sum_{i=1}^k f_{i,t}^2} - 1 \right) + 1 \quad (5)$$

Gdy udziały liczebności poszczególnych poziomów badanej zmiennej w ogółem (w łącznej wielkości) wyrażone są w procentach, a nie w ułamkach wówczas powyższy wzór przyjmuje postać:

$$K_t = a \left(\sqrt{\sum_{i=1}^k f_{i,t}^2} - 100 \right) + 100 \quad (6)$$

Otrzymane zmodyfikowane formuły równania wyjściowego wydają się być szczególnie cenne do zastosowania w sytuacjach, gdy niezbędne jest wykonywanie wielu powtarzalnych wyliczeń dla tej samej liczby wyróżnionych poziomów badanego zjawiska – w takim przypadku wystarczy tylko raz obliczyć wielkość a bo jest ona zdeterminowana przez liczbę wariantów.

Nie wnikając w analizę statystycznych własności omawianej miary, co zostało przedstawione w cytowanych pracach źródłowych K. Kukuły, należy jedynie zauważyć, że obok prostoty obliczeń, możliwości stosowania dla cech

jakościowych oraz ilościowych (tak jak inne miary koncentracji opiera się ona jedynie na częstościach występowania stanów a nie na ich wartościach), cenną zaletą tego miernika jest to, iż przyjmuje wielkości z przedziału $[0;1]$ lub $[0;100]$ i, podobnie jak parametr α , zależy od liczby wyszczególnionych poziomów badanej zmiennej. Przy równomiernym rozkładzie zjawiska, zwanym też egalitarnym⁸, niezależnie od liczby składowych, wartość współczynnika K_t wynosi zero⁹.

W piśmiennictwie dotyczącym problematyki koncentracji przyjmuje się określanie jej stopnia zgodnie z następującą skalą¹⁰: niski, gdy współczynnik przyjmuje wartości z przedziału $[0-0,2)$ lub $[0-20)$, średni, gdy współczynnik znajdzie się w przedziale $[0,2-0,5)$ lub $[20-50)$, wysoki, gdy współczynnik jest równy przynajmniej 0,5 lub 50.

POMIAR STOPNIA KONCENTRACJI I ZRÓŻNICOWANIA BADANYCH ZMIENNYCH

Inwestycje realizowane przez gminę mogą generować jej przyszłe dochody. W przypadku inwestycji publicznych podstawowe znaczenie ma przesłanka zaspokojenia potrzeb wspólnoty - motyw rentowności odgrywa mniejsza rolę¹¹. Możliwość dysponowania przez jednostki organizacyjne samorządu majątkiem trwałym, konieczność jego rozbudowy, modernizacji, a często tworzenia od podstaw są podstawowymi warunkami wykonania większości jego zadań. Wielkość wydatków inwestycyjnych poszczególnych typów jednostek samorządu terytorialnego określona jest z jednej strony możliwościami finansowymi, a z drugiej – charakterem realizowanych zadań. obydwie czynniki łącznie decydują o udziale poszczególnych typów samorządów w ogólnej kwocie samorządowych wydatków inwestycyjnych.

Spośród wszystkich przedstawionych miar do oceny stopnia koncentracji dochodów oraz wydatków wybrano współczynnik zaproponowany przez Karola Kukułę. przesądziły o tym jego prosta budowa, łatwość wykonywania obliczeń z pomocą programu excel, unormowanie do przedziału $[0; 1]$, zweryfikowana i nie zakwestionowana przez recenzentów jego użyteczność we wcześniejszych badaniach przeprowadzonych przez autora. Wyniki obliczeń przedstawiono w tabeli 1.

⁸ Por. Z. Rusnak (2002).

⁹ W omawianym wzorze udziały można wyrazić w ułamkach lub w procentach; wydaje się, że do obliczeń wygodniej jest przyjąć udziały f_{it} w postaci ułamkowej, a nie procentowej. Autor zastosował omawianą miarę koncentracji w pracach Czempas J. (2000) oraz Czempas J., Palica Z. (2007).

¹⁰ *Badanie przestrzenne rynku i konsumpcji. Przewodnik metodyczny* (red. S. Mynarski), Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 1992, s. 93.

¹¹ M. Trojanek (1999).

Tabela 1. Miary statystyczne dla zmiennych

	Miary statystyczne	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	Średnia z lat 2004-2010
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Ludność	Średnia	144 305	143 537	142 671	141 763	141 180	140 649	140 095	142 029
	Odch. standard.	70 508	69 918	69 341	68 731	68 182	67 838	67 412	68 844
	Wsp. zmienności	48,9%	48,7%	48,6%	48,5%	48,3%	48,2%	48,1%	48,5%
	Wsp. asymetrii	0,778	0,769	0,759	0,754	0,740	0,739	0,732	0,753
	Min	55 660	55 327	54 938	54 525	54 360	54 091	53 798	54 671
	Max	319 904	317 220	314 500	312 201	309 621	308 548	306 826	312 689
	Max/Min	5,7	5,7	5,7	5,7	5,7	5,7	5,7	5,7
	Wsp. koncentracji	0,034	0,033	0,033	0,033	0,033	0,033	0,033	0,033
Dochody ogółem (w tys. zł)	Średnia	325 104	355 617	391 079	444 357	473 978	483 095	517 233	462 643
	Odch. standard.	196 558	210 050	225 912	243 549	252 607	280 817	284 553	260 545
	Wsp. zmienności	60,5%	59,1%	57,8%	54,8%	53,3%	58,1%	55,0%	56,3%
	Wsp. asymetrii	1,466	1,265	1,313	1,110	1,020	1,125	1,065	1,197
	Min	91 660	99 165	125 382	123 983	134 627	131 693	134 555	130 381
	Max	937 151	976 365	1 069 712	1 146 119	1 196 403	1 283 434	1 332 206	1 230 567
	Max/Min	10,2	9,8	8,5	9,2	8,9	9,7	9,9	9,4
	Wsp. koncentracji	0,050	0,048	0,046	0,042	0,040	0,047	0,042	0,044
Dochody własne ogółem (w tys. zł)	Średnia	199 794	220 382	242 014	293 115	312 702	305 879	321 688	293 169
	Odch. standard.	123 173	136 934	145 454	175 112	181 629	196 435	197 469	177 068
	Wsp. zmienności	61,7%	62,1%	60,1%	59,7%	58,1%	64,2%	61,4%	60,4%
	Wsp. asymetrii	1,427	1,439	1,420	1,495	1,405	1,667	1,739	1,558
	Min	48 758	51 855	69 335	65 943	73 390	67 255	70 041	69 275
	Max	579 532	639 513	687 551	837 063	876 540	937 337	967 440	853 623
	Max/Min	11,9	12,3	9,9	12,7	11,9	13,9	13,8	12,3
	Wsp. koncentracji	0,052	0,053	0,050	0,049	0,047	0,056	0,052	0,050

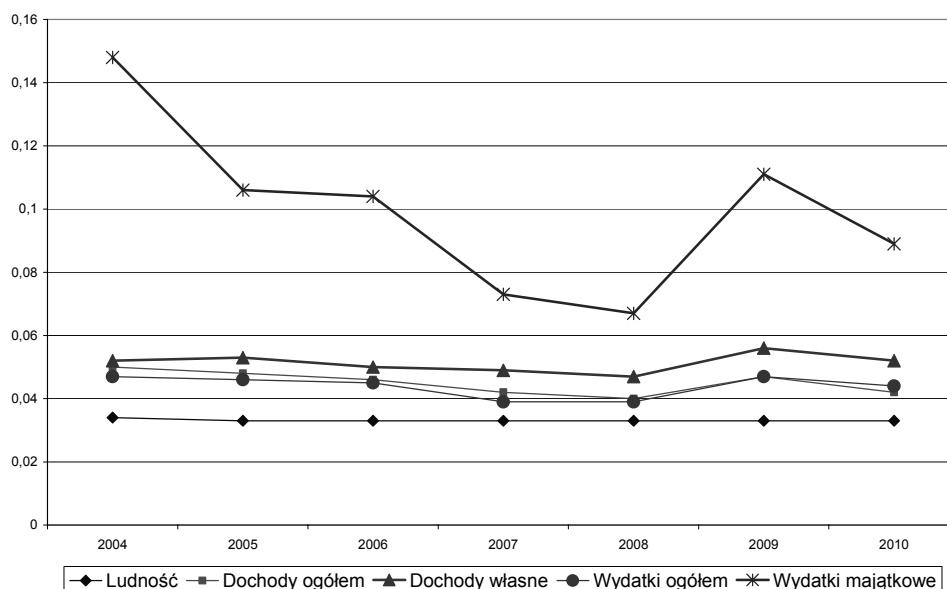
	Miary statystyczne	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	Średnia z lat 2004-2010
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Wydatki ogółem (w tys. zł)	Średnia	314 874	354 910	402 065	430 882	474 144	532 294	534 103	470 114
	Odch. standard.	184 182	205 233	228 241	227 420	249 078	311 737	302 229	260 600
	Wsp. zmienności	58,5%	57,8%	56,8%	52,8%	52,5%	58,6%	56,6%	55,4%
	Wsp. asymetrii	1,331	1,113	1,254	0,776	0,902	0,978	1,219	1,083
	Min	97 920	98 181	123 695	121 060	135 383	137 052	144 296	134 016
	Max	872 995	936 905	1 072 334	1 017 029	1 160 717	1 389 596	1 417 583	1 215 764
	Max/Min	8,9	9,5	8,7	8,4	8,6	10,1	9,8	9,1
	Wsp. koncentracji	0,047	0,046	0,045	0,039	0,039	0,047	0,044	0,043
Wydatki majątkowe ogółem (w tys. zł)	Średnia	45 625	62 081	81 738	94 949	107 851	131 847	114 336	98 039
	Odch. standard.	50 874	56 923	74 197	70 617	76 618	123 832	94 510	74 352
	Wsp. zmienności	111,5%	91,7%	90,8%	74,4%	71,0%	93,9%	82,7%	75,8%
	Wsp. asymetrii	2,851	1,609	1,723	0,649	0,608	1,368	1,326	1,207
	Min	6 282	4 151	7 282	5 970	15 658	10 254	9 081	11 117
	Max	234 719	236 297	312 308	232 661	285 807	454 280	363 402	311 900
	Max/Min	37,4	56,9	42,9	39,0	18,3	44,3	40,0	28,1
	Wsp. koncentracji	0,148	0,106	0,104	0,073	0,067	0,111	0,089	0,076

Źródło: obliczenia własne na podst. materiałów RIO w Katowicach oraz Sprawozdań Krajowej Rady Regionalnych Izb Obrachunkowych z lat 2005-2011

1. W całym siedmioletnim okresie poziom koncentracji liczby ludności mierzony tym współczynnikiem był zaledwie rzędu 0,033. Stopień koncentracji dochodów i wydatków ogółem oraz dochodów własnych, był równie słaby i w całym okresie dość wyrównany – współczynniki były rzędu 0,037-0,056, a więc niewiele tylko większe niż te dla liczby ludności.
2. W pięciu największych miastach skupionych było ponad 43% ludności wszystkich 19 miast-powiatów grodzkich (Katowice, Częstochowa, Gliwice, Sosnowiec, Zabrze), ale także około 43-48% łącznych dochodów i wydatków a także dochodów własnych i wydatków majątkowych.

3. Znacznie wyższe wielkości współczynnika koncentracji od pozostałych otrzymano jedynie dla wydatków majątkowych: najniższy poziom był równy 0,067 (w 2008 r.), a najwyższy 0,148 (w 2004 r.). Stan ten jest wynikiem m.in. bardzo niskich, względem liczby ludności, łącznych wydatków inwestycyjnych w takich miastach jak: Świętochłowice, Piekary Śląskie, Siemianowice Śląskie, Chorzów, Jastrzębie Zdrój, Mysłowice, które zamieszkuje 17,36% badanej populacji, ale ich łączne wydatki na inwestycje stanowią zaledwie 7,56% ogółem dla wszystkich 19 miast.
4. Zmiany wielkości współczynnika K_t wskazują na wysoce zróżnicowany poziom skupienia wydatków majątkowych pomiędzy gminami, zwłaszcza w pierwszych trzech latach badanego siedmioletnia. Wyraźna tendencja spadkowa miernika – od 0,148 w 2004 r. do 0,067 w 2008 r. została „złamana” w 2009 r., gdy współczynnik osiągnął poziom 0,111, a w ostatnim analizowanym roku 0,089 (por. rys. 1).

Rysunek 1. Współczynniki koncentracji



Źródło: opracowanie własne

5. Można uznać, że w pierwszych trzech latach oraz w 2009 r. zróżnicowanie wysokości nakładów pomiędzy poszczególnymi gminami – niezależnie od wielkości populacji – było znacznie większe od tego z lat 2007 i 2008 – świadczą o tym współczynniki zmienności oscylujące wokół 90-100% oraz współczynniki asymetrii wyższe w tych latach od 1,60. Takie wyniki świadczą o zdecydowanej przewadze liczebnej miast z niższymi od średniej poziomami wydatków majątkowych poniesionych przez te miasta.

6. W latach z bardziej równomiernym „rozdzieleniem” łącznej puli wydatków majątkowych współczynniki zmienności także były jeszcze wysokie, bo rzędu 70%, a współczynniki asymetrii odpowiednio 0,68 i 0,61.
7. O ile w trzech pierwszych latach oraz w 2009 r. na cztery gminy z największymi nakładami przypadało od 50 do 55,5% łącznych wydatków majątkowych, o tyle w latach 2007, 2008 i 2010 było to odpowiednio 44,9%, 41,7% oraz 48,2%, a zmniejszające się wielkości współczynnika koncentracji wskazują na zmniejszanie się absolutnego poziomu dysproporcji w wysokości zrealizowanych nakładów inwestycyjnych.
8. Oprócz omówionych współczynników zmienności o bardzo silnym zróżnicowaniu badanych gmin ze względu na poziom wydatków majątkowych świadczą również współczynniki zmienności przestrzennej, czyli ilorazy największych łącznych wydatków w omawianej grupie gmin i najmniejszych – wynosiły one w różnych latach od ponad 18 (w 2008 r.) do prawie 57 (w 2005 r.), co oznacza, że w tym ostatnim przypadku wydatki majątkowe w Katowicach były prawie sześćdziesięciokrotnie wyższe od tych, jakie poniosły Świętochłowice. W tych samych latach omawiane ilorazy dla dochodów ogółem oraz wydatków ogółem wynosiły około 8-10, a dla dochodów własnych około 9,9-12,7.
9. Porównanie granicznych lat okresu od 2004 do 2010 r. nie wskazuje na wzrost zróżnicowania dochodów osiąganych przez badane miasta – mieściło się ono w granicach od 70% poziomu przeciętnego tej kategorii gmin do 130%. Maksymalne zróżnicowanie badanych miast było znacznie mniejsze gdy dotyczyło wielkości przeliczonych na głowę mieszkańca – współczynniki zmienności przestrzennej wyniosły:
 - około 1,6-1,8 dla dochodów ogółem (przy współczynnikach zmienności opartych na odchyleniu standardowym i średniej rzędu 13,5-16,8%),
 - 1,5-2,1 dla wydatków ogółem,
 - 1,8-2,45 dla dochodów własnych (współczynniki zmienności – od 18,1% do 24%)
 - oraz 8,5-16,3 dla wydatków majątkowych (współczynniki zmienności rzędu 56-70%).
10. Ta bardzo silnie w kolejnych latach zróżnicowana faktyczna skłonność do inwestowania w gminach wywołana była przede wszystkim różną sytuacją dochodową miast – w większości z nich dochody wystarczały jedynie na pokrycie wydatków bieżących; ich wielkość była niewystarczająca, by część z nich stała się wolnymi środkami z przeznaczeniem na inwestycje.
11. W grupie czterech miast, które w każdym z badanych siedmiu latach wydawały na inwestycje najwięcej środków z łącznych nakładów wszystkich gmin wielkomiejskich znalazły się: Katowice – siedem razy, Rybnik – sześć,

Zabrze - cztery, Częstochowa, Bielsko-Biała, Tychy – po trzy razy, Gliwice i Ruda Śląska – po jednym razie.

12. W pierwszych trzech latach największy udział w łącznej wielkości wydatków przypadał Katowicom; spadał on jednak systematycznie od 27,1% w 2004 r., aż do 12,4% w 2007 r. i 16,6% w r. 2010. Dla porównania dodamy, że udział ludności Katowic stanowił zaledwie 11,6% łącznego ich stanu w grupie gmin wielkomiejskich. Taki relatywnie wysoki poziom wydatków inwestycyjnych jest niewątpliwie efektem realizowania przez to miasto i w nim wielu przedsięwzięć o znaczeniu ponadlokalnym, co skutkowało kierowaniem doń znacznych kwot z budżetu państwa oraz środków unijnych w formie dotacji do zadań inwestycyjnych. Takimi kosztownymi inwestycjami o znaczeniu ponadregionalnym i krajowym są przede wszystkim Drogowa Trasa Średnicowa, a także przebudowa dużego ronda w centrum miasta oraz kilku ważnych węzłów komunikacyjnych.
13. Miastem, które w latach 2004-2008 miało od 8,7 do 12,9% udziału w łącznej wielkości wydatków majątkowych wszystkich gmin jest Rybnik. Udział ten był średnio dwukrotnie wyższy od jego udziału ludnościowego – 5,3%. Wynik taki jest dowodem zarówno stałości, jak też wysokiej efektywności polityki proinwestycyjnej realizowanej przez władze tego miasta jeszcze w okresie, gdy do dyspozycji gmin były jedynie środki z funduszy przedakcesyjnych. Z chwilą gdy Polska znalazła się w strukturach unijnych Rybnik miał już przygotowanych kilka dużych projektów technicznych na zadania związane z preferowanymi przez fundusze strukturalne i Fundusz Spójności działaniami: transport i ochrona środowiska, co przekonało komisje konkursowe do wysokiej oceny jego wniosków. Ostatnie dwa lata były nietypowe – poziom nakładów inwestycyjnych w tym mieście był znacznie niższy niż w poprzednich okresach, głównie z powodu znacznie ograniczonych możliwości pozyskania środków z UE na realizację zadań inwestycyjnych. Przedstawione projekty przegrywały w konkurencji z innymi miastami, które, po pierwsze - przez 4 lata już zdobyły doświadczenie w przygotowaniu wniosków aplikacyjnych, by uzyskać akceptację komisji konkursowych, a, po drugie, inwestycje zrealizowane w Rybniku już wcześniej zaspokoiliły te potrzeby infrastrukturalne, które w wielu innych gminach dopiero czekają na uwzględnienie w budżetach i ich rozpoczęcie.
14. Innymi miastami, które przeznaczały na wydatki majątkowe systematycznie znacznie więcej niż wynosił ich potencjał ludnościowy były: Zabrze, Ruda Śląska, Tychy i Bielsko-Biała. W przypadku Zabrze i Rudy Śląskiej przyczyną tego „rozpędu” inwestycyjnego należy upatrywać w budowie Drogowej Trasy Średnicowej (wyburzenia, budownictwo zastępcze, drogi dojazdowe, niezbędna infrastruktura towarzysząca itp.), a w przypadku Tychów i Bielska-Białej w inwestycjach związanych z istnieniem Katowickiej Specjalnej Strefy Ekonomicznej i siły przyciągania do tych miast, także przez swoje dogodne

komunikacyjnie położenie, nowych inwestorów – krajowych i zagranicznych¹². Można uznać, że te właśnie miasta, wraz z Rybnikiem i Katowicami, są najprężniej rozwijającymi się ośrodkami wielkomiastowymi województwa śląskiego.

15. W przypadku niektórych gmin (Tychy, Zabrze, Rybnik) widoczne jest silne powiązanie wysokości wydatków inwestycyjnych z realizowaną w tych gminach polityką rozwoju, dodatkowo wzmacnianą operatywnością władz lokalnych w pozyskiwaniu zewnętrznych źródeł finansowania inwestycji.
16. Relatywnie najniższe wielkości wydatków majątkowych względem liczby ludności obserwujemy w Świętochłowicach, Siemianowicach Śląskich, Piekarach Śląskich, Bytomiu, Chorzowie, Mysłowicach, Jastrzębiu Zdroju, czyli tych miastach, które w największym stopniu dotknięte zostały procesami restrukturyzacji przemysłu ciężkiego. Aktywizacja tych gmin, a zwłaszcza zagospodarowanie zdegradowanych obszarów poprzemysłowych, wymaga nowych przedsięwzięć rozwojowych, nowych strategii i odważnych programów inwestycyjnych. Niezbędne jest zbudowanie nowoczesnej infrastruktury technicznej potrzebnej do stworzenia nowych zakładów przemysłowych, centrów handlowo-usługowych i innych inicjatyw gospodarczych. Nie bez znaczenia jest także rewitalizacja gospodarcza i społeczna zdegradowanych dzielnic poprzemysłowych tych miast. Perspektywą dla działań rewitalizacyjnych powinno być „przejście” od terenów zdegradowanych do obszarów o nowych funkcjach gospodarczych i społecznych¹³.
17. Badane miasta-powiaty grodzkie znacząco różniły się również ze względu na udział wydatków majątkowych w wydatkach ogółem: najniższe wielkości udziałów systematycznie wzrastały od 3% w 2004 r. (Bytom) by dojść w 2009 r. do poziomu 7-8% w ostatnich latach badanego siedmiolecia (Jastrzębie Zdrój, Mysłowice, Świętochłowice). Najwyższe zaobserwowane udziały również co roku wzrastały, by z poziomu 26,9% (Katowice) dojść do prawie 48% w 2009 r., jak to było w przypadku Zabrze i Tychów. Tak wysoki udział był jednak przypadkowy oraz jednorazowy i – jak już pisano – był skutkiem prowadzenia w Zabrzu prac związanych z budową Drogowej Trasy Średnicowej i stadionu miejskiego oraz szeroko zakrojonej kanalizacji, a w Tychach z realizacją długo odkładanego projektu skanalizowania miasta, na które to przedsięwzięcie do budżetu obydwu miast wpłynęły duże kwoty

¹² Jak wynika z licznych badań, największą barierą dla rozwoju Specjalnych Stref Ekonomicznych jest ich niedostępność komunikacyjna. Ponadto, dla nowych firm atrakcyjne są jedynie duże skupiska inwestorów, ponieważ tylko one gwarantują odpowiednie warunki: wykwalifikowaną kadrę, rozwiniętą infrastrukturę i wypracowane procedury administracyjne.

¹³ L. Janicki (2011).

z budżetu unijnego. Dominujący liczebnie poziom udziałów wydatków majątkowych w łącznych wydatkach 19 miast był rzędu 20-35%.

18. Pomimo tendencji do zwiększania się udziału wydatków majątkowych w łącznych wydatkach badanych miast przeciętny poziom ich międzygminnego zróżnicowania był w kolejnych latach wysoki, ale zbliżony do siebie – współczynniki zmienności przyjmowały wielkości z przedziału 45 do 54,5% i były nieco niższe od współczynników zmienności obliczonych dla wydatków majątkowych przeliczonych na głowę mieszkańca, które były rzędu 56-77%. Można było zaobserwować powolne zmniejszanie się tych międzygminnych dysproporcji udziałów – iloraz maksymalnego poziomu i minimalnego w badanym segmencie gmin zmniejszał się od 9,1 w 2004 r. (26,9% w Katowicach i 3% w Bytomiu) do 6,5 w 2009 r. (47,7% w Zabrzu względem 7,3% w Mysłowicach).

Podsumowując, należy stwierdzić, że istnieją obiektywne przyczyny obserwowanego przestrzennego zróżnicowania gmin z punktu widzenia intensywności inwestowania – decyduje o tym przede wszystkim potencjał dochodowy gminy (jej siła podatkowa), dynamika procesów demograficznych, poziom zaspokojenia potrzeb w zakresie infrastruktury społecznej i technicznej, możliwości korzystania ze środków zewnętrznych (kredyty, pożyczki, dotacje), a w ostatnich latach zwłaszcza fundusze pochodzenia zagranicznego¹⁴.

BIBLIOGRAFIA

- Badanie przestrzenne rynku i konsumpcji. Przewodnik metodyczny, red. S. Mynarski (1992), Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Chybalski F. (2005) Miary charakteryzujące zmiany na rynku OFE, Wiadomości Statystyczne, nr 12.
- Czempas J. (2000) Koncentracja dochodów w gminach woj. śląskiego. Wiadomości Statystyczne, nr 10.
- Czempas J. (2007) Środki unijne w budżetach samorządów województwa śląskiego w latach 2004-2006, w: Gospodarka Polski po wejściu do Unii Europejskiej. Wybrane problemy (red. S. Dolata). Wyd. Akademii Polonijnej w Częstochowie, Częstochowa 2007.
- Czempas J. (2010) Środki unijne w budżetach gmin. Skala zróżnicowania, w: Ekonomia. Finanse. Współczesne wyzwania i kierunki rozwoju, 4. Forum Naukowe UE Katowice, Katowice.

¹⁴ Znaczenie środków unijnych dla sfinansowania inwestycji autor omawiał w tekstach: *Środki unijne w budżetach samorządów województwa śląskiego w latach 2004-2006*, w: Czempas J. (2007). Kern), Czempas J. Kern M. (2008), Czempas J. (2009), Czempas J. (2009a), Czempas J., Tworek P. (2010), Czempas J. (2010).

- Czempas J. (2010a) Środki unijne w wydatkach miast województwa śląskiego. Zróżnicowanie niewykonania planu, w: *Finanse publiczne: Uwarunkowania i współczesne trendy rozwoju społeczno-gospodarczego* (red. nauk. M. Urbaniec), Akademia Polonijna, Częstochowa.
- Czempas J. (2009) *Wykorzystanie środków Unii Europejskiej w powiatach ziemskich woj. śląskiego*, Wiadomości Statystyczne, nr 2.
- Czempas J., Kern M. (2008) Środki zagraniczne w budżetach miast na prawach powiatu woj. śląskiego (2004-2007), *Finanse Komunalne*, nr 10.
- Czempas J. (2009a) Środki unijne jako źródło finansowania działalności jednostek samorządu terytorialnego województwa śląskiego, w: *Finanse lokalne. Wybrane zagadnienia*, red. nauk. Leszek Patrzalek, Wydawnictwo Wyższej Szkoły Bankowej w Poznaniu, Poznań.
- Czempas J., Palica Z. (2007) Koncentracja aktywów netto otwartych funduszy inwestycyjnych Wiadomości Statystyczne, nr 5.
- Czempas J., Tworek P. (2010) Public Projects and their Major Sources of Financing in Poland after the Accession into the European Union: The Case of the Silesian Voivodship w: *Proceedings of the Challenges for the Analysis of the Economy, Business and Social Progress*, Szeged, november 2009, ed. by Peter Kovcs, Katalin Szep, Tamas Katona, Szeged.
- Dobrobyt społeczny, nierówności i sprawiedliwość dystrybucyjna, red. M.S. Kot, A. Malawski, A. Węgrzecki (2004), Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Krakowie, Kraków.
- Gorzym-Wilkowski W., Miszczuk A. (1996) Przemiany demograficzno-osadnicze obwodu brzeskiego w okresie powojennym. Wiadomości Statystyczne, nr 9.
- Góralski A. (1976) *Metody opisu i wnioskowania statystycznego w psychologii*, PWN, Warszawa.
- Janicki L. (2011) Rewitalizacja, czyli jak zagrożenia można skutecznie zamienić w atuty, „Rzeczpospolita” z 28 kwietnia.
- Kostrowicki J. (1969) *Typologia rolnictwa. Założenia, kryteria, metody. Przegląd Geograficzny* z. 4.
- Kukuła K. (1989) Statystyczna analiza strukturalna i jej zastosowanie w sferze usług produkcyjnych dla rolnictwa, Akademia Ekonomiczna w Krakowie, Zeszyty Naukowe, Seria specjalna: Monografie, nr 89, Kraków.
- Kukuła K. (1996) *Statystyczne metody analizy struktur ekonomicznych*. Wydawnictwo Edukacyjne, Kraków.
- Michilewicz K. (brw) Współczynnik nierównomierności Zengi rozkładu dochodów – wybrane zagadnienia, *Śląski Przegląd Statystyczny*, nr 7 (13).
- Radziukiewicz M. (2006) Nierówności dochodowe gospodarstw domowych, Wiadomości Statystyczne nr 10.
- Rusnak Z. (2002) Próba oceny i porównania dobrobytu gospodarstw domowych pracowników oraz gospodarstw emerytów i rencistów w Polsce. *Śląski Przegląd Statystyczny*, nr 1 (7).
- Sączewska-Piotrowska A. (2005) Nierówności dochodowe gospodarstw domowych, Wiadomości Statystyczne nr 6.

- Steczkowski J., Zeliaś A. (1981) Statystyczne metody analizy cech jakościowych, PWE, Warszawa.
- Strahl D. (1995) Transformacja strukturalna w Polsce w świetle parametrów krajów Unii Europejskiej. [W]: Strategiczne problemy rozwoju regionalnego w procesie integracji europejskiej, red. Z. Mikołajewicz, Uniwersytet Opolski- Polskie Towarzystwo Ekonomiczne – Oddział w Opolu.
- Szyrmer J. (1976) Stopień specjalizacji rolnictwa. [W]: „Przegląd Geograficzny”, z. 4.
- Trojanek M. (1999) Instrumenty stymulowania inwestycji prywatnych na przykładzie gmin wielkopolskich, w: Finanse, ryzyko i ekologia w procesach inwestycyjnych, red. H. Henzel, Katowice.
- Wyżnikiewicz B. (1987) Zmiany strukturalne w gospodarce. Prawidłowości i ograniczenia, PWE, Warszawa. Zeliaś A. (1991) Ekonometria przestrzenna, PWE, Warszawa.
- Zeliaś A., red. (1991) Ekonometria przestrzenna, PWE, Warszawa.

**K-CONCENTRATION COEFFICIENT
AS A MEASURE OF LOCAL COMMUNES' INCOMES
AND INVESTMENTS DISPERSION**

Abstract: Investments of local communes are intentional expenditures of capital aimed at increase in tangible and intangible benefits of the commune. All effective expenditures born by the commune on construction and reconstruction of its wealth are treated as funds positively influencing its development and well-being of citizens. The paper was intended to assess the level of dispersion, i.e. concentration of expenditures on investments born by 19 cities acting as counties in Silesian voivodship. The fundamental measure used in research was concentration coefficient proposed by Karol Kukula and the basis for calculations was data presented in budget usage collected by Regionalna Izba Obrachunkowa in Katowice.

Key words: investments, communes, concentration

ZAGADNIENIE REGRESJI W NAUKACH EKONOMICZNYCH

Beata Fałda, Józef Zajac

Instytut Matematyki i Informatyki

Państwowa Wyższa Szkoła Zawodowa w Chełmie

Katedra Zastosowań Matematyki, Katolicki Uniwersytet Lubelski Jana Pawła II

e-mail: bfalda@kul.lublin.pl, jzajac@kul.lublin.pl

Streszczenie: Teoria regresji obejmuje zespół metod i narzędzi ścisłego opisu zależności występujących między różnego rodzaju zjawiskami. Od wielu lat jest wykorzystywana do formułowania modeli ekonomicznych i ekonometrycznych, jakkolwiek regresja jest tu rozumiana w różnoraki sposób. Przedmiotem niniejszej pracy są rozważania na temat zastosowania metod ilościowych w modelowaniu procesów ekonomicznych, ze szczególnym uwzględnieniem zależności zachodzących między nimi, wyrażonymi związkami regresyjnymi.

Słowa kluczowe: teoria regresji, regresja uogólniona

WSTĘP

Jedna z wielu definicji ekonomii mówi, że jest ona nauką obejmującą odkrywanie i formułowanie społecznych praw dotyczących działalności gospodarczej i stosunków ekonomicznych¹. Oznacza to, że przedmiotem zainteresowania ekonomii są procesy, m.in.: produkcji, wymiany, podziału i spożycia. Aby móc je naukowo opisywać, badać i analizować potrzebne są definicje, narzędzia i odpowiednie metody.² Podstawowymi narzędziami

¹ Grudzewski W. M., Roślanowska-Plichcińska K. (1984) Mierzenie wielkości i wymiarowe modelowanie zjawisk oraz procesów ekonomicznych, Zakład Narodowy im. Ossolińskich, Wydawnictwo Polskiej Akademii Nauk, Wrocław - Warszawa - ... - Łódź, str. 9.

² Fałda B. (2010) Modelowanie dynamiczne procesów ekonomicznych, Wydawnictwo KUL, Lublin, str. 15-16.

wykorzystywanymi w tym celu są różnego typu modele. Wśród nich zasadniczą grupę stanowią modele matematyczne i statystyczne, w tym modele regresji.

Termin „regresja” pojawił się po raz pierwszy w XIX wieku. Został on użyty przez F. Galtona (1822 - 1911) do opisu związków zachodzących w procesie dziedziczenia.³ Z czasem metody i techniki regresji znalazły zastosowanie w różnych dziedzinach nauki, w tym w ekonomii, do opisu kształtowania się poziomu pewnego zjawiska w czasie lub do opisu zależności zachodzących między badanymi wielkościami. Analiza regresji skupiła się na estymacji parametrów równania teoretycznego regresji, które w sposób dokładny potrafi odwzorować istniejący związek między rozważanymi procesami lub zjawiskami. Na gruncie ekonomii rozwój metod regresyjnych dokonał się w obrębie ekonometrii, gdzie zasadniczy kierunek badań dotyczy stochastycznego charakteru modelowanych procesów ekonomicznych.

Przedmiotem niniejszej pracy są rozważania na temat zastosowania metod ilościowych w modelowaniu zjawisk i procesów ekonomicznych, ze szczególnym uwzględnieniem zależności zachodzących między nimi, wyrażonymi związkami regresyjnymi. Oprócz charakterystyki klasycznego podejścia do problemu regresji, zaprezentowano możliwość wykorzystania na gruncie ekonomicznym modelu regresji uogólnionej, wprowadzonego w pracy [Zajac 2010].

METODY ILOŚCIOWE W NAUKACH EKONOMICZNYCH

Za prekursora stosowania metod ilościowych w ekonomii, a przede wszystkim statystyki, uznaje się W. Petty'ego (1623 - 1687). Według niego statystyka była metodą rozumowania na podstawie liczb, umożliwiającą wykrycie określonych prawidłowości wśród chaotycznych zjawisk masowych. Na uwagę zasługują również badania prowadzone przez G. Kinga (1648 - 1712), który jako pierwszy podjął próbę ilościowego opisu zależności pomiędzy zmianą cen kukurydzy a wielkością jej zbiorów przy pomocy funkcji liniowej. Z kolei G. U. Yule (1871 - 1951), w swoich pracach pochodzących z 1895 i 1896 roku, proponował zastosowanie analizy korelacji w ekonomii do badania związku pomiędzy ubóstwem a przeciwdziałaniem temu zjawisku. R. H. Hooker (1867 - 1944) w 1901 roku wykorzystał tę samą technikę badania związku między zmiennymi, analizując korelację pomiędzy współczynnikiem małżeństw i stanem koniunktury w Wielkiej Brytanii. Prowadząc swoje badania był jednak świadomy ograniczeń jakie niesie za sobą wykorzystanie analizy korelacji, szczególnie w przypadku jej stosowania do badania danych w postaci szeregów czasowych. W 1907 roku R. Benini (1862 - 1956) jako pierwszy wykorzystał w ekonomii metodę regresji wielorakiej, zaś w 1914 roku H. L. Moore (1869 - 1958) zasłynął wprowadzeniem na grunt ekonomii statystycznej estymacji parametrów

³ Sen A. K., Srivastava M. S. (1990) *Regression analysis: theory, methods and applications*, Springer-Verlag, New York, str. 1.

ekonomicznych. W 1900 roku L. Bachelier (1870 - 1946), wykorzystując szeregi czasowe cen akcji na paryskiej giełdzie, zauważył losowy charakter tych cen, co stało się w późniejszym okresie podstawą do rozważań na temat efektywności rynku.⁴

Wykorzystanie narzędzi i metod matematycznych oraz statystycznych w ekonomii zaowocowało rozkwitem dwóch, wzajemnie uzupełniających się nurtów zastosowań metod ilościowych: ekonomii matematycznej i ekonometrii. O ile ekonomia matematyczna została nakierowana na formułowanie analitycznych i jakościowych modeli teorii ekonomii, o tyle ekonometria, bazująca na osiągnięciach rachunku prawdopodobieństwa i statystyki, ma charakter empiryczny i ilościowy.⁵

Obserwując proces matematyzacji ekonomii trudno jednoznacznie stwierdzić, który z nurtów był pierwszy. Choć ekonometria ze swoim wybitnie praktycznym zabarwieniem interesowała ludzi od dawna, jednak jej faktyczny rozwój jest datowany na lata trzydzieste XX wieku.⁶

Analiza prowadzonych badań ekonometrycznych pokazuje jednak, że pomimo licznych sporów na tle zastosowania różnych metodologii, podstawą ekonometrii jest teoria regresji, modyfikowana i uzupełniana przez wybitnych ekonometryków, m.in T. Haavelmo (1911 - 1999). Jego prace badawcze, dotyczące probabilistycznego podejścia w ekonometrii, zostały docenione Nagrodą Nobla w 1989 roku. Zwracając uwagę, iż modele ekonometryczne są konstruowane w oparciu o statystykę i dane statystyczne, które bazują na teorii prawdopodobieństwa, uważał, iż należy pogodzić się z faktem, że otrzymane wyniki będą miały charakter probabilistyczny, a nie deterministyczny. Tym samym przeniósł ciężar analiz ekonomiczno - matematycznych z szacowania parametrów oraz problemu jakości danych statystycznych na testowanie teorii.⁷

ANALIZA REGRESJI

Klasyczny model matematyczno - ekonomiczny rozpatrywany jest na gruncie ekonomii matematycznej, gdzie analiza zjawisk ekonomicznych nie opiera się na badaniu wyników obserwacji empirycznych za pomocą statystycznych metod estymacji i testowania hipotez, lecz odnosi się do teoretycznych rozważań ekonomicznych. Większość wspomnianych modeli, po odpowiednim zmodyfikowaniu, może być podstawą analiz ekonometrycznych, w których

⁴ Geweke J. F., Horowitz J. L., Pesaran M. H. (2006) *Econometrics: A Bird's Eye View*, IZA, Discussion Paper Series No. 2458, str. 3-4.

⁵ Fałda B. (2010), *Modelowanie dynamiczne procesów ekonomicznych*, Wydawnictwo KUL, Lublin, str. 126.

⁶ Stankiewicz W. (2000) *Historia myśli ekonomicznej*, Państwowe Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa, str. 401.

⁷ Gruszecki T. (2001) *Nagrody Nobla w ekonomii*, Verba, Lublin, str. 48-49.

punktem wyjścia jest teoria regresji. W literaturze ekonometrycznej można spotkać dwa, wzajemnie uzupełniające się, podejścia charakteryzujące model ekonometryczny: deterministyczne i stochastyczne.⁸

Pomimo, wydawałoby się, klarownego rozróżnienia koncepcji regresji występujących na gruncie ekonomii analiza literatury przedmiotu, zaprezentowana w pracy [Czerwiński 2002], wskazuje na niejednoznaczność tego pojęcia oraz błędy interpretacyjne. Poniżej przedstawiono uwagi zawarte w cytowanej pracy w odniesieniu do wspomnianego problemu wraz z prezentacją różnych podejść do regresji.⁹

Regresja jako dopasowanie funkcji określonej klasy do wyników obserwacji

Założmy, że poszukujemy funkcji regresji w postaci $y = f_0(x)$, gdzie f_0 jest pewną funkcją zmiennej rzeczywistej x , należącą do ustalonej klasy funkcji Φ i taką, że dla każdej funkcji $f \in \Phi$ wartość pewnego funkcjonału $H(f; \hat{y}, \hat{x})$ spełnia nierówność:

$$H(f_0; \hat{y}, \hat{x}) \leq H(f; \hat{y}, \hat{x}) \quad (1)$$

Funkcjonał H jest miarą określoną na przestrzeni Φ . Przy jego pomocy dokonujemy pomiaru odchylenia ciągu wartości mierzonych od wartości przyjmowanych przez funkcję f w punktach pomiarowych $\hat{x} = \{x_i\}$.

W stosunku do miary H zakładamy, że:

$$H(f_0; \hat{y}, \hat{x}) \leq h_0, \quad (2)$$

co oznacza kryterium stosowania funkcji H .

Jeżeli istnieje funkcja spełniająca warunki (1)-(2) to możemy powiedzieć, że problem znalezienia funkcji regresji $f_0 \in \Phi$ jest poprawnie sformułowany. Procedura wyznaczenia takiej funkcji, przy założeniu liniowości i zupełności przestrzeni funkcyjnej Φ , wymaga jednak umiejętności zastosowania teorii punktów stałych i umiejętności konstrukcji ciągu przybliżającego.

Pomijając założenie zupełności przestrzeni Φ należy przyjąć dodatkowy warunek, pozwalający na to, aby - nie szukając funkcji f_0 spełniającej (1) - zadowolić się funkcją f_0^* „zblizoną” do f_0 .

Regresja - wariant 1

Przyjmujemy, iż wyniki obserwacji $(\hat{y}_i, \hat{x}_i)$ powstały w następujący sposób:

⁸ Czerwiński Z. (1982) Matematyczne modelowanie procesów ekonomicznych, Państwowe Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa, str. 81

⁹ Czerwiński Z. (2002) Moje zmagania z ekonomią, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Poznaniu, Poznań, str. 420-428.

1. wartości $\hat{x}_i$, $i = 1, 2, \dots, n$, zostały z góry ustalone,
2. wartości $\hat{y}_i$, $i = 1, 2, \dots, n$, są realizacjami zmiennej losowej η_x , która przy danym x jest pewną funkcją g zmiennej losowej ε o skończonej, choć nieznanej wariancji i znanej wartości oczekiwanej, co zapisujemy w postaci

$$\eta_x = g(x, \varepsilon). \quad (3)$$

Szczególnym i najczęściej występującym przypadkiem warunku 2, jest założenie, że istnieją stałe rzeczywiste a_0, a_1 takie, iż dla dowolnego x

$$\eta_x = a_0 + a_1 x + \varepsilon, \quad (4)$$

przy czym $E(\varepsilon) = 0$.

Ze wzoru (3) wynika, że dystrybuenta zmiennej losowej η_x jest przy danym x jednoznacznie wyznaczona przez dystrybuentę zmiennej losowej ε . W przypadku warunku (4) dystrybuenta zmiennej losowej η_x jest związana, przy dowolnie ustalonym x , z dystrybuentą zmiennej losowej ε , wzorem

$$F_\eta(y) = F_\varepsilon(y - a_0 - a_1 x). \quad (5)$$

Ze wzoru (3) wynika, że zaobserwowane w punktach $\hat{x}_i$ realizacje $\hat{y}_i$ są określone równaniem:

$$\hat{y}_i = g(\hat{x}_i, e_i), \quad (6)$$

gdzie e_i , $i = 1, 2, \dots, n$, jest realizacją zmiennej losowej ε . W przypadku liniowym mamy zatem

$$\hat{y}_i = a_0 + a_1 \hat{x}_i + e_i. \quad (7)$$

Równanie (6) wnosi jednak mniej informacji niż równanie (3), zaś równanie (7) - mniej informacji niż równanie (4), gdyż warunki (6) i (7) mówią tylko o określonych realizacjach.

Równaniem regresji w przedstawionej konstrukcji nazywamy równanie (3), które w szczególnym przypadku występuje w postaci (4).

Regresja - wariant 2

Przyjmujemy, iż wyniki obserwacji $(\hat{y}_i, \hat{x}_i)$ powstały w następujący sposób:

1. wartości $\hat{x}_i$, $i = 1, 2, \dots, n$, zostały z góry ustalone,
2. ciąg wartości $\hat{y}_i$, $i = 1, 2, \dots, n$, jest realizacją zmiennej losowej n -wymiarowej $(\eta_1, \dots, \eta_n)$, która przy danym wektorze $x = (x_1, \dots, x_n)$ jest pewną funkcją g tego wektora oraz n -wymiarowej zmiennej losowej $\varepsilon = (\varepsilon_1, \dots, \varepsilon_n)$. Zmienne losowe ε_i , $i = 1, 2, \dots, n$, mają rozkłady brzegowe o skończonej wariancji i zerowej wartości oczekiwanej.

Szczególnym przypadkiem założenia 2 jest istnienie liczb rzeczywistych a_0 i a_1 takich, że dla wektora x zachodzi zależność

$$\eta_i = a_0 + a_1 d_i x + \varepsilon_i, \quad (8)$$

przy czym $E(\varepsilon) = 0$.

Symbol d_i oznacza tutaj i -ty n -wymiarowy wektor jednostkowy, zaś $d_i x$ jest iloczynem skalarnym wektorów d_i oraz x . Załóżmy teraz dodatkowo, że η_i zależy tylko od x_i . Wynika stąd, że realizacje poszczególnych składowych tych zmiennych spełniają równanie

$$\hat{y}_i = a_0 + a_1 \hat{x}_i + e_i. \quad (9)$$

gdzie e_i , $i = 1, 2, \dots, n$, jest nieznaną realizacją i -tej składowej n -wymiarowej zmiennej losowej $\varepsilon = (\varepsilon_1, \dots, \varepsilon_n)$. Równaniem regresji w tej konstrukcji jest równanie (8), które wymaga umiejętności wyznaczania parametrów a_0 i a_1 .

Regresja I rodzaju

Przyjmijmy, że wyniki obserwacji $(\hat{y}_i, \hat{x}_i)$ są realizacjami dwuwymiarowej zmiennej losowej (η, ζ) o rozkładzie normalnym. Funkcja regresji I rodzaju jest określona równaniem $y = E(\eta | \zeta = x)$.

W przypadku dwuwymiarowego rozkładu normalnego przyjmuje ono postać $y = a_0 + a_1 x$, gdzie parametry a_0 i a_1 są wyznaczone jednoznacznie.

Rozważana koncepcja regresji jest rzadko stosowana w naukach ekonomicznych, ponieważ analizowane zjawiska lub procesy nie podlegają najczęściej opisowi, w którym rozważane zmienne mają łączny rozkład normalny.

Regresja II rodzaju

Przyjmujemy teraz, że wyniki obserwacji $(\hat{y}_i, \hat{x}_i)$ są realizacjami dwuwymiarowej zmiennej losowej (η, ζ) o rozkładzie normalnym. Pod pojęciem regresji rozumiemy tutaj funkcję liniową postaci $y = a_0 + a_1 x$, której parametry a_0 i a_1 spełniają nierówność

$$E(\eta - q - p\zeta)^2 \geq E(\eta - a_0 - a_1\zeta) \quad (10)$$

dla dowolnych rzeczywistych p , q .

Pomimo powszechności sądów, ta koncepcja regresji rzadko znajduje uzasadnienie do stosowania w ekonomii.

Ponieważ w modelach ekonometrycznych składnikowi losowemu przypisuje się dość istotną rolę rozważmy go jako zmienną losową postaci

$\varepsilon(p, q) = \eta - p - q\zeta$ i postawmy problem znalezienia takiej pary liczb p, q , przy której zmienna ta osiąga minimalną wariancję. Jeżeli liczbami tymi będą a_0 i a_1 , zaś $\{\hat{y}_i, \hat{x}_i\}$ są realizacjami dwuwymiarowej zmiennej losowej (η, ζ) o rozkładzie normalnym, to zadanie oszacowania parametrów, przy których zmienna losowa $\varepsilon(p, q)$ ma minimalną wariancję, jest dobrze postawione i metoda najmniejszych kwadratów daje oceny parametrów a_0 i a_1 o pożądanych własnościach.

Niestety tak zdefiniowana zmienna losowa $\varepsilon(a_0, a_1)$ nie może być uważana za składnik losowy, wywierający wpływ na kształtowanie się zmiennej objaśnianej.

Jeżeli $\varepsilon = \varepsilon(a_0, a_1)$, zaś e_i jest nieznaną realizacją zmiennej losowej ε , to równanie

$$\hat{y}_i = a_0 + a_1 \hat{x}_i + e_i \quad (11)$$

jest tożsamością. Mimo formalnego podobieństwa równań (7) oraz (9), nie oznacza to, aby wartości $\hat{y}_i$ powstawały jako liniowa funkcja wartości $\hat{x}_i$ powiększonych o nieznane wartości e_i . Jeżeli wyniki obserwacji obydwu zmiennych są realizacjami dwuwymiarowej zmiennej losowej o rozkładzie normalnym, to często spotykany komentarz, że „zmienna objaśniana kształtuje się pod wpływem zmiennej objaśniającej oraz składnika losowego” traci sens, gdyż składnik losowy jest tu wartością resztową.

Regresja z losowymi zmiennymi objaśniającymi

Przyjmujemy, że wyniki obserwacji $(\hat{y}_i, \hat{x}_i)$ spełniają następujące warunki:

1. wartości $\hat{x}_i$, $i = 1, 2, \dots, n$, są realizacjami pewnej zmiennej losowej ζ ,
2. wartości $\hat{y}_i$, $i = 1, 2, \dots, n$, spełniają warunek $\hat{y}_i = a_0 + a_1 \hat{x}_i + e_i$, gdzie e_i jest realizacją pewnej zmiennej losowej ε , niezależnej od ζ , a ponadto $E(\varepsilon) = 0$.

Wynika stąd, że $\hat{y}_i$ są realizacjami pewnej zmiennej losowej η postaci $\eta = a_0 + a_1 \zeta + \varepsilon$, która jest funkcją liniową dwóch zmiennych losowych ζ i ε . Stąd

$$\hat{y}_i = a_0 + a_1 \hat{x}_i + e_i. \quad (12)$$

Równanie (12) różni się od równania (7) tym, że założenia dotyczące $\hat{x}_i$ mówią, iż wartości $\hat{y}_i$ zostały wylosowane a nie z góry ustalone. Natomiast równanie (12) różni się od (11) tym, że brak jest tutaj założenia o jednoczesnym losowaniu liczb $\hat{y}_i$ oraz $\hat{x}_i$. Liczby $\hat{y}_i$ są realizacjami zmiennej losowej, które na

mocy założenia powstają jako wartości liniowego przekształcenia realizacji dwóch innych zmiennych losowych.

KONCEPCJA REGRESJI UOGÓLNIONEJ I JEJ ZASTOSOWANIE W EKONOMII

Model regresji uogólnionej należy do modeli regresji o charakterze deterministycznym. W modelu tym funkcje regresji powstają jako rozwiązanie pewnego problemu ekstremalnego, określonego w środowisku skończenie lub nieskończenie wymiarowej przestrzeni Hilberta. Konstrukcja tego modelu pozwala na wyznaczenie ciągu regresji, „aproxymującego” dane doświadczalne lub notowania ciągłe, w ściśle określonym sensie.

Rozważmy następującą strukturę $\mathfrak{R} := (A, B, \delta; x, y)$, gdzie:

- A, B są danymi niepustymi zbiorami,
- dane otrzymane w drodze eksperymentu $x: \Omega_1 \rightarrow A$ oraz $y: \Omega_2 \rightarrow B$ zachodzą dla pewnych niepustych zbiorów Ω_1 i Ω_2 ,
- $\delta: (\Omega_1 \rightarrow B) \times (\Omega_2 \rightarrow B) \rightarrow \mathbb{R}$ jest kryterium odchylenia funkcji teoretycznej od funkcji empirycznej, którą nazywać będziemy strukturą regresji.¹⁰

Celem teorii regresji uogólnionej jest wyznaczenie takich funkcji $f_0 \in \mathbf{F}$, które spełniają warunek najlepszego dopasowania do danych empirycznych. Funkcje te minimalizują funkcjonal dopasowania $F(f) := \delta(f \circ x, y)$ czyli spełniają nierówność $F(f) \geq F(f_0)$ dla każdego $f \in \mathbf{F}$. Zbiór tych funkcji oznaczamy symbolem $M(\mathbf{F}, \mathfrak{R})$, zaś każdą funkcję ze zbioru rozwiązań nazywamy funkcją regresji rodziny $\mathbf{F}$ z uwagi na strukturę $\mathfrak{R}$.

Uogólnienie klasycznego odchylenia kwadratowego, liczonego względem dowolnej miary μ , jest określone formułą $\delta(u, v) = \int_{\Omega_1 \times \Omega_2} |u(t_1) - v(t_2)|^2 d\mu(t_1, t_2)$.

Przechodząc do pomiarów dyskretnych i przyjmując $t_1 \rightarrow k$ oraz $t_2 \rightarrow l$ widzimy, że miara $\mu: \mathbf{B} \rightarrow [0; +\infty]$ redukuje się do wyrażenia $\mu(\{(k, l)\}) = \rho_{k,l}$, gdzie $\rho_{k,l}$ jest dowolną nieujemną funkcją rzeczywistą. Wtedy

$$\delta(u, v) = \sum_{k=0}^n \sum_{l=0}^m \rho_{k,l} |u(k) - v(l)|^2.$$

Przyjmując dalej, że $m = n$, zaś

¹⁰ Zajac J. (2010) Regresja uogólniona, „Miscellanea mikroekonometrii”, Uniwersytet Szczeciński, Szczecin, str. 170-171.

$$\rho_{k,l} := \begin{cases} 1 & \text{dla } k=l, \\ 0 & \text{dla } k \neq l \end{cases} \quad (13)$$

otrzymujemy klasyczna miarę Gaussa odchylenia kwadratowego

$$\delta(u, v) = \sum_{k=0}^n |u(k) - v(k)|^2.$$

Stosując podstawienia $u := f \circ x$ oraz $v := y$ widzimy, że

$$F(f) := \delta(f \circ x, y) = \sum_{k=0}^n |f \circ x(k) - y(k)|^2 = \sum_{k=0}^n |f(x_k) - y_k|^2, \quad (14)$$

gdzie x_k oraz y_k są danymi empirycznymi. Prezentowane uogólnienie klasycznie rozumianej regresji polega na tym, że zamiast funkcji specjalnych f , występujących w różnych znanych typach regresji rozważamy dowolną rodzinę $L_1(\mathfrak{R})$ funkcji $f : A \rightarrow B$, takich że $f \circ x(t_1)$ jest funkcją $\mathbf{B}$ -mierzalną i taką że $\int_{\Omega_1 \times \Omega_2} |f \circ x(t_1)|^2 d\mu(t_1, t_2) < +\infty$, jak również zbiór $L_2(\mathfrak{R})$, składający się ze

wszystkich funkcji $g : \Omega_2 \rightarrow B$, takich że $g(t_2)$ jest funkcją $\mathbf{B}$ -mierzalną, a ponadto $\int_{\Omega_1 \times \Omega_2} |g(t_2)|^2 d\mu(t_1, t_2) < +\infty$.

Zatem funkcjonal

$$L_1(\mathfrak{R}) \ni u \rightarrow g^*(u) := \int_{\Omega_1 \times \Omega_2} u \circ x(t_1) \overline{g \circ y(t_2)} d\mu(t_1, t_2) \quad (15)$$

jest liniowy i ograniczony w dowolnej przestrzeni Hilberta, zaś jego norma supremum spełnia nierówność

$$\sup \{ \|g^*(f)\| : f \in L_1(\mathfrak{R}) \wedge \|f\| \leq 1 \} \leq \left\{ \int_{\Omega_1 \times \Omega_2} |g \circ y(t_2)|^2 d\mu(t_1, t_2) \right\}^{1/2}. \quad (16)$$

Stosując nierówność Schwarz'a widzimy, że

$$\|g^*(f)\| \leq \left(\int_{\Omega_1 \times \Omega_2} |g \circ y(t_2)|^2 d\mu(t_1, t_2) \right)^{1/2} \|f\|, \quad (17)$$

gdzie $\|f\|$ jest normą f w przestrzeni $L_1(\mathfrak{R})$.

Zatem problem regresji uogólnionej, rozumiany jako określony powyżej problem ekstremalny, polega na znalezieniu wszystkich funkcji $f_0 \in \mathbf{F}$, które minimalizują funkcjonal

$$F_g(f) = \delta(f \circ x, g \circ y) = \int_{\Omega_1 \times \Omega_2} |f \circ x(t_1) - g \circ y(t_2)|^2 d\mu(t_1, t_2), \quad (18)$$

gdzie $f \in \mathbf{F}$, zaś $g \in L_2(\mathfrak{R})$.

Podstawowym wynikiem dotyczącym funkcji regresji jest informacja mówiąca, że jest to zbiór liniowy, który składa się z funkcji będących kombinacją liniową dowolnie wybranych, unormowanych funkcji bazowych.

Jeżeli $p \in \mathbb{N} \cup \{\infty\}$ jest wymiarem poszukiwanego ciągu regresji, niech $h_k \in L_1(\mathfrak{R})$, gdzie $k = 1, 2, \dots, p$, będzie ciągiem funkcji liniowo niezależnych, zaś $\mathbf{F}$ przestrzenią liniową rozpiętą na wektorach h_k . Wykorzystując metodę ortogonalizacji Gramma-Schmidta z ciągiem tym łączymy ciąg $\{h'_k\}$, którego elementy określone są wzorem

$$h'_1 := h_1 \text{ oraz } h'_n := h_n - \sum_{k=1}^{n-1} \frac{\langle h_n | h'_k \rangle}{\|h'_k\|^2} h'_k, \text{ dla } n = 2, 3, \dots, p. \quad (19)$$

Wtedy

$$Reg(\mathbf{F}, \mathfrak{R}_g) = \sum_{k=1}^p \frac{\overline{g^*(h'_k)}}{\|h'_k\|^2} h'_k, \quad (20)$$

gdy p jest skończoną liczbą naturalną, oraz $Reg(\mathbf{F}, \mathfrak{R}_g) = \sum_{k=1}^{\infty} \frac{\overline{g^*(h'_k)}}{\|h'_k\|^2} h'_k$, gdy

$p = \infty$.¹¹

Dwuwymiarowy przykład funkcji regresji otrzymujemy w następujący sposób. Załóżmy, że dana jest dowolna funkcja $g \in L_2(\mathfrak{R})$, zaś $\mathbf{F} = \text{lin}(\{h_1, h_2\})$ jest przestrzenią liniową rozpiętą na liniowo niezależnych funkcjach

$h_1, h_2 \in L_1(\mathfrak{R})$. Wtedy $Reg(\mathbf{F}, \mathfrak{R}_g) = \sum_{k=1}^2 \frac{\overline{g^*(h'_k)}}{\|h'_k\|^2} h'_k$, gdzie $h'_1 := h_1$ oraz

$$h'_2 := h_2 - \frac{\langle h_2 | h'_1 \rangle}{\|h'_1\|^2} h'_1 = h_2 - \frac{\langle h_2 | h_1 \rangle}{\|h_1\|^2} h_1.$$

¹¹ Partyka D., Zajac J. (2010) Generalized problem of regression, Bulletin De La Societe Des Sciences Et Des Lettres De Łódź, vol. LX, no. 1, str. 86-87.

Przyjmując

$$a_2 := \frac{\overline{g^*(h_2')}}{\|h_2'\|^2} \text{ oraz } a_1 := \frac{\overline{g^*(h_1')}}{\|h_1'\|^2} - \frac{\langle h_2 | h_1 \rangle}{\|h_1'\|^2} a_2 \quad (21)$$

widzimy, że

$$Reg(F, \mathfrak{R}) = a_2 h_2 + a_1 h_1, \quad (22)$$

gdzie

$$a_2 = \frac{\overline{g^*(h_2)}\|h_1\|^2 - \overline{g^*(h_1)}\langle h_2 | h_1 \rangle}{\|h_2\|^2\|h_1\|^2 - |\langle h_2 | h_1 \rangle|^2} \text{ oraz } a_1 = \frac{\overline{g^*(h_1)} - \langle h_2 | h_1 \rangle a_2}{\|h_1\|^2}. \quad (23)$$

Jeżeli dodatkowo przyjmiemy, że $h_2(t) = t$, zaś $h_1(t) = 1$, a ponadto $g(t) = t$ dla $t \in \mathfrak{S}$ to wyrażenia określające a_1 i a_2 przyjmują znaną postać

$$a_2 = \frac{(n+1) \sum_{k=0}^n x_k y_k - \sum_{k=0}^n x_k \sum_{k=0}^n y_k}{(n+1) \sum_{k=0}^n x_k^2 - \left(\sum_{k=0}^n x_k \right)^2} \text{ oraz } a_1 = \frac{\sum_{k=0}^n y_k - a_2 \sum_{k=0}^n x_k}{n+1} \quad (24)$$

współczynników regresji liniowej drugiego rodzaju postaci $f_0(t) = a_2 t + a_1$.

Poniżej przedstawiona zostanie ilustracja funkcjonowania teorii regresji uogólnionej w opisie przebiegu zmian przeciętnego miesięcznego wynagrodzenia nominalnego w Polsce w sektorze przedsiębiorstw.

W analizie wykorzystano dane za okres 01.1998-12.2011 dostępne na www.money.pl. Ciąg funkcji regresji $\{r_k\}$ dla $k = 0, 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7$ wyznaczony zostanie w ośmiowymiarowej przestrzeni liniowej, z wektorami bazowymi postaci:

$$h_0(x) = 1, \quad h_1(x) = x, \quad h_2(x) = \cos \frac{x\pi}{6}, \quad h_3(x) = \sin \frac{x\pi}{6},$$

$$h_4(x) = x^2, \quad h_5(x) = x^3, \quad h_6(x) = \frac{1}{x+1}, \quad h_7(x) = x^4.$$

Wybór wektorów bazowych został podyktowany niestabilnym charakterem rozważanych danych.

Stosownie do przyjętej bazy otrzymujemy:

$$r_0(x) = 2574,60,$$

$$r_1(x) = 41496,61 + 12,75x,$$

$$r_2(x) = 1497,37 + 12,74x + 42,48 \cos \frac{x\pi}{6},$$

$$r_3(x) = 1498,11 + 12,73x + 42,49 \cos \frac{x\pi}{6} - 10,93 \sin \frac{x\pi}{6},$$

$$r_4(x) = 1519,9 + 11,97x + 0,0045x^2 + 42,43 \cos \frac{x\pi}{6} - 10,95 \sin \frac{x\pi}{6},$$

$$r_5(x) = 1314,97 + 26,27x - 0,20x^2 + 0,00083x^3 + 40,09 \cos \frac{x\pi}{6} - 2,23 \sin \frac{x\pi}{6},$$

$$r_6(x) = 1536,72 + 18,57x - 0,12x^2 + 0,00055x^3 - \frac{1137,95}{1+x} + 44,42 \cos \frac{x\pi}{6} + 3,09 \sin \frac{x\pi}{6},$$

$$r_7(x) = 1962,63 - 0,007x + 0,1x^2 - 0,00022x^3 - 9,35 \cdot 10^{-9}x^4 - \frac{2505,56}{1+x} + 50,89 \cos \frac{x\pi}{6} + 4,32 \sin \frac{x\pi}{6}.$$

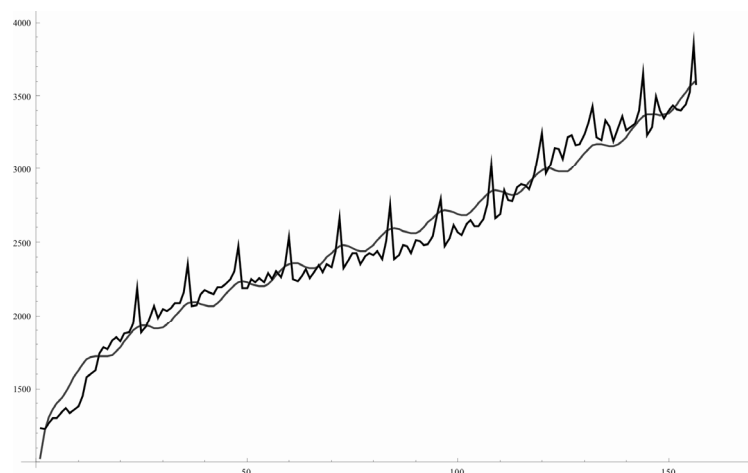
W celu sprawdzenia jakości powyższych modeli regresji zostały obliczone miary dopasowania $\delta_k(x)$:

$$\delta_0(x) = 8246,38, \delta_1(x) = 1922,74, \delta_2(x) = 1882,9, \delta_3(x) = 1880,24,$$

$$\delta_4(x) = 1876,14, \delta_5(x) = 1610,6, \delta_6(x) = 1538,04, \delta_7(x) = 1740,38.$$

Z przedstawionych danych wynika, że najlepsze dopasowanie do danych empirycznych realizuje funkcja $r_6(x)$. Wykres wskazanej funkcji przedstawiono na rysunku poniżej.

Rysunek 1. Funkcja regresji $r_6(x)$



Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych www.money.pl, przy wykorzystaniu programu Wolfram Mathematica 6.0

PODSUMOWANIE

Teoria regresji stanowi podstawę wielu analiz prowadzonych na gruncie ekonomii. Jak zaprezentowano w niniejszej pracy pojęcie to nie ma charakteru jednoznacznego, jednak, co warto podkreślić, zawsze ma na celu przedstawienie związków między badanymi wielkościami.

Uzupełnieniem klasycznej teorii regresji jest teoria regresji uogólnionej. Już teraz wiele analiz wskazuje, iż może być ona wykorzystywana w modelowaniu procesów i zjawisk ekonomicznych. Jej niewątpliwym atutem jest możliwość elastycznego doboru bazy w rozważanej przestrzeni wektorowej pozwala na uwypuklenie tych cech przedmiotu analiz, które są według badacza najbardziej istotne.

BIBLIOGRAFIA

- Czerwiński Z. (1982) Matematyczne modelowanie procesów ekonomicznych, Państwowe Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa, str. 81.
- Czerwiński Z. (2002) Moje zmagania z ekonomią, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Poznaniu, Poznań, str. 420-428.
- Fałda B. (2010) Modelowanie dynamiczne procesów ekonomicznych, Wydawnictwo KUL, Lublin, str. 15-16, 126.
- Geweke J. F., Horowitz J. L., Pesaran M. H. (2006) Econometrics: A Bird's Eye View, IZA, Discussion Paper Series No. 2458, str. 3-4.
- Grudzewski W. M., Rosłanowska-Plichcińska K. (1984) Mierzenie wielkości i wymiarowe modelowanie zjawisk oraz procesów ekonomicznych, Zakład Narodowy im. Ossolińskich, Wydawnictwo Polskiej Akademii Nauk, Wrocław - Warszawa - ... - Łódź, str. 9.
- Gruszecki T. (2001) Nagrody Nobla w ekonomii, Verba, Lublin, str. 48-49.
- Partyka D., Zajac J. (2010) Generalized problem of regression, Bulletin De La Societe Des Sciences Et Des Lettres De Łódź, vol. LX, no. 1, str. 78-80, 86-87.
- Sen A. K., Srivastava M. S. (1990) Regression analysis: theory, methods and applications, Springer-Verlag, New York, str. 1.
- Stankiewicz W. (2000) Historia myśli ekonomicznej, Państwowe Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa, str. 401.
- Zajac J. (2010) Regresja uogólniona, „Miscellanea mikroekonometrii”, Uniwersytet Szczeciński, Szczecin, str. 170-171.
- www.money.pl [dostęp: luty 2012]

THE REGRESSION PROBLEM IN ECONOMIC SCIENCES

Abstract: The regression theory involves methods and tools of exact description of relations between various types of phenomena. Since many years, it is used for the economic and econometric models formulation, however, as the analyze of literature indicates, regression is understood in different ways. This article is a reflection on the application of quantitative methods in economics processes modeling, with particular emphasis on the relations between them, expressed by regression.

Key words: regression theory, generalized regression

ZARZĄDZANIE PROCESEM PRODUKCJI Z WYKORZYSTANIEM METODY AHP/ANP

Anna Florek-Paszkowska¹

Wydział Towaroznawstwa
Uniwersytet Ekonomiczny w Krakowie
e-mail: anna.greda@uek.krakow.pl

Piotr Cymanow

Wydział Ekonomiczno-Rolniczy
Uniwersytet Rolniczy w Krakowie
e-mail: p.cymanow@ur.krakow.pl

Streszczenie: W artykule przedstawiono praktyczne zastosowanie Analitycznego Procesu Sieciowego w rozwiązywaniu procesów decyzyjnych z zakresu zarządzania. Zaproponowany model ANP obejmuje wszelkiego rodzaju zależności oraz sprzężenia zwrotne między elementami decyzyjnymi, w obszarze zarządzania produkcją odzwierciedlając złożoność problemu decyzyjnego i rzeczywiste związki zachodzące zarówno pomiędzy czynnikami wewnątrz firmy jak też w jej otoczeniu. W pracy podkreślono możliwość wykorzystania opinii ekspertów, którzy nadali znaczenie (określili ważność) elementów decyzyjnych poprzez porównanie elementów parami, pozwalając na identyfikację czynników oraz ocenę ich wpływu na wzrost wielkości produkcji.

Słowa kluczowe: Analityczny Proces Hierarchiczny, Analityczny Proces Sieciowy, zarządzanie produkcją, decyzja

WSTĘP

Zarządzanie przedsiębiorstwem ery postindustrialnej nakłada na menadżerów szereg zadań, spośród których jednym z najistotniejszych staje się konieczność ciągłego podejmowania decyzji. Turbulentne warunki gospodarki światowej zmuszają kierownictwo do przekonstruowania dotychczasowego modelu

¹ Nazwisko rodowe *Gręda*

zarządzania firmą. W obszarze tradycyjnych funkcji dotyczących planowania, tworzenia struktur, motywacji i przywództwa czy kontroli coraz większe znaczenie odgrywa funkcja koordynacyjna związana z koniecznością permanentnego podejmowania decyzji tak w wymiarze operacyjnym jak i strategicznym. Konieczność zdobycia informacji i stworzenia alternatyw decyzyjnych leży u podstaw skutecznego konkurowania na trudnym globalnym rynku. Prawdziwym wyzwaniem staje się ocena wygenerowanych w warunkach niepewności decyzyjnej wariantów i wybór właściwej drogi postępowania [Cymanow 2011]. Przydatne w tym obszarze stają się metody wielokryterialne minimalizujące ryzyko i stwarzające podstawy do podjęcia optymalnej decyzji menadżerskiej, spośród których wybrano i zaprezentowano praktyczne zastosowanie analizy AHP/ANP autorstwa T. L. Saaty'ego.

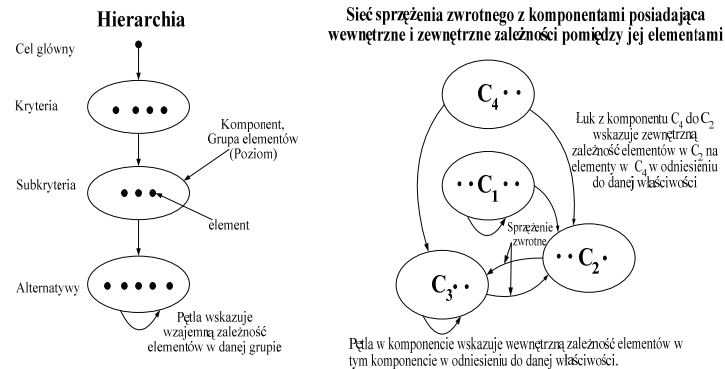
METODA BADAWCZA – ANALITYCZNY PROCES SIECIOWY

Analityczny Proces Sieciowy (ang. *Analytic Network Process* – ANP) to nowa teoria podejmowania decyzji, stanowiąca rozszerzenie Analitycznego Procesu Hierarchicznego (ang. *Analytic Hierarchy Process* – AHP). AHP/ANP to jedno z najszybciej rozwijających się w ostatnich latach i najbardziej znanych i uznanych w skali światowej metod matematycznych, stosowanych w zakresie rozwiązywania wielokryterialnych problemów decyzyjnych. Obie te teorie zrewolucjonizowały sposób, w jaki rozwiązuje się zawiłe problemy decyzyjne. Różnicę w metodzie ANP stanowią wzajemne zależności (oddziaływania) pomiędzy grupami elementów i wewnątrz nich oraz sprzężenia zwrotne. Ponadto przedstawienie struktury problemu w postaci sieci stanowiącej system komponentów, a nie jak to miało miejsce w przypadku metody AHP – w postaci hierarchii (bez wzajemnych i zwrotnych sprzężeń). Rys. 1 prezentuje strukturę hierarchiczną w ujęciu metody ANP oraz jej porównanie do sieci decyzyjnej [Adamus, Gręda 2004]. ANP wprowadza swobodną formę uporządkowania elementów, a nie ściśle ustalony łańcuch ważności (jak w hierarchii AHP).

