

**METODY ILOŚCIOWE
W BADANIACH EKONOMICZNYCH**

QUANTITATIVE METHODS
IN ECONOMICS

Vol. XVI, No. 4

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

METODY ILOŚCIOWE
W BADANIACH EKONOMICZNYCH

**QUANTITATIVE METHODS
IN ECONOMICS**

Volume XVI, No. 4

Warsaw 2015

EDITORIAL BOARD

Editor-in-Chief: Bolesław Borkowski

Deputy Editor-in-Chief: Hanna Dudek

Theme Editors:

Econometrics: Bolesław Borkowski

Multidimensional Data Analysis: Wiesław Szczesny

Mathematical Economy: Zbigniew Binderman

Analysis of Labour Market: Joanna Landmesser

Financial Engineering: Grzegorz Koszela

Statistical Editor: Wojciech Zieliński

Technical Editors: Jolanta Kotlarska, Elżbieta Saganowska

Language Editor: Agata Kropiwek

Native Speaker: Yochanan Shachmurove

Editorial Assistant: Monika Krawiec

SCIENTIFIC BOARD

Peter Friedrich (University of Tartu, Estonia)

Paolo Gajo (University of Florence, Italy)

Vasile Glavan (Moldova State University, Moldova)

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

Yuriy Kondratenko (Black Sea State University, Ukraine)

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

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

Karol Kukuła (University of Agriculture in Krakow)

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

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

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

Ewa Syczewska (Warsaw School of Economics, Poland)

Achille Vernizzi (University of Milan, Italy)

Andrzej Wiatrak (University of Warsaw, Poland)

Dorota Witkowska (University of Lodz, Poland)

ISSN 2082 – 792X

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

Warsaw 2015, Volume XVI, No. 4

The original version is the paper version

Journal homepage: qme.sggw.pl

Published by Warsaw University of Life Sciences Press

SPIS TREŚCI

1. Jerzy Marzec, Andrzej Pisulewski, Artur Prędkie – Efektywność Techniczna Gospodarstw Mlecznych w Polsce – Analiza Porównawcza za Pomocą DEA i BSFA	7
2. Adrianna Mastalerz-Kodzis, Ewa Pośpiech – Wielowymiarowa Analiza Porównawcza w Ujęciu Dynamicznym na Przykładzie Wybranych Charakterystyk Ekonomicznych	24
3. Tomasz Misiak – Zróżnicowanie Współczynnika Okuna ze Względu na Wiek i Płeć Bezrobotnych – Analiza Panelowa dla Krajów Unii Europejskiej	34
4. Anna Mościcka, Włodzimierz Ogryczak – Ranking Uczelni Wyższych w Oparciu o Metody Punktu Odniesienia	44
5. Iwona Müller-Frączek, Joanna Muszyńska – Zastosowanie Porządkowania Hierarchicznego do Oceny Regionalnego Zróżnicowania Poziomu Życia na Wsi	54
6. Natalia Nehrebecka, Anna Białek-Jaworska – Czy Źródła Finansowania Wpływają na Efektywność Inwestycji w Środki Trwałe i B+R?	64
7. Dorota Pekasiewicz – Analiza Wybranych Metod Estymacji Parametrów Granicznych Rozkładów Statystyki Maksimum	75
8. Ewa Pośpiech, Adrianna Mastalerz-Kodzis – Autokorelacja Przestrzenna Wybranych Charakterystyk Społeczno-Ekonomicznych	85
9. Robert Rusielik – Produktywność Rolnictwa w Polsce - Analiza z Wykorzystaniem Zagregowanych Indeksów Produktywności Färe-Primonta	95
10. Agnieszka Stanimir – Strategia EUROPA 2020 w Opinii Pokolenia Y	107
11. Artur Stec – Zastosowanie Metody Hellwiga do Określenia Atrakcyjności Turystycznej Gmin na Przykładzie Województwa Podkarpackiego	117
12. Jacek Strojny – Eksport Produktów Rolno-Spożywczych a Produkcja Polskiego Rolnictwa – Model z Nieskończonym Rozkładem Opóźnień	127
13. Jacek Strojny – Wykorzystanie Analizy Wielowymiarowej w Zarządzaniu Rozwojem Lokalnym na Przykładzie Powiatów Górskich	137

14. Maria Szmuksta Zawadzka, Jan Zawadzki – Wykorzystanie Danych Oczyszczonych o Wysokiej Częstotliwości w Prognozowaniu Zmiennych ze Złożoną Sezonowością	147
15. Andrzej Szuwarzyński – Ocena Dobrostanu w Krajach OECD z Wykorzystaniem Data Envelopment Analysis	160
16. Agnieszka Tłuczak – Przestrzenna Metoda Przesunięć Udziałów w Ocenie Zróżnicowania Produkcji Zwierzęcej w Polsce	171
17. Dorota Wawrzyniak – Analiza Porównawcza Poziomu Rozwoju Infrastruktury Technicznej Województw Polski z Wykorzystaniem Metod Taksonomicznych	181
18. Dorota Witkowska, Krzysztof Kompa – Ocena Efektywności Funduszy Emerytalnych z Wykorzystaniem Metod Porządkowania Liniowego	191
19. Jolanta Wojnar – Analiza Porównawcza Modelowania Logitowego i Liniowej Funkcji Dyskryminacyjnej w Ocenie Ryzyka Upadłości Spółek Giełdowych	201
20. Jacek Wolak – Popyt na Alkohol w Polsce: Wyniki Estymacji Modelu Quaid's	211
21. Małgorzata Wrzosek – Zastosowanie Układów Dynamicznych do Modelowania Przepływu Informacji na Rynku Pracy	220
22. Grzegorz Zalewski, Włodzimierz Ogryczak – Szacowanie Kosztu Sprawiedliwości Alokacji Obciążeń w Sieci dla Metody Optymalizacji Uporządkowanej Średniej Ważonej	230
23. Adam Zaremba, Szymon Okoń, Andrzej Nowak, Przemysław Konieczka – Anomalia Niskiej czy Może Wysokiej Ceny? Osobliwy Przypadek Polskiego Rynku Akcji	242
24. Wojciech Zatoń – Trafność Prognoz w Stosunku do Ocen w Teście Koniunktury Przemysłowej GUS	261
25. Monika Zielińska-Sitkiewicz – Zastosowanie Wybranych Mierników Syntetycznych do Klasyfikacji Spółek Przemysłu Spożywczego Notowanych na GPW w Warszawie	271
26. Krzysztof Zmarzłowski, Marek Karwański – Modele prognoz ekonometrycznych	280

EFEKTYWNOŚĆ TECHNICZNA GOSPODARSTW MLECZNYCH W POLSCE – ANALIZA PORÓWNAWCZA ZA POMOCĄ DEA I BSFA¹

Jerzy Marzec

Katedra Ekonometrii i Badań Operacyjnych
Uniwersytet Ekonomiczny w Krakowie
e-mail: marzecj@uek.krakow.pl

Andrzej Pisulewski

Zakład Ekonomii i Polityki Gospodarczej
Uniwersytet Rolniczy im. Hugona Kołłątaja w Krakowie
e-mail: andrzej.pisulewski@gmail.com

Artur Prędkie

Katedra Ekonometrii i Badań Operacyjnych
Uniwersytet Ekonomiczny w Krakowie
e-mail: predkia@uek.krakow.pl

Streszczenie: Celem pracy było porównanie wyników dotyczących efektywności technicznej (TE) gospodarstw mlecznych w Polsce w latach 2004-2011, otrzymanych za pomocą metody analizy otoczki danych (DEA) oraz bayesowskiej stochastycznej analizy granicznej (BSFA). Średnia TE w DEA wynosi 0,6, a w BSFA 0,88. Średnia wartość współczynnika korelacji rang Spearmana dla efektywności gospodarstw wynosi 0,47, co wskazuje na nieznaczną zbieżność wyników z obu metod. W DEA część gospodarstw ma malejące korzyści skali. Natomiast w BSFA stwierdzono, że wszystkie gospodarstwa charakteryzują się rosnącymi korzyściami skali.

Słowa kluczowe: analiza otoczki danych, bayesowska stochastyczna analiza graniczna, efektywność techniczna, gospodarstwa mleczne

¹ Projekt został sfinansowany a) ze środków przyznanych Wydziałowi Zarządzania Uniwersytetu Ekonomicznego w Krakowie, w ramach dotacji na utrzymanie potencjału badawczego, b) ze środków Narodowego Centrum Nauki, przyznanych na podstawie decyzji nr DEC-2013/09/N/HS4/03833 drugiemu autorowi. Projekt badawczy jest realizowany na Wydziale Zarządzania Uniwersytetu Ekonomicznego w Krakowie.

WPROWADZENIE

W literaturze światowej badania mikroekonomiczne, dotyczące efektywności technicznej, kosztowej i produktywności, zostały zapoczątkowane przez Farrella [1957]. Zgodnie z koncepcją Farrella nieefektywność techniczna rozumiana jest jako odchylenie wielkości produkcji obserwowanej od produkcji potencjalnej, czyli maksymalnie możliwej do osiągnięcia z danych nakładów czynników produkcji. Miarą efektywności technicznej jest iloraz obu wielkości. Badania empiryczne w tym zakresie prowadzone są przede wszystkim z wykorzystaniem parametrycznych stochastycznych modeli granicznych (ang. *Stochastic Frontier Models*, *SFM* lub *Stochastic Frontier Analysis*, *SFA*) albo nieparametrycznej deterministycznej analizy otoczki danych² (ang. *Data Envelopment Analysis*, *DEA*). Celem niniejszej pracy było zarówno metodyczne porównanie SFA i DEA jak i wykorzystanie tych metod do opracowania wyników empirycznych dla gospodarstw mlecznych w Polsce.

Analiza efektywności technicznej gospodarstw rolnych była już wielokrotnie przedmiotem badań empirycznych. Przegląd publikacji dotyczących badania efektywności technicznej gospodarstw rolnych w krajach Europy Środkowo – Wschodniej przedstawiają Gorton i Davidova [2004]. Wśród zagranicznych opracowań dotyczących efektywności polskich gospodarstw rolnych należy wymienić prace van Zyla i in. [1996], Munroe [2001], Brümmera i in. [2002], Latruffe i in. [2004, 2005, 2008], Czekaja [2013]. Z wymienionych badań prace van Zyla i in. [1996] oraz Latruffe i in. [2005, 2008] zostały przeprowadzone z wykorzystaniem nieparametrycznej metody DEA. Natomiast w pracy Latruffe [2004] dokonano porównania wyników pochodzących z obu metod. W pozostałych opracowaniach zostały zastosowane modele parametryczne. W szczególności interesujące z punktu widzenia niniejszej pracy są badania przeprowadzone przez Brümmera i in. [2002] oraz Czekaja [2013], gdyż dotyczą analizy efektywności technicznej polskich gospodarstw mlecznych. W pracy Brümmera i in. [2002] wykorzystano obserwacje dotyczące 700 gospodarstw z dawnego województwa poznańskiego z lat 1991 – 1994. Natomiast w opracowaniu Czekaja [2013] wyniki otrzymano na podstawie danych jednorocznych z 2010 roku obejmujących 2422 gospodarstwa mleczne.

W dotychczasowej polskiej literaturze przedmiotu analiza efektywności technicznej gospodarstw rolnych była prowadzona głównie w oparciu o metodę DEA przez Świtłyka [1999, 2011], Rusielika [2002], Ziółkowską [2008], Rusielika i Świtłyka [2009], Kagana i in. [2010], Smędzika [2010, 2012] oraz Bezat [2011]. Analizę porównawczą efektywności technicznej gospodarstw mlecznych w Europie na potrzeby Europejskiego Stowarzyszenia Producentów Mleka

² Tłumaczenie polskie nazwy za pracą Welfe, Brzeszczyński i Majsterek [2002].

z wykorzystaniem dwóch alternatywnych metod tj. DEA i SFA przedstawia Rusielik [2012].

Przykładami opracowań dotyczących analizy efektywności technicznej gospodarstw rolnych z wykorzystaniem metod parametrycznych dla danych panelowych są artykuły Czekaja [2008] oraz Marca i Pisulewskiego [2013 a, b]. Pierwsze opracowanie dotyczy analizy efektywności technicznej polskich gospodarstw rolnych specjalizujących się w produkcji roślinnej. Natomiast badania Marca i Pisulewskiego zostały przeprowadzone na próbie 1212 gospodarstw mlecznych z 8 lat. Pierwsze wstępne wyniki zostały przedstawione w pracy Marca i Pisulewskiego [2013 a] gdzie zastosowano model efektów losowych i funkcję produkcji typu translog. Kontynuację badań przedstawiono w pracy Marca i Pisulewskiego [2013 b] w której dokonano pomiaru efektywności technicznej z wykorzystaniem bayesowskiego modelu VED (ang. Varying Efficiency Distribution).

OPIS METODYKI

Model BCC w postaci multiplikatywnej

Analizowane dane dotyczące gospodarstw mlecznych w Polsce są próbą przekrojowo-czasową, jednakże modele danych panelowych w ramach metody DEA tzw. panel DEA mają pewne ograniczenia³. W związku z tym obliczenia zostaną wykonane dla każdego roku osobno. Konieczne staje się zatem wprowadzanie założenia, że rozważa się wyłącznie modele dla ustalonego momentu czasu.

Analiza DEA polega na konstrukcji nieparametrycznej granicy wokół punktów danych, tak że wszystkie obserwacje znajdują się na granicy lub poniżej zbioru możliwości technologicznych. Ze względu na determinizm metody jest to empiryczna, płacami liniowa funkcja produkcji „rozpięta” na punktach danych, stąd nazwa tego podejścia – szczegóły np. w pracy [Prędko 2012]. Wierzchołkami jej grafu są punkty danych odpowiadające obiektom efektywnym. Zastosowanie metody DEA posłuży m.in. oszacowaniu efektywności technicznej J gospodarstw mlecznych oraz obliczeniu charakterystyk procesu produkcyjnego w punktach danych (\mathbf{x}_j, y_j) , $j = 1, \dots, J$, gdzie $\mathbf{x}_j = [x_{1j}, \dots, x_{mj}]$ i y_j to odpowiednio wektor zaobserwowanych nakładów oraz zaobserwowany produkt j -tego obiektu. W analizie efektywności technicznej wykorzystywane są głównie model CCR zaproponowany przez Charnesa i in. [1978] oraz model BCC przedstawiony przez Bankera i in. [1984]. W ramach DEA rozważa się dwie alternatywne orientacje: na nakłady i na efekty.

³ Zakłada się m.in. wspólną technologię w ramach T okresów, co jest mało realnym założeniem, uniemożliwiającym np. badanie postępu (bądź regresu) techniczno-organizacyjnego; zob. np. praca Lovell [1996].

W niniejszych badaniach wykorzystano model BCC w formie multiplikatywnej, zorientowany na produkty. Z uwagi na użycie funkcji produkcji w SFA, model BCC jest jednoproduktowy, implikując dla j -tej jednostki gospodarczej następującą postać:

$$\begin{aligned}
 & \sum_{i=1}^m x_{ij} \mu_{ij} + \omega_j \rightarrow \min \\
 & \sum_{i=1}^m x_{i1} \mu_{ij} + \omega_j \geq y_1 \\
 & \dots \\
 & \sum_{i=1}^m x_{iJ} \mu_{ij} + \omega_j \geq y_J \\
 & \mu_{ij} \geq 0, \quad \omega_j \in R \quad \text{dla } i=1, \dots, m \quad (\text{zmiennne decyzyjne})
 \end{aligned} \tag{3}$$

Korzystając z interpretacji zadania dualnego do powyższego można wykazać, że optymalna wartość funkcji celu powyższego programu to produkcja maksymalna przy danych nakładach \mathbf{x}_j :

$$f(\mathbf{x}_j) = \sum_{i=1}^m x_{ij} \mu_{ij}^* + \omega_j^*, \tag{4}$$

gdzie „gwiazdką” oznaczono wartości optymalne zmiennych decyzyjnych zadania (3).

Miernikiem efektywności technicznej (ang. *technical efficiency*) j -tego obiektu jest iloraz produkcji zaobserwowanej i maksymalnej:

$$TE_j = \frac{y_j}{\sum_{i=1}^m x_{ij} \mu_{ij}^* + \omega_j^*}. \tag{5}$$

Miara ta jest nie większa od jedności i równa jeden dla jednostki gospodarczej efektywnej technicznie⁴. Warto podkreślić, że miara ta nie jest wrażliwa na przyjęte jednostki nakładów i produktu.

Obliczenie wartości charakterystyk dla obiektów efektywnych za pomocą tradycyjnego, marginalnego podejścia nie jest możliwe⁵. Jednak dla jednostek nieefektywnych jest to wykonalne, ponieważ wzór liniowy (4) zachowuje niezmiennosc w otoczeniu wartości zaobserwowanych nakładów \mathbf{x}_j . Szczegółowe rozważania w tym zakresie pod kątem analizy efektywności ekonomicznej można znaleźć w pracy Prędko [2015].

⁴ Formalnie, w metodologii DEA do pomiaru efektywności technicznej używa się odwrotności tego miernika. Jednak ze względu na zgodność ze sposobem pomiaru w ramach SFA, autorzy zdecydowali się na przyjęcie takiej jego postaci.

⁵ Odpowiednie pochodne w tych punktach nie istnieją.

Wartości charakterystyk procesu produkcyjnego oblicza się w danym punkcie \mathbf{x}_j , przykładowo produktywność krańcowa i -tego nakładu ma postać:

$$\frac{\partial f(\mathbf{x}_j)}{\partial x_i} = \mu_{ij}^*, \quad (6)$$

W konsekwencji elastyczność i -tego czynnika produkcji i współczynnik efektu skali (RTS) wyrażają się odpowiednio wzorami:

$$E_{y/x_i}(\mathbf{x}_j) = \frac{x_{ij} \mu_{ij}^*}{f(\mathbf{x}_j)}, \quad (7)$$

$$RTS_j = \frac{\sum_{i=1}^m x_{ij} \mu_{ij}^*}{f(\mathbf{x}_j)} = \frac{f(\mathbf{x}_j) - \omega_j^*}{f(\mathbf{x}_j)}. \quad (8)$$

Warto zaznaczyć, że zwykle pewien odsetek jednostek gospodarczych charakteryzuje się zerowymi wartościami produktywności i elastyczności w odpowiednich punktach danych. Wynika to oczywiście z faktu, że dla nich wartość optymalna μ_{ij}^* wynosi zero, co z kolei jest konsekwencją tego, iż i -ty warunek ograniczający w programie dualnym do zadania (3) jest spełniony silnie⁶. Lewą i prawą stronę wspomnianego warunku ograniczającego stanowią odpowiednio optymalna i zaobserwowana wartość i -tego nakładu j -tego obiektu. Zatem zerowe wartości odpowiednich charakterystyk występują w sytuacji, gdy wartość zaobserwowana i -tego czynnika dla j -tej jednostki nie jest optymalna⁷.

Bayesowski stochastyczny model graniczny ze stałym w czasie rozkładem efektywności

Metodą alternatywną względem DEA jest stochastyczna analiza graniczna, zaproponowana przez Aignera i in. [1977] oraz Meeusena i van den Broecka [1977]. Koncepcja ta opiera się na zastosowaniu modeli ekonometrycznych z odpowiednio skonstruowanym, złożonym składnikiem losowym, które standardowo formułuje się za pomocą wielkości zlogarytmowanych:

$$\ln Q_{jt} = h(x_{jt}; \beta) + v_{jt} - z_j, \quad (9)$$

gdzie Q_{jt} jest wielkością zaobserwowanej produkcji j -tej jednostki gospodarczej w okresie t ($j=1, \dots, J$; $t=1, \dots, T$), x_{jt} to wektor-wiersz zmiennych egzogenicznych

⁶ Na mocy jednego z twierdzeń łączących program pierwotny i dualny – zob. np. Kukuła K. (red.) (2011) *Badania operacyjne w przykładach i zadaniach*, PWN, Warszawa, str. 27

⁷ W SFA również występuje taka sytuacja przy braku narzuconych restrykcji na parametry, lecz wtedy ocena elastyczności względem czynnika produkcji w punkcie danych jest ujemna. W DEA nie ma takiej możliwości, gdyż jednym z założeń leżących u podstaw metody jest wklęsłość empirycznej funkcji produkcji.

(będących funkcjami logarytmami nakładów czynników produkcji), h oznacza odpowiednio wyspecyfikowaną dla logarytmu produkcji graniczną funkcję produkcji (najczęściej liniową względem nieznanych parametrów tworzących wektor β). Składniki v_{jt} i z_j są niezależnymi zmiennymi losowymi, z których pierwszy ma rozkład symetryczny względem zera (tj. rozkład normalny wartości oczekiwanej równej zero i nieznanej wariancji), a drugi jest indywidualnym efektem losowym przyjmującym wartości nieujemne. W podejściu ekonometrycznym do funkcji produkcji przyjmuje się, że jest ona ciągła i różniczkowalna ze względu na czynniki produkcji.

Dla granicznej funkcji produkcji przyjęto postać translogarytmiczną:

$$h(x_j; \beta) = \beta_0 + \sum_{i=1}^m \beta_i \ln x_{i,j} + \sum_{i=1}^m \sum_{g \geq i}^m \beta_{ig} \ln x_{i,j} \ln x_{g,j} \quad (10)$$

gdzie $x_{i,j}$ dla $i=1, \dots, m$ to nakłady czynników. W przypadku funkcji translogarytmicznej elastyczności względem nakładów, jako pochodne logarytmu produkcji względem logarytmu nakładów, są m.in. zmienne po obiektach. Ponadto funkcja ta jest liniowa względem parametrów oraz oszczędnie sparametryzowana, tzn. liczba jej parametrów jest równa liczbie charakterystyk technologii, tj. elastyczności i współczynników substytucji lub komplementarności. Formalne uzasadnienie teoretyczne dla zastosowania funkcji translogarytmicznej w ekonomicznej analizie procesu produkcji można znaleźć w pracy źródłowej Christensena i in. [1973]. Miarę efektywności technicznej zorientowaną na produkt dla j -tego obiektu wyraża formuła $TE_j = \exp(-z_j)$. Jak wcześniej wspomniano z uwagi na ograniczenia metody DEA, rozważono modele SFA skonstruowane dla każdego okresu osobno. Zatem w modelu (9) przyjmuje się $T=1$.

W ramach stochastycznej analizy granicznej zastosowano bayesowski stochastyczny model o wspólnym rozkładzie efektywności CED (z ang. Common Efficiency Distribution); zob. Koop i in. [1997], van den Broeck i in. [1994]. W dalszej części pracy przyjęto określać ten typ analizy granicznej bayesowską stochastyczną analizą graniczną (ang. Bayesian Stochastic Frontier Analysis – BSFA). Przegląd szczegółowych modeli i technik estymacji parametrów w ujęciu niebayesowskim można znaleźć np. w monografii Kumbhakara i Lovella [2000].

W pracy Koopa i in. [1997] wprowadzono hierarchiczną strukturę modelu poprzez zastosowanie mieszaniny rozkładów. W tym przypadku zmienne z_j ($j=1, \dots, J$) mają rozkład wykładniczy o wspólnej wartości oczekiwanej λ . Wspólny parametr λ^{-1} jest traktowany w podejściu bayesowskim jako zmienna losowa, mająca rozkład wykładniczy o średniej $(\ln(1/r_{med}))^{-1}$. Wielkość $r_{med} \in (0; 1)$ jest stałą zadawaną przez badacza, którą można interpretować jako medianę brzegowego rozkładu a priori efektywności r_j ; zob. Koop i in. [1997], a także Marzec i Osiewalski [2008].

Powyższa koncepcja odzwierciedla naturalne założenie, że skoro poszczególne jednostki gospodarcze pochodzą z tej samej branży, to rozkłady *a priori* dla ich nieefektywności (z_j , $j=1, \dots, J$), brzegowe, czyli w wyniku całkowania po λ , są zależne. Zatem wnioskowanie o mierniku efektywności wybranego obiektu odbywa się, na mocy konstrukcji modelu, na podstawie całej próby. Szczegóły dotyczące estymacji – zastosowanie metod Monte Carlo oparte na Łańcuchach Markowa (Markov Chain Monte Carlo) – można znaleźć w artykułach Osiewalski i Steel [1998] oraz Griffin i Steel [2007].

OPIS DANYCH I UWAGI WSTĘPNE

W niniejszych badaniach na produkcję gospodarstw mlecznych (Q) składa się wartość uzyskanego mleka (i jego przetworów), produktów pochodzenia zwierzęcego lub ewentualnie produktów pochodzenia roślinnego. W konsekwencji wyróżniono sześć czynników produkcji: kapitał rzeczowy (budynki, maszyny, urządzenia i środki transportu, K), pracę (L), materiały (łącznie z energią, M), pasze (pasze treściwe i objętościowe, zakupione lub wytworzone, F), użytki rolne (A , w hektarach) i zwierzęta ogółem (znaczny udział w zwierzętach ogółem stanowiły krowy mleczne, H). Produkcję oraz czynniki K , M i F wyrażono w jednostkowych cenach stałych z 2004 roku. Nakład H został zmierzony w jednostce przeliczeniowej LU (Livestock Unit), natomiast zużycie czynnika L jest określone przez całkowity czas pracy (w godzinach). Szczegółową definicję produktu i czynników zaprezentowano w artykule Marzec i Pisulewski [2014], natomiast opis zastosowanych indeksów w Marzec i Pisulewski [2015]. Obliczenia wykonano na podstawie danych z lat 2004-2011, pochodzących z bazy FADN, dotyczących 1212 gospodarstw mlecznych⁸.

ANALIZA PORÓWNAWCZA EFEKTYWNOŚCI TECHNICZNEJ

Oceny mierników efektywności technicznej dla gospodarstw mlecznych otrzymane w ramach obu metod zaprezentowano w Tabeli 1 w formie median rozkładów empirycznych ocen mierników dla każdego roku oddzielnie. Celem wykorzystania median rozkładów, było uzyskanie wyników niewrażliwych na wartości odstające otrzymywane w ramach DEA. W celu porównania obiektów ze względu na oceny efektywności oraz ranking, sporządzony na ich podstawie, obliczono również współczynniki korelacji rang Spearmana oraz korelacji liniowej Pearsona.

Z racji zastosowanego podejścia bayesowskiego do estymacji mierników efektywności, warto zaznaczyć, że wyniki *a posteriori* nie zależały od założeń dotyczących rozkładów *a priori* dla r_{med} . Wybór wstępnych wartości r_{med} na

⁸ Obliczenia wykonano dzięki uprzejmości IERiGŻ w Warszawie, który przygotował i na miejscu udostępnił dane.

poziomie 0,6, 0,7, czy 0,8 nie zmieniał konkluzji dotyczących średniego poziomu efektywności gospodarstw mlecznych a posteriori.

Z przeprowadzonej analizy wynika, że z wyjątkiem lat 2007 i 2011, występuje istotna korelacja dodatnia rang i wartości miar efektywności, co wskazuje na zbieżność uzyskanych rankingów gospodarstw pozostałych okresach. Oceny obu współczynników korelacji są jednak dalekie od jedności, co oznacza, że ta zbieżność nie jest zbyt silna. Średnia dla ośmiu lat wartość współczynnika korelacji rang Spearmana jest równa 0,47. Współczynniki korelacji liniowej dla ocen TE są niższe od korelacji rang. Spowodowane jest to dużym zróżnicowaniem ocen efektywności w DEA.

Tabela 1. Mediany ocen miar efektywności technicznej w grupie dla poszczególnych okresów i współczynniki korelacji liniowej Pearsona oraz rang Spearmana

Mediany ocen miar efektywności									
Metoda\Okres	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	Średnia
DEA	0,55	0,62	0,64	0,62	0,61	0,61	0,60	0,58	0,60
BSFA	0,88	0,88	0,88	0,92	0,87	0,88	0,88	0,88	0,88
Współczynniki korelacji ocen miar efektywności dla obu metod									
Wsp. Pearsona	0,40	0,67	0,56	0,13	0,31	0,52	0,47	0,25	-
Wsp. Spearmana	0,52	0,76	0,60	0,16	0,35	0,55	0,56	0,25	-

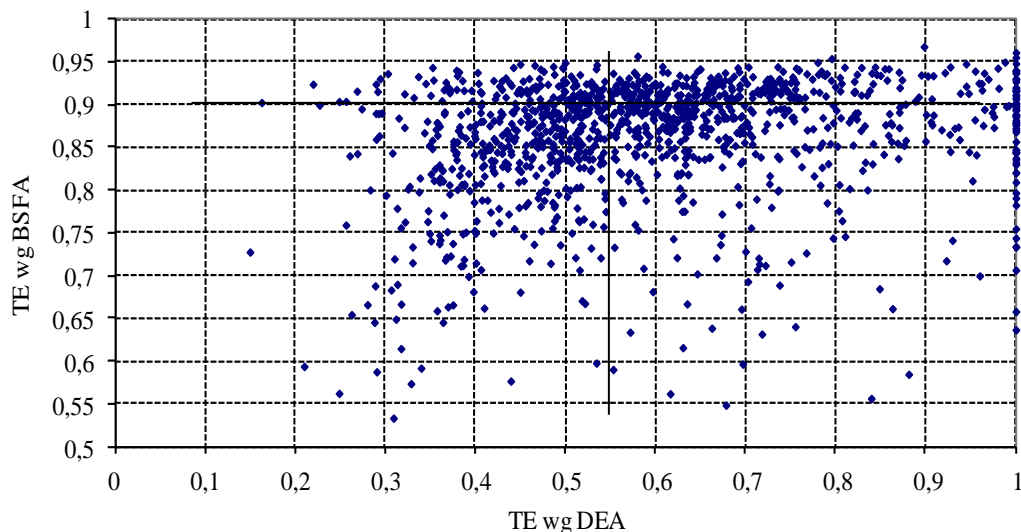
Źródło: obliczenia własne

Stopień zgodności uzyskanych rezultatów można również zilustrować alternatywnie za pomocą odpowiedniego wykresu w każdym okresie z osobna. Na Rysunku 1 przedstawiono przykładowo oceny efektywności uzyskane w ramach DEA oraz BSFA dla każdego z 1212 gospodarstw w roku 2011. Na osiach zaznaczono mediany rozkładów ocen efektywności, z których poprowadzono proste dzielące wykres na cztery obszary. Odsetek gospodarstw, w przypadku których obie metody zgodnie określają efektywność, tzn. TE_{DEA} i TE_{BSFA} są równocześnie większe od odpowiednich median albo mniejsze, wynosi łącznie 0,59. Jednocześnie 20,5% gospodarstw znajduje się w części odpowiadającej niskim (mniejszym niż 0,58) wartościom TE w DEA i wysokim (większym niż 0,88) wartościom otrzymanym w BSFA. Identyczny udział jednostek gospodarczych charakteryzuje się $TE_{DEA} > 0,58$ i $TE_{BSFA} < 0,88$. Rezultaty te potwierdzają wcześniejszą, niską korelację liniową i rang uzyskaną dla tego roku.

Warto wspomnieć, że w ramach każdej z metod, wartości median są stabilne w czasie. Szczególnie dotyczy to wyników z BSFA. Jednocześnie wartości median uzyskane w ramach DEA są znacząco niższe od tych otrzymanych na podstawie modelu bayesowskiego. Szczególnie dotyczy to wyników dla roku 2004, gdzie różnica median obu rozkładów jest największa. W ramach modelu BCC połowa gospodarstw posiada wówczas efektywność nie większą niż 0,55, a w ramach

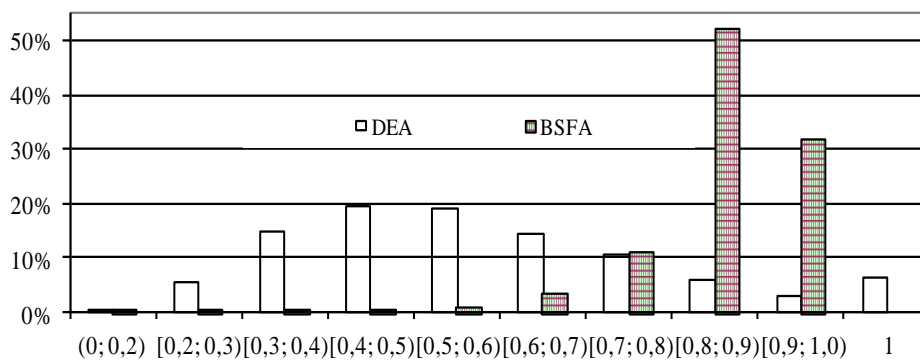
BSFA efektywność większą niż 0,88. Graficzny opis tych rezultatów zaprezentowano na Rysunku 2.

Rysunek 1. Wykres punktowy obrazujący zbieżność ocen miar efektywności uzyskanych w ramach DEA i BSFA w roku 2011



Źródło: opracowanie własne

Rysunek 2. Histogramy rozkładów empirycznych ocen miary efektywności dla 1212 gospodarstw, uzyskane w ramach obu metod (dla roku 2004)



Źródło: obliczenia własne

Różnica między rozkładami ocen miar efektywności z obu metod jest znaczna. Rozproszenie ocen dla TE jest w DEA dużo większe niż w BSFA. Testy statystyczne zgodności dwóch rozkładów empirycznych, np. test Andersona-Darlinga, nie potwierdzają, że rozkłady ocen efektywności są porównywalne.

Różnice w otrzymanych rezultatach, pomimo podobieństwa samej idei pomiaru efektywności technicznej, która polega na porównaniu produkcji zaobserwowanej z maksymalną w obu podejściach, mogą wynikać zarówno z przyczyn metodologicznych, jak i empirycznych. Należy zauważyć, że BSFA należy do tzw. metod tendencji centralnej, gdzie oszacowana funkcja produkcji biegnie „pomiędzy” punktami empirycznymi danych. Natomiast w DEA empiryczną funkcję produkcji tworzy się w oparciu o punkty skrajne, ekstremalne, które są uznawane za jednostki efektywne technicznie. Zatem w zależności od tego w jaki sposób rozmieszczone są punkty zbioru danych przewagę może zyskać jedna, bądź druga metoda.

Ważne są też przyczyny formalne, metodologiczne. W obu podejściach efektywność jest ustalana w oparciu o odpowiednio mierzoną odległość od granicy produkcyjnej. W metodzie analizy otoczki danych im większa ta odległość, tym większa nieefektywność danej jednostki produkcyjnej. W ramach stochastycznej analizy granicznej stwierdzenie to nie jest już tak oczywiste. Odległość ta jest bowiem dekomponowana na część wynikającą z przyczyn czysto losowych oraz na część reprezentującą nieefektywność. Powoduje to, że w ramach BSFA ocena miary efektywności może być wyższa niż w DEA. Ponadto w ramach rozważnego modelu bayesowskiego na mocy jego konstrukcji wnioskowanie o efektywności jednego gospodarstwa zależy od poziomu efektywności wszystkich pozostałych jednostek. W naturalny sposób zróżnicowanie miar efektywności może więc okazać się mniejsze niż w DEA.

ANALIZA PORÓWNAWCZA WYBRANYCH CHARAKTERYSTYK TECHNOLOGII

Charakterystyki technologii badanych gospodarstw mlecznych są określone przez elastyczności produkcji względem czynników produkcji oraz przez wartość współczynnika efektu skali. W przypadku DEA pominięto obiekty efektywne technicznie z przyczyn metodologicznych opisanych wcześniej. Jednakże, nie zmienia to istotnej roli jednostek efektywnych, na których rozpinana jest empiryczna funkcja produkcji złożona z fragmentów hiperpłaszczyzn. Odpowiednie wyniki przedstawiono w Tabeli 2, która informuje o liczbie i frakcji gospodarstw w pełni efektywnych technicznie w okresie objętym badaniem.

Tabela 2. Liczba oraz odsetek obiektów efektywnych w poszczególnych latach (DEA)

Okres	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	średnia
Liczba obiektów	77	91	94	71	87	62	57	65	76
Odsetek	6%	8%	8%	6%	7%	5%	5%	5%	6%

Źródło: obliczenia własne

Należy zauważyć, że gospodarstwa efektywne stanowią niewielką część analizowanej grupy obiektów – średnio 6% w przeciągu 8 lat. Powoduje to

dwojakie konsekwencje. Po pierwsze przy szacowaniu charakterystyk technologii pomija się nieznaczną liczbę gospodarstw efektywnych. Ma to duże znaczenie dla wiarygodności porównywania rezultatów z BSFA, gdzie charakterystyki są szacowane we wszystkich punktach danych, ze względu na różniczkowalność oszacowanej granicznej funkcji produkcji. Po drugie oznacza to, że liczba hiperpłaszczyzn tworzących empiryczną granicę produkcyjną w DEA jest dużo mniejsza niż wszystkich jednostek w grupie.

W przypadku ocen parametrów modelu granicznego otrzymanych za pomocą technik estymacji bayesowskiej warto zaznaczyć, że wyniki uzyskane a posteriori nie zależały od założeń dotyczących rozkładów a priori dla parametrów β . Dla parametrów wektora β dobrano takie rozkłady a priori, żeby implikowane rozkłady dla elastyczności produkcji względem czynników produkcji i RTS były bardzo rozproszone, czyli mało informacyjne.

Warto przypomnieć, że metoda DEA uwzględnia naturalną własność, iż funkcja produkcji jest niemalejąca względem czynników. Natomiast, w ramach bayesowskiej stochastycznej analizy granicznej, nie narzucono a priori własności monotoniczności funkcji produkcji, tym samym dopuszczając ujemne wartości elastyczności. Spowodowało to określone konsekwencje w wynikach empirycznych, o czym będzie mowa w dalszej części tego rozdziału. Ewentualne wprowadzenie tego warunku skutkowało tym, że oceny elastyczności produkcji względem areалу przyjmowałyby wartości bliskie zero i charakteryzowały się dużym odchyleniem standardowym (błędem szacunku).

Rezultaty uzyskane w ramach metody DEA (Tabela 3) wskazują na nieoptymalne nakłady areалу, kapitału i pracy. Nakład areалу nie jest na optymalnym poziomie w co najmniej połowie gospodarstw mlecznych w latach 2005-2010. Natomiast, nakłady czynnika kapitału i pracy nie są na optymalnym poziomie w roku 2004 i 2011 u co najmniej połowy jednostek.

Tabela 3. Mediany ocen elastyczności w grupie otrzymanych w ramach DEA

Czynnik/Rok	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	Średnia
Kapitał	0	0,15	0,15	0,03	0,11	0,07	0,11	0	0,08
Praca	0	0,07	0,02	0	0,01	0,03	0,04	0	0,02
Materiały	0,10	0,11	0,20	0,18	0,24	0,29	0,30	0,34	0,22
Areál	0,20	0	0	0	0	0	0	0,08	0,04
Zwierzęta	0	0,34	0,31	0,44	0,29	0,17	0,39	0,07	0,25
Pasze	0,18	0,16	0,10	0,15	0,15	0,20	0,19	0,14	0,16
RTS	1,14	1,15	1,04	1,11	1,11	1,09	1,08	1,08	1,10

Źródło: obliczenia własne

Podobnie jak w przypadku wyników otrzymanych w ramach DEA uzyskane rezultaty w ramach BSFA prezentowane w Tabeli 4 sugerują nieoptymalne nakłady

arealu. Natomiast oceny elastyczności względem kapitału i pracy nie potwierdzają wyników otrzymanych w ramach DEA. Jednakże widoczna jest pewna zbieżność rezultatów w ramach obu podejść, ponieważ oba wspomniane czynniki: kapitał i praca mają stosunkowo niewielki, mierzony wartościami elastyczności, wpływ na produkcję gospodarstw mlecznych w badanym okresie. W przypadku kolejnego czynnika – pasz – sytuacja wygląda podobnie, ale jego nikły wpływ na produkcję jest nieco silniejszy w ramach DEA. Problem ujemnych elastyczności czynnika arealu uzyskiwanych w ramach BSFA wymaga wykonania dalszych badań wykraczających poza ramy niniejszego opracowania⁹.

Tabela 4. Mediany ocen elastyczności w grupie otrzymanych w ramach BSFA

Czynnik/Rok	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	Średnia
Kapitał	0,14	0,17	0,15	0,15	0,15	0,12	0,12	0,12	0,14
Praca	0,14	0,10	0,09	0,13	0,09	0,07	0,04	0,06	0,09
Materiały	0,47	0,40	0,41	0,42	0,46	0,44	0,39	0,38	0,42
Areal	0,01	-0,11	-0,10	-0,05	-0,12	-0,16	-0,07	-0,03	-0,08
Zwierzęta	0,47	0,58	0,55	0,47	0,56	0,63	0,51	0,53	0,54
Pasze	0,05	0,09	0,09	0,12	0,06	0,09	0,18	0,13	0,10
RTS	1,29	1,22	1,18	1,25	1,20	1,19	1,18	1,18	1,21

Źródło: obliczenia własne

Wartości charakterystyk otrzymane w ramach obu podejść, prezentowane w Tabelach 3 i 4, wskazują, że w większości okresów na produkcję mleka najsilniejszy wpływ mają materiały i zwierzęta. W ramach BSFA szacowana siła wpływu jest dużo silniejsza, szczególnie w przypadku drugiego z wymienionych czynników. Generalnie wyniki z obu podejść są różne, a zbieżne jedynie w zakresie rankingu produktywności czynników produkcji zmierzonej elastycznością.

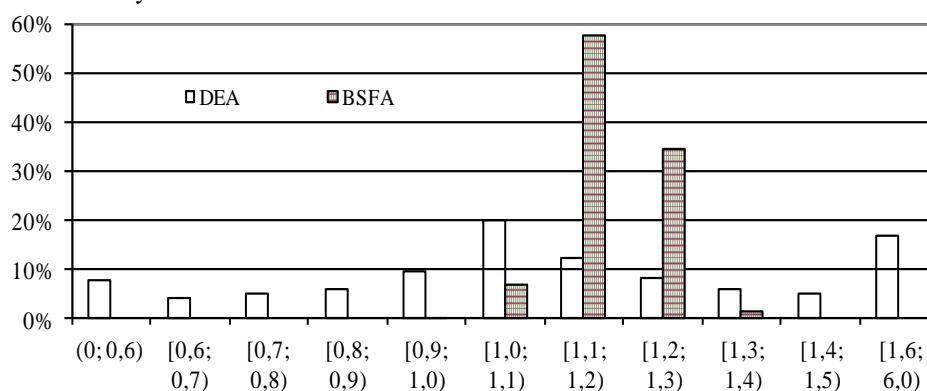
Z punktu widzenia planowanego zniesienia kwot mlecznych i uwolnienia ceny mleka ważną kwestią jest określenie typu korzyści skali. Obie metody zgodnie wskazują, że większość gospodarstw mlecznych w badanym okresie charakteryzuje się rosnącymi efektami skali – mediany ocen współczynnika efektu skali są większe od jedności. Świadczy to o potencjale i możliwościach przyszłego rozwoju gospodarstw mlecznych w Polsce. Na znacznie silniejszą rolę tego efektu w funkcjonowaniu farm mlecznych wskazuje metoda BSFA – średnia wartość

⁹ W poprzednich badaniach autorów, w których wykorzystano model dla danych przekrojowo-czasowych z dodatkowymi determinantami wyjaśniającymi zróżnicowanie nieefektywności, elastyczność względem arealu była dodatnia i wyraźnie różna od zera. To sugeruje, że analiza jednookresowa i ta na podstawie danych panelowych mogą prowadzić do innych konkluzji empirycznych.

współczynnika efektu skali wynosi 1,21. W przypadku zastosowania DEA otrzymano wartość niższą, bo równą 1,1.

Histogramy rozkładów empirycznych dla *RTS* w obu modelach są różne, aczkolwiek jak wcześniej wskazano, o zbliżonej wartości centralnej - zob. Rysunek 3, rok 2011. W przypadku DEA rozkład ten jest bardzo rozproszony. Występują zarówno wartości *RTS* bardzo małe, np. mniejsze niż 0,6 (8% gospodarstw), jak i duże, np. większe niż 2 (36% gospodarstw). Liczna grupa gospodarstw w DEA, stanowiąca 32% próby, charakteryzowała się malejącymi korzyściami skali w 2011 roku. Natomiast wyniki pochodzące z BSFA jednoznacznie sugerują, że prawie wszystkie gospodarstwa znajdowały się w zakresie rosnących korzyści.

Rysunek 3. Histogramy rozkładów empirycznych ocen współczynnika efektu skali uzyskane w ramach obu metod dla roku 2011



Źródło: obliczenia własne

PODSUMOWANIE

Analizując efektywność techniczną i szerzej proces technologiczny gospodarstw mlecznych w Polsce w latach 2004–2011 uzyskano w dużym stopniu zbieżne rezultaty w wyniku użycia metod DEA i BSFA. Ranking obiektów ustalony w ramach obu podejść okazał się w znacznym stopniu podobny, o czym świadczą współczynniki korelacji rang z Tabeli 1. Zbieżność rezultatów nie dotyczy jednak poziomów efektywności obiektów – zob. Tabela 1 oraz Rysunek 2.

Ranking siły wpływu poszczególnych czynników na produkcję również jest podobny w ramach obu podejść – por. wyniki w Tabelach 3 i 4. Jednak siła wpływu w przypadku czynników najistotniejszych, tj. materiałów i zwierząt, jest różna. Kwestia znaczenia i wpływu użytków rolnych jest dyskusyjna i wymaga dalszych badań o charakterze zarówno metodycznym, jak i empirycznym. Technologia gospodarstw mlecznych charakteryzuje się w większości przypadków rosnącymi efektami skali. Jednak siła ich potencjalnego wpływu na produkcję mleka ponownie różni się w zależności od zastosowanego podejścia.

BIBLIOGRAFIA

- Aigner D., Lovell C., Schmidt P. (1977) Formulation and estimation of stochastic frontier models, *Journal of Econometrics*, Vol. 6, pp. 21 – 37.
- Banker R., Charnes A., Cooper W. (1984) Some models for estimating technical and scale inefficiencies in DEA, *Management Science*, Vol. 30 (9), pp. 1078 – 1091.
- Bezat A. (2011) Zastosowanie metody DEA w analizie efektywności przedsiębiorstw rolniczych, *Komunikaty, Raporty, Ekspertyzy*, Vol. 545, IERiGŻ-PIB, Warszawa.
- Broeck van den J., Koop G., Osiewalski J., Steel M. F. J. (1994) Stochastic frontier models: A Bayesian perspective, *Journal of Econometrics*, Vol. 61, pp. 273 – 303.
- Brümmer B., Glauben T., Thijssen G. (2002) Decomposition of Productivity Growth Using Distance Functions: The Case of Dairy Farms in Three European Countries, *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 84, pp. 628 – 644.
- Charnes A., Cooper W., Rhodes E. (1978) Measuring the Efficiency of Decision Making Units, *European Journal of Operational Research*, Vol. 2 (6), pp. 429 – 444.
- Christensen L.R., Jorgenson D., Lau L. (1973) Transcendental Logarithmic Production Frontiers, *Review of Economics and Statistics*, Vol. 55 (1), pp. 28 – 45.
- Czekaj T. (2008) Techniczna efektywność gospodarstw rolnych a skłonność do korzystania ze wsparcia inwestycji środkami publicznymi, *Zagadnienia Ekonomiki Rolnej*, nr 316 (3), str. 31 – 44.
- Czekaj T.G. (2013) Measuring the Technical Efficiency of Farms Producing Environmental Output, Parametric and Semiparametric Estimation of Multi-output Stochastic Ray Production Frontiers, Department of Food and Resource Economics (IFRO), University of Copenhagen, Working Paper No 21/2013.
- Farrell J. (1957) The Measurement of Productive Efficiency, *Journal of the Royal Statistical Society Series A*, Vol. 120 (3), pp. 253 – 290.
- Gorton M., Davidova S. (2004) Farm Productivity and Efficiency in the CEE Applicant Countries: a Synthesis of Results, *Agricultural Economics*, Vol. 30, pp. 1 – 6.
- Griffin J. E., Steel M. F. J. (2007) Bayesian stochastic frontier analysis using WinBUGS, *Journal of Productivity Analysis*, Vol. 27 (3), pp. 163 – 176.
- Kagan A., Góral J., Kulawik J. (2010) Efektywność techniczna przy zastosowaniu metody DEA [w:] *Sytuacja produkcyjna, efektywność finansowa i techniczna gospodarstw powstałych w oparciu o mienie byłych państwowych przedsiębiorstw gospodarki rolnej*, IERiGŻ, Warszawa, str. 180 – 239.

- Koop G., Osiewalski J., Steel M. F. J. (1997) Bayesian Efficiency Analysis through Individual Effects: Hospital Cost Frontiers, *Journal of Econometrics*, Vol. 76, pp. 77 – 105.
- Kukuła K. (red.) (2011) *Badania operacyjne w przykładach i zadaniach*, PWN, Warszawa.
- Kumbhakar S., Lovell C. (2000) *Stochastic Frontier Analysis*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Latruffe L., Balcombe K., Davidova S. (2008) Productivity Change in Polish Agriculture: an Application of a Bootstrap Procedure to Malmquist Indices, *Post-Communist Economies*, Vol. 20 (4), pp. 449 – 460.
- Latruffe L., Balcombe K., Davidova S., Zawalinska K. (2004) Determinants of Technical Efficiency of Crop and Livestock Farms in Poland, *Applied Economics*, Vol. 36, pp. 1255 – 1263.
- Latruffe L., Balcombe K., Davidova S., Zawalinska K. (2005) Technical and Scale Efficiency of Crop and Livestock Farms in Poland: Does Specialization Matter?, *Agricultural Economics*, Vol. 32, pp. 281 – 296.
- Lovell C. (1996) Applying Efficiency Measurement Techniques to the Measurement of Productivity Change, *Journal of Productivity Analysis*, Vol. 7 (2-3), pp. 329 – 340.
- Marzec J., Osiewalski J. (2008) Bayesian Inference on Technology and Cost Efficiency of Bank Branches, *Bank i Kredyt*, Vol. 39 (9), pp. 29 – 43.
- Marzec J., Pisulewski A. (2013 a) Ekonometryczna analiza efektywności technicznej farm mlecznych w Polsce na podstawie danych z lat 2004 – 2011, *Roczniki Kolegium Analiz Ekonomicznych SGH*, z. 30, Oficyna Wydawnicza SGH, Warszawa, str. 255 – 271.
- Marzec J., Pisulewski A. (2013b) Technical efficiency measurement of dairy farms in Poland: an application of bayesian VED model, *Metody Ilościowe w Badaniach Ekonomicznych*, Vol. 14 (2), SGGW, Warszawa, pp. 78 – 88.
- Marzec J., Pisulewski A. (2014) Mikroekonometryczna analiza technologii gospodarstw mlecznych w Polsce – podejście bayesowskie, *Roczniki Kolegium Analiz Ekonomicznych SGH*, z. 30, Oficyna Wydawnicza SGH, Warszawa, str. 89 – 104.
- Marzec J., Pisulewski A. (2015) Analiza działalności ekonomicznej gospodarstw mlecznych w Polsce - wyniki na podstawie krótkookresowej funkcji kosztu, *Roczniki Kolegium Analiz Ekonomicznych SGH*, Oficyna Wydawnicza SGH, w druku.
- Meeusen W., van den Broeck J. (1977) Efficiency estimation from Cobb-Douglas production functions with composed error, *International Economic Review*, Vol. 18 (2), pp. 435 – 444.
- Munroe D. K. (2001) Economic Efficiency in Polish Peasant Farming: An International Perspective, *Regional Studies*, Vol. 35, pp. 461 – 471.

- Osiewalski J., Steel M.F.J. (1998) Numerical tools for the Bayesian analysis of stochastic frontier models, *Journal of Productivity Analysis*, Vol. 10 (1), pp. 103 – 117.
- Prędkie A. (2012) Geneza zbiorów możliwości produkcyjnych wykorzystywanych w DEA, [w:] *Matematyka i informatyka na usługach ekonomii. Teoria-Modele*. (red. W. Jurek), *Zeszyty Naukowe UEP* nr 241, str. 126 – 137.
- Prędkie A. (2015) Analiza kosztowa polskich bibliotek publicznych za pomocą metody DEA oraz porównanie z wynikami uzyskanymi przy użyciu stochastycznej granicznej funkcji kosztu, *Prace Naukowe UE we Wrocławiu*, nr 386, w druku.
- Rusielik R. (2002) Pomiar efektywności produkcji mleka z wykorzystaniem metody DEA, *Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu*, nr 941, t. 2, str. 286 – 292.
- Rusielik R. (2012) Efektywność produkcji mleka i żywca wołowego w latach 2006 – 2010 [w:] *Analiza efektywności produkcji mleka i żywca wołowego* (red. M. Świtłyk, W. Ziętara), Wydawnictwo SGGW, Warszawa 2012.
- Rusielik R., Świtłyk M. (2009) Zmiany efektywności technicznej rolnictwa w Polsce w latach 1998 – 2006, *Roczniki Nauk Rolniczych, Seria G*, Vol. 96 (3), str. 20 – 27.
- Smędzik K. (2010) Problem skali produkcji w różnych typach indywidualnych gospodarstw rolnych w Polsce z zastosowaniem modeli DEA, *Roczniki Naukowe Stowarzyszenia Ekonomistów Rolnictwa i Agrobiznesu*, nr XII/3, str. 343 – 348.
- Smędzik K. (2012) Czynniki wpływające na efektywność techniczną gospodarstw rolnych osób fizycznych, wyspecjalizowanych w produkcji zwierzęcej (na przykładzie gospodarstw Polskiego FADN z powiatu gostyńskiego), *Journal of Agribusiness and Rural Development*, Vol. 25 (3), str. 241 – 250.
- Świtłyk M. (1999) Zastosowanie metody DEA do analizy efektywności gospodarstw rolnych, *Zagadnienia Ekonomiki Rolnej*, nr 6, str. 28 – 41.
- Świtłyk M. (2011) Efektywność polskiego rolnictwa w latach 1998 – 2009, *Zagadnienia Ekonomiki Rolnej*, nr 4, str. 59 – 75.
- Welfe A., Brzeszczyński J., Majsterek M. (2002) *Słownik terminów metod ilościowych*, PWE, Warszawa.
- Ziółkowska J. (2008) Efektywność techniczna w gospodarstwach wielkotowarowych, *Studia i Monografie*, Vol. 140, Instytut Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej, Warszawa.
- Zyl van J., Miller B. R., Parker A. (1996) *Agrarian Structure in Poland. The Myth of Large-Farm Superiority*, Policy Research Working Paper No. 1596, The World Bank, Washington, DC.

**TECHNICAL EFFICIENCY OF POLISH DAIRY FARMS:
A COMPARATIVE ANALYSIS OF DEA AND BSFA**

Abstract: The main aim of this paper was to compare the technical efficiency scores of Polish dairy farms in the period 2004 – 2011 derived from Data Envelopment Analysis (DEA) and Bayesian Stochastic Frontier Analysis (BSFA). The mean of technical efficiency score obtained from DEA is 0.6 while from BSFA is 0.88. The Spearman's correlation coefficient, which equals 0.47, indicates a little resemblance between efficiency measures obtained from both methods. DEA shows that a part of the farms operate under decreasing returns to scale RTS, whereas BSFA indicates that all of the farms have increasing RTS.

Keywords: Data Envelopment Analysis, Bayesian Stochastic Frontier Analysis, technical efficiency, dairy farms

WIELOWYMIAROWA ANALIZA PORÓWNAWCZA W UJĘCIU DYNAMICZNYM NA PRZYKŁADZIE WYBRANYCH CHARAKTERYSTYK EKONOMICZNYCH

Adrianna Mastalerz-Kodzis, Ewa Pośpiech

Katedra Matematyki, Uniwersytet Ekonomiczny w Katowicach

e-mail: adrianna.mastalerz-kodzis@ue.katowice.pl, ewa.pospiech@ue.katowice.pl

Streszczenie: Celem artykułu jest wskazanie kierunku i siły zmian demograficznych oraz wybranych charakterystyk ekonomicznych zachodzących w Polsce, konstrukcja mierników syntetycznych oraz ich prognoz, a także sporządzenie rankingu województw i porównanie różnych metod prognozowania mierników syntetycznych. Artykuł składa się z dwóch części. Pierwsza z nich dotyczy metod badawczych, zaś druga część to analiza empiryczna wybranych charakterystyk demograficznych i ekonomicznych, konstrukcja mierników syntetycznych z uwzględnieniem dynamiki zmiennych oraz wnioski.

Słowa kluczowe: dynamika ekonomiczna, wielowymiarowa analiza porównawcza w ujęciu dynamicznym, dynamiczna bezwzorcowa miara syntetyczna, demografia

WPROWADZENIE

Proces starzenia się ludności w Polsce jest widoczny już nie tylko w analizach statystycznych, ale także w otaczającym nas świecie. Proces ten nie dotyczy tylko społeczeństwa polskiego, dotyka wiele gospodarek europejskich, jednak w niniejszym artykule rozważania ograniczymy do danych dotyczących Polski zaczerpniętych z Banku Danych Lokalnych Głównego Urzędu Statystycznego (BDL GUS).

Zachodzące na przełomie XX i XXI wieku zmiany w strukturze demograficznej społeczeństwa, między innymi bardzo niski przyrost naturalny oraz wzrost odsetka osób w podeszłym wieku implikują zarówno pozytywne jak i negatywne zjawiska gospodarcze. Cytując za Kurkiewicz i in. [1991] „Podstawową hipotezą jest stwierdzenie, że jakkolwiek procesy demograficzne

rządzą się swoistymi prawami, to jednak istnieje wzajemny wpływ/ relacja/ zjawisk demograficznych i poziomu rozwoju społeczno-gospodarczego. Na pozór ten związek nie jest oczywisty, zwłaszcza jeśli wziąć pod uwagę wyniki badań empirycznych, które - co prawda rzadko - przeprowadzane były w ujęciu statycznym i dynamicznym.”

Rzeczywistość ekonomiczna zmienia się dynamicznie. Dynamiką także cechują się zmiany w strukturze wiekowej społeczeństwa polskiego. Analiza statyczna zatem nie odzwierciedla w pełni badanego zjawiska, istnieje potrzeba stosowania metod uwzględniających upływ czasu [Duncan 1998, Fidel i in. 2012, Holzer 2003].

W badaniach do analiz posłużyły wybrane zmienne demograficzne oraz zmienne ogólnoeconomiczne. Okresem badawczym były lata 2005-2014, analizowano zmienne czasowo-przestrzenne o częstotliwości rocznej w przekroju województw. Artykuł składa się z dwóch części. W pierwszej omówiono dynamiczne ujęcie WAP, część druga ma charakter empiryczny.

UWAGI O METODYCE BADAŃ

W analizach zastosowano wybrane metody dynamicznej wielowymiarowej analizy porównawczej (WAP) dla danych przekrojowo-czasowych [Kurkiewicz i in. 1991, Suchecki 2010, Rencher 2002, Ostasiewicz, 1999, Panek 2009, Giri i in. 2004), Tarczyński 2004]. Główną ideą WAP jest uporządkowanie zbioru obiektów w celu podjęcia decyzji dotyczących wyboru obiektu według z góry ustalonego kryterium. Celem WAP jest konstrukcja zagregowanego wskaźnika, tzw. zmiennej syntetycznej, który stanowi podstawę hierarchizacji badanych obiektów ze względu na poziom zjawiska opisywanego przez wiele cech.

Analiza dynamiki rozważanych zmiennych demograficznych oraz ekonomicznych pokazała, że szeregi czasowe tych zmiennych nie są stałe w czasie, a w wielu przypadkach zmieniają się w sposób liniowy. Zatem miary syntetyczne konstruowane na podstawie tych szeregów także powinny uwzględniać parametr czasu, a nie uśredniać wielkości zmiennych diagnostycznych. Zmiany w czasie mogą wpływać na pozycję w rankingu analizowanych obiektów, stąd istnieje potrzeba podejścia dynamicznego do konstrukcji wskaźników zagregowanych.

Mierniki syntetyczne konstruuje się, między innymi, w celu wyłonienia z badanej grupy obiektów tych, które wg badanych cech znajdują się na najwyższych lub najniższych pozycjach. Analiza dynamiczna mierników pozwala na wskazanie tych obiektów, które pod wpływem czasu zmieniają swoje pozycje, wskazuje kierunek zmian (pozytywny, negatywny).

W literaturze można znaleźć różne metody wyznaczania mierników syntetycznych, między innymi metodę opartą na wzorcu i metodę bezwzorcową. W zależności od zastosowanej metody uzyskuje różne wyniki. Zatem naturalnym wydaje się być porównanie tych metod. Ponadto, analiza danych historycznych wprowadza pewien porządek w zbiorze analizowanych obiektów. Pytanie, jak

wobec dynamicznej natury zmiennych diagnostycznych porządek ten będzie się zmieniał w przyszłości. Uwzględniając dynamiczny charakter zmiennych diagnostycznych nie uśrednia się ich wielkości historycznych. Można jednak zadać pytanie: czy należy modelować zmienne diagnostyczne i na podstawie ich prognoz konstruować prognozy miary syntetycznej, czy też prognozować zmienną syntetyczną na podstawie jej historycznych wartości? Czy otrzymane wyniki wprowadzają ten sam porządek w zbiorze obiektów? Czy istnieje zależność pomiędzy omawianymi metodami?

Dynamiczne ujęcie taksonomicznej miary wzorcowej

Konstruując syntetyczny miernik wzorcowy w WAP należy uwzględnić dynamikę zmiennych diagnostycznych. Zmienna syntetyczna $z_i(t)$ odpowiadająca i -temu obiektowi w roku t jest wartością funkcji wielu zmiennych postaci $f(X(t)) = z_i(t)$, gdzie $X(t)$ jest ciągiem macierzy danych historycznych (w którym destymulanty zamieniono na stymulanty) przedstawiającym wartości cech diagnostycznych

$$X(t) = [x_{ij}(t)]_{i=1, \dots, n; j=1, \dots, m}. \quad (1)$$

Dla $\bar{x}_j(t)$ średniej arytmetycznej i $s_j(t)$ odchylenia standardowego cechy j w momencie czasowym t normalizuje się zmienne zgodnie ze wzorem:

$$y_{ij}(t) = \frac{x_{ij}(t) - \bar{x}_j(t)}{s_j(t)} \quad (2)$$

Macierze zmiennych znormalizowanych oznacza się jako:

$$Y(t) = [y_{ij}]_{i=1, \dots, n; j=1, \dots, m}. \quad (3)$$

Z ciągu macierzy (3) dla każdej zmiennej wybiera się wartość największą - wzorzec y_{0j} . Wzorzec nie jest zależny od czasu, nie zmienia się punkt odniesienia w całym analizowanym przedziale czasowym. Odległość obiektu od wzorca wyznacza się zgodnie ze wzorem:

$$d_i(t) = \sqrt{\frac{\sum_{j=1}^m (y_{ij}(t) - y_{0j})^2}{m}} \quad (4)$$

Mniejsza odległość obiektu od wzorca implikuje mniejszą wartość $d_i(t)$.

Wielkość $d_i(t)$ normalizuje się za pomocą wzoru:

$$z_i(t) = 1 - \frac{d_i(t)}{d_0} \quad (5)$$

gdzie $z_i(t)$ oznacza taksonomiczny miernik rozwoju i -tego obiektu w roku t , $d_i(t)$ jest odległością i -tego obiektu od wzorca, d_0 jest normą. Zmienna $z_i(t)$ przyjmie wartości z przedziału $[0, 1]$. Im wartość zmiennej syntetycznej $z_i(t)$ bliższa 1, tym obiekt ma wyższą pozycję w rankingu.

W artykule, w podejściu 1, prognozowano wartości zmiennych diagnostycznych i na podstawie prognoz obliczano wartości zmiennej syntetycznej. W podejściu 2 prognozowano zmienną syntetyczną na podstawie jej wartości historycznych $z_i(t)$. Porównano otrzymane podejścia.

Bezwzorcową miarą syntetyczną w ujęciu dynamicznym

W niniejszej pracy miarę BMS obliczano w następujący sposób

$$\overline{BMS}_i(t) = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n y_{ij}(t) \quad (6)$$

gdzie wartości $y_{ij}(t)$ są elementami macierzy (3). Im wyższa pozycja obiektu w rankingu, tym wartość miary $\overline{BMS}_i(t)$ jest większa. W analizie dynamicznej zamiast średniej posłużono się także prognozami zmiennych diagnostycznych i na ich podstawie skonstruowano prognozy miernika syntetycznego (podejście 3) oraz prognozowano $\overline{BMS}_i(t)$ na lata 2015 i 2016 na podstawie historycznych wartości $\overline{BMS}_i(t)$ (podejście 4). Wyniki analiz zaprezentowano poniżej.

ZASTOSOWANIE METODYKI WAP W UJĘCIU DYNAMICZNYM DO ANALIZ EKONOMICZNYCH

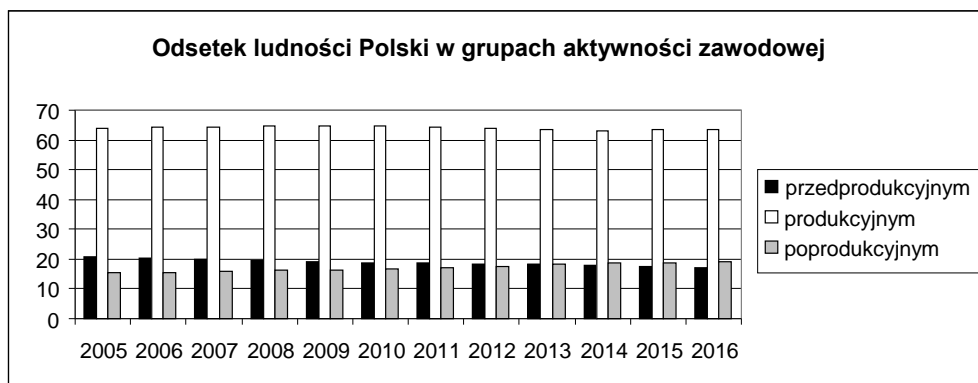
Analizę empiryczną prowadzono w oparciu o wielkości wybranych charakterystyk demograficznych i ekonomicznych w latach 2005-2014 w przekroju województw. Do analiz posłużyły zmienne zaczerpnięte z BDL GUS:

- urodzenia żywe na 1000 ludności,
- przyrost naturalny na 1000 ludności,
- wskaźnik obciążenia demograficznego,
- wskaźnik zagrożenia ubóstwem,
- odsetek ludności w wieku przedprodukcyjnym,
- odsetek ludności w wieku produkcyjnym, ,
- odsetek ludności w wieku poprodukcyjnym,
- przeciętna emerytura i renta poza rolnictwem,
- przeciętna emerytura i renta w rolnictwie,
- przeciętnie miesięczne wynagrodzenie brutto w gospodarce narodowej (GN),
- stopa bezrobocia,

- wskaźnik aktywności zawodowej kobiet i mężczyzn,
- zasoby mieszkaniowe (w m² powierzchni użytkowej na 1 mieszkańca),
- nakłady inwestycyjne na 1 mieszkańca.

Wśród ww zmiennych diagnostycznych znajdują się zmienne demograficzne zmienne oraz ekonomiczne świadczące o poziomie wynagrodzeń oraz o standardzie życia. Charakteryzując dynamikę rozwoju województw można uznać, że struktura demograficzna oraz poziom wynagrodzeń i standard życia mają znaczący wpływ na jakość życia, a także na rozwój województwa.

Rysunek 1. Struktura wieku ludności w Polsce w latach 2005-2014 wraz z prognozą GUS na lata 2015, 2016



Źródło: opracowanie własne

Na Rysunku 1 przedstawiono udział ludności w wieku przedprodukcyjnym, produkcyjnym i poprodukcyjnym w Polsce w latach 2005-2014 wraz z prognozami na lata 2015 i 2016. Udział ludności w wieku przedprodukcyjnym w latach 2005-2014 zmalał o prawie 3%, zaś udział osób w wieku poprodukcyjnym wzrósł o około 3,6%. Prognozując metodą trendu liniowego uzyskano odsetek ludności w wybranych grupach na lata 2015, 2016 (prognozy odsetka ludności w wieku przedprodukcyjnym, produkcyjnym i poprodukcyjnym na lata 2015 i 2016 skorygowano, aby sumowały się do 100). Dla grupy ludności w wieku przedprodukcyjnym prognozy wynoszą odpowiednio: 17,4% i 17,1%, zaś dla grupy poprodukcyjnej 18,9 i 19,3%. Stopień dopasowania linii trendu do danych za lata 2005-2014 w obydwu przypadkach jest na poziomie 0,96. Zatem na podstawie prognoz można stwierdzić, że w kolejnych latach będzie następować dalsze starzenie się społeczeństwa polskiego.

Analizując pozostałe zmienne można zauważyć także wyraźne liniowe trendy, w roku 2014 w porównaniu z rokiem 2005:

- wskaźnik obciążenia demograficznego wzrósł o ok. 1,7%,
- wskaźnik zagrożenia ubóstwem zmalał o ok. 6,8%,
- przeciętna emerytura i renta wzrosła o ok. 51%,

- przeciętne miesięczne wynagrodzenie brutto w GN wzrosło o ok. 62%,
- stopa bezrobocia zmalała o ok. 8,3%,
- wskaźnik aktywności zawodowej osób w wieku 55-64 wzrósł o ok. 12%,
- zasoby mieszkaniowe wzrosły o ok. 15%,
- nakłady inwestycyjne na 1 mieszkańca wzrosły o ok. 109%.

Analizując powyższe wielkości, można rozważać zmiany o charakterze pozytywnym: malejący wskaźnik zagrożenia ubóstwem, malejąca stopa bezrobocia, a także wzrost dochodów i aktywności zawodowej ludności, wzrost zasobów mieszkaniowych i nakładów inwestycyjnych oraz zmiany negatywne - wzrost obciążenia demograficznego społeczeństwa polskiego.

Sporządzono ranking województw stosując metodykę WAP dla danych historycznych, uśredniając wielkości, nie uwzględniając dynamiki zmian (Tabela 1, kolumna 2 - wartości miary taksonomicznej oraz pozycja w rankingu). Następnie, uwzględniając dane historyczne za lata 2005-2014 dla każdej zmiennej i dla każdego województwa wyznaczono prognozy zmiennych diagnostycznych na lata 2015, 2016 metodą trendu liniowego. Stopień dopasowania funkcji trendu był zależny od charakteru zmiennych i wahał się w przedziale 0,3-0,9.

Tabela 1. Historyczne i prognozowane wartości miary syntetycznej $z_i(t)$ oraz pozycja w rankingu województw zgodnie z podejściem 1 i 2

Województwo	Średnia $z_i(t)$ za lata 2005-2014	Prognoza $z_i(2015)$ podejście 1	Prognoza $z_i(2016)$ podejście 1	Prognoza $z_i(2015)$ podejście 2	Prognoza $z_i(2016)$ podejście 2
DOLNOŚLĄSKIE	0,260 (6)	0,313 (5)	0,297 (7)	0,212 (8)	0,203 (8)
KUJAWSKO-POMORSKIE	0,272 (5)	0,265 (8)	0,265 (8)	0,338 (4)	0,351 (4)
LUBELSKIE	0,216 (8)	0,195 (12)	0,195 (12)	0,199 (9)	0,196 (9)
LUBUSKIE	0,182 (12)	0,212 (11)	0,202 (11)	0,171 (10)	0,169 (10)
ŁÓDZKIE	0,184 (11)	0,300 (6)	0,311 (5)	0,126 (12)	0,115 (12)
MAŁOPOLSKIE	0,361 (2)	0,408 (3)	0,405 (3)	0,403 (2)	0,411 (2)
MAZOWIECKIE	0,306 (4)	0,492 (1)	0,481 (2)	0,123 (13)	0,089 (13)
OPOLSKIE	0,184 (11)	0,190 (14)	0,192 (13)	0,150 (11)	0,144 (11)
PODKARPACKIE	0,239 (7)	0,298 (7)	0,306 (6)	0,375 (3)	0,400 (3)
PODLASKIE	0,215 (9)	0,194 (13)	0,189 (14)	0,240 (6)	0,244 (6)
POMORSKIE	0,327 (3)	0,351 (4)	0,338 (4)	0,332 (5)	0,333 (5)
ŚLĄSKIE	0,056 (15)	0,232 (10)	0,241 (10)	0,044 (16)	0,042 (16)
ŚWIĘTOKRZYSKIE	0,214 (10)	0,234 (9)	0,245 (9)	0,222 (7)	0,224 (7)
WARMIŃSKO-MAZURSKIE	0,065 (14)	0,051 (16)	0,054 (16)	0,051 (15)	0,049 (15)
WIELKOPOLSKIE	0,428 (1)	0,454 (2)	0,447 (1)	0,425 (1)	0,425 (1)
ZACHODNIO-POMORSKIE	0,128 (13)	0,085 (15)	0,076 (15)	0,070 (14)	0,059 (14)

Źródło: obliczenia własne

Na podstawie tych prognoz wyznaczono wartości zmiennej syntetycznej $z_i(t)$ na lata 2015, 2016 - podejście 1 (Tabela 1, kolumna 3 i 4). W podejściu 2 (kolumna 5 i 6 w Tabeli 1) na podstawie ciągu historycznych wartości $z_i(t)$

w poszczególnych latach prognozowano za pomocą regresji liniowej wartości miary syntetycznej na lata 2015 oraz 2016.