AHP/ANP umożliwia nadanie znaczenia ilościowym i jakościowym czynnikom w zakresie: korzyści, kosztów, szans i ryzyka. Priorytetyzacji dokonuje się poprzez porównania elementów parami, przy pomocy 9-stopniowej, fundamentalnej skali preferencji Saaty'ego². Skala ta umożliwia włączenie doświadczeń i wiedzy osoby podejmującej decyzję oraz pozwala na wskazanie ile razy dany element przeważa nad innym w odniesieniu do danego kryterium.

² Thomas L. Saaty opracował 27 różnych skal. Spośród nich największe zastosowanie posiada 9-stopniowa fundamentalna skala porównań, którą wykorzystano również w pracy.

Rysunek 1. Porównanie ogólnej struktury hierarchicznej do sieci decyzyjnej



Źródło: Opracowanie na podstawie [Saaty, 2004a]

Zastosowanie metod AHP/ANP wymaga dokonania tzw. odwracalnych porównań parami, dla których $a_{ij}=1/a_{ji}$ oraz $a_{ii}=1$. Jest to znacznie dokładniejsze i daje lepsze rezultaty niż bezpośrednie wskazanie rozwiązania. Opinie te umieszcza się w kwadratowej macierzy porównań parami ($n \times n$) $A=[a_{ij}]$ (rys. 2), w której to wykonuje się $n(n-1)/2$ tych porównań. Liczba tych porównań wynika z tego, iż na przekątnej macierzy „n” elementów znajduje się „n” jedynek, a połowa opinii to odwrotności.

Wektory priorytetów $w = (w_1, \dots, w_n)$ obliczane są z tych macierzy przy pomocy liczb z fundamentalnej skali porównań Saaty’ego, a następnie wprowadzane do odpowiednich kolumn tzw. *supermacierzy* sieci decyzyjnej. Supermacierz jest podstawowym narzędziem, niezbędnym do struktury pracy w ANP (rys. 3).

Rysunek 2.
Kwadratowa macierz porównań parami

$$Aw = \begin{bmatrix} 1 & a_{12} & \dots & a_{1n} \\ 1/a_{12} & 1 & \dots & a_{2n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1/a_{1n} & 1/a_{2n} & \dots & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} w_1 \\ w_2 \\ \vdots \\ w_n \end{bmatrix} = cw$$

Rysunek 3.
Supermacierz sieci decyzyjnej

$$W = \begin{bmatrix} C_1 & C_2 & \dots & C_N \\ e_{11}e_{12} & \dots & e_{1n1} & e_{21}e_{22} & \dots & e_{2n2} & \dots & e_{N1}e_{N2} & \dots & e_{NnN} \\ W_{11} & W_{12} & \dots & W_{1N} \\ W_{21} & W_{22} & \dots & W_{2N} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ W_{N1} & W_{N2} & \dots & W_{NN} \end{bmatrix}$$

Źródło: T. L. Saaty (2001 b)

Źródło: T. L. Saaty (2001 b)

Supermacierz zaprezentowana na rys. 3 posiada ogólnie „h” liczbę komponentów oznaczonych jako C_h , $h = 1, \dots, N$. Komponenty te posiadają n_h liczbę elementów oznaczonych przez $e_{h1}, e_{h2}, \dots, e_{hh}$. Wektor priorytetu (w) obliczony z porównań parami prezentuje wpływ danych elementów komponentu na inny element systemu. Kiedy element nie ma wpływu na inny element, to jego priorytet nie jest wyprowadzany i zastępowany jest cyfrą zero.

Zasadniczym (kluczowym) zagadnieniem w metodzie ANP jest dokonanie syntezy i przedstawienie końcowego rezultatu w postaci priorytetów dla wszystkich możliwych zależności, sprzężeń i cykli pomiędzy elementami sieci. Możliwość taką dostrzega T. Saaty nawiązując do teorii grafów [Saaty 2001b]. Wystarczy podnosić naszą macierz zależności (nazwaną przez Prof. Saaty’ego supermacierzą) do kolejnych potęg oraz użyć sumowania opracowanego przez włoskiego matematyka Ernesto Cesaro (1859 – 1906) i powszechnie znanej teorii Oscara Perrot’a [Saaty 2004a, Adamus, Gręda 2005].

Zanim możliwe będzie wskazanie najlepszego rozwiązania problemu (wybór najlepszej alternatywy decyzyjnej) należy dokonać połączenia wyników otrzymanych dla czterech kontrolnych sub-systemów: korzyści, kosztów, szans i ryzyka. Istnieją dwa sposoby dokonania kombinacji tych priorytetów. Pierwszy – tradycyjny (wykorzystywany przez ekonomistów), w którym dzieli się iloczyn priorytetów korzyści i szans przez iloczyn priorytetów kosztów i ryzyka (BO/CR). Formuła ta nazwana została przez T. Saaty’ego multiplikatywną (*ang. multiplicative formula*). Obliczenia takie wykonuje się dla każdej alternatywy uwzględnionej w oddzielnej hierarchii lub sieci dla czterech sub-systemów, a następnie dokonuje się wyboru najlepszej alternatywy z największą wielkością priorytetu. W drugim sposobie dokonywania kombinacji priorytetów należy określić ważność każdego z sub-systemów, a więc korzyści (b), kosztów (c), szans (o) i ryzyka (r) dla naszego problemu. Buduje się to poprzez opracowanie tzw. strategicznych kryteriów. Stanowią one nasz system wartości (wyższe cele stawiane przez jednostkę.) w stosunku do których określa się ważność (znaczenie) najlepszych z alternatyw (B, O, C, R) rozwiązywanego przez nas problemu np. słabe, silne, mocne itp. Abraham Maslow pogrupował potrzeby ludzkie w kierunku malejącej ważności.

Poprzez zastosowanie drugiej z prezentowanych formuł ($bB+oO-cC-rR$) noszącej nazwę addytywnej – negatywnej (*ang. additive – negative*) dokonujemy wyboru najlepszego wariantu. Użycie tej formuły może niekiedy prowadzić do uzyskania ujemnych wartości priorytetów. Takie rozwiązanie może być dla nas pomocne w przypadku realizacji inwestycji, szczególnie w odniesieniu do wartości pieniężnych [Saaty, Ozdemir 2003].

W metodzie AHP/ANP jedną z najważniejszych wielkości, które obliczamy z macierzy porównań jest współczynnik niezgodności porównań C.R. (*ang. Consistency Ratio*). Praktyczną zasadą tych metod jest, aby wartość C.R. wynosiła nie więcej niż 10% ($C.R. \leq 10$) [Saaty 2004 b]. Uważa się wówczas, że współczynnik niezgodności jest akceptowany, a porównania są konsekwentne

(zgodne, logiczne). W przeciwnym wypadku wszystkie lub niektóre porównania zaleca się powtórzyć w celu pozbycia się niezgodności porównań parami.

KOMPLEKSOWY MODEL DECYZYJNY ANP „WZROSTU WIELKOŚCI PRODUKCJI”

Elementy decyzyjne modeli ANP korzyści, kosztów, szans i ryzyka

Modele korzyści, kosztów, szans i ryzyka opracowano na podstawie badań, jakie zostały przeprowadzone w firmie zajmującej się przetwórstwem metali z siedzibą w Polsce południowej. Wszystkie struktury decyzyjne ANP stanowią sieci wzajemnych zależności i wspólnych powiązań pomiędzy najważniejszymi czynnikami uwzględnionymi w tym procesie decyzyjnym. W ramach opracowanych modeli przyjęto następujące kryteria: ekonomiczne, technologiczne, społeczne, polityczno-prawne i ekologiczne. Do każdego z kryteriów dobrano subkryteria pozwalające na lepsze zrozumienie rozwiązywanego problemu. Kolejny poziom stanowią sub-sieci, które opracowano poniżej najistotniejszych subkryteriów, dla których wielkość priorytetów globalnych jest wyższa lub równa 0,03 (3%). Mają one największy wpływ na wybór optymalnej alternatywy decyzyjnej. W całym modelu sieciowym opracowano 22 sub-sieci.

W modelu zaproponowano 3 alternatywy: (1) **modernizacja dotychczasowej linii produkcyjnej**, (2) **zakup nowej linii technologicznej** oraz (3) **praca w systemie dwuzmianowym**. **Modernizacja dotychczasowej linii technologicznej** ma na celu zwiększenie wydajności obecnej ciągarzki z poziomu z 2,5 t/h do 3,6 t/h. Koszt remontu będzie wynosić 150 tys. zł, a liczba pracowników wzrośnie o 4 osoby (do 24). W przypadku decyzji dotyczącej zakupu nowej linii wykorzystana zostanie ciągarzka o wydajności 5 ton na godzinę. Szacowany koszt zakupu wynosi 350 tys. zł, natomiast ze względu na automatyzację linii liczba pracowników zmniejszy się o 4 - do 24 osób. Reorganizacja wydłuży z kolei czas pracy do 16 godzin dziennie (2 zmiany). Wprowadzenie tego rozwiązania nie będzie generować kosztów związanych z zakupem czy modernizacją, jednak maszyna ta będzie dłużej eksploatowana, wzrośnie też – do 30 osób - liczba pracowników.

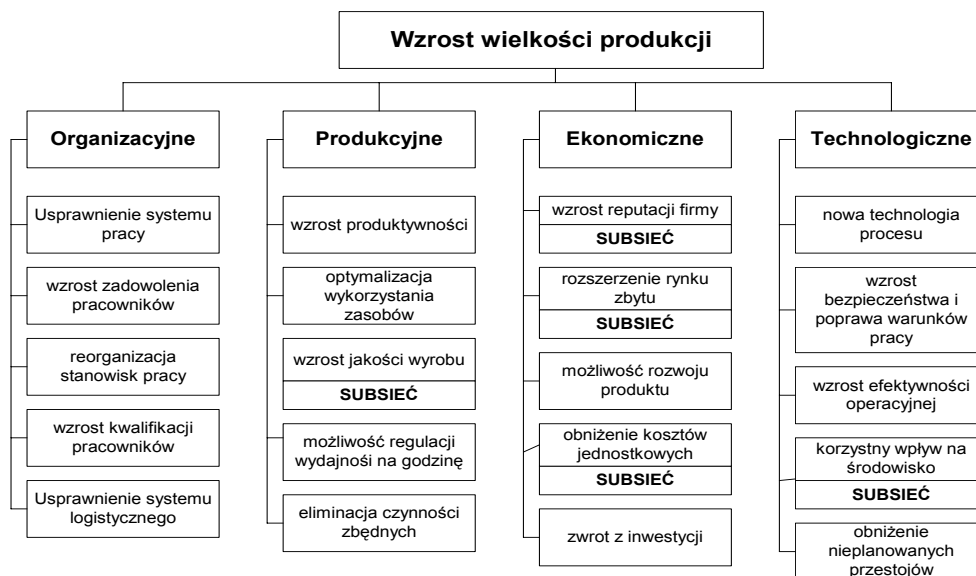
Wyniki badań

Wybór optymalnego wariantu w zakresie „wzrostu wielkości produkcji” ujęto w postaci czterech modeli ANP: korzyści (rys. 4), kosztów, szans i ryzyka. W każdym modelu porównano ze sobą wszystkie czynniki i na tej podstawie określono wskaźniki tzw. priorytety dla poszczególnych elementów modeli sieciowych. Objasnienia dotyczące opracowania modeli ANP oraz dokonywania obliczeń wraz z przykładami zostały m.in. omówione w pracy [Gręda 2009a].

Dla każdego elementu modelu ANP „korzyści”, „kosztów”, „szans” i „ryzyka” wykonano obliczenia priorytetów lokalnych i globalnych. Globalne

priorytety dla wszystkich elementów sieci wskazują na ważność każdego z nich w realizacji celu głównego. Natomiast lokalne - znaczenie tych czynników wewnątrz każdego klastra sub-systemu.

Rysunek 4. Model sieciowy „korzyści” wynikających ze wzrostu wielkości produkcji



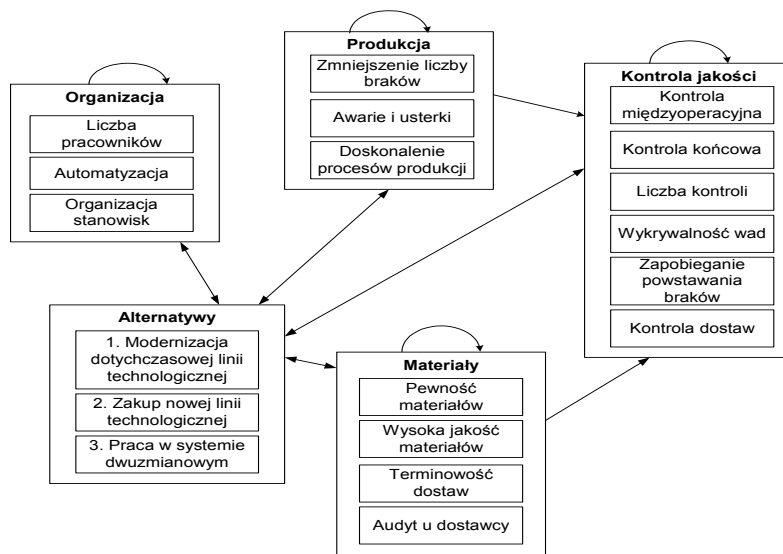
Źródło: opracowanie własne

Według pracowników badanej firmy największe **korzyści** będące rezultatem *wzrostu wielkości produkcji* występują w obszarze ekonomicznym firmy (0,5687). W dalszej kolejności korzyści zaobserwowano w obszarze: produkcyjnym (0,2231), technologicznym (0,1552) oraz organizacyjnym (0,0520). Natomiast z punktu widzenia całkowitych korzyści dla firmy (biorąc po uwagę priorytety globalne) jako najbardziej znaczące subkryteria całego modelu uznano: wzrost reputacji firmy (0,1441), wzrost jakości wyrobu (0,0557), rozszerzenie rynków zbytu (0,0553), obniżenie kosztów jednostkowych (0,0467), korzystny wpływ na środowisko (0,0374).

Dla każdego z wyżej wymienionych subkryteriów zbudowano subsieci. Na rys. 5. zaprezentowano przykład subsieci dla *obniżenia kosztów jednostkowych*, wzajemne zależności przyjętych czynników decyzyjnych, pętle sprzężenia zwrotnego oraz ich wpływ na wybór alternatyw decyzyjnych. Stosując analogiczne zasady jak w modelu korzyści opracowano modele kosztów, szans i ryzyka. Analizując uzyskane wielkości można stwierdzić, iż do kryteriów z największym priorytetem **kosztów** w zakresie realizacji przyjętego celu głównego respondenci na pierwszym miejscu zaliczyli kryteria produkcyjne i ekonomiczne. Wielkość priorytetu dla tych czynników wyniosła: 0,3550. W dalszej kolejności były to kryteria technologiczne (0,2146) oraz organizacyjne (0,0755). W ramach

przyjętych kryteriów dokonano priorytetyzacji subkryteriów modelu. Wyniki obliczeń wskazują, iż do najbardziej kosztownych czynników należą: inwestycje (0,1174), instalacja linii (0,0662), zasoby ludzkie (0,0444), materiały (0,0269).

Rysunek 5. Sub-sieć opracowana dla obniżenia kosztów jednostkowych w modelu ANP „korzyści” wynikających ze wzrostu wielkości produkcji



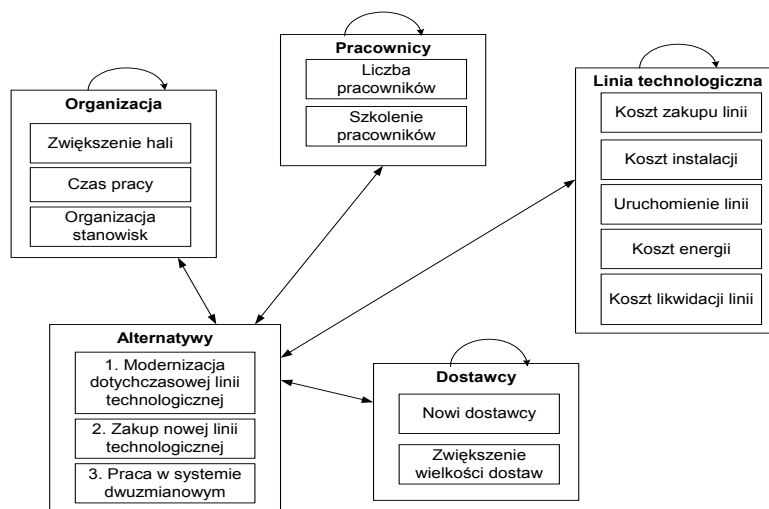
Źródło: opracowanie własne

Dla wymienionych subkryteriów zbudowano subsieci (rys 6).

Obszarami z największym potencjałem możliwych korzystnych zmian w przedsiębiorstwie poprzez *wzrost wielkości produkcji* w modelu **szans** są kryteria: ekonomiczne (0,4493), produkcyjne (0,2512), technologiczne (0,1710) oraz organizacyjne (0,1294). W ramach wymienionych kryteriów do najistotniejszych subkryteriów można zaliczyć: długoterminowe kontrakty (0,0608), poprawa standardów i jakości (0,0527), zwiększenie zaufania klientów (0,0414), zwiększenie zysku i wartości firmy (0,0385), rozszerzenie rynków zbytu w kraju i zagranicą (0,0338), wzrost motywacji i zaangażowania pracowników (0,0335), możliwość rozszerzenia asortymentu (0,0326).

Natomiast opracowanie modelu **ryzyka** i uwzględnienie go w naszym problemie decyzyjnym wynika z wielu zagrożeń, jakie mogą się pojawić w trakcie działalności przedsiębiorstwa. Zagrożenie ze strony niestabilnych i podatnych na rozmaite wpływy systemów finansowych, politycznych czy społecznych nakazuje z jednej strony zachowanie szczególnej ostrożności w procesach planistycznych czy decyzyjnych, z drugiej zaś – stwarza często niepowtarzalne okazje do uzyskiwania czy zwiększania posiadanych już przewag konkurencyjnych [Cymanow 2010].

Rysunek 6. Sub-sieć opracowana dla *inwestycji* w modelu ANP „kosztów” wynikających ze *wzrostu wielkości produkcji*.



Źródło: opracowanie własne

Największym wpływem na przyjęte warianty charakteryzowały się subkryteria: Problem z pozyskaniem surowców (0,0688), Brak opłacalności inwestycji (0,0660), Ograniczenie finansowe firmy (0,1187), Niespełnienie wymagań jakościowych (0,0346).

Rysunek 7. Hierarchia strategicznych kryteriów do oszacowania ważności sub-systemów (wartości): „korzyści”, „kosztów”, „szans” i „ryzyka”



Źródło: opracowanie własne

W wyborze optymalnego wariantu decyzyjnego dotyczącego wzrostu wielkości produkcji należy połączyć wielkość priorytetów wariantów sieci korzyści, kosztów, szans i ryzyka. Można to zrealizować wykorzystując formuły matematyczne: multiplikatywną (BO/CR) i addytywno-negatywną ($bB+oO-cC-rR$). Zastosowanie drugiej z wymienionych formuł wymagało określenia stopnia ważności sub-systemów. W tym celu opracowany został model strategicznych kryteriów w odniesieniu, do których szacuje ich znaczenie (rys. 7).

Każde strategiczne kryterium zostało szczegółowo rozpisane na odpowiadające im subkryteria. Na podstawie rangowania sub-systemów obliczono ich wartości: korzyści (0,1710), szanse (0,2360), koszty (0,3020), ryzyko (0,2910).

Porównania parami zależnych i wpływających na warianty decyzyjne elementów oraz oszacowanie stopnia ważności sub-systemów: korzyści, kosztów, szans i ryzyka pozwoliły na wybór najlepszej alternatywy w zakresie *wzrostu wielkości produkcji* (tab. 1). Zakup nowej linii produkcyjnej pozwala na optymalną realizację przyjętego przez firmę celu. Wskazują na to obie zastosowane w pracy formuły matematyczne.

Tabela 1. Wyniki końcowe analizy ANP

Warianty decyzyjne	Korzyści (0,1710)	Koszty (0,3020)	Szanse (0,2360)	Ryzyko (0,2910)	Formuła BO/CR	Formuła $bB+oO-cC-rR$
Modernizacja linii	0,5975	0,7284	0,4739	0,6459	0,1315	0,2866
Zakup nowej linii	1,0000	0,7547	0,9933	1,0000	0,7399	0,4259
Praca dwuzmianowa	0,5687	0,8207	0,5286	0,5283	0,1287	0,2875

Źródło: opracowanie własne

PODSUMOWANIE

Podjęcie decyzji jest wpisane w życie każdego człowieka. Przy obecnej turbulentności otoczenia osoby podejmujące krytyczne decyzje (mające istotny wpływ na przyszłość i dotyczą zazwyczaj dużej grupy ludzi), powinny je podejmować w oparciu o logiczną argumentację.

W większości prac z zakresu zarządzania produkcją wykorzystywane są metody statystyczne. W pracy tej zaproponowano m.in. możliwość wykorzystania opinii ekspertów, którzy określili ważność elementów decyzyjnych poprzez porównania elementów parami. Ponadto zaproponowany model ANP jest w stanie lepiej odzwierciedlić złożoność problemu i rzeczywiste związki zachodzące między czynnikami wewnątrz firmy i w jej otoczeniu. Inne metody stosowane do rozwiązania tego zagadnienia mogą te zależności ominąć [Gręda, 2009b]. Poprzez identyfikację czynników oraz ocenę ich wpływu na wzrost wielkości produkcji istnieje większe prawdopodobieństwo osiągnięcia sukcesu firmy.

BIBLIOGRAFIA

- Adamus W., Gręda A. (2004) Zastosowanie analitycznego procesu sieciowego do poprawy jakości produktów, [w:] Uwarunkowania sukcesu przedsiębiorstwa w gospodarce opartej na wiedzy. SUCCESS 2004. Wyd. UMCS w Lublinie, tom II, s. 379-391.
- Adamus W., Gręda A. (2005) Wspomaganie decyzji wielokryterialnych w rozwiązywaniu wybranych problemów organizacyjnych i menedżerskich. *Badania Operacyjne i Decyzje*, Nr 2, s. 5 – 36.
- Cymanow P. (2010) Proces zarządzania ryzykiem w strategii organizacji – *Wiś i Doradztwo*, nr 1-2 (61-62) 2010, s. 68-74.
- Cymanow P. (2011) Ocena czynników warunkujących kształtowanie organizacji opartej na wiedzy, *Foliae Pomeranae Univesitatis Technologiae Stetinensis*. 291 (65), s. 43-50.
- Gręda A. (2009a) Application of the AHP/ANP in food quality management, [w:] ISAHP 2009, Conference Handbook, July 29 – August 1, 2009, Pittsburgh, Pennsylvania, USA.
- Gręda A. (2009b) Zarządzanie jakością produktów żywnościowych. Praca doktorska realizowana na Wydziale Zarządzania Uniwersytetu Warszawskiego.
- Saaty T. L. (2001a) Decision Making for Leaders. The Analytic Hierarchy Process for Decisions in a Complex World. RWS Publications. Pittsburgh PA.
- Saaty T. L. (2001b) Decision Making with Dependence and Feedback. The Analytic Network Process. RWS Publications. Pittsburgh PA.
- Saaty T. L. (2004a) Decision Making – The Analytic Hierarchy and Network Processes (AHP/ANP). *Journal of Systems Science and Systems Engineering*, published at Tsinghua University, Beijing, Vol. 13, No. 1, pp 1-34, March.
- Saaty T. L. (2004b) The Analytic Hierarchy and Analytic Network Processes for the Measurement of Intangibles and for Decision Making, 67 page chapter in *Multiple Criteria Decision Analysis: The State of the Art Surveys*. Kluwer Academic Publishers, Dordrecht, edited by Figueira, J., Greco, S. and Ehrgott, M.
- Saaty T. L., M. Ozdemir (2003) Why the magic number seven plus or minus two. *Mathematical and Computer Modelling*, Vol. 38, pp 233 - 244.

MANUFACTURING PROCESS MANAGEMENT
WITH USING AHP/ANP METHODS

Abstract: The article shows the practical application of the Analytic Network Process in solving decision problems from the field of management. The ANP Model proposed in this paper includes all kinds of dependencies and feedback between decision-making elements in the area of manufacturing management, reflecting the complexity of the problem and actual compounds that occur both between the agents within the company as well as in its surroundings. The paper emphasises the possibility of using experts' opinion, who gave importance (specifying the validity) of decision-making elements using pairwise comparisons, allowing the identification of factors and the evaluation of their impact on the increase in the volume of production.

Key words: Analytic Hierarchy Process, Analytic Network Process, manufacturing management, decision.

ANALIZA STATYSTYCZNA CEN ZIEMI ROLNICZEJ W POLSCE (2005-2010)

Tadeusz Konrad Grabowski

Wydział Rolniczo – Ekonomiczny
Uniwersytet Rolniczy im. H. Kołłątaja w Krakowie
e-mail: rzsm@ar.krakow.pl lub ttadekk@o2.pl

Streszczenie: Wejście do Unii Europejskiej oraz kryzys na rynkach finansowych odcisnęły swoje piętno na gospodarce Polski. Rynek nieruchomości rolniczych uległ pod wpływem tych wydarzeń największym zmianom od czasu pojawienia się ustawowych regulacji dotyczących wolnego obrotu nieruchomościami, 5 grudnia 1989 roku. Użytki rolne w latach dziewięćdziesiątych postrzegane jako zbędny balast, wraz z akcesją Polski do UE stały się jedną z najpopularniejszych inwestycji alternatywnych, przynosząc w krótkim czasie spekulantom krociowe zyski. Niestety kryzys finansowy przetaczając się przez cały rynek nieruchomości boleśnie zrewidował optymistyczne plany inwestorów. Chybione inwestycje w zbyt drogie grunty bez możliwości przekształcenia na tereny budowlane stały się bolączką wielu osób nie posiadających odpowiedniej wiedzy, ani umiejętności ale chcących szybko zarobić. Aktualnie mimo rozprzestrzeniającej się mody na zakup gruntów rolnych, sam rynek bardzo znacząco osłabł. Można powiedzieć, że wreszcie zakupem użytków rolnych interesują się rolnicy a nie spekulanci, co na pewno jest początkiem do stabilizacji sytuacji i pierwsza oznaką dojrzałości rynku.

Słowa kluczowe: ziemia rolnicza, użytki rolne, grunty orne, ceny, analiza statystyczna

WSTĘP

Tak jak w czasie sztormu żeglarze poszukują bezpiecznych przystani, tak w czasach kryzysu gospodarczego inwestorzy poszukują bezpiecznych aktywów, które pomogłyby im uchronić swój portfel inwestycyjny przed zawieruchą na rynkach finansowych. To bezpośredni powód wzrostu zainteresowania inwestycjami alternatywnymi, do których z pewnością należy ziemia rolnicza,

od zawsze kojarzona z bezpieczeństwem i stabilnością. Współczesna struktura przestrzenna rolnictwa na ziemiach polskich jest wypadkową wielu znaczących zmian społeczno – gospodarczych zachodzących na przestrzeni wieków. Ewidentnie największy wpływ na jej obecny kształt miały reformy okresu zaborów oraz okresu gospodarki centralnie planowanej. Niemniej niezależnie od sytuacji, w której znajdowało się polskie rolnictwo pierwszoplanową rolę w nim pełniły gospodarstwa chłopskie. Mimo ciągłego niedoceniań, a wręcz ciężeń przez władze, upór, determinacja i wiara w lepsze jutro ludności rolniczej stały się podstawą obecnego w polskim społeczeństwie przywiązania do ziemi opartego na tradycji i konserwatywnych poglądach¹. Pozostałością tych wielowiekowych zmian jest również wielkie zróżnicowanie wartości ziemi, a co za tym idzie i cen ziemi rolniczej w Polsce w układzie regionalnym. W układzie lokalnym wskazanie indywidualnych atrybutów odpowiedzialnych za kształtowanie cen ziemi jest rzeczą niezwykle trudną. Jako pierwszy ten problem zauważył prof. Wiktor Schramm na początku XX wieku. Na podstawie wieloletnich badań dotyczących rynku ziemi rolniczej przyjął uszeregowanie i wyłowienie cech kształtujących cenę ziemi zależną od jej jakości, położenia, rodzaju gospodarstwa i jego wielkości. Na ten moment do tych czterech atrybutów należy dodać następne. Pozornie ziemia jest zasobem niewyczerpalnym, jednak w warunkach gospodarki wolnorynkowej podlega takim samym prawom, jak wszystkie inne towary i jej cena w równym stopniu co od np. lokalizacji zależy od relacji podaży do popytu w danej okolicy. Wraz ze wzrostem podaży ziemi spada realny popyt na nią, a zatem i cena. I dokładnie odwrotnie: wzrost ceny może być bezpośrednim skutkiem dużego popytu i małej podaży². Równie wielkie znaczenie w okresie wzmożonego rozwoju gospodarczego zaczyna także odgrywać możliwość alternatywnego wykorzystania gruntu choćby w celu rozbudowy infrastruktury drogowej. Ciekawym aspektem rzadko ujmowanym w opracowaniach dotyczących ziemi rolniczej jest wielkość lokalnego rynku zbytu produktów rolnych, tak przecież ważna dla producentów rolnych. Sumując te wszystkie czynniki całkiem nowego znaczenia nabierają różnice cen ziemi, które od wielu lat obecne są w Polsce.

CENY ZIEMI ROLNICZEJ – CAŁY KRAJ

Średnie ceny ziemi rolniczej w Polsce w ostatnich latach podlegały bardzo znacznym zmianom. W 2005 roku średnia cena ziemi rolniczej wynosiła 8093,00 zł/ha. [Rys. 1] Najwyższą średnią cenę wynoszącą 12734,00 zł/ha zanotowano ówczesnie w województwie wielkopolskim, a najniższą 4249,00 zł/ha w województwie podkarpackim. Ceny wyraźnie wyższe od średniej notowano w Polsce centralnej, na Podlasiu oraz Pomorzu. Ceny niższe od średniej

¹ Bański J. (2007) Geografia rolnictwa Polski, PWE, Warszawa.

² Weil E. (2003) Determinanty kształtujące cenę ziemi rolnej [w.] Roczniki AR w Poznaniu CCCLVIII, Ekon. 2, Wydawnictwo AR w Poznaniu, Poznań.

obowiązywały w Polsce północno – zachodniej, południowo – wschodniej oraz na Mazurach.

Rysunek 1 Średnie ceny ziemi rolniczej w Polsce w I kwartale 2005 roku [w zł/ha]



W 2010 średnia cena ziemi rolniczej wyniosła 18213,00 zł/ha. Najwyższe ceny nadal obowiązywały w województwie wielkopolskim [28915,60 zł/ha], ale ostatecznie w 2005 województwo podkarpackie wyraźnie podskoczyło w klasyfikacji. Jego miejsce na dole tabeli zajęło województwo świętokrzyskie, gdzie cena wynosząca 8864,00 zł/ha na tle pozostałych regionów Polski mogła jawić się jako okazja. W porównaniu do 2005 roku średnia wartość ziemi względem pozostałych regionów Polski wzrosła tylko w województwie śląskim. Spadki w klasyfikacji odnotowano natomiast w województwach: małopolskim, mazowieckim, łódzkim

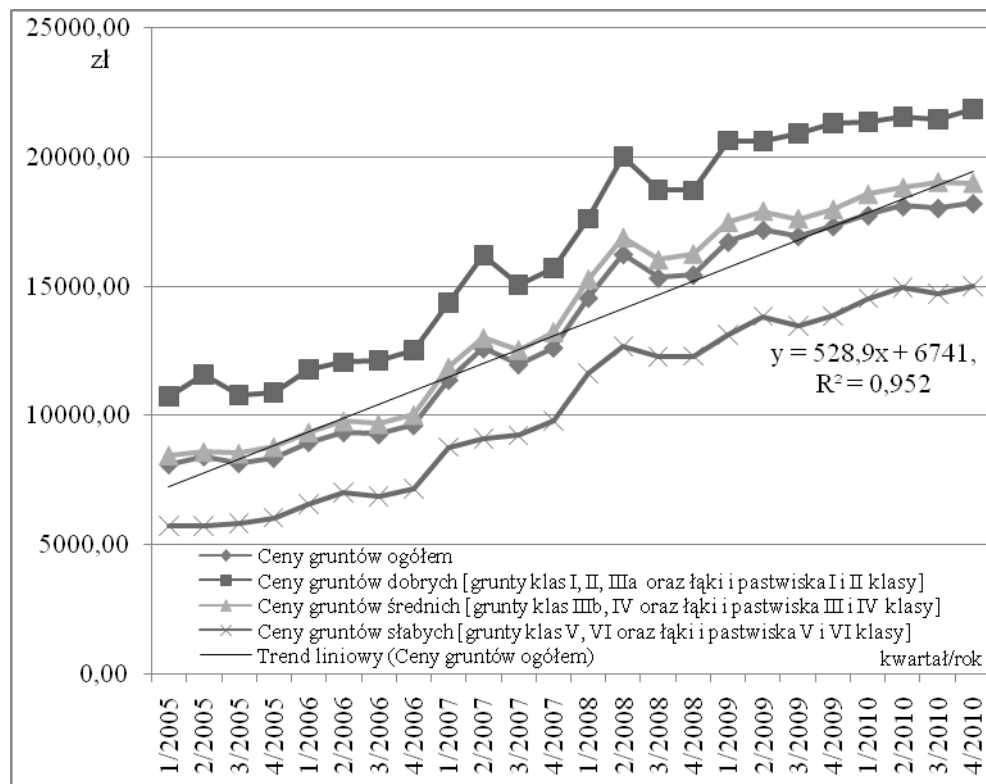
i lubelskim [Rys. 2]. Warto zauważyć, że o ile w 2005 roku najwyższa średnia cena wynosiła dokładnie 300% ceny najniższej, to w 2010 było to już 326%.

Rysunek 2. Średnie ceny ziemi rolniczej w Polsce w IV kwartale 2010 roku [w zł/ha]



Średnie ceny transakcyjne użytków rolnych przedstawione w podziale na gleby dobre, średnie i słabe pokazują nam wahania rynkowe, które w badanym okresie zarejestrowano. [Rys.3] Ceny gruntów dobrych standardowo osiągały ceny najwyższe, a gruntów słabych najniższe. Jednak ceny gruntów średnich nie pokrywały się ze średnimi cenami ogółem dla wszystkich kategorii, co świadczy o przeważającej roli gruntów słabych w strukturze agrarnej Polski. Do danych dopasowano trend liniowy pokazujący tendencje rozwojową rynku, na podstawie którego widać, że średnio dla całego kraju w badanym okresie co kwartał ceny rosły o prawie 530zł/ha. Można na tej podstawie z dużym prawdopodobieństwem przewidywać wielkość cen w następnych okresach dla całej Polski.

Rysunek 3. Ceny transakcyjne użytków rolnych ogółem [2005 - 2010],
ujęcie kwartalne [zł/ha]



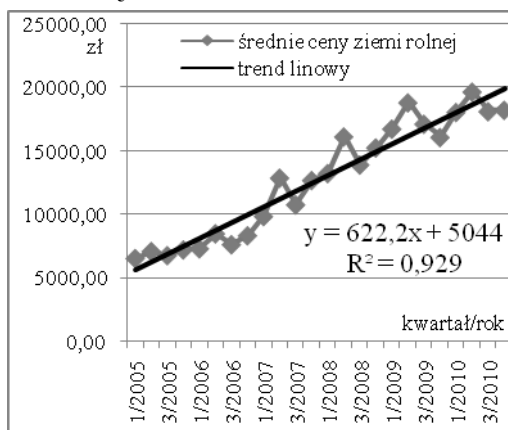
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych pochodzących z GUS

CENY ZIEMI ROLNICZEJ – POSZCZEGÓLNE WOJEWÓDZTWA

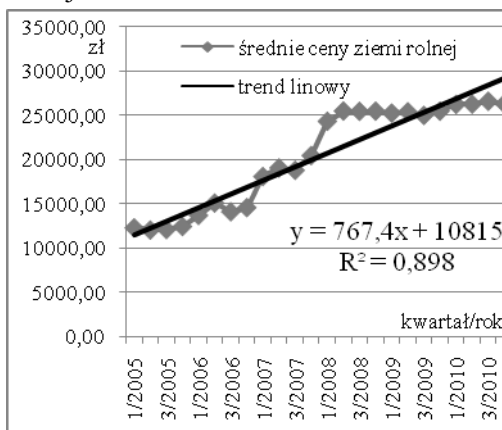
Jak sprawa wygląda jednak w poszczególnych województwach, biorąc pod uwagę zróżnicowanie cen przekraczające 300%, o którym już wspomniano? [Rys.4] Województwa można podzielić na dwie grupy: grupę, w której dochodzi często do gwałtownych zmian cen gruntów oraz grupę charakteryzującą się stabilnym, ciągłym wzrostem. Reprezentantami grupy województw o wysokich wahaniach cen są: świętokrzyskie, warmińsko-mazurskie oraz mazowieckie, a grupy o stabilnych cenach: lubelskie, zachodniopomorskie i wielkopolskie.

Rysunek 4. Ceny transakcyjne użytków rolnych w układzie wojewódzkim [2005–2010],
ujęcie kwartalne [zł/ha]

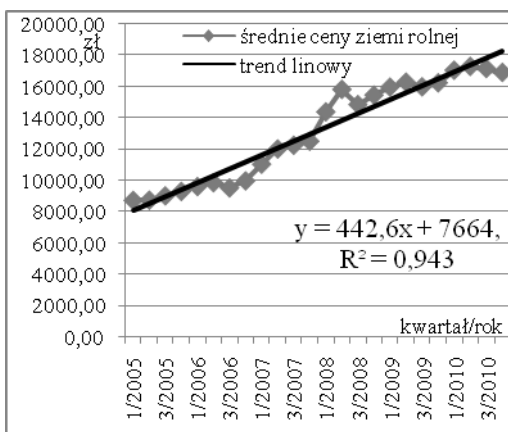
Dolnośląskie



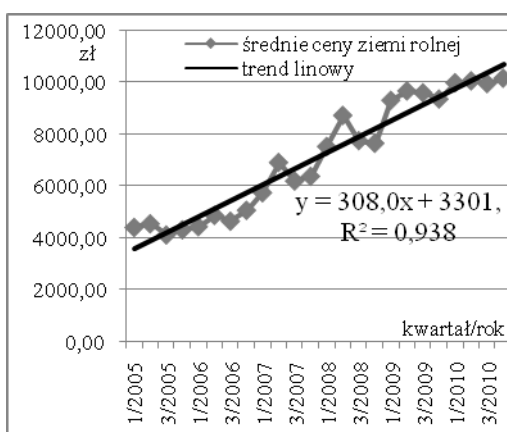
Kujawsko-Pomorskie



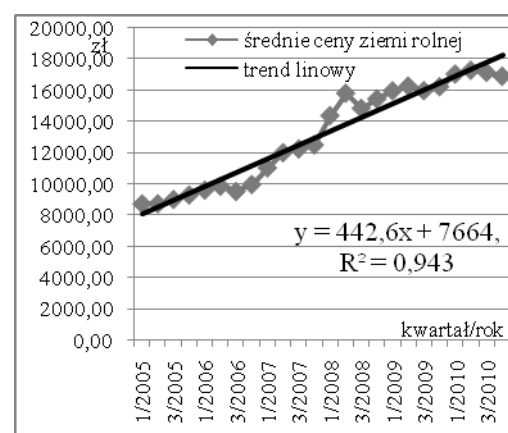
Lubelskie



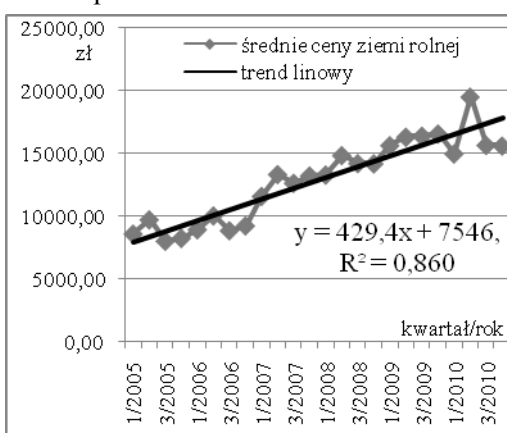
Lubuskie



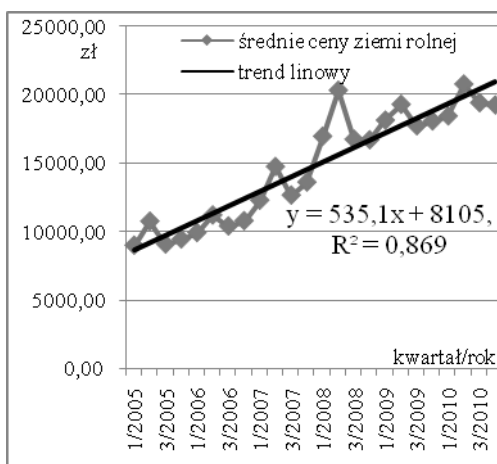
Łódzkie



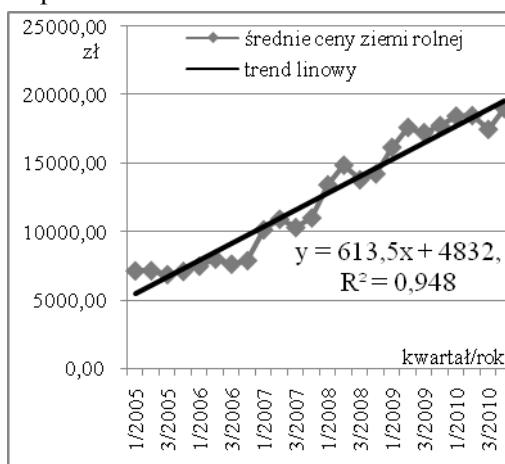
Małopolskie



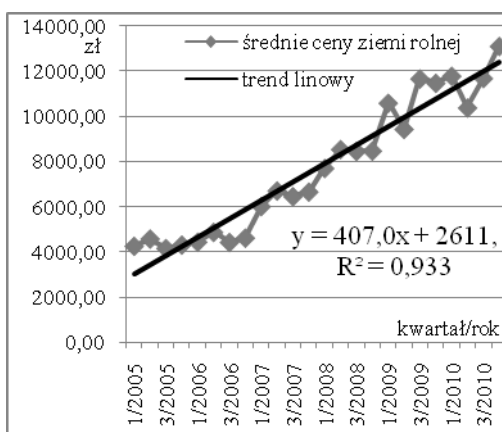
Mazowieckie



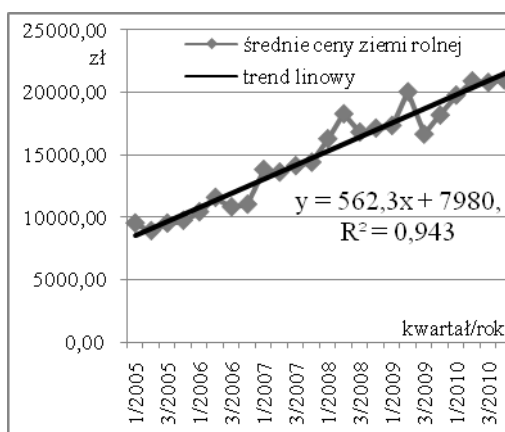
Opolskie



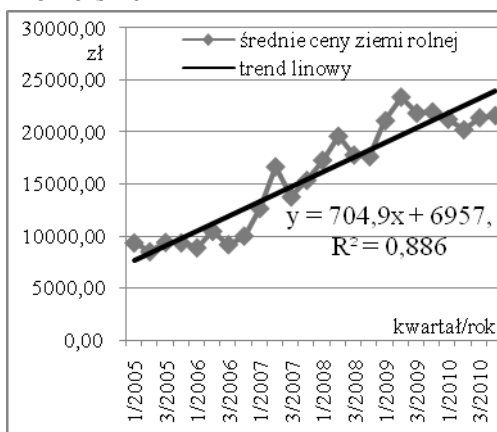
Podkarpackie



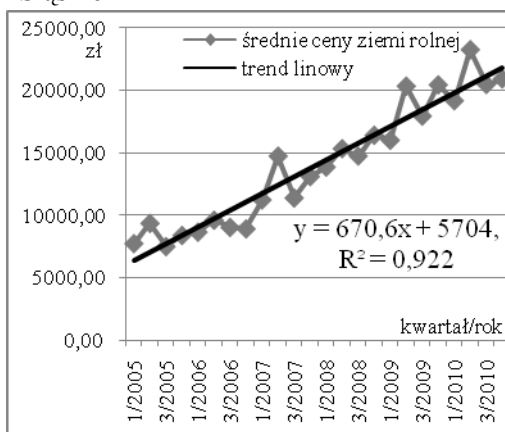
Podlaskie



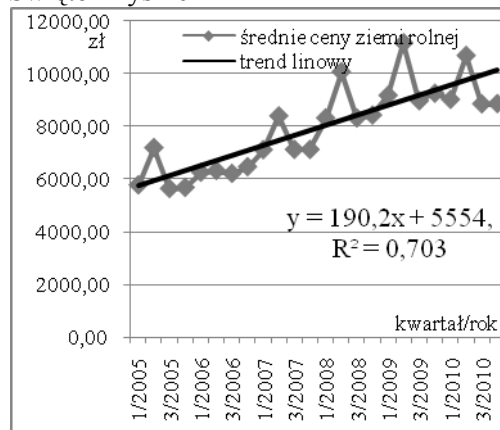
Pomorskie



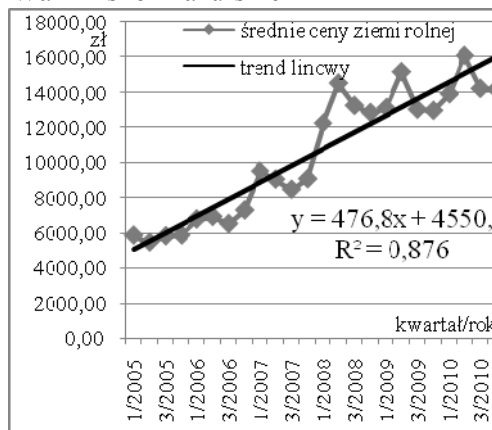
Śląskie



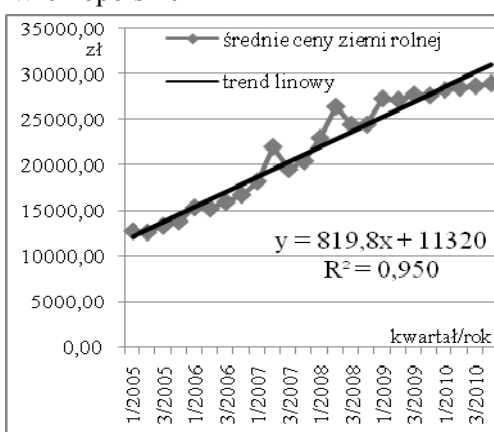
Świętokrzyskie



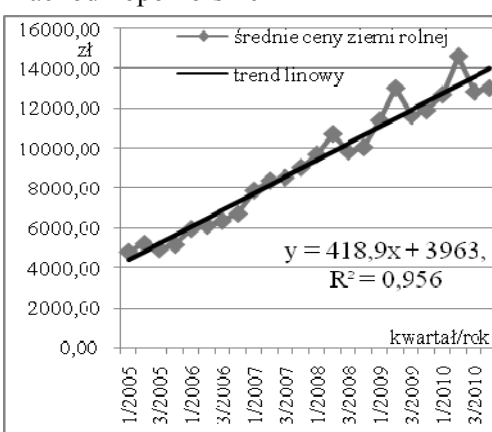
Warmińsko-Mazurskie



Wielkopolskie



Zachodniopomorskie



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych pochodzących z GUS

Porównanie trendów liniowych dla poszczególnych województw [Tab. 1] uwidacznia wielkie rozwarstwienie panujące na rynku ziemi rolniczej w Polsce. Największe kwartalne przyrosty odnotowywane w województwie wielkopolskim rzędu 819,80 zł/ha stanowią ponad 430% wartości tych najniższych z województwa świętokrzyskiego, wynoszących tylko 190,20 zł/ha. Wiele jest regionów, w których ceny nie tyle nie rosną, co panuje stagnacja i od wielu lat nie ma zarówno popytu jak i podaży na ziemię. Kryzys finansowy dodatkowo wpłynął na dynamikę rynku i w większości województw na moment rozpoczęcia kryzysu datuje się początek stagnacji na rynku [o co za tym idzie zatrzymanie poziomu cen].

Tabela 1 Klasyfikacja województw wg średniookresowego przyrostu cen transakcyjnych ziemi rolniczej (2005-2010), ujęcie kwartalne [zł/ha]

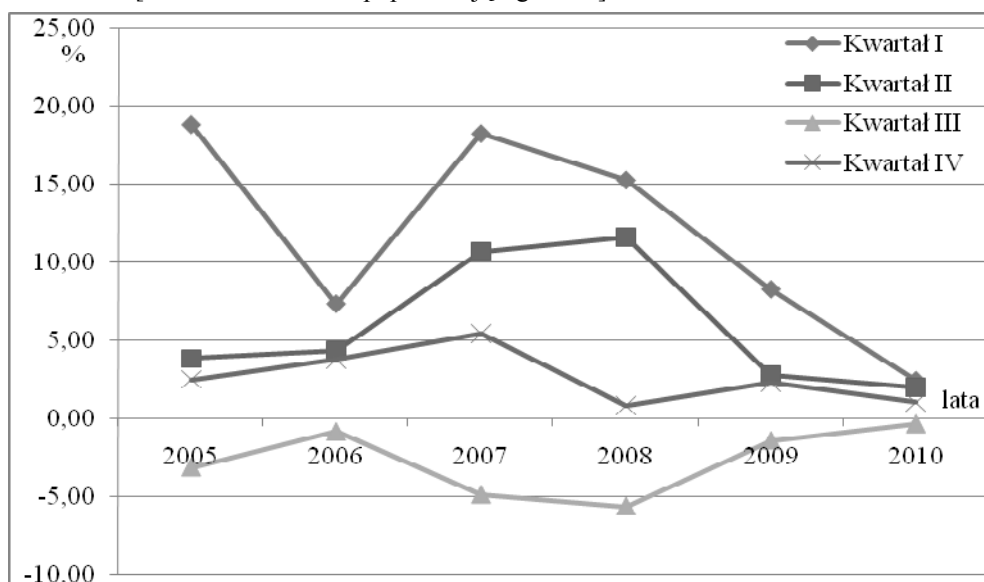
l.p.	województwo	β [średniookresowy przyrost ceny]	α [wartość początkowa]	R^2 [współczynnik determinacji]
1	wielkopolskie	819,80	11320	0,950
2	kujawsko-pomorskie	767,40	10815	0,898
3	pomorskie	704,90	6957	0,886
4	śląskie	670,60	5704	0,922
5	dolnośląskie	622,20	5044	0,929
6	opolskie	613,50	4832	0,948
7	podlaskie	562,30	7980	0,943
8	mazowieckie	535,10	8105	0,869
9	warmińsko-mazurskie	476,80	4550	0,876
10	łódzkie	442,60	7664	0,943
11	małopolskie	429,40	7546	0,860
12	zachodniopomorskie	418,90	3963	0,956
13	podkarpackie	407,00	2611	0,933
14	lubelskie	334,10	5405	0,964
15	lubuskie	308,00	3301	0,938
16	świętokrzyskie	190,20	5554	0,703

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z GUS

KWARTALNE PORÓWNANIE CEN

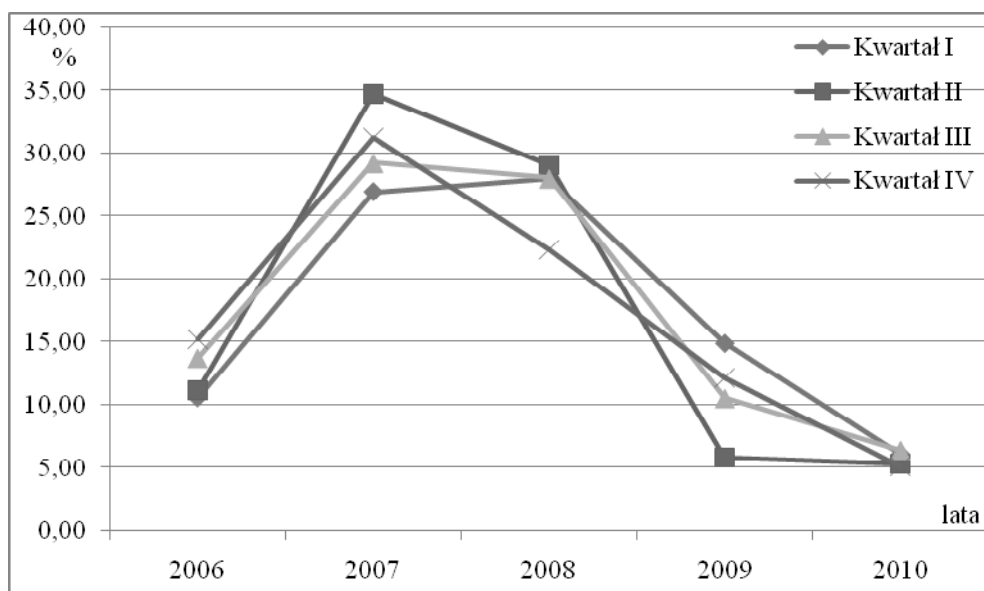
Na podstawie danych zostały obliczone przyrosty bezwzględne łańcuchowe dla poszczególnych kwartałów w latach 2005-2010. [Rys.5] Przedstawienie ich na wykresie pokazuje wyraźną sezonowość panującą na rynku ziemi rolniczej. Zmiany cen są bezpośrednim skutkiem zmian popytu i podaży na ziemię.

Rysunek 5. Przyrosty względne łańcuchowe cen użytków rolnych w Polsce [2005-2010], [kwartał do kwartału poprzedzającego w %]



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych pochodzących z GUS

Rysunek 6. Indeksy indywidualne łańcuchowe dla cen użytków rolnych w Polsce [2005-2010], [kwartał roku danego do kwartału roku poprzedzającego w %]



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych pochodzących z GUS

Corocznie największe przyrosty odnotowuje się w I kwartale roku, a zatem pojawia się wtedy największe zapotrzebowanie na ziemię. Kwartał II oraz IV są okresami niewielkich wzrostów, a kwartał III jest okresem spadków cen ziemi rolniczej. Te wahania sezonowe mają ścisły związek z cyklem produkcyjnym w rolnictwie: wiosną przed zasiewami pojawia się duże zapotrzebowanie na ziemię, a jesienią po zbiorach następuje wyzbywanie się zbędnych nieruchomości. Indeksy indywidualne łańcuchowe [Rys. 6] pokazują nam wahania roczne na rynku ziemi rolniczej, będące wypadkową ogólnej koniunktury rynkowej oraz zmieniającego się zapotrzebowania na ziemię rolniczą w poszczególnych regionach Polski. Widać tutaj wyraźnie, że do momentu rozpoczęcia kryzysu na rynkach finansowych następował systematyczny wzrost indeksów cenowych. Od III kwartału 2007 roku widzimy wyraźny spadek indeksów, który powinien być bardzo wyraźną przesłanką dla inwestorów do bardziej przemyślanych kroków.

PODSUMOWANIE

Ceny ziemi rolniczej od momentu wejścia Polski do Unii Europejskiej gwałtownie rosły, a przez wiele lat odbywało się to wręcz w tempie dwucyfrowym. Niniejsza analiza cen pokazuje, że niestety czas szybkich zysków na ziemi rolniczej się skończył. Szybkie wzrosty zostały przerwane przez kryzys finansowy. Mimo to ziemia rolnicza nadal jest jedną z najbardziej atrakcyjnych inwestycji alternatywnych na rynku, gwarantując bezpieczeństwo ulokowanego kapitału. Kolejnej fali gwałtownych wzrostów cen ziemi możemy spodziewać się po zakończeniu okresu przejściowego w obrocie gruntami rolnymi i leśnymi w 2016 roku, kiedy to obcokrajowcy nie będą już musieli ubiegać się o pozwolenie na zakup ziemi. Obecnie nabywcy, którzy zainwestowali w zbyt drogie działki, nie mają w planach sprzedaży, wyczekując bardziej sprzyjającego momentu, co powoduje stagnację na rynku. Należy pamiętać również o fakcie opracowywania przez gminy coraz większej ilości bardzo dokładnych planów zagospodarowania terenu. Plany te blokują możliwość przekwalifikowania gruntów na budowlane, co jeszcze kilka lat temu było głównym sposobem szybkiego zarobku dla funduszy inwestycyjnych. W związku z tym coraz trudniejszym staje się jednoznaczne stwierdzenie, że w skali kraju inwestycja w ziemię rolniczą jest bardziej opłacalna niż w inne rodzaje nieruchomości. Decyduje indywidualne studium przypadku wymagające bardzo często fachowej wiedzy, co dla wielu inwestorów nie posiadających takowej jest przeszkodą nie do przejścia. Po burzliwych ostatnich latach rynek polskiej ziemi rolniczej powoli dojrzewa, a sama ziemia przestaje być tylko narzędziem spekulacji, ale staje się faktycznie środkiem produkcji rolniczej. Powracają lata, kiedy to głównymi członkami rynku obrotu nieruchomościami rolniczymi są rolnicy, a nie spekulanci.

BIBLIOGRAFIA

- Bański J. (2007) Geografia rolnictwa Polski, PWE, Warszawa.
- Brzeski W.J. i in. (2008) Nieruchomości w Polsce. Pośrednictwo i zarządzanie. Kompendium, Europejski Instytut Nieruchomości, Warszawa–Kraków
- Foryś I., Putek-Szeląg E (2006) Metody statystyczne w analizie transakcji gruntami rolnymi w województwie zachodniopomorskim na przykładzie zasobu agencji nieruchomości rolnych [w] Prace Katedry Ekonometrii i Statystyki nr 17 [w] Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego nr 450, Szczecin.
- K. Kukula (2003) Elementy statystyki w zadaniach, PWN, Warszawa.
- Weil E. (2003) Determinanty kształtujące cenę ziemi rolnej [w.] Roczniki AR w Poznaniu CCCLVIII, Ekon. 2, Wydawnictwo AR w Poznaniu, Poznań.

STATISTICAL ANALYSIS OF LAND PRICES
IN POLAND (2005-2010)

Abstract: Entering into European Union and financial markets crisis left their stamps on Polish economy. Land market was influenced by these changes the most significantly since December 5, 1989, when new regulations concerning free transactions in land appeared. In the nineties farmland was treated as an additional superfluous ballast, however, together with Polish accession to EU it became one of the most popular alternative investments bringing profiteers huge profits in short term. Unfortunately, financial crisis trundling on the real estate market sadly revised investors' optimistic plans. Abortive investments in too expensive lands without possibility of being transformed into building terrains became problems to people without appropriate knowledge and skills who had wanted to earn quickly. Currently, despite of spreading fashion of land purchase, the market has been weakened significantly. It can be admitted that finally the farmers instead of profiteers are interested in land purchase, which is the beginning of situation stabilization and the first sign of market maturity.

Keywords: land, farmland, arable land, prices, statistical analysis

O JEDNOLITYM PODEJŚCIU DO RACHUNKU WARIACYJNEGO I STEROWANIA OPTYMALNEGO

Wiesław Grygierzec

Katedra Statystyki Matematycznej, Uniwersytet Rolniczy w Krakowie
e-mail: rrgrygie@cyf-kr.edu.pl

Streszczenie: Problemy *rachunku wariacyjnego* oraz *sterowania optymalnego* to z jednej strony dwie intensywnie rozwijane teorie matematyczne, z drugiej strony obie sprowadzają się do badania warunkowych zagadnień ekstremalnych. Zasada Lagrange'a pozwala zamienić poszukiwanie ekstremum warunkowego na poszukiwanie punktów stacjonarnych funkcji Lagrange'a. Idea ta może mieć zastosowania jeszcze w wielu zagadnieniach wychodzących poza pierwotne rozważanie jej twórcy.

Słowa kluczowe: rachunek wariacyjny, sterowanie optymalne, problemy ekstremalne, ekstrema warunkowe, mnożniki Lagrange'a, równanie Eulera-Lagrange'a, zasada maksimum Pontriagina

WSTĘP

Wzmianki o poszukiwaniach minimów i maksimów można już znaleźć w pracach Euklidesa, Apoloniusza i Archimedesza. Potrzeba rozwiązywania zagadnień ekstremalnych w decydujący sposób motywowała rozwój analizy matematycznej i rachunku wariacyjnego w okresie XVII i XVIII w. Na okres ten przypada odkrycie praw optyki i mechaniki. Rachunek wariacyjny stał się w tym okresie językiem, w którym były formułowane najważniejsze zasady z zakresu nauk przyrodniczych.

Począwszy od lat 50-tych ubiegłego stulecia w związku z pojawieniem się nowych zastosowań głównie z zakresu technologii przemysłowych, lotów kosmicznych oraz ekonomii, obserwujemy ponowny wzrost zainteresowania zagadnieniami ekstremalnymi. W szczególności pojawia się nowa teoria sterowania optymalnego.

Przedmiotem naszego artykułu jest przedstawienie wspólnego podejścia do zagadnień rachunku wariacyjnego oraz teorii sterowania optymalnego. W tym celu,

rozważmy funkcjonal $J : X \rightarrow R$, określony na przestrzeni Banacha X oraz niech $A \subset X$ będzie zbiorem domkniętym. Interesuje nas problem ekstremalny w postaci:

$$\begin{cases} J(x) \rightarrow \inf; \\ \Phi(x) = 0, \\ f_i(x) \leq 0, i \in I, \\ x \in A. \end{cases} \quad (1)$$

Jeżeli założymy, że $\exists c > 0$ takie, że

$$-\infty < c < J(x) \leq \infty \text{ dla } x \in A,$$

wówczas istnieje kres dolny

$$d := \inf_{x \in A} J(x).$$

Pojawiają się trzy istotne pytania dla matematyki i zastosowań:

1. Czy istnieje rozwiązanie $\hat{x} : J(\hat{x}) = d$ problemu (1)?
2. Czy $\hat{x}$ jest jedyne?
3. Jak znaleźć $\hat{x}$?

EKSTREMA FUNKCJONAŁÓW NA PRZESTRZENIACH BANACHA

Metoda mnożników Lagrange'a

Rozpocznijmy od ilustracji przykładu z analizy funkcji dwóch zmiennych, rozważmy problem:

$$\begin{cases} F(x, y) \rightarrow \min \\ \Phi(x, y) = 0 \end{cases} \quad (x, y) \in R^2$$

W metodzie *mnożników Lagrange'a* warunek konieczny dla ekstremum funkcji $F : R^2 \rightarrow R$ przy warunku $\Phi(x, y) = 0$ w punkcie (x_0, y_0) jest następującej postaci:

$$\begin{cases} F_x(x_0, y_0) + \lambda \Phi_x(x_0, y_0) = 0, \\ F_y(x_0, y_0) + \lambda \Phi_y(x_0, y_0) = 0, \end{cases} \quad \Phi(x_0, y_0) = 0 \quad (2)$$

Metoda *mnożników Lagrange'a* wykorzystuje fakt, że ekstremum warunkowe funkcji F może leżeć tylko w tych punktach, w których leży punkt stacjonarny zmodyfikowanej funkcji celu

$$L = F + \lambda \Phi,$$

zwanej *funkcją Lagrange'a*.

Operatory na przestrzeniach Banacha

Zajmiemy się znalezieniem odpowiednika warunku (2) w przypadku, gdy

X, Y są przestrzeniami Banacha. Przypomnijmy, że przestrzeń Banacha jest przestrzenią unormowaną, zupełną tzn. każdy ciąg Cauchy'ego jej elementów jest zbieżny do pewnego jej elementu, w szczególności jest przestrzenią nieskończenie wymiarową. Niech będą dane funkcjonal oraz operator:

$$F : X \rightarrow R, \quad \Phi : X \rightarrow Y.$$

Poszukujemy rozwiązania następującego problemu ekstremum warunkowego:

$$\begin{cases} F(x) \rightarrow \inf; \\ \Phi(x) = 0, x \in X. \end{cases} \quad (3)$$

Przypomnijmy jeszcze definicje operatora *sprzężonego* oraz pochodnej na przestrzeniach Banacha. Niech będzie dany operator liniowy i ograniczony

$$A : X \rightarrow Y.$$

Definicja operatora sprzężonego

X^*, Y^* – przestrzenie sprzężone do przestrzeni Banacha X, Y :

X^* - zbiór funkcjonałów liniowych ograniczonych określonych w X

$f \in X^* \Leftrightarrow f : X \rightarrow R$ liniowy, ograniczony;

Y^* - zbiór funkcjonałów liniowych ograniczonych określonych w Y

$g \in Y^* \Leftrightarrow g : Y \rightarrow R$ liniowy, ograniczony;

Niech dany będzie $y^* \in Y^*, y^* : Y \rightarrow R$ - funkcjonal liniowy, ograniczony.

Zdefiniujemy funkcjonal $f : X \rightarrow R$ -liniowy ograniczony wzorem:

$$f(x) = y^*(Ax).$$

Dzięki operatorowi A możemy zdefiniować nowy operator:

$$Y^* \ni y^* \rightarrow f = (y^* \circ A) \in X^*.$$

Tym operatorem jest właśnie *operator sprzężony* dla danego operatora liniowego, ograniczonego A :

$$A^* : X^* \rightarrow Y^*$$

$$A^* y^* = y^* \circ A$$

$$y^* \circ A = A^* y^* \text{ czyli } y^*(Ax) = (A^* y^*)(x)$$

Dla oznaczenia wartości funkcjonału na argumencie powszechnie używa się symbolu $\langle \cdot, \cdot \rangle$, tzn. mamy:

$$\langle y^*, Ax \rangle = \langle A^* y^*, x \rangle,$$

$$\langle Ax, y^* \rangle = \langle x, A^* y^* \rangle.$$

Definicja Pochodnej

Niech $\Phi : X \rightarrow Y$. Mówimy, że Φ jest różniczkowalne w $x_0 \in X$ w sensie Frecheta, jeżeli istnieje operator liniowy ograniczony $A(x_0) : X \rightarrow Y$ taki, że

$$\lim_{h \rightarrow 0} \frac{\|\Phi(x_0 + h) - \Phi(x_0) - A(x_0).h\|}{\|h\|} = 0,$$

wtedy operator $A(x_0)$ nazwiemy *pochodną* Φ w punkcie x_0 i oznaczamy $\Phi'(x_0)$

$$A(x_0) = \Phi'(x_0) \in \mathcal{L}(X, Y).$$

Extrema funkcjonalów, równanie Eulera-Lagrange'a

Obecnie znajdziemy odpowiednik zasady mnożników Lagrange'a (2) czyli tzw. *równanie Eulera-Lagrange'a* dla warunkowych ekstremów rachunku wariacyjnego. Równania te są naturalnym uogólnieniem metody mnożników Lagrange'a i stoi ona u podstaw ich uzyskania. Zdefiniujemy następującą *funkcję Lagrange'a* dla problemu (3)

$$\mathcal{L}(x, \lambda, y^*) = \lambda F(x) + \langle y^*, \Phi(x) \rangle, \quad (4)$$

gdzie $\lambda \in R$, $y^* \in Y^*$ nazwiemy *mnożnikami Lagrange'a*.

Twierdzenie 1 Załóżmy, że funkcje F i Φ są klasy C^1 w otoczeniu punktu $x_0 \in X$, $\Phi(x_0) = 0$ oraz niech obraz X poprzez odwzorowanie: $\{x \rightarrow \Phi'(x_0)x\}$ będzie domknięty. Jeżeli funkcjonal F osiąga na zbiorze $\{x \in X : \Phi(x) = 0\}$ minimum lokalne w x_0 wówczas istnieją mnożniki *Lagrange'a* $(\lambda, y^*) \neq (0, 0)$ takie, że zachodzi równanie Eulera Lagrange'a:

$$L_x(x, \lambda, y^*) = \lambda F'(x_0) + [\Phi'(x_0)]^* y^* = 0, \text{ (tożsamość w } X^*)$$

czyli

$$\lambda[F'(x_0)](x) + [\Phi'(x_0)]^*(y^*)(x) = 0 \quad \forall x \in X,$$

powyżej $\mathcal{L}_x$ oznacza pochodną cząstkową $\mathcal{L}$ względem x , tzn.

$$\mathcal{L}_x(x, \lambda, y^*) = \frac{\partial}{\partial x} \mathcal{L}(x, \lambda, y^*).$$

Twierdzenie 1 mówi, że poszukiwanie rozwiązania problemu ekstremalnego (3) z warunkami możemy ograniczyć do punktów stacjonarnych odpowiedniej *funkcji Lagrange'a* (4). Jest to zasadnicza korzyść, gdyż np. w sytuacji przestrzeni skończonej wymiarowych $X = R^n$, $Y = R^m$ wystarczy zadanie sprowadza się do rozwiązania układu $m+n$ równań z $m+n$ niewiadomymi.

Abstrakcyjny problem sterowania, równanie Eulera-Lagrange'a.

Niech będą dane przestrzenie Banacha: Y, U, V , będziemy rozważać szczególną postać przestrzeni X :

$$X = Y \times U,$$

gdzie Y -przestrzeń stanów, U -przestrzeń sterowań. Zakładamy, że dane są funkcjonal J i operator Φ :

$$J : Y \times U \rightarrow R,$$

$$\Phi : Y \times U \rightarrow V,$$

dodatkowo $U_\partial \subset U$ - podzbiór wypukły, niepusty. Rozważamy problem ekstremalny:

$$\begin{cases} J(y, u) \rightarrow \inf; \\ \Phi(y, u) = 0, \quad u \in U_\partial. \end{cases} \quad (5)$$

Zdefiniujemy następującą funkcję Lagrange'a:

$$\mathcal{L}(y, u, \lambda, y^*) = \lambda J(y, u) + \langle p, \Phi(y, u) \rangle,$$

$$\lambda \in R_+, \quad p \in V^*.$$

Twierdzenie 1 będzie miało teraz następującą wypowiedź: jeżeli para $(\hat{y}, \hat{u}) \in Y \times U$ jest rozwiązaniem problemu (5) wówczas przy pewnych dodatkowych założeniach regularnościowych (ze względu na ich techniczny charakter nie podajemy ich tutaj w całości)

$$\exists (\lambda, p) \in R_+ \times V^* \setminus \{0\} \text{ takie, że}$$

$$\langle L'_y(\hat{y}, \hat{u}, \lambda, p), h \rangle = 0 \text{ dla dowolnego } h \in Y,$$

$$\langle L'_u(\hat{y}, \hat{u}, \lambda, p), u - \hat{u} \rangle \geq 0 \text{ dla dowolnego } u \in U_\partial.$$

WARUNEK KONIECZNY EKSTREMUM W RACHUNKU WARIACYJNYM I STEROWANIU OPTYMALNYM

Problem rachunku wariacyjnego i sterowania optymalnego.

W dalszych rozważaniach zmienna $t \in [0, T]$ będzie reprezentowała czas. Dodatkowo będziemy rozważali dwie grupy zmiennych

$$x = (x_1, \dots, x_n) \in R^n \text{ zmienne stanu,}$$

$$u = (u_1, \dots, u_r) \in R^r \text{ sterowanie.}$$

Zdefiniujemy funkcjonal

$$J(x, u) = \int_0^T f(t, x(t), u(t)) dt + \Psi(x(T)).$$

Będziemy rozważali następujący problem.

Problem Lagrange'a dla rachunku wariacyjnego.

$$\begin{cases} J(x(\cdot), u(\cdot)) = \int_0^T f(t, x(t), u(t)) dt \rightarrow \inf; \\ \dot{x} = \varphi(t, x, u), \\ h_0(x(0)) = 0, h_1(x(T)) = 0, \end{cases} \quad (6)$$

gdzie

$$f: R \times R^n \times R^r \rightarrow R, \quad \varphi: R \times R^n \times R^r \rightarrow R^n, \\ h_i: R^n \rightarrow R^{s_i}, \quad i = 0, 1.$$

O funkcjach zakładamy, że są różniczkowalne w sposób ciągły. Zdefiniujmy *Lagrangian*:

$$L(t, x, \dot{x}, u, p, \lambda) = \lambda f(t, x, u) + (p | \dot{x} - \varphi(t, x, u)), \quad (7)$$

oraz *funkcję Lagrange'a* $\mathcal{L} = \mathcal{L}(x(\cdot), u(\cdot), p(\cdot), l_0, l_1, \lambda)$.

$$\begin{aligned} \mathcal{L} &= \int_0^T L(t, x(t), \dot{x}(t), u(t), p(t), \lambda) dt + \\ &+ (l_0 | h_0(x(0))) + (l_1 | h_1(x(T))), \end{aligned} \quad (7')$$

gdzie przez $(\cdot | \cdot)$ oznaczamy iloczyn skalarny w R^m , $m = n, s_i, i = 1, 2$ w zależności od kontekstu.

Twierdzenie 2. Jeżeli para $(x_*(\cdot), u_*(\cdot))$ jest rozwiązaniem problemu (6) wówczas istnieją mnożniki Lagrange'a: $\lambda \geq 0, l_i \in R^{s_i}, i = 0, 1$ oraz $p(\cdot) \in C_1^n(0, T)$, nie wszystkie równe zero oraz spełniające:

a) równanie Eulera względem zmiennej x

$$\left(-\frac{d}{dt} L_{\dot{x}} + L_x \right) \Big|_{(x_*(t), u_*(t))} = 0, \quad (8)$$

z warunkami brzegowymi:

$$\begin{aligned} L_{\dot{x}} |_{(x_*(0), u_*(0))} &= h_0'^*(x_*(0)) l_0, \\ L_{\dot{x}} |_{(x_*(T), u_*(T))} &= h_1'^*(x_*(T)) l_1; \end{aligned} \quad (9)$$

b) równanie Eulera względem zmiennej u

$$L_u |_{(x_*(t), u_*(t))} = 0; \quad (10)$$

Równania (8), (10) są kolejnymi odpowiednikami warunku (2) dla ekstremum warunkowego. Biorąc pod uwagę (7) równanie (8) z warunkami brzegowymi (8) można zapisać jako równanie różniczkowe z warunkami brzegowymi.

$$\begin{cases} -\dot{p}(t) = \varphi_x^*(t, x_*(t), u_*(t))p(t) + \lambda f_x^*(t, x_*(t), u_*(t)); \\ p(t_0) = h_{0x}^*(t_0, x_*(t_0))l_0, \\ p(t_1) = h_{1x}^*(t_1, x_*(t_1))l_1. \end{cases}$$

Natomiast równanie (10) przyjmie postać

$$\varphi_u^*(t, x_*(t), u_*(t))p = \lambda f_u^*(t, x_*(t), u_*(t)).$$

Rozwiązanie powyższych równań różniczkowych oznacza znalezienie mnożników Lagrange'a. W szczególności mnożnik $p(t)$ w przypadku zagadnień ekonomicznych posiada dodatkowo interpretację jako tzw. *shadow price*.

Twierdzenie 2 to kolejna postać zasady Lagrange'a, w jej myśl zdefiniowanie funkcji Lagrange'a (7') pozwala nam sprowadzić badanie problemu warunkowego ekstremum (6) do badania ekstremum

$$L \rightarrow \inf,$$

bez dodatkowych warunków.

Zasada maksimum Pontriagina dla sterowania optymalnego.

$$\begin{cases} J(x(\cdot), u(\cdot)) = \int_0^T f(t, x(t), u(t))dt \rightarrow \inf; \\ \dot{x} = \varphi(t, x, u), \\ u \in U \subset R^r, \\ h_0(x(0)) = 0, h_1(x(T)) = 0. \end{cases} \quad (11)$$

gdzie

$$f: R \times R^n \times R^r \rightarrow R, \quad \varphi: R \times R^n \times R^r \rightarrow R^n \\ h_i: R^n \rightarrow R^{s_i}, \quad i = 0, 1$$

O funkcjach zakładamy, że są różniczkowalne w sposób ciągły. Rozważmy funkcję:

$$H(t, x, u, p, \lambda) = \lambda f(t, x, u) + (p | \varphi(t, x, u)),$$

($p \in R^n$, $\lambda \in R_+$) oraz definiujemy funkcję zwaną *Hamiltonianem*:

$$\mathcal{H}(t, x, p, \lambda) = \sup_{u \in U} H(t, x, u, p, \lambda).$$

Twierdzenie 3 (Zasada maksimum Pontriagina)

Jeżeli $(x_*(\cdot), u_*(\cdot))$ jest rozwiązaniem problemu (11) określonym na przedziale $[t_{0*}, t_{1*}]$ wówczas istnieją $\lambda \geq 0, l_i \in R^{s_i}, i = 0, 1$ oraz $p(\cdot) \in C_1^n(0, T)$, nie wszystkie równe zero, takie że:

- a) $p(t)$ spełnia równanie sprzężone

$$\dot{p} = -H_x = -\varphi_x^*(t, x_*(t), u_*(t))p + \lambda f_x^*(t, x_*(t), u_*(t)),$$

z warunkami

$$p(t_{0*}) = h_{0x}^*(t_{0*}, x_*(t_{0*}))l_0,$$

$$p(t_{1*}) = h_{1x}^*(t_{1*}, x_*(t_{1*}))l_1;$$

- b) dla p.w. $t \in [t_{0*}, t_{1*}]$

$$\begin{aligned} H(t, x_*(t), u_*(t), p(t), \lambda) &= \max_{u \in U} H(t, x_*(t), u, p(t), \lambda) = \\ &= \mathcal{H}(t, x_*(t), p(t), \lambda); \end{aligned}$$

- c) Hamiltonian $\mathcal{H}(t, x_*(t), p(t), \lambda)$ jest ciągły na przedziale $[t_{0*}, t_{1*}]$

oraz spełnia warunki brzegowe

$$\mathcal{H}(t_{0*}, x_*(t_{0*}), p(t_{0*}), \lambda) = (h_{0t}^*(t_{0*}, x_*(t_{0*})) | l_0),$$

$$\mathcal{H}(t_{1*}, x_*(t_{1*}), p(t_{1*}), \lambda) = (h_{1t}^*(t_{1*}, x_*(t_{1*})) | l_1);$$

Zasada maksimum Pontriagina to w pewnym sensie jeszcze jedna forma uogólnienia zasady Lagrange'a na sytuacje sterowania optymalnego. W myśl tej zasady warunek konieczny ekstremum warunkowego w problemie sterowania optymalnego (11) pokrywa się z warunkiem koniecznym ekstremum odpowiednio zdefiniowanej funkcji Lagrange'a. Można zatem poszukiwać rozwiązania problemu sterowania optymalnego wśród punktów stacjonarnych tej funkcji.

Autor pragnie wyrazić wdzięczność Profesorowi Bolesławowi Szafirskiemu za inspiracje i wiele cennych uwag przy redakcji niniejszego artykułu.

BIBLIOGRAFIA

- Fleming W.H., Rishel R.W. (1975) Deterministic and Stochastic Optimal Control, Springer-Verlag
- Fursikov A.V. (2000) Optimal Control of Distributed Systems, Theory and Applications. Americal Mathematical Society.
- Ioffe A.D., Tihomirov V.M. (1979) Theory of Extremal Problems, North-Holland Publishing Company.
- Vinter R. (2000) Optimal Control, Birkhauser.
- Szafirski B. (2012) Notatki z seminarium prowadzonym w IM Uniwersytetu Jagiellońskiego, Materiały nie publikowane.

UNIFIED APPROACH TO CALCULUS OF VARIATIONS AND OPTIMAL CONTROL

Abstract: Calculus of variations and optimal control theory are on one hand side intensively developing mathematical theories on the other at the center of both of them lies investigating of extremal problems. In connection with extremal problems there naturally arise questions important for mathematics and applications: 1) does there exist a solution of the problem? 2) is the solution unique? 3) how to really find the solution? For problems with constraints, a general principle was proposed by Lagrange. This idea can be generalized far beyond the limits of the problems that he considered. In the paper we present unified formulation of problems of calculus of variations and optimal control in connection with Lagrange principle.

Key words: calculus of variations, optimal control, extremal problems with constraints, Lagrange multipliers, Euler-Lagrange equation, Pontryagin maximum principle

W SPRAWIE ZASADNICZEJ PROPORCJI GOSPODARCZEJ

Józef Hozer

Katedra Ekonometrii i Statystyki, Uniwersytet Szczeciński
e-mail: hozer@wneiz.pl

Streszczenie: Pomiędzy liczbą gospodarstw domowych a liczbą podmiotów gospodarczych zachodzi proporcja 5:1. Proporcję tę nazywamy „quantum satis”.

Słowa kluczowe: właściwa proporcja, współlistnienie

W pracy [Hozer, Hozer 1989] postawiono tezę o potrzebie kreowania miliona firm w polskiej gospodarce. W tamtym czasie funkcjonowało około 0,5 mln firm oraz 2,3 mln gospodarstw rolnych. W pracy [Hozer 2003] podnosi się, że w przeciwieństwie do USA i UE, w Polsce ma miejsce odwrotna proporcja między ilością firm i farm. W USA i UE było więcej firm niż farm (razem na prawie 600 mln ludności), a w Polsce odwrotnie. Podobnie było we wszystkich państwach tzw. Europy Środkowo-Wschodniej. Wpływało to na tempo rozwoju gospodarczego państw tzw. „demo-ludów”. W pracy [Hozer 2003] postawiono tezę o „quantum satis” w zakresie liczby firm i liczby gospodarstw domowych w skali kraju, a także w skali regionu. Na podstawie prawidłowości występującej dla 600 mln mieszkańców, właściwą proporcję pomiędzy liczbą gospodarstw domowych a liczbą firm, określono na poziomie 5.

Obecnie tę właściwą proporcję rozszerzamy na wszystkie podmioty gospodarcze, czyli firmy i farmy. Stawiamy tezę o potrzebie budowania takiej struktury gospodarki, w której liczba gospodarstw domowych jest pięciokrotnie wyższa od liczby firm i farm razem wziętych. Taką proporcję określamy mianem właściwej („quantum satis”):

$$\alpha = \frac{\text{liczba gospodarstw domowych } (Y)}{\text{liczba firm } (X_1) + \text{liczba farm } (X_2)} \quad (1)$$

gdzie, zgodnie ze wzorem (1), dla $\alpha = 5$, proporcja jest właściwa.

Poniższa tabela przedstawia proporcje pomiędzy liczbą gospodarstw domowych, a liczbą firm i farm dla USA, UE i Polski w 1992 roku:

Tabela 1. Proporcje pomiędzy liczbą gospodarstw domowych, a liczbą firm i farm dla USA, UE i Polski w 1992 roku

Kraj	Liczba gospodarstw domowych [mln]	Liczba firm [mln]	Relacja	Liczba farm [mln]	$\alpha = \frac{\text{liczbagospodarstw domowych}(Y)}{\text{liczbafirm}(X_1) + \text{liczbafarm}(X_2)}$
Polska	12,5	1,6	<	2,3	3,20
UE	110	13,5	>	8,5	5,00
USA	90,0	17,0	>	2,2	4,70

Źródło: [Hozer 2003], str. 142

Proporcje te dla Polski w 2010 roku podano w kolejnej tabeli:

Tabela 2. Proporcje pomiędzy liczbą gospodarstw domowych, a liczbą firm i farm dla Polski w 2010 roku

Liczba gospodarstw domowych [mln]	Liczba firm [mln]	Relacja	Liczba farm [mln]	$\alpha = \frac{\text{liczbagospodarstw domowych}(Y)}{\text{liczbafirm}(X_1) + \text{liczbafarm}(X_2)}$
14,5	2,1	>	1,5	4,03

Źródło: obliczenia własne na podstawie Rocznika Statystycznego GUS, Warszawa 2009, [Zawisza 2010], [Jóźwiak 2012], [www.stat.gov.pl, Założenia ...]

Widzimy, że proporcje polskie zbliżają się do liczby 5. Zmniejsza się liczba gospodarstw rolnych, a liczba czynnych firm wynosi 2,1.

Warto tutaj nadmienić o potrzebie uaktualnienia ewidencji podmiotów gospodarczych. Uczyni to zapewne Centralna Ewidencja i Informacja o Działalności Gospodarczej (CEIDG) działająca od początku bieżącego roku.

Rozpatrywana proporcja jest proporcją pomiędzy zjawiskami współlistniejącymi:

$$Y = \alpha \cdot X,$$

$$\text{gdzie: } X = X_1 + X_2,$$

czyli między zmiennymi zachodzi związek zwrotny, w odróżnieniu od związków celowych czy też przyczynowych. W przypadku związku przyczynowego stawiamy pytanie – dlaczego? W przypadku związku celowego pytanie brzmi – po co? W przypadku związku współlistnienia pytanie brzmi – co z czym? Rozróżnianie tych związków jest ważne z epistemologicznego punktu widzenia.

Gospodarstwa domowe współlistnieją z podmiotami gospodarczymi, czyli z firmami i farmami, a podmioty gospodarcze nie mogą istnieć bez gospodarstw

domowych. Ważna zatem jest demografia, a więc liczba ludności, z której powstają gospodarstwa domowe i podmioty gospodarcze.

Relacja:

$$L \Rightarrow Y \Rightarrow X$$

opisana jest w pracy [Hozer 2003]. Wykazano tam, że:

$$Y = 5 \cdot X.$$

Dla nowoczesnej, żywotnej gospodarki proporcja ta, oczywiście zachodzi dla firm i farm łącznie:

$$X = X_1 + X_2.$$

W pracach wcześniejszych proporcję tę odnosiliśmy do gospodarstw domowych i firm. Obecnie rozszerzamy regułę $\alpha = 5$ na farmy. Nawiasem mówiąc, należy tu uwzględnić jeszcze liczbę instytucji, które odgrywają tym ważniejszą rolę, im bardziej opóźniony jest rozwój kraju. Zazwyczaj liczba instytucji, na tle liczby firm i farm jest niewielka, stąd pomijamy ją w budowaniu teorii o „quantum satis” w gospodarce.

Konkludując, w Polsce, wg danych z ZUS, mamy 2,1 mln czynnych firm i 1,5 mln farm. Struktura tych podmiotów poprawia się z roku na rok. Systematycznie zmniejsza się ilość farm (z 2,1 mln w 1992 roku do 1,5 mln w 2010 roku). Wskaźnik proporcjonalności α wzrósł z 3,20 w 1992 roku, do wartości 4,03 w 2010 roku, co świadczy o obserwowanym postępie w sferze zasadniczej proporcji gospodarczej w Polsce.

BIBLIOGRAFIA

- Fandrejewska A. (2011) Kryzys wymusił przedsiębiorczość Polaków, Rzeczpospolita – Ekonomia & Rynek nr 14 (8830), sekcja B z 19.01.2011 roku.
- Hozer E., Hozer J. (1989) Przyczyny i skutki kryzysu gospodarczego w Polsce, Wektory gospodarki, PTE, Nr 5.89 (67), Warszawa.
- Hozer J. (2003) Tempus locus homo casus et fortuna regit fatum, Instytut Analiz, Diagnoz i Prognoz Gospodarczych, Katedra Ekonometrii i Statystyki Uniwersytetu Szczecińskiego, Oficyna „in Plus”, Szczecin.
- Jóźwiak Z. (2012) Dziurawy rejestr utrudnia odnalezienie firm, Rzeczpospolita – dodatek Prawo i Praktyka nr 24 (9144), z 30.01.2012 roku.
- Mazurkiewicz P (2011) W Polsce ubywa firm najszybciej na Mazowszu, Rzeczpospolita – Ekonomia & Rynek nr 197 (9013), sekcja B z 25.08.2011 roku.
- Rocznik Statystyczny GUS, Warszawa, 2009.

Zawisza I. (2010) Prognoza gospodarstw domowych według województw na lata 2008 - 2035, GUS.

Założenia prognostyczne i wyniki prognozy na lata 2008 - 2035 na stronie internetowej GUS, www.stat.gov.pl.

Wstępne wyniki powszechnego spisu rolnego 2010, (2011) GUS, Warszawa.

REGARDING TO PRINCIPAL ECONOMIC PROPORTION

Abstract: There is a 5:1 ratio between the number of households and business entities. This ratio is considered “quantum satis”.

Key words: proper proportion, coexistence

OCENA PRZYDATNOŚCI WYBRANYCH METOD WAP W ANALIZIE SAMODZIELNOŚCI FINANSOWEJ GMIN

Monika Jaworska

Katedra Statystyki Matematycznej, Uniwersytet Rolniczy w Krakowie
e-mail: rrjawors@cyf-kr.edu.pl

Artur Jacek Kożuch

Katedra Ekonomiki i Organizacji Rolnictwa, Uniwersytet Rolniczy w Krakowie
e-mail: ajkozuch@ar.krakow.pl

Streszczenie: W badaniu zastosowania metod wielowymiarowej analizy porównawczej w ocenie samodzielności gmin miejsko-wiejskich w Polsce wschodniej dokonano oceny dwóch wybranych metod, tj. metody miary rozwoju Helwiga i bezwzorcowej metody agregacji zmiennych. Dobór metod wynika z założenia, że dają one możliwość wyrażenia liczego zbioru wskaźników charakteryzujących poziom samodzielności finansowej za pomocą jednej zmiennej zagregowanej, co umożliwia uporządkowanie analizowanych obiektów. W opracowaniu pojęto próbę ustalenia, czy stosowane metody badania samodzielności finansowej różnicują wartości uzyskanych wyników oraz, czy istnieje uzasadnienie dla wyboru jednej z nich, jako zabezpieczającej wysoką jakość rozważań o badanym zjawisku.

Słowa kluczowe: samodzielność finansowa gminy, miara syntetyczna, wielowymiarowa analiza porównawcza, Polska wschodnia

WSTĘP

Działalność jednostek samorządu terytorialnego (JST) podlega coraz większemu oddziaływaniu globalizacji i konkurencji. Z tego powodu coraz większego znaczenia nabiera poszukiwanie rozwiązań usprawniających zaspokajanie potrzeb społecznych, w szczególności w regionach o relatywnie niższym poziomie rozwoju gospodarczego. Wiąże się to z potrzebą ukierunkowywania działań na problematykę niedostatku zasobów oraz poszukiwanie odpowiednich koncepcji rozwojowych.

Jedną z istotnych wielkości charakteryzujących możliwości rozwojowe gmin jest samodzielność finansowa JST, która uniezależnia jednostki samorządu od kondycji finansowej państwa oraz pozwala podejmować decyzje dotyczące alokacji zasobów, przy zapewnieniu ich ukierunkowania na występujące w danych regionach rzeczywiste potrzeby społeczne.

Wykorzystanie w koncepcjach rozwoju lokalnego samodzielności finansowej jest zatem warunkiem zapewnienia celowości prowadzonych działań oraz użyteczności efektów końcowych. Jest to jednocześnie przyczyna poszukiwania takich metod oceny samodzielności, które będą stanowiły rzetelną i prawidłową informację, służącą wskazaniu odpowiednich, z punktu widzenia jej poziomu, jednostek samorządowych.

Celem opracowania jest próba ustalenia, czy stosowane w badaniach samodzielności finansowej gmin metody WAP różnicują wartości uzyskanych wyników oraz, czy istnieje uzastanienie dla wyboru jednej z nich, jako zabezpieczającej jakość informacji o badanym zjawisku.

W badaniach wykorzystano dane statystyki masowej charakteryzujące samodzielność finansową gmin miejsko-wiejskich Polski wschodniej. Rozważaniami objęto wyniki uzyskane z wykorzystaniem metody miary rozwoju Helwiga i bezwzorcowej metody agregacji zmiennych.

SAMODZIELNOŚĆ FINANSOWA JAKO CECHA CHARAKTERYZUJĄCA JEDNOSTKI SAMORZĄDU TERYTORIALNEGO

Samodzielność jednostek samorządu terytorialnego jest wynikiem decentralizacji władzy publicznej i zależy od sposobu, w jaki uregulowany został prawem ich ustrój, zadania, majątek i finanse oraz nadzór państwa.

Samodzielność finansowa jest jedną z konstytutywnych cech samorządu terytorialnego. Jej pojęcie wywodzi się z filozofii nakazującej zapewnienie jednostkom samorządu terytorialnego takiego poziomu dochodów, który pozwala na realizację powierzonych im zadań, a jednocześnie pozostawia swobodę w kształtowaniu wydatków i tworzy odpowiednie gwarancje formalne i proceduralne [Drwiłło, Gliniecka 1997]. Samodzielność finansowa gmin wynika przede wszystkim z art. 167 Konstytucji, który często wymieniany jest jako jedna z podstawowych gwarancji samodzielności gmin.

Samodzielność finansowa w wymiarze lokalnym jest wyznaczana przez przyznane prawnie źródła dochodów, które spełniają kilka podstawowych warunków. W szczególności wymagane jest by były one odpowiednio wydajne, nie ograniczały usankcjonowanej prawnie samodzielności JST i sprzyjały rozwijaniu aktywności w realizacji użytecznych publicznie działań. Krótkookresową gwarancję samodzielności można też znaleźć w art. 51 ustawy o finansach publicznych [Dz. U. z 2009 roku, nr 156 poz. 1240], który stwierdza, że zamieszczenie w budżecie państwa dochodów z określonych źródeł i wydatków

na określone cele stanowi dla jednostek samorządu terytorialnego podstawę do odpowiednio uzasadnionych roszczeń.

Niezależnie od sposobu definiowania pojęcia samodzielności, za uniwersalne czynniki określające jej zakres uznaje się: [Chojna-Duch 2001]

- wielkość gwarantowanych przez państwo i pozyskanych z innych źródeł zasobów pieniężnych, które mogą być swobodnie rozdysponowywane przez jednostki samorządu terytorialnego,
- zakres swobody w określaniu metod, form i struktury organizacyjnej, które pozwolą na racjonalizację działań jednostki,
- zakres swobody w planowaniu budżetowym oraz organizacji i wykonaniu budżetów.

Przeprowadzone rozważania pozwalają uznać za słuszne spostrzeżenie J. Oniszcuka [2002], uznającego, że zakres samodzielności finansowej jednostek samorządu terytorialnego obejmuje w szczególności prawo do prowadzenia gospodarki finansowej, tj. pobierania ustawowo określonych dochodów oraz prawo do dysponowania nimi w granicach określonych przez system prawny.

Do najczęściej wykorzystywanych mierników samodzielności finansowej JST należą: [Jastrzębska 2004]

- dochody i wydatki JST w relacji do dochodów i wydatków budżetu państwa,
- dochody i wydatki JST w relacji do dochodów i wydatków publicznych,
- dochody i wydatki JST w relacji do PKB,
- dochody własne do dochodów ogółem,
- dochody podatkowe do dochodów ogółem,
- dochody z majątku w relacji do dochodów ogółem,
- wydatki inwestycyjne w relacji do dochodów ogółem.

Przyjęty zestaw wskaźników pokazuje, że do ustalania samodzielności finansowej częściej wykorzystywane są wskaźniki, których konstrukcja skupiona jest na dochodowej stronie budżetu JST [Roman 2000], przy czym pierwsze trzy wskaźniki przedstawiają odniesienie samodzielności finansowej jednostki na tle całego sektora finansów publicznych, a pozostałe precyzują informację o samodzielności danej jednostki samorządowej.

MATERIAŁ I METODA ANALIZY

Analizę przeprowadzono na podstawie danych pochodzących z banku danych regionalnych GUS (www.stat.gov.pl data pobrania wrzesień 2011).

Z listy potencjalnych zmiennych opisujących badane zjawisko do oceny wykorzystano zmienne diagnostyczne $X_1 - X_6$, obejmujące:

- dochody budżetowe ogółem (X_1),
- udział dochodów własnych w dochodach ogółem (X_2),

- udział dochodów majątkowych w dochodach ogółem (X_3),
- wynik budżetu (X_4),
- udział wydatków inwestycyjnych w wydatkach ogółem (X_5),
- udział wydatków bieżących w wydatkach ogółem (X_6).

Przyjęte do analizy zmienne można zakwalifikować do zbioru stymulant. Zmienne diagnostyczne przyjęte do badań spełniają podstawowe kryterium doboru zmiennych do opisu złożonego zjawiska: $V(X_j) > 0,1$ oraz $A(X_j) \geq 1,2$, gdzie $V(X_j)$ to współczynnik zmienności i $A(X_j)$ to współczynnik względnej amplitudy wahań. [Kukuła 2000]. Podstawowe charakterystyki przyjętych zmiennych diagnostycznych służących opisowi samodzielności finansowej gmin przedstawiono w tabeli 1.

Tabela 1. Statystyczna charakterystyka cech

cecha	$\max_i x_{ij}$	$\min_i x_{ij}$	$\bar{x}$	$V(X_j)$
X_1	74 525 740,73	5 558 347,35	29 386 826,46	0,50
X_2	0,68	0,17	0,38	0,29
X_3	4,15	0,01	0,19	1,96
X_4	10 015 939,36	-10 861 567,74	319 655,20	7,85
X_5	0,40	0,02	0,15	0,49
X_6	1,11	0,60	0,84	0,09

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS

Dane statystyczne na podstawie, których przeprowadzona zostanie analiza tworzą macierz:

$$[x_{ij}] = \begin{bmatrix} x_{11} & x_{12} & \dots & x_{1s} \\ x_{21} & x_{22} & \dots & x_{2s} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ x_{n1} & x_{n2} & \dots & x_{ns} \end{bmatrix} \quad (1)$$

gdzie x_{ij} oznacza wartość cechy X_j dla i -tego obiektu przestrzennego.

Wybrano dwie metody konstrukcji zmiennej syntetycznej i porównano otrzymane według nich wyniki. Wykorzystano metodę miary rozwoju Helwiga i bezwzorcową metodę agregacji zmiennych.

Miara rozwoju Hellwiga

W celu wyznaczenia zmiennej syntetycznej, która umożliwi dokonanie oceny obiektów, należy dokonać normalizacji zmiennych.

Dla potrzeb analizy zestaw danych poddano normalizacji metodą standaryzacji. Dokonano tego zgodnie z formułą:

$$z_{ij} = \frac{x_{ij} - \bar{x}_j}{S_j}, \quad \begin{matrix} i = 1, 2, \dots, n \\ j = 1, 2, \dots, s \end{matrix} \quad (2)$$

gdzie:

$$\bar{x} = \frac{\sum_{i=1}^m x_{ij}}{m} \quad S_j = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^m (x_{ij} - \bar{x})^2}{m}} \quad (3)$$

W wyniku przeprowadzonej normalizacji wartości cech badanej zbiorowości otrzymano macierz znormalizowanych wartości cech. Na ich podstawie skonstruowano abstrakcyjny obiekt P_0 , nazwany wzorcem rozwoju o współrzędnych:

$$Z_{ij} = \begin{cases} \max Z_{ij}, & \text{gdy } j \in S (j = 1, 2, \dots, n) \\ \min Z_{ij}, & \text{gdy } j \in D \end{cases} \quad (4)$$

gdzie:

S – zbiór stymulant,

D – zbiór destymulant,

Z_{ij} - unormowana wartość j-tej zmiennej w i-tej jednostce.

Odległość pomiędzy poszczególnymi obiektami a obiektem P_0 oznaczone C_{i0} , oblicza się według wzoru:

$$C_{i0} = \sqrt{\sum_{j=1}^n (z_{ij} - z_{0j})^2} \quad i = (1, 2, \dots, n) \quad (5)$$

następnie oblicza się miernik rozwoju:

$$d_i = 1 - \frac{C_{i0}}{C_0} \quad (6)$$

gdzie:

$$C_0 = \bar{C}_0 + 2S_0 \quad (7)$$

oraz

$$\bar{C}_0 = \frac{\sum_{i=1}^m C_{i0}}{m} \quad S_0 = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^m (C_{i0} - \bar{C}_0)^2}{m}} \quad (8)$$

Bezwzorcowa metoda agregacji zmiennych

Wartości zmiennej syntetycznej wyznaczone są poprzez agregację uprzednio znormalizowanych zmiennych wejściowych według wzoru:

$$Q_i = \sum_{j=1}^s \omega_j z_{ij} \quad (i = 1, 2, \dots, n) \quad (9)$$

gdzie:

Q_i - wartość zmiennej syntetycznej dla i-tego obiektu,

ω_j - waga j-tej zmiennej diagnostycznej,

z_{ij} - wartość zmiennej znormalizowanej.

Normalizacji zmiennej dokonano metodą unitaryzacji zerowanej:

$$z_{ij} = \frac{x_{ij} - \min_i x_{ij}}{\max_i x_{ij} - \min_i x_{ij}}, \quad (i = 1, 2, \dots, n; \quad j = 1, 2, \dots, s) \quad (10)$$

gdzie: z_{ij} unormowane wartości zmiennych diagnostycznych, takie, że:

$$\max_i z_{ij} = 1, \quad \min_i z_{ij} = 0, \quad (j = 1, 2, \dots, s). \quad (11)$$

W celu określenia zbieżności wyników rankingów uzyskanych według opisanych metod wykorzystano współczynnik korelacji rang. Jako miarę zgodności uporządkowania wykorzystano współczynnik Spearmana:

$$r_s = 1 - \frac{6 \sum_{i=1}^n d_i^2}{n(n^2 - 1)} \quad (12)$$

gdzie:

d_i - różnica pomiędzy miejscem zajmowanym przez i-ty obiekt w uporządkowaniu według wybranej metody

n – liczba analizowanych obiektów.

OCENA PRZYDATNOŚCI ANALIZOWANYCH METOD WAP - KONKLUZJE

W wyniku zastosowania dwóch metod liniowego porządkowania obiektów otrzymano rankingi gmin pod względem poziomu ich samodzielności finansowej. Uzyskane wyniki pozwoliły na identyfikację, opisywanego tą cechą, poziomu zróżnicowania województw Polski wschodniej, pod względem rozmieszczenia przestrzennego i liczności gmin. Zróżnicowanie to może stanowić istotną informację do wyznaczenia „biegunów wzrostu” i zapewnienia długookresowego rozwoju, zarówno na poziomie lokalnym, jak i regionalnym.

Z przeprowadzonych badań wynika, iż zgodność uporządkowania gmin według wybranych metod jest wysoka. O dużej zgodności uzyskanych układów

kolejnościowych świadczy współczynnik korelacji rang Spearmana, który osiąga wartość $r_s = 0,975$.

Wartość współczynnika korelacji wskazuje więc, że analizę samodzielności finansowej gmin można prowadzić z wykorzystaniem obu ocenianych metod. Wybór jest tu zatem warunkowany innymi, niż ukierunkowane na klasyfikację ze względu na wartość zmiennej syntetycznej, celami. Może to dotyczyć pracochłonności, kosztochłonności lub czasochłonności prowadzonych badań, a także wynikać z wymagań stawianych przed nośnością informacyjną zmiennej syntetycznej lub potrzebą uzyskania wiedzy o wzorcowym poziomie samodzielności finansowej.

BIBLIOGRAFIA

- Hellwig Z., (1968) Zastosowanie metody taksonomicznej do typologicznego podziału krajów ze względu na poziom rozwoju oraz zasoby i strukturę wykwalifikowanych kadr. *Przegląd Statystyczny*, nr 4.
- Kukuła K., (2000) Metoda unitaryzacji zerowanej. PWN, Warszawa, s.49, s.79.
- Drwiłło A., Gliniecka J., (1997) *Finanse gmin*. Wyd. Uniwersytetu Gdańskiego, Gdańsk.
- Chojna-Duch E., (2001) *Polskie prawo finansowe. Finanse publiczne*. Wyd. Prawnicze Lexis Nexis sp. z o.o., Warszawa.
- Oniszczyk J., (2002) *Samorząd terytorialny w orzecznictwie Trybunału Konstytucyjnego*. Wyd. Wolters Kluwer Polska, Warszawa.
- Jastrzębska M., (2004). Analiza samodzielności finansowej i sytuacji finansowej jednostek samorządu terytorialnego w latach 1000-2003. „*Finanse Komunalne*” nr 5.
- Roman P. (2000) *Makroekonomiczne instrumenty planowania i analizy w zarządzaniu gospodarką lokalną*. SGH Warszawa.

USEFULNESS OF THE SELECTED MSA METHODS IN THE ANALYSIS OF LOCAL GOVERNMENT UNIT'S FINANCIAL INDEPENDENCE

Abstract: The purpose of this paper is to estimate level of local government unit's financial independence in eastern Poland. For this purpose it was used multidimensional statistical analysis allowing to describe complex effect with help of one variable, so called value of synthetic variable (Hellwig's method, additive aggregation function).

Key words: financial independence, synthetic measure, multidimensional statistical analysis, eastern Poland

O PEWNEJ STRATEGII ZARZĄDZANIA PORTFELEM. TEORIA I PRZYKŁAD PORTFELA SPÓŁEK Z SEKTORA SPOŻYWCZEGO

Marek Andrzej Kociński

Katedra Zastosowań Matematyki

Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie

e-mail: marek_kocinski@sggw.pl

Streszczenie: Wiele powstałych niedawno prac poświęconych zarządzaniu portfelem papierów wartościowych opisuje zalety naiwnej dywersyfikacji. Strategia naiwna okazuje się dawać podobne rezultaty do strategii stosujących wyrafinowane modele matematyczne. W niniejszej pracy opisana jest metoda wyboru papierów wartościowych, która uzyskała statystycznie istotną przewagę nad strategią naiwną.

Słowa kluczowe: ryzyko portfela, strategia naiwna, dywersyfikacja portfela, wskaźnik Sharpe'a

WSTĘP

Zagadnienie optymalnego inwestowania na rynku papierów wartościowych w warunkach ryzyka należy do najważniejszych zagadnień ekonomii. Praca poświęcona jest zagadnieniu optymalizacji portfela akcji. Przedstawiona jest tu strategia inwestycyjna, której celem jest uzyskanie wysokich wartości wskaźnika średniej nadwyżkowej stopy zwrotu (excess return) do ryzyka. Oprócz opisu teoretycznego podane są wyniki realizacji tej strategii dla danych rzeczywistych. W rozdziale 1 przedstawiony został zarys teorii portfela H. Markowitza oraz wnioski z badań empirycznych. W rozdziale 2 przedstawiona jest metodologia oceny portfela, a w rozdziale 3 wyniki uzyskane dla spółek z sektora spożywczego notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie. W inwestowaniu racjonalnym podejściem jest rozważanie portfeli sektorowych grupujących akcje spółek należących do danego sektora gospodarki. Wiele prognoz i analiz rynkowych dotyczy bowiem nie pojedynczych spółek, a całych branż i portfel złożony z akcji należących do branży ocenianej najkorzystniej

z punktu widzenia przyszłych zysków może osiągnąć przewagę nad portfelem zdywersyfikowanym pomiędzy różne branże. Jednym z najważniejszych i najszybciej rozwijających się dziedzin polskiej gospodarki jest sektor spożywczy. Posiada on około 24% udziału w wartości sprzedaży całego przemysłu. Jego udział w wartości sprzedaży całego przemysłu wynosi blisko 24% i tylko ma dwa kraje Unii Europejskiej Dania (28%) i Grecja (27%) mają ten wskaźnik wyższy.¹ Przemysł spożywczy charakteryzuje się stosunkowo dużą ilością notowanych spółek, co daje możliwość dywersyfikacji, ponadto od swego powstania indeks branżowy WIG spożywczy reprezentujący gospodarkę żywnościową na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie osiągnął od momentu swego powstania wysoki wskaźnik Sharpe'a wśród wszystkich 11 indeksów branżowych. Z drugiej strony indeks WIG spożywczy jest dość słabo zdywersyfikowany. – na 24 spółki wchodzące w jego skład ponad 60% stanowią akcje tylko dwóch spółek (stan z 06.03.2012). Jednym z celów niniejszej pracy jest zbadanie czy i w jaki sposób dywersyfikacja i ograniczanie udziału w portfelu akcji o dużej zmienności poprawia jakość portfela w porównaniu do indeksu WIG spożywczy i do strategii inwestowania w pojedyncze akcje.

TEORIA I PRAKTYKA OPTIMALIZACJI PORTFELA

Matematyczne podejście do tego problemu zapoczątkowane zostało pracą amerykańskiego ekonomisty Harry'ego Markowitza opublikowaną w roku 1952.² Markowitz zaproponował aby w pomiarze ryzyka wykorzystać statystyczną miarę odchylenia zmiennej od jej wartości oczekiwanej – wariancję. Portfele efektywne (czyli racjonalne z punktu widzenia ryzyka i stopy zwrotu) to takie, które mają minimalną wariancję przy wymaganej stopie zwrotu lub maksymalną stopę zwrotu przy dopuszczalnym ograniczeniu na wariancję. Bardzo ważnym aspektem podejścia Markowitza jest spostrzeżenie, że dla ryzyka portfela ważne są nie tylko ryzyka tworzących go aktywów lecz również, wyrażone przy pomocy kowariancji, statystyczne zależności pomiędzy stopami zwrotu różnych walorów. Dlatego rozważane akcje powinny być analizowane nie oddzielnie jak we wcześniejszych teoriach lecz grupowo. Podejście H. Markowitza do wyboru optymalnego portfela szybko zyskało popularność zarówno w teorii jak i w praktyce inwestycyjnej. Poważną przeszkodą w pełnym, praktycznym wykorzystaniu teorii Markowitza okazały się trudności z wiarygodnym oszacowaniem potrzebnych parametrów a zwłaszcza oczekiwanych stóp zwrotu z akcji. Victor DeMiguel, Lorenzo Garlappi i Raman Uppal³ przeanalizowali obszerny zestaw różnych strategii inwestycyjnych

¹ Polska Agencja Informacji i Inwestycji Zagranicznych S.A. (2011), Sektor spożywczy w Polsce, http://www.paiz.gov.pl/files/?id_plik=17188.

² Markowitz H (1952), Portfolio selection, *Journal of Finance* 7, 77-91.

³ DeMiguel V., Garlappi L., Uppal L. (2009), Optimal versus naïve diversification: how inefficient is the 1/N strategy?, *Review of Financial Studies* 22, 1915-1953.

i wykazali, że żadna z nich nie ma istotnej przewagi nad tzw. strategią naiwną $1/N$ czyli taką, w której udział każdego aktywu w portfelu jest taki sam i przy łącznej liczbie rozważanych walorów równej N wynosi $1/N$. Jest to portfel w najwyższym stopniu zdywersyfikowany. Ignoruje on wszelkie informacje pochodzące z danych rynkowych, zarówno te pochodzące ze statystycznej analizy historycznych stóp zwrotu jak i analizy fundamentalnej spółek. Nie brane są również pod uwagę rekomendacje analityków odnośnie spółek. Dlatego chociaż pozytywny wpływ dywersyfikacji na jakość portfela wynika pośrednio z teorii Markowitza to analiza zachowania wielu strategii na rzeczywistych rynkach prowadzi do konkluzji, że dywersyfikacja, czyli w miarę równomierny podział kapitału pomiędzy dużą liczbę akcji jest jednym z najważniejszych i fundamentalnych wymagań dla portfela w realiach praktycznego inwestowania. Implikacje wynikające z prognoz parametrów modelu nie mogą prowadzić do zbytniego obniżenia poziomu dywersyfikacji. Z drugiej strony poważne badania wskazują, że dobre rezultaty daje inwestowanie w taki sposób aby minimalizować wariancję stopy zwrotu z portfela. W kolejnym rozdziale pokazana zostanie strategia, dająca lepsze rezultaty niż naiwna dywersyfikacja.

STRATEGIA INWESTYCYJNA

Niech me_i i σ_i^2 oznaczają odpowiednio wariancję medianę i wariancję stopy zwrotu w portfelu dla i -tej akcji w portfelu. Udział w portfelu danej akcji powinien być tym większy im wyższy oczekiwana stopa zwrotu i niższa wariancja. Ze względu na brak wrażliwości na obserwacje odstające została wybrana mediana zamiast spotykanej w literaturze wartości oczekiwanej. Przez portfel rozumiany jest wektor, którego kolejne współrzędne oznaczają procentowy udział kapitału inwestora przeznaczony na zakup i -tej akcji. Określenie „portfel” i „strategia” oznaczają w pracy to samo. Portfel optymalny zdefiniowany jest przy pomocy dwóch portfeli pomocniczych $x^1 = (x_1^1, \dots, x_n^1)^*$ oraz $x^2 = (x_1^2, \dots, x_n^2)^*$, które zdefiniowane są następujący sposób:

$$x_i^1 = \frac{\frac{1}{\sigma_i^3}}{\sum_{i=1}^n \sigma_i^3}, i = 1, \dots, k,$$

$$x_i^2 = \frac{\frac{me_i^2}{\sqrt{\sigma_i^2}}}{\sum_{i=1}^n \frac{me_i^2}{\sqrt{\sigma_i^2}}}, i = 1, \dots, k,$$

Gdzie * oznacza transpozycję wektora.

Strategia x^1 koncentruje się na wyborze akcji o niskiej zmienności, zaś strategia x^2 stara się wykorzystać informacje zawarte w danych historycznych w celu zwiększenia stopy zwrotu przy jednoczesnym ograniczaniu udziału akcji

o wysokiej zmienności. Strategia optymalna $\mathbf{x}_{op}$ jest średnią arytmetyczną obu opisanych wcześniej portfeli czyli:

$$\mathbf{x}_{op} = \frac{x^1 + x^2}{2}.$$

Uśrednienie jest korzystne z punktu widzenia dywersyfikacji portfela.

DANE I METODOLOGIA OCENY PORTFELA

Zbiór danych tworzą miesięczne nadwyżkowe stopy zwrotu (excess returns) akcji spółek z sektora spożywczego, gdzie pierwsza taka stopa zwrotu stycznia 1999r, zaś ostatnia grudnia 2011r. Nadwyżkowa stopa zwrotu jest różnicą pomiędzy stopą zwrotu z danego waloru, a stopą wolną od ryzyka. Stopa zwrotu z waloru za dany miesiąc liczona jest jako procentowa zmiana kursu zamknięcia tego waloru pomiędzy pierwszym kursem zamknięcia kolejnego miesiąca, a pierwszym kursem zamknięcia dla miesiąca, w którym dokonuje się obliczeń. Najstarsze stopy zwrotu są zatem obliczone jak względne zmiany kursów zamknięcia w dniu 01/02/1998, w stosunku do takich kursów w dniu 04/01/1999, zaś najnowsze dotyczą analogicznych zmian pomiędzy 01/12/2011 a 02/01/2012. Ważną kwestią jest określenie miesięcznej stopy wolnej od ryzyka. Uzyskanie danych dotyczących miesięcznych stóp zwrotu dla bezpiecznych depozytów bankowych, czy krótkoterminowych papierów dłużnych sprzed kilkunastu lat jest kłopotliwe. Wydaje się, że dobrym przybliżeniem może być w tym przypadku stopa zwrotu z pieniężnego funduszu inwestycyjnego. Zatem, dla oszacowania stóp zwrotu wolnych od ryzyka, ze względu na duży zbiór danych historycznych, wybrano subfundusz polskich instrumentów dłużnych UniKorona Pieniężny. Subfundusz ten inwestuje w bony skarbowe, krótkoterminowe lokaty bankowe oraz papiery dłużne o terminie wykupu nie przekraczającym roku. Charakteryzuje się on wysokim bezpieczeństwem, a jego celem jest ochrona realnej wartości zarządzanych aktywów. Benchmarkiem (czyli punktem odniesienia) dla tego funduszu jest średnie oprocentowanie od 1 do 3miesięcznych depozytów złotych oferowanym gospodarstwom domowym w Polsce.

Na potrzeby pracy stopy w okresie 156 miesięcy zostały zmierzone: nadwyżkowe zwroty dla akcji spółek z sektora spożywczego, które spełniały warunek obecności na giełdzie w dniu 02/01/2012 oraz indeksu WIG spożywczy. Przeprowadzając analizę skuteczności strategii inwestowania, za punkt początkowy przyjmuje się datę, dla której istnieje już ilość danych historycznych umożliwiających oszacowanie potrzebnych parametrów. Ważną sprawą jest wybór ilości miesięcy służących do tego oszacowania. Zbyt mała ich liczba nie dawałaby wiarygodnej estymacji, ale podobnie może być w przypadku, gdy użyjemy zbyt odległych w czasie danych historycznych. Sensownym jest przypuszczenie, że stopy zwrotu w przypadku akcji nie są realizacjami niezależnych zmiennych losowych o tym samym rozkładzie i dlatego zbyt stare stopy zwrotu nie polepszają

oszacowania danego parametru. Standardowo w analizie portfelowej używa się więc okna estymacji (estimation window), które podczas symulacji wyników portfela przesuwane jest w czasie w ten sposób, że po kolejnym miesiącu, ze zbioru służącego do oszacowań usuwa się najstarszy miesiąc, a na jego miejsce wstawia się ten, który właśnie minął. W każdym momencie ilość danych historycznych stanowiących podstawę do budowy portfela na następny miesiąc jest więc taka sama. Wybór długości okna estymacji $M=120$ jest standardem w literaturze przedmiotu. Jednak zazwyczaj prace poświęcone empirycznej analizie portfela badają strategie konstruowane na zbiorach portfeli, generalnie zachowujących się zdecydowanie bardziej stabilnie od pojedynczych spółek i dysponują znacznie dłuższym okresem dla którego dane są stopy zwrotu niż w niniejszej pracy, a należy zwrócić uwagę, że w przypadku stosunkowo krótkiego okresu czasowego stanowiącego podstawę analizy portfela, użycie zbyt długiego okna estymacji uczyniłoby liczbę miesięcy w zbiorze testowym służącym do oceny wyników portfela (out-of-sample performance) zbyt krótką aby test statystyczny wykrył istotną różnicę pomiędzy porównywanymi strategiami. Ponadto w artykule (1/N) autorzy przyjmują długości okna estymacji $M=60$ i $M=120$ i stwierdzają, że otrzymane rezultaty dla obu przypadków nie różnią się zbytnio. Biorąc pod uwagę opisane argumenty przyjęto w tym badaniu, że $M=60$.

Dobłą miarą jakości portfela, uznaną zarówno przez teoretyków jak i praktyków, jest tzw. współczynnik Sharpe'a, oznaczony w pracy przez SR. Jest to iloraz oczekiwanej nadwyżkowej stopy zwrotu i odchylenia standardowego tejże stopy.

$$S = \frac{E(R - R_f)}{\sqrt{(R - R_f)}},$$

gdzie R jest stopą zwrotu z waloru, zaś R_f jest stopą wolną od ryzyka.

Współczynnik Sharpe'a ma tym wyższą wartość im wyższa jest średnia nadwyżkowa stopa zwrotu i im niższe jest jej ryzyko. Zatem, im wyższa wartość tego współczynnika tym lepsza jest strategia inwestycyjna (portfel).

Odtąd, dla skrócenia zapisu, nadwyżkowa stopa zwrotu będzie skrótowo nazywana stopą zwrotu.

Wartość SR estymowana jest na podstawie empirycznych stóp zwrotu w sposób opisany poniżej.

Niech T oznacza ilość historycznych stóp zwrotu, τ długość okna estymacji, w_t portfel na początku $t+1$ -go miesiąca (jest to wektor o współrzędnych sumujących się do 1, którego i -ta współrzędna oznacza procentową część kapitału zainwestowaną w i -ty walor), zaś r_t wektor nadwyżkowych stóp zwrotu dla t -tego miesiąca. Nietrudno zauważyć, że stopa zwrotu z portfela w $t+1$ -szym miesiącu równa jest $(w_t)^* r_{t+1}$, gdzie $*$ oznacza transpozycję wektora. Oszacowaniem oczekiwanej stopy zwrotu jest średnia arytmetyczna zrealizowanych (empirycznych) stóp zwrotu:

$$\hat{\mu}_w = \frac{1}{T-\tau} \sum_{t=\tau}^{T-1} w_t^* r_{t+1},$$

zaś oszacowanie wariancji stopy zwrotu dane jest wzorem:

$$\hat{\sigma}_w^2 = \frac{1}{T-\tau-1} \sum_{t=\tau}^{T-1} (w_t^* r_{t+1} - \hat{\mu}_w)^2.$$

Estymatorem współczynnika Sharpe'a S_w jest iloraz średniej arytmetycznej empirycznych stóp zwrotu i pierwiastka z oszacowania wariancji:

$$\hat{S}_w = \frac{\hat{\mu}_w}{\hat{\sigma}_w}.$$

Powszechnie używanym narzędziem porównania współczynników Sharpe'a jest test Jobsona-Korkie'go z poprawką Memmela.⁴ Hipotezą zerową tego testu jest równość dwóch porównywanych współczynników Sharpe'a S_1 i S_2 :

$$H_0: S_1 - S_2 = 0,$$

Statystyka testowa ma postać:

$$Z = \frac{\hat{\sigma}_2 \hat{\mu}_1 - \hat{\sigma}_1 \hat{\mu}_2}{\sqrt{\hat{\theta}}},$$

gdzie $\hat{\mu}_1, \hat{\mu}_2$ są średnimi z próby, zaś $\hat{\sigma}_1, \hat{\sigma}_2$ estymatorami odchyleń standardowych, odpowiednio dla pierwszej i drugiej inwestycji (portfela). Symbol θ oznacza asymptotyczną wariancję wyrażenia w liczniku statystyki Z . Wariancja ta jest dana wzorem:

$$\theta = \frac{1}{T-\tau} \left(2\sigma_1^2 \sigma_1^2 - 2\sigma_1 \sigma_2 \sigma_{12} + \frac{1}{2} \mu_1 \sigma_2 + \frac{1}{2} \mu_2 \sigma_1 - \frac{\mu_1 \mu_2}{\sigma_1 \sigma_2} \sigma_{12}^2 \right).$$

W badaniach z następnego rozdziału obliczając $\hat{\theta}$ zamiast dokładnych wartości do wzoru podstawione zostały oszacowania z próby.

Statystyka Z ma asymptotycznie standardowy rozkład normalny. Hipoteza zerowa jest odrzucana gdy na danym poziomie istotności α wartość Z , co do modułu, jest większa od kwantyla standardowego rozkładu normalnego rzędu $1 - \frac{\alpha}{2}$.

WYNIKI ZASTOSOWANIA STRATEGII OPTYMALNEJ

Wartości oszacowanych średnich stóp zwrotu i odchyleń standardowych stóp zwrotu dla strategii optymalnej i naiwnej podane są w tabelce:

Tabela 1. Wyniki realizacji strategii

strategia	Średnia stopa zwrotu	Odchylenie standardowe
Strategia optymalna	0,92%	6,25%
Strategia naiwna	0,47%	7,86%

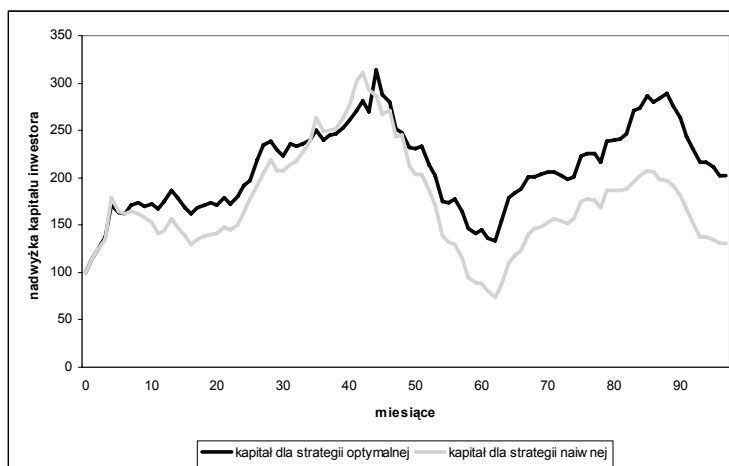
Źródło: obliczenia własne

⁴ Memmel Ch., Performance hypothesis testing with Sharpe Ratio, Finance Letters, 1 (2003), 21-23

Jak widać z przedstawionych danych, stosując strategię optymalną uzyskano znaczące zwiększenie średniej stopy zwrotu z jednoczesnym znaczącym zmniejszeniem ryzyka. Współczynnik Sharpe'a dla strategii optymalnej wynosi 0,148 i na poziomie istotności $\alpha = 0,1$ jest statystycznie istotnie wyższy od tego współczynnika dla strategii naiwnej wynoszącego 0,060.

W dalszej części rozdziału znajduje się wykres przedstawiających jak zmienia się w czasie wartość kapitału nadwyżkowego dla obu strategii (czyli różnicy między kapitałem wynikającym ze strategii, a wartością jednostki funduszu pieniężnego). W momencie początkowym oba portfele startują z tej samej kwoty równej 100.

Rysunek 1. Porównanie strategii naiwnej i strategii optymalnej



Źródło: obliczenia własne

Z wykresu wynika, że okresach wzrostowych obie metody inwestowania zachowują się podobnie, natomiast strategia optymalna zachowuje się lepiej w okresie spadków.

Mimo iż strategia optymalna dała w opisanym przykładzie dobre rezultaty, empiryczne potwierdzenie jej skuteczności wymaga jeszcze wielu prób przeprowadzanych na różnorodnych zbiorach danych.

BIBLIOGRAFIA

- Markowitz H (1952), Portfolio selection, *Journal of Finance* 7, 77-91.
- DeMiguel V., Garlappi L., Uppal L. (2009), Optimal versus naïve diversification: how inefficient is the 1/N strategy?, *Review of Financial Studies* 22, 1915-1953.
- Mommel Ch., Performance hypothesis testing with Sharpe Ratio, *Finance Letters*, 1 (2003), 21-23.
- Polska Agencja Informacji i Inwestycji Zagranicznych S.A. (2011), Sektor spożywczy w Polsce, http://www.paiz.gov.pl/files/?id_plik=17188.

**ON CERTAIN METHOD OF PORTFOLIO MANAGEMENT.
THE THEORETICAL STRATEGY
AND THE CASE OF FOOD INDUSTRY STOCKS**

Abstract: A number of recent papers on the management of the stock portfolio describes the advantages of the naïve diversification. The naïve strategy performs similarly to the ones which use sophisticated mathematical models. In this paper the strategy is presented which statistically significantly overperforms the naïve strategy.

Key words: portfolio risk, naïve strategy, diversification of portfolio, Sharpe ratio

DETERMINANTY ZMIANY STANU AKTYWNOŚCI EKONOMICZNEJ LUDNOŚCI W POLSCE¹

Włodzimierz Kołodziejczak, Feliks Wysocki

Katedra Finansów i Rachunkowości, Uniwersytet Przyrodniczy w Poznaniu
e-mail: wysocki@up.poznan.pl

Streszczenie: Celem artykułu było dokonanie próby oceny wpływu przynależności do wyodrębnionych grup ludności, na wielkości przepływów pomiędzy poszczególnymi stanami aktywności ekonomicznej oraz określenie charakteru bezrobocia występującego w poszczególnych grupach ludności, ze szczególnym uwzględnieniem ludności wiejskiej. Badanie wykazało, że na zmiany stanu aktywności ekonomicznej wpływają przede wszystkim czynniki strukturalne, jednak w niektórych grupach ludności możliwa jest poprawa sytuacji zawodowej poprzez działania zmierzające do ożywienia koniunktury na rynku dóbr i usług.

Słowa kluczowe: aktywność ekonomiczna ludności, rynek pracy, zatrudnienie, bezrobocie, ludność wiejska

WSTĘP

Aktywność ekonomiczna jest naturalną cechą ludności, immanentnie związaną z funkcjonowaniem jednostek ludzkich i gospodarstw domowych, której sensem jest pozyskiwanie przez jednostkę lub gospodarstwo domowe środków do przeżycia i społecznego funkcjonowania [Wysocki i Kołodziejczak, 2007]² Siła robocza podlega nieustannym, dynamicznym przemianom swej wewnętrznej struktury oraz przepływowi pomiędzy trzema podstawowymi, możliwymi stanami aktywności ekonomicznej: zatrudnieniem, bezrobociem oraz biernością

¹ Praca finansowana ze środków na naukę Ministerstwa Nauki i Szkolnictwa Wyższego w latach 2009-2012, w ramach projektu badawczego nr N112050737.

² Aktywność ekonomiczna ludności określa zachowanie ludności w wieku 15 i więcej lat w odniesieniu do pozyskiwania źródeł utrzymania – podstawowe kryterium identyfikacji stanu aktywności ekonomicznej stanowi wykonywanie, poszukiwanie lub podejmowanie pracy lub zaniechanie wysiłków w tym kierunku [Aktywność ekonomiczna, 2009].

zawodową³. Znajomość wielkości i struktury tych przepływów umożliwia określenie wewnętrznego zróżnicowania zjawiska bezrobocia oraz oszacowanie wartości stóp przepływów pomiędzy poszczególnymi stanami aktywności ekonomicznej. Sformułowanie wniosków dotyczących kierunków działań zmierzających do zmniejszenia skali zjawiska bezrobocia wymaga uprzedniego określenia charakteru (strukturalnego lub koniunkturalnego⁴) występującego bezrobocia oraz zrozumienia mechanizmów kształtujących przepływy ludności pomiędzy poszczególnymi stanami aktywności ekonomicznej. Prawidłowa identyfikacja charakteru bezrobocia stanowi podstawę do realizacji racjonalnych procesów decyzyjnych dotyczących polityki rynku pracy oraz gospodarki państwa [Sztanderska, 1999].

Celem pracy było dokonanie próby oceny wpływu przynależności ludności do grup wyodrębnionych na podstawie wybranych cech demograficznych (wiek, płeć i wykształcenie) i klasy miejscowości zamieszkania, na wielkości przepływów pomiędzy poszczególnymi stanami aktywności ekonomicznej (zatrudnieniem, bezrobociem i biernością zawodową) oraz określenie charakteru bezrobocia występującego w poszczególnych grupach ludności, ze szczególnym uwzględnieniem ludności wiejskiej.

Badanie przeprowadzono na podstawie jednostkowych, niepublikowanych danych kwartalnych BAEL, pochodzących z lat 2006-2009 (łącznie badanie objęło 16 kwartałów i 672 tysiące obserwacji)⁵ i literatury przedmiotu.

³ Do aktywnych zawodowo zalicza się wszystkich pracujących i bezrobotnych. Do biernych zawodowo zalicza się wszystkie osoby, których nie można zakwalifikować jako pracujące lub bezrobotne [Aktywność ekonomiczna, 2009]. W polskich badaniach statystycznych istnieją dwie podstawowe metody szacowania liczby pracujących lub bezrobotnych – metoda polegająca na rejestrowaniu przyjęć i zwolnień z pracy oraz metoda Badania Aktywności Ekonomicznej Ludności (BAEL), polegająca na reprezentatywnym badaniu ankietowym populacji w wieku 15 i więcej lat. Badania BAEL nie obejmują gospodarstw domowych zamieszkałych w obiektach zbiorowego zamieszkania oraz osób przebywających za granicą.

⁴ Bezrobocie strukturalne wywoływane jest czynnikami niezależnymi od koniunktury na rynku dóbr i usług, np. niedopasowaniem cech zasobów pracy do potrzeb pracodawców lub nadmiernym oddaleniem od miejsc pracy. Bezrobocie koniunkturalne, jest to część bezrobocia rzeczywistego możliwa do wyeliminowania poprzez pobudzenie wzrostu gospodarczego [Wysocki i Kołodziejczak, 2006].

⁵ W badaniu wzięto pod uwagę subiektywne odpowiedzi respondentów ankiety BAEL na pytanie „Jaki jest Pana/Pani status na rynku pracy obecnie” oraz „Jaki był Pana/Pani status na rynku pracy rok temu” (analiza retrospektywna). Ze względu na przyjętą metodę, otrzymane wyniki mogą różnić się od badań opartych na obiektywnej klasyfikacji poszczególnych osób do grupy pracujących, bezrobotnych lub biernych zawodowo według metodyki BAEL [Zob. Socha i Sztanderska 2002, Wysocki i Kołodziejczak, 2007], ponieważ nie zostały uwzględnione oficjalne, zgodne z metodyką BAEL kryteria, a jedynie subiektywna ocena respondentów. Na korzyść przyjętej metody przemawia jednak możliwość uwzględnienia całej próby, podczas gdy badanie na podstawie klasyfikacji stanu ekonomicznego zgodnego z metodyką BAEL wymaga odnalezienia osób, które były uwzględnione w co najmniej dwóch kolejnych kwartałach badania BAEL, a więc ograniczenie badanej populacji do około 30% stanu wyjściowego.

METODA BADAŃ

W opracowaniu zastosowano metodę przepływów na rynku pracy (Inflow-Outflow Analysis), która opiera się na założeniu, że analiza zmian pozycji jednostek na rynku pracy (w przeszłości) pozwala określać różnicowanie się ich pozycji na tym rynku (czyli możliwości pozostania w określonym stanie lub jego zmianę w przyszłości). W konsekwencji, poznanie struktury przepływów pomiędzy poszczególnymi stanami aktywności ekonomicznej umożliwia wnioskowanie o możliwościach podjęcia (utrzymania) zatrudnienia, zagrożeniu bezrobociem lub skłonności do dezaktywizacji zawodowej w poszczególnych wyodrębnionych ze względu na wybrane cechy grupach ludności [Socha i Sztanderska 2002]⁶.

Ponieważ napływy (I_u) i odpływy (O_u) z bezrobocia w stanie ustabilizowanym są równe, stopę bezrobocia można wyrazić w formie iloczynu stopy napływów do bezrobocia w sile roboczej i długości pozostawania w bezrobociu. Dzięki temu, możliwe jest zdefiniowanie oraz obliczenie [Socha i Sztanderska, 2002]:

- stopy napływów do bezrobocia w sile roboczej jako:

$$i_u = \frac{I_u}{U + E}$$

gdzie:

i_u – stopa napływów do bezrobocia w sile roboczej,

I_u – napływy do bezrobocia,

U – liczba bezrobotnych,

E – liczba pracujących;

- stopy odpływów z bezrobocia jako:

$$o_u = \frac{O_u}{U}$$

gdzie:

o_u – stopa odpływów z bezrobocia,

O_u – odpływy z bezrobocia,

U – liczba bezrobotnych;

⁶ Analiza przepływów na rynku pracy (napływów i odpływów ludności do poszczególnych stanów jej aktywności ekonomicznej) została zastosowana po raz pierwszy w latach siedemdziesiątych XX wieku. Jak podają Socha i Sztanderska [2002], za początek tego nurtu uważa się prace opublikowane pod redakcją Phelps [1970], rozwinięte przez Marstona [1976] oraz Clarka i Summersa [1979]. O możliwościach zastosowania metody przepływów na rynku pracy decyduje dostępność danych oraz techniczne możliwości ich analizy.

- przeciętnej długości trwania bezrobocia:

$$D_u^U = \frac{1}{o_u}$$

gdzie:

D_u^U – przeciętne trwanie bezrobocia w badanej populacji,

o_u – stopa odpływów z bezrobocia.

Na podstawie danych jednostkowych BAEL przetworzonych w celu poznania wielkości i struktury przepływów na rynku pracy pomiędzy zatrudnieniem, bezrobociem i biernością zawodową w poszczególnych, wyodrębnionych ze względu na wybrane cechy grupach ludności, można oszacować także poziom bezrobocia równowagi⁷ (utożsamianego z bezrobociem naturalnym lub – w uproszczeniu – z bezrobociem strukturalnym). W pracy zastosowano metodę szacowania bezrobocia równowagi opracowaną przez The Center for Economics Policy Research (CEPR) [Unemployment 1995, Socha i Sztanderska, 2002]⁸, według wzoru:

$$U^* = \frac{s + z}{s + h + n}$$

gdzie:

U^* – stopa bezrobocia w równowadze,

$s = (EU + EN) / E$ – stopa odpływu z zatrudnienia,

$h = UE / U$ – stopa odpływu z bezrobocia do zatrudnienia,

$z = (NU - UN - EN) / (E + U)$ – demograficzny składnik bezrobocia,

n – procentowe zmiany zasobu siły roboczej,

przy czym:

E – liczba pracujących na początku badanego okresu,

U – liczba bezrobotnych na początku badanego okresu,

EU – wielkość przepływu z zatrudnienia do bezrobocia w badanym okresie (liczba osób, które zmieniły stan z zatrudnionego na bezrobotnego),

EN – wielkość przepływu z grupy zatrudnionych do grupy biernych zawodowo,

NU – wielkość przepływu z grupy biernych zawodowo do grupy bezrobotnych,

UN – wielkość przepływu z grupy bezrobotnych do grupy biernych zawodowo,

UE – wielkość przepływu z grupy bezrobotnych do grupy pracujących.

⁷ Stopa bezrobocia w równowadze określa poziom bezrobocia, przy którym następuje teoretyczne zrównoważenie popytu i podaży pracy, przy pewnym poziomie płacy realnej. Ponieważ przyjmuje się, że bezrobocie równowagi jest sumą bezrobocia frykcyjnego i strukturalnego, porównanie stopy bezrobocia w równowadze ze stopą bezrobocia rzeczywistego pozwala na wnioskowanie o charakterze występującego bezrobocia.

⁸ Podstawową zaletą tej metody jest możliwość dekompozycji dynamiki bezrobocia równowagi na czynniki mające znaczenie ekonomiczne [Góra i Walewski, 2002].

WYNIKI BADAŃ

Aktywność ekonomiczna według wybranych cech demograficznych

Wartości wskaźników charakteryzujących stan i zmiany aktywności ekonomicznej ludności wiejskiej wykazują również pewne zróżnicowanie pomiędzy grupami wyodrębnionymi ze względu na ich charakterystykę demograficzną. W artykule przedstawiono wybrane wyniki badań, dla grup ludności wyodrębnionych ze względu na płeć, wiek i wykształcenie, przy czym w celu porównania zaprezentowano obok wartości uzyskanych dla mieszkańców wsi, również wartości uśrednione dla Polski ogółem.

Z przeprowadzonych obliczeń (tab. 1) wynika, że sytuacja ludności wiejskiej i średnio w Polsce nie różni się istotnie. Przyczynia się do tego związek ludności wiejskiej z rolnictwem indywidualnym, co w pewien sposób „fałszuje” rzeczywisty obraz sytuacji tej ludności (zatrudnienie nieefektywne)⁹. Obliczone dla mieszkańców wsi wartości stopy bezrobocia równowagi nie odbiegają znacząco od stóp bezrobocia rzeczywistego. Podobna sytuacja występuje dla wartości oszacowanych średnio dla całego kraju. Można zatem przypuszczać, że dominuje bezrobocie strukturalne, którego nie można wyeliminować poprzez działania pobudzające popyt na towary i usługi. Należy jednak zastrzec, że możliwe byłoby zwiększenie ekonomicznej efektywności pracy części ludności wiejskiej, gdyby powstały pozarolnicze miejsca pracy dostępne dla tej ludności. Koniecznym byłoby jednak takie lokowanie inwestycji, aby nowe miejsca pracy nie były oddalone od miejsc zamieszkania potencjalnych pracowników dalej, niż wynosi ekonomiczna i logistyczna granica opłacalności dojazdów, a więc tak, żeby koszt dojazdu nie był zbyt wysoki w stosunku do oferowanych wynagrodzeń oraz aby czas dojazdu nie powodował zbyt dużej uciążliwości dla pracownika oraz jego rodziny.

Można zauważyć, że płeć jest cechą, która w istotny sposób oddziałuje na aktywność ekonomiczną. Kobiety charakteryzowały się znacznie niższą niż mężczyźni wartością wskaźników aktywności zawodowej i zatrudnienia oraz wyższą wartością stopy bierności, przy czym prawidłowość ta występowała zarówno na wsi, jak i w Polsce ogółem. Wartości tych wskaźników obliczone dla kobiet wiejskich były zbliżone do średniej w kraju. Stopa bezrobocia równowagi była również wyższa w przypadku kobiet niż mężczyzn i nieco wyższa w mieście niż na wsi, jednak nie odbiegała w sposób istotny od stopy bezrobocia rzeczywistego. Można więc uznać, że w przypadku obydwu płci niemal całe bezrobocie miało charakter strukturalny.

⁹ Jak szacują Wysocki i Kołodziejczak [2007], w roku 2006 w polskim rolnictwie nieefektywnie zatrudnionych było co najmniej 250 tys. osób.

Tabela 1. Zróżnicowanie wartości wskaźników charakteryzujących zmiany stanu aktywności ekonomicznej ludności ze względu na wybrane cechy demograficzne (średnio w latach 2006-2009)

Grupa badanych	Stopa odpływu z zatrudn.		Stopa odpływu z bezrob. do zatrudn.		Stopa napływu do bezrob.		Przeciętny czas trwania bezrob.		Stopa bezrobocia równowagi		Stopa bezrob. rzeczyw.		Stopa bierności		Wskaźnik zatrudn. (%)		Współcz. aktywn. zawod.	
	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1
Średn. Polska (1), wieś (2)	6,9	7,3	20,5	21,3	3,9	4,0	3,39	3,29	12,2	12,8	13,4	13,3	48,7	49,0	44,4	44,2	51,3	51,0
<i>Płeć</i>																		
mężczyźni	6,5	6,7	24,2	24,3	3,8	3,8	3,1	3,2	10,9	11,3	11,9	12,1	40,7	41,5	52,2	51,5	59,3	58,5
kobiety	7,5	8,1	16,9	18,4	4,0	4,2	3,7	3,5	13,7	14,8	15,3	14,7	56,3	55,6	37,0	37,8	43,7	44,4
<i>Wiek</i>																		
15 - 17 lat	40,8	46,4	.	1,3	1,3	2,9	.	.	.	.	23,2	25,7	99,1	99,3	0,7	0,5	0,9	0,7
18 - 19 lat	65,1	69,1	6,4	5,9	15,0	15,3	3,1	3,0	12,5	12,9	40,9	41,0	88,5	90,4	6,8	5,7	11,5	9,6
20 - 24 lata	26,8	28,9	19,8	20,7	10,3	10,4	2,7	2,5	19,1	18,9	26,6	25,4	42,1	49,1	42,6	38,0	57,9	50,9
25 - 29	9,7	10,6	25,9	26,9	5,7	5,7	2,8	2,6	16,4	15,3	16,0	14,4	18,8	17,7	68,2	70,5	81,2	82,3
30 - 34	5,3	5,7	28,5	28,1	3,9	4,0	3,0	2,8	13,0	12,9	11,2	10,9	15,3	13,5	75,2	77,0	84,7	86,5
35 - 39	3,9	4,2	25,8	26,6	3,3	3,3	3,3	3,2	12,0	11,9	10,3	10,3	12,2	11,1	78,7	79,7	87,8	88,9
40 - 44	3,6	3,8	22,5	22,4	3,0	3,0	3,6	3,6	11,9	12,3	10,3	10,6	11,7	11,2	79,2	79,3	88,3	88,8
45 - 49	2,8	3,4	18,6	19,9	2,3	2,8	4,9	4,4	11,4	13,5	11,0	12,1	15,1	15,1	75,6	74,7	84,9	84,9
50 - 54	2,7	3,3	15,5	17,6	2,4	2,7	5,3	4,8	13,2	13,8	12,7	13,4	26,3	26,4	64,4	63,8	73,7	73,6
55 - 59	2,9	3,4	14,7	15,1	2,2	2,5	5,3	5,1	13,9	14,9	12,2	12,9	56,7	57,0	38,0	37,5	43,3	43,0
60 - 64	3,0	3,5	10,2	11,6	1,5	1,9	6,7	5,5	9,0	12,8	8,9	9,5	80,9	81,6	17,4	16,6	19,1	18,4
65 lat i więcej	1,9	2,9	.	2,1	0,5	0,5	.	3,8	.	11,3	1,2	2,0	95,5	96,4	4,5	3,6	4,5	3,6
<i>Wykształcenie</i>																		
wyższe	8,8	8,2	22,7	27,0	3,3	3,0	2,6	2,4	5,3	5,7	9,5	8,2	26,8	30,3	67,3	65,0	73,2	69,7
policealne i średnie zaw.	6,8	6,5	22,1	22,8	3,5	3,6	3,0	3,1	8,7	10,5	10,8	11,0	30,8	36,1	61,8	56,8	69,2	63,9
średnie ogólne	11,6	11,6	20,1	20,0	4,7	4,8	4,3	3,0	10,7	13,7	14,6	14,4	59,1	63,8	34,9	30,9	40,9	36,2
zasadnicze zawodowe	6,4	6,8	21,5	22,0	4,1	4,6	3,9	3,6	20,2	21,6	15,9	16,6	29,6	35,4	59,3	53,8	70,4	64,6
gimnazjum i niższe	6,3	8,7	15,7	16,1	4,1	5,2	4,7	4,5	20,4	25,5	19,4	23,8	77,4	80,3	18,2	15,0	22,6	19,7

Zródło: Obliczenia własne na podstawie niepublikowanych, indywidualnych danych surowych BAEL z lat 2006-2009.