Analizując wyniki zawarte w Tabeli 1 można stwierdzić, że dla danych historycznych pod względem badanych cech najlepsza sytuacja jest w województwach kolejno: wielkopolskim, małopolskim i pomorskim, zaś najbardziej niepokojąca w województwach śląskim, warmińsko-mazurskim i zachodnio-pomorskim. Najwyżej w rankingu są województwa o wysokim wskaźniku aktywności zawodowej, a tym samym niskiej stopie bezrobocia, najwyższych dochodach ludności. W tych województwach jest także największy odsetek ludności w wieku produkcyjnym.

W przypadku dwóch różnych podejść do wyznaczenia wartości miar syntetycznych w latach 2015, 2016 uzyskano różne wyniki. Wg prognoz na lata 2015, 2016 zgodnie z podejściem 1 na czołowych pozycjach są województwa: mazowieckie, wielkopolskie i małopolskie, zaś na końcu rankingu znajdują się: warmińsko-mazurskie, zachodnio-pomorskie, opolskie i podlaskie. Natomiast podejście drugie wyłoniło na najwyższe pozycje województwa: wielkopolskie, małopolskie i podkarpackie, zaś na ostatnich można zanotować województwa: śląskie, warmińsko-mazurskie i zachodnio-pomorskie. Rankingi dla podejścia 1 w latach 2015-2016 nieznacznie różnią się między sobą, natomiast dla podejścia drugiego są tożsame, pomimo różnych wartości miar syntetycznych.

W Tabeli 2 pokazano wyniki analiz dla bezwzorcowej miary $\overline{BMS}_i(t)$. W kolumnie drugiej zamieszczono klasyfikacje dla danych historycznych, w kolumnie 3 prognozy miernika na rok 2015 zgodnie z podejściem 3 i 4 (prognozowanymi zmiennymi diagnostycznymi oraz prognozowania zmiennej diagnostycznej na podstawie jej wartości historycznych), natomiast w kolumnie 4 wyniki analiz dla roku 2016 dla podejścia 3 i 4.

Zgodnie z wartościami miernika syntetycznego $\overline{BMS}_i(t)$ w latach 2015-2016 najlepiej pod względem demograficzno-ekonomicznym mieszkać się będzie w województwach mazowieckim, wielkopolskim, małopolskim i łódzkim. Najniższe wartości mierników mają województwa warmińsko-mazurskie i zachodniopomorskie. Można także zauważyć, że pozycje w rankingu kilku województw znacząco zmieniły się po uwzględnieniu prognoz na lata 2015, 2016. Można zauważyć niekorzystny trend zmian demograficzno-ekonomicznych dla województwa lubuskiego i pomorskiego. Pozytywny trend zmian zanotowano w województwach podkarpackim, podlaskim i łódzkim.

Tabela 2. Historyczne i prognozowane wartości miary syntetycznej $\overline{BMS}_i(t)$ oraz pozycja w rankingu województw zgodnie z podejściem 3 i 4

Województwo	Średnia \overline{BMS}_i 2005-2014	Prognoza $\overline{BMS}_i(2015)$ podejście 3, 4	Prognoza $\overline{BMS}_i(2016)$ podejście 3, 4
DOLNOŚLĄSKIE	0,101 (5)	0,589 (5)	0,678 (5)
KUJAWSKO-POMORSKIE	-0,132 (11)	0,255 (12)	0,326 (13)
LUBELSKIE	-0,135 (12)	0,286 (11)	0,362 (11)
LUBUSKIE	-0,069 (8)	0,247 (14)	0,304 (14)
ŁÓDZKIE	0,049 (6)	0,633 (4)	0,739 (4)
MAŁOPOLSKIE	0,176 (4)	0,682 (3)	0,775 (3)
MAZOWIECKIE	0,704 (1)	1,347 (1)	1,464 (1)
OPOLSKIE	-0,009 (7)	0,414 (8)	0,491 (8)
PODKARPACKIE	-0,178 (13)	0,384 (9)	0,486 (9)
PODLASKIE	-0,099 (9)	0,409 (7)	0,502 (7)
POMORSKIE	0,201 (3)	0,563 (6)	0,629 (6)
ŚLĄSKIE	-0,115 (10)	0,380 (10)	0,470 (10)
ŚWIĘTOKRZYSKIE	-0,221 (14)	0,248 (13)	0,333 (12)
WARMINSKO-MAZURSKIE	-0,483 (16)	-0,300 (16)	-0,266 (16)
WIELKOPOLSKIE	0,447 (2)	0,851 (2)	0,924 (2)
ZACHODNIO-POMORSKIE	-0,238 (15)	0,053 (15)	0,106 (15)

Źródło: obliczenia własne

Obliczono współczynnik korelacji rang Spearmana pomiędzy poszczególnymi rankingami. Wyniki przedstawiono poniżej:

- 0,69 (średnia $z_i(t)$ i średnia \overline{BMS}_i za lata 2005-2014).
Zatem istnieje umiarkowana zależność pomiędzy otrzymanymi rankingami dla wartości historycznych uzyskanych różnymi metodami.
- 0,82 (średnia $z_i(t)$ za lata 2005-2014 i $z_i(2015)$, podejście 1).
Znacząca zależność występuje pomiędzy rankingami mierników syntetycznych uzyskanych dla danych historycznych a rankingiem dla prognoz obliczonych zgodnie z podejściem 2.
- 0,985 (prognoza $z_i(2015)$ i prognoza $z_i(2016)$, podejście 1).
Uzyskany wynik świadczy o bardzo silnej zależności pomiędzy uzyskanymi rankingami. Można przypuszczać, że w kolejnych latach pozycje województw nie ulegną istotnym zmianom.
- 1 (prognoza $z_i(2015)$ i prognoza $z_i(2016)$, podejście 2).
Podejście 2 wprowadza ten sam porządek w zbiorze obiektów (pomimo różnych wartości zmiennych syntetycznych).
- 0,997 (prognoza $\overline{BMS}_i(2015)$ i prognoza $\overline{BMS}_i(2016)$, podejście 3 i 4).
Istnieje bardzo silna, dodatnia zależność między rankingami, analogicznie jak dla podejścia 2 pozycje województw w rankingach nie ulegają zmianie w czasie (bądź w bardzo małym stopniu się zmieniają).

W przypadku wyznaczenia współczynnika korelacji liniowej Pearsona pomiędzy wartościami mierników syntetycznych uzyskano następujące wielkości:

- 0,73 (średnia $z_i(t)$ i średnia \overline{BMS}_i za lata 2005-2014).

Zatem istnieje znacząca, istotna statystycznie (dla poziomu ufności 0,05) zależność pomiędzy otrzymanymi wielkościami miar syntetycznych dla wartości historycznych uzyskanych różnymi metodami.

- 0,58 (prognoza $z_i(2015)$ i prognoza $z_i(2015)$, podejście 1 i 2).
- 0,54 (prognoza $z_i(2016)$ i prognoza $z_i(2016)$, podejście 1 i 2).

Istnieje umiarkowana zależność pomiędzy sposobem porządkowania obiektów województw. Na poziomie ufności 0,05 zależności powyższe są statystycznie istotne.

- 0,999 (prognoza $\overline{BMS}_i(2015)$, prognoza $\overline{BMS}_i(2016)$),
- 0,96 (średnia \overline{BMS}_i 2005-2014, prognoza $\overline{BMS}_i(2015)$),
- 0,95 (średnia \overline{BMS}_i 2005-2014, prognoza $\overline{BMS}_i(2016)$),

Wszystkie powyższe zależności są bardzo silne, istotne statystycznie (0,05). Kolejność województw w znacznym stopniu nie ulega zmianie. Jest to wynik zastosowania funkcji regresji do modelowania zmiennych diagnostycznych i miernika syntetycznego.

Zatem można stwierdzić, że wartości zmiennej syntetycznej różnią się w zależności od zastosowanej metodologii. Można jednak zauważyć, że wiodące województwa wg Tabeli 1 są także na najwyższych pozycjach w rankingu w Tabeli 2 zarówno dla danych historycznych, jak i w roku 2015 oraz 2016. Uwzględnienie dynamiki, czy to zmiennych diagnostycznych, czy też wartości miernika syntetycznego daje porównywalne, ale nie tożsame rezultaty.

PODSUMOWANIE

Wartości zmiennej syntetycznej różnią się w zależności od zastosowanej metodologii w przypadku podejścia 1 i 2, sposób obliczania miernika syntetycznego nie wpływa na jego wartość dla podejścia 3 i 4. Uwzględnienie dynamiki, zarówno zmiennych diagnostycznych, jak i wartości miernika syntetycznego daje zbliżone, ale nie takie same wyniki w przypadku miary wzorcowej i bezwzorcowej. Pozycja obiektu w rankingu nieznacznie zmienia się w zależności od zastosowanej metody prognozowania przyszłej wartości miary syntetycznej.

Rzeczywistość, nie tylko ekonomiczna, otaczającego świata zmienia się w sposób dynamiczny. Do opisu tych zmian można używać metod wielowymiarowych uwzględniając jednak dynamikę zmiennych. Analiza wybranych wielkości demograficznych z uwzględnieniem zmiennych ogólnoeconomicznych pozwala na skonstruowanie mierników syntetycznych umożliwiających budowę rankingów

regionów/województw ze względu na badane wielkości i wskazanie tych regionów, w których sytuacja jest najlepsza oraz pokazanie tych, dla których mierniki syntetyczne przyjmują najmniejsze wartości.

BIBLIOGRAFIA

- Duncan C. J. and Scott S. (1998) *Human Demography and Disease*, UK Cambridge, University Press, pp. 103-110.
- Fihel A., Okólski M. (2012) *Demografia. Współczesne zjawiska i teorie*, Wydawnictwo Naukowe Scholar, Warszawa.
- Giri Narayan C. (2004) *Multivariate Statistical Analysis*, USA Marcel Dekker, pp. 435-526.
- Holzer J. Z. (2003) *Demografia*, PWE, Warszawa.
- Ostasiewicz W. (red.) (1999) *Statystyczne metody analizy danych*. Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu, Wrocław.
- Panek T. (2009) *Statystyczne metody wielowymiarowej analizy porównawczej*. SGH, Warszawa.
- Rencher A. C. (2002) *Methods of Multivariate Analysis*, USA, John Wiley & Sons.
- Kurkiewicz J., Pocięcha J., Zając K. (1991) *Metody wielowymiarowej analizy porównawczej w badaniach rozwoju demograficznego*, SGH, Monografie i Opracowania nr 336, Warszawa.
- Suchecki B. (red) (2010) *Ekonometria przestrzenna. Metody i modele analizy danych przestrzennych*, Warszawa.
- Tarczyński W. (2004) *Dynamiczne ujęcie taksonomicznej miary atrakcyjności inwestowania na przykładzie wybranych spółek notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie*, [w:] *Metody Ilościowe w Ekonomii, cz I, Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego nr 394, Prace Katedry Ekonometrii i Statystyki nr 15*, Wydawnictwo Uniwersytetu Szczecińskiego, Szczecin.
- www.bdl.gus.pl (dostęp dnia 1.06.2015)

DYNAMIC MULTIVARIATE COMPARATIVE ANALYSIS FOR CHOSEN DEMOGRAPHIC CHARACTERISTICS

Summary: The aim of the paper is to analyze the dynamic demographic and economic changes that are observed in Poland from 2005 to 2014. General tendencies in Polish population age structure were shown. Besides, some dependences between demographic variables and chosen economic indicators were presented. By means of selected dynamic multivariate comparative analysis tools the regions of Poland were characterized and compared.

Keywords: dynamic economics, dynamic approach of multivariate comparative analysis, dynamic non-proof synthetic measure, demography

ZRÓŻNICOWANIE WSPÓŁCZYNNIKA OKUNA ZE WZGLĘDU NA WIEK I PŁEĆ BEZROBOTNYCH - ANALIZA PANELOWA DLA KRAJÓW UNII EUROPEJSKIEJ

Tomasz Misiak

Katedra Ekonomii, Politechnika Rzeszowska
e-mail: tmisiak@prz.edu.pl

Streszczenie: W opracowaniu dokonano oszacowań współczynników prawa Okuna w wersji różnicowej dla danych panelowych obejmujących kraje Unii Europejskiej w latach 1998-2014, uwzględniając strukturę bezrobotnych ze względu na wiek oraz płeć. Autor przedstawia teoretyczny model zależności rozszerzając różnicową wersję prawa Okuna o efekt histerezy stóp bezrobocia, który poddał empirycznej weryfikacji bazując na danych panelowych dla krajów UE, które zostały podzielone na dwie grupy UE15 oraz UE13. Taki podział na grupy wynika z chęci zaobserwowania wpływu stopy wzrostu gospodarczego na przyrost stopy bezrobocia różnych grup bezrobotnych (ze względu na wiek oraz płeć) w krajach „starej” oraz „nowej” UE. Analizy empiryczne prowadzone były w oparciu o dwa warianty estymowanych zależności: równanie różnicowej wersji prawa Okuna oraz zaproponowane równanie prawa Okuna w wersji różnicowej z uwzględnieniem efektu histerezy stóp bezrobocia w poszczególnych grupach. W estymacjach wykorzystano model SUR (*Seemingly unrelated regression*), który dopuszcza skorelowanie składników losowych pochodzących z różnych przekrojów (*contemporaneous correlation*), co w przypadku rynku pracy w UE wydaje się być uzasadnione. Uwzględniając zaś efekt histerezy stóp bezrobocia skorzystano z zerojedynkowych zmiennych przełącznikowych¹. Wprowadzenie zmiennych przełącznikowych wynika stąd, iż pełnią one rolę zmiennej korygującej oddziaływanie stopy bezrobocia z poprzedniego okresu na przyrost bieżącej stopy bezrobocia i zależą od tego czy stopa ta rosła czy malała.

Słowa kluczowe: różnicowa wersja prawa Okuna, struktura bezrobotnych, efekt histerezy stóp bezrobocia, model SUR

¹ Zmienne przełącznikowe w literaturze przedmiotu określane są również jako zmienne sztuczne. Bez względu na kontrowersje wokół nazwy, zmienne te pozwalają uchwycić tendencje zmian stóp bezrobocia czyli zaobserwować tzw. efekt histerezy stóp bezrobocia.

WPROWADZENIE

Problemy rynku pracy są obszarem wielu analiz ekonomicznych jak i ekonometrycznych, których autorzy próbują wyjaśniać problem bezrobocia za pomocą hipotezy histerezy, naturalnej stopy bezrobocia jak również za pomocą pewnych relacji między stopą bezrobocia a innymi zmiennymi makroekonomicznymi jak inflacja czy wzrost gospodarczy. Takie badania odgrywają istotną rolę zarówno w poznaniu zależności jak również dostarczają wiedzy do projektowania polityki makroekonomicznej, której celem jest ograniczenie zarówno poziomu jak i kosztów ekonomicznych i społecznych bezrobocia. Sam fakt istnienia pewnych zależności między bezrobociem a produkcją nie budzi większych kontrowersji. Zależności te po raz pierwszy zostały skwantyfikowane przez A. M. Okuna w 1962 roku, który opublikował badania dotyczące relacji produktu narodowego i stopy bezrobocia dla gospodarki amerykańskiej w latach 50 tych XX wieku [Okun 1962]. Od tamtego momentu, prawo Okuna doczekało się wielu wersji (*difference version*, *gap version*, *dynamic version*) [Knotek 2007]. W zasadzie od analiz Okuna większość empirycznych badań nad relacją między stopą bezrobocia a wzrostem gospodarczym koncentruje się na szacowaniu współczynników prawa Okuna (*Okun's Law Coefficient* – dalej *OLC*) w oparciu o różne wersje tego prawa. Autorzy często szacują OLC dla poszczególnych krajów lub bazują na grupie krajów. Warto tu przytoczyć prace Knotek, który prowadząc badania dla gospodarki USA zwraca uwagę na pewną asymetrię i stwierdza, że współczynniki są przeciętnie niższe (co do wartości bezwzględnej) w okresach dobrej koniunktury niż w okresach recesji [Knotek 2007]. Asymetrię współczynnika Okuna można odnaleźć również w pracy Beaton w oparciu o badania gospodarki USA i Kanady oraz Owyang, Sekhposyan dla gospodarki USA [Beaton 2010, Owyang, Sekhposyan 2012].

Moosa prowadził badania dla krajów grupy G7. Z badań wynika, iż najwyższy współczynnik cechował Amerykę Północną (USA -0,47, Kanada -0,49), średnim charakteryzowały się kraje Europy (Francja -0,37, Niemcy -0,43, Włochy -0,2, Wielka Brytania -0,39), najniższym charakteryzowała się Japonia (-0,09). Otrzymane współczynniki prawa Okuna zawierały się między -0,09 a -0,49. Takie zróżnicowanie, według autora, wynika z instytucjonalnych różnic rynków pracy co ma istotny wpływ na ich elastyczność względem zmian w produkcji [Moosa 1997].

Hutengs i Stadtmann estymują współczynniki Okuna dla krajów strefy euro dla pięciu różnych kategorii wiekowych bezrobotnych. Dochodzą do wniosku, że dla krajów Strefy Euro relacja między wahaniami produkcji a zmianami bezrobocia jest najsilniejsza dla najmłodszej grupy bezrobotnych i maleje dla starszych grup bezrobotnych. Wśród młodych (15-24 lat) najsilniejszy wpływ odnotowano w Hiszpanii (-2,0) i Francji (-0,9) a najslabszy w Niemczech, Włoszech i Austrii (między -0,2 a -0,3). Najstarsza grupa bezrobotnych (55-64 lat) charakteryzowała się współczynnikami Okuna na poziomie -0,1 do -0,2 w Austrii, Belgii, Niemczech i Włoszech [Hutengs, Stadtmann 2013].

Freeman przeprowadził analizy panelowe dla 10 krajów wysoko uprzemysłowionych i doszedł do wniosku, że wyniki estymacji OLC w grupie krajów europejskich są niższe niż dla reszty krajów w próbie [Freeman 2001].

Z krótkiego przeglądu najnowszych badań wynika, że autorzy koncentrowali się na wpływie okresu recesji bądź ożywienia gospodarczego oraz różnic w wartości współczynników między poszczególnymi krajami bądź grupami krajów.

W niniejszym artykule podjęto próbę uwzględnienia efektu histerezy stopy bezrobocia w wersji różnicowej prawa Okuna. Przy czym uwzględniając tendencję zmian opóźnionej stopy bezrobocia (ze względu na wzrosty bądź spadki) pośrednio uwzględniono również okresy koniunktury gospodarczej. Ponadto oszacowano współczynniki Okuna dla poszczególnych grup bezrobotnych (ze względu na płeć oraz wiek) w celu uchwycenia różnic w wrażliwości tych grup bezrobotnych na zmiany koniunkturalne mierzone stopą wzrostu PKB. Uwzględnienie struktury bezrobotnych pozwoli na określenie grup bezrobotnych najbardziej oraz najmniej podatnych na sytuację koniunkturalną, co powinno wpłynąć na bardziej racjonalne wykorzystanie instrumentów polityki państwa w walce z bezrobociem, podnosząc jej efektywność.

Głównym celem opracowania jest zatem wykazanie zróżnicowania współczynników Okuna w poszczególnych grupach krajów oraz grupach bezrobotnych (uwzględniając strukturę co do wieku i płci). Celem dodatkowym jest wykazanie, iż histereza stóp bezrobocia jest istotna statystycznie oraz znacząco wpływa na wartość współczynników Okuna w poszczególnych grupach. Na podstawie powyższych celów sformułowano następującą hipotezę główną: Wrażliwość poszczególnych grup bezrobotnych (wydzielonych ze względu na wiek i płeć) jest istotnie zróżnicowana względem stopy wzrostu PKB. Ponadto w kontekście tak sformułowanych celów oraz hipotezy ważne stają się pytania. Po pierwsze, czy w analizowanych grupach (UE15 i UE13) można zaobserwować podobne tendencje wrażliwości grup bezrobotnych względem zmian PKB? Po drugie, czy mężczyźni są bardziej pro-koniunkturalni niż kobiety? Po trzecie, czy młodzi bezrobotni są bardziej wrażliwi na zmianę koniunktury niż bezrobotni w wieku 25 lat i powyżej?

ZMIANY PKB A ZMIANY BEZROBOCIA – UJĘCIE TEORETYCZNE²

W analizie wpływu wzrostu gospodarczego na bezrobocie skorzystano z założenia, że stopa wzrostu liczby pracujących \dot{L}_{it} / L_{it} jest rosnącą funkcją stopy wzrostu produktu $h \equiv \dot{Y}_{it} / Y_{it}$, czyli:

² Podobne analizy zależności między zmianą PKB a bezrobociem bezrobocia znaleźć można między innymi w pracach: Misiaka, Tokarskiego [2011] lub Dykasa, Misiaka [2014].

$$\dot{L}_{it} / L_{it} = f(h) \quad (1)$$

a także z definicji stopy bezrobocia, z której wynika, iż zachodzi związek:

$$u_{it} \equiv \frac{U_{it}}{U_{it} + L_{it}} \equiv 1 - \frac{L_{it}}{N_{it}}, \quad (2)$$

gdzie: u_{it} - to stopa bezrobocia, U_{it} - liczba bezrobotnych, L_{it} - liczba pracujących, zaś N_{it} - to podaż pracy (utożsamiana z liczbą aktywnych zawodowo).

Różniczkując po czasie t tożsamość (2) uzyskuje się:

$$\dot{u}_{it} = \frac{L_{it}}{N_{it}} \left(\frac{\dot{N}_{it}}{N_{it}} - \frac{\dot{L}_{it}}{L_{it}} \right),$$

a stąd i z równania (2) wynika, że:

$$\dot{u}_{it} = (1 - u_{it}) \left(\frac{\dot{N}_{it}}{N_{it}} - \frac{\dot{L}_{it}}{L_{it}} \right). \quad (3)$$

Ze związku (3) płynie wniosek, iż jeśli stopa wzrostu podaży pracy \dot{N}_{it} / N_{it} jest wyższa/niższa od stopy wzrostu liczby pracujących \dot{L}_{it} / L_{it} , to przyrosty stopy bezrobocia \dot{u}_{it} są tym niższe/wyższe, im wyższa jest stopa bezrobocia u_{it} .

Wstawiając związek (1) do równania (3) okazuje się, iż:

$$\dot{u}_{it} = (1 - u_{it}) \left(\frac{\dot{N}_{it}}{N_{it}} - f(h) \right). \quad (4)$$

Z równania (4) wyciągnąć można wniosek, iż przyrosty stopy bezrobocia \dot{u}_{it} są malejącymi funkcjami stopy wzrostu strumienia produktu h oraz (w zależności od znaku różnicy $\dot{N}_{it} / N_{it} - \dot{L}_{it} / L_{it}$) mogą być malejącymi bądź rosnącymi funkcjami stóp bezrobocia u_{it} .

WYNIKI ANALIZ STATYSTYCZNYCH

W analizach empirycznych do badania zależności między stopą wzrostu gospodarczego a zmianą stóp bezrobocia często wykorzystuje się wersję Prawa Okuna w ujęciu różnicowym (*difference version*), w którym szacuje się parametry równania [por. Knotek 2007, Hutengs, Stadtmann 2013 lub Zanin 2014]:

$$\Delta u_{it} = \alpha - \beta \Delta \ln Y_{it} + \xi_{it} \quad (5)$$

u_{it} to stopa bezrobocia w gospodarce i w roku t , zaś Δu_{it} to przyrost tej stopy;

$\Delta \ln Y_{it}$ to stopa wzrostu realnego PKB w gospodarce i w roku t ;

α - to stała określająca wzrost stopy bezrobocia przy zerowym wzroście PKB;

β - opisuje wpływ stopy wzrostu realnego PKB na przyrost stopy bezrobocia;

ξ_{it} - to składnik losowy.

Z przedstawionych, w poprzednim punkcie, prostych rozważań teoretycznych wynika, że analizując wpływ stopy wzrostu PKB na przyrosty stóp bezrobocia należy uwzględnić również stopy bezrobocia z poprzedniego okresu, co można zapisać za pomocą następującego równania:

$$\Delta u_{it} = \alpha - \beta_1 u_{it-1} + \beta_2 d_{\Delta u} u_{it-1} - \gamma \Delta \ln Y_{it} + \xi_{it} \quad (6)$$

$$\text{gdzie: } d_{\Delta u} = \begin{cases} 1 & \text{jeżeli } u_{it} > u_{it-1} \\ 0 & \text{jeżeli } u_{it} \leq u_{it-1} \end{cases}$$

α jest stałą interpretowaną jako wzrost stopy bezrobocia, przy założeniu zerowych stóp bezrobocia w poprzednim okresie oraz zerowej stopie wzrostu PKB,

β_1 - mierzy siłę oddziaływania opóźnionej o rok stopy bezrobocia na przyrost stopy bezrobocia wówczas, gdy stopa ta nie rośnie,

β_2 - koryguje siłę oddziaływania opóźnionej o rok stopy bezrobocia na wzrost tej stopy, gdy stopa bezrobocia rośnie,

γ - opisuje wpływ stopy wzrostu realnego PKB na przyrost stopy bezrobocia.

Z interpretacji parametrów β_1 i β_2 wynika, iż zmienna zerojedynkowa $d_{\Delta u}$ w powyższym równaniu pełni rolę zmiennej przełącznikowej, korygującej oddziaływanie stopy bezrobocia z poprzedniego okresu na przyrost bieżącej stopy bezrobocia i zależy od tego, czy przyrost tej stopy jest dodatni, czy ujemny.

Równanie (6) jest rozszerzeniem różnicowej wersji równania prawa Okuna, w którym uwzględnia się wpływ opóźnionych stóp bezrobocia na przyrost bieżącej stopy bezrobocia. De facto, równanie (6) stanowi rozszerzenie różnicowej wersji prawa Okuna o efekt histerezy stopy bezrobocia. Przy czym wprowadzając efekt histerezy uwzględniono nie tylko wpływ opóźnionej stopy bezrobocia ale przede wszystkim wpływ tendencji zmian stóp bezrobocia na przyrost owych stóp.

Z przeprowadzonego, krótkiego przeglądu literatury wynika, iż model SUR jest często stosowany do szacowania współczynników Okuna [patrz np. Moosa 1997, Freeman 2001 lub Knotek 2007]. Z tego powodu równania (5) i (6) poddano estymacji wykorzystując model SUR (*Seemingly unrelated regression*)³

Prowadzone analizy oparto na danych panelowych dla krajów Unii w okresie 1998-2014 w następujących grupach:

- kraje „starej” UE (to kraje należące do UE przed 2004 r. – UE15);
- kraje „nowej” UE (które przystąpiły do UE w 2004 r. i później – UE13);

Ponadto w analizach uwzględniono strukturę bezrobotnych ze względu na płeć oraz wiek. Wyniki estymacji równań (5) i (6), w poszczególnych grupach krajów oraz grupach bezrobotnych, zestawiono w Tabelach 1-2.

³ Szerzej na temat modelu SUR patrz np. Maddala G.S. (2006) *Ekonometria*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa, str. 650. Do estymacji parametrów równań oraz wartości podstawowych statystyk prezentowanych w artykule wykorzystano program Eviews 7 - moduł dla danych panelowych.

Tabela 1. Wyniki estymacji współczynników Okuna w grupach krajów dla poszczególnych grup bezrobotnych

		UE15		UE13	
		równanie (5)	równanie (6)	równanie (5)	równanie (6)
Stopy bezrobocia ogółem					
stała		0,0064***	0,0043***	0,0093***	0,0084***
u_{it-1}		-	-0,0684***	-	-0,0921***
$d_{\Delta t}u_{it-1}$		-	0,1485***	-	0,1706***
$\Delta \ln(PKB_{it})$		-0,2733***	-0,1614***	-0,2716***	-0,2010***
R ²		0,86	0,93	0,67	0,91
DW		1,90	2,03	1,77	1,94
Liczba obserwacji		255		219	
Struktura bezrobotnych ze względu na płeć					
stała	K	0,0049***	0,022***	0,0069***	0,0058***
	M	0,0074***	0,0074***	0,0113***	0,0097***
u_{it-1}	K	-	-0,0649***	-	-0,0743***
	M	-	-0,0872***	-	-0,0943***
$d_{\Delta t}u_{it-1}$	K	-	0,1628***	-	0,1517***
	M	-	0,1395***	-	0,1790***
$\Delta \ln(PKB_{it})$	K	-0,2384***	-0,1174***	-0,2263***	-0,1518***
	M	-0,3054***	-0,2054***	-0,3335***	-0,2397***
skor. R ²	K	0,71	0,96	0,65	0,81
	M	0,86	0,90	0,69	0,84
DW	K	1,91	1,94	1,78	1,80
	M	1,90	1,96	1,76	1,82
Liczba obserwacji		254		202	
Struktura bezrobotnych ze względu na wiek					
stała	<25	0,0137***	0,0115***	0,0202***	0,0207***
	≥25	0,0057***	0,0040***	0,0088***	0,0061***
u_{it-1}	<25	-	-0,0827***	-	-0,0943***
	≥25	-	-0,0705***	-	-0,0737***
$d_{\Delta t}u_{it-1}$	<25	-	0,1424***	-	0,1820***
	≥25	-	-0,1630***	-	0,1657***
$\Delta \ln(PKB_{it})$	<25	-0,5602***	-0,3231***	-0,5803***	-0,4630***
	≥25	-0,2439***	-0,1511***	-0,2556***	-0,1751***
skor. R ²	<25	0,76	0,91	0,60	0,90
	≥25	0,79	0,95	0,69	0,85
DW	<25	1,93	2,02	1,92	1,93
	≥25	1,95	1,95	1,72	1,86
Liczba obserwacji		254		202	

Objaśnienia: *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,10, R² –współczynnik determinacji, DW- statystyka Durбина-Watsona, K – kobiety, M – mężczyźni.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych ze strony *United Nations Economic Commission for Europe – UNECE*: <http://w3.unece.org/pxweb/database/STAT/20-ME/3-MELF/?lang=1>

Jak wynika z danych zestawionych w Tabeli 1, szacując współczynniki Okuna zgodnie z równaniem (5) w grupie wszystkich bezrobotnych otrzymano zbliżone poziomy (ok. -0,27) zarówno w grupie UE15 jak i w UE13. W oszacowaniach równania (6) istotny statystycznie jest efekt histerezy stóp bezrobocia. Otrzymane współczynniki Okuna są po pierwsze, zróżnicowane między grupami UE15 a UE13 z tym, że wartość (co do modułu) oszacowanego współczynnika w grupie UE13 jest wyższa. Po drugie, poziomy uzyskanych współczynników Okuna są zdecydowanie niższe niż w równaniu (5).

Analizując wyniki uzyskane w grupach UE15 i UE13 ze względu na płeć bezrobotnych okazuje się, iż kobiety są mniej wrażliwe na zmiany PKB niż mężczyźni. Podobnie, jak w przypadku wszystkich bezrobotnych, istotny statystycznie jest efekt histerezy stóp bezrobocia oraz powoduje znaczny spadek siły zależności między przyrostem stóp bezrobocia a stopą wzrostu PKB zarówno wśród kobiet jak i mężczyzn.

Przyjmując kryterium wieku, bezrobotnych podzielono na dwie grupy: bezrobotni w wieku poniżej 25 lat oraz bezrobotni w wieku 25 lat i więcej. Taki podział pozwoli na porównanie wrażliwości danej grupy bezrobotnych na zmianę koniunktury gospodarczej a jednocześnie na udzielenie odpowiedzi, czy młodzi bezrobotni są szczególnie wrażliwi (ze względu na wysokie stopy bezrobocia w tej grupie w wielu krajach UE) na zmiany PKB. Okazuje się, iż bezrobotni w wieku poniżej 25 lat są bardzo wrażliwi na zmiany w PKB. Oszacowane współczynniki Okuna zarówno w równaniu (5) jak i (6) są ponad dwukrotnie wyższe (co do modułu) niż wśród bezrobotnych w wieku 25 lat i więcej.

Tabela 2. Współczynniki Okuna ze względu na wiek i płeć bezrobotnych

	UE15		UE13	
	równanie (5)	równanie (6)	równanie (5)	równanie (6)
	Kobiety poniżej 25 roku życia			
stała	0,0105***	0,0086***	0,0186***	0,0167***
u_{it-1}	-	-0,0878***	-	-0,0979***
$d_{\Delta t} u_{it-1}$	-	0,1587***	-	0,1778***
$\Delta \ln(PKB_{it})$	-0,4195***	-0,1968***	-0,5143***	-0,3633***
skor. R ²	0,44	0,84	0,53	0,88
DW	1,88	1,97	1,86	1,92
Liczba obserwacji	232		196	
	Kobiety w wieku 25 lat i powyżej			
stała	0,0050***	0,0023***	0,0060***	0,0060***
u_{it-1}	-	-0,0713***	-	-0,0980***
$d_{\Delta t} u_{it-1}$	-	0,1689***	-	0,1642***
$\Delta \ln(PKB_{it})$	-0,2021***	-0,0972***	-0,1968***	-0,1269***
skor. R ²	0,56	0,85	0,60	0,84
DW	1,85	1,86	1,76	1,83
Liczba obserwacji	232		196	

	UE15		UE13	
	równanie (5)	równanie (6)	równanie (5)	równanie (6)
Mężczyźni poniżej 25 roku życia				
stała	0,0180***	0,0151***	0,0213***	0,0260***
u_{it-1}	-	-0,0836***	-	-0,1219***
$d_{\Delta t} u_{it-1}$	-	0,1419***	-	0,1998***
$\Delta \ln(PKB_{it})$	-0,6296***	-0,4172***	-0,6002***	-0,4951***
skor. R ²	0,71	0,88	0,47	0,91
DW	1,91	1,94	2,05	2,00
Liczba obserwacji	232	232	196	
Mężczyźni w wieku 25 lat i powyżej				
stała	0,0067***	0,0063***	0,0106***	0,0085***
u_{it-1}	-	-0,0906***	-	-0,0954***
$d_{\Delta t} u_{it-1}$	-	0,1684***	-	0,1940***
$\Delta \ln(PKB_{it})$	-0,2588***	-0,1798***	-0,3014***	-0,2062***
skor. R ²	0,72	0,90	0,69	0,82
DW	1,79	1,92	1,80	1,87
Liczba obserwacji	232	232	196	

Objaśnienia i źródło jak w Tabeli 1.

Analizując zaś dane zestawione w Tabeli 2 można dojść do wniosku, iż bezrobotne kobiety poniżej 25 lat są bardziej wrażliwe na zmiany PKB niż kobiety w wieku 25 lat i więcej. Oszacowane współczynniki Okuna wśród bezrobotnych kobiet poniżej 25 roku życia były 2- 3 krotnie wyższe, w zależności od specyfikacji równania oraz grupy krajów, niż współczynniki uzyskane wśród bezrobotnych kobiet powyżej 25 roku życia. Podobne zależności zauważono wśród mężczyzn. Bezrobotni mężczyźni poniżej 25 lat cechują się ok. 2-2,5 krotnie wyższymi współczynnikami Okuna niż bezrobotni mężczyźni w wieku 25 lat i więcej. Wśród bezrobotnych mężczyzn w wieku poniżej 25 lat oszacowane współczynniki Okuna były zdecydowanie wyższe niż wśród bezrobotnych kobiet i kształtowały się w przedziale od -0,42 do - 0,63 w zależności od grupy krajów oraz estymowanego równania.

PODSUMOWANIE

Prowadzone w opracowaniu rozważania można zatem podsumować następująco:

1. Uzyskane współczynniki Okuna w wersji tradycyjnej (wersja różnicowa) wśród wszystkich bezrobotnych jest na zbliżonym poziomie w UE15 jak i UE13.
2. Wyższe współczynniki Okuna z efektem histerezy uzyskano w grupie UE13.