W badaniu uwzględniono również wpływ wieku na aktywność ekonomiczną. Najwyższe wartości wskaźnika aktywności zawodowej i wskaźnika zatrudnienia charakteryzowały osoby w wieku od 25 do 49 lat, przy czym nie występowało istotne zróżnicowanie pomiędzy mieszkańcami wsi, a średnią w kraju (tab. 1). Można zauważyć, że wraz z wiekiem zwiększa się przeciętny czas trwania bezrobocia, zmniejszają się natomiast wartości stóp przepływu, co może świadczyć o malejącej mobilności. Z jednej strony, wraz z wiekiem coraz trudniej stracić pracę, z drugiej, w przypadku utraty pracy maleją również szanse jej ponownego podjęcia. Osoby młodsze niż 25 lat charakteryzowały się niższymi wartościami wskaźnika aktywności zawodowej i zatrudnienia, głównie ze względu na kontynuację nauki i trudności, jakie napotykały w związku ze znalezieniem pierwszej pracy (wysokie stopy bierności, bezrobocia rzeczywistego i stopy napływów do bezrobocia). Powyżej 49 roku życia wartości wskaźników aktywności zawodowej i zatrudnienia ulegały zmniejszeniu, co jest związane z dezaktywizacją zawodową i przechodzeniem na emeryturę (wzrastające wraz z wiekiem wartości stopy bierności).

W grupie osób w wieku 25-59 lat obliczona stopa bezrobocia równowagi nie różniła się istotnie od stopy bezrobocia rzeczywistego, a więc można przyjąć, że bezrobocie miało charakter głównie strukturalny i nie istnieją możliwości istotnej poprawy sytuacji w krótkim okresie poprzez działania propopytowe na rynku dóbr i usług. Jednak zupełnie inna sytuacja wystąpiła wśród osób młodszych, wchodzących na rynek pracy. W tej grupie bezrobocie równowagi jest znacząco, a wśród osób w wieku 18-19 lat ponad trzykrotnie niższe niż bezrobocie rzeczywiste. Wyniki te wskazują, że podstawowym problemem w tej grupie nie jest brak kwalifikacji, czy mała mobilność, a brak miejsc pracy (oczywiście należy uwzględnić specyfikę tej grupy ludności i najczęściej brak doświadczenia zawodowego, co pomimo formalnie posiadanych przez nich kwalifikacji, zniechęca pracodawców do zatrudniania ludzi młodych; rekompensowane jest to najczęściej niższym wynagrodzeniem). Zatem możliwe byłoby istotne zmniejszenie bezrobocia poprzez działania na rzecz tworzenia nowych miejsc pracy. Bezrobocie równowagi wśród osób powyżej 59 roku życia jest wyższe niż bezrobocie rzeczywiste, co należy wiązać głównie z wysokimi wartościami stopy odpływu z zatrudnienia, przy czym należy zaznaczyć, że ten przepływ nie jest jednak ukierunkowany na zwiększanie bezrobocia rzeczywistego, ale do grupy biernych zawodowo.

Istotnym czynnikiem określającym szanse na znalezienie i utrzymanie zatrudnienia oraz zagrożenie bezrobociem i dezaktywizacją zawodową jest wykształcenie. Grupą, która znajdowała się w najlepszej sytuacji na rynku pracy, a więc najłatwiej znajdowała zatrudnienie i była najmniej zagrożona bezrobociem oraz dezaktywizacją, były osoby z wykształceniem wyższym, zarówno na wsi, jak i średnio w kraju. Wraz ze zmniejszaniem się poziomu wykształcenia wzrastały wartości stopy bezrobocia i bierności oraz ulegały zmniejszeniu wartości wskaźników aktywności zawodowej i zatrudnienia. Pewnym wyjątkiem jest grupa

osób z wykształceniem średnim ogólnym, w której wartości stopy bierności były niemal dwukrotnie wyższe niż w grupie z wykształceniem zasadniczym zawodowym, co wiązało się również z proporcjonalnie niższymi wartościami wskaźników aktywności zawodowej i zatrudnienia. W najgorszej sytuacji znajdowały się osoby z najniższym wykształceniem, wśród których stopa bierności zawodowej była najwyższa (około 80%). Podczas, gdy w grupie osób z wykształceniem średnim ogólnym dezaktywizacja była formą substytucyjną wobec zagrożenia bezrobociem, a więc reakcją na trudności w znalezieniu pracy (przepływ do grupy biernych zastępował przepływ do bezrobocia, co miało pośrednio związek z wysokimi ujemnymi wartościami demograficznego składnika bezrobocia), to wśród osób najgorzej wykształconych, pomimo najwyższych wartości stopy bierności, występowało również największe bezrobocie.

Oszacowane bezrobocie równowagi nie różniło się istotnie od bezrobocia rzeczywistego, co wskazuje że zarówno w skali obszarów wiejskich, jak również całego kraju bezrobocie ma charakter w dominującej części strukturalny.

Aktywność ekonomiczna według klasy miejscowości

We wszystkich badanych klasach miejscowości występowały zbliżone wartości współczynnika aktywności zawodowej oraz stopy bierności (tab. 2).

Tabela 2. Zróżnicowanie wartości wskaźników charakteryzujących zmiany stanu aktywności ekonomicznej ludności ze względu na wielkość (klasę) miejscowości zamieszkania (średnio w latach 2006-2009)

Klasa miejscowości (liczba mieszkańców)	Stopa odpływu z zatrudn. s (%)	Stopa odpływu z bezrobocia do zatrudnienia h (%)	Stopa napływu do bezrobocia i_u (%)	Przeciętny czas trwania bezrobocia (kwartały)	Stopa bezrobocia równowagi U^* (%)	Stopa bezrobocia rzeczywistego (%)	Stopa bierności (%)	Wskaźnik zatrudnienia (%)	Współczynnik aktywności zawodowej (%)
100000 i więcej	7,2	23,6	3,4	3,1	10,9	10,5	48,8	45,8	51,2
50000-99999	8,0	22,4	4,5	3,3	13,8	14,7	49,8	42,8	50,2
20000-49999	7,8	20,8	4,5	3,3	15,4	14,7	49,5	43,1	50,5
10000-19999	8,2	21,4	4,7	3,2	15,6	15,1	49,0	43,3	51
5000-9999	8,5	22,5	4,9	3,3	15,3	16,2	49,0	42,7	51,0
2000 - 4999	8,2	17,9	4,4	4,3	17,2	18,5	50,5	40,4	49,5
1999 i mniej	9,1	10,8	5,6	5,7	42,3	23,7	47,5	40,0	52,5
wieś	6,9	20,5	3,9	3,4	12,2	13,4	48,7	44,4	51,3

Źródło: Obliczenia własne na podstawie niepublikowanych, indywidualnych danych surowych BAEL z lat 2006-2009

Pewne zróżnicowanie można zauważyć w zakresie wartości wskaźnika zatrudnienia, niemal 6 punktów procentowych pomiędzy miejscowościami liczącymi 100 tys. i więcej mieszkańców (45,8%) oraz liczącymi mniej niż 2 tys. mieszkańców (40,0%). Stopa bezrobocia rzeczywistego była najwyższa

w miejscowościach liczących mniej niż 2 tys. mieszkańców (23,7%) i ulegała zmniejszeniu wraz ze wzrostem liczby mieszkańców w kolejnych klasach miejscowości, osiągając poziom 10,5% w miastach liczących 100 tys. i więcej mieszkańców. Wieś charakteryzowała się poziomem bezrobocia rzeczywistego wynoszącym 13,4%, zbliżonym do miast liczących 50-100 tys. mieszkańców.

Najwyższa wartość stopy bezrobocia równowagi występowała w miejscowościach liczących mniej niż 2 tys. mieszkańców (42,3%), natomiast najniższa w miastach liczących 100000 lub więcej mieszkańców (10,9%). Bezrobocie równowagi przyjmowało wartości zbliżone do bezrobocia rzeczywistego w niemal wszystkich klasach miejscowości. Ponieważ bezrobocie równowagi obliczone według formuły CEPR można w przybliżeniu utożsamiać z bezrobociem strukturalnym, wywołanym niedopasowaniem cech siły roboczej do potrzeb pracodawców, należy uznać że nie można uzyskać znaczącego zmniejszenia stopy bezrobocia rzeczywistego wyłącznie poprzez działania stymulujące popyt na rynku dóbr i usług (podejście keynesowskie). Konieczne jest zatem równoległe oddziaływanie w kierunku zmniejszenia skali niedopasowania strukturalnego i tworzenia nowych miejsc pracy. Szczególny przypadek stanowią najmniejsze miasta (mniej niż 2 tys. mieszkańców), w których bezrobocie równowagi niemal dwukrotnie przewyższało bezrobocie rzeczywiste. Interpretacja tego zjawiska jest trudna, ponieważ czynniki powodujące utrzymywanie zatrudnienia większej liczby ludności niż wynikałoby to z szacowanej stopy bezrobocia równowagi mają często charakter indywidualny. Ta klasa miejscowości charakteryzowała również się najniższymi wartościami stopy odpływu z bezrobocia do zatrudnienia i najwyższymi wartościami stopy odpływu z zatrudnienia (do bezrobocia i bierności) oraz stopy napływu do bezrobocia. Relatywnie wysokie stopy przepływu ludności pomiędzy stanami aktywności ekonomicznej mogłyby sugerować, że w tej klasie miejscowości występuje raczej bezrobocie krótkookresowe (frykcyjne), jednak przeczą temu obliczone przeciętne okresy trwania bezrobocia, najdłuższe w tej samej (mniej niż 2 tys. mieszkańców) klasie miejscowości (prawie 6 kwartałów). Dominuje zatem trudne do przezwyciężenia bezrobocie długookresowe, powodujące stopniowe ztracanie kwalifikacji i kompetencji społecznych. Ponieważ bezrobocie równowagi jest pewnym wyznacznikiem kierunku, w jakim dąży bezrobocie rzeczywiste, wydaje się konieczne skoncentrowanie działań prozatrudnieniowych na najmniejszych miastach.

Sytuacja na obszarach wiejskich wydaje się być lepsza, o czym świadczy zwłaszcza relatywnie niska wartość stopy bezrobocia równowagi oraz wysoka stopa odpływu z bezrobocia do zatrudnienia, jednak ze względu na powiązanie ludności wiejskiej z rolnictwem, wyniki te należy interpretować z dużą dozą ostrożności. Prawdopodobne jest, że na wartość obliczonych wskaźników

oddziałuje znacząco zjawisko nieefektywnego zatrudnienia w rodzinnych gospodarstwach rolnych (bezrobocie ukryte) oraz zatrudnianie przy sezonowych pracach polowych.

PODSUMOWANIE

Bezrobocie zarówno na wsi, jak i średnio w kraju ma charakter głównie strukturalny, co może świadczyć o braku skuteczności ewentualnych działań mających na celu zmniejszenie bezrobocia poprzez pobudzenie koniunktury na rynku dóbr i usług. Jednak, ponieważ istnieją grupy problemowe, w których oszacowane wartości bezrobocia równowagi (strukturalnego) są znacznie niższe niż bezrobocia rzeczywistego, to takie uogólnione stwierdzenie może okazać się błędne. Można wyróżnić kilka grup problemowych, dla których w zasadzie jedyną szansą dla wyraźnego polepszenia sytuacji zawodowej i ekonomicznej ludności jest powstanie nowych miejsc pracy:

1. Pierwszą grupę problemową tworzą osoby w wieku od 15 do 24 lat. Należy zwrócić uwagę przede wszystkim na problem ich „wejścia” na rynek pracy po ukończeniu szkoły zawodowej, średniej lub wyższej. Występujące w tej grupie wysokie bezrobocie koniunkturalne i najwyższe w całej zbiorowości stopy przepływów skłaniają do przyjęcia tezy, że są to osoby mobilne, elastyczne i pomimo braku doświadczenia zawodowego wartościowe dla pracodawców, a ich trudności wynikają z faktu, że kiedy kończą szkołę muszą przystąpić do konkurencji o miejsca pracy już obsadzone przez przedstawicieli starszych grup wiekowych.
2. Sytuacja kobiet na rynku pracy jest gorsza niż mężczyzn. Obliczone wartości stóp przepływu wskazują, że kobietom trudniej znaleźć pracę, częściej są zwalniane i łatwiej ulegają dezaktywizacji (przy czym wyższe wartości stopy bierności wynikają między innymi z niższego w przypadku kobiet wieku uprawniającego do uzyskania świadczenia emerytalnego). Strukturalny charakter bezrobocia w tej grupie ludności jest związany z niemożliwymi lub trudnymi do wyeliminowania czynnikami natury biologicznej i społecznej. Pewne marnotrawstwo wynikające z niewykorzystania tej części zasobów pracy w skali kraju wpływa na obniżenie PKB, lecz należy również uznać, że rezygnacja z tradycyjnych funkcji pełnionych przez kobietę w społeczeństwie nie jest możliwa i byłaby społecznie szkodliwa. Wydaje się, że sytuacja mogłaby ulec poprawie jeżeli powstawałyby nowe miejsca pracy, o specyfice uwzględniającej te czynniki (a więc zamiast na dostosowywanie podaży pracy, polityka byłaby nakierowana w stronę kreowania popytu na pracę, np. poprzez rozwój elastycznych form zatrudnienia i przeniesienie części obciążeń finansowych spoczywających na pracodawcy na budżet państwa; dotyczy to zwłaszcza finansowania okresów przebywania przez kobiety na zwolnieniach lekarskich i urlopów macierzyńskich).

3. Obliczone wartości wskaźników charakteryzujących aktywność ekonomiczną mieszkańców wsi wskazują, że ich sytuacja nie odbiega znacząco od średniej dla kraju. Jednak, biorąc pod uwagę wcześniejsze szacunki zatrudnienia nieefektywnego należy stwierdzić, że jest to spowodowane nadwyżkami zasobów pracy związanych z rolnictwem, głównie z gospodarstwami indywidualnymi, w których nominalnie pracują, jednak ich praca nie przynosi zadowalających efektów ekonomicznych i produkcyjnych (mogliby podjąć pracę poza gospodarstwami bez szkody dla procesu i efektów produkcji w tych gospodarstwach). Z tego względu należy uznać, że występuje pewna nieścisłość w zakresie oszacowanego udziału bezrobocia strukturalnego i rzeczywistego, co powoduje że udział bezrobocia koniunkturalnego jest prawdopodobnie znacznie wyższy niż wynikający z obliczeń (niedoszacowanie bezrobocia rzeczywistego, spowodowane nieuwzględnieniem nieefektywnych ekonomicznie nadwyżek pracy – bezrobocia ukrytego). Wynika z tego, że chociaż działania w kierunku pobudzania koniunktury na rynku dóbr i usług prawdopodobnie nie przyniosą poprawy sytuacji zawodowej ludności wiejskiej w stosunku do „oficjalnych” wartości wskaźników, jednak powstające na skutek ewentualnego ożywienia gospodarczego, odpowiednio lokowane nowe miejsca pracy (na terenach dostępnych dla mieszkańców wsi ze względów logistycznych i ekonomicznych), mogą spowodować istotne zmniejszenie skali bezrobocia ukrytego w rolnictwie (odpływ ludności z gospodarstw do działów pozarolniczych), a w konsekwencji poprawę sytuacji ekonomicznej ludności wiejskiej.

BIBLIOGRAFIA

- Aktywność ekonomiczna ludności Polski w latach 2003 - 2007 (2009) GUS, Warszawa.
- Clark C., Summers H.L. (1979) Labor Market Dynamics and Unemployment: A Reconsideration, *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 1.
- Góra M., Walewski M. (2002) Bezrobocie równowagi w Polsce – wstępna analiza i próba oszacowania. *Polska Gospodarka. Tendencje – oceny - prognozy*. Nr 4 (15).
- Marston T. (1976) Employment Instability and High Unemployment Rates, “*The Brookings Papers on Economic Activity*”, nr 1.
- Niepublikowane dane GUS z Badania Aktywności Ekonomicznej Ludności z lat 2006-2009.
- Phelps E.S. (1970) Money Wage Dynamics and Labour Market Equilibrium (1968), w *Microeconomics Foundations of Employment and Inflation Theory* (red. Phelps E.S. i in.), Norton, New York.
- Socha M., Sztanderska U. (2002) Strukturalne podstawy bezrobocia w Polsce. Wyd. Nauk. PWN, Warszawa.
- Sztanderska U. (1999) Metoda przepływów – zastosowanie w prognozowaniu popytu na pracę w przekroju zawodowym. *Studia i materiały*. T. 2. RCSS, Warszawa.

Unemployment: Choices for Europe (1995) CEPR, London.

Wysocki F., Kołodziejczak W. (2006) Identyfikacja charakteru bezrobocia w Polsce i na wsi w latach 1992-2004. Roczniki Naukowe SERiA, t. VIII, zeszyt 4, Poznań.

Wysocki F., Kołodziejczak W. (2007) Aktywność ekonomiczna ludności wiejskiej w Polsce. Wyd. AR Poznań.

DETERMINANTS OF THE STATES OF POPULATION ECONOMIC ACTIVITY IN POLAND

Abstract: The aim of the paper was to make an attempt to assess the influence of belonging to selected population groups on the size of flows between different states of economic activity, as well as to determine the nature of unemployment found in the various population groups, especially among the rural population. The research showed that the changes in economic activity are mainly affected by structural factors, but in some population groups it is possible to improve the employment situation through actions towards an improvement of the prosperity on the market of goods and services.

Key words: population economic activity, labor market, employment, unemployment, rural population

DYNAMIKA ROZWOJU ROLNICTWA EKOLOGICZNEGO W POLSCE

Lidia Luty

Katedra Statystyki Matematycznej, Uniwersytet Rolniczy w Krakowie
e-mail: rrdutka@cyf-kr.edu.pl

Streszczenie: Dynamiczny rozwój rolnictwa ekologicznego w Polsce obserwujemy od roku 2004. Wprowadzono wówczas dotacje do ekologicznej produkcji rolnej dla gospodarstw posiadających certyfikat zgodności i będących w trakcie przestawiania. Celem niniejszego opracowania jest przedstawienie dynamiki wzrostu liczby i powierzchni gospodarstw ekologicznych oraz liczby przetwórci ekologicznych w Polsce w latach 2004-2010 oraz wyznaczenie prognoz na trzy kolejne lata. Do wyznaczenia prognoz badanego zjawiska wykorzystano metodę ekstrapolacji modeli tendencji rozwojowych.

Słowa kluczowe: rolnictwo ekologiczne, model tendencji rozwojowej, prognoza

WSTĘP

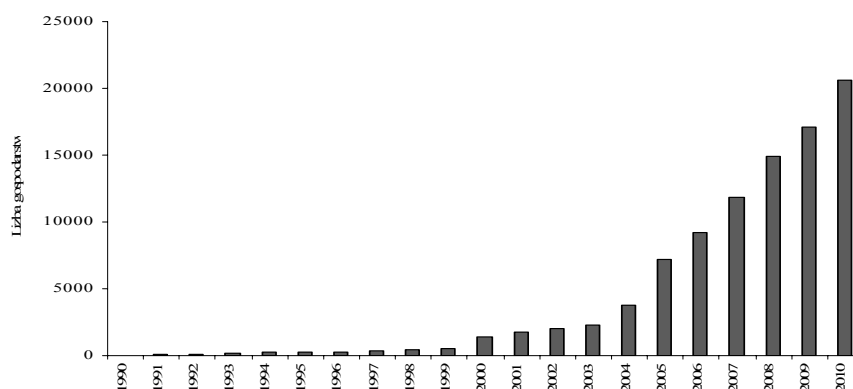
Tradycje rolnictwa ekologicznego w Polsce sięgają czasów przedwojennych. Pionierem rolnictwa ekologicznego był hrabia Stanisław Karłowicz. W 1931 roku w swym majątku w Szelejewie koło Gostynina, wprowadził biodynamiczną metodę uprawy na powierzchni 1760ha. W roku 1960 tę samą metodę uprawy zastosował w swoim gospodarstwie w Nakle nad Notecią inż. Julian Osetek. W latach osiemdziesiątych popularyzacją tego działu rolnictwa zajął się wspólnie z inż. Osetkiem prof. Mieczysław Górny z SGGW. W 1989 roku utworzono w Przysieku koło Torunia pierwszą organizację rolników ekologicznych pod nazwą „Stowarzyszenie Producentów Żywności Metodami Ekologicznymi Ekoland”. W 1990 roku Stowarzyszenie Ekoland przeprowadziło pierwszą inspekcję gospodarstw i nadało atesty 27 gospodarstwom.

Rolnictwo ekologiczne jest systemem gospodarowania wykorzystującym naturalne procesy zachodzące w gospodarstwie rolnym. Celem rolnictwa

ekologicznego jest produkcja żywności o wysokiej jakości zdrowotnej oraz utrzymanie obszarów środowiska przyrodniczego w naturalnym stanie. Aby ten cel zrealizować produkcja w gospodarstwach ekologicznych stymulowana jest naturalnymi środkami i metodami produkcji, i tak:

- do nawożenia używa się nawozów naturalnych, organicznych i mineralnych,
- środki ochrony roślin wytwarzane są na bazie ekstraktów roślinnych lub innych naturalnych składników; stosuje się przede wszystkim mechaniczne metody walki chwastami,
- materiał siewny i wegetatywny materiał rozmnożeniowy produkowany jest metodami ekologicznymi,
- aktywność gleby i jej sprawność biologiczna warunkuje m.in. stosowanie odpowiednich płodozmianów, maksymalne w czasie przykrycie gleby roślinnością, stosowanie głębokiego spulchniania gleby i płytkiej orki,
- chów zwierząt metodą ekologiczną musi odbywać się z zachowaniem dobrostanu zwierząt, właściwego sposobu utrzymania zwierząt i obsady zwierząt, żywienia paszami wytworzonymi metodami ekologicznymi.

Rysunek 1. Liczba gospodarstw ekologicznych w Polsce w latach 1990-2010



Źródło: opracowanie własne

W Polsce w roku 1998 wprowadzono dotacje do kosztów kontroli gospodarstw. Wówczas liczba gospodarstw ekologicznych wzrosła o 390 w stosunku do roku 1990 (Rysunek 1). W kolejnym roku wprowadzono dopłaty do powierzchni upraw ekologicznych. W 2001 roku ustawowo uregulowano status rolnictwa ekologicznego, wówczas gospodarstw ekologicznych było już 1778, a powierzchnia ich upraw wynosiła 35098ha. Wprowadzenie dopłat do produkcji ekologicznej po akcesji Polski do UE w ramach realizacji programu rolnośrodowiskowego przyczyniło się do przestawiania gospodarstw na ekologiczne metody wytwarzania.

Po podjęciu decyzji o przestawieniu gospodarstwa na metody produkcji ekologicznej rolnik zobowiązany jest zgłosić działalność jednocześnie do:

- Wojewódzkiego Inspektoratu Jakości Handlowej Artykułami Rolno-Spożywczymi (właściwego dla miejsca zamieszkania),
- wybranej dowolnie Jednostki Certyfikującej upoważnionej do przeprowadzania kontroli oraz wydawania i cofania certyfikatów w zakresie rolnictwa ekologicznego.

Do czynników sprzyjających rozwojowi rolnictwa ekologicznego w Polsce zaliczyć należy:

- relatywnie niski stopień zanieczyszczenia środowiska naturalnego,
- tradycyjne technologie produkcji roślinnej,
- duże zasoby siły roboczej na wsi,
- świadomość ekologiczną społeczeństwa,
- wprowadzenie dopłat do produkcji ekologicznej.

Celem niniejszego opracowania jest przedstawienie dynamiki wzrostu liczby i powierzchni gospodarstw ekologicznych w Polsce w latach 2004-2010 oraz wyznaczenie prognoz na trzy kolejne lata. Do wyznaczenia prognoz krótkookresowych badanego zjawiska wykorzystano metodę ekstrapolacji modeli tendencji rozwojowych.

MATERIAŁ I METODA ANALIZY

Analizę obejmującą lata 2004-2010 prowadzono w oparciu o dane dostępne z raportów Głównego Inspektoratu Jakości Handlowej Artykułów Rolno-Spożywczych. Rozważane szeregi czasowe opisują:

- liczbę gospodarstw ekologicznych,
- powierzchnię gospodarstw ekologicznych,
- liczbę przetwórci ekologicznych.

Badanie obejmuje:

- ocenę intensywności zmian zjawiska poprzez zastosowanie miar przyrostów

$(y_t - y_{t-1})$, indeksów $\left(\frac{y_t}{y_{t-1}}\right)$ oraz ustalenie przeciętnego tempa zmian zjawiska

jako średniej geometrycznej indeksów zgodnie z formułą:

$$\bar{i} = \sqrt[n-1]{\frac{y_n}{y_1}} \quad (1)$$

gdzie: $y_1, y_2, \dots, y_n$ - realizacje zmiennej obserwowanej w czasie t ($t=1, 2, \dots, n$);

- ustalenie kierunku i szybkości zmian – wyznaczenie modeli tendencji rozwojowej postaci:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \xi_t \quad (2)$$

gdzie: y_t - zmienna obserwowana w czasie opisująca interesujące nas zjawisko w czasie t ; t - zmienna czasowa ($t=1, 2, \dots, n$); α_0 , α_1 - parametry strukturalne modelu; ξ_t - składnik losowy;

- ekstrapolację trendów - wskazanie przewidywanych wartości opisywanych zjawisk z podaniem błędów względnych (ex ante) wyznaczonych prognoz.

WYNIKI BADAŃ

W latach 2004 – 2010 średnie tempo zmian liczby, powierzchni gospodarstw ekologicznych oraz liczby przetwórci ekologicznych w całym kraju kształtowało się na podobnym poziomie (Tabela 1). Najwyższy wzrost omawianych wielkości wystąpił w roku 2005 w porównaniu do roku 2004, wówczas liczba gospodarstw wzrosła o 91% a ich powierzchnia podwoiła się. Najniższy wzrost liczby gospodarstw ekologicznych w stosunku do roku go poprzedzającego zanotowano w roku 2009. Z kolei, w roku 2008 powierzchnia upraw ekologicznych w stosunku do roku 2007 wzrosła tylko o 10%.

Tabela 1. Przyrosty, indeksy, średnie tempo zmian: liczby, powierzchni gospodarstw ekologicznych oraz liczby przetwórci ekologicznych w Polsce

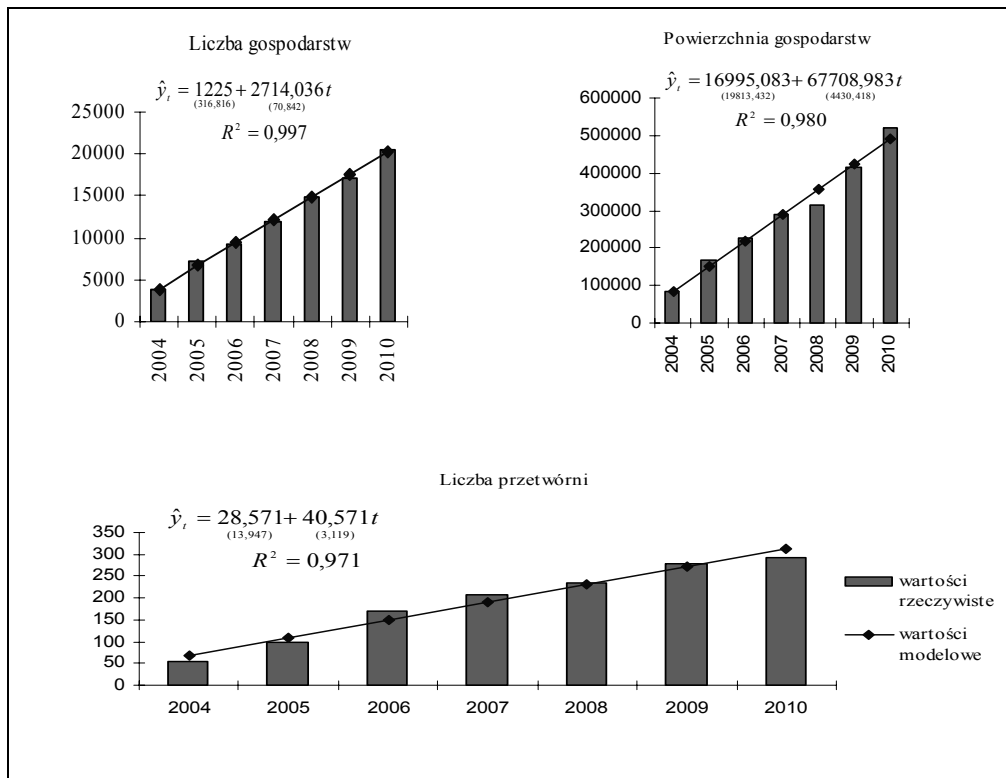
Rok	Liczba gospodarstw		Powierzchnia gospodarstw		Liczba przetwórci	
	przyrosty	indeksy	przyrosty	indeksy	przyrosty	indeksy
2004	-	-	-	-	-	-
2005	3422	1,910	83570,1	2,010	44	1,800
2006	2005	1,279	61709,7	1,371	71	1,717
2007	2683	1,292	59519,1	1,261	36	1,212
2008	3026	1,255	27392,1	1,095	30	1,146
2009	2195	1,147	101340,9	1,322	41	1,174
2010	3491	1,204	102807,1	1,247	16	1,058
$\bar{i}$	1,328		1,358		1,322	

Źródło: opracowanie własne

W roku 2005 w stosunku do roku 2004 liczba przetwórci wzrosła o 44 (80%). W ostatnim analizowanym roku w stosunku do roku go poprzedzającego wzrost liczby przetwórci był zdecydowanie niższy.

Kształtowanie się liczby i powierzchni gospodarstw ekologicznych oraz liczby przetwórci ekologicznych w Polsce 2004-2010 z naniesionymi liniami trendu przedstawiono na rysunku 2. Wykorzystując dopasowane modele tendencji rozwojowej wyznaczono prognozy liczby, powierzchni gospodarstw ekologicznych oraz liczby przetwórci ekologicznych w Polsce (Tabela 2).

Rysunek 2. Liczba, powierzchnia gospodarstw ekologicznych i liczba przetwórci ekologicznych w Polsce w latach 2004-2010 z dopasowanymi liniami trendu



Źródło: opracowanie własne

Na podstawie oszacowanych prognoz możemy wywnioskować, iż w najbliższych latach zarówno liczba jak i powierzchnia upraw ekologicznych będzie wzrastała, i tak z roku na rok liczba gospodarstw o 2714, a powierzchnia o 67708 ha. W badanym okresie czasu wzrastała także liczba przetwórci w kraju i według prognozy nadal będzie nieznacznie, choć sukcesywnie powiększała się.

Polskie rolnictwo oparte na ekologicznych metodach wytwarzania jest i było regionalnie zróżnicowane. Strukturę: liczby, powierzchni upraw ekologicznych oraz liczby przetwórci ekologicznych w ujęciu przestrzennym w roku 2004 i 2010 przedstawiono w tabeli 3. W pierwszym badanym roku najwięcej gospodarstw ekologicznych było w województwie małopolskim, a w roku 2010 w województwie zachodniopomorskim. Łączną największą powierzchnię upraw ekologicznych zarówno w roku 2004 jak i 2010 miało województwo zachodniopomorskie, z kolei jedną z mniejszych województwa: opolskie, śląskie. Na terenie województw lubelskiego i mazowieckiego na przestrzeni badanych lat zlokalizowanych było najwięcej przetwórci ekologicznych.

Tabela 2. Prognozy liczby, powierzchni gospodarstw ekologicznych oraz liczby przetwórci ekologicznych w Polsce i ich względne błędy (ex ante)

Rok		Liczba gospodarstw	Powierzchnia gospodarstw	Liczba przetwórci
2011	Liczba	22937	558666,943	353
	Błąd średni	491	30694,836	22
	Błąd względny	0,021	0,055	0,061
2012	Liczba	25651	626375,925	394
	Błąd średni	535	33448,923	24
	Błąd względny	0,021	0,053	0,060
2013	Liczba	28365	694084,908	434
	Błąd średni	584	36534,163	26
	Błąd względny	0,021	0,053	0,059

Źródło: opracowanie własne

W roku 2004 w województwie lubuskim oraz pomorskim nie działała żadna przetwórcia.

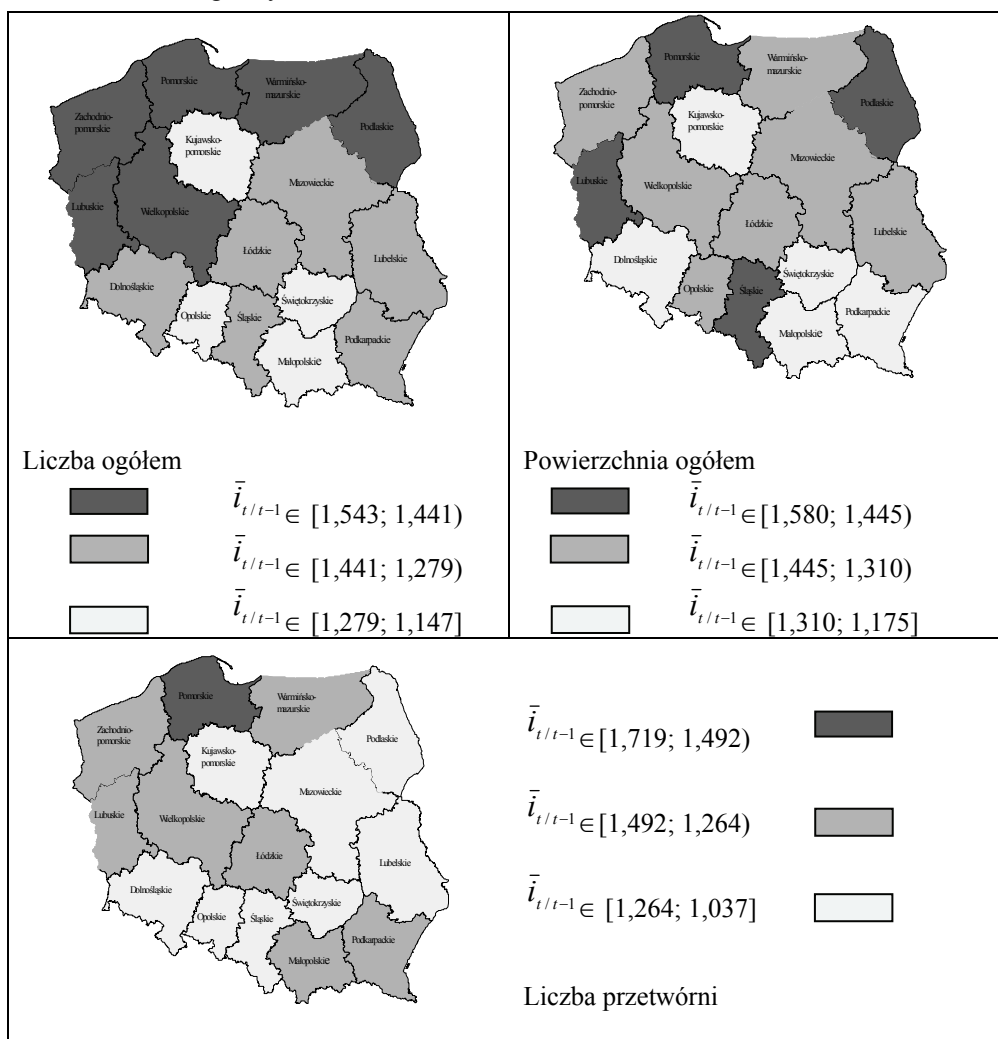
Tabela 3. Struktura: liczby, powierzchni gospodarstw ekologicznych oraz liczby przetwórci ekologicznych w województwach Polski w roku 2004 i 2010

Województwo	Liczba gospodarstw		Powierzchnia gospodarstw		Liczba przetwórci	
	2004	2010	2004	2010	2004	2010
Dolnośląskie	0,052	0,060	0,106	0,076	0,036	0,038
Kujawsko-pomorskie	0,024	0,016	0,021	0,015	0,109	0,044
Lubelskie	0,105	0,095	0,069	0,067	0,145	0,123
Lubuskie	0,018	0,040	0,028	0,069	0,000	0,017
Łódzkie	0,019	0,020	0,014	0,015	0,073	0,055
Małopolskie	0,185	0,105	0,092	0,042	0,036	0,092
Mazowieckie	0,115	0,094	0,073	0,089	0,145	0,160
Opolskie	0,007	0,004	0,005	0,006	0,018	0,010
Podkarpackie	0,114	0,102	0,129	0,061	0,055	0,075
Podlaskie	0,055	0,099	0,047	0,083	0,055	0,020
Pomorskie	0,018	0,031	0,022	0,043	0,000	0,051
Śląskie	0,013	0,011	0,006	0,011	0,036	0,044
Świętokrzyskie	0,145	0,060	0,060	0,025	0,055	0,034
Warmińsko-mazurskie	0,065	0,111	0,115	0,145	0,055	0,034
Wielkopolskie	0,019	0,036	0,058	0,063	0,073	0,123
Zachodniopomorskie	0,047	0,115	0,154	0,189	0,109	0,078
Polska	1	1	1	1	1	1

Źródło: opracowanie własne

Przeprowadzone grupowanie województw Polski ze względu na podobne wartości wskaźnika średniego tempa zmian omawianych cech na przestrzeni 2004-2010 (Rysunek 3) wskazuje, iż większość województw ze względu na liczbę oraz powierzchnię upraw ekologicznych osiągnęło wzrost powyżej średniego tempa zmian dla Polski.

Rysunek 3. Grupy województw Polski podobnych ze względu na średnie tempo zmian liczby i powierzchni gospodarstw ekologicznych oraz liczby przetwórci ekologicznych w latach 2004-2005



Źródło: opracowanie własne

Najwyższym średnim tempem wzrostu liczby gospodarstw ekologicznych charakteryzowały się w badanym okresie województwa północno-zachodniej Polski, a najniższym województwa: świętokrzyskie (15%), opolskie (20%), małopolskie (21%), kujawsko-pomorskie (24%). Tempo wzrostu powierzchni upraw ekologicznych w województwach: lubuskim, pomorskim, śląskim i podlaskim znacznie przewyższyło średnie dla Polski. W województwach: świętokrzyskim, małopolskim, podkarpackim, kujawsko-pomorskim, dolnośląskim i lubelskim wskaźnik ten dla powierzchni upraw był z kolei niższy od średniego tempa wzrostu dla całego kraju. Dla badanego okresu najwyższym średnim tempem wzrostu liczby przetwórci ekologicznych charakteryzowało się województwo pomorskie (1,719), a najniższym województwo podlaskie (1,037).

WNIOSKI

Po wejściu Polski do struktur unijnych obserwujemy dynamiczny rozwój rolnictwa ekologicznego. Niewątpliwie istotnym czynnikiem wpływającym na ten fakt jest realizacja wspólnej polityki rolnej, która uwzględnia objęcie rolników ekologicznych określonym systemem dopłat.

Przeprowadzone analizy umożliwiły wyciągnięcie następujących wniosków:

1. W całym badanym okresie wzrastała zarówno liczba, powierzchnia gospodarstw ekologicznych jak i liczba przetwórci ekologicznych.
2. Zmiany w analizowanych procesach miały charakter ciągły, co pozwoliło określić tendencje tych zmian.
3. Predykcja omawianych wielkości wskazuje na ciągły wzrost liczby, powierzchni upraw ekologicznych oraz liczby przetwórci ekologicznych.
4. Rolnictwo oparte na ekologicznych metodach wytwarzania jest regionalnie zróżnicowane.
5. Najwyższym tempem wzrostu: liczby, powierzchni gospodarstw ekologicznych, liczba przetwórci ekologicznych w latach 2004-2010 charakteryzowało się województwo pomorskie.

BIBLIOGRAFIA

- Łuczka-Bakuła W. (2005) Rozwój rolnictwa ekologicznego oraz dystrybucji i konsumpcji jego wyrobów, *Więś i Rolnictwo*, nr 2, s. 179-182.
- Łuczka-Bakuła W. (2007) Rynek żywności ekologicznej. Wyznaczniki i uwarunkowania rozwoju, PWN, Warszawa, 33-43.
- Małyszem M., Szmidt K. (2003) Rolnictwo ekologiczne w Polsce i krajach Unii Europejskiej, *Więś i Rolnictwo*, nr 3, 101-112.
- Raport o stanie rolnictwa ekologicznego w Polsce w latach 2004-2010, Główny Inspektorat Jakości Handlowej Artykułów Rolno-Spożywczych, Warszawa.

DYNAMICS OF DEVELOPMENT OF ORGANIC FARMING IN POLAND

Abstract: Dynamic development of organic farming in Poland is observed since 2004. At that time were introduced the subsidies to organic agricultural production for farms with the certificate of conformity and were in the course of the changes. The aim of this study is to present the dynamics of growth of the number and size of organic farms and the number of organic ecological factories in Poland in the years 2004-2010 and the designation of the forecasts for the next three years. To designate the forecasts of investigated phenomena it was used extrapolation of models of development trends method.

Keywords: organic farming, model of development trends, forecast

ROZWÓJ DEMOGRAFICZNY WSI: TRENDY I PERSPEKTYWY (1950-2030)

Jan Paradysz

Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu
jan.paradysz@ue.poznan.pl

Karolina Paradysz

Uniwersytet im. Adama Mickiewicza w Poznaniu
karolinagryl@wp.pl

Streszczenie: W artykule omawiamy rozwój ludności wiejskiej w Polsce w ciągu ostatnich 60 lat i najnowsze prognozy demograficzne Głównego Urzędu Statystycznego. Przedmiotem naszej uwagi są także procesy demograficzne w przekroju miasto-wieś.

Polska należy do mniej zurbanizowanych krajów europejskich. Z krajów sąsiadujących z Polską, niższy odsetek ludności miejskiej występuje tylko na Słowacji. Jednakże w przeszłości różnice w poziomie urbanizacji Polski i innych krajów europejskich były dużo większe. W latach 1950-1990 odsetek ludności miejskiej w Polsce wzrósł z 35 do 62%. Natomiast od 1990r. odsetek ludności wiejskiej przestał opadać a w ostatnich kilku latach widoczny jest nawet spadek urbanizacji naszego kraju. Główną przyczyną zmiany jest systematyczna zmiana kierunków migracji. Coraz więcej ludności miejskiej przesiadła się na wieś. Dość zastanawiające, że proces ten zaczął się znacznie wcześniej, niż zmienił się system polityczny w Polsce. Od 1975r. zmniejsza się systematycznie ujemne saldo migracji wieś -miasto a od 2000r. coraz więcej ludności wędruje na wieś niż niej wychodzi.

Zwracamy też uwagę, że podobne zjawiska wzrostu znaczenia zaludnienia obszarów wiejskich występują także w innych krajach. Jednakże, chociaż Polska podąża za krajami europejskimi także w sferze przemian obyczajowych, to wieś wydaje się ostoją tradycyjnych wartości rodzinnych.

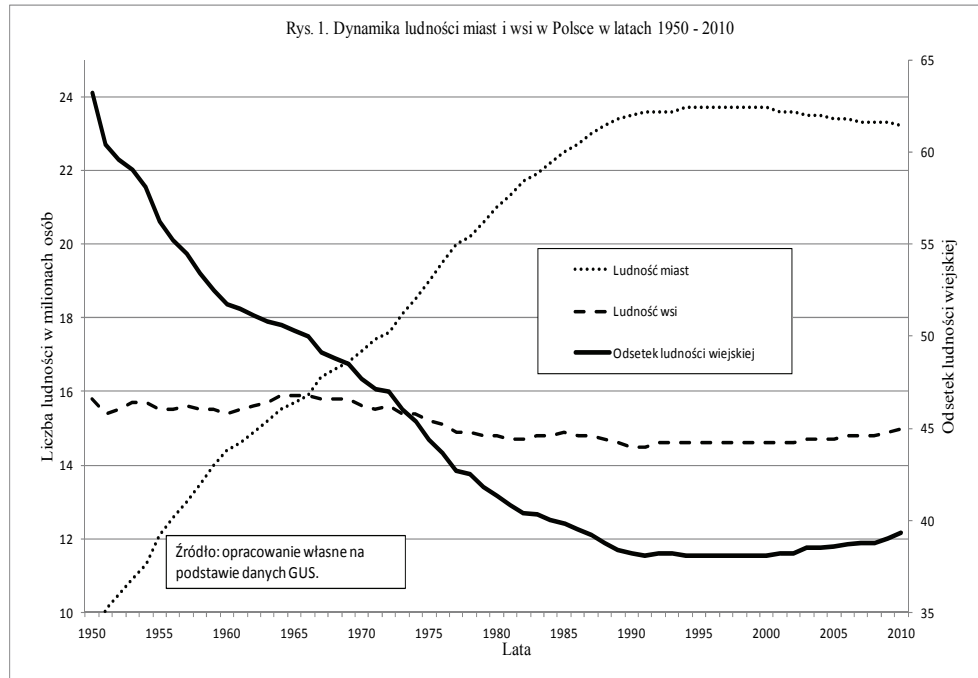
Słowa kluczowe: ludność wiejska, migracje miasto-wieś, współczynniki dzietności teoretycznej, oczekiwane trwanie życia noworodka, teorie przejścia demograficznego.

WSTĘP

Polska należy do tych krajów europejskich, które zachowały w statystyce publicznej podział na ludność wiejską i miejską. Na jednej z konferencji w połowie lat dziewięćdziesiątych jeden z eminentnych polskich demografów, nieżyjący już J. Z. Holzer, wysunął projekt likwidacji tego podziału. Argumentował on tym, że różnice w procesach demograficznych między miastem a wsią zacierają się, odsetek ludności wiejskiej spada i wiele krajów europejskich nie prowadzi analiz demograficznych w tym przekroju. Istnieją też dodatkowe trudności związane z porównywalnością danych pomiędzy poszczególnymi krajami z uwagi na różnorodność definicji ludności miejskiej i wiejskiej oraz systemy zagospodarowania przestrzennego. Wspólnie z żyjącym jeszcze wówczas M. Kędelskim przeciwstawiliśmy się tej argumentacji. Po pierwsze, przebieg procesów demograficznych w przekroju miasto – wieś ciągle wykazuje sporo różnic a w niektórych przypadkach nawet się one pogłębiają. Po drugie, korzyści z analizy w skali nawet jednego kraju są tak duże, że dla celów diagnostycznych warto utrzymywać podział na miasto – wieś. Pomimo znacznych trudności, wieś w dalszym ciągu zachowuje swój status obrońcy tradycyjnych wartości etycznych i moralnych. Po trzecie, odsetek ludności wiejskiej przestał opadać i od kilku lat wykazuje tendencję wzrostową. Po czwarte, powstają nowe potencjalne uwarunkowania rozwoju populacji ludzkich w przestrzeni, w tym szczególnie na wsi. Do tych czynników pozytywnie stymulujących rozwój obszarów wiejskich należy rekultywacja wsi i zagospodarowywanie terenów przemysłowych. Znacznym bodźcem rozwoju wsi mogą być nowe technologie, telepraca, eedukacja i dążenie do poprawy życia w warunkach wiejskich. Nowe technologie przyczyniają się do pokonywania barier przestrzennych i wykluczenia cywilizacyjnego dla młodzieży wiejskiej, co niebawem powinno zaowocować dalszym wzrostem wędrowek z miast na wieś. Jak dalej zobaczymy na podstawie naszych analiz, już teraz ten kierunek przybiera na sile. Niezależnie od powyższego, rozwój demograficzny wsi polskiej ma swoją specyfikę wynikającą z zaszłości historycznych oraz trwania w oporze przeciw władzy komunistycznej. Polska, jako jedyna z krajów wspólnoty socjalistycznej, przeciwstawiła się masowej kolektywizacji rolnictwa, znajdując silne oparcie w kościele katolickim

TRENDY ROZWOJU DEMOGRAFICZNEGO WSI

Rozwój ludności Polski w przekroju miasto – wieś w latach 1950-2010 przedstawia rys. 1. Wcześniejsze lata powojenne pominęliśmy z powodu znacznych przemieszczeń ludności oraz niepewności danych statystycznych.



Źródło: opracowanie własne

Przy pobieżnej analizie rozwoju liczby ludności w Polsce na rys. 1 rzuca się w oczy rok 1990 jako punkt zwrotny, kiedy populacja wsi przestaje się zmniejszać a miast – rosnać. Linię trendu liczby ludności dla całego okresu 1950-2010 dość dobrze opisuje równanie:

$$\hat{y} = 15,756 - 0,0219 \cdot t + \varepsilon$$

$$\begin{matrix} [0,066] & [0,0019] & [0,261] \end{matrix}$$

$$R^2 = 0,693 \quad V_\varepsilon = 1,7\%$$

gdzie y oznacza liczbę ludności wsi w milionach osób, zmienna czasowa t przyjmuje wartości $0, 1, \dots, n$, ε – składnik resztowy, R^2 – współczynnik determinacji, V_ε – współczynnik zmienności resztowej. Ponadto należy zauważyć, że w całym badanym okresie 1950-2010, liczba mieszkańców wsi obniżała się średniorocznie o 1,4%. Z uwagi na zmiany systemu polityczno-gospodarczego, umownie w 1989 roku, jest uzasadnione przyjęcie w analizie dwóch podokresów 1950-1989 oraz 1990-2010.

Dla pierwszego podokresu funkcja trendu prostoliniowego tylko nieznacznie miała gorsze parametry dopasowania:

$$\begin{array}{l} \hat{y} = 15,881 - 0,0285 \cdot t + \varepsilon \\ \quad [0,079] \quad [0,0035] \quad [0,255] \\ R^2 = 0,637 \quad V_\varepsilon = 1,7\% \end{array}$$

Nieco wyższe widzimy tutaj standardowe błędy szacunku parametrów strukturalnych modelu oraz o kilka punktów procentowych niższy współczynnik determinacji. Współczynnik zmienności resztowej nie uległ zmianie. W drugim podokresie zmiany są zasadnicze w przebiegu linii trendu. Przede wszystkim zmienił się znak współczynnika kierunkowego prostej z ujemnego na dodatni, chociaż – co do modułu - średnioroczny przyrost ludności wiejskiej był tylko trochę mniejszy od poprzedniego spadku i wynosił 1,3‰.

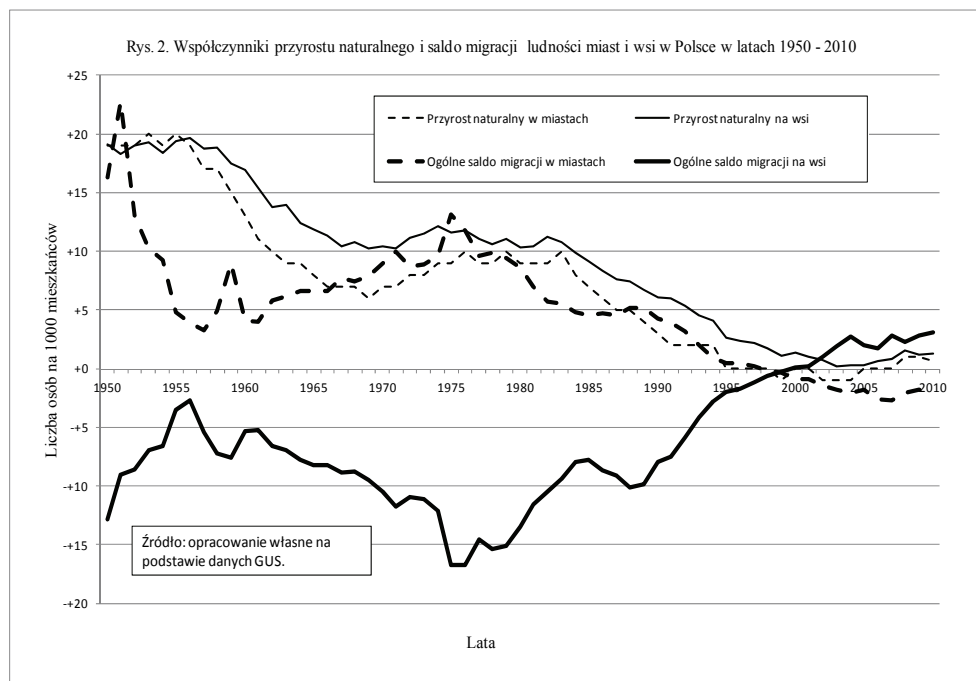
$$\begin{array}{l} \hat{y} = 14,485 + 0,0182 \cdot t + \varepsilon \\ \quad [0,026] \quad [0,0022] \quad [0,061] \\ R^2 = 0,779 \quad V_\varepsilon = 0,4\% \end{array}$$

Poprawiły się też parametry stochastycznej struktury. Można więc powiedzieć, że wyludnianie się wsi zostało nie tylko zahamowane, ale po 1990 roku widać, co prawda niewielki lecz trwały wzrost ludności¹.

MIGRACJE MIĘDZY MIASTEM A WSIĄ

Próbując odpowiedzieć na pytanie jakie czynniki spowodowały ten wzrost ludności, na rys. 2 zestawiliśmy salda przyrostu naturalnego w miastach i na wsi oraz ogólne salda migracji. Zanim przejdziemy do omawiania tendencji rozwoju demograficznego w świetle tych najbardziej surowych wskaźników, należy zauważyć, że zgodnie z zasadami ewidencji ruchu ludności, obydwa rodzaje sald dotyczą tylko populacji zameldowanej na pobyt stały. Na tym etapie rozwoju polskiej statystyki ludności nie możemy odpowiedzieć na takie szczegółowe pytania jak, ile osób ze wsi wyjechało za granicę w ciągu całego okresu, ile z nich przebywa dłużej niż jeden rok, ani ile z nich na emigracji doznało różnych zdarzeń demograficznych (zawarcie małżeństwa, urodzenie dzieci, czy zmarło).

¹ Podobną tendencję zauważono także w innych krajach. Znakomity demograf paryski H. Le Bras (2007, s. 157-180) zaliczył koniec wyludniania się francuskiej „pustyni” do jednej z czterech tajemnic demografii swego kraju. Zauważył przy tym, że w latach 1999-2004 największy wzrost demograficzny osiągnęły najmniejsze i małe miejscowości (communes) liczące poniżej 10 tysięcy mieszkańców, tamże, s. 169. Ta wielkość francuskich communes odpowiada polskim gminom wiejskim.



Źródło: opracowanie własne

Na podstawie pośrednich szacunków we wcześniejszej pracy ustaliliśmy, że w niektórych województwach widać przesłanki do twierdzenia o „eksporcie” zdarzeń demograficznych za granicę, którego nie uwzględnia polska statystyka². Jak się zdaje, najczęściej małżeństwa i urodzenia są „eksportowane” za granicę. Jak dotychczas, polska statystyka bieżącego ruchu ludności ich nie ujmuje. Tym niemniej można zadać sobie szereg pytań, które są istotne dla polskiej demografii. Czy ten eksport zdarzeń demograficznych jest problemem naszych szczególnych stosunków z Niemcami? Czy umykają naszej statystyce ludności małżeństwa i urodzenia dzieci także w innych krajach, które stały się miejscami polskiej masowej emigracji zarobkowej na początku XXI wieku? Należy zauważyć, że wyjeżdżający za pracą młodzi ludzie w ogromnej większości, nie deklarują zmiany stałego miejsca zamieszkania. Współcześni emigranci zarobkowi w momencie opuszczania kraju najczęściej w ogóle nie są pewni czy znajdą pracę i pozostaną tam na dłużej czy powrócą po kilku dniach. Niekiedy, z punktu widzenia jakości danych statystycznych, bywa jeszcze gorzej, emigranci wręcz utwierdzają lokalne władze samorządowe w Polsce w przekonaniu, że są na miejscu rejestrując się

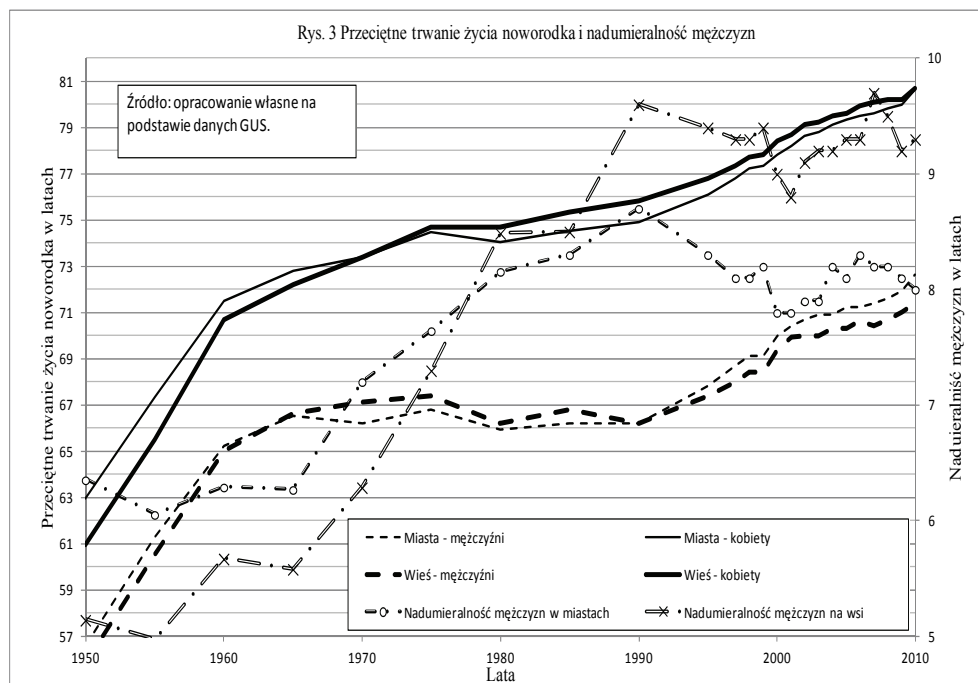
² W szczególności dotyczyło to województwa opolskiego i lubuskiego, por. J. Paradysz, J. J. Sztudynger (2011).

w swojej gminie jako bezrobotni, żeby móc korzystać z ewentualnych świadczeń społecznych i opieki zdrowotnej.

UMIERALNOŚĆ I TRWANIE ŻYCIA

Pominąwszy jednak problemy jakości danych, można zauważyć pewne ogólniejsze tendencje, na które wspomniana wyżej zmiana systemu gospodarczego w 1990 r. nie miała aż tak dużego znaczenia, jak można było sądzić na początku. Po pierwsze, poza okresami 1970-1985 oraz 2005-2010, i w miastach i na wsi widać stały spadek przyrostu naturalnego. Chociaż oba wspomniane wyjątki dotyczą pierwszego i drugiego echa demograficznego baby boomu z lat pięćdziesiątych, to jednak – jak dalej zobaczymy – bardziej wyrafinowane miary reprodukcji ludności (przeciętne dalsze trwanie życia noworodka, współczynniki dzietności teoretycznej, współczynniki reprodukcji brutto i netto) zachowują się dość podobnie jak surowe współczynniki demograficzne. Interesująca jest także dynamika ogólnego salda migracji na wsi i w miastach. Oba salda migracji są silnie ze sobą związane ujemnie, bo dominującą rolę odgrywają migracje wewnętrzne typu miasto – wieś. Wydawałoby się, że udział migracji zagranicznych, poza okresem przesiedleń w latach pięćdziesiątych, nie jest duży a zatem przez cały czas współczynnik korelacji liniowej powinien być bliski -1. Istotnie, w całym okresie 1950-2010 współczynnik korelacji liniowej między obydwoma saldami wynosił -0,84, dla lat 1960-2010 jeszcze bardziej zbliżył się do -1 (-0,97) a po 1990r. - -0,99. Jednakże w ostatnich 6 latach, po wstąpieniu Polski do Unii Europejskiej zmienił znak na dodatni (0,13) i chociaż na razie nie jest to związek statystycznie istotny, to może zapowiadać nowy etap w rozwoju demograficznym Polski.

Umieralność i trwanie życia na wsi, patrz rys. 3, w ciągu 60 lat przeszło znaczną ewolucję. Początkowo, do lat sześćdziesiątych (mężczyźni) i siedemdziesiątych (kobiety) mieszkańcy miast żyli dłużej. Na ogół różnice między miastami a wsią nie były duże i, poza tymi dla kobiet w latach pięćdziesiątych, nie przekraczają jednego roku.



Źródło: opracowanie własne

Po 1990 r. przeciętne trwanie życia noworodka zaczęło w Polsce tak mocno wzrastać, że W. Zatoński (1999) nazwał to „drugim cudem nad Wisłą” a w ciągu pierwszej dekady niepodległości, czyli lat 1990-2000, Polska odrobiła w stosunku do najdłużej żyjących krajów Europy Zachodniej aż 10 lat ze swego 30 letniego opóźnienia pod koniec panowania systemu socjalistycznego. Było to szczególnie widoczne na tle krajów powstałych po upadku ZSRR³. Dało to J. Paradyszowi (2003, 2004, 2006) przesłanki do sformułowania nieco apologetycznej teorii o dwóch drogach wyjścia z komunizmu, która nadmiernie – jak dzisiaj sądzimy - gloryfikowała przemiany polityczno-gospodarcze w Polsce w pierwszym dziesięcioleciu trwania III Rzeczypospolitej. Po okresie słabszego wzrostu trwania życia noworodka w pierwszej dekadzie XXI w., co także widać na rys. 3 szczególnie w odniesieniu do mężczyzn na wsi, wspomniane wyżej opóźnienie wzrosło do 22 lat, por. GUS (2009, s. 52). Na rewizję naszego poglądu na

³ Pomimo dalszego fałszowania statystyk umieralności niemowląt w tych krajach. Na początku lat sześćdziesiątych w ZSRR, a po nim w większości pozostałych krajów wspólnoty socjalistycznej, wprowadzono własną, niezgodną z zaleceniami WHO, definicję urodzenia żywego w stosunku do wcześniaków. W wyniku tej kreatywnej „księgowości” w demografii, na początku lat dziewięćdziesiątych umieralność niemowląt w Polsce była sztucznie zaniżona o 5 punktów promilowych i wynosiła 20‰ zamiast 25.

przemiany gospodarcze w Polsce ma wpływ zadyszka w odrabianiu dystansu do Europy Zachodniej, ale i fakt, że takie kraje, jak Estonia, Chorwacja, Słowacja, Słowenia i Czechy, osiągnęły wyniki znacznie lepsze od Polski także i w zakresie trwania życia i umieralności niemowląt, por. INED (2012).

Na rys. 3 przedstawiamy także nadumieralność mężczyzn, rozumianą jako różnicę między trwaniem życia noworodka płci żeńskiej $e_k(0)$ i męskiej $e_m(0)$, patrz skala po prawej stronie. Do połowy lat sześćdziesiątych różnica $e_k(0) - e_m(0)$ nie przekraczała normalnego, zachodnioeuropejskiego poziomu⁴ 5,5 roku na wsi i 6 lat w mieście. W późniejszym jednak okresie, szczególnie na wsi, rozpoczyna się bardzo silny wzrost nadumieralności mężczyzn. W 1990 roku noworodek płci męskiej na wsi mógł oczekiwać aż o 9,5 roku krótszego życia niż żeński. Tak wysoką nadumieralność wiąże się ze spożyciem alkoholu, co częściej jest przywarą mężczyzn.

Umieralność niemowląt w ciągu 60 lat opadła z poziomu 102,6‰ w miastach i 116,0‰ na wsi w 1950r. do 33,1-33,3‰ w 1971 r., kiedy po raz pierwszy więcej niemowląt umierało w miastach. W następnych latach nieznacznie niższą umieralnością niemowląt charakteryzowała się wieś, niekiedy tylko ustępując miastu (na przykład w latach 1980, 1982, 1984, 1987, 1990). Najczęściej różnice nie przekraczały jednego punktu promilowego. W 2011 roku po raz pierwszy miasta i wieś znalazły się poniżej progu 5‰, który to poziom Czechy osiągnęły w 1999 r. a Szwedzi w 1993 r., por. INED (2012).

PŁODNOŚĆ I DZIETNOŚĆ KOBIET

Równie duże, jak w zakresie trwania życia i umieralności, miały miejsce na świecie przemiany w zakresie płodności i diety kobiet. Jeszcze świat nie przetrwał konsekwencji rewolucji demograficznej, przed którą na jedną statystyczną kobietę przypadało 6-8 dzieci, z czego niewiele ponad 30% osiągało dolną granicę wieku prokreacji, czyli 15 lat, a już nadciągnęło drugie przejście demograficzne. Teoria drugiego przejścia demograficznego została sformułowana przez socjologów D. van de Kaa oraz R. J. Lesthaeghe w 1986 r. i rozwijana była w wielu opracowaniach demograficznych, jak i na jej obrzeżach⁵. Naszym zdaniem, koncepcja drugiego przejścia demograficznego nasuwa szereg kontrowersji począwszy od nazwy i jej etapów a skończywszy na mechanizmach⁶. Teoria drugiego przejścia demograficznego ma wyraźnie charakter apologetyczny wobec bardzo niepokojących zjawisk współczesnego świata jak aborcja, rozpad

⁴ Por. M. Okólski (2004, s. 79)

⁵ Na przykład, rozważania na temat związków między głosowaniem w amerykańskich wyborach prezydenckich w 2008 roku a drugim przejściem demograficznym, por. R. J. Lesthaeghe i L. Neidert (2009).

⁶ Por. obszerne dzieło poświęcone pierwszemu przejściu demograficznemu J-C. Chesnais (1984)

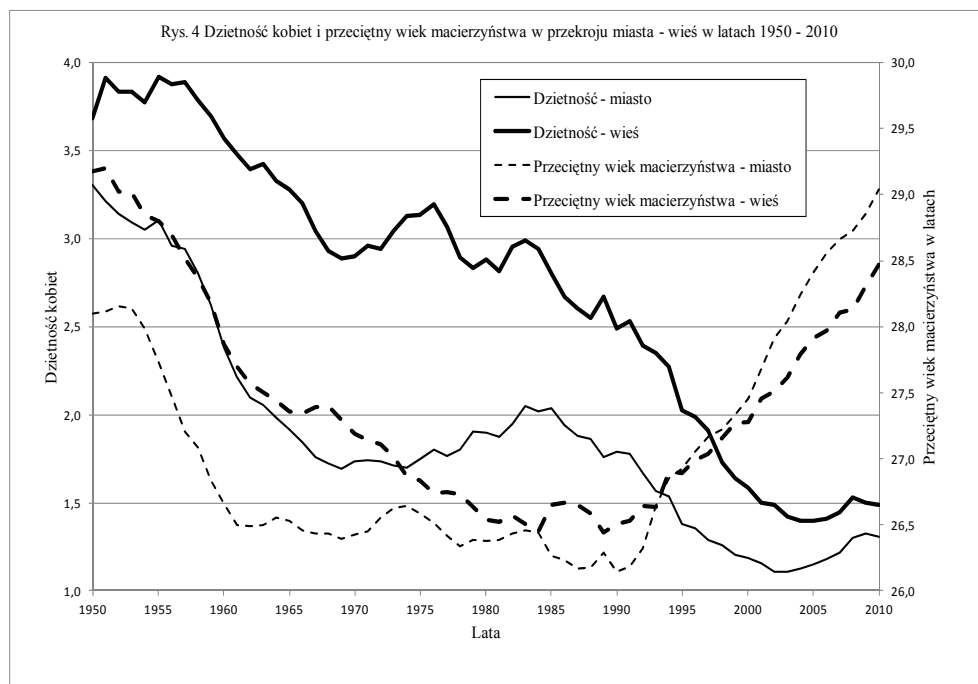
małżeństw, zmiana systemu wartości. W teorii przejścia demograficznego do rangi najważniejszych wartości życiowych eksponuje się pęd ku karierze, hedonizm, egocentryzm i dążenie do samorealizacji. Wartości związane z altruizmem schodzą na dalszy plan podobnie jak i funkcje prokreacyjne kobiet. Można dyskutować, co było przyczyną przejścia demograficznego od XVIII do XX wieku, ale na ogół dość dobrze udaje się wymienić czynnik główny, to znaczy spadek umieralności w ogóle a niemowląt i dzieci w szczególności⁷. Czy zatem można podobne czynniki znaleźć w odniesieniu do teorii drugiego przejścia demograficznego? Czy istnieją specyficzne czynniki dla dzisiejszych czasów, które nie istniały, na przykład 50 lat temu? Czasami wskazuje się na takie czynniki jak edukacja i emancypacja kobiet oraz konflikt trzech karier, edukacyjnej, zawodowej i rodzinnej. Zapewne dużą rolę odegrało objęcie powszechnym ubezpieczeniem emerytalnym szerokich warstw ludności, co mocno rozluźniło więzi międzypokoleniowe a większa liczba dzieci przestała być zabezpieczeniem na starość. Naszym jednak zdaniem, ujemną stroną teorii Van de Kaa i Lesthaeghe jest to, że koncentrując się na apologii współczesnych „modernistycznych” trendów, nie biorą pod uwagę czynników czysto demograficznych, takich jak chociażby mechanizm translacji demograficznej, por. M. Kędelski, J. Paradysz (2006, s. 76-82). Czy to, co obserwuje się od lat sześćdziesiątych w krajach skandynawskich, od siedemdziesiątych w Europie Zachodniej i od dziewięćdziesiątych w państwach postkomunistycznych nie jest raczej kolejną zmianą kalendarza⁸ płodności w generacjach rzeczywistych? Jak wynika z jednego z raportów o „Sytuacji demograficznej we Francji”, pomimo utrzymującego się od dłuższego czasu ujemnego przyrostu naturalnego w sensie modelu Lotki, niemal wszystkie generacje kobiet 1964 i starsze urodziły powyżej 2 dzieci. Generacje o zakończonym okresie płodności, które nie miałyby zapewnionej zmiany pokoleń były w większości krajów zachodnich raczej wyjątkiem.

Niezależnie od powyższych uwag krytycznych wobec teorii drugiego przejścia demograficznego, zwróćmy uwagę na rys. 4, gdzie widać bardzo podobnie przebiegające i w miastach i na wsi krzywe dzietności oraz przeciętnego wieku macierzyństwa. Pomijając krótkie okresy odstępstwa id ogólnego trendu, widzimy stały spadek dzietności teoretycznej, czyli w ujęciu transwersalnym. Natomiast przeciętny wiek macierzyństwa, który do 1990 dość nieregularnie opadał, w ostatnich latach rośnie niemal liniowo. Względne różnice w dzietności kobiet na wsi w miastach na początku badanego okresu, czyli w latach pięćdziesiątych nie były duże, ale szybko i systematycznie rosły osiągając

⁷ Jeszcze na początku XX wieku można oceniać, że w zaborze austriackim ponad jedna trzecia dzieci nie przeżywała pięciu lat.

⁸ Kalendarzem w analizie demograficznej nazywamy rozkład zdarzeń demograficznych (urodzenia, śluby, rozwody, migracje i zgony) w życiu danej generacji. W przypadku płodności i małżeńskości najbardziej typową miarą kalendarza jest odpowiednio przeciętnym wiek macierzyństwa i zawarcia związku małżeńskiego.

w 1974 r. 84,3%. Następnie niemal równie systematycznie opadały aż do 2010, kiedy osiągnęły 13,6%.



Źródło: opracowanie własne

Słabą stroną współczynników dzietności teoretycznej jest brak odporności na zmiany kalendarza w generacjach rzeczywistych. Na przykład obniżenie się wieku macierzyństwa w sekwencji generacji rzeczywistych kobiet powoduje wzrost współczynników dzietności teoretycznej. Największa tego rodzaju zmiana miała miejsce po drugiej wojnie światowej, co zaowocowało dużym przyrostem urodzeń, zwanym „baby boomem”, niemal we wszystkich krajach europejskiego kręgu kulturowego niezależnie czy ten kraj uczestniczył w działaniach wojennych czy nie brał w niej udział, jak na przykład Szwajcaria, Szwecja i Hiszpania. Należy przy tym mocno podkreślić, że generacje wchodzące w okres rozrodczy po II wojnie światowej miały nawet mniej dzieci od tych starszych⁹. Dzisiaj bez żadnych wątpliwości można stwierdzić, że wysoka dzietność kobiet w latach pięćdziesiątych była artefaktem statystycznym ujęcia transversalnego w analizie demograficznej¹⁰, który został wywołany przez szereg czynników bezpośrednio

⁹ W niektórych krajach zdarzały się pojedyncze generacje kobiet, które odbiegały od tej prawidłowości, jednakże były to wyjątki od reguły, por. J. Paradysz (1992, s. 76-77).

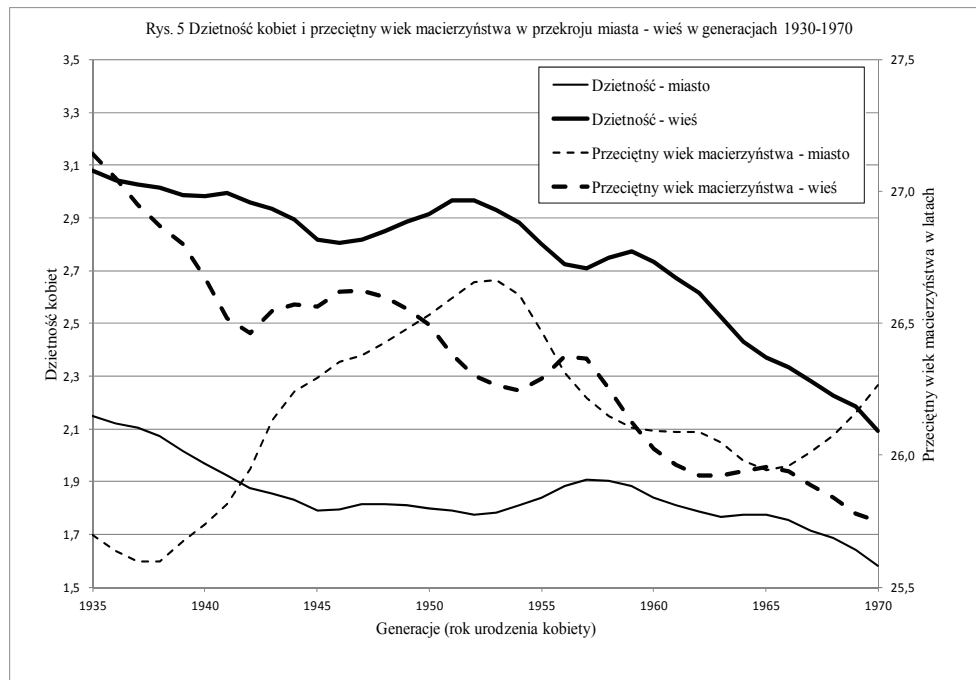
¹⁰ Jest to mechanizm translacji demograficznej, por. M. Kędelski i J. Paradysz (2006, s. 76 – 82).

wpływających na wcześniejszy wiek wychodzenia za mąż i rodzenia dzieci w konkretnych generacjach rzeczywistych urodzonych w latach 1930-1945. Pod względem rozwoju demograficznego Polska nie odbiega od reszty krajów świata. Przeciętny wiek macierzyństwa w Polsce – na rys. 4. są to linie przerywane – i na wsi i w miastach opada do 1990 r., po czym rośnie. Doświadczenie tych krajów, które wcześniej jeszcze przed drugą wojną światową doświadczyły dużego spadku dzietności, poucza, że dzięki mądrej polityce demograficznej jest możliwe odbudowanie właściwego systemu sprzyjającego wartościom prokreacyjnym w rodzinach i reprodukcja ludności nawet na poziomie lekko rozszerzonym. Przykładami takich krajów są państwa skandynawskie a przede wszystkim Francja. Niestety, w Polsce tak jednak nie jest. Typowym błędem polskiej polityki demograficznej¹¹ jest brak reakcji na medialne ośmieszanie rodzin wielodzietnych, imputowanie im braku odpowiedzialności, straszenie trudnościami życiowymi czy wręcz stawianie znaku równości między wielodzietnością a patologią i „ciemnogrodem”.

Oceniając dalej wartość diagnostyczną współczynników dzietności teoretycznej, niestety, nie wiemy dokładnie jak zachowują się konkretne rzeczywiste generacje kobiet będących jeszcze w okresie rozrodczym. Wiele wskazuje na to, że jest to przesuwanie urodzeń na późniejszy okres życia kobiety. Świadczy o tym upowszechnianie się urodzeń pozamałżeńskich i, co za tym idzie, wzrost liczby związków konsensualnych. Jedne i drugie są jednak dużo rzadsze na wsi niż w miastach i nie objaśniają stosunkowo małą różnicę między dzietnością kobiet w miastach i na wsi. Pewne informacje o bieżących zachowaniach prokreacyjnych kobiet w generacjach rzeczywistych można odczytać z dynamiki kształtowania się tych kohort, które zakończyły już swój okres rozrodczy lub niewiele mogą zmienić. W obecnych warunkach europejskich można przyjąć, bez obawy o popełnienie większego błędu, że kobiety powyżej 40 roku życia nie mają większego wpływu na końcową dzietność w ujęciu według generacji. Wobec tego na rys. 5 ograniczyliśmy się tylko do generacji z lat 1935 – 1970. Dla wcześniejszych generacji, które zaczynały swój okres rozrodczy przed 1950 rokiem, brak jest danych z rejestracji bieżącej, a urodzone po 1970r. mogą jeszcze zmienić swoją intensywność i kalendarz płodności. Dotyczy to w szczególności średniego wieku macierzyństwa. Różnice w dzietności między miastami a wsią największe są dla generacji urodzonych w latach 1940-1954, gdzie wynoszą ponad

¹¹ Tutaj można przypomnieć także czynne uczestnictwo władzy komunistycznej w ostrej nagonce medialnej przeciwko rodzinom wielodzietnym w latach 1956-1970. W prasie kierunku ataku na „ciemnogród” wyznaczały takie „inteligentkie” tygodniki jak Argumenty, Polityka i Życie Gospodarcze a „dzieła” dokończyły liczne dzienniki, i to niekiedy organy KW PZPR.

1 dziecko¹². Starsze i młodsze generacje charakteryzowały się mniejszymi różnicami.



Źródło: opracowanie własne

Współczynnik korelacji liniowej między dzietnością generacji miejskich i wiejskich wynosił $+0,78$ a po wyeliminowaniu trendu metodą różniczek zupełnej zmienił znak na przeciwny i był trochę mniejszy ($-0,52$). W obu przypadkach jest to statystycznie istotny związek. Większym wahaniom ulegał średni wiek macierzyństwa. W miastach te wahania były znacznie większe: najpierw niemal liniowy wzrost w generacjach 1938-1953 o prawie jeden rok a potem już trochę mniejszy spadek w generacjach 1954-65. W najmłodszych generacjach miejskich wiek macierzyństwa wzrasta bardzo szybko¹³. O czym to świadczy? Przede wszystkim o dużych zmianach w stosunku prokreacji kobiet w miastach spowodowanych transformacją polityczno-gospodarczą po 1990 r. W przypadku

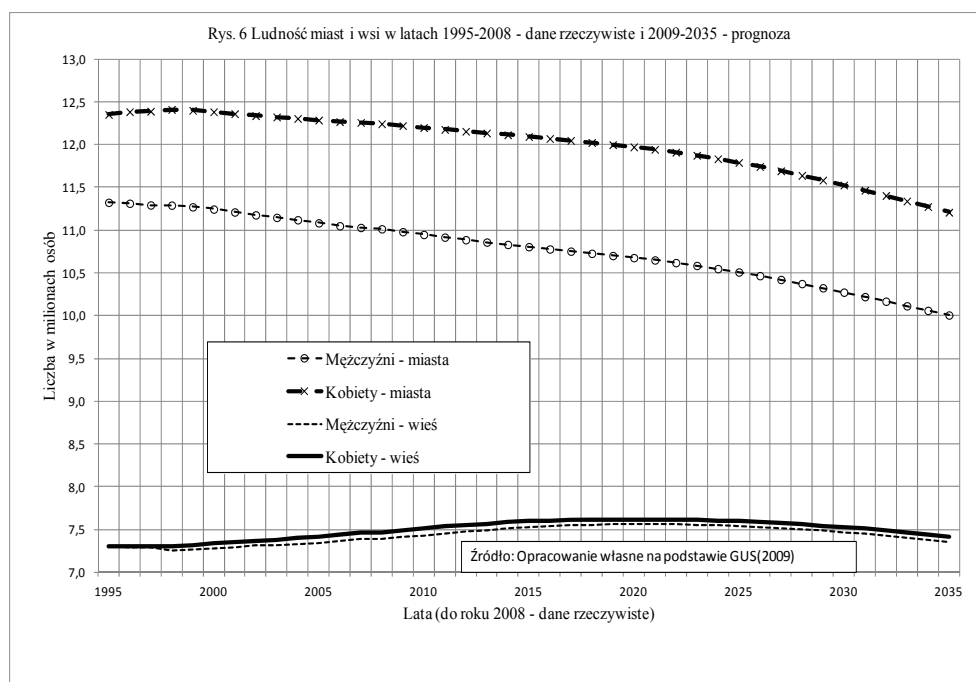
¹² Największa różnica dotyczy generacji 1952, gdzie kobiety mieszkające na wsi urodziły 2,97 dziecka w miastach – 1,77.

¹³ O skali tych przemian mogą świadczyć generacje kobiet w miastach urodzonych w latach 1974-1976, które mają jeszcze kilkanaście lat do zakończenia swojego okresu rozrodczego. Przeciętny wiek macierzyństwa przekroczył 26,7 roku. Na podstawie zwykłej ekstrapolacji krzywych płodności można stwierdzić, że w tych generacjach średnia tego wieku wzrosła jeszcze o prawie rok.

wiejskich generacji kobiet na rys. 5 widoczna jest silna tendencja spadkowa tego wieku. Liniowa funkcja trendu charakteryzuje się dla tego okresu współczynnikiem determinacji 93,0%, jednakże już młodszych kohortach należy oczekiwać silnego jego wzrostu¹⁴, co może wydawać się dziwne, gdyż konflikt trzech karier w warunkach wiejskich nie powinien odgrywać tak dużej roli jak w miastach. Z drugiej jednak strony, i w ujęciu transversalnym i w generacjach rzeczywistych widać upodobnianie się zachowań prokreacyjnych na obu obszarach. Nie jest wykluczone, że wzrost migracji ludności miejskiej na wieś oznacza także przenoszenie tutaj miejskich wzorców rodzinnych.

PROGNOZY ROZWOJU OBSZARÓW WIEJSKICH DO 2035R.

Jak dalej zobaczymy, podobnie jak we Francji H. Le Brasa, także w Polsce wzrost migracji z miast na wieś wyraźnie zaskoczył prognozerów. Jest to widoczne, gdy porównamy ze sobą dwie ostatnie „oficjalne” prognozy Głównego Urzędu Statystycznego 2003 i 2008.

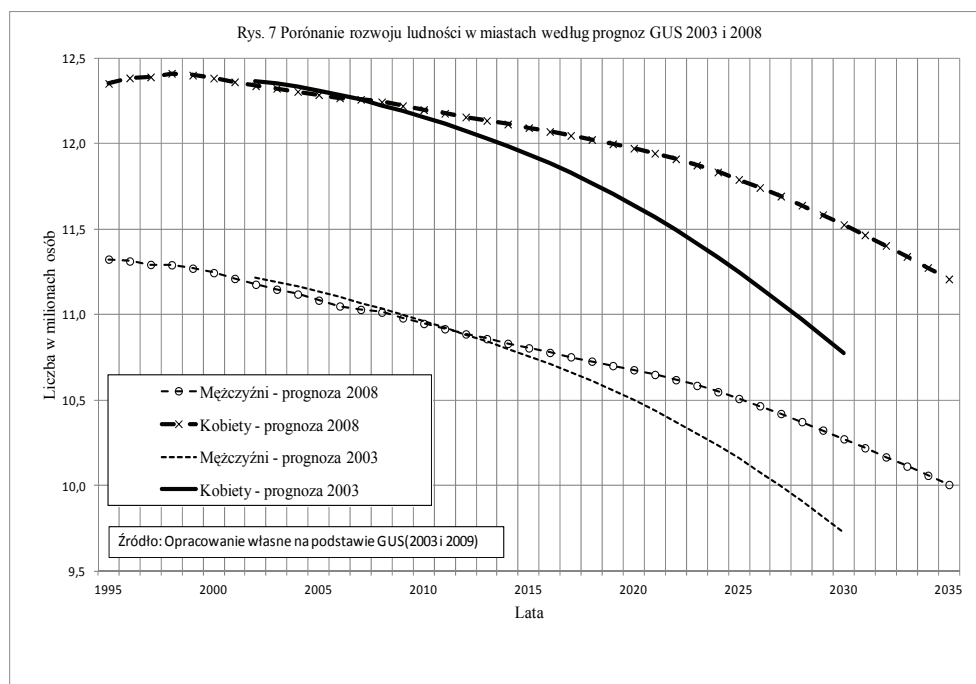


Źródło: opracowanie własne

¹⁴ Wynika to ze wzrostu przeciętnego wieku macierzyństwa w ujęciu transversalnym, patrz rys. 4.

Najpierw prognoza 2008 – rys. 6, która pokazuje dość ostrożne założenie spadku salda migracji z miast na wieś z poziomu 43 tysięcy rocznie w 2008 do 7 tysięcy w 2019. Od 2020 r. zakłada się stałą liczbę salda migrujących z miast na wieś – 4000. We wcześniejszej prognozie założono stopniowo wzrastające saldo migracji z miast na wieś. Z powodu tych rozbieżności warto zestawić obie te prognozy oddzielnie dla każdego obszaru, żeby można było łatwiej dostrzec szczegóły.

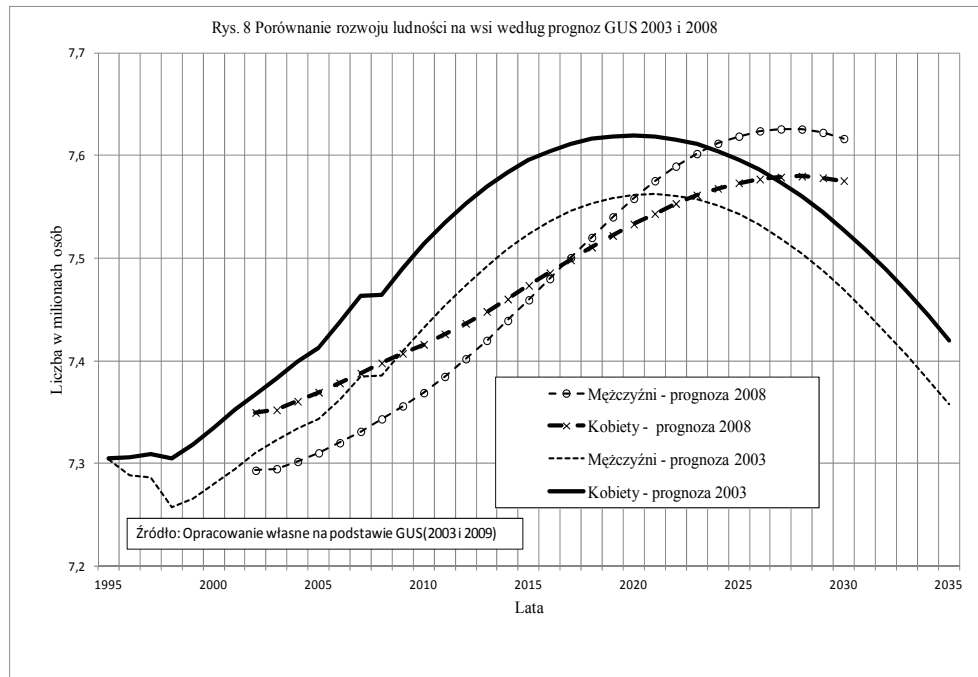
Dynamikę rozwoju ludności w miastach przedstawia rys. 7, gdzie prognozy zakładają spadek jej liczby w całym okresie do 2010-2035 roku. Mniejszy spadek zakłada późniejsza prognoza, co jest wynikiem wzrostu dzietności kobiet i znacznej korekty liczb przyszłych urodzeń. Z drugiej zaś strony zostały niedoszacowane zgony w wyniku niższego spadku umieralności w pierwszej dekadzie XXI wieku. Korekta liczb urodzeń w prognozie 2008 w stosunku do wcześniej była rzędu od 20 do 30% w miastach i od 0,5 do 10% na wsi.



Źródło: opracowanie własne

Z przebiegu krzywych dynamiki przyszłej ludności na wsi – patrz rys. 8 – jak też tendencji związanych z rekultywacją obszarów wiejskich na świecie, wydaje się, że korekty in plus prognozy 2008 powinny pójść znacznie dalej. Można odnieść wrażenie, że prognoza 2008 zawiera także usterki techniczne. Świadczą o tym nieuzasadnione skoki i przesunięcia krzywej dynamiki w latach 2008-2009. Załamania się krzywych przed 2000 rokiem jest prawdopodobnie efektem

przeszacowania liczby ludności kilka lat wstecz po Narodowym Spisie Powszechnym 2002.



Źródło: opracowanie własne

Podsumowując, należy stwierdzić, że analiza demograficzna rozwoju wsi w krajach rozwiniętych jest nieco zaniedbanym obszarem badań. Ma rację H. Le Bras nazywając dynamiczny rozwój najmniejszych komun wiejskich na początku XXI wieku jedną z czterech tajemnic francuskiej demografii. Także w Polsce jest to teren mało zbadany, co pokazały dwie ostatnie prognozy demograficzne wykonane z udziałem najlepszych specjalistów w kraju. Zaskakują nas nowe tendencje w zakresie ruchów migracyjnych, ale czy my wiemy wystarczająco dużo, co kryje się pojęciem wiejskich struktur demograficznych? Czy wiemy jaka jest struktura społeczna, ekonomiczna i zawodowa kobiet biorących udział w reprodukcji ludności na wsi? Jakie są rozmiary migracji zagranicznych pochodzenia wiejskiego? Kto wędruje za chlebem ze wsi w świat a kto do niej wraca? Obszary naszej niewiedzy są tu wprawdzie znaczne, ale dzięki dwóm ostatnim dużym badaniom, jakimi były Powszechny Spis Rolny 2011 oraz Narodowy Spis Powszechny, możemy uzyskać odpowiedzi na niektóre z tych pytań.

BIBLIOGRAFIA

- Chesnais J.-C. (1984) La transition démographique: étapes, formes, implications économiques. Etude de series temporelles (1720-1984) relatives a 67 pays. INED Travaux et Documents Cahier, No. 113, INED; Presses Universitaires de France: Paris
- GUS (2009) Prognoza ludności na lata 2008–2035. Departament Badań Demograficznych, Główny Urząd Statystyczny, Warszawa.
- INED (2012) Base de données des pays développés. L' Institut National d'Études Démographiques, (http://www.ined.fr/fr/pop_chiffres/bdd_conjoncture/).
- Kędelski M., Paradysz J. (2006) Demografia. Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Poznaniu, Poznań
- Lesthaeghe, R. J., Neidert, L. (2009) US Presidential Elections and the Spatial Pattern of the American Second Demographic Transition. *Population and Development Review*, vol. 35, no 2, s. 391-400.
- Le Bras H. (2007) Les 4 mystères de la population française. Odile Jacob, Paris.
- Okólski M. (2004) Demografia. Wydawnictwo Naukowe SCHOLAR. Warszawa.
- Paradysz J. (1992) Dzietność kobiet w Polsce. Wyniki Narodowego Spisu Powszechnego 1988. Główny Urząd Statystyczny, Warszawa.
- Paradysz J. (2003) Poland and Ukraine: demographic consequences of two ways of come-back from the communism. [w:] J. Jóźwiak, E. I. Kotowska (red.) *Population of Central and Eastern Europe. Challenges and Opportunities*. European Population Conference, Warsaw. Poland 26-30 August, 2003, Statistical Publishing Establishment, Warszawa 2003. s. 543-558.
- Paradysz J. (2004) Polska i Ukraina: demograficzne nasłidki dwóch szlajachw widchodżennja wid komunizmu. *Rehionalna Ekonomika*, nr 1 (31), s. 35 - 47.
- Paradysz J. (2006) Społeczna ocena bilansu piętnastolecia w świetle długości trwania życia i statystyki gospodarczej. [Ucrainica Polonica], vol. 2, Wydawniczyj Centr Kyjivśkoho Nacjonalnoho Uniwersytetu, Kyjiv – Żytomyr 2005 [druk 2006].
- Paradysz J., Sztudynger J. J. (2011) Prognoza podstawowych wskaźników społeczno-ekonomicznych dla Polski Zachodniej do 2020 r. „Porozumienie w sprawie podjęcia wspólnych prac nad strategią i programem operacyjnym rozwoju Polski zachodniej”. Urząd Marszałkowski w Poznaniu, 30 kwietnia 2011.
- Zatoński W. (1999) The Dynamic of Mortality in Poland, [w:] *Health and Mortality Issues of Global Concern*. United Nations, Department of Economic & Social Affairs, Population Division, New York, 1999, s. 227 - 261.

DEVELOPMENT OF RURAL POPULATION: TRENDS AND PERSPECTIVES (1950-2030)

Abstract: In this paper we discuss the development of the rural population in Poland over the past 60 years and the latest demographic projections of Central Statistical Office. The main objects of our attention are the demographic processes in rural-urban cross-section.

Poland belongs to the less urbanized countries in Europe. Among Polish neighbors, a lower proportion of urban population is only in Slovakia. However, in the past, differences in the level of urbanization between Poland and other European countries were much higher. In the years 1950-1990 the percentage of urban population in Poland increased from 35 to 62%. However, since 1990, share of rural population has ceased to fall and in the last few years have seen a decline in urbanization even in our country. The main reason for the change is a systematic change in the directions of rural-urban migration. More and more urban population moves to the village. Quite interestingly, this process began much earlier than the changed political system in Poland. Since 1975, decreases systematically negative balance of net rural-urban migration. Since 2000, more and more of the population migrates to the country than comes out.

We also pay attention that a similar phenomenon of the growing importance of the share of rural population also occurs in other countries. However, while Poland is following the European countries also in the sphere of customary transformation, the village population seems to be the mainstay of traditional family values.

Keywords: rural population, rural-urban migration, total fertility rates, life expectation at birth, first and second demographic transition theories

OPTYMALIZACJA PRODUKCJI ROŚLINNEJ JAKO NIELINIOWE ZAGADNIENIE ROZDZIAŁU

Wojciech Sikora

Katedra Badań Operacyjnych, Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu
e-mail: w.sikora@ue.poznan.pl

Streszczenie: W pracy sformułowano problem optymalizacji produkcji roślinnej jako nieliniowe zagadnienie rozdziału. Jest to zadanie programowania kwadratowego, dla którego rozwiązania zaproponowano uogólnioną metodę quasi-baz. Rozważania zilustrowano przykładem liczbowym.

Słowa kluczowe: optymalizacja produkcji roślinnej, nieliniowe zagadnienie rozdziału, uogólniona metoda quasi-baz.

WSTĘP

Klasyczne zagadnienie rozdziału, zwane często uogólnionym zagadnieniem transportowym, rozważa sytuację, kiedy pewien podstawowy środek produkcji, znajdujący się w wielu miejscach, należy tak rozdzielić między różne działalności, aby koszt uzyskania określonej ilości wyrobów był minimalny.

Dobrym przykładem zagadnienia rozdziału jest sytuacja, w której środkiem podstawowym jest ziemia, a działalnościami – uprawy poszczególnych roślin. Każda uprawa charakteryzuje się dwoma parametrami: kosztem uprawy (w tys. zł/ 1 ha) oraz wydajnością uprawy (w tonach z 1 ha).

Poza klasycznym zagadnieniem rozdziału, rozpatruje się wiele innych zagadnień tego typu (zob. np. [Golsztein i in. 1969, Liqun Qi 1969, Sikora 2003, Sikora 2004, Sikora 2008, Sikora 2010]). W pracy sformulujemy model optymalizacji produkcji roślinnej jako nieliniowe zagadnienie rozdziału, przedstawimy ideę specjalnego algorytmu rozwiązywania takiego zagadnienia. Rozważania zilustrujemy niewielkim przykładem liczbowym, pokazującym jakie dane są niezbędne oraz jakie informacje dostarcza optymalne rozwiązanie.

Model ten może być wykorzystany jako narzędzie analizy makroekonomicznej. Do analiz mikroekonomicznych bardziej zasadne jest stosowanie liniowych zagadnień rozdziału¹.

MODEL MATEMATYCZNY ZAGADNIENIA OPTYMALIZACJI PRODUKCJI ROŚLINNEJ

Rozważmy następującą sytuację decyzyjną. W kraju wyróżniamy m rejonów uprawy, o zbliżonych możliwościach produkcyjnych. Możemy uprawiać n roślin. Zakładamy, że każdą roślinę można uprawiać w dowolnym rejonie, ale z różną wydajnością i kosztem uprawy. Znamy zasób ziemi w każdym rejonie, którą można przeznaczyć pod uprawę roślin.

Przyjmujemy, że cena ziemi w każdym rejonie zależy od wielkości popytu na nią (obszar uprawy). Roczny koszt użytkowania 1 ha ziemi zależy zatem od ceny ziemi w rejonie i okresu jej amortyzacji. Koszt użytkowania ziemi w rejonie jest tym samym zależny od wielkości uprawy w tym rejonie. Podobnie ceny produktów roślinnych zależą od wielkości podaży tych produktów (wielkości produkcji).

Mamy ustalić taki plan uprawy wszystkich roślin w poszczególnych rejonach, aby roczny dochód z produkcji roślinnej był maksymalny. Przez dochód rozumiemy różnicę między przychodem ze sprzedaży produktów roślinnych, a kosztami uprawy oraz kosztem użytkowania ziemi.

Oznaczmy przez:

x_i - obszar uprawy w i -tym rejonie (w ha),

k_i - roczny koszt użytkowania 1 ha w i -tym rejonie (w tys. zł),

k_i^* - minimalny roczny koszt użytkowania 1 ha w i -tym rejonie (w tys. zł),

h_i - tempo wzrostu kosztu użytkowania, jeżeli obszar uprawy wzrasta o 1 ha.

$g_i(x_i)$ - łączny koszt użytkowania ziemi w i -tym rejonie, jeżeli obszar uprawy wynosi x_i ,

$$g_i(x_i) = k_i x_i = (k_i^* + h_i x_i) x_i \quad (1)$$

c_j - cena sprzedaży 1 tony j -tego produktu (w tys. zł),

c_j^* - tempo spadku ceny, jeżeli podaż j -tego produktu wzrasta o 1 tonę,

y_j - wielkość produkcji j -tego produktu w tonach,

$f_j(y_j)$ - przychód ze sprzedaży j -tego produktu, jeżeli wielkość produkcji wynosi y_j ,

$$f_j(y_j) = c_j y_j = (c_j^* - c_j y_j) y_j \quad (2)$$

x_{ij} - wielkość uprawy j -tej rośliny w i -tym rejonie (w ha),

a_i - podaż ziemi w i -tym rejonie (w ha),

¹ Więcej o różnych modelach i metodach optymalizacji w rolnictwie zobacz np. Marszałkowicz T. (1986) Metody programowania optymalnego w rolnictwie, PWE, Warszawa.

b_j - popyt na j -ty produkt (w tonach),

w_{ij} - wydajność uprawy j -tej rośliny w i -tym rejonie (w tonach z 1 ha),

k_{ij} - koszt uprawy 1 ha j -tej rośliny w i -tym rejonie (w tys. zł).

Model matematyczny nieliniowego zagadnienia rozdziału produkcji roślinnej można zapisać następująco: znajdź takie wartości zmiennych x_{ij} , x_i , y_j , aby:

$$f(X) = \sum_{j=1}^n f_j(y_j) - \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^n k_{ij} x_{ij} - \sum_{i=1}^m g_i(x_i) \rightarrow \max \quad (3)$$

$$\sum_{j=1}^n x_{ij} = x_i \leq a_i \quad (i = 1, \dots, m) \quad (4)$$

$$\sum_{i=1}^m w_{ij} x_{ij} = y_j \leq b_j \quad (j = 1, \dots, n) \quad (5)$$

$$x_{ij}, x_i, y_j \geq 0 \quad (i = 1, \dots, m; j = 1, \dots, n) \quad (6)$$

Model (3) – (6) oznaczamy jako zadanie W. Jest to zadanie programowania kwadratowego. Można je rozwiązać ogólnymi metodami programowania nieliniowego korzystając np. z Solvera albo zastosować algorytm specjalny oparty na uogólnieniu metody potencjałów i metody quasi-baz (zob. [Sikora 1990, Sikora 1993]).

MODEL PRZEKSZTAŁCONY I ZADANIE DUALNE

Zadanie W można zapisać w równoważnej postaci eliminując zmienne x_i oraz y_j , a wprowadzając zmienne swobodne z_i oraz v_j . Mamy więc ustalić takie wartości zmiennych x_{ij} , z_i oraz v_j , aby:

$$g(X) = \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^n u_{ij} x_{ij} - \sum_{i=1}^m h_i z_i^2 - \sum_{j=1}^n e_j v_j^2 = \max \quad (7)$$

$$\sum_{j=1}^n x_{ij} + z_i = a_i \quad (i = 1, \dots, m) \quad (8)$$

$$\sum_{i=1}^m w_{ij} x_{ij} + v_j = b_j \quad (j = 1, \dots, n) \quad (9)$$

$$x_{ij}, z_i, v_j \geq 0 \quad (i = 1, \dots, m; j = 1, \dots, n) \quad (10)$$

gdzie:

u_{ij} - minimalny dochód krańcowy z uprawy w i -tym rejonie j -tej rośliny,

$$u_{ij} = (c_j^* - 2e_j b_j) w_{ij} - (k_i^* + 2h_i a_i) - k_{ij} \quad (11)$$

Między wartościami funkcji celu modeli P i W zachodzi następująca zależność:

$$f(X) = g(X) + S \quad (12)$$

$$S = \sum_{i=1}^m h_i a_i^2 + \sum_{j=1}^n e_j b_j^2 \quad (13)$$

Oznaczmy model (7) – (10) jako zadanie P. Dla zadania P można utworzyć zadanie dualne: znajdź takie wartości zmiennych $z_i, v_j, \alpha_i, \beta_j$, aby:

$$L(\alpha, \beta, z, v) = \sum_{i=1}^m \alpha_i a_i + \sum_{j=1}^n \beta_j b_j + \sum_{i=1}^m h_i z_i^2 + \sum_{j=1}^n e_j v_j^2 = \min \quad (14)$$

$$\alpha_i + w_{ij} \beta_j \geq u_{ij} \quad (i = 1, \dots, m; j = 1, \dots, n) \quad (15)$$

$$\alpha_i \geq -2h_i z_i \quad (i = 1, \dots, m) \quad (16)$$

$$\beta_j \geq -2e_j v_j \quad (j = 1, \dots, n) \quad (17)$$

Na podstawie zadania dualnego (14) – (17) łatwo sformułować kryterium optymalności zadania P. Niech Δ_{ij} , będzie wskaźnikiem optymalności zadania P dla pola $\langle i, j \rangle$, czyli obszaru uprawy j-tej rośliny w i-tym rejonie. Wskaźnik ten liczymy w następujący sposób:

$$\Delta_{ij} = \begin{cases} u_{ij} - \alpha_i - w_{ij} \beta_j & (i = 1, \dots, m; j = 1, \dots, n) \\ -2h_i z_i - \alpha_i & (i = 1, \dots, m; j = n+1) \\ -2e_j v_j - \beta_j & (i = m+1; j = 1, \dots, n) \end{cases} \quad (18)$$

Niech X będzie rozszerzoną macierzą upraw o wymiarach $(m+1)(n+1)$. Wówczas można sformułować następujące stwierdzenie.

Twierdzenie 1. Jeżeli X jest rozwiązaniem dopuszczalnym zadania P, dla którego:

$$\Delta_{ij} = 0 \quad \text{dla } x_{ij} > 0 \quad (19)$$

$$\Delta_{ij} \leq 0 \quad \text{dla } x_{ij} = 0 \quad (20)$$

to X jest optymalnym planem upraw.

UOGÓLNIIONA METODA QUASI-BAZ DLA ZADANIA P.

Ogólna idea tej metody sprowadza się do realizacji następujących kroków:

- A. Utwórz początkową, rozszerzoną tablicę rozdziału.
- B. Wyznacz początkowe rozwiązanie dopuszczalne zadania P.
- C. Sprawdź, czy aktualne rozwiązanie zadania spełnia kryterium optymalności (19) – (20).

Jeżeli tak, to idź do kroku F.

Jeżeli nie, idź do kroku D.

- D. Ustal w tablicy rozdziału pole centralne, schemat poprawy rozwiązania i odpowiadający mu układ koordynacyjny.
- E. Wyznacz dopuszczalny opływ rozwiązując układ koordynacyjny i na jego podstawie wyznacz nowe dopuszczalne rozwiązanie, nie gorsze od poprzedniego i wróć do kroku C.
- F. Koniec obliczeń. Wyznaczono rozwiązanie optymalne.

Początkowa, rozszerzona tablica rozdziału ma wymiar $(m+1)(n+1)$. Każde rzeczywiste pole $\langle i, j \rangle$ charakteryzuje się dwoma parametrami:

u_{ij} – minimalny dochód krańcowy,

w_{ij} – wydajność z 1 ha uprawy.

Dla wiersza dodatkowego $(m+1)$ i kolumny dodatkowej $(n+1)$ dochód krańcowy jest zmienny i ustalamy go w zależności od wielkości v_j bądź z_i zgodnie z wzorem:

$$u_{m+1,j} = -2e_j v_j \quad (j = 1, \dots, n) \quad (21)$$

$$u_{i,n+1} = -2h_i z_i \quad (i = 1, \dots, m) \quad (22)$$

Dla pól fikcyjnych ze względu na interpretację zmiennych x_{ij} , $w_{ij}=1$.

Początkowe rozwiązanie dopuszczalne zadania P ustalamy metodą maksymalnego elementu. W polu $\langle k, l \rangle$ o maksymalnym dochodzie krańcowym przydzielamy maksymalny obszar, na jaki pozwalają dostępny jeszcze zasób ziemi w k -tym rejonie i niezaspokojony popyt na l -ty produkt.

Aby wyznaczyć kryterium optymalności zgodnie z wzorem (18), ustalamy najpierw wartości zmiennych dualnych α_i , β_j , związane z każdym rejonem lub produktem.

Oznaczmy przez Q zbiór wszystkich pól quasi-bazowych, dla których przydział $x_{ij} > 0$, a przez N – zbiór pozostałych pól, na których przydział $x_{ij} = 0$.

Przyjmujemy umownie, że $\alpha_{m+1} = \beta_{n+1} = 0$, pozostałe α_i oraz β_j wyznaczamy rekurencyjnie, tak aby:

$$\alpha_i + w_{ij}\beta_j = u_{ij} \quad \langle i, j \rangle \in Q. \quad (23)$$

Dla pozostałych tras, nie quasi-bazowych, obliczamy wskaźniki kryterium optymalności następująco:

$$\Delta_{ij} = u_{ij} - \alpha_i - w_{ij}\beta_j \quad \langle i, j \rangle \in N. \quad (24)$$

Jeżeli:

$$\Delta_{ij} \leq 0 \quad \langle i, j \rangle \in N \quad (25)$$

to rozwiązanie X jest rozwiązaniem optymalnym zadania P.

Gdy rozwiązanie X nie jest optymalne, to szukamy pola centralnego $\langle k, l \rangle$, dla którego wskaźnik optymalności jest maksymalny, czyli:

$$\Delta_{kl} = \max \{ \Delta_{ij} \mid \langle i, j \rangle \in N \} \quad (26)$$

Mając ustalone pole centralne, określamy schemat poprawy rozwiązania. Schemat ten, poza polem centralnym, przechodzi tylko przez pola quasi-bazowe.

Wskazuje on, jakie należy dokonać zmiany na poszczególnych polach w obszarze uprawy, jeżeli zwiększamy ten obszar na polu centralnym o jednostkę (np. o 1 ha, o 1 tys. ha), aby ograniczenia bilansowe dotyczące podaży i popytu zostały zachowane.

Schemat ten ma postać 1 drzewka, jeżeli liczba tras quasi-bazowych jest równa $n+m$ lub kilka drzewek, gdy liczba tras quasi-bazowych jest większa od $n+m$. Każde drzewko ma jedną gałązkę, jeżeli trasa centralna, która tworzy korzeń drzewa, jest trasą fikcyjną lub dwie gałązki, jeżeli trasa centralna nie jest trasą fikcyjną. Gałązka jest gałązką prostą, jeżeli kończy się na trasie fikcyjnej lub tworzy cykl, jeżeli nie ma takiego zakończenia.

Na podstawie schematu poprawy ustalamy dopuszczalny opływ, czyli wielkość ostatecznej zmiany na polu centralnym, która także określa zmiany na innych polach tworzących schemat poprawy. Aby ten opływ wyznaczyć, tworzymy układ koordynacyjny, składający się z s równań z s niewiadomymi, gdzie s jest liczbą drzewek tworzących schemat poprawy. Rozwiązanie układu koordynacyjnego jest ewentualnie korygowane, aby zmiany nie powodowały ujemnych przydziałów ($x_{ij} < 0$).

Nowe rozwiązanie $X' = [x'_{ij}]$ wyznaczamy zgodnie z wzorem:

$$x'_{ij} = \begin{cases} x_{ij} + s_{ij} \sum_{r \in V_{ij}} w_r & \langle i, j \rangle \in S \\ x_{ij} & \langle i, j \rangle \notin S \end{cases} \quad (27)$$

gdzie:

S – zbiór pól tworzących schemat poprawy,

V_{ij} – zbiór drzewek przechodzących przez pole $\langle i, j \rangle$,

s_{ij} – współczynnik zmiany jednostkowej dla pola $\langle i, j \rangle$.

w_r – wartość opływu dla r -tego drzewka.

PRZYKŁAD LICZBOWY

Rozważmy przykład liczbowy ilustrujący sam problem i sposób jego rozwiązywania. Dla prostoty rozważań przyjmijmy, że wyróżniamy tylko dwa rejony (R_1, R_2) oraz uprawę dwóch roślin (P_1, P_2). Znamy podaż ziemi w każdym rejonie (w ha), popyt na produkty (w tonach), koszt uprawy 1 ha każdej rośliny, w każdym rejonie (w tys. zł) oraz wydajność (w tonach z 1 ha). Przedstawiono je w tabeli 1 (wielkości te nie odpowiadają realiom produkcji roślinnej).

Tabela 1. Warunki gospodarowania

	P1	P2	a_i
R1	8 2	4 2	10
R2	3 1	13 2	10
b_j	18	24	

Źródło: dane własne

Tabela 2. Macierz minimalnych dochodów krańcowych

$k_i \backslash p_j$	12	16
30	-14	-2
25	-16	-6

Źródło: obliczenia własne

Oszacowano liniowe równania kosztu korzystania z 1ha ziemi w obu rejonach, zależne od obszaru uprawy:

$$k_1 = 20 + 0,5x_1, \quad k_2 = 15 + 0,5x_2.$$

Podobnie dla obu roślin, oszacowano liniowe równania ceny 1 tony każdego produktu, zależnej od wielkości produkcji:

$$c_1 = 30 - 0,5y_1, \quad c_2 = 40 - 0,5y_2.$$

Na ich podstawie ustalono maksymalny koszt krańcowy korzystania z ziemi w i-tym rejonie (k_i) oraz minimalny przychód krańcowy z uprawy każdej rośliny (p_j) oraz minimalny dochód krańcowy dla każdego pola uprawy (u_{ij}). Wielkości te podano w tabeli 2.

W tabeli 3 wyznaczono początkowy plan uprawy X1. Liczby podane w każdym polu charakteryzują w zależności od położenia następujące wielkości:

u_{ij}	w_{ij}
Δ_{ij}	x_{ij}

Tabela 3. Plan uprawy X1

$a_i \backslash b_j$	18	24		α_i
10	-14 2 8	-2 2 10	0 1 2	-2
10	-16 1 8	-6 2 2	0 1 6	-6
	-10 1 10	0 1 0		0
β_j	-10	0	0	

Źródło: obliczenia własne

Rysunek 1. Schemat poprawy planu X1

+1*	-1	
-1	+1	
+1-2		

Źródło: obliczenia własne

Plan X1 nie jest optymalny. Maksymalny wskaźnik kryterium optymalności $\Delta_{11}=8$, co oznacza, że pole $\langle 1,1 \rangle$ jest polem centralnym, generującym schemat poprawy rozwiązania podany na rysunku 1 (* oznacza pole centralne).

Na rysunku 1 jest jedno drzewko poprawy, z dwoma gałęziami, więc układ koordynacyjny ma postać:

$$1^2w=8.$$

Ponieważ $w=8 \leq \min\{10, 8, 10\}$, więc opływ nie ulega korekcie.

Wartość funkcji celu $g(X1)=-210$, stała $S=550$. Tym samym dochód dla planu X1, czyli $D(X1)=g(X1)+S=-210+550=340$ tys. zł. Nowy dochód $D2=340+(8/2)8=372$ tys. zł. Nowy plan upraw X2, wyznaczony na podstawie schematu poprawy i wartości opływu, zawiera tabela 4.

Tabela 4. Plan uprawy X2

$a_i \backslash b_j$	18	24		α_i
10	-14 2 8	-2 2 2	0 1 10	-10
10	-16 1 0	-6 2 10	0 1 14	-14
	-2 1 2	0 1 -4	X	0
β_j	-2	-4	0	

Źródło: obliczenia własne

Rysunek 2. Schemat poprawy planu X2

-1	+1	
	-1	+1*
+2		

Źródło: obliczenia własne

Plan X2 jest nieoptymalny. Kolejne pole centralne $\langle 2,3 \rangle$. Schemat poprawy zawiera rysunek 2. Równanie koordynacyjne ma postać:

$$(2^2+1^2)w=14, \text{ czyli } w=2,8.$$

Opływ nie ulega korekcie, gdyż $w=2,8 \leq \min\{10, 8\}$. Kolejny plan X3 zawiera tabela 5. Nowy zwiększony dochód $D3=372+(14/2)2,8=391,6$.

Tabela 5. Plan uprawy X3

$a_i \backslash b_j$	18	24		α_i
10	-14 2 5,2	-2 2 4,8	0 1 -1,2	1,2
10	-16 1 -5,2	-6 2 7,2	-2,8 1 2,8	-2,8
	-7,6 1 7,6	0 1 1,6	X	0
β_j	-7,6	-1,6	0	

Źródło: obliczenia własne

Rysunek 3. Schemat poprawy planu X3

+1/2	-1/2				
				-1/2	+1/2
-1	+1*			+1*	

Źródło: obliczenia własne

Ponieważ schemat poprawy na rysunku 3 zawiera dwa drzewka, więc układ koordynacyjny ma dwa równania o następującej postaci:

$$\begin{aligned}(1^2+1^2)w_1+1^2w_2&=1,6 \\ 1^2w_1+[1^2+(1/2)^2]w_2&=1,6\end{aligned}$$

Rozwiązaniem tego układu jest $w_1=4/15$, $w_2=16/15$. Obydwa opływy są dopuszczalne. Nowy plan X4 zawiera tabela 6. Dla planu tego zwiększony dochód $D_4=391,6+(1,6/2)4/3=392,67$ tys. zł. Jest to rozwiązanie optymalne, gdyż wszystkie wskaźniki optymalności są ujemne. Charakterystykę rozwiązania optymalnego podano obok tabeli 6.

Tabela 6. Plan uprawy X4

$b_j \backslash a_i$	18	24		α_i
10	$-14/2$ $16/3$	$-2/2$ $14/3$	$0/1$ $-2/3$	$2/3$
10	$-16/1$ $-16/3$	$-6/2$ $20/3$	$10/3/1$ $10/3$	$-10/3$
	$-22/3/1$ $22/3$	$4/3/1$ $4/3$		0
β_j	$-22/3$	$-4/3$	0	

Źródło: obliczenia własne.

Obszar uprawy: $x_1=10$ ha, $x_2=20/3$ ha.

Wielkość produkcji:

$y_1=32/3$ tony, $y_2=68/3$ tony.

Koszt korzystania z 1 ha ziemi:

$k_1=25$ tys. zł, $k_2=18,33$ tys. zł.

Cena 1 tony produktów:

$c_1=24,66$ tys. zł, $c_2=28,66$ tys. zł.

Przychody ze sprzedaży:

$f_1(y_1)=263,11$ tys. zł,

$f_2(y_2)=649,78$ tys. zł.

Koszt użytkowania ziemi:

$g_1(x_1)=250$ tys. zł, $g_2(x_2)=122,22$ tys. zł.

Koszt uprawy $K_u=148$ tys. zł.

$$D=P-K_z-K_u=912,89-372,22-148=392,67 \text{ tys. zł}$$

Dochody krańcowe na polach, gdzie jest prowadzona uprawa, są oczywiście zerowe ($\Delta_{ij}=0$), natomiast na polu $\langle 2,1 \rangle$ dochód krańcowy jest ujemny ($\Delta_{21}=-16/3$). Na tym polu nie opłaca się uprawiać P1, mimo iż mamy tutaj najniższe koszty uprawy 1 ha, a także koszt użytkowania ziemi w tym rejonie jest niższy niż w rejonie R1.

Zwiększenie popytu na produkty P1 i P2 nie zwiększy dochodów, ponieważ popyt ten jest aktualnie niewykorzystany. Podobnie jest z podażą ziemi w rejonie R2. Natomiast zwiększenie ziemi w rejonie R1 zwiększa dochód o $2/3$. Małe wykorzystanie możliwości produkcyjnych wynika z przyjętych równań cen.

WNIOSKI

Przedstawiona w pracy propozycja optymalizacji ma charakter teoretyczny. Aby ją wykorzystać do analiz makroekonomicznych lub regionalnych, potrzebne są odpowiednie dane. Musimy sensownie określić poszczególne regiony upraw, ustalić podaż ziemi w tych rejonach, koszty uprawy poszczególnych roślin, ich wydajność oraz popyt na poszczególne produkty roślinne. Najtrudniejsze jest trafne

oszacowanie równań kosztu korzystania z 1 ha ziemi oraz równania ceny każdego produktu.

Proponowana uogólniona metoda quasi-baz daje rozwiązanie dokładne. Jak pokazuje sam przykład liczbowy, kolejne przyrosty dochodu są coraz mniejsze, a poprawy kolejnych rozwiązań – bardziej pracochłonne. Można skrócić obliczenia, uzyskując rozwiązanie suboptymalne, jeżeli przerwiemy je w momencie, gdy kolejny przyrost dochodu nie przekracza 1% dochodu już ustalonego.

Gdybyśmy wyznaczyli rozwiązanie początkowe w inny sposób, przyjmując zerowy plan uprawy, to rozwiązanie optymalne w tym przypadku uzyskamy także po trzech poprawkach.

BIBLIOGRAFIA

- Golsztejn E. G., Judin D. B. (1969) Zadaczi lineijnogo programmirowanija transport nogo tipa, Nauka, Moskwa.
- Liqun Qi (1969) The A-Rorest iteration method for the stochastic generalized transportation problem, *Mathematics of Operations Research*, vol. 12, no. 1, February.
- Marszałkiewicz T. (1986) Metody programowania optymalnego w rolnictwie, PWE, Warszawa.
- Sikora W. (1990) Metoda quasi-baz dla problemu transportowo-produkcyjnego z wypukłą funkcją kosztów, *Przegląd Statystyczny*, 37.1.
- Sikora W. (1993) Modele i metody optymalnej dystrybucji dóbr, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Poznaniu, Poznań.
- Sikora W. (2003) Algorytm generujący ścieżek dla zagadnienia rozdziału, w: A. Całczyński red., *Metody i zastosowania badań operacyjnych*, Politechnika Radomska, Radom.
- Sikora W. (2004) Algorytm indeksowy dla zagadnienia rozdziału z kryterium dochodu, w: E. Panek, *Matematyka w ekonomii*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Poznaniu, Poznań.
- Sikora W. (2008) Algorytm drzewa poprawy dla zagadnienia rozdziału z ograniczoną pojemnością pól, w: W. Sikora red., *Z prac Katedry Badań Operacyjnych*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Poznaniu, Poznań.
- Sikora W. (2010) Dwuetapowe zagadnienie rozdziału z kryterium dochodu, w: W. Sikora red., *Z prac Katedry Badań Operacyjnych*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Poznaniu, Poznań.

THE OPTIMIZATION OF CROP PRODUCTION AS NONLINEAR GENERALIZED TRANSPORTATION PROBLEM

Abstract: In this article, the problem of optimization of crop production was formulated as nonlinear generalized transportation problem. As a solution the author proposed generalized quasi-basis method. The illustrative example completes the presentation.

Key words: optimization of crop production, nonlinear generalized transportation problem, generalized quasi-basis method

KONKURENCYJNOŚĆ MIĘDZYNARODOWA ROLNICTWA KRAJÓW UE – KONWERCENCJA CZY DYWERCENCJA?

Jacek Strojny

Katedra Statystyki Matematycznej, Uniwersytet Rolniczy w Krakowie
e-mail: rrstrojn@cyf-kr.edu.pl

Streszczenie: Opracowanie jest przykładem zastosowania wielowymiarowej analizy porównawczej do kwantyfikacji konkurencyjności międzynarodowej gospodarki rolno-żywnościowej. Międzynarodową pozycję konkurencyjną przyrównano do specyficznej formy miary syntetycznej. Tendencje mierników syntetycznych wykorzystano do oszacowania perspektyw zrównywania się poziomów konkurencyjności między badanymi krajami. Badanie empiryczne ukazało sześć wzorców w tym zakresie. Konwergencji wskaźników syntetycznych nie należy oczekiwać w całości zbioru, lecz w podgrupach obiektów.

Słowa kluczowe: konkurencyjność międzynarodowa, gospodarka rolno-żywnościowa, konwergencja

UWAGI WSTĘPNE

W obecnej chwili nie ma powszechnie uznawanej metody oceny konkurencyjności międzynarodowej wraz z odpowiadającymi jej miernikami. W literaturze występuje mnogość koncepcji pomiaru, ale także próby zrównania odmiennych pojęć, a w związku z tym unifikacji ich pomiaru. Brak wyczerpujących propozycji pomiaru to pokłosie problemów z umiejscowieniem konkurencji w teorii mechanizmu rynkowego [Auerbach 1988]. Pojawiły się nawet głosy podważające celowość pomiaru procesów, których definicje nie zostały doprecyzowane [Gries i Hentschel 1994].

Oszacowanie konkurencyjności winno odzwierciedlać wyniki rywalizacji między wszystkimi uczestnikami rynku. Proces rywalizacji konkurencyjnej wymusza poprawę efektywności funkcjonowania, co sugeruje postrzeganie konkurencyjności, jako kategorii względnej. Fakt ten umożliwia wykorzystanie efektywności i jej skutków (np. zmian udziałów rynkowych) celem oceny zmian

konkurencyjności. Metodologie kwantyfikacji zjawiska powiązane są na ogół z teorią międzynarodowej wymiany handlowej bądź teorią wzrostu gospodarczego.

Niniejsze opracowanie to próba kwantyfikacji abstrakcyjnego pojęcia międzynarodowej pozycji konkurencyjnej sektorów rolno-żywnościowych krajów UE z określeniem dalszego przebiegu badanych procesów. W tym celu skorzystano z ekstrapolacji trendów oszacowanych mierników konkurencyjności i określono prawidłowości w zakresie konwergencji wskaźników pomiędzy każdą z par badanych obiektów – krajów.

POMIAR KONKURENCYJNOŚCI I PROGNOZOWANIE DYNAMIKI ZJAWISKA

Zakładając, z określoną tolerancją, naśladowanie drogi rozwojowej badania celujące w szacowaniu dysproporcji poziomów konkurencyjności międzynarodowej rolnictwa, a następnie perspektyw konwergencji mierników pomiędzy obiektami przebiegają w dwu ogólnych etapach:

1. Ocena konkurencyjności w czasie – konstruowanie miernika syntetycznego.
2. Szacowanie perspektyw niwelacji wartości miernika pomiędzy obiektami.

Kwantyfikacja międzynarodowej pozycji konkurencyjnej

W literaturze ekonomicznej tematyka pomiaru obejmuje szeroką gamę aspektów konkurencyjności międzynarodowej. Jednak najważniejsze przejawy zjawiska winny być ze sobą skorelowane. Zatem, także zmiany w zakresie różnych wymiarów konkurencyjności winny znaleźć odzwierciedlenie w zmianach mierników zagadnienia.

Badania porównawcze złożonych zagadnień wspomaga wielowymiarowa analiza porównawcza (WAP) umożliwiająca ukazanie podstaw zróżnicowania i porównywanie badanych obiektów [Wydmus 1984]. Zastosowania WAP zasadzają się na wykorzystaniu zmiennej syntetycznej do reprezentacji złożonego problemu. Istotą miar syntetycznych jest możliwość kwantyfikacji za pomocą pojedynczej wartości problemu, na którego opis składa się znaczna liczba cech. Idea miar syntetycznych jest na tyle uniwersalna, że można ją wykorzystać do ewaluacji międzynarodowej pozycji konkurencyjnej sektorów rolnych krajów UE. Mierniki syntetyczne oszacowano podobnie, jak w opracowaniach Strojny [2005] i Strojny [2006]. Procesowi ewaluacji poddawane są obiekty (sektory rolne krajów UE) P_k ($k = 1, \dots, K$) należące do zbioru (Q). Badanie porównawcze opiera się na zbiorze cech: $X_1, \dots, X_j$, które reprezentują informacje o międzynarodowej wymianie handlowej produktami pochodzenia rolnego w formie wartościowej.

Każdemu obiektowi są przyporządkowane wartości x_{kj} , które są realizacjami liczbowymi j -tej zmiennej opisującej stan k -tego obiektu w okresie t :

$$[x_{kjt}] = \begin{bmatrix} x_{11} & x_{21} & \cdots & x_{1J1} \\ x_{21} & x_{22} & \cdots & x_{2J2} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ x_{K1T} & x_{K2T} & \cdots & x_{KJT} \end{bmatrix}, \quad \begin{matrix} (k = 1, \dots, K), \\ (j = 1, \dots, J), \\ (t = 1, \dots, T). \end{matrix} \quad (1)$$

Procedura kwantyfikacji obejmuje sprowadzenie cech do porównywalności przez normowanie. Unormowaną miarą stanu obiektu k jest wartość z_{kjt} funkcji f_1 :

$$z_{kjt} = f_1(x_{kjt}) = \frac{x_{kjt} - \min_{k, t} x_{kjt}}{\max_{k, t} x_{kjt} - \min_{k, t} x_{kjt}} \quad (2)$$

Na etapie agregacji danych wprowadzono ważenie zmiennych. Za wagi ω_j przyjęto średnie udziały zmiennych (grup towarowych) w eksporcie bądź eksporcie netto całości zbioru krajów UE:

$$\omega_j = \frac{\sum_{k=1; t=1}^{K; T} x_{kjt}}{\sum_{k=1; t=1; j=1}^{K; T; J} x_{kjt}}, \quad \begin{matrix} (k = 1, \dots, K), \\ (j = 1, \dots, J), \\ (t = 1, \dots, T). \end{matrix} \quad (3)$$

Unormowane dane podlegały dwustopniowej agregacji. Miarą syntetyzującą informacje na pierwszym etapie agregacji (zwaną wskaźnikami agregowanymi $[a_{klt}]$) jest wartość funkcji f_2 , która tworzy macierz o wymiarze $(K \times T \times L)$:

$$f_2^l = \frac{1}{n_l} \sum_{j=1}^n \omega_j z_{kjt}, \quad \begin{pmatrix} l, l' = 1, \dots, n \\ n_l \neq n_{l'} \end{pmatrix} \quad (4)$$

gdzie:

n_l – liczba zmiennych tworzących l -ty wskaźnik.

Wskaźniki agregowane $[a_{klt}]$ opisują takie aspekty badanego zjawiska, jak:

- eksport produktów rolnych w wartościach bezwzględnych,
- eksport produktów rolnych w przeliczeniu na osobę,
- eksport netto produktów rolnych w wartościach bezwzględnych,
- eksport netto produktów rolnych w przeliczeniu na osobę.

Kwantyfikację międzynarodowej pozycji konkurencyjnej o charakterze kompleksowym w poszczególnych okresach czasu t ($t = 1, \dots, T$) uzyskano przez poddanie wskaźników $[a_{klt}]$ przekształceniu:

$$[s_{kt}] = \frac{1}{L} \sum_{l=1}^L a_{klt}, \quad \begin{matrix} (k = 1, \dots, K), \\ (t = 1, \dots, T), \\ (l = 1, \dots, L). \end{matrix} \quad (5)$$

Wynik tej transformacji – miernik syntetyczny $\{S_{kt}\}$ obrazuje poziom konkurencyjności międzynarodowej sektorów rolno-żywnościowych krajów UE w poszczególnych okresach badania. Oszacowania miernika syntetycznego formułują wektor o wymiarach $(K \times T \times 1)$.

Ocena dysproporcji rozwojowych procesów konkurencyjnych

Wszelkie procesy o charakterze dynamicznym wykazują zróżnicowanie natężenia w czasie i przestrzeni, co znajduje odzwierciedlenie w ich stabilności bądź jej braku. Stabilność może być utożsamiana z równomiernością zmian natomiast niestabilność wiąże się z wahaniami mierników opisujących proces rozwojowy. W modelach matematycznych procesów ekonomicznych znajduje zastosowanie deterministyczne ujęcie stabilności procesu. Źródłem tej koncepcji upatrywać należy w statycznym ujęciu równowagi wywodzącej się mechaniki klasycznej. Modele takie zakładają stałe tempo wzrostu pewnego, przyjętego syntetycznego wskaźnika procesu gospodarczego. Deterministyczne ujęcie stabilności procesu jest uzasadnione w poszukiwaniach postulowanego wzorca ścieżki rozwojowej. Jednak zdaniem większości autorów stabilność można postulować jedynie w formie odchylenia od stanów równowagi. Uwzględnienie elementu przypadkowości w modelach ekonomicznych nie stoi w sprzeczności z przejawianiem się tendencji stabilności w długich okresach czasu. Niekiedy w miejsce postulatu stabilności jest przyjmowany termin „stacjonarności procesu stochastycznego” [Sokołowski 1977]. Oznacza to, że zmienne losowe w czasie w sposób jednorodny wahają się wokół pewnej średniej tendencji. Kryterium stabilności jest w tym ujęciu brak istotnych zmian w przebiegu sił sprawczych procesu.

Dynamika realnych procesów gospodarczych odzwierciedlana w przebiegach odpowiednich wskaźników jest istotnym aspektem ich analizy. Przyjęcie terminu trend uzasadnia występowanie systematycznych, jednokierunkowych zmian wielkości ekonomicznych. Na podstawie tendencji rozwojowej mogą być formułowane prognozy. Wiążą się one z założeniem o analogii warunków kształtujących prognozowane procesy. Jednak, nawet w sytuacji niezachowania dostatecznych analogii badania tendencji rozwojowej stwarzają szanse określenia pożądanego kształtu badanych procesów, bądź sformułowania prognoz ostrzegawczych.

W kontekście powyższych rozważań konwergencję konkurencyjności międzynarodowej rolnictwa krajów UE oparto o założenie stabilności stopy wzrostu miernika syntetycznego. Stopa wzrostu wskaźnika konkurencyjności przyrównana została do stopy wzrostu trendu liniowego miernika syntetycznego. Oceny perspektyw konwergencji dokonanej w oparciu o wskazaną koncepcję można napotkać w opracowaniach Strojnego [2005] oraz Kukuły i Strojnego [2006]. W badaniach rolnictwa wzmiankowaną koncepcję autor zastosował do pozycjonowania i szacowania perspektyw rozwojowych sektorów mięsnych krajów UE [Strojny 2009].

Wskaźniki syntetyczne $[s_{kt}]$ charakteryzują przedmiot badań ze względu na trend rozwojowy. Dla obiektu k relacja taka przyjmuje postać:

$$Q_{kt} = b_{0k} + b_{1k}t, \quad (6)$$

gdzie dla poszczególnych obiektów k :

Q_{kt} – prognozowana wartość zmiennej syntetycznej dla obiektu k na okres t ,

b_{0k} – stała trendu liniowego,

b_{1k} – współczynnik kierunkowy trendu liniowego,

t – zmienna reprezentująca czas.

Poziomy konkurencyjności w poszczególnych okresach czasu reprezentują adekwatne wartości zmiennej syntetycznej. Tempo zmian miernika syntetycznego oszacowane współczynnikiem kierunkowym jego trendu liniowego zostało utożsamione z szybkością przekształceń badanego procesu.

Tempo zmian miernika syntetycznego ma charakter relatywny – może ono być odnoszone jedynie do obiektów uwzględnionych w badaniu, bądź dla tego samego obiektu może być porównywane między różnymi okresami czasu. Nie należy utożsamiać, np. ujemnego tempa rozwoju obiektu w „relatywnej przestrzeni” ze spadkiem poziomu zjawiska w kategoriach bezwzględnych – wskaźniki syntetyczne ukazują w tym ujęciu, że dany obiekt zmienia się w tempie szybszym niż inny. W rezultacie bezwzględna luka rozwojowa badanego zagadnienia ulega zwiększeniu między obiektami.

Hipotetyczną sytuację niwelacji luki konkurencyjności pomiędzy dwoma krajami przedstawiono na rys. 1. Zaprezentowana tym koncepcja oszacowania okresu wyrównywania się poziomów wskaźników syntetycznych ma charakter idei. W rzeczywistości oba obiekty mogą charakteryzować się rosnącymi tempami wskaźnika syntetycznego, lecz o różnej intensywności. Różnica temp i początkowych poziomów wskaźnika konkurencyjności determinuje możliwość i okres konwergencji.

Dla hipotetycznych obiektów A oraz B prognozę okresu zrównywania się poziomów ich wskaźników syntetycznych można oszacować poprzez wyliczenie różnicy:

$$d_t = T_O - T, \quad (7)$$

gdzie:

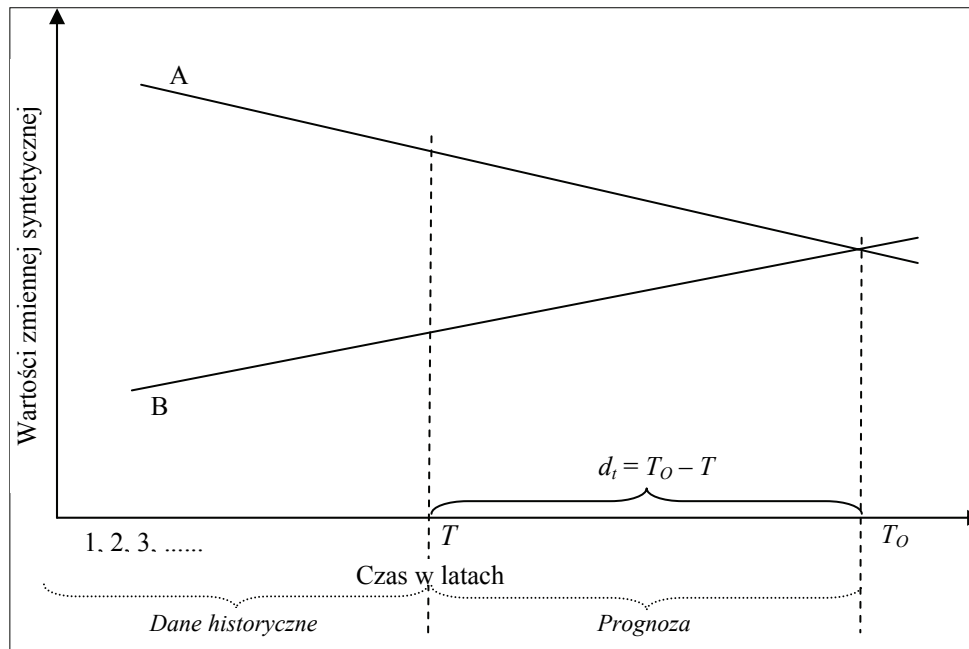
d_t – okres wyrównywania dysproporcji wskaźnika $[s_{kt}]$ pomiędzy obiektami,

T_O – moment zbieżności trendów liniowych zmiennych syntetycznych,

T – ostatni okres dla którego dostępne są dane empiryczne.

Ocena perspektyw konwergencji poziomów badanego zjawiska jest możliwa jedynie, gdy zbieżność trendów zmiennych syntetycznych wystąpi w przedziale, na który dokonywana jest ekstrapolacja trendów miernika syntetycznego. Zbieżność pomiędzy okresem $\{t = 1\}$, a momentem $\{T\}$ to zrównanie się poziomów mierników w przedziale czasu, z którego dostępne są dane empiryczne. Zbieżność poprzedzająca moment $\{t = 1\}$ oznacza tendencję narastania zróżnicowania obiektów wobec początkowych dysproporcji wskaźnika syntetycznego.

Rysunek 1. Schemat szacowania czasu niwelacji dysproporcji rozwojowych pomiędzy hipotetycznymi obiektami A oraz B



Źródło: opracowanie własne

OSZACOWANIA I DYNAMIKA KONKURENCYJNOŚCI

Do oszacowania mierników konkurencyjności wykorzystano informacje o przepływach towarowych – statystyki międzynarodowej wymiany handlowej produktami rolniczymi FAO¹. Informacje te dotyczyły importu oraz eksportu poszczególnych grup produktowych. Dane te stanowiły także podstawę wyznaczenia eksportu netto. Informacje źródłowe dotyczyły międzynarodowej wymiany handlowej produktami pochodzenia rolnego i artykułami rolnymi przetwarzanymi przez przemysł spożywczy oraz płodami rolnymi wykorzystywanymi w innych działach przemysłu. Dane statystyczne obejmowały lata 1993-2006. Sposób agregacji został narzucony przez bazę danych FAOSTAT. Informacje o międzynarodowych obrotach handlowych pozyskano w jednostkach wartościowych.

Analiza porównawcza objęła oprócz zmiennych wyrażonych w wartościach bezwzględnych także wielkości obrotów handlowych przeliczone na wskaźniki względne (*per capita*). Na podstawie przytoczonych informacji oszacowano mierniki syntetyczne $[s_{kt}]$, z którymi utożsamiono międzynarodowe pozycje

¹ FAOSTAT 2009

Tabela 1. Oszacowania czasowe zbieżności wskaźnika międzynarodowej pozycji konkurencyjnej rolnictwa krajów UE i wzorce w zakresie konwergencji miernika

L.p.	Kraj	Symbol	Grupa																									Cyp	Włk	Malta																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																									
			Holandia										Dania				Belgia-Luksemburg				Irlandia				Francja						Niemcy			Hiszpania			Austria		Polska		Węgry		Włochy		Litwa		Bułgaria		Czechy		Łotwa																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																				
			NL		DK		B-L		IRL		F		D		E		A		PL		HU		I		LT		BG				CZ		LV		EL		SK		EE		SI		FIN		P		RO		S																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																						
			1	1	1	1	1	1	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	3	3	3	3	4	4	4	4	4				4	4	4	5	5	5	5	5	5	5	5	5	5	5	5	5	5	6	6	6	6																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																				

Tabela 1. c.d.

L.p.	Kraj	Symbol	Grupa																										Cyp	Wielka Brytania	Malta		
			NL	DK	B-L	IRL	F	D	E	A	PL	HU	I	LT	BG	CZ	LV	EL	SK	EE	SI	FIN	P	RO	S	CY	UK	MT					
			1	1	1	1	2	2	2	2	3	3	4	4	4	4	4	5	5	5	5	5	5	5	5	6	6	6				6	
		b_1		s_{12}																													
16	Grecja	EL	5	-0,002	0,113	-19	-28	-9	-73	-38	3	-2	6	7	-3	3	8	9	13	47	0	16	24	22	54	22	29	20	5	2	234		
17	Słowacja	SK	5	0,001	0,106	-24	-44	-14	-287	-69	1	-6	4	3	-50	-1	-2	100	-28	0	16	0	3	-33	7	53	4	36	9	8	-22		
18	Estonia	EE	5	-0,001	0,101	-23	-38	-13	-151	-56	1	-5	4	3	-24	-1	0	-21	-2	-3	24	3	0	19	11	20	5	17	9	9	-41		
19	Słowenia	SI	5	0,000	0,088	-24	-44	-15	-234	-67	0	-7	3	1	-46	-2	-6	-299	-31	7	22	-33	19	0	14	21	14	15	10	10	-20		
20	Finlandia	FIN	5	-0,002	0,088	-21	-32	-11	-93	-45	2	-4	4	4	-11	1	3	-2	4	38	54	7	11	14	0	16	14	14	9	8	-665		
21	Portugalia	P	5	0,001	0,083	-26	-51	-17	-557	-84	-1	-9	2	-2	-139	-4	-21	66	106	12	22	53	20	21	16	0	17	-8	11	11	-9		
22	Rumunia	RO	5	-0,001	0,083	-22	-36	-13	-126	-52	1	-5	4	3	-20	0	0	-12	0	-11	29	4	5	14	14	17	0	14	9	9	-62		
23	Szwecja	S	5	0,001	0,077	-27	-53	-17	-812	-87	-1	-9	2	-2	-210	-4	-23	50	61	10	20	36	17	15	14	-8	14	0	10	11	-8		
24	Cyp	CY	6	-0,008	0,036	-14	-15	-6	-25	-18	4	0	6	6	2	4	7	6	8	11	5	9	9	10	9	11	9	10	0	10	19		
25	Wielka Brytania	UK	6	-0,006	0,024	-16	-19	-7	-36	-24	3	-1	5	5	0	3	5	5	7	11	2	8	9	10	8	11	9	11	10	0	24		
26	Malta	MT	6	-0,002	0,000	-24	-39	-15	-109	-54	-2	-9	0	-5	-31	-5	-13	-33	-22	-102	234	-22	-41	-20	-665	-9	-62	-8	19	24	0		

Źródło: obliczenia własne

Estymacja współczynników trendu liniowego wskaźnika syntetycznego stanowiła podstawę koncepcji szacunku perspektyw zrównania się poziomów pozycji konkurencyjnej między poszczególnymi parami obiektów. Szacunek ten jest uwarunkowany tempem zmian trendów zmiennych syntetycznych (współczynnik „ b_1 ” – tab. 1) oraz wartościami miernika syntetycznego [s_{kt}] z roku 2006.