3. Efekt histerezy jest istotny statystycznie i powoduje obniżenie współczynników Okuna w wersji różnicowej oraz istotnie różnicuje uzyskane wyniki między grupą UE15 a UE13.
4. Uwzględniając płeć bezrobotnych okazuje się, iż we wszystkich grupach bezrobotni mężczyźni cechowali się wyższymi współczynnikami Okuna niż kobiety.
5. Bezrobotni w wieku poniżej 25 roku życia są zdecydowanie bardziej pro-koniunkturalni niż bezrobotni w wieku 25 lat i więcej.
6. Z przeprowadzonych badań wynika, iż w UE najbardziej wrażliwi na zmianę koniunktury gospodarczej są bezrobotni mężczyźni poniżej 25 roku życia a najmniej wrażliwe są bezrobotne kobiety w wieku powyżej 25 roku życia.

BIBLIOGRAFIA

- Beaton K. (2010) Time Variation in Okun's Law: A Canada and U.S. Comparison, Bank of Canada Working Paper, No. 2010-7, Bank of Canada.
- Dykas P., Misiak T. (2014) Determinanty podstawowych zmiennych rynku pracy w polskich powiatach w latach 2002-2011, *Gospodarka Narodowa* nr. 6/2014, Warszawa.
- Freeman, D. G. (2001) Panel Tests of Okun's Law for Ten Industrial Countries, *Economic Inquiry*, 39, pp. 511-513.
- Hutengs, O. and Stadtmann, G. (2013) Age effects in Okun's law within the Eurozone, *Applied Economics Letters*, 20(9), 821-825.
- Knotek E. S. II. (2007) How Useful Is Okun's Law? Federal Reserve Bank of Kansas City, *Economic Review*, Fourth Quarter 2007, pp. 73-103.
- Madalla G. S. (2006) *Ekonometria*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Misiak T., Tokarski T. (2011) Wzrost PKB a zmiany zatrudnienia i bezrobocia w krajach Unii Europejskiej, *Acta Universitatis Lodzensis Folia Oeconomica*, Vol. 248.
- Moosa I. (1997) A Cross-Country Comparison of Okun's Coefficient, *Journal of Comparative Economics* 24(3), pp.335-356.
- Okun A. (1962) Potential GNP: Its Measurement and Significance. In *Proceedings of the Business and Economic Statistics Section, American Statistical Association*, pp. 98-104.
- Owyang M. and Sekhposyan T. (2012) "Okun's Law over the Business Cycle: Was the Great Recession All That Different?", *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, September/October 2012, 94 (5), pp. 399-418.
- Zanin L. (2014) On Okun's law in OECD countries: An analysis by age cohorts, *Economics Letters* 8/2014, 125(2), pp. 243-248.

**DIFFERENTIATION OF OKUN'S LAW COEFFICIENT
ACCORDING TO THE AGE AND SEX OF THE UNEMPLOYED
- PANEL ANALYSIS OF THE COUNTRIES
IN THE EUROPEAN UNION**

Abstract: In this study, the estimations of coefficients of Okun's law in "difference version" were made for the panel data covering the countries from the European Union and including the structure of the unemployment according to the age and the sex. The author presents a theoretical model based on Okun's law but additionally broadens the "difference version" of Okun's law by the hysteresis effect of unemployment rates, which was a subject for empirical verification based on panel data for EU countries for the years 1998-2014, which were divided into two groups EU15 and the EU13. This division into groups resulted from a desire to observe the impact of the economic growth rate on an increase in unemployment of different social groups (according to the age and sex) in the „old” and „new” EU. The empirical analyses were conducted upon the basis of two variants of estimated dependences: the equation of "difference version" of Okun's law and the proposed equation of Okun's law in "different version" taking into account the effect of hysteresis in unemployment rates between analyzed groups. In the estimations the SUR (seemingly unrelated regression) method was used what allows for calculating contemporaneous correlation of components from different sections, which in the case of the EU labor market seems to be justified. When taking into account the effect of hysteresis in unemployment rates the dummy variables were used. Such approach is an effect of assumption that the dummy variables act as variables correcting the impact of the unemployment rate from the previous period on the increase in the current rate of unemployment and they depend on whether the rate has increased or decreased.

Keywords: Okun's law "difference version", the structure of unemployment, a hysteresis effect of unemployment rates, SUR model

RANKING UCZELNI WYŻSZYCH W OPARCIU O METODY PUNKTU ODNIESIENIA

Anna Mościcka

Instytut Łączności - Państwowy Instytut Badawczy
e-mail: A.Moscicka@itl.waw.pl

Włodzimierz Ogryczak

Instytut Automatyki i Informatyki Stosowanej, Politechnika Warszawska
e-mail: wogrycza@elka.pw.edu.pl

Streszczenie: W artykule omówiono metodę wyznaczenia rankingu jednostek naukowych prezentowaną przez Ministerstwo Nauki i Szkolnictwa Wyższego - metodę porównań parami z ważoną relacją przewyższania oraz wpływ wprowadzenia do rankingu jednostek referencyjnych. Następnie przedstawiono ranking jednostek wyznaczony z wykorzystaniem metod punktu odniesienia. Podano również propozycję modyfikacji klasycznych metod punktu odniesienia, aby lepiej dostosować je do potrzeb wyznaczania rankingu jednostek naukowych. Podsumowanie stanowi analiza i porównanie uzyskanych wyników oraz przedstawienie wniosków końcowych.

Słowa kluczowe: ranking uczelni wyższych, ranking wielokryterialny, metoda punktu odniesienia, wielokryterialne wspomaganie decyzji

WPROWADZENIE

Rankingi uczelni wyższych są co roku ulubioną lekturą świeżo upieczonych maturzystów. Większość z nich publikowana jest na łamach różnych kolorowych czasopism, bez podawania szczegółów wykorzystanego algorytmu szeregującego, który zazwyczaj sprowadza się do wyznaczenia prostej sumy, bądź średniej, czy nawet średniej ważonej ocen dla poszczególnych kryteriów. Rankingi tworzone w ten sposób dają często mylne spojrzenie na jakość kształcenia i mogą być powodem podejmowania błędnych decyzji.

Ostatni ranking uczelni wyższych został opublikowany przez Ministerstwo Nauki i Szkolnictwa Wyższego w 2012 roku, jako "poboczny twór" podziału jednostek naukowych na kategorie naukowe. Ranking powstał z wykorzystaniem

metody porównań parami wykorzystującej ważoną relację przewyższania, jednak w połączeniu z jednostkami referencyjnymi, których liczba uzyskanych punktów w poszczególnych kategoriach, nie jest podana do publicznej wiadomości. Dyskusje na temat rankingu jednostek w środowisku naukowym były podejmowane wielokrotnie, najczęściej ze skutkiem negatywnym dla metody rankingu. Kontrowersyjna jest nie tylko metoda rankingu, na której słabościach i wrażliwości skupiono się w niniejszym opracowaniu, ale również "Karta kompleksowej oceny jednostki naukowej", która jest podstawą przyznania jednostkom punktów uzyskanych za poszczególne kryteria oceny [Antonowicz i in. 2013].

W artykule, do wyznaczania rankingu jednostek naukowych, zaproponowano zastosowanie metod punktu odniesienia, które są coraz częściej wykorzystywane i doceniane w wielokryterialnym wspomaganie decyzji. Przykładem takiego zastosowania było wyznaczanie, na potrzeby bibliotek cyfrowych, rankingu dokumentów na podstawie indywidualnych preferencji (profilu hermeneutycznych) użytkownika [Wierzbicki i in. 2011]. Kolejnym, wartym uwagi, zastosowaniem metody punktu odniesienia jest adaptacja jej do poszukiwania rozwiązań efektywnych we wspomaganie wielokryterialnych decyzji w procesach negocjacji dwustronnych [Łodziński 2013].

METODA PORÓWNAŃ PARAMI WYKORZYSTUJĄCA WAŻONĄ RELACJĘ PRZEWYŻSZANIA

W roku 2009 Komitet Informatyki PAN zaprezentował ranking uczelni wyższych wyznaczony w oparciu o proponowaną przez siebie "obiektywną relację porządkującą". Wykorzystana metoda bazuje na porównaniu jednostek parami na wzór metod Electre [Roy 1990]. Relacja dominacji jednostki X nad jednostką Y została nazwana "większościowa z możliwością veta od kryteriów niezgodnych", która nie jest relacją porządkującą. Listę rankingową na podstawie grafu relacji przewyższania, skonstruowano zatem z wykorzystaniem metody "rangowania na podstawie przepływu netto" (ang. Net Flow Score) [Bouyssou 1992, Słowiński 2008].

Ranking uczelni wyższych zaprezentowany przez Ministerstwo Nauki i Szkolnictwa Wyższego w 2012 roku został wyznaczony metodą bazującą na propozycji KI PAN. Nosi ona nazwę "metody porównań parami wykorzystującą ważoną relację przewyższania", a jej szczegółowy opis zawarty jest w Załączniku nr 8 do Rozporządzenia Ministra Nauki i Szkolnictwa Wyższego z dnia 13 lipca 2012 roku w sprawie kryteriów i trybu przyznawania kategorii naukowej jednostkom naukowym [Dz. U. 2012 nr 0, poz. 877].

Opis metody przedstawiono w oparciu o przykład Grupy Wspólnej Oceny (GWO), w której znajduje się pięć jednostek naukowych (Tabela 1). Wyznaczony dla tej GWO ranking kształtuje się następująco: $1 > 2 > 3 > 4 > 5$.

Tabela 1. Przykładowa GWO zawierająca pięć jednostek naukowych

Nr	Kryterium I	Kryterium II	Kryterium III	Kryterium IV	Punkty
1	80,24	287	16,04	45,0	47,44
2	52,27	856	18,97	64,0	3,79
3	53,89	495	13,78	92,5	-15,22
4	51,97	525	12,64	84,5	-18,55
5	54,43	631	14,27	70,0	-18,56

Źródło: obliczenia własne

Jednostka nr 5 została tą metodą rankingu oceniona najgorzej, mimo tego, że w trzech na cztery kryteria osiągnęła większą liczbę punktów niż jednostka nr 4 i jednostka nr 3. Wprowadźmy teraz do GWO jednostkę referencyjną dla kategorii A i ponownie wyznaczmy ranking jednostek naukowych dla analizowanej GWO:

Tabela 2. Przykładowa GWO rozszerzona o jednostkę referencyjną

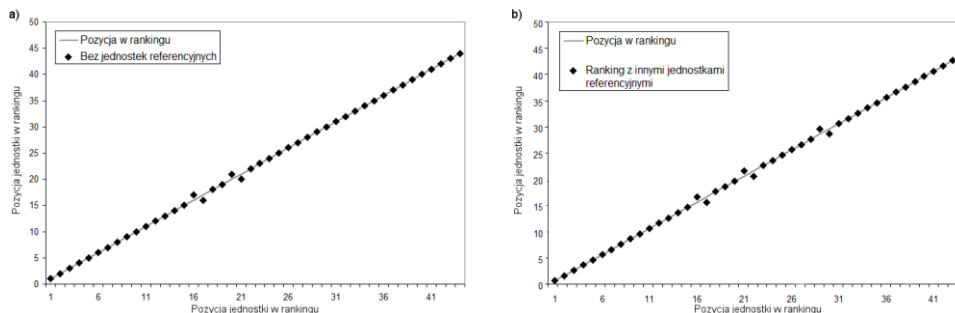
Nr	Kryterium I	Kryterium II	Kryterium III	Kryterium IV	Punkty
1	80,24	287	16,04	45,0	48,98
2	52,27	856	18,97	64,0	5,97
3	53,89	495	13,78	92,5	-11,85
4	51,97	525	12,64	84,5	-14,76
5	54,43	631	14,27	70,0	-13,67
A	50,00	517	17,00	52,0	-14,67

Źródło: obliczenia własne

Dla rozszerzonej o jednostkę referencyjną GWO (Tabela 2) ranking wygląda następująco: $1 > 2 > 3 > 5 > A > 4$. Widać zatem, że możliwe jest dopasowanie jednostki referencyjnej tak, aby jednostka nr 5 znalazła się wyżej w rankingu niż jednostka nr 4. Mało tego, jednostka naukowa nr 5 uzyskała kategorię naukową A, natomiast jednostka naukowa nr 4, która w rankingu dla Tabeli 1 nie była jednostką najgorszą, otrzymała kategorię naukową B.

Dla analizowanej na potrzeby artykułu jednej z oryginalnych GWO wprowadzenie jednostek referencyjnych nie dało tak kontrowersyjnych rezultatów. Na Rysunku 1 a) linią prostą zaznaczono pozycję jednostki naukowej w rankingu opublikowanym przez MNiSW. Punkty oznaczają natomiast pozycję w rankingu wyznaczoną według publikowanych danych o jednostkach, jednak bez uwzględnienia jednostek referencyjnych (które znajdują się na pozycji 15 - dla kategorii A oraz na pozycji 35 - dla kategorii B). Po wprowadzeniu jednostek referencyjnych, dwie jednostki zostały ocenione wyżej, a dwie jednostki niżej. Nie miało to jednak wpływu na uzyskane kategorie naukowe.

Rysunek 1. a) Różnice w rankingu po wprowadzeniu jednostek referencyjnych
b) Różnice w rankingu dla innych wartości ocen jednostek referencyjnych



Źródło: obliczenia własne oraz wykaz jednostek naukowych i kategorii naukowych dostępny na stronie <http://www.nauka.gov.pl>

Jeżeli jednak, w rozpatrywanej GWO, jednostki referencyjne miałyby inne wartości dla poszczególnych kryteriów oceny, ranking końcowy miałby inną postać. Rysunek 1 b) prezentuje ranking jednostek naukowych z jednostkami referencyjnymi, których wartość punktowa dla każdego z kryteriów oceny wynosi:

- + 10% wartości średniej ocen uzyskanych w GWO - dla kategorii A,
- - 10% wartości średniej ocen uzyskanych w GWO - dla kategorii B.

Jednostka referencyjna dla kategorii A znalazła się na 16 pozycji w rankingu, jednostka referencyjna dla kategorii B na miejscu 30. Właśnie dla takich wartości można zaobserwować wahania pozycji w rankingu dla jednostek naukowych znajdujących się w pobliżu jednostek referencyjnych.

Analizowana metoda rankingu jest również wrażliwa na zmianę wartości progowych D i G, które w obecnej metodzie rankingu definiowane są następująco:

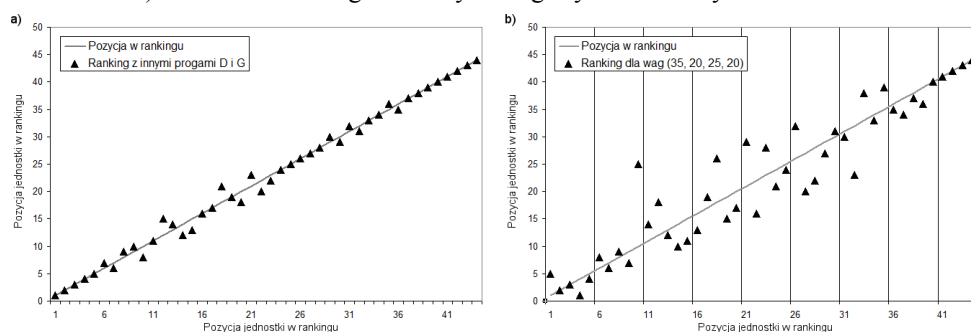
- próg nierozróżnialności D - 10% wartości oceny przyznanej niższej ocenionej jednostce naukowej za i-te kryterium, ale nie mniej niż 10% średniej wartości ocen uzyskanych za to kryterium przez wszystkie jednostki naukowe w danej GWO,
- próg pełnego przewyższania G - 30% wartości oceny przyznanej niższej ocenionej jednostce naukowej za i-te kryterium, ale nie mniej niż 3D.

Przyjęcie innych wartości procentowych, przykładowo: 20% dla wartości D oraz 40% dla wartości G skutkować będzie zmianami w rankingu dla 20 jednostek (Rysunek 2 a).

Jeszcze większy wpływ na ranking ma dobór wag dla kryteriów. W analizowanej GWO wagi, ustalone przez specjalistów z Komitetu Ewaluacji Jednostek Naukowych, dla poszczególnych kryteriów są następujące: 65, 10, 15, 10 [Dz. U. 2012 nr 0, poz. 877]. Zatem największy wpływ na pozycję w rankingu ma kryterium I - osiągnięcia naukowe i twórcze. Pozostałe osiągnięcia mają o wiele mniejsze znaczenie, gdyż stanowią one 35% całkowitej oceny. Gdyby jednak wagi były bardziej wyrównane (przykładowo: 35, 20, 15, 20), 37 jednostek

naukowych znalazłoby się w rankingu na innej pozycji. Warto zauważyć (Rysunek 2 b), że jednostka, która obecnie zajmuje pozycję nr 10 (kategoria naukowa A) przy odmiennie ustalonych wagach zajmowałaby pozycję nr 25 (kategoria naukowa B).

Rysunek 2. a) Różnice w rankingu dla innych wartości progów D i G
b) Różnice w rankingu dla innych wag kryteriów oceny



Źródło: obliczenia własne oraz wykaz jednostek naukowych i kategorii naukowych dostępny na stronie <http://www.nauka.gov.pl>

METODY PUNKTU ODNIESIENIA

Metody punktu odniesienia (MPO) zyskują coraz większą popularność w optymalizacji wielokryterialnej, również dla problemów dyskretnych. Ze względu na swoją niewielką złożoność obliczeniową bardzo dobrze sprawdzają się w zastosowaniach praktycznych, nawet jeśli wymagają one przetworzenia dużej liczby danych. Nic nie stoi na przeszkodzie, aby wykorzystać MPO również dla zagadnienia wyznaczania rankingu. Tym bardziej, że wyznaczony w ten sposób ranking można nazwać rankingiem obiektywnym [Ameljańczyk 2013].

Klasyczna metoda punktu odniesienia

Podstawowa metoda punktu odniesienia¹ wymaga od decydenta zdefiniowania wektora - poziomu aspiracji, będącego wyrażeniem jego oczekiwań względem uzyskanego rozwiązania. Na tej podstawie dla każdej z dostępnych opcji obliczana jest tzw. indywidualna funkcja osiągnięcia. Ważnym jest, aby funkcja ta była przedziałami liniowa, rosnąca i wklęsła.

Niech teraz s_i oznacza indywidualną funkcję osiągnięcia, y_i - wartość punktową dla i -tego kryterium uzyskaną przez jednostkę naukową X , a_i - wartość wektora aspiracji dla i -tego kryterium oceny. W najprostszej wersji s_i definiowana

¹ Opis metod punktu odniesienia na podstawie: Ogryczak W. (2008) Reference point method with importance weighted partial achievements, Journal of Telecommunications and Information Technology, 17-25.

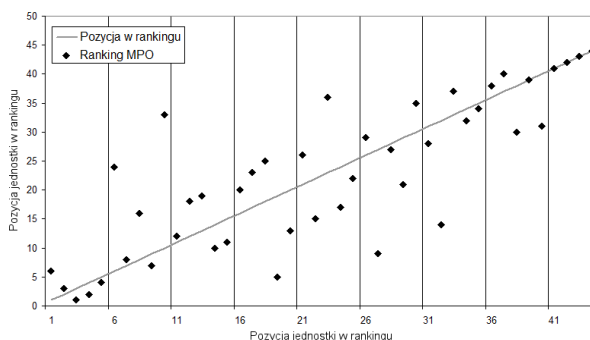
jest jako odległość rozwiązania y_i od poziomu aspiracji a_i ($s_i = y_i - a_i$). Liczba punktów uzyskanych przez jednostkę naukową wyznaczana jest według wzoru:

$$s(y) = \min_{i=1, \dots, m} s_i(a_i, y_i) + \varepsilon \sum_{i=1}^m s_i(a_i, y_i) \quad (1)$$

gdzie: ε - mała wartość dodatnia.

Wyznaczony tą metodą ranking uczelni wyższych w znacznym stopniu odbiega (Rysunek 3) od rankingu obecnego, wyznaczonego metodą porównań parami z ważoną relacją przewyższania.

Rysunek 3. Różnice w rankingu wyznaczonym metodą porównań parami i metodą punktu odniesienia



Źródło: obliczenia własne oraz wykaz jednostek naukowych i kategorii naukowych dostępny na stronie <http://www.nauka.gov.pl>

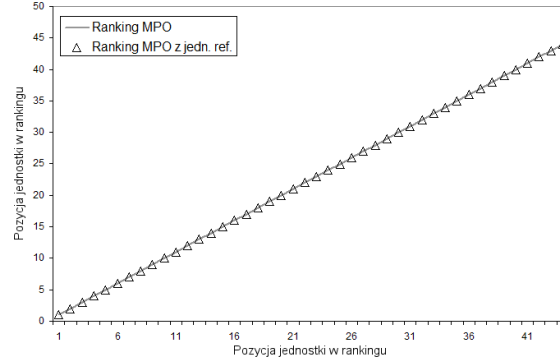
Jako wektor aspiracji arbitralnie przyjęto 70% wartości maksymalnej (osobno dla każdego z kryteriów oceny) uzyskanej przez jednostki naukowe w rozpatrywanej GWO. W rankingu wyznaczonym z wykorzystaniem klasycznej metody punktu odniesienia 19 jednostek zostało sklasyfikowanych niżej, natomiast 20 jednostek zostało sklasyfikowanych wyżej w stosunku do rankingu publikowanego przez MNiSW. Dodatkowo, gdyby zachować "oryginalną" licznosc jednostek w kategoriach naukowych, 14 jednostek dostałoby inną kategorię naukową.

Warto również zauważyć, że jednostka, która zajmuje obecnie 10 pozycję w rankingu (kategoria naukowa A), znalazłaby się na pozycji 33, która jest jedną z ostatnich pozycji jednostek z kategorią naukową B.

Metoda ta nie daje jednak żadnych informacji o podziale jednostek na kategorie naukowe. Nic jednak nie stoi na przeszkodzie, aby do rankingu dodać jednostki referencyjne, tak jak zostało to zrobione w metodzie porównań parami opisywanej w poprzednim rozdziale. Zauważyć warto, że bez względu na to, jaką liczbę punktów za kryteria dostaną jednostki referencyjne, spełnią one rolę wyłącznie podziału jednostek na kategorie naukowe. Wprowadzenie do rankingu, wyznaczonego klasyczną metodą punktu odniesienia, jednostek referencyjnych nie ma żadnego wpływu na pozycję pozostałych jednostek - pozostaje ona

niezmieniona (Rysunek 4). Właściwości tej nie miała metoda porównań parami, gdyż na ostateczne miejsce jednostki w rankingu miały wpływ oceny uzyskane przez wszystkie inne jednostki.

Rysunek 4. Ranking wyznaczony metodą punktu odniesienia po wprowadzeniu jednostek referencyjnych



Źródło: obliczenia własne

Przedziałowa metoda punktu odniesienia

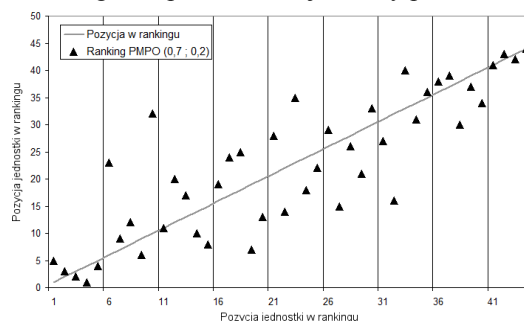
Przedziałowa metoda punktu odniesienia (PMPO), oprócz zdefiniowania wektora aspiracji, wymaga sprecyzowania również wektora rezerwacji, będącego określeniem wartości minimalnych dla każdego z kryteriów. Wektory te spełniają również rolę "współczynników skalujących", które dodatkowo określają kierunek poszukiwania rozwiązania satysfakcjonującego. Indywidualne funkcje osiągnięcia $s_i(a_i, r_i, y_i)$ powinny być skonstruowane tak, aby mierzyły odchylenie wartości kryterium oceny y_i od poziomu aspiracji a_i i poziomu rezerwacji r_i . Są to funkcje przedziałami liniowe, rosnące i wklęsłe przyjmujące wartość 0 dla oceny y_i równej poziomowi rezerwacji r_i oraz 1 dla oceny równej poziomowi aspiracji a_i . Formalną definicję indywidualnych funkcji osiągnięcia można znaleźć w [Ogryczak 2008].

Niech teraz y_i , a_i , ε będą zdefiniowane jak we wzorze (1), r_i oznacza wartość wektora rezerwacji dla i -tego kryterium oceny. Liczba punktów uzyskanych przez jednostkę naukową wyznaczana jest według wzoru:

$$s(y) = \min_{i=1, \dots, m} s_i(a_i, r_i, y_i) + \varepsilon \sum_{i=1}^m s_i(a_i, r_i, y_i) \quad (2)$$

Wyznaczony tą metodą ranking uczelni wyższych, podobnie jak dla przypadku klasycznej metody punktu odniesienia, różni się zupełnie od rankingu wyznaczonego metodą porównań parami z ważoną relacją przewyższania (Rysunek 5). Jako wektor aspiracji przyjęto 70%, natomiast wektor rezerwacji - 20% wartości maksymalnej oceny uzyskanej przez jednostki w analizowanej GWO. Obie wartości zostały przyjęte w sposób arbitralny.

Rysunek 5. Różnice w rankingu dla przedziałowej metody punktu odniesienia



Źródło: obliczenia własne oraz wykaz jednostek naukowych i kategorii naukowych dostępny na stronie <http://www.nauka.gov.pl>

Wektory: aspiracji i rezerwacji mają bardzo intuicyjną interpretację - określają oczekiwania decydenta, co do wartości oczekiwanych (aspiracja) oraz minimalnych (rezerwacja). Widać tutaj zatem pewną analogię do jednostek referencyjnych. Oczywiście jest zatem, że zastosowanie przedziałowej metody punktu odniesienia będzie w całości wolne od potrzeby sztucznego dodawania jednostek do GWO. Odpowiednia konstrukcja indywidualnych funkcji osiągnięcia umożliwia klasyfikację jednostek naukowych do właściwych kategorii naukowych wyłącznie na podstawie liczby punktów jakie jednostka uzyskała.

DEDYKOWANA METODA WYZNACZANIA RANKINGU

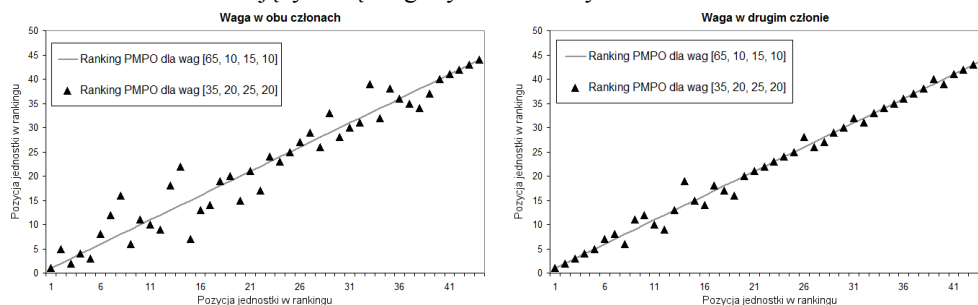
Chociaż dowolność w doborze wartości dla wektorów aspiracji i rezerwacji wydaje się być wystarczająca do wyznaczenia rankingu uczelni wyższych, zamiarem Komitetu Ewaluacji Jednostek Naukowych było nieco odmienne potraktowanie jednostek naukowych z różnych dziedzin naukowych. Z tego powodu poszczególne kryteria oceny są mnożone przez wagi, które są inne w zależności od obszarów nauki oraz charakteru ocenianej jednostki (przykładowo: instytuty badawcze mają inny wektor wag niż jednostki uczelniane).

Metody punktu odniesienia również umożliwiają uwzględnienie wektora wag w procesie wyznaczania rankingu jednostek. Należy jednak zauważyć, że uwzględnienie wag w pierwszym członie (wartość minimum) będzie miało zbyt duży wpływ na ostateczny wynik punktowy w rankingu. Spowoduje to również większą wrażliwość rankingu na zmianę wag (Rysunek 6). Dlatego naszą propozycją jest uwzględnienie wektora wag wyłącznie w drugim członie równania. Wówczas:

$$s(y) = \min_{i=1,\dots,m} s_i(a_i, r_i, y_i) + \varepsilon \sum_{i=1}^m w_i s_i(a_i, r_i, y_i) \quad (3)$$

gdzie w_i jest wagą i -tej oceny.

Rysunek 6. Różnice w rankingach wyznaczonych przedziałową metodą punktu odniesienia dla zmieniających się wag kryteriów oceny



Źródło: obliczenia własne

WNIOSKI

Ranking uczelni wyższych opublikowany przez Ministerstwo Nauki i Szkolnictwa Wyższego w 2012 roku wzbudził wiele kontrowersji oraz był przedmiotem wielu dyskusji w środowisku naukowym. Analiza metody porównań parami z ważoną relacją przewyższania, którą posłużono się do wyznaczenia rankingu jednostek naukowych pokazała, iż ma ona słabe punkty na każdym z etapów wyznaczania rankingu. Metoda ta jest wrażliwa zarówno na zmianę progów nierozróżnialności D oraz pełnego przewyższania G , zmianę wag kryteriów oceny, jak i sztuczne wprowadzenie do GWO jednostek referencyjnych, od których zależy przydział jednostki naukowej do odpowiedniej kategorii naukowej.

Metody punktu odniesienia pozwalają na wyznaczenie rankingu jednostek naukowych znacznie mniejszym nakładem obliczeniowym (choćby z braku konieczności porównań jednostek parami). Przedziałowa metoda punktu odniesienia okazała się bardzo dobrym narzędziem, które - poprzez definiowanie elastycznych poziomów aspiracji i rezerwacji - wyklucza konieczność dodawania do GWO sztucznych jednostek referencyjnych.

Dedykowana metoda rankingu umożliwia uwzględnienie wektora wag dla kryteriów oceny, dzięki któremu możliwe będzie dostosowanie metody obliczania punktów dla jednostki naukowej z uwzględnieniem jej obszaru badań i profilu działalności. Sugerowane jest jednak uwzględnienie wektora wag wyłącznie w drugim członie równania.

Na zakończenie warto wspomnieć, że metody punktu odniesienia generują zupełnie inny ranking jednostek naukowych, niż ten publikowany przez MNiSW. Ranking wyznaczony metodą punktu odniesienia wydaje się być lepszym, ze względu na swoje właściwości i większą stabilność. Jednak każdy ranking z pewnością będzie budził wiele zastrzeżeń i wątpliwości, gdyż niemożliwym jest utworzenie rankingu, który zadowoli wszystkich zainteresowanych.

BIBLIOGRAFIA

- Ameljańczyk A. (2013) Metoda podziału zbioru obiektów na wielokryterialne klastry jakościowe, *Biuletyn Instytutu Systemów Informatycznych*, 1-7.
- Antonowicz D., Brzeziński J. M. (2013) Doświadczenia parametryzacji jednostek naukowych z obszaru nauk humanistycznych i społecznych 2013 - z myślą o parametryzacji 2017, *Nauka*, 4, 51-85.
- Bouyssou D. (1992) Ranking methods based on valued preference relations: A characterization of the net flow method. *European Journal of Operational Research*, 60. 1, 61-67.
- Łodziński A. (2013) Zastosowanie metody punktu odniesienia do znajdowania decyzji symetrycznie efektywnych w modelowaniu wielokryterialnym procesu negocjacji dwustronnych, *Studia i Materiały Informatyki Stosowanej*, Tom 12, 19-28.
- Ministerstwo Nauki i Szkolnictwa Wyższego, Dziennik Ustaw 2012 poz. 877 Rozporządzenie Ministra Nauki i Szkolnictwa Wyższego z dnia 13 lipca 2012 r. w sprawie kryteriów i trybu przyznawania kategorii naukowej jednostkom naukowym.
- Ogryczak W. (2008) Reference point method with importance weighted partial achievements, *Journal of Telecommunications and Information Technology*, 17-25.
- Roy B. (1990) Wielokryterialne wspomaganie decyzji, Wydawnictwa Naukowo-Techniczne.
- Słowiński R. (2008) Algorytm konstrukcji listy rankingowej jednostek, Instytut Informatyki Politechniki Poznańskiej, <http://www.ki.pan.pl/index.php/pl/ranking-uczelni>
- Wierzbicki A. P., Klimasara, E., Mościcka, A. (2011) Logika i inżynieria wiedzy w telekomunikacji. *Telekomunikacja i Techniki Informacyjne*, 3-23.

RANKING OF UNIVERSITIES BASED ON THE REFERENCE
POINT METHODS

Abstract: This paper presents the ranking of universities published by the Ministry of Science and Higher Education, determined by pairwise comparisons method with a weighted outranking relationship and the impact of introduction of reference units to the ranking. Next there is presented an approach based on the reference point methods. We also propose a modification of classical reference point method, to adjust them to the needs of determining the ranking of universities. We conclude with the analysis and comparison of these two approaches.

Keywords: ranking of universities, multicriteria ranking algorithms, reference point method, multicriteria decision support

ZASTOSOWANIE PORZĄDKOWANIA HIERARCHICZNEGO DO OCENY REGIONALNEGO ZRÓŻNICOWANIA POZIOMU ŻYCIA NA WSI

Iwona Müller-Frączek, Joanna Muszyńska
Katedra Ekonometrii i Statystyki
Uniwersytet Mikołaja Kopernika w Toruniu
e-mail: muller@econ.umk.pl, jmus@umk.pl

Streszczenie: Celem artykułu jest analiza regionalnego zróżnicowania poziomu życia na wsi, na dwóch szczeblach podziału administracyjnego. Wykorzystano koncepcję miary syntetycznej dla obiektów hierarchicznych, zaproponowaną przez A. Młodaka. Podejście to pozwoliło na równoległą ocenę zjawiska dla obiektów hierarchicznych (województw) oraz subobiektów (powiatów), przy jednoczesnej porównywalności wyników na obu poziomach. W badaniu wykazano duże zróżnicowanie warunków życia na wsi zarówno między województwami, jak i wewnątrz nich. Następnie obiekty uporządkowano oraz wyodrębniono grupy obiektów podobnych.

Słowa kluczowe: porządkowanie hierarchiczne, syntetyczny miernik rozwoju, poziom życia na wsi

WSTĘP

Jednym z podstawowych celów Wspólnoty, obok dynamicznego, zrównoważonego rozwoju gospodarczego, jest zwiększenie stopnia dobrobytu ludności państw członkowskich. Jednakże nie wszystkie kraje, a tym bardziej nie wszystkie regiony Unii, osiągają jednakowy stopień jego realizacji. Różnice w jakości życia społeczeństw wynikają nie tylko z nierównomiernego rozwoju społeczno-gospodarczego Europy. Również negatywne skutki rozwoju cywilizacji, takie jak: zanieczyszczenie środowiska naturalnego, napięcia społeczne, czy patologie kryminalne, nie pozostają bez wpływu na poziom życia ludności. Strategie zrównoważonego rozwoju i spójności społecznej, mające na celu niwelowanie różnic w rozwoju społeczeństw są trudne do realizacji i bezwzględnie wymagają ciągłego monitorowania poziomu i jakości życia w regionach.

Poziom życia, określane również jako dobrobyt społeczeństwa jest pojęciem złożonym, wieloaspektowym i niewymiernym. Często jest on utożsamiany z takimi pojęciami jak jakość czy standard życia, a czasami rozumiany wyłącznie jako poziom spożycia dóbr i usług¹.

Przedmiotem opisywanego badania jest poziom życia ludności na wsi. Analiza bazuje na definicji ONZ, zgodnie z którą poziom życia stanowi ogół rzeczywistych warunków, w których żyje społeczeństwo. Jest rozumiany jako stopień zaspokojenia potrzeb materialnych i kulturalnych ludności - za pomocą dóbr i usług odpłatnych jak i pochodzących z funduszy społecznych oraz poprzez wykorzystanie walorów środowiska naturalnego i społecznego².

Celem badania jest analiza regionalnego zróżnicowania poziomu życia ludności jednocześnie na dwóch szczeblach podziału administracyjnego i uzyskanie porównywalnych wyników dla województw i powiatów. Możliwość taką daje miernik skonstruowany przez A. Młodaka [Młodak 2009].

Wykorzystanie wspomnianego miernika w analizach pozwoliło na uporządkowanie województw oraz powiatów (łącznie) ze względu na poziom życia na wsi oraz wyodrębnienie jednorodnych grup obiektów podobnych.