Horyzont czasowy tak zdefiniowanej konwergencji przedstawiono w tab. 1. Zawiera ona estymowane wartości – liczbę lat niezbędną do uzyskania zbieżności trendów liniowych wskaźników syntetycznych dla każdej z par obiektów. Prognozy przyjmują za punkt początkowy (zerowa wartość prognozy) ostatni rok badania (2006 r.). Wartości ujemne oszacowań wskazują na proces dywergencji rozpoczynający się przed rokiem 2006. Wysokie (dodatnie bądź ujemne) oszacowania wskaźnika [s_{kt}] można interpretować jako utrzymywanie się stałego dystansu wskaźnika między obiektami.

Analiza współzależności w zakresie perspektyw konwergencji miernika syntetycznego wykazała, że zbieżności oczekiwać należy nie w całości zbioru, ale w podgrupach obiektów. Pomiedzy krajami wchodzącymi w skład różnych skupisk zachodzi proces dywergencji miernika [s_{kt}]. Grupy państw wykazujące tendencję zrównywania się poziomów miernika syntetycznego określono terminem „klubów konwergencji” (tab. 1 – zmienna „Grupa”). Wyróżniono sześć takich skupisk krajów. Ugrupowania te wyłoniono metodą analizy skupień z wykorzystaniem algorytmu Warda. Na etapie formowania „klubów konwergencji” przyjęto następujące założenia o powiązaniach prognozy zbieżności z tendencją zbieżności:

- wyraźna tendencja zbieżności – prognoza poniżej 30 lat,
- umiarkowany charakter tendencji zbieżności – prognoza (30 – 45 lat),
- między dwoma obiektami utrzymuje się stały dystans wskaźnika [s_{kt}] – prognoza o horyzoncie czasowym powyżej 45 lat lub poniżej –45 lat,
- zachodzi dywergencja wskaźnika [s_{kt}] – oszacowania czasowe zbieżności z przedziału (–45, 0 lat].

PODSUMOWANIE

Koncepcja kwantyfikacji międzynarodowej pozycji konkurencyjnej gospodarek rolno-żywnościowych zastosowana w opracowaniu polegała na ocenie wielowymiarowego problemu badawczego z wykorzystaniem miary syntetycznej. Oprócz wartości wskaźników syntetycznych ważnym czynnikiem dywersyfikacji badanych krajów było tempo i kierunek przekształceń konkurencyjności (określane parametrami trendu wskaźnika syntetycznego). Zarówno poziom i tempo zmian konkurencyjności rzutują na kształt relacji konkurencyjnych w przyszłości.

Badanie dynamiki procesów konkurencyjnych oparto na ekstrapolacji trendów liniowych wskaźników syntetycznych oraz na szacunkach czasu niezbędnego do uzyskania zbieżności wskazanych funkcji. Analiza prawidłowości

w tym zakresie wykazała, że procesy zbieżności zachodzą w podgrupach krajów. Według założeń przyjętej metodologii należy to utożsamiać z procesem zrównywania się poziomów konkurencyjności międzynarodowej w wyłonionych grupach krajów, a nie w całości zbioru. Pomiędzy krajami należącymi do różnych skupisk odnotowano proces dywergencji wartości rozpatrywanego miernika.

BIBLIOGRAFIA

- Auerbach D. (1988) *Competition. The Economics of Industrial Change*, Blackwell, Basil.
- Gries T., Hentschel C. (1994) Internationale Wettbewerbsfähigkeit einer Volkswirtschaft - was ist das, *Wirtschaftsdienst*, nr 74, str. 416-422.
- Kukuła K., Strojny J. (2006) Próba oceny kierunków i tempa zmian infrastruktury transportowej w krajach nowoprzyjętych i aspirujących do UE, *Badania Operacyjne i Decyzje*, Oficyna Wydawnicza Politechniki Wrocławskiej, Wrocław, nr 3-4, str. 99-112.
- Sokołowski A. (1977) *Metody badania stacjonarności jednowymiarowych ciągów losowych*, Wydawnictwo AE w Krakowie, Kraków.
- Strojny J. (2005) Opóźnienie rozwojowe infrastruktury transportowej Polski w relacji do zachodnioeuropejskich krajów UE, *Wiadomości Statystyczne*, nr 7, str. 60-74.
- Strojny J. (2006) Poziom rolniczej produkcji roślinnej krajów UE, *Wies i Rolnictwo*, nr 4(133), str. 103-125.
- Strojny J. (2009) Pozycjonowanie krajów UE na międzynarodowym rynku produktów mięsnych, *Roczniki Naukowe SERiA*, t. XI, z. 3, str. 342-348.
- Wydmus S. (1984) *Metody wielowymiarowej analizy rozwoju społeczno-gospodarczego*, Zeszyty Naukowe Akademii Ekonomicznej w Krakowie, seria: Monografie, nr 62, Kraków.

EU COUNTRIES AGRICULTURE'S INTERNATIONAL COMPETITIVENESS – CONVERGENCE OR DIVERGENCE?

Abstract: The study exemplifies an application of the multidimensional comparative analysis aiming at quantification of international competitiveness of the agri-food economy. The international competitive position was equated to a form of a synthetic measure. The coefficients trends allowed quantifying perspectives of equalization of international competitiveness levels between countries. The empirical investigation identified six patterns of the observed interdependences. Convergence should not be expected in the whole set, but in subgroups of objects.

Key words: international competitiveness, agri-food economy, convergence

MIARA ZRÓŻNICOWANIA WYPOSAŻENIA GOSPODARSTW ROLNYCH W TECHNICZNE ŚRODKI PRODUKCJI

Janina Szewczyk

Katedra Statystyki Matematycznej, Uniwersytet Rolniczy w Krakowie
e-mail: janina.szewczyk@ur.krakow.pl

Streszczenie: Wyniki PSR 2010 wskazują na duże zróżnicowanie wyposażenia gospodarstw w ciągniki i maszyny rolnicze w ujęciu terytorialnym. W pracy podjęto próbę utworzenia rankingu województw określającego poziom wyposażenia gospodarstw indywidualnych w maszyny i urządzenia rolnicze. Różnorodne mierniki wyposażenia sprowadzono do stanu porównywalności stosując metodę unitaryzacji zerowanej (MUZ). W oparciu o metody taksonomiczne wyodrębniono 3 grupy województw, których gospodarstwa charakteryzują się wysokim, średnim lub niskim poziomem wyposażenia w maszyny rolnicze.

Słowa kluczowe: ciągniki, maszyny rolnicze, zróżnicowanie przestrzenne

WPROWADZENIE

Od chwili wstąpienia Polski do Unii Europejskiej, techniczne wyposażenie rolnictwa ulega dynamicznym zmianom. Wyniki Powszechnego Spisu Rolnego 2010 (PSR 2010) wskazują, że liczba maszyn i urządzeń rolniczych wzrosła w stosunku do roku 2002, kiedy to został przeprowadzony wcześniejszy spis. Poziom technicznego wyposażenia gospodarstw w Polsce w dużej mierze jest uzależniony od struktury agrarnej regionu, struktury upraw i towarowości gospodarstw. Ponad połowa (53,7%) gospodarstw prowadzących działalność rolniczą wyposażona była w ciągniki. W gospodarstwach indywidualnych znajdowało się 98,4% ogólnej ich liczby. W 2010 r. spisano 1466,3 tys. ciągników, tj. o 9,5% więcej niż w 2002 r. Często jednak ich stan techniczny jest niezadowalający.

Celem niniejszego opracowania jest utworzenie rankingu województw pod względem wyposażenia gospodarstw indywidualnych w maszyny rolnicze, przy

zastosowaniu miernika taksonomicznego. Jest to zagadnienie, które warto monitorować i poddawać analizie wraz z dostępem do nowych danych.

MATERIAŁ I METODYKA BADAŃ

Badania przeprowadzono na podstawie danych GUS, pochodzących z Powszechnego Spisu Rolnego 2010 – „Środki produkcji w rolnictwie”. Zakresem pracy objęto województwa Polski. W badaniach uwzględniono ilościowe wyposażenie gospodarstw indywidualnych w wybrane środki techniczne.

W pierwszym etapie badania, opracowano wskaźniki wyposażenia gospodarstw w wybrane środki techniczne. Wyznaczono je jako relację liczby maszyn i urządzeń rolniczych do powierzchni użytków rolnych.

Na podstawie literatury przedmiotu, wyników zastosowanej metody korelacji cech i oceny zmienności cech, wytypowano z ponad dwudziesto elementowej listy potencjalnych zmiennych, następujące zmienne diagnostyczne:

- X_1 – liczba ciągników na 100 ha UR,
- X_2 – liczba przyczep ciągnikowych na 100ha UR,
- X_3 – liczba kombajnów zbożowych na 1000 ha UR,
- X_4 – liczba kombajnów ziemniaczanych na 1000 ha upraw UR,
- X_5 – liczba silosokombajnów samobieżnych na 1000 ha UR,
- X_6 – liczba rozsiewaczy nawozów i wapna na 100 ha UR,
- X_7 – liczba sadzarek do ziemniaków na 100 ha UR,
- X_8 – liczba opryskiwaczy ciągnikowych sadowniczych na 1000 ha UR,
- X_9 – liczba dojarek bańkowych na 1000 ha UR,
- X_{10} – liczba agregatów uprawowych na 100 UR.

Przyjęta lista zmiennych obejmuje wskaźniki charakteryzujące wyposażenie gospodarstw w maszyny ogólnego przeznaczenia, maszyny do upraw zbóż i roślin okopowych oraz maszyny i urządzenia do produkcji zwierzęcej.

Identyfikacja wybranych zmiennych opisujących zjawisko złożone i tworzących zbiór zmiennych diagnostycznych X polega na zbadaniu kierunku oddziaływania ich na badane zjawisko. Jeżeli oddziałują w sposób korzystny, to należą do podzbioru stymulant (S), jeśli niekorzystnie, to do podzbioru destymulant (D), a jeśli korzystnie w pewnej granicy, po przekroczeniu której działanie zmienia się na niekorzystne, to do nominant (N) [Grabiński... 1989].

W tabeli 1. przedstawiono średnie wartości wytypowanych zmiennych dla kraju, a także wartości minimalne i maksymalne poszczególnych zmiennych oraz stopień ich zróżnicowania wyrażony współczynnikiem zmienności $V(x_j)$.

Tabela 1. Ekstremalne wartości zmiennych diagnostycznych oraz ich zróżnicowanie

Zmienna diagnostyczna	Polska ogółem	Wartość minimalna	Wartość maksymalna	Współczynnik zmienności $V(x_j)$
X_1	9,9	4,4	16,7	0,36
X_2	3,9	2,4	6,4	0,35
X_3	10,9	7,6	17,6	0,24
X_4	5,8	1,2	13,4	0,53
X_5	0,2	0,1	0,4	0,48
X_6	4,2	1,9	6,2	0,31
X_7	2,6	0,9	4,7	0,51
X_8	3,8	0,4	14,1	1,21
X_9	12,5	3,6	20,1	0,41
X_{10}	5,6	1,6	12,5	0,53

Źródło: obliczenia własne

Dane statystyczne na podstawie, których przeprowadzono analizę tworzą macierz:

$$[x_{ij}] = \begin{bmatrix} x_{11} & x_{12} & \cdots & x_{1,10} \\ x_{21} & x_{22} & \cdots & x_{2,10} \\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\ x_{16,1} & x_{16,2} & \cdots & x_{16,10} \end{bmatrix} \quad (1)$$

gdzie x_{ij} oznacza wartość cechy X_j dla i -tego województwa.

W celu wyznaczenia zmiennej syntetycznej, która umożliwi ocenę województw oraz porównywanie ich między sobą, dokonano normalizacji zmiennych. W niniejszej pracy zmienne zostały poddane unitaryzacji.

Niech z_{ij} oznacza wartość nowej zmiennej, która zostaje przyporządkowana i -temu obiektowi ze względu na wartość j -tej zmiennej, charakteryzującej ten obiekt. Zatem z jest pewną transformacją zmiennej x i wyznaczono ją następująco [Kukuła 2000]:

$$z_{ij} = \frac{x_{ij} - \min_i x_{ij}}{\max_i x_{ij} - \min_i x_{ij}} \quad (i = 1, \dots, m; \quad j = 1, \dots, n) \quad (2)$$

gdy x_{ij} jest stymulantą, oraz:

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

gdy x_{ij} jest destymulantą.

Wartości z_{ij} tworzą macierz o wymiarach $(m \times n)$ podobnie jak macierz informacji wyjściowych $[x_{ij}]$. Zmienna z mieści swe wartości w przedziale $\langle 0, 1 \rangle$. W przypadku stymulant zmienna, $z_{ij} = 0 \Leftrightarrow x_{ij} = \min x_{ij}$ zaś dla destymulant $z_{ij} = 0 \Leftrightarrow x_{ij} = \max x_{ij}$. Wzrostowi wartości zmiennej x_j będącej stymulantą oraz spadkowi zmiennej będącej destymulantą, towarzyszy wzrost wartości zmiennej z .

Wszystkie przyjęte w niniejszym badaniu zmienne są stymulantami.

Ostatnią czynnością była agregacja. W tym celu użyto formuły:

$$Q_i = \sum_{j=1}^s z_{ij} \quad (i = 1, \dots, r), \quad (4)$$

dzięki której uzyskano zmienną syntetyczną Q_i .

Otrzymane w wyżej opisany sposób wartości zmiennej syntetycznej są propozycją miernika poziomu wyposażenia gospodarstw w maszyny i urządzenia rolnicze w ujęciu przestrzennym.

W oparciu o wartości zmiennej Q_i możliwe było stworzenie rankingu.

Układ ten podzielono na 3 grupy. Podziału dokonano za pomocą obliczenia $1/3$ rozstępu wartości miernika syntetycznego o wzorze:

$$L = \frac{1}{3} (\max_i Q_i - \min_i Q_i) \quad (5)$$

$$\text{Grupa I} \quad Q_i \in (\max_i Q_i - L, \max_i Q_i) \quad (6)$$

$$\text{Grupa II:} \quad Q_i \in (\max_i Q_i - 2L, \max_i Q_i - L) \quad (7)$$

$$\text{Grupa III:} \quad Q_i \in (\min_i Q_i, \max_i Q_i - 2L) \quad (8)$$

RANKING WOJEWÓDZTW

Dzięki zastosowaniu omówionej metody dokonano hierarchizacji województw według wartości Q_i (tabela 2.). Przeprowadzone badania pozwoliły na wytypowanie grup obiektów, w których gospodarstwa charakteryzują się podobnym poziomem parku maszynowego.

Grupa I – gospodarstwa najlepiej wyposażone w maszyny rolnicze (6 obiektów).

Grupa II – gospodarstwa średnio wyposażone (5 województw).

Grupa III – gospodarstwa najslabiej wyposażone (5 województw).

Tabela 2. Grupy województw podobnych ze względu na poziom wyposażenia w maszyny rolnicze

Miejsce w rankingu	Grupa	Województwo	Wartość Q_i
1.	I	łódzkie	6,659
2.		świętokrzyskie	5,982
3.		wielkopolskie	5,024
4.		opolskie	4,945
5.		kujawsko-pomorskie	4,791
6.		lubelskie	4,710
7.	II	małopolskie	4,618
8.		mazowieckie	4,614
9.		śląskie	4,019
10.		podlaskie	3,956
11.		podkarpackie	3,530
12.	III	dolnośląskie	2,338
13.		pomorskie	2,248
14.		warmińsko-mazurskie	1,154
15.		lubuskie	0,770
16.		zachodniopomorskie	0,588

Źródło: obliczenia własne

Grupę I tworzą województwa: łódzkie, świętokrzyskie, wielkopolskie, opolskie, kujawsko-pomorskie oraz lubelskie (rysunek 1.). Grupa ta charakteryzuje się najwyższymi wartościami wskaźnika wyposażenia gospodarstw rolnych w techniczne środki produkcji. Województwo łódzkie, które zajęło pierwsze miejsce w rankingu ma najwyższą w kraju liczbę kombajnów ziemniaczanych, rozsiewaczy nawozów i wapna oraz dożarek bańkowych w przeliczeniu na jednostkę powierzchni użytków rolnych (tabela 3.). Drugim obiektem w rankingu jest województwo świętokrzyskie, w gospodarstwach którego odnotowano najwyższe wartości wskaźników wyposażenia w sadzarki do ziemniaków, opryskiwacze ciągnikowe sadownicze oraz agregaty uprawowe. Opolskie, to jeszcze jeden obiekt tej grupy, osiągający maksymalne wartości wskaźników. W odniesieniu do powierzchni UR jest tu największa ilość kombajnów zbożowych oraz przyczep ciągnikowych. Obiekty tej grupy cechują się wysoką towarowością produkcji rolniczej, szczególnie dotyczy to Wielkopolski, Kujaw i Opolszczyzny,

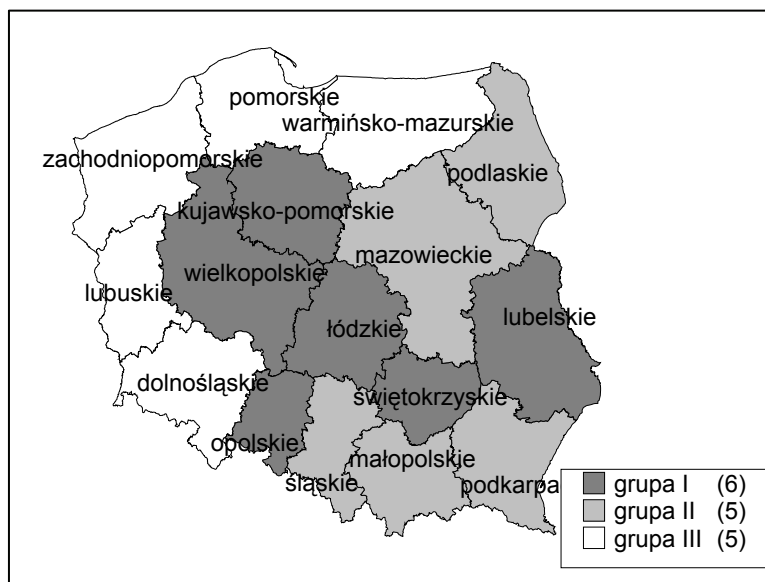
gdzie prowadzi się wyspecjalizowaną produkcję w średnich i dużych gospodarstwach.

Tabela 3. Obiekty przyjmujące ekstremalne wartości wskaźników wyposażenia w maszyny i urządzenia rolnicze

L.P.	Maszyny i urządzenia	Obiekt z maksymalną wartością wskaźnika	Obiekt z minimalną wartością wskaźnika
		województwo	
1.	ciągniki	małopolskie	zachodniopomorskie
2.	przyczepy ciągnikowe	opolskie	podlaskie
3.	kombajny zbożowe	opolskie	warmińsko-mazurskie
4.	kombajny ziemniaczane	łódzkie	warmińsko-mazurskie
5.	silosokombajny	podlaskie	podkarpackie
6.	rozsiewacze nawozów i wapna	łódzkie	zachodniopomorskie
7.	sadzarki do ziemniaków	świętokrzyskie	lubuskie
8.	opryskiwacze ciągnikowe sadow.	świętokrzyskie	warmińsko-mazurskie
9.	dojarki bańkowe	łódzkie	zachodniopomorskie
10.	agregaty uprawowe	świętokrzyskie	pomorskie

Źródło: obliczenia własne

Rysunek 1. Wyposażenie gospodarstw w maszyny rolnicze w województwach



Źródło: obliczenia własne

Do grupy II zaliczone zostały województwa: małopolskie, mazowieckie, śląskie, podlaskie i podkarpackie. W Polsce ponad połowa gospodarstw prowadzących działalność rolniczą wyposażona była w ciągniki. Największa liczba ciągników w odniesieniu do powierzchni użytków rolnych odnotowana została w województwie małopolskim i wynosiła 16,7 szt. na 100 ha UR (tabela 1.). Jest to związane ze specyficzną strukturą agrarną tego województwa, gdzie ponad 80% wszystkich terenów rolniczych skupiona jest w gospodarstwach o powierzchni mniejszej niż 5 ha [Bogocz... 2010]. Podobnie jest na Podkarpaciu i na Śląsku. Jak pokazują wyniki PSR 2010, w całym kraju w dwóch grupach gospodarstw, tj. 1-5 ha i 5-10 ha spisano 50% ogólnej liczby ciągników.

W III grupie znajduje się pięć następujących województw: dolnośląskie, pomorskie, warmińsko-mazurskie, lubuskie oraz zachodniopomorskie. Są to obiekty charakteryzujące się wysoką kulturą rolną, dużym udziałem bardzo dobrych gleb oraz największą liczną gospodarstw o dużej powierzchni. W gospodarstwach tej grupy wysoki udział a strukturze zasiewów zajmują pszenica i buraki cukrowe. Liczba maszyn w przeliczeniu na jednostkę powierzchni jest mniejsza, ale często są to urządzenia o większej wydajności. Dane PSR 2010 wskazują, że w gospodarstwach większych, przeważnie wykorzystywane są ciągniki o dużych mocach. Jest tu również największy udział zakupionych ciągników nowych, wyposażonych w nowoczesne rozwiązania techniczne [Środki produkcji...2011].

UWAGI KOŃCOWE

Z zebranych informacji i przeprowadzonego badania wynika, że poziom zróżnicowania wyposażenia indywidualnych gospodarstw rolnych w ciągniki i maszyny rolnicze w 2010 roku był wysoki. Zaproponowany w pracy syntetyczny miernik rozwoju pozwolił utworzyć ranking województw i wyodrębnić grupy obiektów podobnych. Najwięcej technicznych środków produkcji posiadają gospodarstwa w województwie łódzkim, a najmniej w województwie zachodniopomorskim.

BIBLIOGRAFIA

- Bogocz D., Bożek J., Kukuła K., Strojny J. (2010) Statystyczne studium struktury agrarnej w Polsce, Red. nauk. Kukuła K., PWN, Warszawa.
- Grabiński T., Wydymus S., Zeliaś A. (1989) Metody taksonomii numerycznej w modelowaniu zjawisk społeczno-gospodarczych. PWN.
- Kukuła K., 2000. Metoda unitaryzacji zerowanej. PWN, Warszawa.
- Powszechny Spis Rolny 2010 – Środki produkcji w rolnictwie. (2011), GUS, Warszawa.
<http://www.stat.gov.pl>

**REGIONAL DIFFERENTIATION INDEX
OF FARM EQUIPMENT IN POLAND**

Abstract: In the light of the Central Statistical Office data from 2010, farm equipment is shows very high differentiation in spatial aspect across Poland. The paper presents an attempt to construct ranking of voivodships with respect to the level of farm equipment. On the basis of zero unitarization method different variables are compared and used to form the synthetic variable. In consequence, three groups of districts were distinguished: of high, moderate and low level of farm equipment.

Key words: tractors, farm machinery, regional differentiation

O MIERNIKACH DOKŁADNOŚCI PROGNOZ *EX POST* W PROGNOZOWANIU ZMIENNYCH O SILNYM NATĘŻENIU SEZONOWOŚCI

Maria Szmuksta-Zawadzka

Studium Matematyki

Zachodniopomorski Uniwersytet Technologiczny w Szczecinie

e-mail: maria.szmuksta-zawadzka@zut.edu.pl

Jan Zawadzki

Katedra Zastosowań Matematyki w Ekonomii

Zachodniopomorski Uniwersytet Technologiczny w Szczecinie

jan.zawadzki@zut.edu.pl

Streszczenie: Praca poświęcona jest dyskusji o stosowaniu relatywnych mierników dokładności prognoz ex-post. Autorzy wykazali, że sytuacji, gdy zmienna charakteryzuje się bardzo dużą amplitudą wskaźników sezonowości nie może być wykorzystywany średni absolutny błąd prognozy (MAPE). Rozważania teoretyczne zostały zilustrowane na przykładzie produkcji energii cieplnej.

Słowa kluczowe: mierniki dokładności prognoz, wahania sezonowe

WPROWADZENIE

Część teoretyczna pracy poświęcona jest rozważaniom dotyczącym stosowania absolutnych a zwłaszcza względnych mierników dokładności prognoz ex-post w sytuacji, gdy zmienne prognozowane charakteryzują się bardzo dużą silnym natężeniem wahań sezonowych tzn. dużym rozstępem ocen wskaźników sezonowości.

Z doświadczenia wynika i takie założenie przyjęto w pracy, że z sytuacją występowania silnych wahań sezonowych będziemy mieć do czynienia wtedy, gdy amplituda ocen wskaźników sezonowości przekracza 60 punktów procentowych. Na duże wahania wartości zmiennej prognozowanej narażony jest zwłaszcza średni absolutny błąd prognozy (MAPE) będący średnią z ilorazów bezwzględnych wartości różnic prognoz i realizacji oraz realizacji zmiennej prognozowanej.

Rozważania teoretyczne zostały zilustrowane na przykładzie produkcji energii cieplnej.

ROZWAŻANIA TEORETYCZNE

W pracach¹ poświęconych analizie dokładności prognoz *ex-post* jako jeden z celów jej przeprowadzania wymienia się wybór najlepszej metody (najlepszego predyktora) wyznaczania prognoz wygasłych. Predyktor lub predyktory charakteryzujące się najniższymi ocenami odpowiednich mierników dokładności rekomenduje się jako predyktory służące budowie prognoz *ex ante*.

W analizie błędów prognoz *ex post* stosowane są zarówno mierniki absolutne jak i względne. Do najczęściej stosowanych mierników absolutnych należą (symbole mierników składają się z pierwszych liter ich nazw w języku angielskim):

- średni błąd predykcji *ex post*:

$$ME = \frac{1}{r} \sum_{t=1}^r (Y_t - Y_{tp}) \quad (1)$$

- średni błąd absolutny:

$$MAE = \frac{1}{r} \sum_{t=1}^r |Y_t - Y_{tp}| \quad (2)$$

- pierwiastek błędu średniokwadratowego:

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{r} \sum_{t=1}^r (Y_t - Y_{tp})^2} \quad (3)$$

Między miernikami (1)-(3) zachodzi relacja:

$$|ME| \leq MAE \leq RMSE \quad (4)$$

Relacja między miernikami (2) i (3) wynika bezpośrednio z relacji między średnią z sumy wartości bezwzględnych i pierwiastkiem ze średniej sumy kwadratów.

Spośród mierników względnych należy wymienić przede wszystkim dwa powiązane z miernikami (2) i (3). Pierwszym z nich jest średni absolutny błąd procentowy dany wzorem:

$$MAPE = \frac{1}{r} \sum_{t=1}^r \frac{|Y_t - Y_{tp}|}{Y_t} \quad (5)$$

¹ Por. np. Pawłowski Z. (1973), Przyczynek do teorii analizy predyktywnej informacji *ex post*, Przegląd Statystyczny R. XXIII z.1 s.61-83

Natomiast drugim jest pierwiastek ze współczynnika Theila:

$$I = \sqrt{\frac{\sum_{t=1}^r (Y_t - Y_{tp})^2}{\sum_{t=1}^r Y_t^2}} \quad (6)$$

Ponad to w literaturze² spotkać można mierniki względne będące ilorazami mierników absolutnych *MAE* oraz *RMSE* oraz średniej wartości zmiennej prognozowanej:

$$V_{RMSE} = \frac{RMSE}{\bar{y}} \quad (7)$$

$$V_{MAE} = \frac{MAE}{\bar{y}} \quad (8)$$

$$\text{gdzie: } \bar{y} = \frac{1}{r} \sum_{t=1}^r Y_t \quad (9)$$

W celu zbadania relacji między V_{RMSE} a pierwiastkiem ze współczynnika Theila (I) dokonamy przekształcenia współczynnika I^2 :

$$I^2 = \frac{\sum_t (Y_t - Y_{tp})^2}{\sum_t Y_t^2} \quad (10)$$

Mnożąc licznik i mianownik przez $\frac{1}{r}$ mamy:

$$I^2 = \frac{\frac{1}{r} \sum_{t=1}^r (Y_t - Y_{tp})^2}{\frac{1}{r} \sum_{t=1}^r Y_t^2} = \frac{MSE}{\bar{y}^2} \quad (11)$$

² Liczba potencjalnych mierników, które mogą być wykorzystane w analizie *ex post* dokładności prognoz jest znacznie większa. W pracy Schwarze J. (Hrsg) (1981), *Ausgewählte Prognosenverfahren*, Verlag Neue Wirtschafts-Briefe, Herne/Berlin w rozdziale poświęconym tym miernikom wymienia się ich kilkadziesiąt. W większości są one pochodnymi mierników danych wzorami (1), (2), (4) i (5).

Pierwiastkując obie strony wzoru (11) i korzystając ze wzoru (3) otrzymujemy ostatecznie:

$$I = \frac{RMSE}{\sqrt{\bar{y}^2}} \quad (12)$$

Relację współczynnika I oraz V_{RSME} możemy zapisać następująco:

$$\frac{RMSE}{\sqrt{\bar{y}^2}} \leq \frac{RMSE}{\bar{y}} \quad (13)$$

Określenie znaku nierówności wynika z faktu, że pierwiastek ze średniej z kwadratów jest nie mniejszy od średniej arytmetycznej.

Natomiast brak jest możliwości określenia relacji mierników $MAPE$ oraz I (w odróżnieniu od relacji MAE i $RSME$), ponieważ w odmienny sposób definiowane są ich mianowniki. W przypadku miernika I istnieje możliwość zapisania go jako ilorazu pierwiastków licznika i mianownika:

$$I = \frac{\sqrt{\sum_{t=1}^r (Y_t - Y_{tp})^2}}{\sqrt{\sum_{t=1}^r Y_{tp}^2}} \quad (14)$$

Takiej możliwości nie ma w przypadku miernika $MAPE$, który jest liczony jako średnia z relatywnych różnic bezwzględnych odchyleń wartości prognoz i wartości rzeczywistych podzielonych przez realizację zmiennej prognozowanej.

Miernik ten jest bardzo wrażliwy na niskie wartości realizacji zmiennej prognozowanej. Przykładowo dla tej samej wartości bezwzględnej błędu prognozy a pięciokrotnie niższej realizacji błąd względny będzie pięciokrotnie wyższy.

Można zaproponować zastąpienie miernika $MAPE$ danego wzorem (5) miernikiem ważonym $MAPE_w$, w którym indywidualne wartości bezwzględne absolutnych błędów prognoz ważne są np. udziałami poszczególnych miesięcy w sumie rocznej:

$$w_t = \frac{Y_t}{\sum_{i=1}^r Y_i} \quad (15)$$

Biorąc pod uwagę (15) wzór na $MAPE_w$ możemy zapisać następująco:

$$MAPE_w = \sum_{t=1}^r \frac{|Y_t - Y_{tp}|}{Y_t} \cdot \frac{Y_t}{\sum_{t=1}^r Y_t} \quad (16)$$

Po dokonaniu przekształcenia wzór (16) przyjmie postać:

$$MAPE_w = \frac{\sum_{t=1}^r |Y_t - Y_{tp}|}{\sum_{t=1}^r Y_t} \quad (17)$$

Następnie po pomnożeniu mianownika przez $\frac{r}{r}$ otrzymamy:

$$MAPE_w = \frac{\sum_{t=1}^r |Y_t - Y_{tp}|}{r \bar{y}} \quad (18)$$

Z kolei wyłączając przed znak sumy jako stałe $\frac{1}{r \bar{y}}$ mamy:

$$MAPE_w = \frac{1}{r \bar{y}} \sum_{t=1}^r |Y_t - Y_{tp}| \quad (19)$$

Uwzględniając (2) otrzymujemy ostatecznie:

$$MAPE_w = \frac{MAE}{\bar{y}} = V_{MAE} \quad (20)$$

Relacja między $MAPE$ i $MAPE_w$ może być różna. Przy założeniu, że wysokie względne błędy prognoz występować będą w okresach, w których udziały realizacji w sumie rocznej będą niewielkie to średni ważony błąd procentowy $MAPE_w$ będzie niższy od $MAPE$.

PRZYKŁAD EMPIRYCZNY

Przeprowadzone wyżej rozważania teoretyczne zostaną zilustrowane przykładem modelowania i prognozowania produkcji niekonwencjonalnej energii cieplnej w wybranym Zakładzie zajmującym się eksploatacją złóż wód geotermalnych. Dane statystyczne o jej kształtowaniu się pochodzą z Banku Danych Katedry Zastosowań Matematyki ZUT w Szczecinie.

Szacowany będzie model szeregu czasowego z liniowym trendem i periodycznym składnikiem sezonowym (S), w którym sezonowość opisywana jest za pomocą wielomianu trygonometrycznego:

$$Y_t = \alpha_1 t + \alpha_0 + \sum_{i=1}^{m/2} (a_{0i} \sin \omega_i t + b_{0i} \cos \omega_i t) + U_t, \quad (21)$$

gdzie: $\omega_i = \frac{2 \cdot \pi \cdot i}{m}$, a m oznacza długość cyklu wahań.

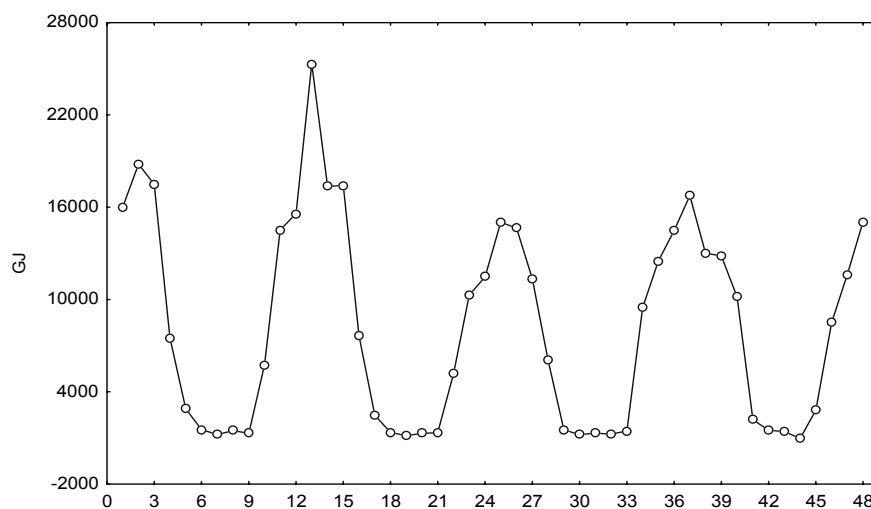
Ponadto oszacowany zostanie model przyczynowo opisowy (P) różniący się od modelu (S) tym, że zawierać będzie zmienną objaśniającą X_{it} oznaczającą

średnią miesięczną temperaturę powietrza (w °C). Analityczny zapis tego modelu będzie następujący:

$$Y_t = \beta_1 X_{it} + \alpha_1 t + \alpha_0 + \sum_{i=1}^{m/2} (a_{0i} \sin \omega_i t + b_{0i} \cos \omega_i t) + U_t, \quad (22)$$

Kształtowanie się zmiennej prognozowanej w okresie estymacyjnym przedstawione zostało na rysunku 1.

Rysunek 1 Kształtowanie się produkcji geotermalnej energii cieplnej według miesięcy (w GJ)



Źródło: opracowanie własne

Jak wynika z rysunku zmienna prognozowana charakteryzuje się bardzo silnymi wahaniami sezonowymi. W celu określenia skali wahań zostały oszacowane wskaźniki sezonowości. Ich oceny zostały zestawione w tabeli 1. W tabeli tej zestawiono także udziały poszczególnych składowych harmonicznych sinusoidalnych ($S_i = \sin \omega_i t$) oraz kosinusoidalnych ($C_i = \cos \omega_i t$) w wyjaśnianiu sezonowej wariancji badanej zmiennej.

Tabela 1. Oceny wskaźników sezonowości oraz udziały składowych harmonicznych

Miesiąc	Oceny wsk. sez.	Składowa harmoniczna	Udział (w %)
I	235,1	S_1	30,26
II	189,0	S_2	1,25
III	172,0	S_3	1,33
IV	98,8	S_4	0,21
V	25,3	S_5	0,38
VI	16,9	C_1	65,96
VII	14,9	C_2	0,00
VIII	16,5	C_3	0,05
IX	17,3	C_4	0,03
X	86,2	C_5	0,42
XI	154,9	C_6	0,12
XII	173,0	Suma	100,00

Źródło: obliczenia własne

Z informacji zawartych w tabeli wynika, że maksymalna ocena wskaźnika sezonowości wynosząca 235,1 przypada na styczeń a minimalna na lipiec-14,9. Tak więc amplituda składników sezonowości przekracza 220 punktów procentowych a współczynnik zmienności tych wskaźników wynosi 81,7 %. Wynika z niej ponadto, że oceny wskaźników nie przekraczające 25,3 procent przypadają na miesiące od maja do września włącznie. Oznacza to, że w tych miesiącach należy liczyć się z dużymi ocenami błędów względnych prognoz.. Dane zawarte w ostatniej kolumnie wskazują na zdecydowaną dominację pierwszej harmoniki (o cyklu dwunastomiesięcznym) w wyjaśnianiu wariacji sezonowej produkcji energii geotermalnej. Jej udział przekracza 96 procent. Wskaźniki udziałów wyższe od jednego procenta otrzymano jedynie dla dwóch składowych sinusoidalnych o cyklach: sześć- i czteromiesięcznym.

W tabeli 2 zestawione zostały oceny parametrów strukturalnych i syntetyczne oceny parametrów struktury stochastycznej modeli danych równaniami: (21) –model S oraz (22)–model P.

Oceny statystyk t otrzymane dla równania S wskazują na statystyczną istotność parametrów występujących przy trzech pierwszych składowych sinusoidalnych i pierwszej składowej kosinusoidalnej a więc tych składowych, których udział w wyjaśnianiu wariacji sezonowej zmiennej przekraczał jeden procent. Ujemna ocena parametru przy zmiennej czasowej wskazuje na spadkową tendencję produkcji energii geotermalnej. W równaniu przyczynowo-opisowym statystycznie istotny okazał się parametr przy zmiennej X_{1t} . Spośród składowych harmonicznych statystycznie istotne oceny otrzymano dla czterech składowych sinusoidalnych i dwóch składowych kosinusoidalnych. Zwraca uwagę fakt,

że nieistotne okazały się parametry przy dwóch składowych o najwyższych udziałach w wyjaśnianiu wariancji sezonowej.

Tabela 2. Oceny parametrów strukturalnych i struktury stochastycznej równań S i P

Zmienna	Model S		Model P	
	Ocena par.	t(35)	Ocena par.	t(34)
W. wolny	8775,60	13,78	17365,34	14,81
S ₁	4886,27	11,08	731,40	1,22
S ₂	992,19	2,28	1226,59	4,60
S ₃	-1023,71	-2,36	-797,00	-3,00
S ₄	409,28	0,95	893,38	3,30
S ₅	544,06	1,26	593,09	2,25
C ₁	7213,68	16,65	96,37	0,10
C ₂	13,65	0,03	471,14	1,74
C ₃	-198,59	-0,46	43,25	0,16
C ₄	-162,04	-0,37	-106,26	-0,40
C ₅	-573,00	-1,32	-590,21	-2,24
C ₆	-215,17	-0,70	-266,57	-1,43
t	-23,566	-1,03	1,938	0,14
X _{It}	-	-	-835,44	-7,76
R ²	0,9241		0,9726	
SE	2119		1291,4	
$\bar{y}$	8198,23		8198,23	
V _{SE}	0,2585		0,1575	

Źródło: obliczenia własne

Z kształtowania się ocen współczynników determinacji wynika, że obydwa równania w ponad 90 procentach wyjaśniają kształtowanie się zmiennej prognozowanej. Dla równania przyczynowo-opisowego ocena ta jest o ponad pięć punktów procentowych wyższa. Równanie to charakteryzuje się ponad 10 punktów procentowych niższą oceną współczynnika zmienności losowej.

Na podstawie oszacowanych równań na kolejne 12 miesięcy zostały zbudowane prognozy produkcji energii a następnie została przeprowadzona analiza *ex post* ich dokładności.

Kształtowanie się prognoz otrzymanych na podstawie oszacowanych równań S i P oraz realizacji zmiennej prognozowanej przedstawione zostały w tabeli 3.

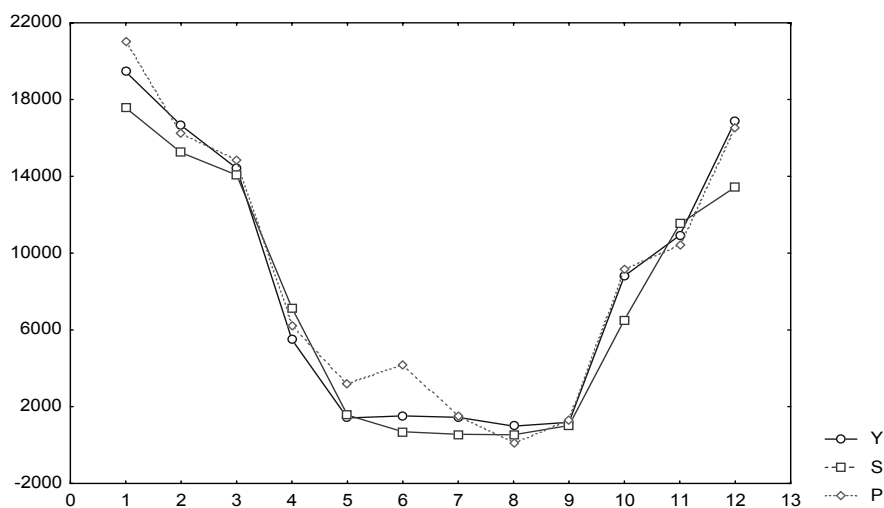
Tabela 3. Prognozy i realizacje produkcji geotermalnej energii cieplnej (GJ)

Nr okresu prog.	Yt	Pt	St
1	19448,66	20996,43	17572,51
2	16653,45	16237,50	15240,54
3	14422,65	14855,31	14067,21
4	5499,27	6219,24	7145,89
5	1417,20	3193,70	1563,90
6	1518,00	4150,52	697,36
7	1446,00	1508,10	561,26
8	985,00	89,88	540,32
9	1191,00	1317,13	1017,76
10	8811,50	9162,11	6521,42
11	10923,20	10420,25	11526,51
12	16893,16	16544,52	13440,16

Źródło: obliczenia własne

Prezentację graficzną informacji zawartych w powyższej tabeli stanowi rysunek 3.

Rysunek 3. Kształtowanie się prognoz i realizacji produkcji energii cieplnej (w GJ)



Źródło: obliczenia własne

Z rysunku wynika, że wartości prognoz otrzymanych na podstawie modelu P dla maja i czerwca dość znacznie różnią się od realizacji. Przy niskich wielkościach produkcji oznacza to występowanie dużych względnych błędów

prognoz. Największą różnicę prognozy i realizacji dla modelu S otrzymano dla grudnia. Jednak wielkość produkcji w tym miesiącu była około 10 razy wyższa niż w miesiącach letnich-stąd odpowiednio niższy był błąd względny.

Na podstawie danych zawartych w tabeli 3 obliczone zostały absolutne i relatywne mierniki dokładności prognoz *ex post* otrzymanych na podstawie modelu szeregu czasowego z liniowym trendem i periodycznym składnikiem sezonowym (S) oraz modelu przyczynowo-opisowego, do którego jako zmienną objaśniającą wprowadzono temperaturę (P). Ich oceny zostały zestawione w tabeli 4. Spośród ocen parametrów struktury stochastycznej zwraca uwagę bardzo wysoka wartość względnego błędu prognoz otrzymanych na podstawie modelu P wynosząca 36,81 procent. Dla modelu S jest ona o ponad 12 punktów procentowych niższa. Tak, więc oparcie się na mierniku MAPE, szczególnie w przypadku modelu P stawia pod dużym znakiem zapytania w ogóle możliwość wykorzystania go w procesie prognozowania. Wysoka jego ocena wynika z bardzo dużych względnych błędów prognoz dla miesięcy przypadających na koniec wiosny i lato (ich wartości dla maja i czerwca przekraczają 100 procent). Miesiące te charakteryzują się bardzo niskim zapotrzebowaniem na energię cieplną - jest ona używana jedynie jako źródło podgrzania wody zimnej. Współczynniki zmienności względnych błędów prognoz przyjęły wartości wynoszące odpowiednio:

Tabela 4. Oceny absolutnych i względnych mierników błędów prognoz (w %) produkcji geotermalnej energii cieplnej (w GJ)

Miernik	Jednostki	Model	
		S	P
<i>ME</i>	GJ	-776,19	457,13
<i>MAE</i>	GJ	1175,62	817,57
<i>RMSE</i>	GJ	1516,33	1175,62
<i>MAPE</i>	%	23,98	36,81
$MAPE_w = V_{MAE}$	%	14,22	9,89
<i>I</i>	%	14,11	10,29
V_{RMSE}	%	18,34	13,38

Źródło: obliczenia własne

dla modelu S 82,6 a modelu P 160,1 procent. Wyklucza to w sposób jednoznaczny użycie średnich absolutnych błędów prognoz (*MAPE*) jako mierników oceny ich dokładności.

Potwierdzeniem tego spostrzeżenia jest bardzo duże zróżnicowanie ocen mierników MAPE w ujęciu kwartalnym. Oceny błędów średnich w poszczególnych kwartałach wynosiły dla modelu S: 6,87, 31,45, 40,29 oraz 17,32 procent. W przypadku modelu P oceny te przyjęły wartości: 4,49, 103,96, 35,23 oraz 3,54 procent. Jednocześnie w sposób odmienny kształtowały się udziały poszczególnych kwartałów w produkcji rocznej. Wynosiły one odpowiednio:

50,93, 8,51, 3,65 oraz 36,92 procent. Z tego wynika, że łączny udział kwartałów II i III był jedynie nieznacznie wyższy od 12,5 procent. Taka struktura produkcji oznacza, że wskaźniki $MAPE_w$ przyjmują znacznie niższe wartości. Po przeprowadzeniu operacji „ważenia” błędów względnych udziałami poszczególnych miesięcy w sumie rocznej jego ocena dla modelu P uległa zmniejszeniu do 9,89 procent. W przypadku modelu S miał miejsce spadek z 23,98 do 14,22 procent.

Oceny współczynników I przyjęły wartości znacznie niższe od odpowiednich średnich względnych błędów prognoz($MAPE$) i wynosiły odpowiednio: dla modelu S 14,11 procent a modelu P 10,29 procent. W pierwszym przypadku ocena I jest o 0,11 punktu procentowego niższa od $MAPE_w$ a w drugim wyższa o 0,40 punktu procentowego.

PODSUMOWANIE

Z przeprowadzonych w pracy rozważań oraz przedstawionego przykładu empirycznego wynika jednoznacznie, że do oceny „jakości” prognoz *ex post* zmiennych charakteryzujących się dużą skalą wahań sezonowych nie powinien być wykorzystany przeciętny względny błąd prognozy ($MAPE$) a przeciętny ważony względny błąd prognozy ($MAPE_w$) lub pierwiastek ze współczynnika rozbieżności Theila (I).

BIBLIOGRAFIA

- Dittann P., Dittann I, Szabelka-Pasierbińska E., Szpulak A. (2009) Prognozowanie w zarządzaniu przedsiębiorstwem, Wolters Kluwer.
- Gruszczyński M., Podgórska M.(1996) Ekonometria, Oficyna Wydawnicza SGH, Warszawa.
- Pawłowski Z. (1973) Przyczynek do teorii analizy predyktywnej informacji *ex post*, Przegląd Statystyczny R. XXIII z.1 s.61-83.
- Schwarze J. (Hrsg) (1981) Ausgewahlte Prognosenverfahren, Verlag Neue Wirtschafts-Briefe, Herne/Berlin.
- Zeliaś A., Pawełek B., Wanat S. (2003) Prognozowanie ekonomiczne. Teoria, przykłady, zadania., PWN, Warszawa.

**ABOUT MEASURES OF EX-POST THE FORECASTS ACCURACY
USED TO VARIABLES WITH STRONG OF SEASONAL
FLUCTUATIONS**

Abstract: This work is devoted to discussions on application of relative measures of accuracy of the ex-post forecasts. The authors showed that when the variable has a very large amplitude of seasonality indicators the average absolute forecast error (MAPE) can not be used. Theoretical study are illustrated on the example of thermal energy production.

Key words: measures of forecasts accuracy, seasonal fluctuations

ANALIZA SZEREGU CZASOWEGO CEN ŻYWCA BROJLERÓW W LATACH 1991-2011

Katarzyna Utnik-Banaś

Katedra Zarządzania i Marketingu w Agrobiznesie
Uniwersytet Rolniczy im. H. Kołłątaja w Krakowie
e-mail: rrbanas@cyf-kr.edu.pl

Streszczenie: W pracy przedstawiono analizę miesięcznych cen żywca brojlerów kurzych w latach 1991-2011. Dekompozycję szeregu czasowego cen przeprowadzono za pomocą metody Census II/X11. Ceny żywca brojlerów cechuje wyraźna, pogłębiająca się w ostatnich latach sezonowość. W 2011 roku wskaźnik sezonowości sięgał od 107,3% w sierpniu do 92,2% w grudniu. W horyzoncie sześciu miesięcy ponad połowa zmienności cen (51,4%) wynikała ze zmian długookresowych, 44,9% zmienności kształtowana była przez sezonowość, a tylko 3,7% wynikała z wahań przypadkowych.

Słowa kluczowe: Dekompozycja sezonowa, szereg czasowy, Census II/ X11, ceny żywca brojlerów

WSTĘP

Zarządzanie przedsiębiorstwem i podejmowanie decyzji w gospodarce wolnorynkowej wymaga dysponowania odpowiednimi danymi na temat warunków otoczenia. Jedną z ważniejszych informacji jest znajomość kształtowania się i przewidywania poziomu cen. Wiarygodnym źródłem takich informacji może być analiza cen produktów w okresach wcześniejszych. Szczególnie przydatne w tym zakresie są metody szeregów czasowych, oparte w zakresie teorii o gruntowne podstawy naukowe.

W pracy pod pojęciem szeregu czasowego cen rozumiano realizację procesu stochastycznego, w którym zmienną losową zależną jest poziom cen, natomiast zmienną niezależną jest czas. Analiza tak określonego szeregu czasowego ma na celu poznanie i opisanie mechanizmów kształtujących poziom cen i wpływających na jej zmiany.

Metodologia analizy szeregów czasowych jest stosunkowo bogata. Za pionierów w tej dziedzinie, od których pochodzą nazwy niektórych metod, można przyjąć: Boxa i Jenkinsa [1983]¹, Wintersa oraz Holta [za Cieślak 2005]². W Polsce problematyką szeregów i ich wykorzystaniem do prognozowania w rolnictwie zajmowali się między innymi Stańko [1999]³, Dudek [2005]⁴, Borkowski [2009]⁵, Hamulczuk i Stańko [2009⁶, 2011⁷]. Analizą cen produktów rolnych, w tym drobiu (łącznie bez podziału na gatunki) z wykorzystaniem szeregów czasowych zajmował się Idzik [2009]⁸.

W minionym dwudziestolecu struktura gatunkowa produkcji drobiu (brojlery kurze, gęsi, indyki, kaczki) i ich ceny podlegały znacznym zmianom. Czynniki te, jak również odmienna sezonowość produkcji gęsi mogą się wzajemnie nakładać i kształtować odmienne wyniki końcowe.

Celem pracy jest szczegółowa analiza szeregu czasowego i opisanie sezonowości cen brojlerów kurzych w latach 1991-2011.

METODA BADAŃ

Przedmiotem badań były miesięczne ceny żywca brojlerów kurzych w okresie od stycznia 1991 do grudnia 2011 roku. Dane pochodziły z Instytutu Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej, publikowane w Rynku Drobiu

¹ Box G. E. P., Jenkins G.M. (1983) Analiza szeregów czasowych. Prognozowanie i sterowanie, PWN, Warszawa.

² Cieślak M. (2005) Prognozowanie gospodarcze, metody i zastosowania. PWN, Warszawa.

³ Stańko S. (1999) Prognozowanie w rolnictwie, Wydawnictwo SGGW, Warszawa str.76 –77.

⁴ Dudek H. (2005) Prognozowanie cen skupu mięsa drobiowego za pomocą sezonowego modelu AMIRA, Stowarzyszenie Ekonomistów Rolnictwa i Agrobiznesu, Roczniki Naukowe t. VII, z.5. str. 19 – 25.

⁵ Borkowski B., Krawiec M. (2009) Ryzyko cenowe na rynku surowców rolnych, [w:] Zarządzanie ryzykiem cenowym a możliwości stabilizowania dochodów producentów rolnych - aspekty poznawcze i aplikacyjne pod redakcją Hamulczuk M., Stańko S. IERiGŻ-PIB nr 148, Warszawa. str. 47 – 81.

⁶ Hamulczuk M. Stańko S. (2009) Prognozowanie cen podstawowych produktów na przykładzie pszenicy i żywca wieprzowego, [w:] Zarządzanie ryzykiem cenowym a możliwości stabilizowania dochodów producentów rolnych - aspekty poznawcze i aplikacyjne pod redakcją Hamulczuk, M. Stańko S. IERiGŻ-PIB nr 148, Warszawa. str. 181 – 208.

⁷ Hamulczuk M., Stańko S. (2011) Prognozowanie cen surowców rolnych - uwarunkowania i metody, Komunikaty, raporty, ekspertyzy nr 547, IERiGŻ-PIB, Warszawa. str. 5 – 43.

⁸ Idzik M. (2009) Analiza struktury szeregów czasowych cen produktów rolnych [w:] Zarządzanie ryzykiem cenowym a możliwości stabilizowania dochodów producentów rolnych - aspekty poznawcze i aplikacyjne pod redakcją Hamulczuk, M. Stańko S. IERiGŻ PIB nr 148, Warszawa. str.15 – 47.

i Jaj. Uporządkowane odpowiednio według lat i miesięcy tworzyły zestawienie nazywane w pracy szeregiem czasowym cen nominalnych żywca brojlerów. W celu wyeliminowania wpływu inflacji ceny nominalne żywca przeliczono na ceny realne, przyjmując za poziom odniesienia (100%) wysokość cen w grudniu 2011 roku.

W szeregu czasowym można wyróżnić następujące składowe [Dittman 2008]⁹:

- Tendencję rozwojową - trend (T) – jest długookresową skłonnością do jednokierunkowych zmian (wzrostu lub spadku) ceny. Jest rozpatrywana jako efekt oddziaływania stałego zestawu czynników,
- Wahania cykliczne (C) – wyrażają się w postaci długookresowych, powtarzających się rytmicznie w przedziałach czasu dłuższych niż rok wahań wartości ceny wokół tendencji rozwojowej.
- Wahania sezonowe (S) – są wahaniami wartości obserwowanej zmiennej (ceny) wokół tendencji rozwojowej i powtarzają się w przedziale czasu nie przekraczającym jednego roku.
- Wahania przypadkowe – składnik losowy – (I).

Różnica między składnikiem cyklicznym a sezonowym polega na tym, że ten drugi pojawia się w regularnych (sezonowych) odstępach, podczas gdy czynniki cykliczne mają zwykle dłuższy, niekiedy zmieniający się okres.

Opis danego szeregu czasowego w zależności od powiązań funkcyjnych jego składowych może być wyrażony przez model addytywny lub multiplikatywny [Stańko 1999]¹⁰. W pracy zastosowano model multiplikatywny, gdyż po przeprowadzeniu wstępnych obliczeń i analiz statystycznych stwierdzono, że lepiej opisuje on szereg czasowy cen brojlerów. W modelu multiplikatywnym obserwowane wartości zmiennej w czasie (Y_t) stanowią iloczyn składowych szeregu czasowego:

$$Y_t = T_t C_t S_t I_t \quad (1)$$

Z uwagi na wzajemną zależność długookresowego trendu (T) i wahań cyklicznych (C) kształtowanych przez podobne czynniki, w pracy te składowe szeregu czasowego cen potraktowano łącznie jako wspólny składnik trend-cykl (TtCt). Wyróżnienie zmian cyklicznych wymaga przede wszystkim odpowiednio długiego szeregu czasowego obejmującego kilka pełnych cykli.

⁹ Dittmann P. (2008) Prognozowanie w przedsiębiorstwie. Oficyna, Kraków str. 52 – 54.

¹⁰ Stańko S. (1999) Prognozowanie...

Dekompozycję szeregu czasowego przeprowadzono w następujących etapach [Stańko 1999]¹¹:

1. Oszacowano długookresową tendencję rozwojową za pomocą odpowiedniej scentrowanej średniej ruchomej o długości 12 (dla danych miesięcznych).
2. Z szeregu empirycznego wyeliminowano składnik trend-cykl ($TtCt$) poprzez podzielenie wartości wyjściowego szeregu poprzez wartości średniej ruchomej obliczonej w punkcie poprzednim,

$$\frac{Y_t}{T_t C_t} = \frac{T_t C_t S_t I_t}{T_t C_t} = S_t I_t \quad (2)$$

3. Obliczono surowe wskaźniki sezonowości jako średnie geometryczne dla jednoimiennych jednostek czasu (tych samych miesięcy),
4. Wykonano korektę wskaźników sezonowości, podczas której wszystkie surowe wskaźniki sezonowości podzielono przez ich średnią, a następnie pomnożono przez 100. Po tej transformacji średnia skorygowanych wskaźników sezonowości powinna wynosić 100.
5. Eliminację sezonowości wykonano dzieląc szereg empiryczny (Y_t) przez czyste wskaźniki sezonowości (S_t) określone w punkcie 4:

$$\frac{Y_t}{S_t} = \frac{T_t C_t S_t I_t}{S_t} = T_t C_t I_t \quad (3)$$

6. Wahania przypadkowe (I_t) wyodrębnilo dzieląc szereg czasowy oczyszczony z wahań sezonowych przez odpowiednią średnią ($SR = T_t C_t$), nazywaną krzywą Hendersona:

$$\frac{T_t C_t I_t}{T_t C_t} = I_t \quad (4)$$

Długość średniej ruchomej Hendersona dobiera się w zależności od wartością ilorazu wahań nieregularnych do cyklicznych - I/C . Dla analizowanego szeregu I/C wynosił 0,93; dlatego zastosowano 9-wyrazową średnią ruchomą.

Do określenia wskaźników sezonowości wykorzystano metodę Census II/X11 [Kudrycka, Nilsson 1993¹², Idzik 2009¹³]. Metoda ta, aby dojść do ostatecznej oceny trendu i wahań sezonowych, stosuje serię kolejnych poprawek estymatorów, ze względu na obserwacje odstające (ekstremalne). Inną zaletą metody Census II/X11 jest możliwość szacowania wahań sezonowych dla każdego roku oddzielnie, co pozwala na analizę ewentualnych zmian wzorców sezonowości w dłuższych okresach czasu.

¹¹ Stańko S. (1999) Prognozowanie...

¹² Kudrycka I., Nilsson R. (1993) Cykle koniunktury w Polsce analiza wstępna. Z Zakładu Badań Statystyczno-Ekonomicznych GUS i PAN z. 209 Warszawa.

¹³ Idzik M. (2009) Analiza ...

W celu sprawdzenia istotności wskaźników sezonowości wykonano analizę wariancji dla wartości wskaźników w poszczególnych miesiącach wykorzystując test F.

Wpływ poszczególnych komponentów szeregu czasowego, takich jak: sezonowość (S) wahania przypadkowe (I) oraz tendencji rozwojowej (TC) na ogólną zmienność cen żywca brojlerów określono w zależności od czasu trwania zmian. W tym celu analizowano udział wariancji poszczególnych komponentów szeregu w wariancji całkowitej cen. Obliczenia wykonano za pomocą pakietu analizy szeregów czasowych i prognozowania zawartego w programie Statistica 9.0 [Kot i in. 2011]¹⁴

WYNIKI BADAŃ

Zmienność cen żywca brojlerów

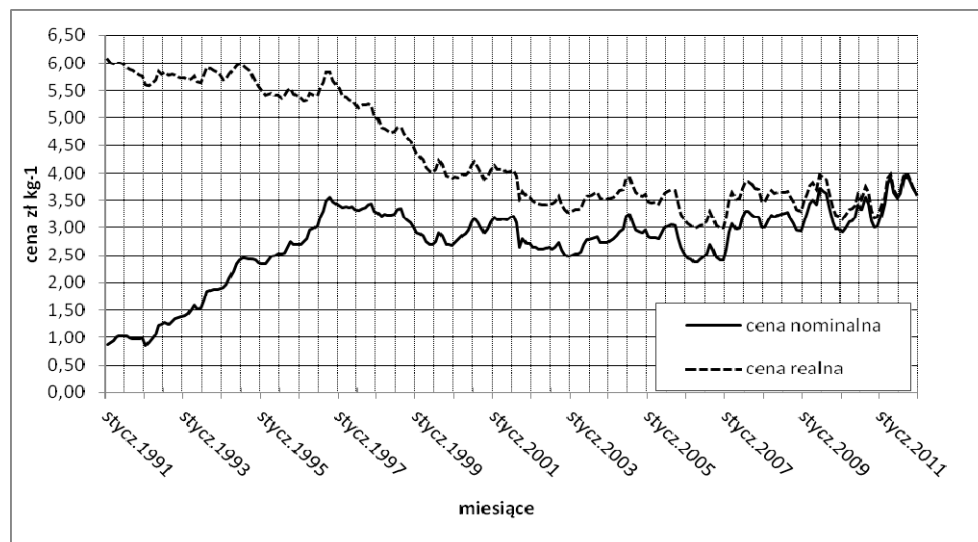
Ceny nominalne żywca brojlerów w analizowanym okresie wzrosły ponad czterokrotnie (4,43), z poziomu 0,87 zł/kg w styczniu 1991 roku do 3,95 zł/kg we wrześniu 2011 roku (rys. 1), przy czym wzrost ten miał miejsce przede wszystkim w latach 1991-1996, kiedy to ceny wzrosły prawie czterokrotnie (do poziomu 3,56 zł/kg w październiku 1996 roku).

Zmienność cen w poszczególnych latach była zróżnicowana. Relacja ceny maksymalnej do minimalnej wahała się od 1,04 w 1997 roku do 1,62 w 1992 roku, co odzwierciedlają również współczynniki zmienności wynoszące dla tych lat odpowiednio 1,21% i 15,82%. Największy miesięczny spadek cen (o 14,24%) wystąpił w 2001 roku, kiedy ceny z poziomu 3,09 zł/kg w sierpniu spadły do 2,65 zł/kg we wrześniu. Natomiast największy miesięczny wzrost cen (o 17,14%) miał miejsce w 1992 roku, kiedy ceny z poziomu 1,05 zł/kg w kwietniu wzrosły do 1,23 zł. w maju.

Ceny realne żywca brojlerów w pierwszej połowie analizowanego okresu (1991-2001) wykazywały długookresową tendencję spadkową, natomiast w drugiej połowie 2002-2011 oscylowały nieregularnie wokół poziomu $3,50 \pm 0,5$ zł/kg.

¹⁴ Kot S., M., Jakubowski J. Sokołowski A. (2011) Statystyka, Difin, Warszawa, str. 335 – 357.

Rysunek 1. Nominalne i realne ceny żywca brojlerów w latach 1991-2011



Źródło: obliczenia własne

Relacje ceny maksymalnej do minimalnej w skali roku wynosiły od 1,03 w 1995 roku do 1,23 w 2009 roku, a współczynniki zmienności odpowiednio 0,92% i 7,17%. Największy miesięczny spadek cen realnych (o 11,08%) miał miejsce w 2001 roku, kiedy ceny z poziomu 3,89 zł/kg w sierpniu spadły do 3,46 zł/kg we wrześniu. Natomiast największy miesięczny wzrost cen (o 10,24%) zaobserwowano w 2011 roku, kiedy ceny z poziomu 3,50 zł/kg w lutym wzrosły do 3,85 zł/kg w marcu.

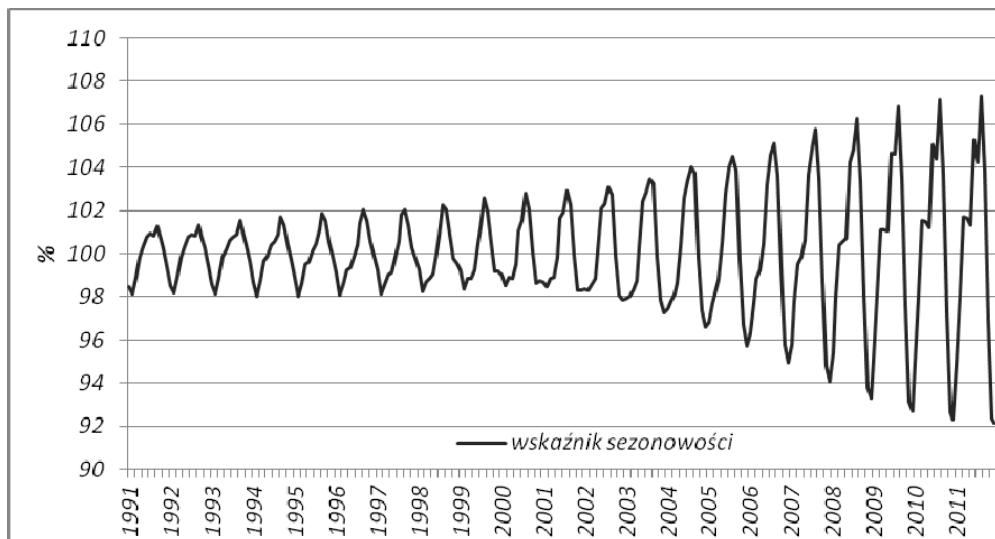
Dekompozycja szeregu czasowego cen

W okresie objętym badaniami poziom inflacji był zróżnicowany, na początku lat 90-tych był wysoki (średnio 48,7% w 1991 roku) natomiast pod koniec okresu stosunkowo niski (w 2011 średnio 4,2 %) (dane GUS). Przeliczenie cen nominalnych do poziomu cen realnych pozwoliło na wyeliminowanie wpływu inflacji na ceny żywca brojlerów. Wyróżnienie poszczególnych komponentów szeregu czasowego (tendencji długookresowej, wskaźników sezonowych i wahań nieregularnych wykonano dla cen realnych.

Ceny żywca brojlerów cechuje wyraźna sezonowość (rys. 2).

Późną jesienią i zimą żywiec brojlerów jest znacznie tańszy niż latem. W analizowanym okresie sezonowość ta wyraźnie się pogłębiła. W 1991 roku amplituda wahań sezonowych wynosiła 3,2% (od 98,1% w lutym do 101,3%), a w 2011 roku sięgała 16% (od 107,3 w sierpniu i 92,2% w grudniu). Stabilność wskaźników sezonowości potwierdzają (na poziomie $P=0,01$) wyniki testu F dla analizy wariancji (wartość statystyki $F=16,54$).

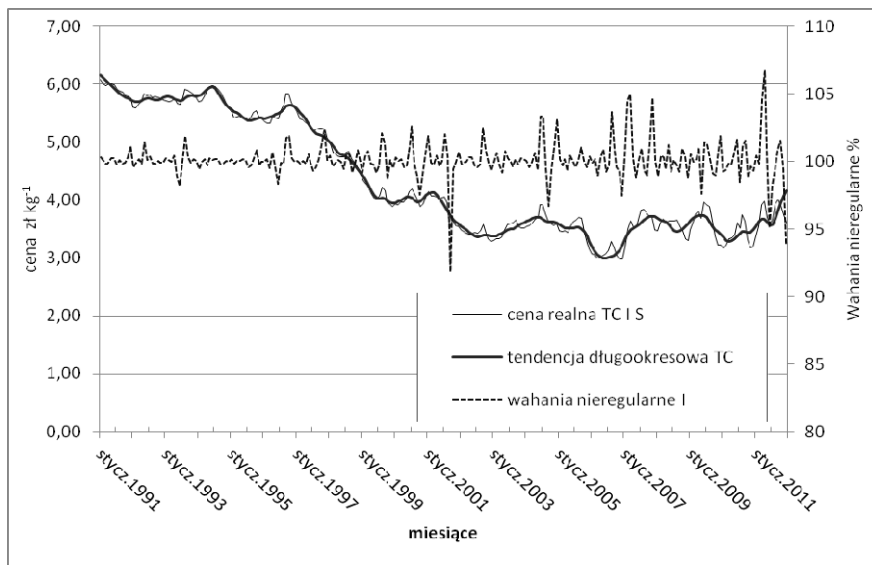
Rysunek 2. Wahania sezonowe realnych cen żywca brojlerów w latach 1991-2011



Źródło: obliczenia własne

Szereg czasowy cen realnych z wyodrębnioną tendencją długookresową oraz wahaniami przypadkowymi przedstawia rys. 3.

Rysunek 3. Elementy składowe szeregu czasowego cen brojlerów



Źródło: obliczenia własne

Względny udział zmian długookresowych (TC) cen realnych żywca brojlerów wynosi średnio w skali roku 54,7% (tab. 1), natomiast udział wahań sezonowych (S) 35,8%, a wahań nieregularnych (I) 9,5%.

Dla celów prognozowania, a przede wszystkim dla producentów drobiu, szczególne znaczenie ma udział poszczególnych składowych cen w zależności od długości okresu zmian. Czas odchowu brojlerów trwa przeciętnie 42-45 dni. Producent w momencie rozpoczynania produkcji i ustalania obsady szczególnie zainteresowany jest ceną żywca pod koniec cyklu, czyli w drugim miesiącu. Zmiany cen w horyzoncie dwóch miesięcy w 50% wynikają ze zmienności sezonowej (tab. 1), w 30% ze zmian długookresowych, a w 20% powodowane są wahaniami przypadkowymi.

Tabela 1. Względny udział składowych szeregu czasowego cen realnych żywca brojlerów w całkowitej wariancji w zależności od długości okresu zmian

Miesiące	Zmiany cykliczne C	Zmiany sezonowe S	Zmiany przypadkowe I
	W %		
1	21,73	42,53	35,74
2	30,00	49,84	20,16
3	35,71	54,11	10,17
4	40,15	53,35	6,50
5	45,38	49,78	4,84
6	51,40	44,88	3,73
7	57,24	38,84	3,91
9	75,33	21,41	3,26
11	93,83	3,11	3,07
12	96,60	0,16	3,24
Średnio	54,74	35,80	9,46

Źródło: obliczenia własne

W horyzoncie sześciu miesięcy ponad połowa zmienności cen (51,4%) wynika ze zmian długookresowych (TC), 44,9% zmienności kształtowane jest przez sezonowość, a tylko 3,7% wynika z wahań przypadkowych.

WNIOSKI

W pierwszym rozpatrywanym dziesięcioleciu wystąpiła długookresowa tendencja spadkowa cen realnych. Uzasadnić to można szybkim postępem technicznym i technologicznym, zwłaszcza w produkcji brojlerów [Banaś 2009]¹⁵, gdzie istotnej poprawie ulegały linie technologiczne, jak i materiał genetyczny mieszańców handlowych. Skutkowało to bezpośrednim obniżeniem rzeczywistych

¹⁵ Banaś K. Ocena zaplecza produkcyjnego żywca kurcząt brojlerów na przykładzie wybranych ferm województwa małopolskiego i śląskiego. Acta Scientiarum Polonorum Oeconomia 8 (3) 2009, str. 5 – 11.

kosztów produkcji i cen, a produkcja brojlerów stawała się bardziej konkurencyjna w stosunku do pozostałych gałęzi produkcji zwierzęcej. Prawdopodobnie ta wystąpiła także w innych krajach Europy Zachodniej i dotyczyła całej branży żywnościowej, a zwłaszcza produkcji zwierzęcej.

Metoda Census II/X11 pozwoliła na ujęcie zmieniających się wskaźników sezonowości w ostatnich latach. Dla producentów drobiu szczególne znaczenie ma wzrastająca sezonowa amplituda (16% w 2011 roku) cen żywca.

Wyodrębnione składowe szeregu czasowego mogą być wykorzystane do sporządzenia prognozy cen żywca brojlerów.

BIBLIOGRAFIA

- Banaś K. Ocena zaplecza produkcyjnego żywca kurcząt brojlerów na przykładzie wybranych ferm województwa małopolskiego i śląskiego. *Acta Scientiarum Polonorum Oeconomia* 8 (3) 2009, str. 5 – 11.
- Box G. E. P., Jenkins G.M. (1983) *Analiza szeregów czasowych. Prognozowanie i sterowanie*, PWN, Warszawa.
- Borkowski B., Krawiec M. (2009) Ryzyko cenowe na rynku surowców rolnych, [w:] *Zarządzanie ryzykiem cenowym a możliwości stabilizowania dochodów producentów rolnych - aspekty poznawcze i aplikacyjne* pod redakcją Hamulczuk M., Stańko S. IERiGŻ-PIB nr 148, Warszawa. str. 47 – 81.
- Cieślak M. (2005) *Prognozowanie gospodarcze, metody i zastosowania*. PWN, Warszawa. str. 73 - 75.
- Dittmann P. (2008) *Prognozowanie w przedsiębiorstwie*. Oficyna, Kraków str. 52 – 54.
- Dudek H. (2005) Prognozowanie cen skupu mięsa drobiowego za pomocą sezonowego modelu AMIRA, *Stowarzyszenie Ekonomistów Rolnictwa i Agrobiznesu, Roczniki Naukowe* t. VII, z.5. str. 19 – 25.
- Hamulczuk M. Stańko S. (2009) Prognozowanie cen podstawowych produktów na przykładzie pszenicy i żywca wieprzowego, [w:] *Zarządzanie ryzykiem cenowym a możliwości stabilizowania dochodów producentów rolnych - aspekty poznawcze i aplikacyjne* pod redakcją Hamulczuk, M. Stańko S. IERiGŻ-PIB nr 148, Warszawa. str. 181 – 208.
- Hamulczuk M., Stańko S. (2011) Prognozowanie cen surowców rolnych - uwarunkowania i metody, *Komunikaty, raporty, ekspertyzy* nr 547, IERiGŻ-PIB, Warszawa. str. 5 – 43.
- Idzik M. (2009) Analiza struktury szeregów czasowych cen produktów rolnych [w:] *Zarządzanie ryzykiem cenowym a możliwości stabilizowania dochodów producentów rolnych - aspekty poznawcze i aplikacyjne* pod redakcją Hamulczuk, M. Stańko S. IERiGŻ PIB nr 148, Warszawa. str.15 – 47.
- Kot S., M., Jakubowski J. Sokołowski A. (2011) *Statystyka*, Difin, Warszawa, str. 335 – 357.
- Kudrycka I., Nilsson R. (1993) *Cykle koniunktury w Polsce analiza wstępna*. Z Zakładu Badań Statystyczno-Ekonomicznych GUS i PAN z. 209 Warszawa. str. 10 - 23.
- Stańko S. (1999) *Prognozowanie w rolnictwie*, Wydawnictwo SGGW, Warszawa str.76 –77.

**TIME SERIES ANALYSIS FOR PRICE
OF BROILER CHICKEN LIVESTOCK
IN THE YEARS 1991-2011**

Abstract: The analysis of monthly prices of broiler chicken livestock in years 1991 - 2011 in this paper was presented. Decomposition of price time series was performed using method Census II/X11. Price of broiler chicken livestock characterize stable and stronger in recent years seasonality. In 2011 the seasonal index was ranged from 107,3% in August to 92,2% in December. In the range of six months more than half of price variability (51,4%) is a result of long period changes, 44,9% of variability is shaped by seasonal fluctuations and only 3,7% is made by irregular fluctuations.

Key words: seasonal decomposition, time series, Census II/X11, price of broiler chicken

OCENA STABILNOŚCI SYTUACJI FINANSOWEJ PRZEDSIĘBIORSTW SEKTORA PRZEMYSŁU SPOŻYWCZEGO NA PODSTAWIE TMAI

Aneta Włodarczyk, Marek Szajt

Zakład Ekonometrii i Statystyki

Politechnika Częstochowska

e-mails: aneta.w@zim.pcz.pl; marszajt@zim.pcz.pl

Streszczenie: W niniejszym artykule na podstawie oszacowanych wartości Taksonomicznej Miary Atrakcyjności Inwestycji sporządzono rankingi spółek z sektora przemysłu spożywczego notowanych na GPW w Warszawie w latach 2009-2011. Przy konstrukcji wskaźnika syntetycznego uwzględniono następujące grupy zmiennych opisujących kondycję ekonomiczno-finansową spółek: wskaźniki płynności, wskaźniki rentowności, wskaźniki zadłużenia, wskaźniki sprawności zarządzania oraz wskaźniki rynkowe. Następnie przeanalizowano stabilność pozycji zajmowanych w rankingach przez badane spółki w latach 2009-2011.

Słowa kluczowe: TMAI, spółki sektora spożywczego, współczynnik korelacji Spearmana

WPROWADZENIE

Załamanie się rynku kredytów subprime w USA w lipcu 2007 roku przyczyniło się do utraty płynności instytucji zaufania publicznego, drastycznej przeceny aktywów finansowych na rynkach kapitałowych oraz gwałtownego wzrostu zmienności instrumentów finansowych notowanych na światowych giełdach. Ponadto, wszystkie te zjawiska podważyły wiarę w racjonalność działania inwestorów, zdolność rynku do samoregulacji oraz efektywność instytucji nadzorczych. Przeniesienie się kryzysu do Polski wynikało m.in. z redukcji akcji kredytowej przez banki, znacznego spadku wartości złotego wywołanego spekulacjami czy problemów finansowych przedsiębiorstw związanych z niewystarczającym zabezpieczeniem ich ekspozycji na ryzyko w okresie wzrostu zmienności cen na rynkach finansowych [Czech-Rogosz

i in. 2009]. W związku z powyższym, celem niniejszej pracy jest ocena kondycji ekonomiczno-finansowej polskich spółek notowanych na GPW w Warszawie, które reprezentują sektor przemysłu spożywczego. Szczególnie w zmiennych i niestabilnych warunkach otoczenia, dobór akcji poszczególnych spółek z sektora spożywczego do portfela inwestycyjnego powinien być dokonywany na podstawie analizy fundamentalnej z uwzględnieniem perspektywy rozwoju spółek, ich zdolności do generowania zysków, pozycji rynkowej wobec konkurencji, jakości kadry zarządzającej oraz oceny płynności akcji na rynku kapitałowym. Autorzy wykorzystując metody wielowymiarowej analizy porównawczej [Decker, Gaul 2000] oraz narzędzia statystyczne przeprowadzili dwuetapową ocenę kondycji ekonomiczno-finansowej spółek sektora przemysłu spożywczego notowanych na GPW w Warszawie w latach 2009-2011. Po pierwsze, na podstawie informacji pochodzących ze skonsolidowanych sprawozdań finansowych spółek reprezentujących sektor spożywczy, wyznaczono wskaźniki płynności, zadłużenia, sprawności zarządzania, rentowności oraz miary rynkowe uwzględnione przy szacowaniu wartości Taksonomicznej Miary Atrakcyjności Inwestycji (TMAI), aby na ich podstawie opracować ranking spółek ze względu na ich sytuację ekonomiczno-finansową w każdym analizowanym roku rozrachunkowym. Następnie na podstawie oszacowanych miar korelacji rang Spearmana dla wybranych uporządkowań spółek w rankingach względem wartości miernika syntetycznego przeprowadzono analizę stabilności wyników finansowych tychże podmiotów w zmiennych warunkach otoczenia.

KONSTRUKCJA TMAI

Na potrzeby sporządzenia rankingu polskich spółek reprezentujących sektor przemysłu spożywczego na GPW w Warszawie, uwzględniającego równocześnie kilka ważnych zmiennych opisujących sytuację ekonomiczno-finansową tychże podmiotów gospodarczych, skonstruowano miernik syntetyczny, znany w literaturze przedmiotu pod nazwą Taksonomicznej Miary Atrakcyjności Inwestycji [Łuniewska, Tarczyński 2006], [Tarczyński 1997], zgodnie z opisaną poniżej procedurą:

1. Etap pierwszy związany jest z konstrukcją macierzy $\mathbf{X}$, której elementy stanowią obserwacje cech diagnostycznych odnoszących się do badanych obiektów:

$$\mathbf{X} = [x_{ij}] \quad (i = 1, 2, \dots, n; j = 1, 2, \dots, m) \quad (1)$$

gdzie: n -liczba obiektów (spółek giełdowych), m -liczba zmiennych (wskaźników ekonomiczno-finansowych).

W tym miejscu należy zauważyć, iż wszystkie zmienne uwzględnione przy konstrukcji macierzy $\mathbf{X}$ zostały przedstawione w postaci stymulant. W literaturze poświęconej taksonomicznym metodom analizy danych można znaleźć szczegółowy opis procedur zamiany destymulant i nominant

w stymulanty [Kolenda 2006], [Grabiński i in. 1989], jednakże na potrzeby analiz przeprowadzonych w niniejszej pracy wykorzystano następujące różnicowe formuły matematyczne przekształcające destymulanty w stymulanty oraz nominanty w stymulanty:

- dla destymulanty:

$$x_{ij} = a - x_{ij}^d, \quad a \geq \max_i \{x_{ij}^d\}, \quad (2)$$

gdzie x_{ij}^d - wartości j-tej zmiennej sklasyfikowanej jako destymulanta,

x_{ij} - wartości otrzymanej stymulanty dla j-tego czynnika;

- dla nominanty:

$$x_{ij} = -|x_{ij}^n - b|, \quad (3)$$

gdzie x_{ij}^n - wartości j-tej zmiennej sklasyfikowanej jako nominanta,

b-nominalny poziom dla j-tego czynnika.

2. Etap drugi obejmuje normalizację zmiennych tworzących macierz **X**, co skutkuje uwolnieniem zmiennych od ich miana oraz ujednoliceniem rzędów przyjmowanych przez nie wartości, a tym samym umożliwia przeprowadzenie operacji arytmetycznych na elementach macierzy **X** [Łuniewska, Tarczyński 2006].

Postać znormalizowaną macierzy **X** można uzyskać poprzez standaryzację zmiennych diagnostycznych zgodnie z następującą formułą [Walesiak 2006]:

$$z_{ij} = \frac{x_{ij} - \bar{x}_j}{s_j} = \frac{x_{ij} - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_{ij}}{\sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_{ij} - \bar{x}_j)^2}}, \quad (4)$$

Gdzie z_{ij} standaryzowane wartości j-tej zmiennej diagnostycznej, stanowiące elementy macierzy **Z**.

W tym kroku należy również wygenerować obiekt wzorcowy charakteryzujący się najlepszymi wartościami przyjmowanymi przez standaryzowane zmienne diagnostyczne:

$$z_w = [z_{w1} \quad z_{w2} \quad \dots \quad z_{wm}] \quad z_{wj} = \max_i \{z_{ij}\}, \quad (5)$$

gdzie z_w – obiekt wzorcowy.

3. Kolejny etap, umożliwiający przeprowadzenie przestrzennej analizy porównawczej obiektów ze względu na poziom analizowanego zjawiska opisywanego przez różne zmienne diagnostyczne, dotyczy oszacowania odległości poszczególnych obiektów od obiektu wzorcowego zgodnie z relacją zaproponowaną przez Minkowskiego:

$$d_i = \left(\frac{1}{m} \sum_{j=1}^m |z_{ij} - z_{wj}|^p \right)^{\frac{1}{p}} \quad (i = 1, 2, \dots, n), \quad (6)$$

gdzie d_i jest odległością od wzorca i -tego obiektu.

W szczególności dla $p=2$ metryka Minkowskiego określona wzorem (6) zwraca odległość euklidesową pomiędzy obiektami. Na tym etapie analizy należy również określić znaczenie poszczególnych zmiennych diagnostycznych w kształtowaniu się poziomu opisywanego zjawiska, czego wymiernym efektem jest przyjęcie określonego systemu wag przy pomiarze odległości danego obiektu od obiektu wzorcowego [Tarczyński 1997], [Kolenda 2006]:

- nieuwzględnienie wag w procesie pomiaru odległości jest tożsame z przyjęciem założenia o jednakowym wpływie poszczególnych zmiennych diagnostycznych na poziom analizowanego zjawiska,
- wagi eksperckie odnoszą się do arbitralnie określonych przez decydenta wartości wag, na podstawie sporządzonej przez niego merytorycznej oceny oddziaływania poszczególnych zmiennych diagnostycznych na poziom zjawiska,
- wagi statystyczne określone są na podstawie oceny statystycznych własności zmiennych (stopień skorelowania, stopień zmienności) przeprowadzanej z wykorzystaniem dostępnych narzędzi statystycznych.

Warto również podkreślić, iż poprawnie skonstruowany system wag powinien spełniać następujące relacje:

$$0 \leq w_j \leq 1, \quad \sum_{j=1}^m w_j = 1, \quad (i = 1, 2, \dots, n). \quad (7)$$

W niniejszej pracy został przyjęty system wag bazujący na pomiarze siły dyspersji poszczególnych zmiennych diagnostycznych, co odzwierciedla ideę przypisania największego znaczenia zmiennym charakteryzującym się największą zmiennością, które najsilniej różnicują analizowane obiekty między sobą:

$$w_j = \frac{V_j}{\sum_{j=1}^m V_j}, \quad V_j = \frac{s_j}{\bar{x}_j} \quad (j = 1, 2, \dots, m), \quad (8)$$

gdzie V_j współczynnik zmienności wyznaczany dla j -tej zmiennej diagnostycznej przed jej standaryzacją.

Wówczas odległość euklidesowa pomiędzy j -tym obiektem a obiektem wzorcowym wyznaczana jest zgodnie z następującą relacją:

$$d_i = \sqrt{\sum_{j=1}^m (z_{ij} - z_{wj})^2 \cdot w_j} \quad (i = 1, 2, \dots, n). \quad (9)$$

4. Ostatni etap konstrukcji wskaźnika syntetycznego polega na odpowiednim przekształceniu metryki euklidesowej (9), tak aby nowo zdefiniowana zmienna

syntetyczna S_i była stymulantą przyjmującą wartości z przedziału od 0 do 1 [Łuniewska, Tarczyński 2006]:¹

$$S_i = 1 - \frac{d_i}{\bar{d} + c \cdot s_d}, \quad c \geq \frac{d_i^{\max} - \bar{d}}{s_d}, \quad (i = 1, 2, \dots, n), \quad (10)$$

gdzie: S_i – syntetyczna miara rozwoju dla i-tego obiektu,

$d_i^{\max}$ – maksymalna wartość wskaźnika d_i ,

$\bar{d}$ – średnia wartość zmiennej d_i ,

s_d – odchylenie standardowe zmiennej d_i .

Opisany powyżej miernik syntetyczny przyjmuje znormalizowane wartości z przedziału od 0 do 1, dzięki czemu w prosty i przejrzysty sposób może zostać wykorzystany do analiz porównawczych dla różnych obiektów. Ponadto, warto podkreślić, iż syntetyczny miernik rozwoju zwraca jedną wartość liczbową informującą o poziomie rozwoju badanego zjawiska opisywanego przez nawet bardzo liczne zestawy zmiennych diagnostycznych.

Praktyczne wykorzystanie syntetycznego miernika rozwoju (10) na rynku finansowym polega na zidentyfikowaniu najbardziej atrakcyjnych oraz względnie bezpiecznych spółek giełdowych, ocenianych przez pryzmat analizy fundamentalnej oraz analizy ryzyka rynkowego towarzyszącego inwestycjom w akcje danej spółki. Zatem taksonomiczna miara atrakcyjności inwestycji pozwala wyznaczyć jedną wartość liczbową, informującą w sposób syntetyczny o kondycji finansowo-ekonomicznej spółki giełdowej oraz efektywności inwestycji w jej akcje.

CHARAKTERYSTYKA ZMIENNYCH DIAGNOSTYCZNYCH W METODOLOGII TMAI

W celu oceny kondycji ekonomiczno-finansowej polskich spółek giełdowych reprezentujących sektor przemysłu spożywczego w niniejszej pracy uwzględniono następujące zmienne opisujące wybrane pozycje skonsolidowanego bilansu, skonsolidowanego rachunku zysków i strat oraz pochodzące z rynku kapitałowego informacje o poziomie oczekiwanego dochodu i ryzyka charakteryzującego inwestycje w akcje tychże spółek [Jajuga, Jajuga 2006] [Łuniewska, Tarczyński 2006]:

- wskaźnik bieżącej płynności (zmienna X_1),
- wskaźnik szybkiej płynności (zmienna X_2),
- wskaźnik ogólnego poziomu zadłużenia (zmienna X_3),

¹ W literaturze przedmiotu podano wiele formuł pozwalających na unormowanie wartości wskaźnika odległości d_i w przedziale $[0,1]$ oraz jednoczesne przekształcenie go w stymulantę. Por. Łuniewska M., Tarczyński W. (2006) Metody wielowymiarowej analizy porównawczej na rynku kapitałowym, PWN, Warszawa, str. 43-44.

- wskaźnik zadłużenia kapitału własnego (zmienna X_4),
- wskaźnik produktywności aktywów ogółem (zmienna X_5),
- wskaźnik rentowności sprzedaży (zmienna X_6),
- wskaźnik marży brutto na sprzedaży (zmienna X_7),
- wskaźnik rentowności kapitału własnego (zmienna X_8),
- wskaźnik rentowności aktywów (zmienna X_9),
- wskaźnik siły zarobkowej aktywów (zmienna X_{10}),
- wskaźnik zysku/lację (zmienna X_{11}),
- wskaźnik ceny do wartości księgowej (zmienna X_{12}),
- współczynnik wrażliwości beta (zmienna X_{13}),
- wskaźnik efektywności inwestycji Treynora (zmienna X_{14}).

Tabela 1. Wartości zmiennych uwzględnionych w konstrukcji miernika syntetycznego dla roku 2011

firma	X1	X2	X3	X4	X5	X6	X7	X8	X9	X10	X11	X12	X13	X14
AMBRA	1,39	0,96	1,32	0,57	0,48	9,80	32,10	10,95	4,72	6,16	0,93	0,94	0,35	-0,25
COLIAN	1,63	1,04	0,31	0,24	0,38	3,94	32,84	1,98	1,51	1,85	0,08	0,82	0,31	-0,26
DUDA	1,10	0,88	1,48	0,59	0,93	1,92	12,58	4,45	1,78	3,33	0,05	1,13	0,65	-0,29
ELSTAR OILS	1,06	0,62	1,22	0,55	1,14	1,22	6,67	3,09	1,39	1,65	0,108	1,38	0,68	0,03
GRAAL	0,93	0,59	1,06	0,51	0,48	-3,27	15,76	-3,24	-1,57	-0,32	-0,94	0,29	0,04	-5,23
HERMAN	0,75	0,46	1,69	0,53	1,03	-8,55	20,84	-28,10	-8,78	-7,92	-0,12	2,27	0,23	-0,09
INDYKPOL	1,91	1,29	1,76	0,64	1,04	0,31	13,63	0,88	0,32	-0,27	0,44	0,94	0,07	-4,66
KOFOLA	0,75	0,48	1,83	0,63	0,51	1,56	33,48	2,30	0,79	1,82	0,32	2,07	0,02	-6,11
KRUSZWICA	3,35	2,18	0,19	0,16	1,30	6,18	15,95	9,55	8,01	10,03	2,83	2,63	0,15	0,66
MAKARONY POLSKIE	0,81	0,52	1,43	0,59	0,76	-0,28	17,00	-0,52	-0,21	1,39	-0,04	0,74	0,03	-15,97
MISPOL	0,72	0,47	1,50	0,60	0,64	-7,88	22,29	-12,60	-5,04	1,07	-0,70	1,06	0,22	-0,90
MIESZKO	1,74	1,17	2,00	0,67	0,45	2,19	30,62	2,97	0,99	2,11	0,1	1,26	0,06	1,77
PAMAPOL	1,13	0,63	2,89	0,74	0,67	0,32	15,81	0,82	0,21	1,66	0,045	0,90	0,38	-0,41
PBS FINANSE	4,16	4,10	0,13	0,11	0,35	-9,96	7,75	-4,06	-3,51	-4,13	-0,01	5,19	0,14	-0,65
PEPEES	2,30	1,50	0,38	0,28	0,38	12,19	28,87	6,48	4,68	5,18	0,06	0,87	0,46	1,15
SEKO	1,19	0,66	0,57	0,31	0,62	-7,27	10,12	-8,29	-4,55	-4,52	-0,58	1,35	-0,13	2,33
WAWEL	2,91	2,17	0,20	0,15	0,65	11,41	42,15	9,68	7,47	8,69	34,31	3,22	0,21	0,45
WILBO	1,26	0,49	1,21	0,55	0,64	-15,04	15,59	-21,29	-9,62	-8,42	-0,76	0,41	0,48	-0,54
ZYWIEC	0,77	0,57	9,05	0,90	0,74	6,26	46,08	46,31	4,61	5,83	10,64	26,12	0,05	0,71
wagi	0,006	0,014	0,003	0,006	0,005	0,327	0,006	0,154	0,332	0,043	0,038	0,024	0,010	0,033

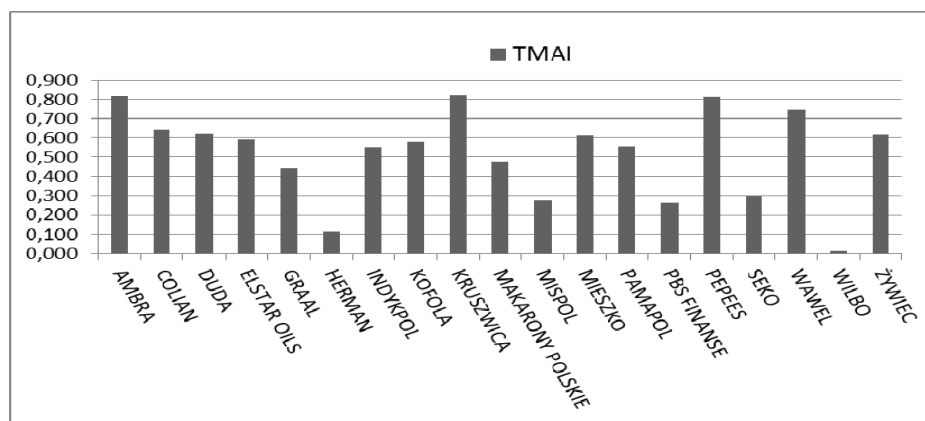
Źródło: obliczenia własne na podstawie danych pochodzących ze skonsolidowanych półrocznych raportów finansowych spółek giełdowych oraz notowań GPW(www.gpw.pl)

Poziom zmiennych finansowych opisujących poszczególne pozycje bilansu, rachunku zysków i strat oraz poziom wskaźników rynkowych jest zróżnicowany, w związku z czym w celu zwiększenia porównywalności danych zostały one poddane procedurze standaryzacji (4), poprzedzonej przekształceniem destymulant

i nominant w stymulanty (2)-(3). Wartości poszczególnych zmiennych wykorzystywanych w konstrukcji miernika TMAI zamieszczono w tabeli 1.

Zaprezentowane w tabeli 1 wagi, wykorzystane przy szacowaniu wartości TMAI zostały wyznaczone zgodnie ze wzorami (7)-(8). Następnie wykorzystując relacje (5), (9)-(10) oszacowano wartości syntetycznego miernika rozwoju, które stały się podstawą do sporządzenia rankingu spółek giełdowych reprezentujących sektor przemysłu spożywczego ze względu na ich sytuację ekonomiczno-finansową w roku 2011 (por. rys. 1).

Rysunek 1. Ranking spółek giełdowych sektora przemysł spożywczy na bazie miernika syntetycznego w 2011 roku



Źródło: obliczenia własne

W opracowanym na podstawie wartości czternastu zmiennych diagnostycznych, obejmujących zarówno wskaźniki finansowe, jak i mierniki rynkowe, rankingu spółek giełdowych reprezentujących sektor przemysłu spożywczego najwyższe miejsce zajęły Zakłady Tłuszczowe Kruszwica SA (TMAI=0,82), Ambra SA (TMAI=0,815) oraz Przedsiębiorstwo Przemysłu Spożywczego PEPEES SA (TMAI=0,81). A zatem ta grupa przedsiębiorstw charakteryzuje się najlepszą kondycją ekonomiczno-finansową w roku 2011, przy czym tak wysokie miejsce w rankingu badane podmioty gospodarcze zawdzięczają relatywnie wysokim wskaźnikom rentowności sprzedaży, ROE, ROA, ROI oraz względnie wysokim wartościom wskaźnika Treynora (Kruszwica, Pepees). Z kolei w najgorszej kondycji ekonomiczno-finansowej w roku 2011 znajdowały się Wilbo SA (TMAI=0,016) oraz Zakłady Mięsne Herman SA (TMAI=0,14), które odnotowały w tym okresie swojej działalności ujemny wynik finansowy rzutujący na wartość większości wskaźników oceniających rentowność prowadzonej działalności oraz relatywnie wysoki poziom ryzyka mierzonego współczynnikiem wrażliwości beta.

OCENA STABILNOŚCI POZYCJI SPÓŁEK SEKTORA SPOŻYWCZEGO W RANKINGU SPORZĄDZONYM WEDŁUG TMAI

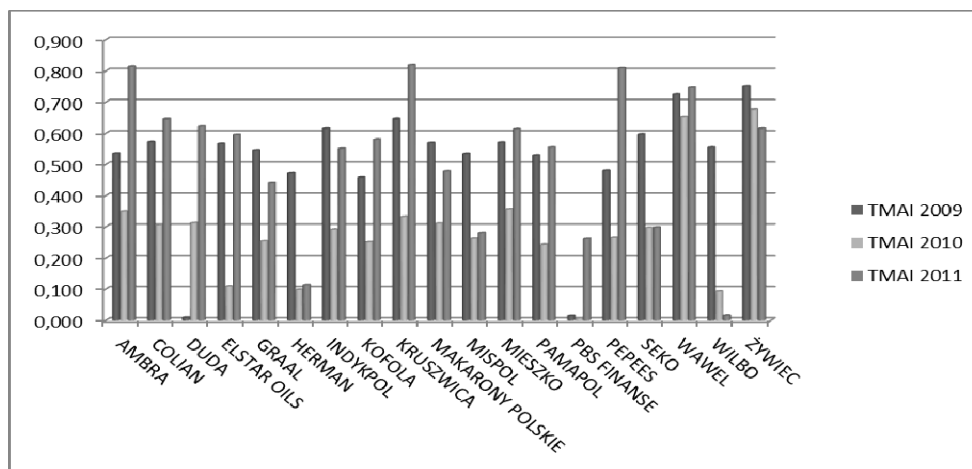
Rozważając kwestię stabilności kondycji ekonomiczno-finansowej badanych spółek giełdowych sektora przemysłu spożywczego w okresie związanym z wystąpieniem światowego kryzysu subprime warto sięgnąć po takie narzędzia statystyczne jak współczynnik korelacji rang Spearmana. Współczynnik korelacji rang Spearmana, służący do pomiaru stopnia zgodności układów porządkowych, wyznaczany jest zgodnie z poniżej zapisaną relacją:²

$$r_s = 1 - \frac{6 \cdot \sum d_i^2}{n \cdot (n^2 - 1)} \quad (11)$$

gdzie: d_i – różnica między rangami odpowiadających sobie wartości cechy x_i oraz cechy y_i , n – liczebność próby statystycznej.

Sporządzono trzy rankingi dla spółek reprezentujących sektor przemysłu spożywczego, które pozwoliły uporządkować je ze względu na wartość miernika syntetycznego w poszczególnych latach okresu 2009-2011 (por. rysunek 2).

Rysunek 2. Rankingi spółek giełdowych sektora przemysł spożywczy dla TMAI w latach 2009-2011



Źródło: obliczenia własne

Analizując wartości wskaźnika syntetycznego wyznaczonego dla poszczególnych okresów objętych analizą można zaobserwować, iż w latach 2009-2010 najwyższą pozycję w rankingu zajmowały Grupa Żywiec SA ($TMAI_{2010}=0,677$, $TMAI_{2009}=0,751$) i Wawel SA ($TMAI_{2010}=0,652$, $TMAI_{2009}=0,726$), przy czym warto podkreślić, iż w I półroczu 2011 roku Wawel SA zajął czwarte miejsce

² Por. Kukuła K. (2003), Elementy statystyki w zadaniach, PWN, Warszawa, str. 154.

w rankingu ($TMAI_{2011}=0,747$). W najbardziej aktualnym rankingu na najwyższej pozycji uplasowały się Zakłady Tłuszczowe Kruszwica SA ($TMAI_{2011}=0,820$) oraz Ambra SA ($TMAI_{2011}=0,815$). Z kolei najgorsze miejsce w rankingu spółek giełdowych sektora spożywczego, sporządzonym na bazie 14 ekonomiczno-finansowych i rynkowych wskaźników, zajęły Polski Koncern Mięсны DUDA SA ($TMAI_{2009}=0,009$) oraz PBS Finanse SA ($TMAI_{2009}=0,015$). PBS Finanse SA również w roku 2010 pozostały na jednej z najgorszych pozycji w rankingu ($TMAI_{2010}=0,007$). Na niezbyt dobrą sytuację ekonomiczno-finansową Zakładów Mięсных Herman SA oraz Wilbo SA w okresie 2010-2011 wskazują oszacowane wartości syntetycznego miernika rozwoju, wynoszące odpowiednio $TMAI_{2010}=0,098$, $TMAI_{2011}=0,114$ w przypadku pierwszej wymienionej spółki, oraz $TMAI_{2010}=0,092$, $TMAI_{2011}=0,016$ dla drugiej analizowanej spółki.

W przeprowadzonej analizie stabilności kondycji ekonomiczno-finansowej badanych spółek giełdowych sprawdzano czy istnieje podobieństwo uporządkowań dla każdej pary okresów, w których analizowano miernik TMAI. W tym celu wyznaczono współczynniki korelacji rang Spearmana dla przeprowadzonych uporządkowań spółek według wartości syntetycznego wskaźnika rozwoju (por. tabela 2).

Tabela 2. Wartości wskaźników korelacji rang Spearmana dla rankingów spółek giełdowych według miary TMAI

Lata	2009	2010	2011
2009	1,000	0,600*	0,289
2010	0,600*	1,000	0,704*
2011	0,289	0,704*	1,000

Źródło: Obliczenia własne

* oznaczono wartości statystyk istotnych na poziomie 0,05.

Wyznaczone na podstawie wzoru (11) wartości współczynników korelacji rang Spearmana były istotne statystycznie dla par uporządkowań badanych spółek sektora spożywczego sporządzanych na bazie TMAI w latach 2009-2010 oraz 2010-2011. Najniższy poziom (0,289) przyjął współczynnik Spearmana dla rankingów sporządzonych dla 2009 i 2011 roku, czyli okresów charakteryzujących się podwyższoną zmiennością cen instrumentów finansowych w związku z odrobieniem strat poniesionych przez inwestorów podczas światowego kryzysu finansowego oraz wystąpieniem kolejnej fali kryzysu związanej z zadłużeniem państw i trudną sytuacją w strefie euro.

PODSUMOWANIE

Przeprowadzona na podstawie badań empirycznych, zamieszczonych w niniejszej pracy, analiza umożliwia sformułowanie następujących wniosków końcowych:

- przedstawione metody wielowymiarowej analizy statystycznej pozwalają na pogrupowanie polskich spółek giełdowych sektora przemysłu spożywczego pod względem ich kondycji ekonomiczno-finansowej za pomocą większej liczby zmiennych opisujących poszczególne pozycje bilansu, rachunku zysków i strat oraz ryzyka towarzyszącego inwestycjom w akcje spółek;
- klasyfikacja podmiotów gospodarczych bazująca na wartości miernika syntetycznego, jakim jest TMAI, umożliwiła wyodrębnienie spółek giełdowych o lepszej lub gorszej kondycji finansowej w danym roku rozrachunkowym;
- analiza stabilności wyników finansowych spółek sektora spożywczego przeprowadzona z wykorzystaniem współczynnika korelacji rang Spearmana pozwala wskazać grupy podmiotów gospodarczych bardziej lub mniej zagrożone negatywnymi skutkami kryzysu finansowego.

BIBLIOGRAFIA

- Czech-Rogosz J., Pietruch J., Żelazny R. (2009) Koniunktura gospodarcza. Od bańki internetowej do kryzysu subprime. Wydawnictwo C.H.Beck, Warszawa.
- Decker R., Gaul W. (2000) Classification and information processing at the turn of millennium, Springer-Verlag, Heidelberg, Berlin.
- Grabiński T., Wydymus S., Zeliaś A. (1989) Metody taksonomii numerycznej w modelowaniu zjawisk społeczno-gospodarczych, PWN, Warszawa.
- Jajuga K., Jajuga T. (2006) Inwestycje, instrumenty finansowe, ryzyko finansowe, inżynieria finansowa, PWN, Warszawa.
- Kolenda M. (2006) Taksonomia numeryczna. Klasyfikacja, porządkowanie i analiza obiektów wielocechowych, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej im. Oskara Langego we Wrocławiu, Wrocław.
- Kukuła K. (2003) Elementy statystyki w zadaniach, PWN, Warszawa
- Łuniewska M., Tarczyński W. (2006) Metody wielowymiarowej analizy porównawczej na rynku kapitałowym, PWN, Warszawa.
- Walesiak M. (2006) Uogólniona miara odległości w statystycznej analizie wielowymiarowej, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej im. Oskara Langego we Wrocławiu, Wrocław.
- www.gpw.pl

EVALUATION OF THE STABILITY OF FINANCIAL CONDITION OF THE FOOD INDUSTRY SECTOR COMPANIES ON THE BASIS OF TMAI

Abstract: In this paper, the rankings of the food industry sector companies listed on the Warsaw Stock Exchange were made on the basis of Taxonomic Attractiveness Measure of Investment. The following groups of variables

were included in this study: liquidity ratios, profitability ratios, debt ratios, activity ratios, market-based ratios. Then analyzed whether the positions in the rankings of investigated companies remained stable over the period 2009-2011.

Key words: TMAI, food industry sector companies, Spearman rank correlation coefficient

JAPONIA – POLSKA. STRUKTURA IMPORTU ORAZ EKSPORTU ŻYWNOSCI I ŻYWYCH ZWIERZĄT W LATACH 2000–2011

Katarzyna Wolak

Katedra Statystyki Matematycznej
Uniwersytet Rolniczy im. H. Kołłątaja w Krakowie
katarzyna.wolak@hotmail.com

Streszczenie: Artykuł koncentruje się na handlu pomiędzy Japonią a Polską, w latach 2000-2010, wykorzystując SITC (Międzynarodową Standardową Klasyfikacją Handlu), identyfikując tendencje występujące wśród jednej grupy klasyfikacyjnej: Żywność i żywe zwierzęta. Analiza eksportu i importu między Japonią a Polską pokazuje duże zmiany w handlu z Japonią i dużego rosnącą różnicą bilansu handlowego. Ponadto importowane i eksportowane grupy towarów pokazują różnice rynkowe i popytowe w Japonii.

Słowa kluczowe: import, eksport, żywność, Japonia, Polska

WPROWADZENIE

Powiązania handlowe ciągle są najbardziej istotną częścią relacji ekonomicznych, które łączą kraje w międzynarodowy rynek handlowy. Rosnąca niezależność ekonomiczna zglobalizowanego świata jest konsekwencją rozwoju handlu międzynarodowego. Ważnym elementem ekonomii krajów rozwiniętych jest zarówno import jak i eksport. Każdy kraj widzi pozytywne efekty eksportu we własnej gospodarce i jednocześnie jest świadom, że musi chronić własny rynek przed nadmiernym importem. Dlatego też polityka handlowa staje się coraz ważniejszym elementem polityki zagranicznej państw.

„Przejawem oraz efektem procesów internacjonalizacji i globalizacji jest wzrost intensywności powiązań handlowych, kapitałowych, i technologicznych między podmiotami z różnych części świata. Ważnym podmiotem tych procesów są gospodarki azjatyckie. Polska również aktywnie uczestniczy w tych procesach, co jest w dużej mierze rezultatem uruchomionych na przełomie lat 80 i 90 XX w. przemian politycznych, ekonomicznych oraz społecznych. Jednak w przypadku polskiej gospodarki należy zwrócić uwagę na duży stopień regionalizacji

powiązań, zwłaszcza handlowych, i ich wyraźną koncentrację w Europie. Nie oznacza to jednakże braku stosunków między Polską a krajami azjatyckimi”¹.

Japońska polityka handlu międzynarodowego jest postrzegana jako „quasi-merkantylistyczna”. Wniosek ten można wysunąć opierając się na dynamicznym eksporcie zagranicznym jaki ma miejsce od II Wojny Światowej oraz niskim importem. Podobnie, wysoko rozwinięte kraje światowej gospodarki takie jak Stany Zjednoczone oraz niektóre kraje Unii Europejskiej uważają, iż głównym skutkiem braku powodzenia eksportu na japoński rynek są bariery rynkowe, z którymi muszą się zmierzyć producenci.

Celem artykułu jest pokazanie, że nie we wszystkich gałęziach gospodarki Japonia utrzymuje eksport o wiele przewyższający import. Artykuł skupia się na pierwszej pozycji w Standardowej Międzynarodowej Kwalifikacji Towarów (SITC), którym jest „Żywność i żywe zwierzęta”. Jak również pokazanie zmian strukturalnych, które zachodziły na przestrzeni lat 2000–2011.

DYNAMIKA STRUKTUR

„Zjawiska ekonomiczne ulegają przeobrażeniom w czasie. Dotyczy to zarówno ilościowego jak i jakościowego aspektu tych zmian. Strona przemian jakościowych manifestuje się na ogół w postaci zmian strukturalnych. Zatem obserwacje i analizy zmian strukturalnych stanowią ważny odcinek badań poświęcony śledzeniu procesów zachodzących w gospodarce”².

Do obliczenia dynamiki struktury wykorzystano metodę statystycznego badania addytywnej struktury ekonomicznej. Zakłada ona, iż informacje można zapisać w formie macierzy:

$$[a_{it}] = \begin{bmatrix} a_{i0} & a_{i1} & \dots & a_{in} \\ a_{20} & a_{21} & \dots & a_{2n} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ a_{k0} & a_{k1} & \dots & a_{kn} \end{bmatrix} \quad (1)$$

gdzie: $i = 1, 2, \dots, k$,
 $t = 0, 1, \dots, n$,

¹ I. Pawlas, „Trade relations between Poland and Asia Economies from 2006 to 2008”, Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu no. 126, str. 316

² K. Kukula „Statystyczne Studium Struktury Agrarnej w Polsce”, Warszawa 2010, str. 38

przy czym:

$$\sum_{i=1}^k a_{it} = 1 \quad (2)$$

oraz: $0 \leq a_{it} \leq 1 \quad (3)$

Porównanie to następuje poprzez wykorzystanie wzoru:

$$v_{t,t+\tau} = \frac{\sum_{i=1}^k |a_{t,t+\tau} - a_{it}|}{2} \quad (4)$$

Miara ta przyjmuje wartości z przedziału $[0,1]$ i jest niezależna od wartości k czyli liczby składowych badanej struktury. Wartość $v_{t,t+\tau}$ równa lub bliska zeru oznacza brak lub tylko niewielkie zróżnicowanie porównywanych struktur. Natomiast, jeśli wartość tej miary zmierza ku jedności, oznacza wówczas to porównywane struktury są znacznie zróżnicowane. Stosując ten miernik, można porównać ze sobą zmiany struktur zachodzące w czasie. Przyjmując $\{\tau=1\}$, czyli porównując kolejne okresy, stwarzamy ciąg wartości, który stanowi pełną informację dotyczącą przebiegu zmian występujących w strukturze w badanym okresie³.

SITC (STANDARD INTERNATIONAL TRADE CLASSIFICATION) – MIĘDZYNARODOWĄ STANDARDOWĄ KLASYFIKACJĄ HANDLU

W kwalifikacji SITC znajduje się 10 głównych grup produktów. Są to (wg numeracji światowej):

0. Żywność i żywe zwierzęta.
1. Napoje i tytoń.
2. Surowce niejadalne z wyjątkiem paliw.
3. Paliwa mineralne, smary i materiały pochodne.
4. Oleje, tłuszcze, woski zwierzęce i roślinne.
5. Chemikalia i produkty pokrewne.
6. Towary przemysłowe sklasyfikowane głównie według surowca.
7. Maszyny, urządzenia i sprzęt transportowy.
8. Różne wyroby przemysłowe.
9. Towary i transakcje niesklasyfikowane w SITC.

³ K. Kukula "Elementy Statystyki w zadaniach"; Warszawa 2003 str. 40–51

Oraz dodatkowo:

- I. Złoto i monety.
- II. Złote monety i aktualna waluta.

Każda z grup posiada od dwóch do dziesięciu podgrup produktów, które pozwalają lepiej skwalifikować towary podlegające obrotowi w handlu międzynarodowym.

Badania grupa produktów „Żywność i żywe zwierzęta” posiada dziesięć podgrup produktów są nimi:

- 0.0. Żywe zwierzęta.
- 0.1. Mięso i przetwory mięsne.
- 0.2. Produkty mleczne i jaja ptaków.
- 0.3. Ryby (bez ssaków morskich), skorupiaki, mięczaki i bezkręgowce wodne, i ich preparaty.
- 0.4. Zboża i przetwory zbożowe.
- 0.5. Warzywa i owoce.
- 0.6. Cukier, preparaty cukrowe i miód.
- 0.7. Kawa, herbata, kakao, przyprawy, i wyroby z nich.
- 0.8. Pasza dla zwierząt(nie wliczając nieprzetworzonych zbóż).
- 0.9. Pozostałe jadalne produkty i preparaty.

Z łatwością można zauważyć jak dokładnie SITC opisuje przydział produktów do konkretnej podgrupy pozwalając tym samym dokładnie określić statystyki handlu międzynarodowego.

IMPORT ORAZ EKSPORT „ŻYWNOSTCI I ŻYWYCH ZWIERZĄT” POMIĘDZY JAPONIĄ A POLSKĄ

Tabela 1. przedstawia import oraz eksport żywności i żywych zwierząt między Japonią i Polską w latach 2000-2011*.

Tabela 1. Import i eksport „Żywności i żywych zwierząt” między Japonia a Polska w latach 2000–2011 (w 1000 jenów)

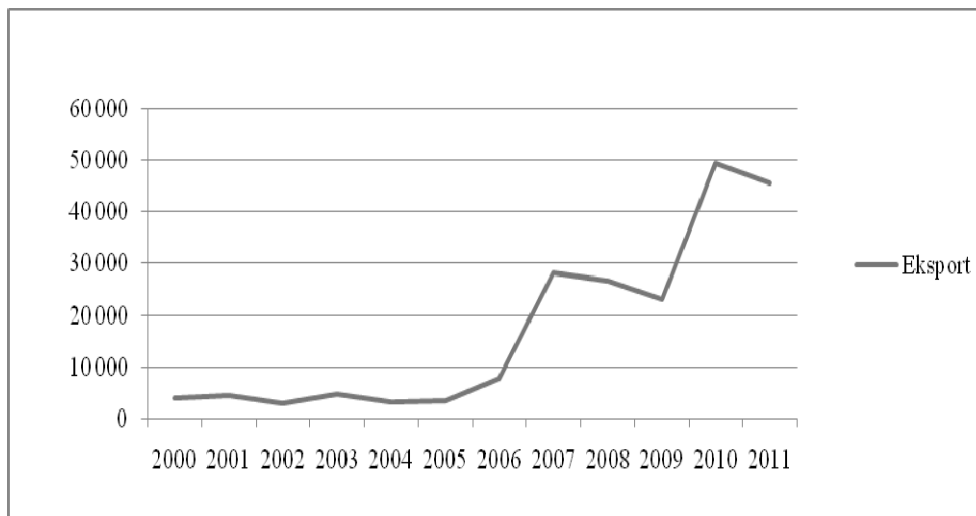
	2000	2001	2002	2003	2004	2005
Eksport	3 787	4 369	2 824	4 669	3 108	3 351
Import	1 634 637	1 934 845	1 416 461	1 397 571	1 252 053	1 580 247
	2006	2007	2008	2009	2010	2011*
Eksport	7 712	28 216	26 586	23 163	49 444	45 572
Import	1 894 955	4 123 560	4 230 711	3 656 479	5 162 216	7 496 697

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Japońskiego Ministerstwa Finansów

* dane do końca września 2011 r.

Jak z łatwością można zauważyć eksport z Japonii jest o wiele niższy niż import. W 2000 r. różnica ta wynosiła 1 630 860 tys. jenów natomiast w 2010 r. już 5 112 772 tys. jenów. Jest to ponad trzykrotny wzrost salda handlu zagranicznego. Jednocześnie na przestrzeni badanego okresu import i eksport wzrosły odpowiednio ponad dwu-i trzynastokrotnie. Zauważalny również jest wzrost importu i eksportu, co najlepiej obrazują Rysunek 1. i 2.

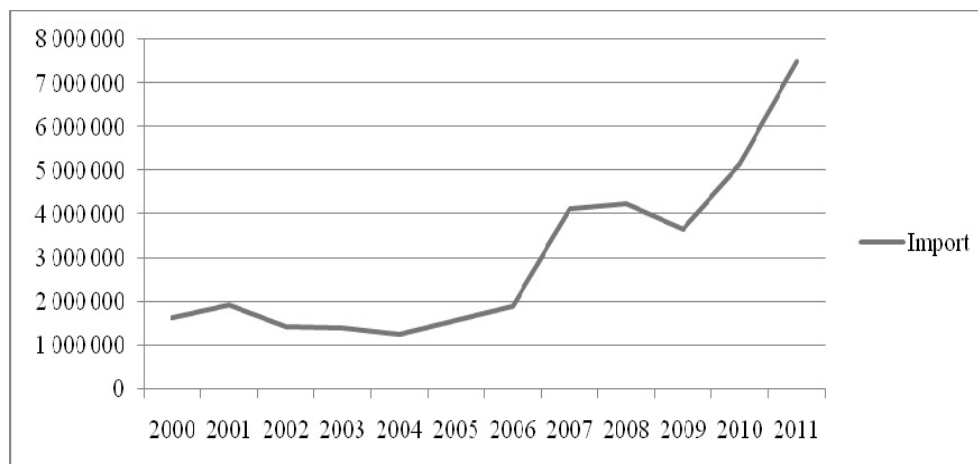
Rysunek. 1. Eksport żywności i żywych zwierząt do Polski z Japonii w okresie 2000–2011*
(w 1000 jenów)



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Japońskiego Ministerstwa Finansów
* dane do końca września 2011 r.

Jak widać na Rysunek 1. eksport z Japonii do Polski w badanym czasie można podzielić na dwa okresy. Pierwszy od 2000 do 2005 r., gdy eksport utrzymywał się mniej więcej na tym samym poziomie. Drugi okres następuje po 2006 r., gdy zauważamy najpierw dwukrotny wzrost w porównaniu do roku 2005, a następnie, w 2007 r., relatywnie wysoki, bo aż ośmiokrotny, wzrost eksportu. Zauważalne jest również załamanie w eksporcie, jakie nastąpiło w 2009 r., za które odpowiedzialny jest kryzys światowy. Wciąż jednak eksport jest wysoki w porównaniu do pierwszego okresu. Kolejne lekkie załamanie krzywej następuje w 2011 r., jednak należy pamiętać, że dane z tego okresu nie są pełne, można jednak oczekiwać, iż nastąpi lekkie spowolnienie w dotychczasowym wzroście.

Rysunek 2. Import żywności i żywych zwierząt z Polski do Japonii w okresie 2000–2011*
(w 1000 jenów)



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Japońskiego Ministerstwa Finansów
* dane do końca września 2011 r.

Rysunek 2. przedstawia import żywności i żywych zwierząt z Polski do Japonii. Jak wcześniej zostało zauważone, wartości importu i eksportu znacznie się od siebie różnią. Jednak i w imporcie można podzielić badany okres na dwa takie same podokresy (I –2000–2005; II – 2006–2011). W pierwszym okresie zauważamy pewną fluktuacyjną zmianę importu, jednak największy spadek nastąpił w 2004 r., jest to jednak wynik spadku importu, który rozpoczął się już w 2001 r. W 2006 r. nie można jeszcze określić czy wzrost, jaki nastąpił po 2004 r. jest tylko zmianą fluktuacyjną czy też zdecydowaną poprawą handlu, jednak ten rok został uznany za okres przełomowy, rozpoczynający ogromny wzrost importu. Już w 2007 r. import podwoił się i wzrastał w roku następnym. Tak samo jak w eksporcie, w roku 2009 nastąpiło załamanie dotychczasowej wzrostowej tendencji. Nie zatrzymało to jednak wzrostu, który w 2010 r. przewyższył import z przed dwóch lat. Dodatkowo 2011 r. odnotowuje również ogromny wzrost importu mimo niepełnych danych na ten rok.

STRUKTURA IMPORTU ORAZ EKSPORTU ŻYWNOSCI I ŻYWYCH ZWIERZĄT

Zgodnie z zastosowaniem dane z 2011 r. nie zostały uwzględnione w obliczeniach w związku z brakiem pełnych danych.

Import

Tabela 2. przedstawia strukturę importu do Japonii w latach 2000-2010. Na podstawie danych o imporcie do Japonii za okres 2000-2011 należy wyodrębnić charakterystyczne podokresy przebiegu zmian. Do obliczeń wykorzystano wzór (4).

Tabela 2. Struktura importu do Japonii w latach 2000–2010

Lata	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
0.0. Żywe zwierzęta	0,000	0,000	0,000	0,002	0,000	0,000	0,001	0,000	0,000	0,001	0,000
0.1. Mięso i przetwory mięsne	0,220	0,252	0,395	0,327	0,387	0,431	0,226	0,439	0,487	0,451	0,422
0.2. Produkty mleczne i jaja ptaków	0,091	0,337	0,272	0,439	0,137	0,096	0,132	0,051	0,004	0,014	0,013
0.3. Ryby, skorupiaki, mięczaki i bezkręgowce wodne, i ich preparaty	0,592	0,298	0,109	0,009	0,184	0,234	0,315	0,263	0,206	0,117	0,091
0.4. Zboża i przetwory zbożowe	0,011	0,011	0,033	0,035	0,067	0,077	0,091	0,046	0,035	0,073	0,202
0.5. Warzywa i owoce	0,033	0,052	0,101	0,152	0,174	0,103	0,150	0,156	0,211	0,266	0,215
0.6. Cukier, preparaty cukrowe i miód	0,000	0,000	0,000	0,001	0,009	0,002	0,004	0,001	0,002	0,002	0,005
0.7. Kawa, herbata, kakao, przyprawy, i wyroby z nich	0,007	0,008	0,011	0,010	0,007	0,047	0,063	0,027	0,041	0,058	0,039
0.8. Pasza dla zwierząt	0,045	0,038	0,077	0,023	0,033	0,007	0,014	0,014	0,011	0,014	0,009
0.9. Pozostałe jadalne produkty i preparaty	0,001	0,004	0,002	0,002	0,003	0,002	0,003	0,001	0,002	0,004	0,004

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Japońskiego Ministerstwa Finansów

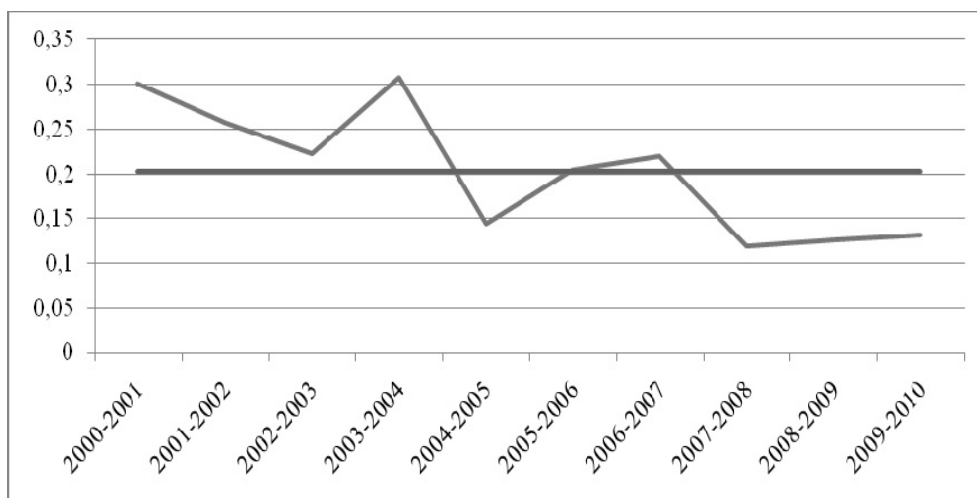
Jak widać zróżnicowanie między podgrupami SITC – „Żywność i żywe zwierzęta” jest znaczne i to nie tylko pomiędzy samymi podgrupami, ale również w kolejnych latach. Możemy wyróżnić kilka grup produktów importu do Japonii:

- I. – produkty, których import wzrasta, do tej grupy możemy zaliczyć podgrupy: Mięso i przetwory mięsne (0.1), Zboża i przetwory zbożowe(0.4), Warzywa i owoce (0.5), Cukier, preparaty cukrowe i miód (0.6), Kawa, herbata, kakao, przyprawy, i wyroby z nich(0.7),
- II. – produkty, których import zmniejsza się:
- III. – produkty, które posiadają dużą fluktuację importu w zależności od danego roku: Żywe zwierzęta (0.0), Produkty mleczne i jaja ptaków (0.2), Ryby, skorupiaki, mięczaki i bezkręgowce wodne, i ich preparaty (0.3), Pasza dla zwierząt (0.8), Pozostałe jadalne produkty i preparaty (0.9),

Z łatwością można zauważyć, że z I grupy: Mięso i przetwory mięsne (0.1) oraz Zboża i przetwory zbożowe (0.4); na przestrzeni badanego okresu znacznie powiększyły swój udział w imporcie. Tak też z III grupy: Ryby, skorupiaki, mięczaki i bezkręgowce wodne, i ich preparaty (0.3); mimo fluktuacji sukcesywnie tracą udział w imporcie.

Celem zbadania ewolucji struktury importu do Japonii wykorzystano podany wzór przy założeniu okres czasu $\{\tau=1\}$. Uzyskane wyniki zostały przeniesione na Rysunek 3. Dodatkowo, aby wyodrębnić ponadprzeciętne zmiany w strukturze obliczono i oznaczono na Rysunkach średnią.

Rysunek 3. Przebieg zmian wartości miernika dynamiki struktury importu w latach 2000–2010



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Japońskiego Ministerstwa Finansów

Przeciętne zmiany w strukturze importu w okresie 2000–2010 określa wartość średniej na poziomie 0,203, która została oznaczona na Rysunek 3 kolorem czerwonym. Dzięki niej możemy wyróżnić podokresy:

- I – do 2004 r.
- II – po 2004 r.

Eksport

Tabela 3. przedstawia strukturę eksportu do Japonii w latach 2000-2010. Na podstawie danych o eksporcie z Japonii za okres 2000-2011 należy wyodrębnić charakterystyczne podokresy przebiegu zmian. Do obliczeń wykorzystano wzór (4).

Tabela 3. Struktura eksportu z Japonii w latach 2000–2010

Lata	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
0.0. Żywe zwierzęta	0,070	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
0.1. Mięso i przetwory mięsne	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
0.2. Produkty mleczne i jaja ptaków	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
0.3. Ryby, skorupiaki, mięczaki i bezkręgowce wodne, i ich preparaty	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,015	0,013
0.4. Zboża i przetwory zbożowe	0,000	0,052	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,101	0,020	0,007
0.5. Warzywa i owoce	0,243	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,018	0,025	0,010
0.6. Cukier, preparaty cukrowe i miód	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,037	0,010	0,066	0,030	0,029
0.7. Kawa, herbata, kakao, przyprawy, i wyroby z nich	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,436	0,214	0,314	0,116	0,083	0,112
0.8. Pasza dla zwierząt	0,000	0,000	0,392	0,485	1,000	0,000	0,427	0,268	0,337	0,379	0,356
0.9. Pozostałe jadalne produkty i preparaty	0,687	0,948	0,608	0,515	0,000	0,564	0,321	0,407	0,363	0,448	0,473

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Japońskiego Ministerstwa Finansów

Jak widać zróżnicowanie między podgrupami SITC – „Żywność i żywe zwierzęta” w porównaniu z importem eksport jest strukturą niemal zerową.

Świadczy to niskim zróżnicowaniu eksportu jak i słabo rozwiniętym eksporcie w tej grupie SITC.

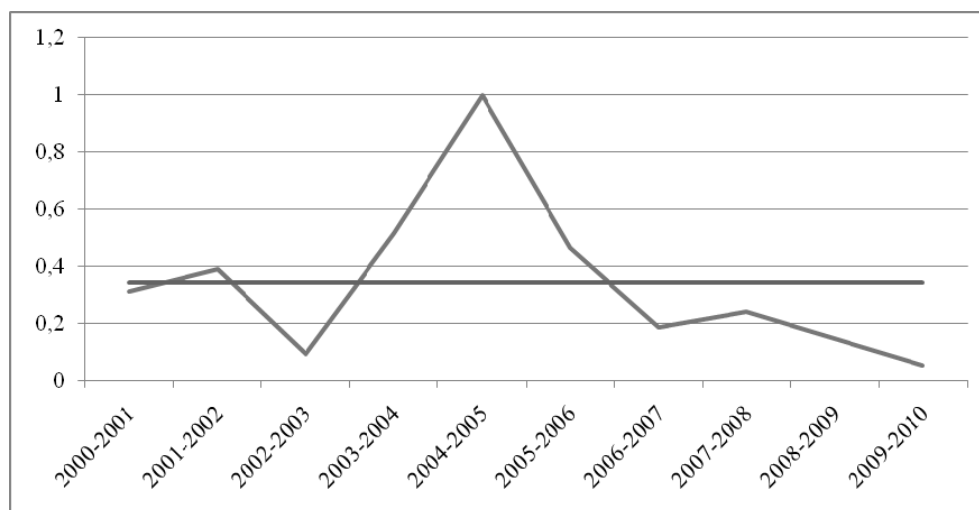
Możemy jednak wyróżnić kilka podgrup eksportu z Japonii do Polski:

- I. – produkty nieeksportowane: Żywe zwierzęta (0.0), Mięso i przetwory mięsne (0.1), Produkty mleczne i jaja ptaków (0.2),
- II. – produkty, które zaczęto eksportować w badanym okresie: Ryby, skorupiaki, mięczaki i bezkręgowce wodne, i ich preparaty (0.3), Cukier, preparaty cukrowe i miód (0.6), Kawa, herbata, kakao, przyprawy, i wyroby z nich (0.7),
- III. – produkty, które posiadają fluktuację w eksporcie: Zboża i przetwory zbożowe (0.4), Warzywa i owoce (0.5), Pasza dla zwierząt (0.8), Pozostałe jadalne produkty i preparaty (0.9).

Produkty z grupy II wyróżniają się pewną fluktuacją, jednak z łatwością można zauważyć ciągłość eksportu, a zmiany występujące w ilości eksportowanych produktów można tłumaczyć zapotrzebowaniem polskiego rynku oraz zmian występujących na rynku światowym. Grupa III charakteryzuje się niestąłym eksportem. Produkty do niej należące fluktuacja ta wyróżnia z grupy II tym, iż eksport to fakt, iż niektóre produkty z tej grupy wzmocniły swoją pozycję w strukturze eksportu.

Do dokładnego zbadania ewolucji struktury eksportu z Japonii wykorzystano również podany wzór przy założeniu okres czasu $\{\tau=1\}$. Uzyskane wyniki zostały przeniesione na Rysunek 4. Dodatkowo, aby wyodrębnić ponadprzeciętne zmiany w strukturze obliczono i oznaczono na rysunkach średnią kolorem czerwonym.

Rysunek 4. Przebieg zmian wartości miernika dynamiki struktury eksportu w latach 2000–2010



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Japońskiego Ministerstwa Finansów

Przeciętne zmiany w strukturze eksportu w okresie 2000–2010 określa wartość średniej na poziomie 0,313, która została oznaczona na rysunku kolorem czerwonym. Dzięki niej możemy wyróżnić podokresy japońskiego eksportu do Polski:

- I – do 2004 r.
- II – po 2004 r.

PODSUMOWANIE

Globalizacja handlu międzynarodowego wpływa na rozwój relacji między Polska a Japonią, mimo iż to partnerzy europejscy pozostają najważniejszymi polskimi partnerami handlowymi. Jednocześnie zauważamy szybki wzrost deficytu handlowego Japonii w wymianie handlowej z Polską w zakresie żywności i żywych zwierząt.

Rozpatrując strukturę importu i eksportu łatwo dostrzec polarystyczne różnice strukturalne, które jednak dobrze obrazują rolnictwo oraz rynek żywnościowy w Japonii. Największymi i najważniejszym importowanymi produktami są Mięso i przetwory mięsne (0.1), Warzywa i owoce (0.5) oraz Ryby, skorupiaki, mięczaki i bezkręgowce wodne, i ich preparaty (0.3). Dodatkowo należy zauważyć, iż z grupy produktów pierwszej pozycji SITC „Żywność i żywe zwierzęta”, które znajdują się w czołówce Japońskiego importu z Polski nie należą do produktów eksportowanych z Japonii do Polski. Jednocześnie niski eksport produktów żywnościowych należy tłumaczyć niskim udziałem rolnictwa w PKB Japonii jak i wysokim zapotrzebowaniem na żywność. Jednakże podgrupy należące do SITC które mają największy udział w Japońskim eksporcie do Polski to: Kawa, herbata, kakao, przyprawy, i wyroby z nich (0.7), Pasza dla zwierząt (0.8), Pozostałe jadalne produkty i preparaty (0.9).

Można stwierdzić, iż wymiana handlowa między Polską a Japonią będzie się w dalszym ciągu zwiększać, jednocześnie jednak będzie wzrastał eksport niektórych produktów, które do tej pory nie były eksportowane lub były eksportowane wybiórczo. Zwiększenie się importu polskich produktów może stanowić szansę rozwoju dla polskiego rolnictwa, jednak tylko dla dużych i zorganizowanych gospodarstw, które są w stanie pozyskać japońskich partnerów handlowych jak i zaistnieć na japońskim rynku.

BIBLIOGRAFIA

- JETRO Japan External Trade Organization, <http://www.jetro.go.jp/en/reports/statistics/>, odczyt z dnia 20.10.2011 r.
- Ministerstwo Finansów Japonii, <http://www.customs.go.jp/toukei/info/index.htm>, odczyt z dnia 20.10.2011 r.
- United Nations Statistics Division (unstats.un.org).

- Kukuła K., (2003) Elementy Statystyki w zadaniach, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Kukuła K. (2010) Statystyczne Studium Struktury Agrarnej w Polsce; Wydawnictwo Naukowe PWN.
- Pasierbak P. (2009) Barriers of the development of the European Union's Exports to Japan, Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu no. 126.
- Pawlas I. (2009) Trade relations between Poland and Asia Economies from 2006 to 2008, Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu no. 126.

**JAPAN - POLAND. THE STRUCTURE OF IMPORTS
AND EXPORTS OF FOOD AND LIVE ANIMALS
IN THE YEARS 2000-2011.**

Abstract: The article focuses on trade between Japan and Poland, in 2000-2010 years, using the SITC (Standard International Trade Classification), identifying trends occurring among one of classification group: Food and live animals. Analysis of exports and imports between Japan and Poland shows big changes in trade with Japan and the large growing difference in the trade balance. Furthermore the imported and exported groups of products show market differences and demand in Japan.

Key words: import, export, food, Japan, Poland

ZRÓŻNICOWANIE PRZEDSIĘBIORSTW SEKTORA USŁUG TURYSTYCZNYCH W UKŁADZIE WOJEWÓDZTW

Monika Ziolo

Katedra Statystyki Matematycznej, Uniwersytet Rolniczy w Krakowie
e-mail: mziolo@ar.krakow.pl

Streszczenie: W opracowaniu przedstawiono klasyfikacje województw ze względu na wybrane dane finansowe przedsiębiorstw działu turystyka i gastronomia. W celu przygotowania rankingu wykorzystano, metodę wielowymiarowej analizy statystycznej pozwalającą opisać zjawisko złożone za pomocą jednej liczby, tzw. wartości zmiennej syntetycznej.

Słowa kluczowe: sektor usług turystycznych, metoda unitaryzacji zerowanej

WSTĘP

Gospodarka turystyczna jest obecnie i będzie w przyszłości jedną z najbardziej dynamicznie rozwijających się gałęzi gospodarki narodowej. Pojęcie "gospodarka turystyczna" obejmuje przemysł turystyczny, czyli przedsiębiorstwa i obiekty oferujące urządzenia i usługi dla turystów oraz inne branże związane z turystyką takie jak transport, handel, gastronomia, rekreacja, kultura [Panaszuk 2004]. M. Bednarczyk uważa iż gospodarka jest pojęciem szerszym zakresowo i wyróżnia "sektor usług turystycznych" który obejmuje działalność hoteli, usługi gastronomiczne oraz transportowe i działalność wspierającą [Bednarczyk 2006].

W nomenklaturze WTTC (Światowa Rada Podróży i Turystyki) sektor ten nazywany jest przemysłem turystycznym. Jako sfera usług gospodarka turystyczna powoduje wzrost zatrudnienia a regionom i miejscowościom turystycznym pozwala uzyskać środki finansowe z obsługi ruchu turystycznego. Zadania, jakie zostały postawione przed gospodarką turystyczną, są zbieżne ze strategicznymi celami całej polskiej gospodarki narodowej, między innymi chodzi o:

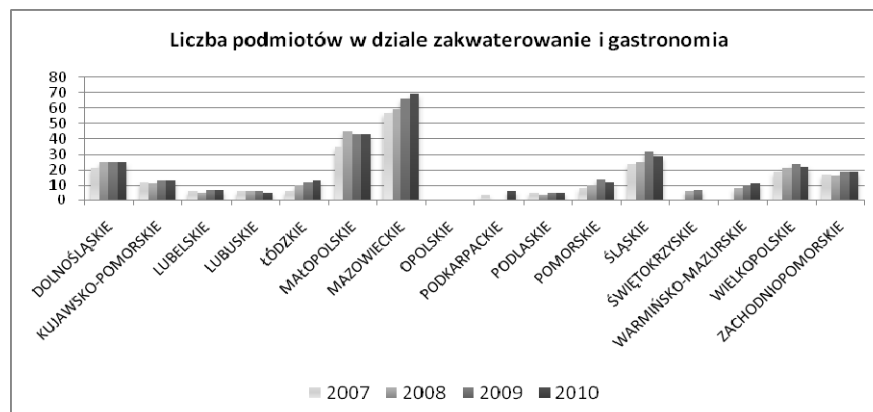
- podnoszenie poziomu ekonomicznego gmin i regionów, w celu poprawy sytuacji materialnej społeczeństwa, wspomaganie działań na rzecz zrównoważonego rozwoju gospodarczego kraju.

- wspomaganie rozwiązania problemu bezrobocia, poprzez rozwój sektora usług i tworzenie nowych miejsc pracy.
- ekonomiczno-gospodarcze aktywizowanie terenów wiejskich i wspomaganie zmian cywilizacyjnych na wsi i jej otoczeniu [Bosiacki 2002].

Rozwój regionalny jest również jednym z głównych celów Unii Europejskiej, także tutaj turystyka jest dziedziną gospodarki która najlepiej może służyć realizacji tego celu. Dzięki dystrybucji dochodu, który ma miejsce wówczas gdy turyści z bogatych krajów podróżują do krajów lub regionów biedniejszych turystyka daje efekt ekonomicznej konwergencji.

Celem artykułu jest próba analizy zróżnicowania pod względem wyników finansowych przedsiębiorstw sektora usług turystycznych zatrudniających powyżej 9 osób w układzie województw. W polskiej klasyfikacji działalności działami najściślej związanymi z sektorem turystycznym jest zakwaterowanie i gastronomia. W latach 2007-2010 w większości województw zaobserwowano wzrost liczby obiektów w tym dziale (rys. 1). Największy przyrost nastąpił w województwach mazowieckim (wzrost o 12 obiektów), warmińsko-mazurskim (wzrost o 11 obiektów) i małopolskim (wzrost o 8).

Rysunek 1 Liczba podmiotów w dziale zakwaterowanie i gastronomia w latach 2007-2010



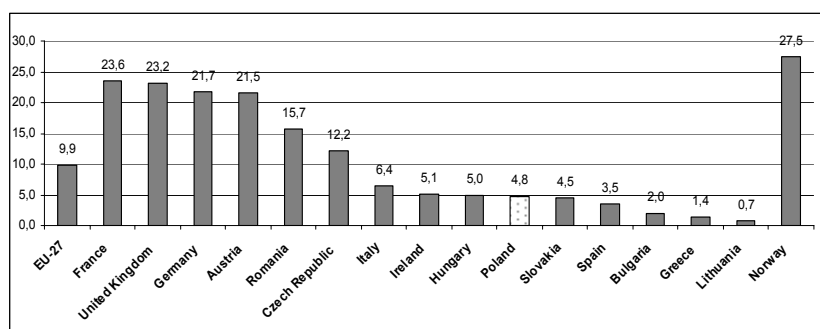
Źródło: Opracowanie własne na podstawie: Działalność przedsiębiorstw niefinansowych w 2010 roku, Warszawa GUS, 2011

Rozwój przedsiębiorstw branży turystyczno gastronomicznej ma istotne znaczenie na wsi, gdzie jest znaczącym elementem realizacji koncepcji wielofunkcyjnego rozwoju wsi. Przyszłość rodzin wiejskich nie zależy wyłącznie od pracy w rolnictwie, ale również od powstawania nowych miejsc pracy poza gospodarstwem rolnym i poszukiwania alternatywnych źródeł dochodów.

Niedostateczne dochody uzyskiwane z prowadzonej produkcji rolniczej skłaniają do podejmowania własnych przedsięwzięć o charakterze nierolniczym. Coraz mniej polskich rolników prowadzących gospodarstwa rolne utrzymuje się

wyłącznie z produkcji rolniczej, wiele osób posiada dochody pochodzące z pracy poza gospodarstwem. Pobudzenie działalności gospodarczej na obszarach wiejskich pozwala na przejście ludności związanej z rolnictwem do innych działów gospodarki co w konsekwencji doprowadza do przekształceń wewnątrz sektora rolnego w tym do redukcji bezrobocia ukrytego, powiększania areалу gospodarstw rolnych, ich modernizacji i poprawy konkurencyjności.

Rysunek 2 Odsetek gospodarstw rolniczych prowadzących pozarolniczą działalność gospodarczą



Źródło: opracowanie własne na podstawie Farm Structure Survey (FSS)

Analizując dane przedstawione na rysunku 1 prezentujące odsetek gospodarstw posiadających dochody z pozarolniczej działalności można zaobserwować, iż w większości wybranych krajów Unii Europejskiej liczba gospodarstw podejmujących dodatkowa działalność znacznie przewyższa dane przedstawione dla Polski. Zaprezentowane informacje wskazują, że podejmowanie dodatkowej działalności będzie w przyszłości konieczne w przypadku dużej grupy polskich gospodarstw.