MATERIAŁ EMPIRYCZNY I ZMIENNE DIAGNOSTYCZNE

W badaniu wykorzystano dane dla roku 2013, zaczerpnięte z witryny internetowej GUS. Analiza miała dotyczyć obszarów wiejskich w podziale na województwa i powiaty. Zgodnie z zasadami przyjętymi przez GUS do obszarów wiejskich zalicza się tereny leżące poza granicami miast, czyli gminy wiejskie oraz części wiejskie gmin miejsko-wiejskich. Ponieważ dla większości rozpatrywanych zmiennych brakowało danych z drugiej grupy, badanie przeprowadzono wyłącznie w oparciu o dane dla gmin wiejskich.

W pierwszej części analizy ze zbioru potencjalnych zmiennych usunięto wskaźniki o małej zmienności i silnym wzajemnym skorelowaniu³.

¹ Szeroki przegląd wybranych definicji poziomu życia oraz kategorii ściśle z nim powiązanych, takich jak: warunki życia, jakość czy godność życia można znaleźć m.in. w pracach: Panek T. (2007) Statystyka społeczna, PWE, Warszawa, Zeliaś A. (2004) Poziom życia w Polsce i krajach Unii Europejskiej, PWE, Warszawa, Bywalec Cz., Rudnicki L. (2002) Konsumpcja, PWE, Warszawa 2002, Zeliaś A. (2000) Taksonomiczna analiza przestrzennego zróżnicowania poziomu życia w Polsce w ujęciu dynamicznym, Wydawnictwo AE, Kraków.

² Por. Johann M. (2005) Polska – UE. Porównanie poziomu życia ludności, Difin, Warszawa.

³ Do oceny współzależności zmiennych wykorzystano metodę odwróconej macierzy korelacji, por.: Panek T., Zwierzchowski J. (2013) Statystyczne metody wielowymiarowej analizy porównawczej. Teoria i zastosowania, Oficyna Wydawnicza SGH, Warszawa.

Wyselekcjonowane w ten sposób determinanty można podzielić na 6 podgrup, które charakteryzują różne aspekty poziomu życia:

- dobrobyt / ubóstwo:
 - X_1 - dochody własne gmin na mieszkańca,
 - X_2 - wydatki gminy na obsługę długu publicznego na mieszkańca,
 - X_3 - wydatki gmin na inwestycje przypadające na mieszkańca,
 - X_4 - odsetek osób korzystających z pomocy społecznej,
 - X_5 - dzieci otrzymujące zasiłek rodzinny do liczby mieszkańców,
- stan zdrowia i ochrona zdrowia:
 - X_6 - liczba aptek na 10 tys. mieszkańców,
 - X_7 - liczba przychodni na 10 tys. mieszkańców,
 - X_8 - praktyki lekarskie na 10 tys. mieszkańców,
 - X_9 - urodzenia żywe na 1000 mieszkańców,
 - X_{10} - zgony niemowląt na 10 000 mieszkańców,
- infrastruktura i ochrona środowiska:
 - X_{11} - długość sieci wodociągowej na km^2 ,
 - X_{12} - długość sieci kanalizacyjnej na km^2 ,
 - X_{13} - odsetek osób korzystających z sieci wodociągowej,
 - X_{14} - odsetek osób korzystających z sieci kanalizacyjnej,
 - X_{15} - odsetek osób korzystających z oczyszczalni ścieków,
 - X_{16} - powierzchnia dzikich wysypisk śmieci na km^2 ,
- kultura i rozrywka:
 - X_{17} - wydatki gmin na kulturę na mieszkańca,
 - X_{18} - liczba bibliotek na 10 tys. mieszkańców,
 - X_{19} - wielkość księgozbioru bibliotecznego na mieszkańca,
 - X_{20} - liczba imprez kulturalnych i rozrywkowych na mieszkańca,
 - X_{21} - odsetek osób uczestniczących w imprezach,
- rynek pracy:
 - X_{22} - odsetek bezrobotnych wśród ludności w wieku produkcyjnym,
- obciążenie demograficzne:
 - X_{23} - odsetek ludności w wieku poprodukcyjnym wśród ludności w wieku produkcyjnym.

W rozważanym zestawie cechy: X_2 , X_4 , X_5 , X_{10} , X_{16} , X_{22} , X_{23} są destymulantami, pozostałe to stymulanty.

Wszystkie zmienne mają postać hybrydową, tzn. są ilorazami dwóch odmiennych cech badanego obiektu. Wówczas wartości zmiennej dla subobiektów (powiatów) nie sumują się do wartości dla obiektu (województwa). Ponadto nie ma ogólnego (funkcyjnego) związku między obserwacjami na dwóch poziomach podziału administracyjnego. Taka sytuacja utrudnia konstrukcję hierarchicznej miary syntetycznej, w której wyniki dla jednostek różnego typu np. województw i powiatów byłyby porównywalne. A. Młodak zaproponował rozwiązanie tego

problemu poprzez linearyzację zmiennych hybrydowych w taki sposób, aby nie zmieniała się wariancja pierwotnych zmiennych.

METODA BADAWCZA

Pomiar poziomu życia mieszkańców wsi przeprowadzono w oparciu o miernik syntetyczny, którego konstrukcja przebiegała w kilku etapach⁴.

1. Zmieniono charakter destymulant poprzez zamianę znaku.
2. Zlinearyzowano zmienne zgodnie z opisaną poniżej procedurą.

Rozważmy p obiektów hierarchicznych, z których każdy składa się odpowiednio z p_i subobiektów.

Niech $Y = (y_{ik})$ oznacza zmienną diagnostyczną, przy czym:

y_{i0} - obserwacje dla obiektów hierarchicznych ($i = 1, \dots, p$),

y_{ik} - obserwacje dla subobiektów w i -tym obiekcie ($i = 1, \dots, p, k = 1, \dots, p_i$)⁵.

Ponadto Y jest postaci hybrydowej, czyli dla $i = 1, \dots, p$ oraz $k = 0, \dots, p_i$:

$$y_{ik} = \frac{u_{ik}}{v_{ik}},$$

$$\text{gdzie } \sum_{k=1}^{p_i} u_{ik} = u_{i0} \text{ oraz } \sum_{k=1}^{p_i} v_{ik} = v_{i0}.$$

Niech U' oraz V' oznaczają zmienne postaci:

$$\text{- dla obiektów: } u'_{i0} = \frac{u_{i0}}{p_i} \text{ oraz } v'_{i0} = \frac{v_{i0}}{p_i},$$

$$\text{- dla subobiektów: } u'_{ik} = u_{ik} \text{ oraz } v'_{ik} = u_{ik} \text{ (} k = 1, \dots, p_i \text{)}.$$

Korzystając z twierdzenia Taylora można zapisać:

$$y_{ik} \approx \frac{1}{v_0} \left(u'_{ik} + \frac{(v_0 - v'_{ik}) \cdot u_0}{v_0} \right), \quad (1)$$

gdzie punkt początkowy, wyznaczany tak aby po linearyzacji nie zmieniała się wariancja zmiennej, określa wzór:

⁴ Szczegóły konstrukcji wykorzystywanego w analizie miernika opisane zostały w pracy: Młodak A. (2009) Hierarchiczność a porządkowanie obiektów w statystyce regionalnej, Wiadomości Statystyczne GUS i PTS, nr 4, str. 11 – 25.

⁵ Ponieważ w opisywanej konstrukcji wykorzystuje się jednocześnie obserwacje na obu szczeblach podziału, powstały miernik odzwierciedla różnicowanie cech diagnostycznych zarówno na poziomie obiektów hierarchicznych jak i wewnątrz nich. Inny miernik syntetyczny odzwierciedlający różnicowanie wewnętrzne obiektów zaprezentowano w pracy Strahl D. (2006) Strukturalna miara obiektów hierarchicznych, Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu, Ekonometria, nr 16, str. 11 – 20.

$$(u_0, v_0) = \left(\frac{\text{cov}(U', V')}{\text{var } V'} v_0, \sqrt{\frac{\text{var } U' \cdot \text{var } V' - \text{cov}^2(U', V')}{\text{var } Y \cdot \text{var } V'}} \right). \quad (2)$$

Zlinearyzowane zgodnie z formułami (1) oraz (2) zmienne diagnostyczne posiadają kluczową dla konstrukcji miernika hierarchicznego własność:

$$\frac{1}{p_i} \sum_{k=1}^{p_i} y_{ik} = y_{i0}. \quad (3)$$

Istnieje zatem jasny (funkcyjny) związek między wartościami cechy dla obiektu a wartościami dla jego subobiektów.

Kolejne etapy konstrukcji miernika syntetycznego przebiegały podobnie jak w przypadku pionierskiego rozwiązania Hellwiga [Hellwig 1968].

3. Zmienne diagnostyczne ($j = 1, \dots, m$) poddano standaryzacji zgodnie z formułą:

$$z_{ikj} = \frac{y_{ikj} - \bar{y}_j}{\sigma(y_j)}, \quad (4)$$

gdzie \bar{y}_j oznacza średnią, a $\sigma(y_j)$ odchylenie standardowe j -tej zmiennej, liczone z wartości zarówno dla obiektów, jak i subobiektów.

4. Wyznaczono wzorzec:

$$\varphi_j = \frac{v_{0j} \cdot \max_{i,k} u_{ikj} + u_{0j} (v_{0j} - \min_{i,k} v_{ikj}) - v_{0j}^2 \cdot \bar{y}_j}{v_{0j}^2 \cdot \sigma(y_j)} \quad (5)$$

oraz odległość obiektów i subobiektów od wzorca:

$$d_{ik} = \frac{1}{m} \sum_{j=1}^m (\varphi_j - z_{ikj}). \quad (6)$$

5. Wykorzystując średnią odległość obiektów i subobiektów od wzorca oraz jej odchylenie standardowe wyznaczono syntetyczny miernik postaci:

$$\mu_{ik} = 1 - \frac{d_{ik}}{\bar{d} + 2\sigma(d)}. \quad (7)$$

Charakterystyczną cechą pomiaru badanego zjawiska przeprowadzanego zgodnie z etapami 1-5 jest uzyskanie wyników porównywalnych na obu szczeblach podziału administracyjnego. Ponadto, poziom zjawiska dla obiektu hierarchicznego jest średnią z wyników dla jego subobiektów:

$$\frac{1}{p_i} \sum_{k=1}^{p_i} \mu_{ik} = \mu_{i0}. \quad (8)$$

W kolejnym kroku badania na podstawie uzyskanych wartości zmiennej syntetycznej sporządzono rankingi województw i powiatów. Następnie dokonano łącznego grupowania obiektów hierarchicznych i subobiektów na jednorodne wewnętrznie grupy. W tym celu wykorzystano metodę trzech średnich.

Najpierw, za pomocą wartości średniej miernika syntetycznego $\bar{\mu}$, ogół obiektów podzielono na dwie grupy. Następnie, w obu klasach, powyżej i poniżej $\bar{\mu}$, ponownie wyznaczono wartości średnie miernika dla tworzących je obiektów $\bar{\mu}_I$ i $\bar{\mu}_{II}$. Za ich pomocą dokonano dalszego podziału uzyskując cztery rozłączne, niepuste grupy. Obiekty należące do poszczególnych klas spełniały warunki:

- grupa 1: μ_{ik} ; $\mu_{ik} > \bar{\mu}_I$,
- grupa 2: μ_{ik} ; $\bar{\mu} < \mu_{ik} \leq \bar{\mu}_I$,
- grupa 3: μ_{ik} ; $\bar{\mu}_{II} < \mu_{ik} \leq \bar{\mu}$,
- grupa 4: μ_{ik} ; $\mu_{ik} \leq \bar{\mu}_{II}$.

WYNIKI

Zgodnie z opisaną w poprzednim rozdziale procedurą wyznaczono wartości mierników charakteryzujących poziom życia mieszkańców wsi. W Tabeli 1 przedstawiono rezultaty uzyskane dla województw, natomiast wyniki dla powiatów o najwyższych i najniższych wartościach miernika zamieszczono w Tabeli 2.

Tabela 1. Wyniki pomiaru poziom życia na wsi w roku 2013 (województwa)

województwo	μ_i	pozycja	grupa	$\max(\mu_{ih})$	$\min(\mu_{ih})$	$V(\mu_{ih})$
śląskie	0,107	1	1	0,221	0,058	0,35
wielkopolskie	0,088	2	2	0,364	0,056	0,59
opolskie	0,088	3	2	0,180	0,060	0,37
podkarpackie	0,086	4	2	0,169	-0,004	0,36
pomorskie	0,086	5	2	0,164	0,044	0,34
dolnośląskie	0,086	6	2	0,224	0,039	0,42
zachodniopomorskie	0,073	7	2	0,136	0,045	0,32
kujawsko-pomorskie	0,069	8	3	0,103	0,025	0,27
łódzkie	0,068	9	3	0,194	0,016	0,48
małopolskie	0,067	10	3	0,128	-0,016	0,50
lubuskie	0,063	11	3	0,081	0,036	0,21
warmińsko-mazurskie	0,057	12	3	0,098	0,041	0,26
podlaskie	0,053	13	3	0,091	0,024	0,34
świętokrzyskie	0,052	14	3	0,100	0,024	0,36
mazowieckie	0,051	15	3	0,148	-0,046	0,59
lubelskie	0,043	16	4	0,088	-0,042	0,71

Źródło: obliczenia własne

Tabela 2. Wyniki pomiaru poziomu życia na wsi w roku 2013 (powiaty)

powiat	województwo	miernik	pozycja	grupa
powiaty o najwyższych wartościach miernika				
poznański	wielkopolskie	0,3642	1	1
wrocławski	dolnośląskie	0,2237	2	1
pszczyński	śląskie	0,2214	3	1
bełchatowski	łódzkie	0,1939	4	1
opolski	opolskie	0,1797	5	1
łańcucki	podkarpackie	0,1689	6	1
gdański	pomorskie	0,1639	7	1
bielski	śląskie	0,1507	8	1
pruszkowski	mazowieckie	0,1479	9	1
wodzisławski	śląskie	0,1478	10	1
lubiniński	dolnośląskie	0,1449	11	1
policki	zachodniopomorskie	0,1364	12	1
bolesławiecki	dolnośląskie	0,1358	13	1
tarnogórski	śląskie	0,1325	14	1
rzeszowski	podkarpackie	0,1306	15	1
powiaty o najniższych wartościach miernika				
włocławski	kujawsko-pomorskie	0,0249	297	4
sandomierski	świętokrzyskie	0,0242	298	4
sokółski	podlaskie	0,0238	299	4
ostrołęcki	mazowieckie	0,0229	300	4
przysuski	mazowieckie	0,0225	301	4
mławski	mazowieckie	0,0221	302	4
radomszczański	łódzkie	0,0156	303	4
płoński	mazowieckie	0,0155	304	4
tomaszowski	lubelskie	0,0139	305	4
limanowski	małopolskie	0,0086	306	4
jasielski	podkarpackie	-0,0040	307	4
nowosądecki	małopolskie	-0,0157	308	4
łukowski	lubelskie	-0,0233	309	4
zamojski	lubelskie	-0,0419	310	4
radomski	mazowieckie	-0,0457	311	4

Źródło: obliczenia własne

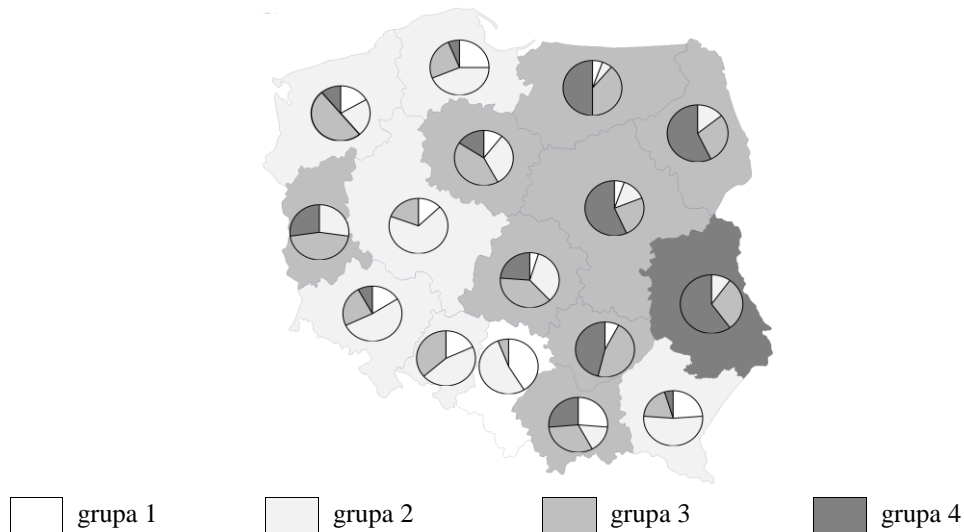
Zaobserwowano umiarkowane zróżnicowanie wartości miernika na poziomie województw (24%). Standard życia mieszkańców wsi, oceniany na tym szczeblu podziału administracyjnego, wydaje się być zatem zbliżony. Większość regionów zaliczono do 2 lub 3 grupy obiektów. Jedynie w województwie śląskim widoczna jest wyraźnie lepsza sytuacja, wyraźnie gorsza zaś w Lubelskiem. Inaczej sytuacja kształtowała się na poziomie powiatów, tam zróżnicowanie było silne (51%). Można również dostrzec duże zróżnicowanie powiatów wewnątrz

poszczególnych województw, szczególnie widoczne w województwie o najniższej wartości miernika (lubelskim).

Zastosowana metoda umożliwiła stworzenie wspólnego rankingu dla województw i powiatów. W ten sposób można było ocenić sytuację całych województw jak i warunki życia wewnątrz nich. Jak zaobserwowano, w 25 powiatach warunki życia na wsi są lepsze niż w województwie o najwyższej wartości miernika (śląskim). Co ciekawe wśród nich znajdują się także powiaty należące do województw z IV grupy. Natomiast 38 powiatów ma gorsze warunki życia niż województwo o najniższym wyniku (lubelskie). Wśród nich aż 15 to powiaty województwa mazowieckiego, 9 lubelskiego. Szczególnie niepokojąca jest sytuacja w powiatach, w których miernik przyjął wartości ujemne⁶.

Wartości miernika wykorzystano również do pogrupowania województw oraz powiatów ze względu na podobieństwo warunków życia na wsi. Spośród różnych metod podziału obiektów wybrano metodę trzech średnich, ponieważ dawała poprawne (niepuste, spójne skupienia) oraz zgodne z intuicją wyniki.⁷ Rezultaty grupowania dla województw zamieszczono w ostatniej kolumnie Tabeli 1, natomiast rozkład poziomu życia w powiatach dla poszczególnych województw przedstawiono na Rysunku 1. Wykresy kołowe prezentują odsetek powiatów danego województwa zaliczanych do poszczególnych grup.

Rysunek 1. Rozkład poziomu życia na wsi w powiatach na tle sytuacji w województwie



Źródło: obliczenia własne

⁶ Zwykle wartości miernika należą do przedziału $[0,1]$.

⁷ Rozważano również inne metody, m. in. metodę odchyłeń, metodę środków ciężkości, ale nie uzyskano zadowalających rezultatów.

W zastosowanym grupowaniu wskazana została szczególna pozycja dwóch regionów: śląskiego i lubelskiego. Są one jedynymi reprezentantami województw w swoich grupach. Oprócz nich w grupach I i IV znalazły się wyłącznie powiaty, odpowiednio 42 oraz 78.

Analizując wyniki grupowania na poziomie województw można zauważyć wyraźny podział Polski ze względu na warunki życia mieszkańców wsi. W zachodniej części kraju obserwuje się wyższy poziom życia ludności, w części wschodniej niższy. Tylko dwa województwa – lubuskie i podkarpackie - nie pasują do tego schematu.

Pogłębiona analiza pokazuje jednak silne zróżnicowanie wewnątrz tak dużych jednostek przestrzennych. Na przykład w województwie kujawsko-pomorskim, które jako całość znalazło się w 3 grupie, aż 43% stanowią powiaty o wartości miernika powyżej wartości średniej.

PODSUMOWANIE

W przeprowadzonej analizie poziomu życia na wsi wykorzystano miernik syntetyczny, w którym odzwierciedlone są istotne dla badań regionalnych powiązania między obserwacjami na dwóch poziomach podziału administracyjnego. Taka konstrukcja miernika pozwoliła na ocenę zróżnicowania zarówno między obiektami hierarchicznymi jak i wewnątrz nich, a uzyskane oceny poziomu życia dla województw i powiatów są porównywalne.

Jak wykazała zaprezentowana analiza, zbliżone z pozoru warunki życia mieszkańców wsi, oceniane na poziomie województw, okazały się być silnie zróżnicowane wewnątrz tak dużych obiektów przestrzennych. Nawet w regionach o wysokim standardzie życia na wsi występowały powiaty o zdecydowanie niższym poziomie⁸.

Opisane w artykule podejście pogłębia analizy prowadzone wyłącznie na jednym szczeblu podziału administracyjnego⁹, a uzyskane wyniki potwierdzają potrzebę korzystania z mierników hierarchicznych w badaniach regionalnych. Tradycyjne analizy [por. Malina, Zeliaś 1997, Sompolska-Rzechuła 2013, Śmiłowska 1995, Zeliaś 2004], prowadzone dla dużych jednostek przestrzennych, takich jak kraje, regiony, podregiony czy województwa, mogą nie oddawać w pełni zróżnicowania badanych zjawisk na niższych poziomach podziału administracyjnego. Wewnętrzne zróżnicowanie obiektów może mieć jednak istotne znaczenie w ocenach wielu procesów, zwłaszcza tych związanych z rozwojem ekonomicznym oraz spójnością gospodarczą i społeczną regionów.

⁸ Zaprezentowane wyniki należy jednak traktować z pewną ostrożnością ze względu na niepełne dane, które dotyczyły wyłącznie obszarów wiejskich leżących na terenach gmin wiejskich.

⁹ Rezultaty uzyskiwane dla obu szczebli podziału oddzielnie nie są tożsame z tymi, które łączą obserwacje, wykorzystując ich wzajemne powiązania.

BIBLIOGRAFIA

- Bywalec Cz., Rudnicki L. (2002) Konsumpcja, PWE, Warszawa.
- Hellwig Z. (1968) Zastosowanie metody taksonomicznej do typologicznego podziału krajów ze względu na poziom ich rozwoju oraz zasoby i strukturę wykwalifikowanych kadr, *Przegląd Statystyczny*, XV, z. 4, str. 307 – 327.
- Johann M. (2005) Polska – UE. Porównanie poziomu życia ludności, Difin, Warszawa.
- Malina A., Zeliaś A. (1997) Taksonomiczna analiza przestrzennego zróżnicowania jakości życia ludności w Polsce w 1994 r., *Przegląd Statystyczny*, XLIV, z. 1, str. 11 – 27.
- Młodak A. (2009) Hierarchiczność a porządkowanie obiektów w statystyce regionalnej, *Wiadomości Statystyczne GUS i PTS*, nr 4, str. 11 – 25.
- Panek T. (2007) Statystyka społeczna, PWE, Warszawa.
- Panek T., Zwierzchowski J. (2013) Statystyczne metody wielowymiarowej analizy porównawczej. Teoria i zastosowania, Oficyna Wydawnicza SGH, Warszawa.
- Sompolska-Rzechuła A. (2013) Zastosowanie miar pozycyjnych do porządkowania liniowego województw Polski ze względu na poziom jakości życia, *Przegląd Statystyczny*, LX, z. 4, str. 523 – 538.
- Strahl D. (2006) Strukturalna miara obiektów hierarchicznych, *Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu, Ekonometria*, nr 16, str. 11 - 20.
- Śmiłowska T. (1995) Zróżnicowanie poziomu i jakości życia ludności w przekroju terytorialnym, *ZBSE GUS i PAN*, z. 229.
- Zeliaś A. (2004) Poziom życia w Polsce i krajach Unii Europejskiej, PWE, Warszawa.
- Zeliaś A. (2000) Taksonomiczna analiza przestrzennego zróżnicowania poziomu życia w Polsce w ujęciu dynamicznym, Wydawnictwo AE, Kraków.

**THE USE OF HIERARCHICAL ORDERING
TO ASSESS THE REGIONAL DIVERSITY OF THE LEVEL OF LIFE
IN RURAL AREAS**

Abstract: The aim of the paper was to analyse regional differentiation of level of life in rural areas at two levels of administrative division (voivodeships and poviats). The study used the concept of synthetic measure for hierarchical objects, developed by A. Młodak. This approach enabled the simultaneous evaluation of the phenomenon both at the level of hierarchical objects (voivodeships) and subobjects (poviats), while ensuring comparability of results for both levels of administrative division. The analysis showed substantial differences in level of life in rural areas, both between provinces and within them.

Keywords: hierarchical ordering, synthetic measure of development, level of life in rural areas

CZY ŹRÓDŁA FINANSOWANIA WPŁYWAJĄ NA EFEKTYWNOŚĆ INWESTYCJI W ŚRODKI TRWAŁE I B+R?

Natalia Nehrebecka

Katedra Statystyki i Ekonometrii, Uniwersytet Warszawski
e-mail: nnehrebecka@wne.uw.edu.pl

Narodowy Bank Polski
e-mail: Natalia.Nehrebecka@nbp.pl

Anna Bialek - Jaworska

Katedra Bankowości, Finansów i Rachunkowości, Uniwersytet Warszawski
e-mail: abialek@wne.uw.edu.pl

Streszczenie: Celem artykułu jest zidentyfikowanie wpływu finansowania inwestycji w środki trwałe i prace rozwojowe z oszczędności lub zadłużenia z tytułu kredytu bankowego lub pożyczek na efektywność ich wykorzystania¹. Analizę przeprowadzono na podstawie jednostkowych danych panelowych niezbilansowanych przedsiębiorstw w Polsce, zatrudniających co najmniej 10 pracowników, z rocznych sprawozdań GUS F-02 za lata 1995 – 2012. Do oszacowania parametrów wykorzystano odporny systemowy estymator GMM. Na podstawie wyników badania stwierdzono, że bardziej zadłużone przedsiębiorstwa osiągają niższą efektywność wykorzystania inwestycji. Przedsiębiorstwa finansujące inwestycje ze środków własnych wybierają projekty bardziej ryzykowne, ale i bardziej efektywne, w działalność badawczo-rozwojową (B+R), dla których trudno byłoby im znaleźć finansowanie zewnętrzne. Wynika stąd, że więcej oszczędzające przedsiębiorstwa i finansujące inwestycje w większym stopniu ze środków własnych, dzięki wyższej efektywności inwestycji w środki trwałe i prace rozwojowe, przyspieszają tempo wzrostu gospodarczego.

Słowa kluczowe: oszczędności, kredyt bankowy, efektywność, B+R, środki trwałe, dynamiczny model panelowy, systemowy estymator GMM

¹ Artykuł stanowi fragment projektu badawczego, realizowanego pod kierunkiem dr Natalii Nehrebeckiej w ramach konkursu ogłoszonego przez Komitet Badań Ekonomicznych NBP i został wykonany w ramach zadań autorskich realizowanych na użytek NBP.

WSTĘP

W latach 1995 – 2012 zaobserwowano w Polsce, że efektywność inwestycji w środki trwałe i prace rozwojowe (B+R) w przedsiębiorstwach niekorzystających z finansowania kredytami bankowymi lub pożyczkami była znacznie wyższa od efektywności tych inwestycji w przedsiębiorstwach finansujących się długiem. W literaturze zwraca się uwagę, że zewnętrzne finansowanie wydatków na działalność B+R jest trudniejsze niż wydatków na akumulację aktywów rzeczowych [Bond, Harhoff, Van Reenen 2003, Bougheas, Görg, Strobl 2003] i dlatego rozwój rynków finansowych sprzyja postępowi technicznemu [Dabla-Norris, Kersting, Verder 2010]. Celem artykułu jest sprawdzenie czy inwestycje w środki trwałe i prace rozwojowe (innowacje (B+R) ujęte w bilansie) finansowane głównie z oszczędności polskich przedsiębiorstw (płynnych rezerw) są bardziej efektywne od takich inwestycji finansowanych przez zewnętrznych kredytodawców. Przedsiębiorstwa finansujące inwestycje ze środków własnych wybierają inwestycje bardziej ryzykowne, ale i bardziej efektywne, w prace rozwojowe jako część innowacji (B+R), dla których trudno byłoby im znaleźć finansowanie zewnętrzne. Uzyskane wyniki pozwoliłyby potwierdzić, że więcej oszczędzające firmy i finansujące inwestycje w większym stopniu ze środków własnych przyspieszają tempo wzrostu gospodarczego. Można przypuszczać, że wzrost finansowania inwestycji poza rynkiem kredytu bankowego osłabia mechanizm transmisji impulsów polityki pieniężnej przez kanał kredytowy.

PRZEGLĄD LITERATURY

Wrażliwość inwestycji zarówno w badania i rozwój, jak i w środki trwałe na dostęp do źródeł finansowania jest dużo większa dla firm małych niż średnich czy dużych. Dla próbki małych firm Ughetto [1994] podkreśla istotną rolę dodatkowych wewnętrznych funduszy pochodzących z emisji akcji dla inwestycji w środki trwałe oraz B+R, obok wewnętrznych źródeł finansowania firmy. Oszacowanie przy *cash flow* jest statystycznie istotne i dodatnie dla przedsiębiorstw z branży *high-tech*, a ujemny dla pozostałych branż.

Zdaniem badaczy niewłaściwe jest rozłączne badanie inwestycji w badania i rozwój oraz środki trwałe jako dwóch rozłącznych kierunków inwestycji, gdyż nowa wiedza i nowe technologie muszą być wdrożone do procesów produkcji poprzez inwestycje w zakłady przemysłowe oraz sprzęt. Przypuszczenia, że inwestycje w badania i rozwój powinny być w pierwszej kolejności finansowane ze źródeł zewnętrznych zazwyczaj bazują na istnieniu asymetrii informacji pomiędzy przedsiębiorstwami a instytucjami finansowymi i dostawcami kapitału. Tempo wzrostu przedsiębiorstwa jest uzależnione od dostępu wewnętrznych źródeł finansowania, tak więc firma rozwija się w takim tempie, na jakie pozwalają jej wewnętrzne źródła finansowania [Himmelberg, Petersen 1994].

Możliwość inwestowania przez firmy z branży *high-tech* jest stosunkowo bardziej uzależniona od wielkości zasobów wewnętrznych niż przez pozostałe firmy ze względu na większą liczbę wiążących ograniczeń finansowych [Ughetto 1994]. Małe firmy *high-tech* mogą napotykać większe ograniczenia w dostępie do źródeł finansowania. Przepływy pieniężne mają istotne oszacowanie dla małych i średnich firm *high-tech* w regresji inwestycji w środki trwałe, inaczej niż dla dużych przedsiębiorstw. Wartość przepływów pieniężnych ma dodatni i istotny statystycznie wpływ na inwestycje kapitałowe średnich i dużych firm, ale traci znaczenie w regresji inwestycji w działalność badawczo-rozwojową. Natomiast dla małych firm znaczące są opóźnione wartości przepływów pieniężnych dla równania inwestycji w badania i rozwój [Ughetto 1994].

Analizując inwestycje rzeczowe i niematerialne firm produkcyjnych z Francji i Stanów Zjednoczonych, o różnych instytucjach rynku finansowego i kapitałowego, Mulkey i Hall [2000] wykazali, że stopa inwestycji w B+R podlega silniejszej autokorelacji niż dla inwestycji ogółem. Odzwierciedla to okresowy charakter procesu inwestycji w B+R oraz fakt, że ponad połowa kosztów inwestycji przeznaczana jest na kształcenie i wynagrodzenia pracowników, których wydajność spada przy krótkoterminowym zatrudnieniu. Skłonność do wygładzania wydatków na działalność B+R jest większa niż dla inwestycji kapitałowych.

Bond i in. [2003] porównali wpływ zmiennych finansowych na inwestycje przedsiębiorstw z Wielkiej Brytanii i Niemczech. Przejściowe przepływy pieniężne wydają się nie mieć dużego wpływu na wydatki w zakresie badań i rozwoju firmy. Można zatem przypuszczać, że przedsiębiorstwa decydują się na inwestycje w tym obszarze z dużym wyprzedzeniem. Estymacja dla niemieckich firm pokazała, iż *cash flow* nie wpływa na decyzje inwestycyjne danego przedsiębiorstwa, nie tylko w zakresie badań i rozwoju, ale także środków trwałych. Natomiast estymacja przeprowadzona dla firm brytyjskich potwierdza istotną zależność między *cash flow* a inwestycjami w środki trwałe. Przedsiębiorcy brytyjscy są bardziej rozważni przy podejmowaniu decyzji o długoterminowych pracach rozwojowych niż firmy niemieckie, gdyż doświadczają dużych różnic między kosztami finansowania zewnętrznego i wewnętrznego. Na inwestycje w badania i rozwój decydują się bowiem tylko brytyjskie firmy zdolne do samofinansowania i o niskim prawdopodobieństwie wystąpienia ograniczeń w dostępie do źródeł finansowania. Wyniki mogą być zaburzone przez istotne zmiany makroekonomiczne w badanym okresie zarówno w Niemczech, jak i w Wielkiej Brytanii. Mogło to wywołać liczne szoki w finansach przedsiębiorstw w obu krajach. Problemem może być też wyznaczenie jednoznacznej granicy pomiędzy „niemieckimi” a „brytyjskimi” firmami w obliczu globalnego rynku finansowego.

Medda, Piga [2004] wykazali, że wydatki na B+R mają dodatni i znaczący wpływ na wzrost produktywności. Średni 10% wzrost wydatków na B+R zwiększa produktywność o 12%-16,6%. Zewnętrzne efekty międzysektorowe oraz wewnątrzsektorowe efekty *spillover*, mają istotny dodatni wpływ na wzrost produktywności. Dla efektów stymulowanych popytem stwierdzono, że wydatki na

badania i rozwój mają znaczący dodatni wpływ na wzrost produktywności, wewnątrzsektorowe efekty są istotne w przeciwieństwie do międzysektorowych efektów zewnętrznych. Dla efektów stymulowanych podażą zmienna B+R ma istotny dodatni wpływ na produktywność, a efekty *spillover* są nieistotne.

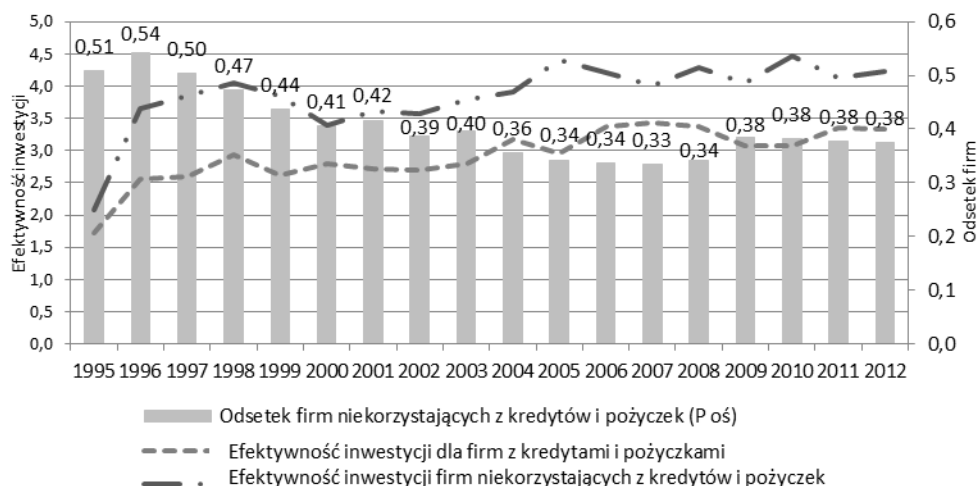
Zaostrzenie ograniczeń w dostępie do finansowania kredytem oddziałuje na sprzedaż w sposób asymetryczny do cyklu koniunkturalnego [Aghion i in. 2008]. Zaostrzenie ograniczeń kredytowych lub wzrost zmienności sprzedaży zmniejszają poziom inwestycji przedsiębiorstwa w działalność B+R w okresie kryzysu bardziej niż wzrost, który mógłby zostać osiągnięty w czasie ożywienia. Udział inwestycji w B+R w inwestycjach ogółem jest procykliczny w warunkach ograniczeń kredytowych, a mniej antycykliczny dla przedsiębiorstw z branż bardziej zależnych od finansowania zewnętrznego. Zarówno inwestycje w badania i rozwój, jak i rzeczowe są procykliczne. Opóźnienia w płatnościach ograniczają nakłady na B+R oraz inwestycje rzeczowe. Bariery w dostępie do finansowania kredytem równomiernie wpływają na inwestycje rzeczowe w cyklu koniunkturalnym, natomiast poziom inwestycji w B+R jest bardziej procykliczny, gdy firma doświadczyła opóźnień w płatnościach. Uzyskane wyniki wskazują, że średni poziom inwestycji w B+R zmniejsza się wraz ze zmiennością sprzedaży, gdy firma ma bardziej ograniczony dostęp do kredytów. Inwestycje bardziej spadają w czasie spowolnienia gospodarczego dla firm doświadczających ograniczenia w dostępie do finansowania kredytem. Wykazano, że duże firmy, doświadczające opóźnień w płatnościach, zmniejszają rzeczowe inwestycje krótkookresowe bardziej niż długookresowe inwestycje w B+R. Wpływ niekorzystnych szoków na średni wzrost produktywności dla przedsiębiorstw o ograniczonym dostępie do finansowania kredytem jest ujemny. Te ograniczenia zwiększają ujemny wpływ odchyleń na wzrost częściowo poprzez ich wpływ na nakłady na innowacje.