Podejmowanie działalności w sektorze usług turystycznych jak i zatrudnianie się w przedsiębiorstwach tego typu jest jedną z form pozarolniczej aktywności gospodarczej i może być szansą dla rolników jak również dla całej społeczności wiejskiej. Karbowski [2004] wskazuje na pozytywne aspekty turystyki na obszarach wiejskich. Działalność ta jest postrzegana jak źródło dodatkowych dochodów. Wielu rolnikom daje możliwość zatrudnienia w sposób bezpośredni i pośredni. Przy konieczności ograniczania produkcji rolnej może im zapewnić uzupełniające dochody. Możliwości rozwoju tej działalności są dość duże, ponieważ według danych GUS [Baza noclegowa...2010] stopień wykorzystania obiektów zbiorowego zakwaterowania systematycznie wzrasta 17,5% (2009 14,9%), rośnie również liczba tych obiektów w większości analizowanych województw, co zostało zaprezentowane na wykresie 1.

Danymi wskazującymi na zróżnicowanie firm w dziale zakwaterowania i gastronomii są z pewnością wyniki finansowe sektora usług turystycznych, które w analizowanym okresie utrzymywały się na podobnym poziomie, co

przedstawiono w tabeli 1. Najistotniejszą pozycję spośród wybranych do analizy stanowiły przychody z całokształtu działalności. Spadły one w roku 2010 w porównaniu z rokiem 2009 o 5% w przedsiębiorstwach zlokalizowanych na terenie województwa mazowieckiego natomiast firmy działające w województwie lubelskim wykazały wzrost o 21% w 2009 i o 7% w 2010 w porównaniu z rokiem poprzednim. Wzrosła znacznie bo o około 60% maksymalna wartość kredytów bankowych i pożyczek w przedsiębiorstwach działających na terenie województwa mazowieckiego. Znaczącą pozycję stanowiły również koszty uzyskania przychodów z całokształtu działalności, wzrastały one systematycznie w przedsiębiorstwach działających na terenie wszystkich prezentowanych województw.

MATERIAŁ I METODA OPRACOWANIA

Podstawowym celem opracowania jest zaprezentowanie zróżnicowania sytuacji finansowej przedsiębiorstw sektora usług turystycznych w Polsce. Przedmiotem badań były dane finansowe firm zarejestrowanych w dziale zakwaterowanie i gastronomia w poszczególnych województwach.

Dane rozpatrywano w układzie województw w latach 2007-2010. Wskazano województwa gdzie sytuacja finansowa firm jest najkorzystniejsza z punktu widzenia analizowanych zmiennych. W analizie pominięto województwo opolskie gdzie nie były zarejestrowane podmioty w dziale zakwaterowanie i gastronomia. Ze względu na założenia zastosowanej metody obliczono współczynnik zmienności w celu wyeliminowania ze zbioru danych cech odznaczające się zbyt małą zmiennością $V(X_j) < 0,1$. Odrzucono również zmienne istotnie skorelowane, na poziomie powyżej 0,7. Przy wyborze zmiennych uwzględniono również współczynnik względnej amplitudy wahań $A(X_j)$ zaproponowany przez K. Kukułę [Kukuła 2000].

Analiza zróżnicowanych zmiennych wymagała zastosowania metody, która umożliwia porównywanie zmiennych o różnych wartościach. W tym celu wykorzystano jedną z metod wielowymiarowej analizy porównawczej (WAP) – metodę unitaryzacji zerowanej.

Jedna z definicji mówi, że zadaniem WAP jest uporządkowanie względnie jednorodnego zbioru obiektów (lub cech) w celu podejmowania decyzji dotyczących wyboru obiektu (lub cechy), według z góry ustalonego kryterium [Borys 1982]. W badaniach ekonomicznych porównuje się różne obiekty i ustala się między nimi określony porządek. W przypadku metody WAP najczęściej wykorzystywanymi obiektami są kraje, regiony ale i jednostki administracyjne, przedsiębiorstwa czy gospodarstwa domowe. Zbiór badanych obiektów określa wzór:

$$O = \{O_1, O_2, \dots, O_r\}, \quad (1)$$

gdzie r oznacza liczbę badanych obiektów.

Zmienne rozpatrywane w prezentowanych badaniach są stymulantami i destymulantami. Potocznie pod pojęciem stymulanty rozumie się taką zmienną, której wysokie wartości są zjawiskiem pożądanym z punktu widzenia oceny obiektu, natomiast niskie wartości niepożądane. Przeciwnie jest w przypadku destymulanty, gdzie wysokie wartości nie są pożądane z punktu widzenia oceny obiektu.

Zmienna X_j jest stymulantą, gdy dla każdych jej dwóch wartości x_{ij} i x_{kj} , charakteryzujących obiekty O_i oraz O_k ($i, k=1, 2, \dots, r$) zachodzi:

$$x_{ij} > x_{ik} \Rightarrow O_i \succ O_k, \quad (2)$$

Metody unitaryzacyjne za punkt odniesienia przyjmują rozstęp będący miarą zmienności, wyrażający się wzorem:

$$R(X_j) = \max_i x_{ij} - \min_i x_{ij}. \quad (3)$$

W literaturze szerokie zastosowanie ma metoda unitaryzacji zerowanej – MUZ dla której formuła normalizacyjna jest następująca:

$$z_{ij} = \frac{x_{ij} - \min_i x_{ij}}{\max_i x_{ij} - \min_i x_{ij}}, \quad \text{gdy } X_j \in \{S\}, \quad (4)$$

$$z_{ij} = \frac{\max_i x_{ij} - x_{ij}}{\max_i x_{ij} - \min_i x_{ij}}, \quad \text{gdy } X_j \in \{D\}, \quad (5)$$

gdzie z_{ij} stanowi wartość unormowanych cech, takie że: $z_{ij} \in [0, 1]$

Zastąpienie zbioru cech, charakteryzujących dany obiekt, zmienną syntetyczną (zmienną agregatową Q_i) pozwala określić stan zjawiska za pomocą jednej liczby. Umożliwia to hierarchizację zbioru obiektów analizowanych, tworzenie grup obiektów podobnych, a tym samym przeprowadzenie badań porównawczych pod względem zróżnicowania województw ze względu na wybrane dane finansowe przedsiębiorstw zarejestrowanych w dziale zakwaterowanie i gastronomia.

W opracowaniu uwzględniono dziewięć zmiennych:

- x_1 - przychody z całokształtu działalności,
- x_2 - koszty uzyskania przychodów z całokształtu działalności,
- x_3 - wartość sprzedanych towarów i materiałów,
- x_4 - zysk brutto,
- x_5 - aktywa obrotowe,
- x_6 - należności krótkoterminowe,
- x_7 - inwestycje krótkoterminowe,
- x_8 - zobowiązania długoterminowe,

Zmienne x_1 , x_3 , x_4 , x_5 , x_6 , x_7 po uwzględnieniu ich znaczenia dla przepływów finansowych firmy zaliczono do stymulant, natomiast zmienne x_3 , x_8 , określono jako destymulanty.

Tabela 1 Podstawowe charakterystyki przyjętych zmiennych diagnostycznych

Cecha	max x_{ij}	min x_{ij}	R	$A(X_i)$	$V(X_i)$
x_1 2007	3 719 479,00	18 575,00	3 700 904,00	200,24	2,00
x_1 2008	3 883 937,00	33 608,00	3 850 329,00	115,57	1,87
x_1 2009	4 065 342,00	42 576,00	4 022 766,00	95,48	1,87
x_1 2010	3 870 408,00	45 344,00	3 825 064,00	85,36	1,71
x_2 2007	3 273 682,00	18 341,00	3 255 341,00	178,49	2,00
x_2 2008	3 726 789,00	32 231,00	3 694 558,00	115,63	1,89
x_2 2009	3 752 909,00	39 432,00	3 713 477,00	95,17	1,85
x_2 2010	3 572 414,00	41 648,00	3 530 766,00	85,78	1,68
x_3 2007	218 409,00	6 894,00	211 515,00	31,68	1,50
x_3 2008	273 809,00	5 207,00	268 602,00	52,58	1,58
x_3 2009	141 483,00	6 055,00	135 428,00	23,37	1,00
x_3 2010	165 114,00	6 029,00	159 085,00	27,39	1,08
x_4 2007	472 069,00	240,00	471 829,00	1 966,95	2,03
x_4 2008	353 410,00	1 236,00	352 174,00	285,93	1,90
x_4 2009	368 045,00	2 320,00	365 725,00	158,64	2,01
x_4 2010	344 257,00	2 581,00	341 676,00	133,38	1,91
x_5 2007	1 119 783,00	2 225,00	1 117 558,00	503,27	2,12
x_5 2008	1 202 349,00	4 683,00	1 197 666,00	256,75	2,10
x_5 2009	1 093 514,00	6 804,00	1 086 710,00	160,72	1,97
x_5 2010	1 021 014,00	8 798,00	1 012 216,00	116,05	1,72
x_6 2007	370 524,00	1 245,00	369 279,00	297,61	2,20
x_6 2008	439 067,00	1 546,00	437 521,00	284,00	2,10
x_6 2009	419 117,00	2 387,00	416 730,00	175,58	2,10
x_6 2010	390 446,00	1 539,00	388 907,00	253,70	1,77
x_7 2007	610 218,00	611,00	609 607,00	998,72	2,03
x_7 2008	617 326,00	2 433,00	614 893,00	253,73	2,14
x_7 2009	544 137,00	3 184,00	540 953,00	170,90	2,01
x_7 2010	485 928,00	2 630,00	483 298,00	184,76	1,67
x_8 2007	1 419 350,00	2 016,00	1 417 334,00	704,04	2,12
x_8 2008	1 940 528,00	3 823,00	1 936 705,00	507,59	2,01
x_8 2009	1 865 027,00	3 338,00	1 861 689,00	558,73	1,97
x_8 2010	1 495 409,00	6 652,00	1 488 757,00	224,81	1,62

Źródło: obliczenia własne

W związku z tym, że przedstawione zmienne przyjmują różny rząd wielkości przeprowadzono normowanie zmiennych metodą unitaryzacji zerowanej. W celu wyznaczenia wartości zmiennej syntetycznej za pomocą bezwzorcowej metody agregacji zmiennych utworzono zmienną zagregowaną Q_i .

$$Q_i = \sum_j z_{ij} \quad (6)$$

Tabela 2 Zróźnicowanie przedsiębiorstw działu zakwaterowanie i gastronomia według województw w latach 2007-2010

Województwo	Q ₂₀₀₇	Województwo	Q ₂₀₀₈	Województwo	Q ₂₀₀₉	Województwo	Q ₂₀₁₀
Mazowieckie	5,68	Mazowieckie	5,55	Mazowieckie	6,01	Mazowieckie	6,00
Dolnośląskie	4,35	Dolnośląskie	4,53	Małopolskie	3,91	Małopolskie	3,89
Małopolskie	3,52	Małopolskie	3,67	Śląskie	3,60	Dolnośląskie	3,73
Wielkopolskie	3,36	Wielkopolskie	3,29	Wielkopolskie	3,53	Śląskie	3,46
Pomorskie	3,29	Kujawsko-Pomorskie	3,16	Warmińsko-Mazurskie	3,45	Podkarpackie	3,45
Śląskie	3,15	Pomorskie	3,16	Łódzkie	3,26	Łódzkie	3,39
Kujawsko-Pomorskie	3,15	Warmińsko-Mazurskie	3,15	Zachodniopomorskie	3,23	Wielkopolskie	3,36
Łódzkie	3,11	Łódzkie	3,11	Kujawsko-Pomorskie	3,19	Kujawsko-Pomorskie	3,23
Lubelskie	3,07	Śląskie	3,11	Pomorskie	3,12	Warmińsko-Mazurskie	3,22
Podlaskie	3,05	Świętokrzyskie	3,08	Świętokrzyskie	3,10	Pomorskie	3,20
Lubuskie	3,04	Lubuskie	3,05	Lubelskie	3,10	Zachodniopomorskie	3,14
Zachodniopomorskie	3,02	Lubelskie	3,04	Lubuskie	3,07	Podlaskie	3,07
Podkarpackie	3,01	Zachodniopomorskie	3,03	Podlaskie	3,07	Lubuskie	3,07
Warmińsko-Mazurskie	3,00	Podlaskie	3,03	Podkarpackie	3,00	Lubelskie	3,07
Świętokrzyskie	3,00	Podkarpackie	3,00	Dolnośląskie	2,99	Świętokrzyskie	3,00

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS

Najwyższe pozycje w rankingu w analizowanym okresie zajmowały województwa mazowieckie, dolnośląskie, małopolskie, wielkopolskie, najniższe świętokrzyskie, podkarpackie i podlaskie.

Ranking przedstawiony w tabeli 2 potwierdza utrzymującą się od wielu lat, najwyższą pozycję województw mazowieckiego i małopolskiego. Każde województwo mogło uzyskać wartość zmiennej syntetycznej w przedziale [0,8].

Pod względem wybranych cech opisujących sytuację finansową mazowieckie w latach 2007-2010 znacznie przewyższało następne w kolejności dolnośląskie i małopolskie, nie uzyskało jednak najwyższej wartości zagregowanej zmiennej

syntetycznej na poziomie 8. Przedsiębiorstwa działające w pozostałych województwach uzyskały podobny niski poziom zmiennej zagregowanej.

PODSUMOWANIE I WNIOSKI

W przypadku województwa małopolskiego najwięcej obiektów zakwaterowania i gastronomii znajduje się na terenach atrakcyjnych turystycznie zwłaszcza oferujących zimowe atrakcje i wyciągi narciarskie. Badania przeprowadzone przez Wernera i Głowackiego na zlecenie Instytutu Turystyki wykazały, że w województwie dolnośląskim autorzy opracowania wskazali 30 gmin atrakcyjnych turystycznie gdzie najliczniej występują obiekty z analizowanej grupy.

Przedstawiona analiza wskazuje na duże zróżnicowanie przedsiębiorstw branży usług turystycznych w układzie województw pod względem wybranych do analizy danych finansowych. W przypadku zobowiązań długoterminowych istotny udział w tej pozycji zajmowały kredyty bankowe i pożyczki. Przedsiębiorstwa działające na terenie województw mazowieckiego, małopolskiego i dolnośląskiego wykazywały znaczne zobowiązania finansowe. Przeciwnie w województwach Lubelskim, Lubuskim i Podkarpackim, wartość zaciągniętych kredytów i pożyczek zmniejszały się w porównaniu z rokiem poprzednim. Natomiast wartość zobowiązań długoterminowych wzrosła.

Niska wartość zmiennej syntetycznej w większości województw wynikała z wysokich zobowiązań długoterminowych oraz wysokich kosztów uzyskania przychodu z całokształtu działalności (Tab.1).

Zaprezentowane dane wskazują na duże zaangażowanie przedsiębiorstw w działania inwestycyjne przede wszystkim firm województwa mazowieckiego.

Rozwój turystyki daje duże szanse polskim rolnikom na zatrudnienie lub prowadzenie pozarolniczej działalności gospodarczej. Odsetek gospodarstw podejmujących tego rodzaju aktywność waha się od 0, 7% na Litwie do ponad 27% w Norwegii (rysk.1). Zaobserwowano również, że Polska pod względem podejmowanej pozarolniczej działalności gospodarczej wykazuje znacznie mniejszą aktywność w porównaniu z krajami Unii Europejskiej. Zaprezentowane dane wskazują, iż konieczne będzie zintensyfikowanie działań w tym obszarze.

Analizując zróżnicowanie firm działających w zakwaterowaniu i gastronomii można wskazać, że najwięcej przedsiębiorstw występuje w województwie mazowieckim, Małopolsce i województwie dolnośląskim głównie w sąsiedztwie całorocznych atrakcji turystycznych. Przedsiębiorstwa te wykazują najlepsze wyniki finansowe. Niższe wartości zagregowanej zmiennej syntetycznej wystąpiły w pozostałych województwach.

BIBLIOGRAFIA

- Bednarczyk M. (2006) Przedsiębiorczość w turystyce szansą rozwoju lokalnego w Polsce, [w:] Turystyka w ujęciu podmiotowym i przestrzennym. Człowiek -przestrzeń-przedsiębiorstwo, Wydawnictwo AE w Poznaniu, Poznań, s. 133.
- Borys T. (1982) Przedmiot i podział statystyki i ekonometrii –artykuł dyskusyjny, Wiadomości statystyczne nr 5.
- Bosiacki S. (2002) Gospodarka turystyczna w Polsce - stan obecny i perspektywy rozwoju, [w:] Gospodarka turystyczna w XXI wieku stan obecny i perspektywy rozwoju, Bosiacki S., (red.)AWF, Poznań, s. 9.
- Karbowiak K. (2004) Agroturystyka, jako czynnik rozwoju terenów wiejskich, w: I. Sikorska-Wolak (red.) Turystyka w rozwoju lokalnym, Wyd. SGGW, Warszawa, s. 105.
- Kukuła K. (2000) Metoda unitaryzacji zerowanej, Wyd. PWN, Warszawa.
- Łazarek M., Łazarek R. (2002) Gospodarka turystyczna, Wyższa Szkoła Ekonomiczna, Warszawa, s. 168.
- Łobożewicz T. Bieńczyk G. (2001) Podstawy turystyki. Wyższa Szkoła Ekonomiczna, Warszawa, s. 131-132.
- Panasiuk A. (red.) (2004) Ekonomiczne podstawy turystyki, Fundacja na rzecz Uniwersytetu Szczecińskiego, Szczecin, s.37
- Turystyka w 2009 r. (2010) GUS, Warszawa, s.39

**DIVERSIFICATION OF TOURISM SERVICES SECTOR
IN TERMS OF VOIVODSHIPS**

Summary: The paper presented classification of voivodships due to the selected financial data business accommodation and catering department. For this purpose it was used the multidimensional statistical analysis allowing describe complex effect with help of one variable, so called value synthetic variable.

Key words: sector of tourism services, unitarisation zero method

**DETERMINANTY TERYTORIALNEGO ZRÓŻNICOWANIA
ABSORPCJI ŚRODKÓW UNIJNYCH W RAMACH DZIAŁANIA
"MODERNIZACJA GOSPODARSTW ROLNYCH"
PROW 2007-2013**

Dariusz Żmija

Katedra Polityki Ekonomicznej i Programowania Rozwoju
Uniwersytet Ekonomiczny w Krakowie
e-mail: zmijad@uek.krakow.pl

Lidia Luty

Katedra Statystyki Matematycznej, Uniwersytet Rolniczy w Krakowie
e-mail: rr lutka@cyf-kr.edu.pl

Streszczenie: Wśród czynników, które wpływają na absorpcję środków unijnych w rolnictwie Polski, wyróżnić można uwarunkowania przyrodnicze, demograficzne, techniczne i organizacyjne rozwoju rolnictwa. Podstawowym celem artykułu jest identyfikacja i kwantyfikacja wpływu czynników, które w istotny sposób oddziałują na terytorialne zróżnicowanie absorpcji środków unijnych w rolnictwie Polski w ramach działania „Modernizacja gospodarstw rolnych” Programu Rozwoju Obszarów Wiejskich 2007-2013.

Słowa kluczowe: Program Rozwoju Obszarów Wiejskich, Modernizacja gospodarstw rolnych, fundusze Unii Europejskiej, uwarunkowania rozwoju rolnictwa

WSTĘP

Program Rozwoju Obszarów Wiejskich na lata 2007-2013 (PROW 2007-2013) jest podstawowym instrumentem mającym na celu wspieranie przekształceń strukturalnych, ekonomicznych i społecznych w rolnictwie i przetwórstwie produktów rolnych przy współfinansowaniu funduszy Unii Europejskiej. W ramach tego programu realizowane jest między innymi działanie 121 "Modernizacja gospodarstw rolnych". Działanie to zostało uruchomione w 2007 r., jako pierwsze z działań inwestycyjnych PROW 2007-2013, wdrażanych przez Agencję Restrukturyzacji i Modernizacji Rolnictwa. Działanie to ma na celu

wsparcie szeroko pojętej modernizacji gospodarstw rolnych, realizowanej dzięki wspieraniu inwestycji związanych z prowadzeniem działalności rolniczej. Inwestycje obejmować mogą między innymi:

- budowę, przebudowę, remont połączony z modernizacją budynków lub budowli wykorzystywanych do produkcji rolnej oraz do przechowywania, przygotowania do sprzedaży lub sprzedaży bezpośredniej produktów rolnych,
- zakup maszyn, urządzeń, wyposażenia do produkcji rolnej, przechowywania, suszenia, magazynowania, przygotowywania produktów rolnych do sprzedaży bezpośredniej,
- zakładanie lub wyposażanie sadów lub plantacji wieloletnich¹,
- zakup instalacji lub budowę elementów infrastruktury technicznej wpływających bezpośrednio na warunki prowadzenia działalności rolniczej.

Oczekiwanym efektem wdrażania tego działania jest zatem zwiększenie efektywności gospodarstw poprzez lepsze wykorzystanie czynników produkcji, w tym wprowadzenie nowych technologii produkcji, poprawę jakości produkcji, różnicowanie działalności rolniczej, a także zharmonizowanie warunków produkcji rolnej z wymogami dotyczącymi higieny produkcji, warunków utrzymania zwierząt oraz ochrony środowiska naturalnego².

Wśród czynników, które wpływają na absorpcję środków unijnych w rolnictwie Polski, wyróżnić można uwarunkowania przyrodnicze, demograficzne, techniczne i organizacyjne rozwoju rolnictwa. Warunki, w jakich prowadzona jest działalność rolnicza, stanowią istotną część potencjału produkcyjnego rolnictwa, który obejmuje swoim zakresem zarówno środowisko przyrodnicze, zasoby siły roboczej, rzeczowe środki produkcji, jak i elementy takie, jak np. poziom wiedzy, organizacji oraz stosowane technologie. Zaznaczyć należy, że część tego potencjału produkcyjnego charakteryzuje się względną niezależnością od podmiotów gospodarowania tworząc tzw. warunki działania, część zaś pozostaje w ich dyspozycyjności, należąc do tzw. środków działania³.

Podstawowym celem artykułu jest identyfikacja i kwantyfikacja wpływu czynników, które w istotny sposób oddziałują na terytorialne zróżnicowanie absorpcji środków unijnych w rolnictwie Polski w ramach działania „Modernizacja gospodarstw rolnych” Programu Rozwoju Obszarów Wiejskich 2007-2013 (PROW 2007 - 2013).

¹ z wyłączeniem zakładania plantacji choinek, wiśni, malin, truskawek, porzeczek oraz roślin na cele energetyczne

² Zob. szerzej Program Rozwoju Obszarów Wiejskich 2007-2013. Tekst jednolity uwzględniający zmiany zatwierdzone przez Komisję Europejską dnia 18 kwietnia 2011

³ Jak zauważa A. Prusek, warunki działania rolnictwa stanowią zbiór obiektywnych i subiektywnych czynników, w ramach których funkcjonuje rolnictwo, A. Prusek, Warunki działania a poziom rozwoju polskiego rolnictwa w układach regionalnych, Wydawnictwo AE w Krakowie, Kraków 1989, s. 21

Przedmiotem szczegółowych analiz jest zatem:

- identyfikacja czynników determinujących terytorialne zróżnicowanie absorpcji funduszy unijnych w rolnictwie Polski,
- ocena wpływu czynników na terytorialne zróżnicowanie absorpcji funduszy unijnych w polskim rolnictwie w ramach działania „Modernizacja gospodarstw rolnych”,
- kwantyfikacja wpływu wybranych czynników na poziom wykorzystania funduszy unijnych w rolnictwie w ramach badanego działania.

MATERIAŁ I METODA ANALIZY

Analizę prowadzono na podstawie danych pochodzących z Rocznika Statystycznego Województw 2011 oraz Powszechnego Spisu Rolnego z 2010 roku.

W przeprowadzonych badaniach warunki rozwoju rolnictwa województw Polski w aspekcie absorpcji środków unijnych scharakteryzowane zostały za pomocą cech⁴ opisanych w tabeli 1.

Tabela 1. Wybrane zmienne opisujące uwarunkowania rozwoju rolnictwa.

Ozn.	Opis
X_1	Wskaźnik jakości rolniczej przestrzeni produkcyjnej
X_2	Pracujący w wieku 15 lat i więcej w sektorze rolnym na 100 ha użytków rolnych
X_3	Odsetek pracujących w wieku 15 lat i więcej w sektorze rolnym (w%)
X_4	Przeciętna wielkość gospodarstwa rolnego wg użytków rolnych (w ha)
X_5	Odsetek gospodarstw rolnych o powierzchni większej bądź równej 1 ha użytków rolnych
X_6	Liczba ciągników i kombajnów na 100 ha użytków rolnych
X_7	Obsada bydła na 100 ha użytków rolnych
X_8	Obsada trzody chlewnej na 100 ha użytków rolnych
X_9	Powierzchnia zasiewów ogółem na 100 ha użytków rolnych

Źródło: opracowanie własne

Przyrodnicze warunki gospodarowania w rolnictwie scharakteryzowano za pomocą cechy X_1 . Przydatność przestrzeni produkcyjnej dla celów gospodarowania w rolnictwie uzależniona jest od wielu różnorodnych, będących we wzajemnym oddziaływaniu elementów, co w konsekwencji bardzo utrudnia dokładne określenie wpływu środowiska geograficznego na efektywność gospodarowania. Badania empiryczne wymagają jednak uwzględnienia całościowego, ilościowego ujęcia warunków przyrodniczych. W związku z takim

⁴ Wybór zmiennych objaśniających w dużym stopniu uzależniony był od dostępności aktualnych danych

stanem rzeczy posłużono się syntetycznym miernikiem kwantyfikującym warunki środowiska geograficznego – współczynnikiem jakości rolniczej przestrzeni produkcyjnej, opracowanym przez Instytut Uprawy, Nawożenia i Gleboznawstwa w Puławach. Współczynnik ten obejmuje cztery zasadnicze elementy środowiska przyrodniczego, a więc glebę, klimat, rzeźbę terenu oraz stosunki wodne⁵.

Czynnikami, które charakteryzują warunki rozwoju rolnictwa i które oddziaływać mogą na absorpcję środków unijnych są również cechy X_2 i X_3 , które charakteryzują demograficzne uwarunkowania rozwoju rolnictwa Polski. Największą liczbę osób w wieku 15 lat i więcej pracujących w sektorze rolnym w 2010 roku w przeliczeniu na 100 ha użytków rolnych zanotowano w województwach małopolskim, podkarpackim i świętokrzyskim. Natomiast najmniejszą liczbą pracujących w sektorze rolnym charakteryzowały się województwa zachodniopomorskie i warmińsko - mazurskie. Kolejna charakterystyka - odsetek osób w wieku 15 lat i więcej pracujących w sektorze rolnym – (X_3), charakteryzująca strukturę zasobów siły roboczej na lokalnym rynku pracy, w pośredni sposób wskazuje na wielkość miejscowego zapotrzebowania na artykuły pochodzenia rolniczego. Analizując dane zawarte w tabeli 1 stwierdzić należy, że największym odsetkiem osób pracujących w sektorze rolnym wykazały się województwa lubelskie, podlaskie i świętokrzyskie, zaś najmniejszym śląskie, dolnośląskie i pomorskie.

Organizacyjno-systemowe uwarunkowania rozwoju rolnictwa są trudne do skwantyfikowania. Trudno jest, bowiem wyrazić przy użyciu liczb skalę kierowania administracyjnego, natężenie przemian społeczno-gospodarczych oraz wpływ otoczenia instytucjonalnego. Jako przejaw uwarunkowań organizacyjnych przyjęto cechę X_5 , która obrazuje przeciętną wielkość gospodarstwa rolnego według użytków rolnych (w ha), warunkującą towarowość produkcji rolniczej oraz możliwości zmiany jej struktury. Analizując dane należy stwierdzić, że powierzchnia użytków rolnych przypadająca na jedno gospodarstwo w Polsce wynosiła w 2010 roku średnio 7,93 ha. Struktura obszarowa gospodarstw rolnych w Polsce nie tworzy zatem dobrych podstaw do rozwoju produkcji towarowej. Przeciętnie największe gospodarstwa rolne w 2010 roku znajdowały się w województwach zachodniopomorskim, warmińsko - mazurskim i pomorskim. Najmniejsze zaś w województwie małopolskim, podkarpackim i śląskim. Kolejną cechą odzwierciedlającą organizacyjno-systemowe uwarunkowania rozwoju rolnictwa w Polsce jest odsetek gospodarstw rolnych, które posiadają użytki rolne o wielkości co najmniej 1 ha – cecha X_5 .

Zmiana poziomu technicznego wyposażenia gospodarstw rolnych jest na ogół procesem długotrwałym, ponieważ wymaga ponoszenia znaczących nakładów finansowych. Tę kategorię ekonomiczną zaliczono do uwarunkowań w zakresie

⁵ Rolnicza przestrzeń produkcyjna Polski w liczbach, pod red. T. Witka, IUNG, Puławy 1975

modernizacji oraz przekształceń strukturalnych, chociaż czasami może ona być uznawana za element środków działania. Oznaką technicznego wyposażenia gospodarstw rolnych jest cecha X_6 , która obrazuje liczbę ciągników i kombajnów w przeliczeniu na 100 ha użytków rolnych.

Analizą objęta została również produktywność rolnictwa polskiego. Scharakteryzowana ona została przy pomocy cechy X_7 – obsada bydła na 100 ha użytków rolnych, cechy X_8 – obsada trzody chlewnej na 100 ha użytków rolnych, cechy X_9 – powierzchnia zasiewów ogółem na 100 ha użytków rolnych⁶.

Wartości odpowiednio: odchyłeń standardowych ($S(X_i)$), współczynników zmienności ($V(X_i)$) oraz minimalne i maksymalne realizacje cech przedstawiono dla poszczególnych zmiennych w tabeli 2.

Tabela 2. Podstawowe charakterystyki przyjętych zmiennych

Cecha ozn.	Charakterystyki opisowe zmiennych			
	$S(X_i)$	$V(X_i)$	$\min x_{ij}$	$\max x_{ij}$
X_1	6,22	0,09	55,00	81,60
X_2	7,44	0,55	4,71	28,18
X_3	6,84	0,50	2,90	28,21
X_4	5,57	0,53	3,00	22,58
X_5	10,72	0,16	47,54	85,63
X_6	4,50	0,40	4,18	19,66
X_7	17,77	0,53	11,00	82,10
X_8	59,11	0,68	31,20	269,30
X_9	130,29	0,46	62,97	570,55

Źródło: obliczenia własne

Na podstawie danych zawartych w tabeli 2 można wnioskować, że spośród badanych cech największym rozproszeniem przestrzennym charakteryzowała się: obsada trzody chlewnej, liczba pracujących w wieku 15 lat i więcej w sektorze rolnym na 100 ha użytków rolnych, przeciętna wielkość gospodarstwa rolnego wg użytków rolnych (w ha) oraz obsada bydła na 100 ha użytków rolnych. Niewielkim różnicowaniem terytorialnym charakteryzowały się natomiast takie zmienne jak

⁶ Zaznaczyć należy, że produkcja zwierzęca jest działem rolnictwa posiadającym charakter przetwórczy – wtórny w stosunku do produkcji roślinnej. Dlatego też stosunkowo rzadko występuje ona samodzielnie z uwagi na konieczność wykorzystywania ściółki i pasz pochodzących z zakupu, a takie rozwiązanie nie jest uzasadnione ekonomicznie. W związku z tym, duża część gospodarstw łączy produkcję zwierzęcą z produkcją roślinną. M. Gębska, T. Filipiak, Podstawy ekonomiki i organizacji gospodarstw rolniczych, Wydawnictwo SGGW, Warszawa 2006, s. 67

wskaźnik jakości rolniczej przestrzeni produkcyjnej oraz odsetek gospodarstw rolnych o powierzchni większej bądź równej 1 ha użytków rolnych.

Tabela 3. Realizacje zmiennych opisujących absorpcję funduszy unijnych w ramach działania „Modernizacja gospodarstw rolnych” PROW 2007-2013

Województwo	Wartość zrealizowanych płatności w zł na 1 ha użytków rolnych	Wartość zrealizowanych płatności w zł na jedno gospodarstwo rolne posiadające co najmniej 1 ha użytków rolnych
Dolnośląskie	180,63	2753,83
Kujawsko-pomorskie	347,96	5570,87
Lubelskie	229,70	1713,75
Lubuskie	265,73	5096,24
Łódzkie	221,91	1657,89
Małopolskie	166,84	682,19
Mazowieckie	320,46	2719,53
Opolskie	278,89	5080,07
Podkarpackie	99,93	477,09
Podlaskie	453,11	5638,48
Pomorskie	279,39	5266,51
Śląskie	177,47	1039,31
Świętokrzyskie	263,53	1406,84
Warmińsko-mazurskie	279,36	6641,78
Wielkopolskie	420,92	6081,06
Zachodniopomorskie	199,02	5959,87

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych ARiMR

W przeprowadzonych badaniach do kwantyfikacji wpływu wybranych czynników na stopień terytorialnego zróżnicowania absorpcji funduszy unijnych w rolnictwie polskim w ramach działania „Modernizacja gospodarstw rolnych” wykorzystano liniową postać funkcji regresji. Analizę wpływu wybranych czynników na stopień terytorialnego zróżnicowania absorpcji funduszy unijnych w rolnictwie polskim w ramach badanego działania oparto zatem na modelu postaci:

$$y_j = \alpha_0 + \sum_{i=1}^l \alpha_i x_{ij} + \xi_j \quad (1)$$

gdzie: y_j - wartość zrealizowanych płatności w zł na 1 ha użytków rolnych lub wartość zrealizowanych płatności w zł na jedno gospodarstwo rolne

posiadające co najmniej 1 ha użytków rolnych w j - tym województwie (Tabela 3),

x_{ij} - wartość i -tej zmiennej objaśniającej w j -tej jednostce terytorialnej,

α_0, α_i - parametry strukturalne modelu,

ξ_j - składnik losowy.

Absorpcja środków unijnych przez polskich producentów rolnych znajduje swoje odzwierciedlenie m. in. w wartości zrealizowanych płatności w zł na 1 ha użytków rolnych lub wartości zrealizowanych płatności w zł na jedno gospodarstwo rolne posiadające co najmniej 1 ha użytków rolnych (Tabela 3). Według stanu na dzień 31.12.2011 roku w obecnej perspektywie finansowej we wszystkich naborach zorganizowanych w ramach tego działania zawarto łącznie 43 675 umów z rolnikami oraz zrealizowano płatności na łączną kwotę prawie 4,4 mld zł.

W celu wyodrębnienia czynników, które w najwyższym stopniu determinują przestrzenną absorpcję środków unijnych w rolnictwie zastosowano metodę analizy grafów. Oparta jest ona na założeniu, że zmienne objaśniające uwzględnione w modelu powinny być stosunkowo silnie skorelowane ze zmienną objaśnianą oraz słabo skorelowane między sobą. Punktem wyjścia tej metody jest weryfikacja statystycznej istotności współczynników korelacji między potencjalnymi zmiennymi objaśniającymi.

WYNIKI BADAŃ

Na podstawie metody analizy grafów ($\alpha = 0,05$) do modelu opisującego zarówno przestrzenne zróżnicowanie zarówno wartości zrealizowanych płatności w zł na 1 ha użytków rolnych, jak i wartości zrealizowanych płatności w zł na 1 gospodarstwo rolne posiadające co najmniej 1 ha użytków rolnych wybrano zmienne:

X_6 - liczba ciągników i kombajnów na 100 ha użytków rolnych,

X_7 - obsada bydła na 100 ha użytków rolnych,

X_9 - powierzchnia zasiewów ogółem na 100 ha użytków rolnych.

Estymację parametrów liniowej funkcji regresji przeprowadzono Klasyczną Metodą Najmniejszych Kwadratów otrzymując równania postaci:

- dla wartości zrealizowanych płatności w zł na 1 ha użytków rolnych:

$$\hat{y}_j = 120,686 - 7,401x_{6j} + 4,779x_{7j} + 0,227x_{9j}$$

(45,770)
(2,257)
(0,589)
(0,082)

$$R^2 = 0,858$$

- dla wartości zrealizowanych płatności w zł na 1 gospodarstwo rolne posiadające co najmniej 1 ha użytków rolnych:

$$\hat{y}_j = 4961,080 - 402,969 x_{6j} + 56,332 x_{7j} + 4,572 x_{9j}$$

(997,892)
(49,199)
(12,832)
(1,780)

$$R^2 = 0,883$$

Otrzymane równania opisujące terytorialne zróżnicowanie absorpcji środków unijnych w polskim rolnictwie w ramach badanego działania w latach 2007-2011 w dobrym stopniu aproksymują badane zależności, o czym świadczą parametry struktury stochastycznej i przeprowadzona weryfikacja modelu.

Zakładając zatem klauzulę *ceteris paribus* w stosunku do czynników, które nie zostały uwzględnione w przeprowadzonych badaniach, na podstawie wartości oszacowanych parametrów strukturalnych sformułować można następujące wnioski:

- jeżeli wzrośnie obsada bydła na 100 ha użytków rolnych o jedną jednostkę w województwie, a nie ulega zmianie liczba ciągników i kombajnów oraz powierzchnia zasiewów na 100 ha użytków rolnych to: wartość zrealizowanych płatności na 1 ha użytków rolnych wzrośnie o 4,78 zł; wartość zrealizowanych płatności na 1 gospodarstwo rolne posiadające co najmniej 1 ha użytków rolnych wzrośnie o 56,33 zł,
- wzrost liczby ciągników i kombajnów na 100 ha użytków rolnych o jedną jednostkę przy niezmienionej powierzchni zasiewów oraz niezmienionej obsadzie bydła na 100 ha użytków rolnych powoduje: spadek wartości zrealizowanych płatności o 7,40 zł na 1 ha użytków rolnych; spadek wartości zrealizowanych płatności o 402,97 zł na 1 gospodarstwo rolne posiadające co najmniej 1 ha użytków rolnych,
- gdy natomiast powierzchnia zasiewów wzrośnie na 100 ha użytków rolnych o jedną jednostkę przy niezmienionym poziomie obsady bydła i niezmienionej liczbie ciągników i kombajnów na 100 ha użytków rolnych to: wartość zrealizowanych płatności na 1 ha wzrośnie o prawie 0,23 zł; wartość zrealizowanych płatności na jedno gospodarstwo rolne posiadające co najmniej 1 ha użytków rolnych wzrośnie o 4,57 zł.

WNIOSKI

Wyniki przeprowadzonej analizy przestrzennej potwierdzają, że absorpcja w ramach działania „Modernizacja gospodarstw rolnych” jest terytorialnie zróżnicowana. Na poziom wykorzystania funduszy w ramach wybranego działania istotnie wpływają trzy czynniki: obsada bydła na 100 ha użytków rolnych, powierzchnia zasiewów ogółem na 100 ha użytków rolnych oraz liczba ciągników i kombajnów na 100 ha użytków rolnych.

Wzrost produktywności rolnictwa wpływa pozytywnie na poziom absorpcji funduszy unijnych w ramach badanego działania. Zwiększanie powierzchni zasiewów ogółem na 100 ha użytków rolnych skutkuje wzrostem poziomu absorpcji przez gospodarstwa rolne. Zwiększanie produktywności

rolnictwa wymusza potrzebę stosowania nowoczesnych technik i technologii uprawy, co tworzy zapotrzebowanie na inwestycje o charakterze modernizacyjnym. Wzrost obsady bydła na 100 ha użytków rolnych wywiera podobnie pozytywny wpływ zwiększając absorpcję. Większe gospodarstwa o większej powierzchni zasiewów ogółem, większej obsadzie bydła stawiają przed właścicielami konieczność ponoszenia dodatkowych nakładów inwestycyjnych, co umożliwia im rozwój i bycie konkurencyjnym na rynku. Z kolei wzrost poziomu technicznego wyposażenia gospodarstw rolnych (mechanizacji rolnictwa), wyrażony liczbą ciągników i kombajnów na 100 ha użytków rolnych, wpływa w sposób negatywny na poziom absorpcji w ramach badanego działania, ponieważ zwiększa się tym samym nasycenie gospodarstw rolnych maszynami, które mogą stanowić jeden z elementów kosztów kwalifikowalnych projektów w ramach badanego działania.

BIBLIOGRAFIA

- Gębska M., Filipiak T. (2006) Podstawy ekonomiki i organizacji gospodarstw rolniczych, Wydawnictwo SGGW, Warszawa.
- Program Rozwoju Obszarów Wiejskich 2007-2013
- Prusek A. (1989) Warunki działania a poziom rozwoju polskiego rolnictwa w układach regionalnych, Wydawnictwo AE w Krakowie, Kraków.
- Rocznik Statystyczny Województw 2011 (2011) GUS, Warszawa.
- Rolnicza przestrzeń produkcyjna Polski w liczbach (1975) pod red. T. Witka, IUNG, Puławy.
- Wyniki wstępne PSR 2010.
- Wprowadzenie do ekonometrii (2009) pod red. K. Kukuły, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.

DETERMINANTS OF THE TERRITORIAL DIFFERENTIATION OF ABSORPTION OF EUROPEAN UNION FUNDS WITHIN THE FRAMEWORK OF THE “MODERNISATION OF AGRICULTURAL HOLDINGS” RDP 2007-2013

Abstract: Among the factors that impact the absorption of European Union funds in Polish agriculture, natural, demographic, technical and organisational conditions of the development of agriculture can be differentiated. The basic objective of the article is to identify and quantify the factors, which significantly impact the territorial differentiation of the absorption of European Union Funds in Polish agriculture within the framework of the “Modernisation of agricultural holdings” Rural Development Programme for 2007-2013.

Key words: Rural Development Programme, Modernisation of agricultural holdings, European Union funds, agricultural development conditions

WSPÓŁCZESNE NARZEDZIA EKONOMETRYCZNE W BADANIACH NIEDOPASOWAŃ STRUKTURALNYCH NA RYNKU USŁUG EDUKACYJNYCH

Joanna Żyra

Instytut Ekonomii Socjologii i Filozofii
Politechnika Krakowska
e-mail: jzyra@pk.edu.pl

Streszczenie: Oszacowano wpływ liczby studentów studiujących na poszczególnych kierunkach na poziom płac w Polsce. Ustalono, że każdy z kierunków — humanistyczny, ekonomiczny, techniczny czy nauk ścisłych — powoduje wzrost płac na poziomie makroekonomicznym, ale efekt ten jest najmniejszy dla studiów ekonomicznych, co może być skutkiem zbyt wysokiego zainteresowania edukacją tego typu. Wyniki uzyskane dla studiów technicznych mogą świadczyć o nadwyżce popytu na inżynierów na rynku pracy w stosunku do ich podaży z systemu edukacji wyższej.

Słowa kluczowe: kierunek studiów, płace, niedopasowania edukacyjne

STRATEGIE EMPIRYCZNE

Większość badań empirycznych niedopasowań na rynku edukacji wyższej dotyczy relacji między kierunkiem studiowania a poziomem płac na poziomie mikroekonomicznym. Najprostsze podejście do tego problemu polega na wykorzystaniu modelu regresji przekrojowej dla oszacowania równania dochodu Mincera (Psacharopoulos 2009, pp. 29–30):

$$\ln w_i = \alpha + \beta_1 EXP_i + \beta_2 EXP_i^2 + \gamma_p D_p + \gamma_s D_s + \gamma_u D_u + \varepsilon_i, \quad (1)$$

gdzie:

w_i — roczny poziom dochodu osiągnięty przez i -go pracownika,
 EXP_i — doświadczenie, które wyznaczono jako $AGE - S - Start$ (AGE — wiek pracownika, S — lata studiowania, $Start$ — wiek pójścia do szkoły),

D — zmienna zero-jedynkowa dla poziomu edukacji według odpowiedniego indeksu dolnego (p — szkoła podstawowa, s — gimnazja, u — uniwersytet),

ε_i — czynnik stochastyczny.

Indywidualne przychody od edukacji wyższej są kalkulowane na podstawie wyrażenia $r_u = (\beta_u - \beta_s) / (S_u - S_s)$. W odróżnieniu od alternatywnej metody dyskontowania zarobków według profilu wiekowego, nie jest tu uwzględniana ścieżka zarobkowa w przekroju czasowym¹, przy czym równanie dochodu Mincera przewiduje wykorzystanie reprezentatywnego zbioru danych indywidualnych o zarobkach pracowników.

W bardziej zaawansowanych badaniach analizuje się wpływ zmiennych, które odzwierciedlają różne niedopasowania edukacyjne. Hansen (2001, pp. 209–231) badała efekty studiowania na określonych kierunkach (dla Norwegii) przy wykorzystaniu poniższego modelu:

$$\ln w_i = \alpha + \beta_1 AGE_i + \beta_2 AGE_i^2 + \beta_3 STATUS_i + \delta_{ij} FD_{ij} + \varepsilon_i, \quad (2)$$

gdzie:

$STATUS$ — status socjalny pracownika,

FD_{ij} — kierunek studiowania (uwzględniono 10 kierunków).

W konsekwencji zastosowanego modelu określono, że najwyższe przychody uzyskują absolwenci kierunków ekonomicznych; na dalszych pozycjach są studia inżynierskie, nauki ścisłe i administracja publiczna. Kierunki humanistyczne, studia socjalne i rolnicze są kojarzone z najniższymi dochodami.

Podobne oszacowania dla Grecji wykazują najwyższe dochody dla kierunków pedagogicznych, nauk ścisłych, medycznych, biznesu i ekonomii, inżynierii i rolnictwa (Psacharopoulos 2009). W Wielkiej Brytanii najwyższe przychody uzyskują absolwenci kierunków matematyka i informatyka. Kierunki artystyczne i humanistyczne są względnie dobrze opłacalne w Słowenii. Zazwyczaj absolwenci bardziej „ogólnych” programów studiów takich jak artystyczne, humanistyczne i socjalne uzyskują niższe zarobki w porównaniu do absolwentów kierunków przyrodniczych i specjalistycznych (Lin *et al.* 2000). Finnie (2001, pp. 141–176) stwierdza, że w Kanadzie absolwenci kierunków stosowanych ogólnie charakteryzują się niższą stopą bezrobocia, lepszym dopasowaniem umiejętności i kwalifikacji do oczekiwań rynku, a także wyższymi zarobkami.

Nordin *et al.* (2008) w badaniu dla Szwecji wykorzystali bardziej rozbudowany model z uwzględnieniem niedopasowań edukacyjnych:

$$\ln w_i = \alpha + \beta_0 S_i + \beta_1 EXP_i + \beta_2 EXP_i^2 + \beta_3 MM_i + \beta_4 WM_i + \delta_{ij} FD_{ij} + \gamma ND + \lambda X_i + \varepsilon_i, \quad (3)$$

¹ Metoda dyskontowania zarobków po raz pierwszy została wykorzystana dla badania efektów edukacyjnych na początku lat 1960, ale od połowy lat 1970 metoda Mincera cieszy się większą popularnością (Psacharopoulos 2009, p. 28)

gdzie:

- X_i — cechy indywidualne pracownika,
- MM_{ij} — niedopasowanie edukacyjne,
- WM_{ij} — „miękkie” niedopasowanie edukacyjne (dotyczy przypadków, kiedy zawód mniej więcej odpowiada kierunkowi studiów),
- FD_{ij} — kierunek studiowania (uwzględniono 24 różne kierunki),
- ND_i — zmienna zero-jedynkowa (osoba studiowała na uczelni wyższej, ale nie otrzymała stopnia akademickiego).

We wspomnianych badaniach ustalono, że niedopasowanie edukacyjne powoduje obniżenie dochodu o 34% dla mężczyzn oraz 32% dla kobiet, natomiast „miękkie” niedopasowanie edukacyjne nie wpływa w istotny sposób na zarobki.

Rocher (2010) przeprowadził podobne badanie niedopasowań edukacyjnych w Wielkiej Brytanii przy wykorzystaniu skonstruowanego przez siebie wskaźnika dystansu kompetencyjnego dla poszczególnych miejsc pracy:

$$MD_x^y = \sqrt{\frac{(X - Y)^t}{\sum (x - y)}}, \quad (4)$$

gdzie X oraz Y to wektory kompetencyjne dla dwóch zawodów x i y , wybranych losowo z wektora kompetencyjnego z macierzą kowariancyjną Σ . Z powodów możliwej multikolinearności albo błędu pomiaru została wybrana macierz rozmiarem 12x12 zamiast maksymalnie możliwej 42x42.

Wykorzystano model statystyczny w takiej postaci:

$$\ln w_i = \alpha + \beta_1 EXP_i + \beta_2 EXP_i^2 + \beta_3 EOF_i + \beta_4 ORF_i + \beta_5 VDF_i + \beta_6 NPF_i + \theta MD_i + \delta_{ij} FD_{ij} + \gamma D_i + \eta UNIV_i + \mu GRADE_i + \lambda X_i + \varepsilon_i, \quad (5)$$

gdzie:

- EOF_i — zatrudnienie całkiem odpowiada studiowanemu kierunkowi
- ORF_i — zatrudnienie na pokrewnym kierunku,
- VDF_i — zatrudnienie na zupełnie innym kierunku,
- NPF_i — zatrudnienie nie wymaga ukończenia określonego kierunku,
- D_i — otrzymany stopień (licencjat, magister, doktor),
- $GRADE_i$ — otrzymane oceny podczas studiów,
- $UNIV_i$ — miara prestiżu uczelni wyższej.

Ustalono, że zatrudnienie kandydata z ukończonym innym kierunkiem studiów niż wynika to ze specyfiki stanowiska pracy nie wpływa w istotny sposób na poziom płac, co potwierdzają wyniki innych badaczy (Sloane 2003). Najwyższe wynagrodzenia otrzymują absolwenci kierunków biznesowych, matematyki i statystyki oraz opieki zdrowotnej, a najniższe – kierunków humanistycznych i artystycznych. Wysokie oceny podczas studiów przekładają się na wyższy poziom płac. Podobny wpływ na wysokość dochodów ma prestiżowość uczelni wyższej.

Bardziej skomplikowane podejście do analizowanego problemu polega na wykorzystaniu estymatora FE (fixed effects), co pozwala na uwzględnienie efektów czasowych. Böckerman *et al.* (2009, pp. 672–681) studiowali efekty reformy edukacji technicznej w Finlandii za pomocą dwóch modeli statystycznych:

$$w_{it} = \beta_{i1}POLY_{ijt} + \beta_{i2}SCHOOL_{ij} + \beta_{i3}YEAR_{it} + \beta_{i4}Controls_{ijt} + \varepsilon_{ijt}, \quad (6a)$$

$$w_{it} = \beta_0 + \beta_1POLY_{it} + \beta_2D_{REGION} + \beta_3D_{YEAR} + \beta_4Controls_{it} + \varepsilon_{it}, \quad (6b)$$

gdzie:

$POLY_{ijt}$ — wskaźnik informujący, że osoba i otrzymała stopień politechniczny ze szkoły j w roku t ,

$SCHOOL_{ij}$ — zestaw zmiennych zero-jedynkowych dla kontroli efektów uczelnianych (school dummies),

$YEAR_{it}$ — zestaw zmiennych dla kontroli efektów czasowych,

D_{REGION} — pełny zestaw zmiennych zero-jedynkowych dla uwzględnienia efektów regionalnych,

D_{YEAR} — zmienna dla uwzględnienia roku ukończenia szkoły wyższej.

Spośród efektów zewnętrznych kontrolowano wiek i język ojczysty. Efekty uczelniane nie są uwzględnione w równaniu (4b), bo przyjmuje się wybór szkoły jako czynnik endogeniczny. W badaniu ustalono, że ukończenie kierunków technicznych ma wpływ na wzrost płac pod warunkiem zatrudnienia w sektorze biznesu i administracji, ale nie wywiera żadnego wpływu na dochód przy zatrudnieniu w sektorach technologicznych, transporcie oraz opieki społecznej i zdrowotnej.

W jednym z nielicznych badań na poziomie makroekonomicznym Reimer *et al.* (2008, pp. 233–256) twierdzą, że absolwenci kierunków prestiżowych lub z wysokim popytem na rynku pracy (studia medyczne, inżynierskie, prawnicze czy ekonomiczne) otrzymują wyższe zarobki, niż absolwenci kierunków pedagogicznych czy humanistycznych. Ustalono, że absolwenci kierunków nauk ścisłych, inżynierskich, architektury, medycyny i prawa są mniej narażeni na niższy status w pracy, niż absolwenci studiów pedagogicznych, a szczególnie studiów humanistycznych.

Absolwenci studiów stosowanych i technicznych uzyskują wyższe zarobki, ponieważ później niż absolwenci innych kierunków mają możliwość w pełni wykorzystać kształcone kompetencje specjalistyczne. Jednocześnie uważa się, że absolwenci kierunków artystycznych zatrudnieni są z niższym uposażeniem na stanowiskach, które nie wymagają dodatkowego kształcenia w pracy (Davies and Guppy 1997, pp. 1417–1438). Nie jest wykluczone, że kierunki nie wymagające ciągłego doskonalenia kompetencji dostarczają słabszy sygnał dla rynku pracy w porównaniu do bardziej wymagających kierunków studiów (Reimer *et al.* 2008, pp. 233–256).

Van de Werfhorst (2004, pp. 315–335) przeprowadził badanie efektów studiowania na poszczególnych kierunkach dla kilku krajów uprzemysłowionych. Okazało się,

że w Norwegii absolwenci studiów rolniczych uzyskują niższe zarobki w porównaniu do absolwentów kierunków edukacji ogólnej². Z ustaleń autora wynika, że w sektorze prywatnym absolwenci kierunków humanistycznych i artystycznych zarabiają mniej niż absolwenci kierunków ogólnych. W Norwegii kierunek studiowania ma mocniejszy wpływ na status społeczny i zawodowy niż na płace; najniższy status mają absolwenci kierunków humanistycznych, technicznych i medycznych³. Z analiz wynika, że wybór kierunku studiów wywiera większy wpływ na płace w Australii niż Norwegii, dotyczy to studiów pedagogicznych, kierunków ekonomicznych i opieki zdrowotnej, które są szczególnie dobrze opłacalne na rynku pracy. W sektorze prywatnym studia artystyczne i humanistyczne dostarczają stosunkowo niskich płac, natomiast najlepiej wynagradzane studia w tym sektorze to opieka zdrowotna. Dzięki specjalizacji absolwentów w ramach studiowanych kierunków pedagogicznych, artystycznych i humanistycznych, a także socjalnych i ekonomicznych możliwym jest poprawa ich pozycji na rynku pracy. W Norwegii kierunki techniczne umożliwiają osiągnięcie wyższego statusu w sektorze publicznym, niż w prywatnym. W Holandii większość kierunków studiów (za wyjątkiem rolnictwa i opieki zdrowotnej) umożliwia absolwentom uzyskanie wyższych dochodów niż absolwentom kierunków edukacji ogólnej. Natomiast wysoki status społeczny, zawodowy, dostarczają studia pedagogiczne, studia artystyczne, humanistyczne, ekonomiczne i techniczne. Wśród Norwegów najwyższe płace otrzymują absolwenci programów biznesowych i ekonomicznych, ale to nie dotyczy statusu w miejscu pracy. W Australii stopnie uniwersyteckie skorelowane są wyższym poziomem płac i rozwojem kariery. W Holandii edukacja ogólna sprzyja uzyskaniu wyższego statusu, ale najlepszą opcją dla osiągnięcia wyższych zarobków są studia na kierunkach ekonomicznych lub technicznych.

Dla Szwajcarii ustalono, że absolwenci uczelni technicznych gładko wchodzi na rynek pracy (Geel and Backes-Gellner 2011), osiągając wyższe dochody niż absolwenci pozostałych kierunków, dotyczy to jednak krótkiego czasu. Wyniki badań Böckerman *et al.* (2009, pp. 672–681) sugerują, że w Finlandii zarówno zarobki jak i pozycja na rynku pracy absolwentów wyższych uczelni technicznych wciąż jest niższa pozycji i dochodów absolwentów kierunków biznesowych

² Kierunki studiowania są klasyfikowane według ośmiu kategorii jak edukacja ogólna, studia pedagogiczne, artystyczne i humanistyczne (mocny nacisk na umiejętnościach i wiedzy dla rozwoju kapitału kulturalnego), techniczne/przyrodnicze, medyczne, rolnictwo.

³ Relatywnie niski status absolwentów kierunków technicznych jest konsekwencją bezpośredniego wykorzystania w codziennej pracy umiejętności technicznych, co uniemożliwia wykonywanie zadań nadzorczych i menedżerskich – atrybutów statusu (Van de Werfhorst and Kraaykamp 2001, pp. 296-317).

i administracji (poprzez reformę politechniczną lat 90-tych, która przewidywała stopniową transformację szkół zawodowych w politechniki).

Dalgaard *et al.* (2007) wykorzystując estymator IV⁴, dystansuje się od innych badań wskazując, że w Danii przychody od edukacji wyższej są jednakowe w przekroju kierunków studiów. Instrumenty pomiarowe skonstruowano na podstawie założeń, że osoby dokonujące wyboru kierunków studiów mogą działać pod wpływem opinii innych ludzi, zarówno na poziomie szkoły wyższej (starsi studenci wywierają wpływ na młodszych studentów) jak i rodziny. Wybór kierunku studiów wyjaśniany jest przez szeroki zestaw zmiennych obejmujący również przedmioty studiowane w wyższej szkole, geograficzne miejsce zamieszkania podczas wychowywania i wpływ rodziców.

Dolton and Makepeace (1990, pp. 237–250) twierdzą, że w Wielkiej Brytanii absolwenci kierunków inżynierskich i technicznych oraz nauk społecznych zmierzają szybciej do osiągnięcia wyższych płac niż absolwenci innych kierunków. W późniejszym badaniu Blundell *et al.* (2000) stwierdził, że absolwenci ekonomii, księgowości i prawa uzyskują najwyższe płace, a chemii i biologii – najniższe. McGuinness and Sloane (2009) ustalili, że zróżnicowanie wynagrodzeń widoczne jest dla absolwentów kierunków rolniczych/weterynaryjnych, którzy zarabiają znacząco mniej niż absolwenci kierunków inżynierskich, budownictwa i usług. Bratti and Mancini (2003) w oparciu na oszacowania OLS pokazali, że absolwenci kierunków ekonomicznych uzyskują wyższe dochody, ale wykorzystanie metody MLO nie pozwoliło na stworzenie przejrzystego rankingu przedmiotów studiowania.

Klein (2010) bada efekty ekonomiczne wyboru kierunków studiów podczas przechodzenia studenta-absolwenta z uczelni na rynek pracy. Autor stara się odpowiedzieć na pytanie, dlaczego wybór różnych kierunków studiów skutkuje różnymi przychodami na rynku pracy i dlaczego absolwenci kierunków miękkich (soft fields) mają trudności z wejściem na rynek pracy? Ustalono, że komplikacje przy wejściu na rynek pracy absolwentów kierunków „miękkich” takich jak humanistyczne czy socjalne wynikają z niewystarczającej specyficzności miejsca pracy. Częściową odpowiedzialność za ten stan rzeczy ponosi rynek pracy, ponieważ nie wysyła w stosownym czasie (wyboru kierunków studiów) sygnałów o selektywności zatrudnienia. Z ustaleń Kleina wynika, że typ otrzymanego

⁴ Jak zauważa Dalgaard *et al.* (2007, p. 2), system edukacji Danii jest dobrze dostosowany do prowadzenia studiów nad przychodami od edukacji wyższej, ponieważ absolwenci są sklasyfikowani według uczelni pięciu typów: nauki ścisłe (biologia, fizyka, chemia), medyczne (lekarze i dentyści), techniczne (różne typy inżynierów), humanistyczne (lingwistyka, teologia i historia) oraz socjalne (prawo, ekonomia, nauki polityczne). W Danii jest wysoki stopień specjalizacji, co oznacza, że gdy ktoś decyduje się na studiowanie biologii wtedy ta specjalizacja pozostaje przez cały okres studiowania na uniwersytecie, (bez wychyleń w stronę innych kierunków, jak to często odbywa się w systemie edukacji wzorowanym na USA)

dypłomu, zatrudnienie w sektorze publicznym i wymagany poziom wiedzy i umiejętności eksperckich w miejscu pracy, poważnie osłabiają efekt różnicowania dochodów w zależności od ukończonego kierunku studiów.

WPLYW LICZBY STUDENTÓW NA POZIOM PŁAC

Badania efektów wyborów edukacyjnych na poziomie wyższym w przekroju studiowanych kierunków są rzadkością w Polsce. W jednym z nielicznych badań W. Jarecki (2006, ss. 68–82) ustalił, że wyższe wynagrodzenie jest charakterystyczne dla kształcenia w dziedzinie ekonomii, administracji oraz dla kierunków „politechnicznych” — górnictwa i kopalnictwa, wytwarzania i zaopatrzenia w energię i wodę. Wysoki odsetek studentów na kierunkach ekonomicznych uważa się powszechnie za pozytywne zjawisko, ponieważ po ukończeniu tych studiów rosną potencjalne możliwości otrzymywania oferty pracy z relatywnie wysokim wynagrodzeniem. Równocześnie negatywnie ocenia się spadek liczby osób studiujących na kierunkach inżynierskich, ponieważ absolwenci tych kierunków mają szansę na relatywnie lepiej płatne zatrudnienie. W celu zbadania efektów wyboru poszczególnych kierunków studiów na poziom płac w gospodarce polskiej, wykorzystano dane roczne z lat 1988/2009: $STUD_t^H$, $STUD_t^E$, $STUD_t^T$, $STUD_t^S$ — liczba studentów odpowiednio na kierunkach humanistycznych, ekonomicznych, technicznych i nauk ścisłych (na 1000 mieszkańców), WR_t — poziom płac w ujęciu realnym (1990=100).

Wykorzystano model statystyczny w postaci:

$$\ln WR_t = \alpha + \beta WR_{t-1} + \delta STUD_t^K + \epsilon_t, \quad (7)$$

gdzie $STUD_t^K$ — liczba studentów na kierunkach studiowania ($K=H, E, T, S$).

Wykorzystując estymator najmniejszych kwadratów ze zmiennymi instrumentalnymi (2SLS) otrzymano wyniki:

a) studia humanistyczne

$$\begin{aligned} WR_t = & \quad 0.872 \quad + 0.696WR_{t-1} \quad + 0.080STUD_t^H, \\ & (2.12^*) \quad (5.59^*) \quad (3.03^*) \\ R^2 = 0.73 \quad DW = 2.16 \quad ADF = -3.87^* \end{aligned} \quad (8)$$

b) studia ekonomiczne

$$\begin{aligned} WR_t = & \quad 0.840 \quad + 0.736WR_{t-1} \quad + 0.049STUD_t^E, \\ & (1.98^{***}) \quad (5.90^*) \quad (2.72^*) \\ R^2 = 0.72 \quad DW = 2.11 \quad ADF = -3.16^* \end{aligned} \quad (9)$$

c) studia techniczne

$$WR_t = \begin{matrix} 0.720 \\ (1.78^{***}) \end{matrix} + \begin{matrix} 0.745WR_{t-1} \\ (6.17^*) \end{matrix} + \begin{matrix} 0.096STUD_t^T \\ (2.88^*) \end{matrix}, \quad (10)$$

$$R^2 = 0.72 \quad DW = 2.19 \quad ADF = -4.48^*$$

d) nauki ścisłe

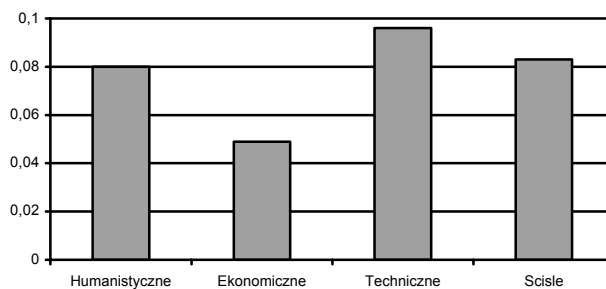
$$WR_t = \begin{matrix} 1.189 \\ (2.28^{**}) \end{matrix} + \begin{matrix} 0.646WR_{t-1} \\ (4.21^*) \end{matrix} + \begin{matrix} 0.083STUD_t^S \\ (2.25^*) \end{matrix}. \quad (11)$$

$$R^2 = 0.69 \quad DW = 1.83 \quad ADF = -4.15^*$$

Poszczególne modele dla płac wyjaśniają od 69% do 73% ich zmian. Do równań regresyjnych włączono zmienną zależną z opóźnieniem o jeden rok, statystykę Durbin—Watson nie można uważać za adekwatny wskaźnik braku autokorelacji reszt, ale test ADF (Augmented Dickey—Fuller) wskazuje, że tak jest. Z tego względu otrzymane oszacowania regresyjnych równań (8)—(11) można uważać jako adekwatne.

Wzrost liczby studentów na każdym z kierunków studiów powoduje zwiększenie poziomu płac w ujęciu realnym, co świadczy o efektywności edukacji jako elementu kapitału ludzkiego. Odpowiednia relacja jest najmocniejsza w przypadku studiów technicznych (Rys. 1), co może świadczyć zarówno o wyższym zapotrzebowaniu na absolwentów uczelni technicznych ze strony gospodarki, jak i niewystarczającej ich podaży. Niższy współczynnik określono dla studentów studiujących nauki ścisłe i humanistyczne, przy czym relatywnie wysoki wynik dla kierunków humanistycznych pozostaje w sprzeczności z większością badań prowadzonych w innych krajach. Wydaje się, że najlepszym wyjaśnieniem dla uzyskanego pomiaru jest wysoka adaptacyjność absolwentów kierunków humanistycznych albo wykształcenie w trakcie studiów uniwersalnych kompetencji, na które gospodarka zgłasza zapotrzebowanie. Najmniejszy wpływ na poziom płac w gospodarce ma liczba studentów na kierunkach ekonomicznych. Taki wynik można interpretować jako jeden ze skutków „przestrzelenia” liczby studentów na kierunkach ekonomicznych. Wszystkie modele regresyjne świadczą o inercyjnym charakterze płac w Polsce (współczynnik przy WR_{t-1} przebywa w przedziale od 0.65 do 0.74).

Rysunek 1. Współczynnik wpływu liczby studentów na poszczególnych kierunkach na poziom płac w ujęciu realnym



Źródło: obliczenia własne

WNIOSKI

Otrzymane wyniki empiryczne dotyczące relacji między wzrostem liczby studentów na poszczególnych kierunkach studiów a poziomem płac w ujęciu realnym wykazują, że wybór dowolnego kierunku studiów przekłada się na wzrost płac. Największy wpływ na poziom płac mają jednak studia techniczne, a najsłabsze oddziaływanie na poziom płac określono dla kierunków ekonomicznych, gdzie odpowiedni współczynnik okazał się prawie o dwa razy niższy. Potwierdzono, że w Polsce wyższe wynagrodzenie kojarzy się z kierunkami „politechnicznymi”. Mocne oddziaływanie wykształcenia technicznego na poziom płac może świadczyć zarówno o wyższym zapotrzebowaniu na inżynierów ze strony gospodarki jak i o niewystarczającej podaży w Polsce absolwentów tych kierunków. Niższe przychody uzyskiwane przez absolwentów kierunków ekonomicznych mogą być skutkiem zbyt dużej liczby studentów studiujących na tych kierunkach, a to z kolei może świadczyć o jednym z niedopasowań edukacyjnych (niedopasowaniu strukturalnym). By ustalić bardziej szczegółowo efekty studiowania na poszczególnych kierunkach, potrzebne są oszacowania panelowe z wykorzystaniem danych regionalnych oraz badania na podstawie ankiet losów absolwentów, tak jak to robią w praktyce inne kraje.

BIBLIOGRAFIA

- Böckerman, P., Hamalainen, U., and Uusitalo, R., (2009) Labour market effects of the polytechnic education reform: The Finnish experience, *Economics of Education Review*, vol. 28, issue 6, pp. 672–681.
- Bratti, M., and Mancini, L. (2003) Differences in Early Occupational Earning of UK Male Graduates by Degree Subject: Evidence from the 1980-93 USR, IZA Discussion Paper No. 890.

- Dalgaard, C.-J., Rosholm, M., Schultz, E.A., and Sørensen, A. (2007) Shakespeare vs. Marx vs. Einstein: Which Type of Education Offers the Highest Return?, CEPR Discussion Paper No. 2007-21
- Davies, S., and Guppy, N. (1997) Fields of Study, College Selectivity, and Student Inequalities in Higher Education, *Social Forces*, vol. 75, no. 4, pp. 1417–1438
- Dolton, P., and Makepeace, G. (1990) The Earnings of Economic Graduates, *Economic Journal*, vol. 100, pp. 237–250
- Finnie, R., Fields of Plenty, Fields of Lean: The Early Labour Market Outcomes of Canadian University Graduates by Discipline, *Canadian Journal of Higher Education*, vol. XXXI, no. 1, pp. 141–176.
- Geel, R., and Backes-Gellner, U. (2011) Career Entry and Success After Tertiary Vocational Education, Leading House Working Paper No. 52, Universität Zurich: IBW – Institut für Betriebswirtschaftslehre
- Jarecki, W. (2006) Wykształcenie wyższe a wynagrodzenie. Analiza według sekcji i grup zawodów, *Nauka i Szkolnictwo Wyższe*, Nr 1, ss. 68–82.
- Lin, Z., Sweet, R., Anisef, P., and Schuetze, H. (2000) Consequences and Policy Implications for University Students Who Have Chosen Liberal or Vocational Education: Labour Market Outcomes and Employability Skills, Paper No. R-00-2-3E, Hull, Quebec: Human Resources Development Canada.
- McGuinness, S., and Sloane, P. (2009) Labour Market Mismatch Among UK Graduates: An Analysis Using REFLEX Data, IZA Discussion Paper No. 4168, Bonn: IZA – Institute for the Study of Labour.
- Nordin, M., Persson, I., and Rooth, D.-O. (2008) Education-occupation mismatch: is there an income penalty? IZA Discussion paper No 3806, Bonn: IZA – Institute for the Study of Labour.
- Psacharopoulos 2009.
- Psacharopoulos, G. (2009) Returns to Investment in Higher Education: A European Survey, An contribution to the Higher Education Funding Reform Project CHEPS-led consortium for the European Commission
- Reimer, D., Noelke, C., and Kucel, A. (2008), Labor Market Effects of Field of Study in Comparative Perspective: An Analysis of 22 European Countries, *International Journal of Comparative Sociology*, vol. 49, no. 4–5, pp. 233–256.
- Rocher, S. (2010) Occupational choice of young graduates, do generic skills matter?, Antwerp: University of Antwerp
- Sloane, P. (2003) Much ado about nothing? What does the Overeducation Literature Really Tell Us?, in: *Overeducation in Europe: current issues in theory and policy*, F. Büchel, A. de Grip and A. Mertens (eds.), London: Edward Elgar Publishing, pp. 11–48.
- Van de Werfhorst, H. (2004) Systems of Educational Specialization and Labor Market Outcomes in Norway, Australia, and The Netherlands, *International Journal of Comparative Sociology*, vol. 45, no. 5, pp. 315–335

**MODERN ECONOMETRIC APPROACHES FOR THE STUDY
OF STRUCTURAL EDUCATIONAL MISMATCH**

Abstract: The wage effects of student numbers on particular fields of study in Poland are analyzed. It is found that any of the fields of study, i.e. humanitarian, business and economics, technical or natural sciences, contributes to an increase in wages on the macroeconomic level, but the whole effect is smaller for studies in economics, which could be an outcome of too high interest in that kind of education. On the other side, our results for technical studies could be viewed as an argument in favor of an excess labor market demand for engineers compared to their supply by the educational system.

Key words: field of study, wages, educational mismatch