Inwestycje w badania i rozwój realizowane w jednej firmie mogą mieć wpływ na produktywność innych firm działających w tej samej branży lub w innych gałęziach przemysłu, zarówno lokalnie, jak i za granicą. Odkrycie w jednej firmie, branży lub kraju może otworzyć nowe kierunki badań, zachęcić do nowych zastosowań w innych firmach, sektorach lub krajach [Hall i in. 2009]. Gorodnichenko, Schnitzer [2010] wykazali, że decyzje firm w zakresie inwestycji w innowacje i działalność eksportową są wrażliwe na ograniczenia w dostępie do źródeł finansowania, które mogą zniechęcać do rozwoju lepszych technologii. Wskazali, że na rynkach wschodzących firmy zagraniczne charakteryzują się większą produktywnością niż firmy krajowe, a istniejące różnice w produktywności nie maleją w czasie. Wykazano, że firmy zagraniczne są bardziej efektywne niż prywatne przedsiębiorstwa krajowe. Luka produkcyjna pogłębia się wraz z upływem czasu, a bardziej produktywne przedsiębiorstwa częściej inwestują w działania zwiększające innowacyjność. Mohnen i in. [2013] wykazali, że innowacyjność przedsiębiorstw (rozumiana jako nakłady na B+R) dodatnio wpływa na produktywność. Część tego efektu zawarta jest w rozmiarze produkcji, natomiast pozostała część w cenie, po której produkty są sprzedawane.

DANE I ZMIENNE

Analizę empiryczną przeprowadzono na podstawie jednostkowych danych panelowych niezbilansowanych polskich przedsiębiorstw ze sprawozdań GUS rocznych F-02 z lat 1995 – 2012 (zatrudniających co najmniej 10 pracowników). Z próby wyłączono następujące sekcje PKD 2007: A – rolnictwo, leśnictwo, łowiectwo i rybactwo oraz K – działalność finansowa i ubezpieczeniowa. Pominęto też obserwacje z ujemnym kapitałem własnym ze względu na przesłankę upadłości zgodnie z kodeksem spółek handlowych. Analizowana próba obejmuje: spółki osobowe i cywilne, komandytowe i komandytowo-akcyjne, spółki z ograniczoną odpowiedzialnością, akcyjne, przedsiębiorstwa zagraniczne działające na terenie Polski oraz przedsiębiorstwa państwowe.

Rysunek 1. Efektywność wykorzystania inwestycji w środki trwałe i prace rozwojowe w zależności od źródła finansowania



Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS F-02 za lata 1995-2012

Z Rysunku 1 wynika, że w badanych latach 1995 – 2012 efektywność wykorzystania inwestycji w środki trwałe i prace rozwojowe (B+R), mierzona stosunkiem sprzedaży do wartości środków trwałych netto i kosztów zakończonych prac rozwojowych (wg danych z bilansu), w przedsiębiorstwach niekorzystających z finansowania długiem jest znacznie wyższa od efektywności tych inwestycji w firmach finansujących się kredytami bankowymi lub pożyczkami. W latach 1995-2007 ponad połowa przedsiębiorstw (inwestujących w środki trwałe lub prace rozwojowe) nie finansowała się kredytami bankowymi lub pożyczkami ze względu na wysokie stopy procentowe i relatywnie niską dostępność kredytu bankowego, natomiast w latach 1998-2001 średnio 43,5% nie korzystało z kre-

dytów i pożyczek. Od przystąpienia Polski do UE wzrosło wykorzystanie kredytów i pożyczek i tylko 33-38% przedsiębiorstw nie finansowało się tego rodzaju kapitałem dłużnym, osiągając wyższą efektywność inwestycji w środki trwałe i prace rozwojowe (B+R). Do badania czynników determinujących efektywność wykorzystania inwestycji przedsiębiorstw w środki trwałe i prace rozwojowe użyto zmiennych w postaci wskaźników finansowych, makroekonomicznych oraz czynników strukturalnych. Tabela 1 zawiera pełny opis konstrukcji zmiennych zastosowanych w badaniu empirycznym. Konstrukcja wskaźników wynikała głównie z analizy zebranego materiału empirycznego oraz literatury tematu.

Tabela 1. Definicje zmiennych zastosowanych w badaniu determinant efektywności wykorzystania inwestycji przedsiębiorstw w środki trwałe i prace rozwojowe

Nazwa zmiennej	Definicja
Efektywność wykorzystania inwestycji w środki trwałe i prace rozwojowe	Przychody ze sprzedaży towarów, usług i materiałów / (Rzeczowe aktywa trwałe + Koszty zakończonych prac rozwojowych)
Możliwości wzrostu	Pierwsza różnica \ln (przychodów ze sprzedaży)
Cash flow	Cash flow z działalności operacyjnej/ Aktywa ogółem ($t-1$)
Oszczędności	Krótkoterminowe aktywa finansowe/ Aktywa ogółem ($t-1$)
Kredyty i pożyczki krótko- i długoterminowe	Zmienna 0-1 przyjmująca wartość 1, jeżeli kredyty i pożyczki krótko- i długoterminowe > 0 ; a 0 w przeciwnym przypadku
Wielkość przedsiębiorstwa	$\ln(\text{Aktywa ogółem})$

Źródło: obliczenia własne

METODOLOGIA I WYNIKI

Opierając się na omawianej literaturze tematu, skonstruowano dynamiczny model panelowy. Do oszacowania parametrów wykorzystano systemowy estymator GMM [Generalised Methods of Moments; por. Arellano, Bover 1995, Blundell, Bond 1998]. Dodatkowo zastosowano odporną macierz wariancji-kowariancji. Metoda estymacji została dobrana do definicji zmiennych objaśnianych oraz zidentyfikowanego i potwierdzonego testami problemu endogeniczności. Prawidłowość doboru instrumentów potwierdzono za pomocą testu Sargana sprawdzającego, czy spełniony jest warunek łącznej ortogonalności pomiędzy instrumentami a składnikiem losowym. Warunek ten zweryfikowano, posługując się testem na występowanie autokorelacji w różnicach reszt z modelu. Założenia konstrukcji modelu wymagają, by nie występowała korelacja składnika resztowego rzędu 2 i wyższych. W statystykach opisowych oraz histogramach zmiennych o charakterze ciągłym we wszystkich próbach zaobserwowano znaczny odsetek obserwacji nietypowych. Biorąc pod uwagę rozkład prawdopodobieństwa zmiennej, dokonano zamiany 5% najbardziej skrajnych wartości na wartość kwantyla rzędu 0,95 lub 0,05 w zależności od rozkładu cechy. Pozwoliło to zbadać zależności pomiędzy zmiennością zmiennej objaśnianej a zmiennością zmiennych objaśniających bez utraty istotnych informacji. Przed badaniem oszacowano

korelację pomiędzy zmiennymi objaśniającymi. Wyniki estymacji modelu dotyczącego determinant efektywności wykorzystania inwestycji w środki trwałe i prace rozwojowe przedstawiono w Tabeli 2 dla całej próby oraz dla branży przemysłowej, budowlanej i handlowej. Na podstawie testu Sargana, przeprowadzonego dla estymacji niewykorzystującej skorygowanego estymatora wariancji, stwierdzono brak podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o poprawności niewykorzystanych w procesie estymacji instrumentów w sensie ich nieskorelowania ze składnikami losowymi modelu. Następnie dokonano estymacji modelu z wykorzystaniem skorygowanego estymatora wariancji, aby móc poprawnie wnioskować o statystycznej istotności oszacowanych parametrów. Na podstawie wyników testu Arellano-Bonda nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o braku autokorelacji drugiego rzędu składnika losowego w równaniu na przyrostach, co oznacza, że otrzymany estymator jest zgodny. Wszystkie estymacje przeprowadzono w oparciu o odporną dwustopniową procedurę estymacji systemowego estymatora uogólnionej metody momentów.

Wyniki badania (Tabela 2) wskazują dodatnią zależność między wielkością przedsiębiorstwa a efektywnością wykorzystania majątku trwałego w krótkim okresie. Oznacza to, że większe firmy, zwłaszcza przemysłowe i handlowe lepiej przystosowują się do nowych warunków makroekonomicznych. Natomiast w długim okresie występuje ujemna zależność w całej próbie i sektorze przemysłowym i handlowym ze względu na wysokie koszty stałe działalności i związaną z tym niską elastyczność dostosowań do zmienionych warunków działania (koszty utrzymania i eksploatacji już posiadanego majątku), w tym nowej technologii produkcji.

Finansowanie kredytami i pożyczkami ma ujemny wpływ na wyniki finansowe, a w konsekwencji na efektywność wykorzystania inwestycji, zwłaszcza w kapitałochłonnej branży budowlanej o stosunkowo długim cyklu produkcyjnym. Można to tłumaczyć wysokimi kosztami odsetkowymi zadłużenia. Natomiast w branży przemysłowej wyniki badania wskazują na dodatni wpływ finansowania długiem w długim okresie, co można wyjaśnić zdecydowanie krótszym cyklem produkcyjnym i zazwyczaj krótkoterminowym charakterem zadłużenia. Zewnętrzne finansowanie wydatków na działalność B+R jest trudniejsze niż inwestycji rzeczowych [Bond i in. 2003, Bougheas i in. 2003], więc rozwój finansowy sprzyja postępowi technicznemu [Dabla-Norris i in. 2010]. Firmy z ograniczeniami płynności na rynku finansowym inwestują mniej i rzadziej angażują się w działalność innowacyjną [Gorodnichenko, Schnitzer 2010].

Oszczędności przedsiębiorstw podnoszą efektywność wykorzystania środków trwałych i prac rozwojowych, pozwalając na pokrycie inwestycji z własnych środków bez konieczności zadłużania się w krótkim okresie w branży przemysłowej, a w długim okresie w budowlanej i handlowej (Tabela 2). Ujemny wpływ *cash flow* z działalności operacyjnej na efektywność inwestycji w środki trwałe i prace rozwojowe stwierdzono dla całej próby i na niskim poziomie istotności również w branży przemysłowej, a dodatnią zależność wykazano w budownictwie. Uzyskane wyniki wskazują, że wpływ nadwyżki finansowej

(cash flow) na efektywność inwestycji w majątek trwały zależy od specyfiki działalności.

Tabela 2. Wyniki badania determinant efektywności wykorzystania inwestycji przedsiębiorstw w środki trwałe i prace rozwojowe

Zmienna objaśniająca	cała próba	przemysł		budownictwo		handel	
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6	Model 7
Efektywność inwestycji w t-1	0,442*** (0,049)	0,441*** (0,052)	0,495*** (0,040)	0,455*** (0,041)	0,475*** (0,041)	0,550*** (0,045)	0,480*** (0,067)
Cash flow	-270,869*** (79,499)	-38,576## (27,783)	-31,562 (26,272)	-24,120 (39,641)	56,491* (32,363)	-32,427 (70,736)	-66,047 (77,217)
Kredyty i pożyczki w t	-107,407*** (40,593)	21,319 (17,787)		-51,680** (20,619)		-4,858 (17,446)	
Kredyty i pożyczki w t-1			31,298** (14,372)		-33,729* (20,037)		6,494 (28,340)
Możliwości wzrostu	-24,308 (22,068)	-20,684** (9,277)	-17,997* (10,271)	23,187* (12,337)	23,766* (13,123)	-27,317* (14,475)	-41,632** (17,961)
Wielkość firmy	67,740** (29,650)	33,385# (21,385)	22,484## (16,271)	1,213 (18,815)	-12,545 (20,086)	67,225*** (19,926)	83,778*** (27,485)
Wielkość firmy w t-1	-80,914*** (30,945)	-45,506** (22,308)	-36,077** (16,111)	4,970 (19,175)	12,215 (21,368)	-81,358*** (21,281)	-95,317*** (29,193)
Oszczędności	149,860** (73,423)	101,916** (47,212)	95,694*** (36,274)	12,713 (51,231)		-97,772 (92,298)	
Oszczędności w t-1					128,530*** (48,481)		296,425*** (113,818)
Efekt branży							
Budownictwo	-33,274# (20,379)						
Handel	53,584** (22,484)						
Transport	-7,701 (66,534)						
Pozostałe usługi	-66,053*** (25,289)						
Efekt czasowy							
1996	5,739 (9,595)	5,739 (9,595)	-1,745 (4,749)		5,160 (8,466)		
1997	-6,598 (6,223)	-6,598 (6,223)	-10,669*** (3,338)	-10,206*** (2,048)	-6,064 (6,767)	-9,653*** (2,796)	-28,320*** (4,125)
1998	-5,525## (4,035)	-5,525## (4,035)	-9,030*** (2,114)	-8,815*** (2,186)	-6,251 (5,742)	-7,552*** (2,651)	-25,917*** (4,252)
1999	-13,574*** (3,677)	-13,574*** (3,677)	-10,344*** (2,208)	-10,825*** (2,594)	-5,346 (4,437)	-4,384# (2,876)	-32,363*** (3,836)
2000	-8,763** (3,470)	-8,763** (3,470)	-4,555** (1,885)	-4,212* (2,386)	-2,772 (4,264)	3,597 (3,611)	-20,176*** (3,952)
2001			-0,847 (2,770)	-0,635 (3,867)	-1,529 (3,141)	-13,227*** (3,483)	
2002	-10,688** (2,084)	-10,688*** (2,084)	-8,048*** (1,301)	-9,013*** (2,718)	-5,240* (3,019)	-3,423 (2,872)	-22,639*** (3,221)
2003	-2,018 (1,710)	-2,018 (1,710)	0,273 (1,491)	-0,882 (2,373)	-1,264 (2,775)	1,986 (2,878)	-12,318*** (2,798)
2004	0,762 (3,161)	0,762 (3,161)	-1,731 (2,311)	-1,494 (2,081)			-12,543*** (2,692)
2005	-2,596 (3,230)	-2,596 (3,230)	-8,730*** (2,034)	-10,042*** (2,566)	-4,292* (2,589)	2,434 (3,203)	-18,595*** (3,036)

Zmienna objaśniająca	cała próba	przemysł		budownictwo		handel	
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6	Model 7
2006	2,037 (4,355)	2,037 (4,355)	-4,912** (2,432)	-5,879*** (2,262)	-2,874 (2,814)	5,618# (3,863)	-14,416*** (2,594)
2007	7,057## (5,085)	7,057## (5,085)	-4,450* (2,681)	-4,585** (2,168)	-6,142* (3,354)	2,922 (4,486)	-12,801*** (3,274)
2008	4,516 (4,067)	4,516 (4,067)	-8,706*** (2,445)	-8,878*** (2,258)	-7,351* (3,785)	3,954 (5,070)	-12,306*** (3,072)
2009	-3,639# (2,302)	-3,639# (2,302)	-6,317*** (1,834)	-8,668*** (2,694)	-7,872*** (3,026)	12,377** (5,479)	-7,668*** (2,428)
2010	-8,043*** (1,831)	-8,043*** (1,831)	-5,608*** (2,007)	-5,462*** (1,936)	-9,634*** (3,106)	11,367* (6,334)	-9,227*** (2,068)
2011	-5,596** (2,267)	-5,596** (2,267)	-1,740 (2,291)	-1,600 (2,267)	-3,413 (2,291)	17,779*** (1,983)	-3,855** (3,077)
2012					16,437*** (5,523)		
Stała	205,896*** (55,742)	205,896*** (25,884)	101,065*** (30,891)	107,962*** (33,816)	-2,759 (35,537)	48,158## (34,250)	167,326*** (41,806)
Nazwa testu	Statystyka [p-value]						
Test Sargana	12,76 [0,85]	37,72 [0,03]	32,77 [0,10]	33,54 [0,09]	20,95 [0,64]	21,24 [0,62]	15,80 [0,89]
Test Arellano-Bonda na autokorelację 1 rzędu	-4,63 [0,00]	-5,64 [0,00]	-8,10 [0,00]	-10,05 [0,00]	-5,64 [0,00]	-7,11 [0,00]	-5,51 [0,00]
na autokorelację 2 rzędu	-1,34 [0,17]	-0,88 [0,37]	-1,99 [0,04]	-1,37 [0,17]	-0,66 [0,20]	-0,77 [0,43]	-0,53 [0,95]

Oznaczenia: poziom istotności # 0,20 ## 0,15 * 0,10 ** 0,05 *** 0,01

Źródło: obliczenia własne

Większą efektywność inwestycji w środki trwałe i prace rozwojowe osiągają przedsiębiorstwa handlowe niż produkcyjne, a budowlane i pozostałe usługowe – niższą niż przedsiębiorstwa produkcyjne. Kryzys rosyjski (1998 – 1999), bańka internetowa (2000), spowolnienie gospodarcze (2002) i kryzys krajów strefy Euro (2009 – 2011) negatywnie wpływały na efektywność inwestycji w środki trwałe i prace rozwojowe. Dla przedsiębiorstw budowlanych wykazano dodatnią zależność między możliwościami wzrostu (stopą wzrostu sprzedaży) a efektywnością inwestycji w środki trwałe i prace rozwojowe przeciwnie niż dla przemysłowych i handlowych. Może to wynikać z mniejszej roli środków trwałych i innowacji (prac rozwojowych) w zwiększeniu sprzedaży w branży handlowej i przemysłowej, jak i z cykliczności sprzedaży i dłuższego czasu produkcji w sektorze budowlanym.

PODSUMOWANIE

W artykule wskazano, że przedsiębiorstwa finansujące się długiem osiągają niższą efektywność wykorzystania inwestycji, zwłaszcza w budownictwie. Jednak dla przemysłu wykazano dodatnią zależność między zadłużeniem z tytułu kredytów i pożyczek a efektywnością majątku trwałego w długim okresie. Potwierdzono, że finansowanie inwestycji w środki trwałe i prace rozwojowe

(innowacje (B+R) ujęte w bilansie) głównie z oszczędności przedsiębiorstw dodatnio wpływa na efektywność ich wykorzystania. Może to wynikać z faktu, że przedsiębiorstwa finansujące inwestycje ze środków własnych wybierają inwestycje bardziej ryzykowne, ale i bardziej efektywne, w innowacje (B+R), dla których trudno byłoby im znaleźć finansowanie zewnętrzne. Prowadzenie działalności badawczo-rozwojowej i wprowadzanie innowacji na rynek poprzez komercjalizację wyników prowadzonej działalności B+R jest związane z wysokim zapotrzebowaniem na kapitał i ryzykiem. System finansowy powinien włączyć się w działalność firm poprzez racjonalną ocenę, zarządzanie oraz finansowanie aktywności innowacyjnej poprzez *Venture Capital*, *Private Equity*, Aniołów Biznesu, dotacje i granty badawcze czy emisję akcji na alternatywnych rynkach np. *NewConnect*. Dobrze rozwinięty system finansowy poprzez motywowanie do działalności innowacyjnej, efektywny system dywersyfikacji ryzyka związanego z innowacjami oraz angażowanie funduszy w innowacje poprawia efektywność działania przedsiębiorstw i przyczynia się do poprawy efektywności. Wymienione źródła finansowania innowacji nie mają charakteru długu, lecz wpływają na kapitał własny i w momencie wypłaty podnoszą oszczędności przedsiębiorstw. Wskazuje to na potrzebę prowadzenia pogłębionych badań nad źródłami pochodzenia oszczędności przedsiębiorstw w Polsce.

BIBLIOGRAFIA

- Aghion P., Askenazy P., Berman N., Cetto G., Eymard L. (2008) Credit Constraints and the Cyclicity of R&D Investment, Paris School of Economics, Working Paper 2008-26.
- Arellano M., Bover O. (1995) Another look at the instrumental variable estimation of error-components models, *Journal of Econometrics*, Vol. 68, No. 1, pp. 29-51.
- Blundell R., Bond S. (1998) Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models, *Journal of Econometrics*, Vol. 87, No. 1, pp. 115-143.
- Bond S., Harhoff D., Van Reenen J. (2003) Investment, R&D and financial constraints in Britain and Germany, Centre for Economic Performance Productivity and Innovation Programme.
- Boughesan S., Görg H., Strobl E. (2003) Is R&D Financially Constrained? Theory and Evidence from Irish Manufacturing, *Review of Industrial Organization*, Vol. 22, pp. 159-174.
- Dabla-Norris E., Kersting E., Verder G. (2010) Firm Productivity, Innovation and Financial Development, IMF Working Paper, WP/10/49.
- Gorodnichenko Y., Schnitzer M. (2010) Financial Constraints and Innovation: Why poor countries don't catch up, NBER Working Paper, No. 15792.
- Himmelberg C. P., Petersen B. C. (1994) R&D and Internal Finance: A Panel Study of Small Firms in High-Tech Industries, *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 76, No. 1, pp. 38-51.
- Hall B. H., Mairesse J., Mohnen P. (2009) Measuring the Returns to R&D, *Handbook of the Economics of Innovation*.

- Medda G., Piga C. (2004) Technological spillovers and productivity in Italian manufacturing firms, *Journal of Productivity Analysis*, Vol. 41, No. 3, pp. 419-434.
- Mohnen P., Hall B. (2013) Innovation and productivity: An update, *Eurasian Business Review*, Vol. 3, No. 1, pp. 47 - 65.
- Mulkay B., Hall B. H., Mairesse J. (2000) Firm Level Investment and R&D in France and The United States: A Comparison, NBER Working Paper Series 8038.
- Ughetto E. (1994) Does finance matter for R&D investment? New evidence from a panel of Italian firms, *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 76, No. 1, pp. 38-51.

DOES THE FINANCE SOURCES INFLUENCE EFFECTIVENESS OF INVESTMENT IN FIXED ASSETS AND R&D?

Abstract: This article aims to identify the impact of financing the investments in fixed assets and research and developmental works mainly with savings or by external lenders on effectiveness of such investments use. The analysis was conducted based on unbalanced panel data of individual companies, employing at least 10 workers, contained in the annual reports of Central Statistics Office F-02 for the years 1995-2012. System Generalized Method of Moments (robust) was used for the estimations. The research findings determined that the more indebted companies achieve lower effectiveness of investments use. Companies finance investments from its own funds choose riskier projects, but also more effective in research and development (R&D), for which it would be difficult for them to find external financing. It follows that more saving business and finance investments to a greater extent from its own funds, due to the higher effectiveness of the investments in fixed assets and R&D, accelerate economic growth.

Keywords: savings, bank loan, effectiveness, R&D, fixed assets, dynamic panel model, system GMM

ANALIZA WYBRANYCH METOD ESTYMACJI PARAMETRÓW GRANICZNYCH ROZKŁADÓW STATYSTYKI MAKSIMUM

Dorota Pekasiewicz

Katedra Metod Statystycznych, Uniwersytet Łódzki
e-mail: pekasiewicz@uni.lodz.pl

Streszczenie: Granicznym rozkładem statystyki maksimum wyznaczonej na podstawie próby losowej jest jeden z rozkładów: Gumbela, Frécheta lub Weibulla. Gdy posiadamy informacje o klasie rozkładu analizowanej zmiennej twierdzenia graniczne określają klasę rozkładu maksimum z próby, natomiast w innym przypadku należy stosować testy statystyczne oparte na statystykach pozycyjnych rozstrzygające o przynależności dystrybucyjności maksimum do obszaru przyciągania odpowiedniej dystrybucyjności. Do szacowania parametrów rozkładów maksimum wykorzystać można różne metody estymacji, w szczególności metodę największej wiarygodności, metodę momentów i metody oparte na kwantylach. W pracy przedstawiono rezultaty analiz błędów średniokwadratowych estymatorów parametrów rozkładu Gumbela otrzymanych metodą momentów, kwantyli oraz kwantylową metodą najmniejszych kwadratów z uciętą liczbą kwantyli. Otrzymane wyniki pozwalają sformułować wnioski dotyczące własności rozważanych estymatorów.

Słowa kluczowe: statystyka maksimum, rozkład Gumbela, rozkład Frécheta, rozkład Weibulla, metoda momentów, metoda kwantyli, kwantylowa metoda najmniejszych kwadratów z uciętą liczbą kwantyli.

WPROWADZENIE

Statystyki ekstremalne, w tym statystyka maksimum, znajdują zastosowanie w różnego rodzaju badaniach ekonomicznych, przyrodniczych i medycznych. Przy ich użyciu określa się między innymi miary ryzyka ekstremalnego oraz występowanie wartości odstających. Zdarzenia ekstremalne pojawiają się bardzo rzadko, ale ich wystąpienie związane jest zwykle z dużymi stratami finansowymi, dlatego istnieje potrzeba poszukiwania jak najlepszych metod szacowania wielkości tych strat.

Niech X_1, X_2, \dots, X_n będzie n -elementową próbą prostą wylosowaną z populacji X , natomiast $X_{(n)}^{(n)} = \max\{X_1, X_2, \dots, X_n\}$ statystyką maksimum wyznaczoną na jej podstawie. Statystykę tę charakteryzuje rozkład zwany uogólnionym rozkładem maksimum $GEVD_M(\mu, \sigma, \xi)$ określony za pomocą dystrybuanty postaci (por. Castillo i in. 2004):

$$F_{\mu, \sigma, \xi}^M(x) = \begin{cases} \exp\left(-\left(1 + \xi \frac{x - \mu}{\sigma}\right)^{\frac{-1}{\xi}}\right) & \text{dla } \xi \neq 0, \quad 1 + \xi \frac{x - \mu}{\sigma} > 0, \\ \exp\left(-\exp\left(-\frac{x - \mu}{\sigma}\right)\right) & \text{dla } \xi = 0, \quad x \in R, \end{cases} \quad (1)$$

gdzie μ jest parametrem położenia, σ - skali, zaś $\frac{1}{\xi}$ - parametrem kształtu.

Szczególnymi przypadkami uogólnionego rozkładu maksimum są rozkłady: Gumbela ($\xi = 0$), Fréchet'a ($\xi > 0$) i Weibulla ($\xi < 0$). Dla znanych klas rozkładu populacji sformułowano twierdzenia określające rozkłady statystyk maksimum (por. Czekala 2001, Gumbel 2004). Przykładowe typy rozkładów populacji i maksimum z próby przedstawia Tabela 1.

Tabela 1. Typy rozkładów granicznych statystyk maksymalnych dla wybranych populacji

Rozkład populacji X	Rozkład $X_{(n)}^{(n)}$
gamma, Gumbela, logistyczny, lognormalny, normalny, Rayleigha, wykładniczy	Gumbela
Burra, Cauchy'ego, Pareto, t Studenta	Fréchet'a
beta, jednostajny, potęgowy	Weibulla

Źródło: opracowanie własne

Często klasa rozkładu populacji jest nieznana, tym samym nieznana jest klasa rozkładu statystyki maksimum. Istnieje więc konieczność weryfikacji hipotezy statystycznej o przynależności dystrybuanty analizowanej statystyki ekstremalnej do obszaru przyciągania dystrybuanty rozkładu Gumbela wobec hipotezy alternatywnej mówiącej o przynależności dystrybuanty tej statystyki do obszaru przyciągania dystrybuanty rozkładu Fréchet'a lub Weibulla. Zastosowanie testów typu: zgodności χ^2 , Kołmogorowa, Cramera von Misesa lub Andersona – Darlinga w tym przypadku nie jest przydatne ze względu na konieczność estymacji parametrów rozkładu, ale można wykorzystać testy przedstawione w pracy Neves C., Fraga Alves M. I. [2008] oparte na wartościach statystyk pozycyjnych: $X_{(n-k)}^{(n)}, \dots, X_{(n)}^{(n)}$. Jednym z tego typu testów jest test o statystyce

$$G_n(k) = \sqrt{k/4} \left(\frac{\frac{1}{k} \sum_{i=1}^k (X_{(n-i+1)}^{(n)} - X_{(n-k)}^{(n)})^2}{\left(\frac{1}{k} \sum_{i=1}^k X_{(n-i+1)}^{(n)} - X_{(n-k)}^{(n)} \right)^2} - 2 \right), \text{ która przy założeniu prawdziwości}$$

hipotezy zerowej, ma rozkład asymptotycznie normalny $N(0,1)$.

W zależności od podjętej decyzji w kolejnym kroku szacuje się dwa parametry rozkładu Gumbela lub trzy parametry rozkładu Fréchéta lub Weibulla. W pracy rozważane są trzy metody estymacji parametrów: metoda momentów, kwantyle oraz modyfikacja kwantylowej metody najmniejszych kwadratów zwana kwantylową metodą najmniejszych kwadratów z uciętą liczbą kwantyli.

W pracy przedstawione są rezultaty badań dotyczących wielkości błędów średniokwadratowych estymatorów parametrów jednego z rozkładów granicznych statystyki maksimum – rozkładu Gumbela.

ESTYMACJA PARAMETRÓW ROZKŁADU MAKSIUMUM Z PRÓBY

Zastosowanie metod estymacji parametrów rozkładu statystyki maksimum związane jest z klasą jej rozkładu. W przypadku rozkładu Gumbela, czy Weibulla można stosować metodę momentów, natomiast w przypadku rozkładu Fréchéta nie zawsze istnieje wartość oczekiwana i wariancja, co uniemożliwia wykorzystanie tej metody. Zastosowanie metody największej wiarygodności możliwe jest ale tylko numerycznie.

W rozdziale tym przedstawione są wybrane metody estymacji uogólnionego rozkładu maksimum z próby. Pierwszą z nich jest metoda momentów (mM), która w przypadku estymacji parametrów rozkładu Gumbela $Gl(\mu, \sigma)$ statystyki $Z = X_{(n)}^{(n)}$ związana jest z układem równań:

$$\begin{cases} \bar{z} = \mu + 0,57772\sigma, \\ s^2 = \frac{\pi^2 \sigma^2}{6}, \end{cases} \quad (2)$$

którego rozwiązanie prowadzi do estymatorów postaci:

$$\hat{\mu}^{mM} = \bar{z} - 0,57772 \frac{s\sqrt{6}}{\pi}, \quad (3)$$

$$\hat{\sigma}^{mM} = \frac{s\sqrt{6}}{\pi}. \quad (4)$$

Estymacja metodą momentów parametrów rozkładu Weibulla, czy Fréchéta związana jest z utworzeniem układu trzech równań z trzema niewiadomymi parametrami.

Inną stosowaną metodą może być metoda kwantyli (mK) zwana również metodą percentyli. Polega ona na porównaniu kwantyli teoretycznych rozkładu z kwantylami empirycznymi. Dla zmiennej losowej Z o rozkładzie Gumbela kwantyl rzędu p jest postaci: $Q_p = \mu - \sigma \ln(-\ln p)$, co prowadzi do układu równań:

$$\begin{cases} Z_{p;n} = \mu - \sigma \ln(-\ln p), \\ Z_{(1-p);n} = \mu - \sigma \ln(-\ln(1-p)), \end{cases} \quad (5)$$

gdzie $Z_{p;n}$ oraz $Z_{(1-p);n}$ są kwantylami z próby rzędu p i $1-p$. W wyniku jego rozwiązania otrzymujemy estymatory postaci:

$$\hat{\mu}^{mK} = Z_{p;n} + \frac{Z_{p;n} - Z_{(1-p);n}}{\ln(-\ln(1-p)) - \ln(-\ln p)} \ln(-\ln p), \quad (6)$$

$$\hat{\sigma}^{mK} = \frac{Z_{p;n} - Z_{(1-p);n}}{\ln(-\ln(1-p)) - \ln(-\ln p)}. \quad (7)$$

W przypadku estymacji parametrów rozkładu Fréchéta i Weibulla korzystając z definicji kwantyla rzędu p otrzymujemy:

$$\begin{cases} X_{(i)}^{(n)} = \mu + \sigma((- \ln p_i)^{-\xi} - 1) / \xi, \\ X_{(j)}^{(n)} = \mu + \sigma((- \ln p_j)^{-\xi} - 1) / \xi, \\ X_{(l)}^{(n)} = \mu + \sigma((- \ln p_l)^{-\xi} - 1) / \xi, \end{cases} \quad (8)$$

gdzie $X_{(i)}^{(n)}$, $X_{(j)}^{(n)}$, $X_{(l)}^{(n)}$ są różnymi statystykami pozycyjnymi o rangach $i, j, l \in \{1, 2, \dots, n-1\}$, $i < j < l$, oraz $p_s = \frac{s}{n}$ dla $s = i, j, l$.

Estymatorem parametru ξ jest statystyka $\hat{\xi}^{mK}$ spełniająca równanie:

$$\frac{(-\ln p_i)^{-\xi} - (-\ln p_l)^{-\xi}}{(-\ln p_j)^{-\xi} - (-\ln p_l)^{-\xi}} - \frac{X_{(i)}^{(n)} - X_{(l)}^{(n)}}{X_{(j)}^{(n)} - X_{(l)}^{(n)}} = 0, \quad (9)$$

natomiast estymatory parametrów μ i σ wyrażone są wzorami:

$$\hat{\mu}^{mK} = X_{(i)}^{(n)} - \frac{(X_{(i)}^{(n)} - X_{(l)}^{(n)})((- \ln p_i)^{-\hat{\xi}^{mK}} - 1)}{(- \ln p_i)^{-\hat{\xi}^{mK}} - (- \ln p_l)^{-\hat{\xi}^{mK}}}, \quad (10)$$

$$\hat{\sigma}^{mK} = \frac{\hat{\xi}^{mK} (X_{(i)}^{(n)} - X_{(l)}^{(n)})}{(- \ln p_i)^{-\hat{\xi}^{mK}} - (- \ln p_l)^{-\hat{\xi}^{mK}}}. \quad (11)$$

Funkcja:

$$f(\xi) = \frac{(-\ln p_i)^{-\xi} - (-\ln p_l)^{-\xi}}{(-\ln p_j)^{-\xi} - (-\ln p_l)^{-\xi}} - \frac{X_{(i)}^{(n)} - X_{(l)}^{(n)}}{X_{(j)}^{(n)} - X_{(l)}^{(n)}} \quad (12)$$

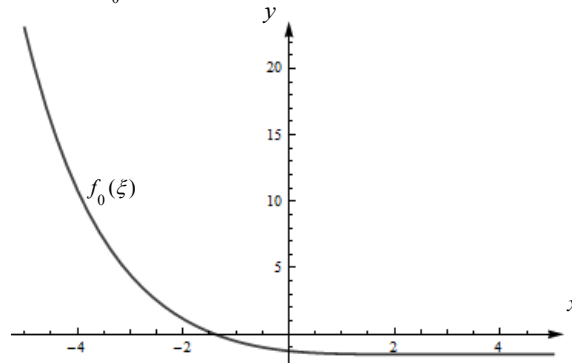
zawsze posiada miejsce zerowe.

Wykres funkcji:

$$f_0(\xi) = \frac{(-\ln 0,1)^{-\xi} - (-\ln 0,9)^{-\xi}}{(-\ln 0,3)^{-\xi} - (-\ln 0,9)^{-\xi}} - \frac{X_{(10)}^{(100)} - X_{(90)}^{(100)}}{X_{(30)}^{(100)} - X_{(90)}^{(100)}} \quad (13)$$

dla zmiennej losowej X o rozkładzie $GEVD_M(-1,1,1)$ przedstawiony jest na Rysunku 1.

Rysunek 1. Wykres funkcji $f_0(\xi)$



Źródło: opracowanie własne

W przypadku estymacji parametrów metodą kwantyli pojawia się problem wyboru rzędów stosowanych kwantyli. Zatem zastosowanie tej metody poprzedzone powinno być analizami własności estymatorów w zależności od ustalonych rzędów kwantyli.

Alternatywną metodą może być kwantylowa metoda najmniejszych kwadratów z uciętą liczbą kwantyli (*uKmnk*) zaproponowana w pracy Pekasiewicz [2015] polegająca na poszukiwaniu minimum globalnego funkcji określonej wzorem:

$$G(\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_s) = \sum_{i=1+k/2}^{n-k/2} (X_{p_i:n} - Q_{p_i})^2, \quad (14)$$

gdzie $X_{p_i;n}$ kwantyle z próby rzędu $p_i = \frac{i}{n}$, natomiast Q_{p_i} to kwantyle rozkładu rzędu p_i , dla $i = 1, \dots, n$.

Dla zmiennej losowej Z o rozkładzie Gumbela $Gl(\mu, \sigma)$ zastosowanie tej metody prowadzi do następujących postaci estymatorów:

$$\hat{\mu}^{uKmnk} = \frac{\sum_{i=1+k/2}^{n-k/2} X_{p_i;m} \sum_{i=1+k/2}^{n-k/2} (\ln(-\ln p_i))^2 - \sum_{i=1+k/2}^{n-k/2} X_{p_i;n} \ln(-\ln p_i) \sum_{i=1+k/2}^{n-k/2} \ln(-\ln p_i)}{(n-k) \sum_{i=1+k/2}^{n-k/2} (\ln(-\ln p_i))^2 - \left(\sum_{i=1+k/2}^{n-k/2} \ln(-\ln p_i) \right)^2}, \quad (15)$$

$$\hat{\sigma}^{uKmnk} = \frac{\sum_{i=1+k/2}^{n-k/2} X_{p_i;m} \sum_{i=1+k/2}^{n-k/2} \ln(-\ln p_i) - (n-k) \sum_{i=1+k/2}^{n-k/2} X_{p_i;m} \ln(-\ln p_i)}{(n-k) \sum_{i=1+k/2}^{n-k/2} (\ln(-\ln p_i))^2 - \left(\sum_{i=1+k/2}^{n-k/2} \ln(-\ln p_i) \right)^2}. \quad (16)$$

W tym przypadku własności estymatorów zależą od ustalonej liczby pomijanych kwantyli i również stosowanie tej metody poprzedzone powinno być wstępnymi analizami własności estymatorów.

ANALIZA WŁASNOŚCI ESTYMATORÓW PARAMETRÓW ROZKŁADU GUMBELA

W praktycznych zastosowaniach przy estymacji parametrów rozkładu statystyk ekstremalnych stosuje się podejście blokowe tzn. próbę losową dzieli się na pewną liczbę podprób i w każdej z nich wyznacza się maksimum. W takich sytuacjach próba wylosowana z populacji powinna być bardzo liczna.

Przedstawione wyniki przeprowadzonych badań dotyczą własności estymatorów parametrów rozkładu Gumbela. Rozważane były trzy opisane wyżej metody estymacji. W przypadku estymacji metodą kwantyli konieczna jest wstępna analiza zależności wielkości obciążeń i błędów średniokwadratowych estymatorów od rzędów stosowanych kwantyli, natomiast dla kwantylowej metody najmniejszych kwadratów z uciętą liczbą kwantyli – analiza zależności własności estymatorów od liczby pomijanych kwantyli. Procedurę szacowania parametrów rozkładu Gumbela przy użyciu każdej z metod powtarzano 20000 razy.

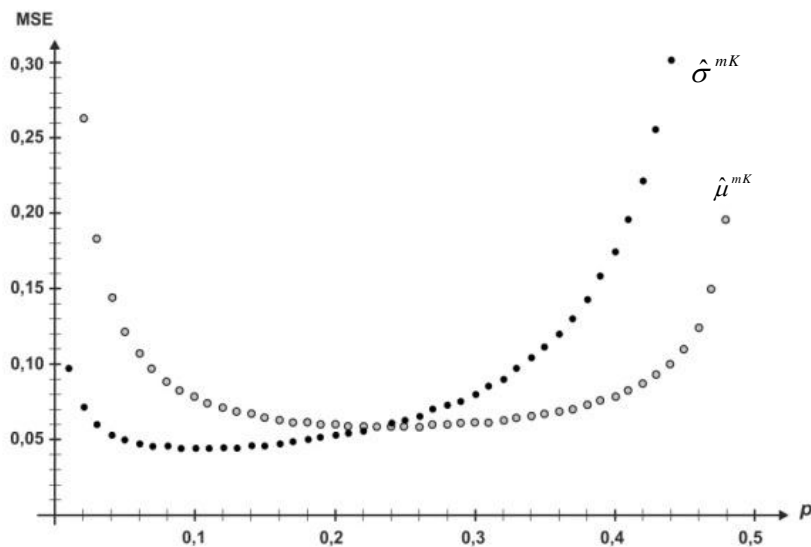
Analizę zależności wielkości obciążeń i błędów średniokwadratowych estymatorów otrzymanych metodą kwantyli od rzędów stosowanych kwantyli

przeprowadzono dla rozkładu Gumbela o różnych parametrach. Wielkości błędów średniokwadratowych estymatorów uzyskanych w oparciu o 100-elementowe próby dla wybranego rozkładu przedstawiono na Rysunku 2. Na podstawie otrzymanych wyników można zauważyć, że w przypadku tej klasy rozkładów najmniejszym błędem średniokwadratowym charakteryzuje się estymator parametru μ dla $p \approx 0,3$, natomiast estymator parametru σ dla $p \approx 0,1$.

Przy estymacji parametrów rozkładu Gumbela kwantylową metodą najmniejszych kwadratów z uciętą liczbą kwantyli badano wpływ liczby pomijanych kwantyli na własności estymatorów. Rezultaty analiz symulacyjnych wielkości błędów średniokwadratowych estymatorów parametrów wybranego rozkładu, uzyskanych na podstawie 100-elementowych prób, przedstawiono na Rysunku 3. Z przeprowadzonych badań wynika, że duża liczba pomijanych kwantyli powoduje wzrost błędów średniokwadratowych estymatorów.

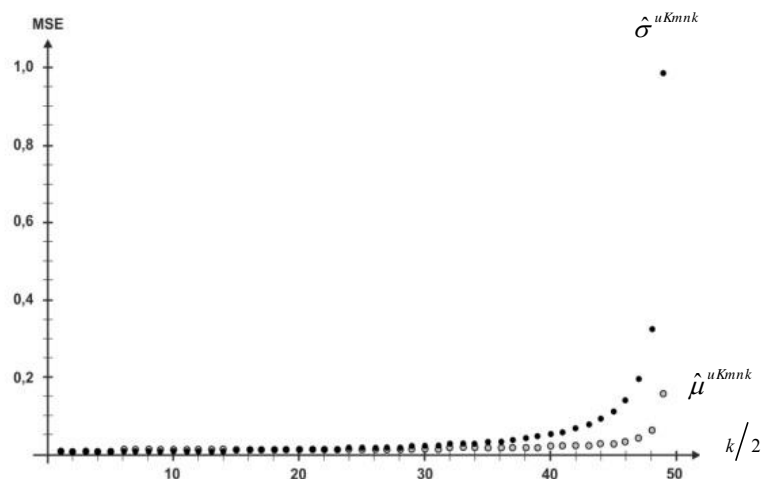
Rezultaty symulacyjnych badań własności, w tym obciążeń, estymatorów, otrzymanych rozważanymi metodami, dla innych rozkładów przedstawione są w pracy Pekasiewicz [2015].

Rysunek 2. Zależność błędów średniokwadratowych estymatorów parametrów rozkładu $Gl(0,2)$ od rzędu p w metodzie kwantyli



Źródło: opracowanie własne

Rysunek 3. Zależność błędów średniokwadratowych estymatorów parametrów rozkładu $Gl(0,2)$ od liczby pomijanych kwantyli w metodzie $uKmnk$



Źródło: opracowanie własne

W celu porównania własności estymatorów parametrów rozkładu Gumbela uzyskanych trzema rozważanymi metodami generowano populacje o rozkładach takich, że maksimum z próby charakteryzował graniczny rozkład Gumbela (por. Tabela 1). Z populacji losowano próby o liczbie elementów co najmniej $n=5000$, a następnie dzielono ją na m bloków zawierających po $r=n/m$ elementów. Powtórzenie 20000 razy procedury estymacji pozwoliło oszacować błędy średniokwadratowe estymatorów. Korzystając z wyników poprzednich badań, przy zastosowaniu metody kwantyli wykorzystywano kwantyle rzędu 0,3 i 0,1, natomiast w kwantylowej metodzie najmniejszych kwadratów z uciętą liczbą kwantyli pomijano 10% kwantyli największych i 10% kwantyli najmniejszych. Dla wybranych rozkładów wykładniczych i logistycznych wyniki uzyskane w oparciu o próby zawierające n elementów podzielone na m bloków r -elementowych przedstawiono w Tabeli 2. Można zauważyć, że ustalana liczba bloków, prowadząca do otrzymania m maksimów stanowiących próbę losową, wpływa znacząco na wielkość błędów średniokwadratowych. Dużo mniejsze znaczenie ma wielkość r (o ile $r \geq 50$).

W przypadku estymacji parametrów uogólnionego rozkładu statystyki maksimum opisanego przez dystrybuantę (1) z trzema parametrami można również wykorzystać metodę kwantyli, ustalając rzędy trzech stosowanych kwantyli (por. Pekasiewicz [2015]).

Tabela 2. Oszacowania błędów średniokwadratowych estymatorów parametrów rozkładu Gumbela

Rozkład	r	m	mM		mK		$uKmnk$	
			$\hat{\mu}^{mM}$	$\hat{\sigma}^{mM}$	$\hat{\mu}^{mK}$	$\hat{\sigma}^{mK}$	$\hat{\mu}^{uKmnk}$	$\hat{\sigma}^{uKmnk}$
$Exp(3)$	50	200	0,0551	0,0499	0,0654	0,0518	0,0514	0,0438
	50	100	0,1101	0,0997	0,1303	0,1022	0,1030	0,0886
	100	100	0,1055	0,0983	0,1314	0,1004	0,1043	0,0855
	100	50	0,2107	0,1947	0,2697	0,1998	0,2160	0,1788
	200	50	0,2130	0,1909	0,2729	0,1958	0,2201	0,1745
$Exp(0,5)$	50	200	0,0016	0,0014	0,0018	0,0015	0,0015	0,0012
	50	100	0,0031	0,0028	0,0036	0,0029	0,0029	0,0024
	100	100	0,0029	0,0027	0,0037	0,0028	0,0029	0,0024
	100	50	0,0058	0,0054	0,0072	0,0055	0,0059	0,0049
	200	50	0,0057	0,0054	0,0072	0,0055	0,0059	0,0049
$Logist(3,1)$	50	200	0,0060	0,0056	0,0076	0,0058	0,0059	0,0050
	50	100	0,0122	0,0109	0,0151	0,0114	0,0120	0,0097
	100	100	0,0121	0,0109	0,0154	0,0113	0,0122	0,0096
	100	50	0,0239	0,0214	0,0303	0,0223	0,0249	0,0201
	200	50	0,0238	0,0213	0,0304	0,0218	0,0248	0,0197
$Logist(3,3)$	50	200	0,0546	0,0517	0,0683	0,0523	0,0536	0,0447
	50	100	0,1092	0,1005	0,1372	0,1043	0,1079	0,0898
	100	100	0,1072	0,0999	0,1348	0,1026	0,1082	0,0877
	100	50	0,2182	0,1933	0,2768	0,1985	0,2248	0,1780
	200	50	0,2145	0,1908	0,2779	0,1984	0,2245	0,1778

Źródło: opracowanie własne

UWAGI KOŃCOWE

Wyniki przeprowadzonych analiz symulacyjnych pozwalają stwierdzić, że w analizowanych przypadkach proponowana zmodyfikowana kwantylowa metoda najmniejszych kwadratów prowadzi do otrzymania oszacowań parametrów rozkładu Gumbela z najmniejszymi błędami średniokwadratowymi. Metoda momentów daje zwykle dokładniejsze oszacowania niż metoda kwantyli, ale zaletą metody kwantyli jest jej uniwersalność.

Podobne analizy symulacyjne można przeprowadzić dla rozkładów Fréchet'a i Weibulla, jednak w tych przypadkach nie da się wyznaczyć wzorów na estymatory ich parametrów.

Związek między statystyką minimum $X_{(1)}^{(n)} = \min\{X_1, X_2, \dots, X_n\}$ oraz maksimum $(-X)_{(n)}^{(n)}$ postaci: $X_{(1)}^{(n)} = -(-X)_{(n)}^{(n)}$ pozwala zapisać dystrybuantę graniczną minimum z próby jako $F_{\mu, \delta, \xi}^m(x) = 1 - F_{\mu, \sigma, \xi}^M(-x)$, gdzie $F_{\mu, \sigma, \xi}^M(x)$ jest

dystribuantą graniczną zmiennej $X_{(n)}^{(n)}$, a to sprawia, że przedstawione metody można wykorzystać również do estymacji parametrów rozkładu minimum z próby.

BIBLIOGRAFIA

- Castillo E., Hadi A. S., Balakrishnan N., Sarabia J. M. (2004) *Extreme Value and Related Models with Application in Engineering and Science*, Wiley Interscience, A. John Wiley & Sons, New York.
- Czekala M. (2001) *Statystyki pozycyjne w modelowaniu ekonometrycznym. Wybrane problemy*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej im. O. Langego, Wrocław.
- Gumbel E. J. (2004) *Statistics of Extremes*, Dover Publications, Mineola, New York.
- Neves C., Fraga Alves M. I. (2008) Testing Extreme Value Conditions – an Overview and Recent Approaches, *REVSTAT – Statistical Journal* 6, 83–100.
- Pekasiewicz D. (2012) Zastosowanie metod symulacyjnych do badania własności estymatorów otrzymanych metodą kwantyli, [w:] Zieliński Z. E. *Rola informatyki w naukach ekonomicznych i społecznych. Innowacje i implikacje interdyscyplinarne*, Wydawnictwo Wyższej Szkoły Handlowej, Kielce, 236–244.
- Pekasiewicz D. (2015) *Statystyki pozycyjne w procedurach estymacji i ich zastosowania w badaniach ekonomicznych*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.

ANALYSIS OF CHOSEN ESTIMATION METHODS OF MAXIMUM STATISTIC LIMIT DISTRIBUTION PARAMETERS

Abstract: The limiting distribution of maximum statistic determined on the basis of a random sample is one of the following distributions: Gumbel, Fréchet or Weibull. If we have information about the distribution class of the analyzed variable we use limit theorems about maximum distribution, otherwise we must apply appropriate statistical tests based on the order statistics. We can use different methods to estimate the parameter of maximum distribution, in particular the maximum likelihood method, the method of moments and methods based on quantiles. The paper presents the results of analysis of mean squared errors of Gumbel distribution parameters estimators obtained by the methods of moments, the quantile method and the quantile least squares method with a truncated number of quantiles. Received results allow to draw conclusions on the regarded estimators properties, specifically the efficiency of the chosen estimation methods.

Keywords: maximum statistic, Gumbel distribution, Fréchet distribution, Weibull distribution, maximum likelihood method, method of moments, quantile method

AUTOKORELACJA PRZESTRZENNA WYBRANYCH CHARAKTERYSTYK SPOŁECZNO-EKONOMICZNYCH

Ewa Pośpiech, Adrianna Mastalerz-Kodzis

Katedra Matematyki, Uniwersytet Ekonomiczny w Katowicach

e-mail: ewa.pospiech@ue.katowice.pl, adrianna.mastalerz-kodzis@ue.katowice.pl

Streszczenie: W artykule poddano analizie wybrane charakterystyki społeczno-ekonomiczne pod względem zależności przestrzennych z uwzględnieniem podziału Polski na województwa i powiaty. W analizach tych wykorzystano miary autokorelacji przestrzennej (globalne oraz lokalne) umożliwiające odpowiednio zidentyfikowanie zależności przestrzennych danej charakterystyki w ramach całego badanego obszaru oraz w powiązaniu konkretnej lokalizacji z lokalizacjami sąsiednimi.

Słowa kluczowe: autokorelacja przestrzenna, statystyki globalne i lokalne, charakterystyki społeczno-ekonomiczne

WPROWADZENIE

W wielu zagadnieniach istotnym czynnikiem kształtującym zjawisko jest jego przestrzenne rozmieszczenie. Rozwój pewnych gałęzi gospodarki, a także zachowań oraz zjawisk społecznych może zależeć od polityki regionalnej prowadzonej na danym obszarze. Dlatego też we współczesnych badaniach procesów społeczno-ekonomicznych coraz większą rolę odgrywają metody przestrzenne. Stosowanie tych metod sprawdza się w zagadnieniach, które umiejscowione są w konkretnej przestrzeni. Należą do nich m.in. procesy demograficzne, badanie struktur przemysłowych, wycena nieruchomości, ale także zjawiska takie jak bezrobocie, poziom życia ludności, rozwój gospodarczy itp. [Gierańczyk 2008, Pietrzykowski 2011, Pośpiech 2015, Sikora i in. 2007, Zeug-Żebro 2014]. Badanie tego typu zjawisk za pomocą narzędzi ekonometrii i statystyki przestrzennej może ukazać istotność czynnika przestrzennego w wyjaśnianiu ich zmienności, a zatem wpłynąć na poprawę jakości ich opisu.

Aktualnym problemem społeczno-ekonomicznym jest zmieniająca się struktura wiekowa ludności w Polsce, która kształtuje m.in. podaż na rynku pracy.

Obserwuje się rosnącą liczbę osób w wieku poprodukcyjnym oraz malejące liczby osób w wieku przedprodukcyjnym i produkcyjnym. Konsekwencją tych zjawisk jest np. konieczność zmian w systemie emerytalnym. Ważnym wydaje się także, jak w zaistniałych warunkach wygląda przestrzenne kształtowanie się płac – ich poziom w istotny sposób wpływa na decyzję (zwłaszcza u młodych osób) o emigracji w celach zarobkowych. Dlatego też w analizach uwzględniono zmienne o charakterze demograficznym, jak również zmienne związane z rynkiem pracy i wynagrodzeniami.

Celem artykułu jest zidentyfikowanie, za pomocą analizy autokorelacji przestrzennej (globalnej i lokalnej), zależności przestrzennych zachodzących w regionach Polski (województwach oraz powiatach) pod względem wybranych zmiennych społeczno-ekonomicznych.

MIERNIKI AUTOKORELACJI PRZESTRZENNEJ

Fakt istnienia autokorelacji przestrzennej oznacza podobieństwo obszarów bliższych geograficznie. Sprawdzenie istnienia takiej relacji umożliwiają statystyki przestrzenne (globalne i lokalne). Statystyki te wspomagają wykrycie zależności przestrzennych rozważanej charakterystyki w ramach całego badanego obszaru oraz w powiązaniu konkretnej lokalizacji z obszarami sąsiednimi.

Statystyka globalna *I* Morana

Za pomocą statystyki *I* Morana sprawdzane jest istnienie globalnej autokorelacji przestrzennej [Moran 1950, Cliff i in. 1973]. Przy jej konstrukcji wykorzystywana jest binarna macierz wag, która określa posiadanie granicy z każdym sąsiednim regionem. Statystyka globalna *I* Morana obliczana jest na podstawie wzoru [Suchecki 2010, Kopczewska 2011]:

$$I = \frac{1}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}} \cdot \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} = \frac{n}{S_0} \cdot \frac{\mathbf{z}^T \mathbf{W} \mathbf{z}}{\mathbf{z}^T \mathbf{z}} \quad (1)$$

gdzie:

x_i, x_j – obserwacje w badanych regionach,

\bar{x} – ogólna średnia arytmetyczna (ze wszystkich regionów i ze wszystkich obserwacji),

n – liczba uwzględnianych regionów,

\mathbf{z} – wektor kolumnowy wartości postaci: $z_i = x_i - \bar{x}, i = 1, \dots, n$,

S_0 – suma elementów macierzy wag, $S_0 = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}$,

\mathbf{W} – binarna macierz wag w_{ij} , $i = 1, \dots, n, j = 1, \dots, n$, w której

$$w_{ij} = \begin{cases} 1, & \text{gdy obiekty } i \text{ oraz } j \text{ mają wspólną granicę} \\ 0, & \text{gdy obiekty } i \text{ oraz } j \text{ nie mają wspólnej granicy} \\ 0, & \text{dla elementów diagonalnych} \end{cases} \quad (2)$$

Istotność rozważanej statystyki badana jest za pomocą testu, w którym weryfikowane są hipotezy o braku autokorelacji przestrzennej (H_0) oraz o istnieniu tejże autokorelacji (H_1). Statystyką sprawdzającą w tym teście jest Z_I , która ma rozkład $N(0, 1)$; Z_I określona jest wzorem

$$Z_I = \frac{I - E(I)}{\sqrt{\text{Var}(I)}} \quad (3)$$

gdzie $E(I)$ oraz $\text{Var}(I)$ można wyznaczyć z zależności

$$E(I) = -\frac{1}{n-1}, \quad (4)$$

$$\text{Var}(I) = \frac{n[(n^2 - 3n + 3)S_1 - nS_2 + 3S_0^2] - k[(n^2 - n)S_1 - 2nS_2 + 6S_0^2]}{(n-1)(n-2)(n-3)S_0^2} + \frac{1}{(n-1)^2}, \quad (5)$$

przy czym:

$$S_0 = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}, \quad S_1 = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n (w_{ij} + w_{ji})^2, \quad S_2 = \sum_{i=1}^n \left(\sum_{j=1}^n w_{ij} + \sum_{j=1}^n w_{ji} \right)^2 \quad (6)$$

Wartości statystyki Z_I równe zero oznaczają brak autokorelacji przestrzennej (losowe rozmieszczenie wartości zmiennej między danymi lokalizacjami), dodatnia wartość tej statystyki oznacza dodatnią autokorelację (skupianie się – w sensie lokalizacji, podobnych wartości), natomiast ujemna jej wartość – ujemną autokorelację (wartości wysokie i niskie sąsiadują ze sobą).

Statystyka lokalna I_i Morana

Statystyki lokalne z grupy mierników LISA (*Local Indicators of Spatial Association*) [Anselin 1995], do których zalicza się statystykę lokalną Morana I_i , dają możliwość zidentyfikowania skupisk (klastrow) wysokich lub niskich wartości badanej zmiennej oraz wskazują lokalizacje nietypowe (tzw. „outliery”). Statystykę lokalną Morana można wyznaczyć przy użyciu wzoru [Suchecki 2010]

$$I_i = \frac{(x_i - \bar{x}) \sum_{j=1}^n w_{ij}^* (x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}, \quad (7)$$

gdzie:

w_{ij}^* – elementy standaryzowanej macierzy wag określone wzorem

$$w_{ij}^* = \frac{w_{ij}}{\sum_{j=1}^n w_{ij}}. \quad (8)$$

Przy założeniu asymptotycznego rozkładu normalnego, analizuje się wartości statystyki Z_{I_i} wyrażonej następująco:

$$Z_{I_i} = \frac{I_i - E(I_i)}{\sqrt{\text{Var}(I_i)}} \quad (9)$$

gdzie wartości $E(I_i)$ oraz $\text{Var}(I_i)$ (oszacowane przez Anselina [Anselin 1995]) podane są wzorami

$$E(I_i) = - \frac{\sum_{j=1}^n w_{ij}}{n-1} \quad (10)$$

$$\text{Var}(I_i) = \frac{(n-k) \sum_{j \neq i} w_{ij}^2}{n-1} + \frac{2(2k-n) \sum_{k \neq i} \sum_{l \neq i} w_{ik} w_{il}}{(n-1)(n-2)} - \frac{\left(\sum_{j=1}^n w_{ij} \right)^2}{(n-1)^2} \quad (11)$$

przy oznaczeniach jak wyżej.

Przyjmuje się, że:

- istotna dodatnia wartość lokalnej statystyki Morana dla obszaru i oznacza, że jest on otoczony przez obszary o podobnych wartościach danej cechy (tworzą się skupiska, klastry),
- istotna ujemna wartość lokalnej statystyki Morana dla obszaru i oznacza, że jest on otoczony przez obszary o odmiennych wartościach danej cechy (jest „outlierem”).

ANALIZA ZALEŻNOŚCI PRZESTRZENNYCH

Do analiz wybrano trzy zmienne charakteryzujące kategorie: Ludność, Rynek pracy oraz Wynagrodzenia. Uwzględniono:

- Wskaźnik obciążenia demograficznego rozumiany jako ludność w wieku poprodukcyjnym na 100 osób ludności w wieku produkcyjnym (OD),
- Udział liczby osób pracujących w ogólnej liczbie osób w wieku produkcyjnym (PP),
- Przeciętne miesięczne wynagrodzenia brutto (PW).

Badania przeprowadzono dla lat 2005-2013 dokonując podziału na województwa oraz powiaty. Dane wzięte do badań pochodzą z Banku Danych Lokalnych GUS, natomiast obliczenia oraz rysunki wykonano w pakiecie MS Excel oraz programie R CRAN.

W pierwszej kolejności przeprowadzono badania dla województw. W Tabeli 1 zamieszczono wartości miary globalnej *I* Morana.

Tabela 1. Statystyki globalne *I* Morana dla województw

Rok	Statystyki globalne <i>I</i> Morana (OD)		Statystyki globalne <i>I</i> Morana (PP)		Statystyki globalne <i>I</i> Morana (PW)	
	<i>I</i>	<i>p</i> -value	<i>I</i>	<i>p</i> -value	<i>I</i>	<i>p</i> -value
2005	0,4756	0,0001	0,2307	0,0228	-0,2705	0,9607
2006	0,4562	0,0002	0,1949	0,0394	-0,2753	0,9640
2007	0,4348	0,0004	0,1719	0,0544	-0,2699	0,9606
2008	0,4095	0,0007	0,1798	0,0488	-0,2770	0,9618
2009	0,3939	0,0010	0,2877	0,0086	-0,2653	0,9550
2010	0,3757	0,0015	0,2689	0,0120	-0,2674	0,9516
2011	0,3300	0,0038	0,2605	0,0139	-0,2676	0,9563
2012	0,2815	0,0096	0,2464	0,0177	-0,2740	0,9558
2013	0,2386	0,0201	0,2579	0,0146	-0,2675	0,9629

Źródło: obliczenia własne

Istotność uzyskanych wartości można ocenić na podstawie *p*-value¹. Analizując wyniki zawarte w Tabeli 1 zauważyć można, że w całym rozpatrywanym okresie niemal wszystkie statystyki są statystycznie istotne (wyjątkiem jest wartość zmiennej PP w roku 2007). Można zatem stwierdzić, że istnieje dodatnia (umiarkowana lub słaba) autokorelacja przestrzenna w przypadku zmiennych OD oraz PP (choć dla OD z roku na rok jest ona coraz słabsza) – oznacza to skupianie się w ramach danej lokalizacji obszarów o podobnych wartościach zmiennych. Zmienne te charakteryzują kategorie Ludność oraz Rynek

¹ Zakładając poziom istotności 0,05, przyjmuje się, że dodatnie wartości statystyki *I* są istotne, gdy *p*-value jest mniejsze od 0,05, natomiast ujemne wartości tej statystyki są istotne, gdy *p*-value jest większe od 0,95.

pracy, zatem w tych kategoriach na poziomie województw obserwuje się dodatnią autokorelację przestrzenną. Dla zmiennej PW, reprezentującej kategorię Wynagrodzenia, widoczna jest istotna, chociaż niezbyt silna, autokorelacja ujemna. Oznacza ona, że rozmieszczenie województw pod względem wynagrodzeń jest bardziej zróżnicowane.

W Tabeli 2 zaprezentowano wyniki zastosowania lokalnej statystyki Morana. Analiza wyodrębniła skupiska (klastry) oraz „outliery” dla poszczególnych zmiennych. Obserwując uzyskane rezultaty można zauważyć, że w przypadku zmiennej charakteryzującej kategorię Ludność obserwuje się skupianie województw o podobnych wartościach badanej cechy. Wyróżnić można skupienie „zachodnio-północne” charakteryzuje się niższymi poziomami wskaźnika obciążenia demograficznego (z roku na rok jest on coraz wyższy – od poziomu ok. 21 w 2005 r. do wartości 27 w 2013 r.). Drugie wyróżnione skupienie „wschodnio-centralne” cechuje się wyższymi wartościami wskaźnika OD (jego poziom z roku na rok także wzrasta – od ok. 26 do wartości 33). Dla zmiennej PP reprezentującej Rynek pracy, wyłonił się „outlier” – województwo wielkopolskie (charakteryzowało się wyższym poziomem zmiennej niż sąsiedzi). Dla zmiennej tej w poszczególnych latach zaobserwowano także skupienia – skupienie trójelementowe cechuje się poziomami zmiennej między 42 a 50, natomiast skupienie {G} otoczone jest województwami o podobnych wartościach zmiennej (oscylują pomiędzy wartościami 35–36). Pod względem przeciętnych wynagrodzeń brutto, w całym rozważanym okresie, notowany był zdecydowany „outlier” – województwo mazowieckie (wysokie wartości badanej zmiennej).

Tabela 2. Województwa o istotnej wartości statystyki lokalnej Morana*

Rok	OD	PP		PW
	„klastry”	„outliery”	„klastry”	„outliery”
2005	{F, G, P, Z}, {L, T, W}	{P}	{L, T, W}	{W}
2006	{F, G, P, Z}, {L, T, W}	{P}	{L, T, W}	{W}
2007	{F, G, Z}, {L, T, W}	{P}	{L, T, W}	{W}
2008	{F, G, Z}, {L, T, W}	{P}	{L, T, W}	{W}
2009	{F, G, Z}, {L, T, W}	–	{L, T, W}	{W}
2010	{F, G, Z}, {E, L, T, W}	–	{L, R, T}, {G}	{W}
2011	{G, Z}, {E, T}	–	{L, R, T}, {G}	{W}
2012	{G}, {E, S, T}	{P}	{L, R, T}, {G}	{W}
2013	{G}, {E, S, T}	{P}	{L, R, T}	{W}

* Litery zamieszczone w tabeli to wyróżniki literowe województw wprowadzone w 2000 roku (E – łódzkie, F – lubuskie, G – pomorskie, L – lubelskie, P – wielkopolskie, R – podkarpackie, S – śląskie, T – świętokrzyskie, W – mazowieckie, Z – zachodnio-pomorskie).

Źródło: obliczenia własne

Podobną analizę przeprowadzono dla powiatów (w podziale na mniejsze jednostki terytorialne uzyskać można bardziej szczegółowe informacje). Wartości globalnych statystyk I Morana zamieszczono w Tabeli 3. Wartości tej statystyki dla wszystkich zmiennych są dodatnie i statystycznie istotne, nie są one jednak na wysokim poziomie. Można zatem mówić o słabej dodatniej autokorelacji przestrzennej. W przypadku zmiennych PP i PW wartości utrzymują się na w miarę stałych poziomach w całym rozważanym okresie, natomiast dla cechy OD widoczna jest malejąca tendencja wartości miary (następuje proces osłabiania zależności przestrzennej).

Tabela 3. Statystyki globalne I Morana dla powiatów

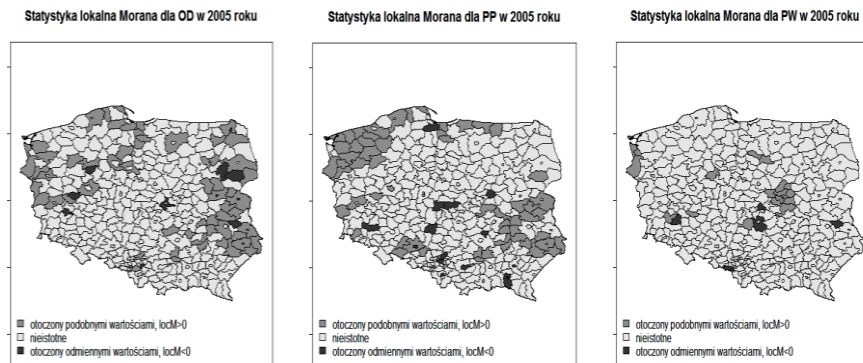
Rok	Statystyki globalne I Morana (OD)		Statystyki globalne I Morana (PP)		Statystyki globalne I Morana (PW)	
	I	p -value	I	p -value	I	p -value
2005	0,2462	1,7E-13	0,1663	3,9E-07	0,1578	9,4E-07
2006	0,2431	3,2E-13	0,1487	4,8E-06	0,1588	8,1E-07
2007	0,2237	1,2E-12	0,1315	4,3E-05	0,1658	2,6E-07
2008	0,2252	1,3E-12	0,1363	2,4E-05	0,1639	3,8E-07
2009	0,2136	1,3E-12	0,1478	5,4E-06	0,1546	1,5E-06
2010	0,2087	3,2E-10	0,1874	1,3E-08	0,1557	1,2E-06
2011	0,1898	8,9E-09	0,1857	1,8E-08	0,1413	8,3E-06
2012	0,1695	2,4E-07	0,1826	3,0E-08	0,1457	4,8E-06
2013	0,1448	8,0E-06	0,1618	7,5E-07	0,1407	9,5E-06

Źródło: obliczenia własne

Wartości lokalnych statystyk I_i Morana zobrazowano na Rysunkach 1 oraz 2. W celu stwierdzenia, czy na przestrzeni dziewięciu lat zaszły zmiany pod względem własności przestrzennych rozważanych zmiennych, zaprezentowano ilustrację graficzną dla dwóch skrajnych lat badanego okresu. Na Rysunku 1 zestawiono wyniki uzyskane dla wszystkich zmiennych w roku 2005, natomiast na Rysunku 2 ukazano rezultaty otrzymane dla zmiennych w roku 2013.

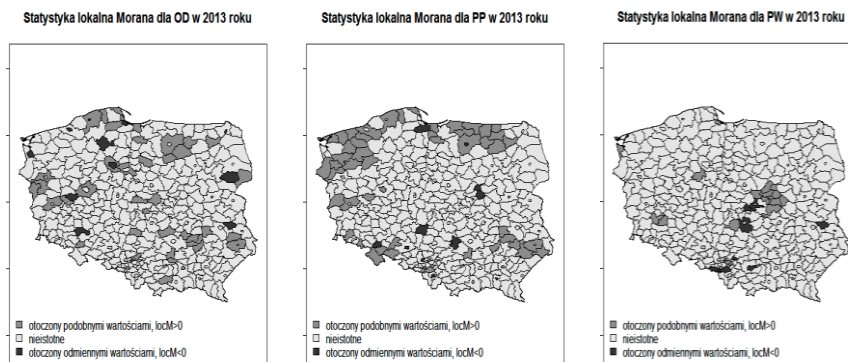
Dla wskaźnika obciążenia demograficznego OD obserwuje się mniej skupień na końcu rozpatrywanego okresu niż na początku. Najbardziej widoczne są skupienia w części północno-zachodniej (o niższych poziomach zmiennej) oraz na ścianie wschodniej – o wyższych wartościach zmiennej (podobnie jak w przypadku województw). Liczba „outlierów” jest porównywalna (ich rozkład jednak nieco uległ zmianie).

Rysunek 1. Statystyki lokalne Morana dla zmiennych w roku 2005



Źródło: obliczenia własne

Rysunek 2. Statystyki lokalne Morana dla zmiennych w roku 2013



Źródło: obliczenia własne

W rozważanych latach dla zmiennej PP zaobserwować można kilka skupisk: największe w części północno-zachodniej, mniejsze w części północnej, wschodniej oraz południowej i zachodniej. Skupienia powstałe w okolicach Kołobrzegu oraz Bartoszyce charakteryzowały się ok. 30-procentowym udziałem osób pracujących w ogólnej liczbie ludności w wieku produkcyjnym, natomiast skupienie zlokalizowane w okolicach Lublina – ok. 40-procentowym poziomem tej charakterystyki. Pojawiło się także kilka „outlierów”. W obydwu latach lokalizacją nietypową był powiat m. Warszawy, gdzie wartość omawianej zmiennej kształtowała się odpowiednio na poziomie 65,5% na początku oraz 75,5% na końcu rozpatrywanego okresu (udziały te były dużo wyższe niż notowali sąsiedzi). Inny przykładowy „outlier” – powiat gdański, cechował się odpowiednio 25,2-procentowym poziomem zjawiska w 2005 roku oraz 32,5-procentowym

w roku 2013 (był niższy niż u sąsiadów). Na przestrzeni dziewięciu lat liczba skupień oraz lokalizacji nietypowych zmalała.

Dla zmiennej PW widocznych jest kilka niewielkich skupień i kilka „outlierów” (na przestrzeni badanego okresu ich liczba zmalała). W obu skrajnych latach największe skupienie zlokalizowane jest w powiatach m. Warszawy oraz sąsiednich (w powiatach tych wielkości wynagrodzeń są podobnie wysokie – w analizie województw, mazowieckie było „outlierem” o wysokich wartościach cechy). Przykładowymi „outlierami” w obydwu latach są powiat m. Jastrzębia-Zdrój oraz powiat lubiński (lokalizacje o wysokich wynagrodzeniach otoczone obszarami o niższych poziomach wynagrodzeń) oraz powiaty wodzisławski i brzeziński („outliery” o niższych wielkościach wynagrodzeń niż sąsiedzi).

ZAKOŃCZENIE

Przeprowadzone analizy ukazały istnienie globalnej i lokalnej autokorelacji przestrzennej dla wybranych charakterystyk reprezentujących kategorie Ludność, Rynek pracy oraz Wynagrodzenia. Zależności te widoczne były zarówno przy podziale na województwa, jak i w podziale na powiaty. Oznacza to istnienie zależności przestrzennych danych zmiennych w obrębie całego obszaru, ale także w odniesieniu do lokalizacji sąsiednich.

W ujęciu województw notowano dodatnią autokorelację dla dwóch rozważanych zmiennych (OD, PP), jednak nie była ona zbyt silna i albo kształtowała się w całym rozważanym okresie na podobnym niewysokim poziomie, albo była coraz słabsza. Jedyną rozważaną zmienną, dla której zanotowano ujemną autokorelację przestrzenną była PW, co pozwala wnosić, że rozmieszczenie województw pod względem wynagrodzeń jest bardziej zróżnicowane przestrzennie. Analiza lokalnej statystyki Morana w poszczególnych latach dla uwzględnianych zmiennych wyodrębniła skupienia województw oraz województwa nietypowe.

Rozważania przeprowadzone dla powiatów także ukazały istnienie autokorelacji przestrzennej, tym razem niewielkiej dodatniej dla wszystkich rozpatrywanych zmiennych (dla zmiennej OD widoczne było osłabianie się zależności przestrzennych, dla pozostałych zmiennych obserwowano w miarę stały poziom miernika autokorelacji). Analiza lokalnych statystyk ukazała istnienie powiatów tworzących skupienia oraz powiaty odstające od sąsiadów (zarówno na plus, jak i minus).

Analiza zjawisk za pomocą statystyk przestrzennych może wspomagać zatem identyfikację obszarów, które charakteryzują się podobnymi lub odmiennymi wartościami badanych zmiennych, co umożliwia monitorowanie i kontrolę zjawiska. Ponadto, analiza taka może wspomagać realizację programów, których celem jest przeciwdziałanie zjawiskom niepożądanym oraz podtrzymywanie tendencji pozytywnych.

BIBLIOGRAFIA

- Anselin L. (1995) Local Indicators of Spatial Association - LISA, *Geographical Analysis*, No. 27(2).
- Cliff A.D., Ord J.K. (1973) *Spatial Autocorrelation*, Pion, London.
- Gierańczyk W. (2008) Badanie struktur przemysłowych w Polsce w dobie globalizacji ze szczególnym uwzględnieniem struktury przestrzennej, *Prace Komisji Geografii Przemysłu*, nr 11, str. 26 – 39.
- Kopczewska K. (2011) *Ekonometria i statystyka przestrzenna z wykorzystaniem programu R Cran*, CeDeWu.pl, Warszawa.
- Kopczewska K., Kopczewski T., Wójcik P. (2013) *Metody ilościowe w R. Aplikacje ekonomiczne i finansowe*, CeDeWu, Warszawa.
- Moran P.A.P. (1950) Notes on Continuous Stochastic Phenomena, *Biometrika*, No. 37.
- Pietrzykowski R. (2011) Wykorzystanie metod statystycznej analizy przestrzennej w badaniach ekonomicznych, *Roczniki Ekonomiczne Kujawsko-Pomorskiej Szkoły Wyższej w Bydgoszczy*, nr 4, str. 97 – 112.
- Pośpiech E. (2015) Analiza przestrzenna bezrobocia w Polsce, *Studia Ekonomiczne*, nr 227, str. 59 – 74.
- Sikora J., Woźniak A. (2007) Autokorelacja przestrzenna wskaźników infrastruktury wodno-ściekowej woj. Małopolskiego, *Infrastruktura i ekologia terenów wiejskich*, nr 4/2, str. 315 – 329.
- Sucheckı B. (2010) *Ekonometria przestrzenna. Metody i modele analizy danych przestrzennych*, C.H.Beck, Warszawa.
- Zeug-Żebro K. (2014) Analiza przestrzenna procesu starzenia się polskiego społeczeństwa, *Studia i Prace Wydziału Nauk Ekonomicznych i Zarządzania*, nr 36, Tom II, str. 441 – 456.
- <http://stat.gov.pl/bdl> (dostęp: 01.06.2015)

SPATIAL DEPENDENCES OF SELECTED SOCIAL
AND ECONOMIC CHARACTERISTICS

Abstract: Nowadays, a very important issue in analyzing economic and social phenomena is the localization. Therefore, in modern research spatial modeling become more and more popular. This approach can be used e.g. for demographic processes or real estate evaluation as well as unemployment, living standard or economic development. Spatial analyses can show significant impact of the spatial factor in explaining variation of the characteristics. The purpose of the paper is to study the spatial dependences of selected social and economic characteristics in Polish regions.

Keywords: spatial autocorrelation, global and local statistics, social and economic characteristics

PRODUKTYWNOŚĆ ROLNICTWA W POLSCE – ANALIZA Z WYKORZYSTANIEM ZAGREGOWANYCH INDEKSÓW PRODUKTYWNOŚCI FÄRE-PRIMONTA

Robert Rusielik

Katedra Zarządzania Przedsiębiorstwami
Zachodniopomorski Uniwersytet Technologiczny w Szczecinie
e-mail: robert.rusielik@zut.edu.pl

Streszczenie: Głównym celem badań było zastosowanie zagregowanych indeksów produktywności TFP (Total Factor Productivity) Färe-Primonta do badania zmian produktywności rolnictwa w Polsce. Badania obejmują lata 2004 – 2013. Obliczenia wykonano w podziale na województwa i makro-regiony. Badania wykazują, że pomimo dwóch okresów obniżenia się produktywności, polskie rolnictwo charakteryzuje trend wzrostowy produktywności. Wykazano również, że występuje duże zróżnicowanie pomiędzy regionami i województwami.

Słowa kluczowe rolnictwo, produktywność, Indeksy TFP Färe-Primonta, DEA

WSTĘP

Rolnictwo jest istotnym działem gospodarki kraju. Istnieje potrzeba analizy funkcjonowania tego działu pod kątem jego ciągłego rozwoju i dostosowania się do zmieniających się uwarunkowań ekonomicznych jak i społecznych. W latach 2004-2013 w Polsce przeznaczono duże środki finansowe na rozwój rolnictwa i obszarów wiejskich a kolejne środki napłyną w świetle nowej perspektywy finansowej. Należy więc zwrócić uwagę na sposób redystrybucji tych środków. Ze względu na zróżnicowanie rozwoju rolnictwa w Polsce konieczne jest przyjęcie kryteriów delimitacyjnych [Począta i in. 2012]. Właśnie tutaj pomocna może być analiza zróżnicowania pod względem produktywności posiadanych zasobów rolniczych. Z kolei biorąc pod uwagę założenia rolnictwa zrównoważonego na zagadnienie to należy spojrzeć szerzej tj. nie tylko w kierunku gospodarowania zasobami czynników produkcji a także zasobami przyrodniczymi, relacjami

rolnictwa z przyrodą oraz bogactwem kulturowym. Zagadnienia te zostały poruszone min. w pracach [Śmigła 2015], [Parzonko 2013], [Runowski 2007], [Czyżewski i Matuszczak 2011]. Pomiar produktywności staje się w związku z tym istotnym elementem i jednym z warunków tak szeroko pojętej analizy. Znaczenia nabierają w tym przypadku wielowymiarowe metody nieparametryczne pozwalające na wprowadzanie do modelu zmiennych ilościowych i jakościowych. W prezentowanych badaniach nie wprowadzano do modeli wspomnianych zmiennych jakościowych, ale będzie to kolejnym etapem prowadzonych analiz. Ten etap jest próbą zastosowania zagregowanych indeksów do analizy poziomu produktywności i jej zmian. Do najpowszechniej wykorzystywanych w tym celu indeksów należą indeksy produktywności Malmquista. W literaturze odnotowano wiele badań, które dotyczyły grup przedsiębiorstw i całych sektorów w tym rolnictwa w Polsce, wykorzystujących tę technologię m.in. Breummer i in. [2002], Latruffe i in. [2004], Zawalińska [2004], Balcombe i in. [2005], Kuszewski i Sielska [2012], Rusielik i Świtłyk [2009], Bezat-Jarzębowska [2013], Rusielik [2014], jak i badań porównawczych pomiędzy różnymi krajami. W związku z tym, że metoda zakłada przyjęcie stałych efektów skali (CRS) wywołuje dyskusję na temat możliwych błędów i niewiarygodnych wyników. O'Donnell [2010, 2012 a, 2012 b] i [Hoang 2011] a w Polsce [Rusielik 2014] w badaniach produktywności rolnictwa wskazywali na większą przydatność zagregowanych indeksów TFP, które mają postać w pełni multiplikatywnych (*multiplicatively-complete*). Wynika to między innymi z dopuszczenia założeń zmiennych efektów skali (VRS) i lepszego dopasowania modelu do słabszych technologicznie obiektów. Jednym z tego typu indeksów jest prezentowany tutaj indeks produktywności Färe-Primonta. Ze względu na ograniczenia redakcyjne w artykule przedstawiono tylko wybrane syntetyczne wyniki badań.

MATERIAŁ I METODY

Celem badań było zbadanie zmian produktywności rolnictwa w Polsce w latach 2004 – 2013 z wykorzystaniem zagregowanych indeksów Färe-Primonta. Do badań wykorzystano dane empiryczne dotyczące rolnictwa w Polsce. Dane zebrano zarówno w układzie przestrzennym na poziomie województw, jak i dynamicznym, obejmującym lata 2004 – 2013. Głównym źródłem danych były publikacje statystyczne: Roczniki statystyczne województw i Roczniki statystyczne rolnictwa i obszarów wiejskich za lata 2004 – 2013. W źródłach tych wyodrębniono cztery regiony rolnicze. Ze względu na to, że polityka regionalna jest prowadzona na poziomie województwa analiza obejmuje również taki układ przestrzenny.

W przypadku analizy technologii obejmującej pojedynczy nakład i pojedynczy efekt, produktywność obiektu zazwyczaj definiujemy jako iloraz efektu do nakładu. W sytuacji wielowymiarowej można z kolei zdefiniować produktywność całkowitą jako iloraz zagregowanego wektora efektów do

zagregowanego wektora nakładów. Jeżeli znamy relacje cenowe obliczenia nie stwarzają większych problemów. Kiedy tych relacji nie znamy możemy ten problem rozwiązać wykorzystując indeksy produktywności (TFP total factor productivity) zaproponowane przez O'Donnella [O'Donnell 2008], oparte na relacjach pomiędzy badanymi obiektami.

Niech $Q_t \equiv Q(q_t)$ i $X_t \equiv X(x_t)$ oznaczają zagregowane efekty i nakłady skojarzone z wektorami q_t i x_t to TFP dla obiektu t prezentuje równanie $TFP_t = Q_t / X_t$. Można zbadać również relacje pomiędzy danym obiektem t a dowolnym obiektem odniesienia 0 wykorzystując równanie (1) [O'Donnell 2008]:

$$TFP_{0t} = TFP_t / TFP_0 = Q_{0t} / X_{0t} \quad (1)$$

gdzie $Q_{0t} = Q_t / Q_0$ i $X_{0t} = X_t / X_0$ są indeksami mierzącymi relacje zagregowanych efektów i nakładów.

Założenia te można wykorzystać w układzie dynamicznym do obliczeń indeksów zmian TFP tego samego obiektu pomiędzy dwoma punktami w czasie albo zmian relacji innych obiektów do obiektu będącego punktem odniesienia. W zależności od podejścia do tego problemu w literaturze można spotkać różne postacie funkcyjne tego typu indeksów zmian TFP. Najczęściej wykorzystywane to indeksy Laspeyresa, Paaschego i Fishera jednak wymagają one znajomości wektorów cen efektów i nakładów jako wag poszczególnych czynników. W przypadku, kiedy nie są one znane, można wykorzystać różne zagregowane funkcje odległości, kalkulowane na bazie dostępnych nakładów i efektów, wykorzystując odpowiednie funkcje odległości. Przykładami wykorzystania takich zagregowanych funkcji do kompozycji indeksów TFP są indeksy Malmquista, Hicksa-Moorsteena i Färe-Primonta, które można obliczyć wykorzystując programowanie liniowe (LP) i założenia metody Data Envelopment Analysis (DEA) [O'Donnell 2011].

Przyjmując, że: $x_{it} = (x_{1it}, \dots, x_{Kit})'$ i $q_{it} = (q_{1it}, \dots, q_{Jit})'$ są wektorami nakładów i efektów to TFP obiektu i w okresie t to:

$$TFP_{it} \equiv \frac{Q_{it}}{X_{it}} \quad (2)$$

gdzie $Q_{it} = Q(q_{it})$ to zagregowany efekt, $X_{it} = X(x_{it})$ to zagregowany nakład, natomiast $Q(\cdot)$ i $X(\cdot)$ są niemalejącymi, nieujemnymi, liniowo jednorodnymi funkcjami. Z kolei indeks produktywności, który mierzy TFP obiektu i w okresie t w relacji do TFP obiektu h w okresie s można przedstawić równaniem:

$$TFP_{hs,it} \equiv \frac{TFP_{it}}{TFP_{hs}} = \frac{Q_{it}/X_{it}}{Q_{hs}/X_{hs}} = \frac{Q_{hs,it}}{X_{hs,it}} \quad (3)$$

gdzie $Q_{hs,it} = Q_{it}/Q_{hs}$ to indeks wielkości efektów, a $X_{hs,it} = X_{it}/X_{hs}$ to indeks wielkości nakładów. W tym kontekście, wymiarem zmian TFP będzie iloraz zmian efektów do zmian nakładów. Indeksy w postaci (3) O'Donell [2008, 2010, 2011] określił jako w pełni multiplikatywne (*multiplicatively-complete*).

Jak pisano wcześniej w zależności od przyjętej funkcji odległości, indeksy zmian TFP mogą przyjmować alternatywną postać.

Przyjmując, że q_0, x_0 to wektory efektów i nakładów, t_0 oznacza okres odniesienia w czasie, natomiast $D_0(\cdot), D_t(\cdot)$ to odpowiednio funkcje odległości efektów i nakładów, oraz że $Q(q) = D_0(x_0, q, t_0)$ i $X(x) = D_t(x, q_0, t_0)$, wówczas indeks Färe-Primonta przedstawia równanie (4)¹:

$$TFP_{hs,it}^{FP} = \frac{D_0(x_0, q_{it}, t_0)}{D_0(x_0, q_{hs}, t_0)} \frac{D_t(x_{hs}, q_0, t_0)}{D_t(x_{it}, q_0, t_0)}. \quad (4)$$

Indeks ten zaproponowany był przez O'Donella [2011] jednak jest określany jako indeks Färe-Primonta, ponieważ może być zapisany jako iloczyn dwóch indeksów zaproponowanych przez Färe i Primonta.

Funkcje odległości efektów i nakładów zostały estymowane przy wykorzystaniu metody DEA przez rozwiązanie odpowiednich zadań programowania liniowego²:

$$D_0(x_0, q_0, t_0)^{-1} = \min_{\alpha, \gamma, \beta} \{ \gamma + x'_0 \beta : \gamma + X' \beta \geq Q' \alpha; q'_0 \alpha = 1; \alpha \geq 0; \beta \geq 0 \} \quad (5)$$

$$D_t(x_0, q_0, t_0)^{-1} = \max_{\phi, \delta, \eta} \{ q'_0 \phi - \delta : Q' \phi \leq \delta + X' \eta; x'_0 \eta = 1; \phi \geq 0; \eta \geq 0 \} \quad (6)$$

gdzie Q jest macierzą efektów o wymiarach $J \times M_t$, X jest macierzą nakładów o wymiarach $K \times M_t$, t to jedynkowy wektor $M_t \times 1$ a M_t to liczba obiektów wykorzystana do estymacji krzywej efektywności w czasie t .

Z kolei zregrowane efekty i nakłady są estymowane jako:

¹ Na podstawie: O'Donnell, C. J. (2011 a) Econometric Estimation of Distance Functions and Associated Measures of Productivity and Efficiency Change, Centre for Efficiency and Productivity Analysis Working Papers WP01/2011, University of Queensland str. 6.

² Szczegółowy opis sposobu estymacji nieznanymi parametrów funkcji odległości można znaleźć np. w publikacji O'Donell [2011]. Do estymacji wykorzystano program DPIN 3. 0.

$$Q_{it} = (q'_{it}\alpha_0)/(\gamma_0 + x'_0\beta_0) \quad (7)$$

$$X_{it} = (x'_{it}\eta_0)/(q'\phi_0 - \delta_0) \quad (8)$$

gdzie $\alpha_0, \beta_0, \gamma_0, \phi_0, \delta_0, \eta_0$ dają rozwiązanie zadania (5) i (6).

Do modelu wykorzystano następujący zestaw zmiennych odzwierciedlających technologię produkcji w rolnictwie: efekt – $Y1$ – wartość skupu produktów rolnych (mln zł); nakłady: $X1$ – powierzchnia użytków rolnych (tys. ha), $X2$ – ilość ciągników w rolnictwie (tys. szt.)³, $X3$ – pracujący w rolnictwie (tys. osób), $X4$ – pogłowie bydła (tys. szt.), $X5$ – pogłowie trzody (tys. szt.), $X6$ – nawożenie NPK (tys. t), $X7$ – nawożenie CaO (tys. t). Jako technologię reprezentatywną wykorzystano wektory danych województwa mazowieckiego. Dobór zmiennych oparto na publikacjach [Coelli, Rao 2003] i [O'Donnell, C. J. 2010]. W stosunku do oryginału zmodyfikowano dane wejściowe w ten sposób, że wartość produkcji roślinnej i zwierzęcej reprezentowana jest przez wartość skupu produktów rolnych. W Tabeli 1 umieszczono podstawowe statystyki opisowe zmiennych wykorzystanych do modelu.

Tabela 1. Statystyki opisowe zmiennych za lata 2004-2013

Wyszczególnienie		Średnia	Min	Max	Odst.
Wartość skupu produktów rolnych (mln zł)	Y1	2537,6	609,5	10670,0	1990,7
Pow. UR (tys. ha)	X1	982,3	377,4	2097,8	444,9
Liczba ciągników (tys. szt.)	X2	93,0	19,5	232,6	54,4
Pracujący w rolnictwie (tys. osób)	X3	136,6	23,9	318,5	87,9
Pogłowie bydła (tys. szt.)	X4	353,1	61,9	1084,3	291,2
Pogłowie trzody (tys. szt.)	X5	964,7	145,9	5325,4	1058,9
NPK (tys. t)	X6	117,4	37,2	308,1	62,6
CaO (tys. t)	X7	49,6	2,2	199,9	38,9

Źródło: badania własne

WYNIKI BADAŃ

Dla wszystkich województw obliczono poziom indeksów TFP a następnie obliczono indeksy zmian TFP (dTFP) przyjmując jako punkt odniesienia dane z województwa mazowieckiego z roku 2004. Wyniki obliczeń indeksów dTFP z wykorzystaniem zagregowanych funkcji Färe-Primonta w układzie regionalnym przedstawione są w Tabeli 2, natomiast graficznie przedstawiono je na Rysunku 1.

³ Z powodu braku danych w latach 2008, 2011 i 2012 ilość ciągników została oszacowana na podstawie danych o produkcji, imporcie, eksporcie oraz liczbie zarejestrowanych nowych ciągników.

Produktywność rolnictwa w latach 2004–2013 wykazuje tendencję rosnącą. We wszystkich regionach widać wyraźny wzrost poziomu indeksów produktywności. Można również zauważyć wyraźne zróżnicowanie regionalne. Najwyższy poziom indeksów produktywności występuje w regionie Wielkopolska i Śląsk natomiast najniższy w regionie Małopolska i Pogórze. Z kolei poziom indeksów produktywności pomiędzy regionami Pomorze i Mazury a Mazowsze i Podlasie wyrównuje się o ile do roku 2008 było widać zróżnicowanie pomiędzy tymi dwoma regionami to w następnych latach różnice te są niewielkie. W ostatnim roku analizy widać jednak poprawę poziomu produktywności na korzyść tego ostatniego.

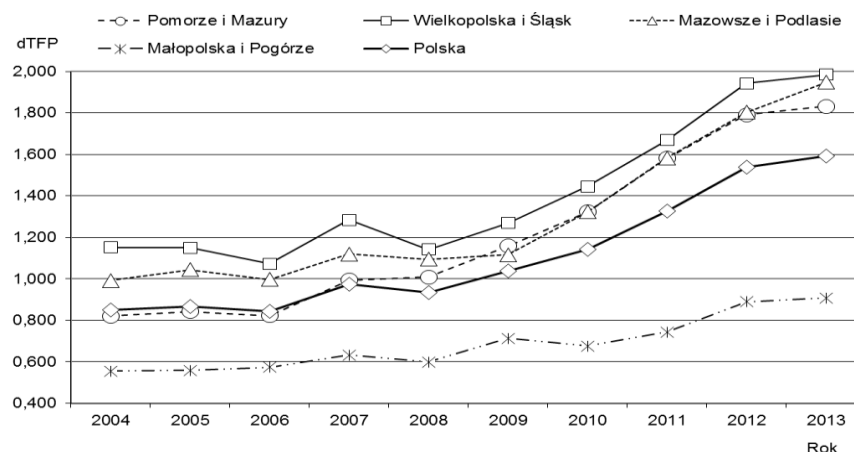
Tabela 2. Produktywność rolnictwa (dTFP) i jej zmiany w układzie regionalnym w latach 2004-2013

Rok	Pomorze i Mazury	Wielkopolska i Śląsk	Mazowsze i Podlasie	Małopolska i Pogórze	Polska
2004	0,821	1,152	0,992	0,556	0,850
2005	0,842	1,149	1,044	0,559	0,867
2006	0,822	1,072	0,998	0,574	0,843
2007	0,994	1,283	1,119	0,632	0,974
2008	1,010	1,142	1,094	0,600	0,933
2009	1,158	1,269	1,115	0,712	1,040
2010	1,323	1,446	1,323	0,676	1,144
2011	1,580	1,669	1,584	0,744	1,328
2012	1,792	1,941	1,803	0,890	1,537
2013	1,831	1,984	1,947	0,908	1,592

Źródło: badania własne

Analizując dynamikę zmian poziomu indeksów produktywności można stwierdzić, że region Pomorze i Mazury wykazał największy rozwój. W latach 2004–2006 region ten charakteryzował się produktywnością na poziomie 0,8 a w roku 2013 wynosiła ponad 1,8.

Rysunek 1. Produktywność rolnictwa i jej zmiany w układzie regionalnym w latach 2004-2013



Źródło: badania własne

Region Małopolska i Pogórze z jednej strony charakteryzuje najniższy poziom indeksów produktywności a z drugiej dynamika zmian jest w tym regionie najmniejsza. Analizując Rysunek 1 można stwierdzić, że zwiększa się zróżnicowanie regionalne na niekorzyść tego regionu. O ile różnice w poziomie produktywności pomiędzy trzema pozostałymi regionami zmniejszają się tutaj widać zdecydowane oddalanie się od poziomu średniego. Można też stwierdzić niską dynamikę zmian w regionie Wielkopolska i Śląsk. Pomimo tego, że poziom wskaźników produktywności jest w tym regionie wysoki to dynamika ich wzrostu jest niska w analizowanych latach.

Na poziomie kraju, jak i na poziomie regionalnym można wyróżnić trzy okresy. Pierwszy to okres 2004–2006, gdzie widać pewną stabilizację poziomu indeksów produktywności a w niektórych przypadkach nawet małą tendencję malejącą. Drugi okres to okres 2006–2008, gdzie we wszystkich przypadkach następuje wzrost w roku 2007 i spadek w 2008. Trzeci okres to lata 2008–2013 z wyraźną tendencją wzrostową. Można przypuszczać, że wspomniany drugi okres spowodowany był występującym kryzysem w roku 2008, co mogło wyhamować rozwój. Generalnie, pomimo dwóch niewielkich okresów spadkowych widać zdecydowany trend rosnący w poziomie efektywności. Pokrywa to się z analizą cykli koniunkturalnych w rolnictwie opisanymi w [Grzelak 2013].

Na poziomie produktywności i jej zmiany w poszczególnych regionach miały wpływ poszczególne województwa. Wyniki analizy na poziomie województw zamieszczone są w Tabeli 3 i na Rysunku 2.

Tabela 3. Indeksy produktywności (dTFP) rolnictwa w Polsce w układzie wojewódzkim w latach 2004-2013

	Lata									
	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
Pomorze i Mazury										
Lubuskie	0,751	0,839	0,814	0,983	0,845	1,032	1,279	1,392	1,441	1,541
Pomorskie	0,702	0,705	0,709	0,880	1,003	1,214	1,310	1,741	2,002	1,971
Warmińsko-mazurskie	1,110	1,087	1,020	1,195	1,195	1,315	1,547	1,861	2,145	2,161
Zachodniopomorskie	0,776	0,782	0,777	0,944	1,026	1,090	1,183	1,384	1,665	1,713
Wielkopolska i Śląsk										
Dolnośląskie	0,910	0,880	0,883	1,058	0,890	0,990	1,118	1,393	1,607	1,478
Kujawsko-pomorskie	1,283	1,285	1,148	1,306	1,174	1,336	1,508	1,697	2,087	2,289
Opolskie	0,950	0,960	0,914	1,247	1,056	1,155	1,350	1,604	1,804	1,684
Wielkopolskie	1,586	1,605	1,424	1,574	1,543	1,700	1,920	2,044	2,348	2,718
Mazowsze i Podlasie										
Lubelskie	0,773	0,759	0,746	0,877	0,797	0,856	0,998	1,237	1,359	1,346
Łódzkie	1,061	1,094	1,005	1,104	1,106	1,094	1,260	1,495	1,785	1,813
Mazowieckie	1,000	1,145	1,074	1,175	1,175	1,285	1,560	1,875	2,261	2,690
Podlaskie	1,181	1,249	1,229	1,377	1,382	1,287	1,562	1,813	1,928	2,189
Małopolska i Pogórze										
Małopolskie	0,486	0,517	0,618	0,671	0,584	0,685	0,630	0,603	0,703	0,738
Podkarpackie	0,488	0,430	0,429	0,475	0,418	0,487	0,430	0,450	0,582	0,600
Śląskie	0,761	0,789	0,804	0,955	1,008	1,164	1,057	1,295	1,475	1,503
Świętokrzyskie	0,531	0,557	0,510	0,524	0,527	0,664	0,728	0,873	1,042	1,020

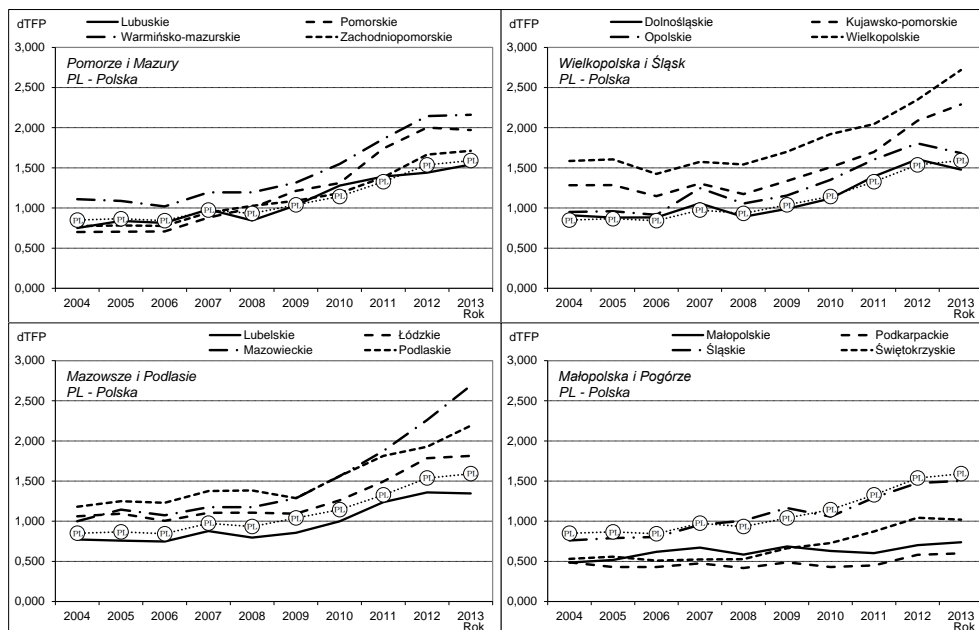
Źródło: badania własne

W regionie Wielkopolska i Śląsk najwyższy poziom indeksów produktywności występuje w województwie wielkopolskim. Waha się on w granicach od 1,424 do 2,718. Wysoki poziom indeksów dTFP występuje również w województwie kujawsko-pomorskim gdzie wahania te wynoszą od 1,174 do 2,289. Najniższy poziom analizowanych indeksów odnotowano w województwie dolnośląskim gdzie wahał się od 0,880 do 1,607. Można zauważyć, że województwa tego regionu wykazują się przez cały analizowany okres wyższym poziomem indeksów produktywności niż średnia dla całego kraju. Widać również znaczne zróżnicowanie poziomu produktywności pomiędzy poszczególnymi województwami tego regionu.

W regionie Mazowsze i Podlasie oprócz województw lubelskiego wszystkie pozostałe wykazują się wyższym od średniej krajowej poziomem indeksu dTFP. W latach 2004-2009 w regionie tym najwyższy poziom produktywności występował w województwie podlaskim. W latach 2010-2013 zaczęło dominować w tym regionie województwo mazowieckie gdzie produktywność wzrosła w tych

latach od 1,285 do 2,690. Najniższym poziomem analizowanego wskaźnika w tym regionie wykazywało się województwo lubelskie, gdzie wahał się on w granicach od 0,746 do 1,359.

Rysunek 2. Indeksy produktywności (dTFP) rolnictwa w Polsce w układzie wojewódzkim w latach 2004-2013



Źródło: badania własne

W regionie Pomorze i Mazury najwyższym poziomem produktywności wykazywało się województwo Warmińsko-mazurskie. Produktywność w tym województwie wahała się w granicach od 1,020 do 2,161. W regionie tym odnotowano największą dynamikę wzrostu analizowanych wskaźników. Większość województw w początkowych latach analizy wykazywała się indeksami produktywności poniżej średniej krajowej, natomiast po roku 2007 sytuacja ta się odmieniła. Na uwagę zasługuje tu wzrost produktywności w województwie pomorskim gdzie w latach 2004–2013 poziom produktywności wzrósł od 0,702 do 1,971.

Regionem o najniższym poziomie indeksów produktywności jest region Małopolska i Pogórze. Praktycznie przez cały analizowany okres poziom indeksów produktywności jest we wszystkich województwach niższy od średniego poziomu krajowego. Jedynie województwo śląskie wykazuje się poziomem indeksów produktywności zbliżonym do średniej. Pozostałe województwa mają wskaźniki na najniższym poziomie w kraju. Największą dynamiką wzrostu w tym regionie charakteryzuje się województwo świętokrzyskie.

PODSUMOWANIA I WNIOSKI

Obserwując zmiany produktywności w rolnictwa w Polsce w latach 2004-2013 można zauważyć, że występuje tu wyraźna tendencja wzrostowa. Wzrost ten nie jest jednak jednolity i można go w skali kraju podzielić na trzy okresy. Okres pierwszy do roku 2006, który charakteryzuje stabilizacją indeksów produktywności na poziomie około 0,850 nawet z minimalną tendencją malejącą. Kolejny okres w którym w roku 2007 nastąpił zdecydowany wzrost produktywności, która już w roku 2008 znacznie spadła. Trzeci okres to stały i w miarę stabilny wzrost do roku 2013, kiedy średnia produktywność wynosiła około 1,6.

Przeprowadzona analiza zmian produktywności wykazuje, że podobny cykl wahań indeksów występuje zarówno na poziomie regionów, jak i województw. W układzie regionalnym można zaobserwować znaczne zróżnicowanie. Najwyższy poziom produktywności występuje w regionie Wielkopolska i Śląsk natomiast najniższy w regionie Mazowsze i Podlasie. Z kolei analizując dynamikę, zmian można stwierdzić że największą dynamiką rozwojową charakteryzował się region Pomorze i Mazury. Z kolei w regionie Mazowsze i Podlasie dynamika ta jest najmniejsza. Powyższe obserwacje pozwalają stwierdzić, że nowe warunki ekonomiczne, które pojawiły się po akcesji Polski do Unii Europejskiej nie zostały w każdym regionie jednakowo wykorzystane lub mechanizmy redystrybucji i wykorzystania środków na rozwój rolnictwa nie były efektywne.

Można również zaobserwować zwiększające się zróżnicowanie w poziomie produktywności w układzie wojewódzkim. W roku 2004 różnice pomiędzy maksymalnym poziomem indeksu produktywności a minimalnym wynosiły około 1,2 a w roku 2013 różnica ta wynosiła już 2,1. Dla tych samych okresów wariancja pomiędzy poszczególnymi województwami wynosiła 0,09 i 0,38.

W całym analizowanym okresie województwo wielkopolskie charakteryzuje się najwyższym poziomem indeksów produktywności. W ten sposób województwo to jest przyjmowane jako układ odniesienia o maksymalnym możliwym poziomie produktywności dla danego okresu. Można to wykorzystać do obliczeń poziomu efektywności. Można jednocześnie zauważyć, że w analizowanym okresie województwo mazowieckie zbliża się z poziomem produktywności z województwem wielkopolskim.

Województwo podkarpackie charakteryzuje się przez cały analizowany okres najniższym poziomem indeksów produktywności. Poziom ten waha się w granicach od 0,430 do 0,600.

Podjęta próba badań z wykorzystaniem indeksów produktywności Färe-Primonta wykazuje na możliwość ich wykorzystania do diagnozowania obszarów charakteryzujących się zaniżonym poziomem produktywności i efektywności wykorzystywanych zasobów. Diagnoza wykazuje również zróżnicowanie regionalne w poziomie produktywności i trendy zmian tego zróżnicowania, co mogło by pozwolić na ocenę prowadzonej polityki regionalnej i polityki krajowej

dotyczącej redystrybucji środków przeznaczonych na rozwój rolnictwa. Wymagane są pogłębione analizy w tym zakresie.

BIBLIOGRAFIA

- Balcombe K., Davidova S., Latruffe L. (2005) Productivity change in polish agriculture: An application of a bootstrap procedure to Malmquist indicies, *Materiały z konferencji: The Future of Rural Europe in the Global Agri-Food System*, Copenhagen, Denmark, August 24-27.
- Bezat-Jarzębowska A., Jarzębowski S. (2013) Productivity changes over time – theoretical and methodological framework, *Quantitative Methods in Economics* Vol. 14, No. 1, pp. 27 – 36.
- Brümmer B., Glauben T., Thijssen G. (2002) Decomposition of productivity growth using distance functions: The case of dairy farms in three European countries, *American Journal of Agricultural Economics*, 84(3), pp. 628-644.
- Coelli T. J., Rao D. S. P. (2003) Total factor productivity growth in agriculture: a Malmquist index analysis of 93 countries, 1980-2000, *Agricultural Economics* 32(s1), pp. 115-134.
- Czyżewski A., Matuszczak A., (2011) Kwestia agrarna w panoramie dziejów, *Zeszyty Naukowe SGGW – Ekonomia i Organizacja Gospodarki Żywnościowej*, nr 90, str. 5-23.
- Hoang V. N. (2011) Measuring and decomposing changes in agricultural productivity, nitrogen use efficiency and cumulative exergy efficiency: application to OECD agriculture, *Ecological Modelling* 222, pp. 164-175.
- Kuszeński T., Sielska A. (2012) Efektywność sektora rolnego w województwach przed i po akcesji Polski do Unii Europejskiej, *Gospodarka Narodowa* 3/2012, str. 19-42.
- Latruffe L., Balcombe K., Davidova S., Zawalinska K. (2004) Determinants of technical efficiency of crop and livestock farms in Poland, *Applied Economics*, 36(12), 1255-1263.
- O'Donnell C. J. (2008) An Aggregate Quantity-Price Framework for Measuring and Decomposing Productivity and Profitability Change, *Centre for Efficiency and Productivity Analysis Working Papers WP07/2008*, University of Queensland.
- O'Donnell C. J. (2010) Measuring and decomposing agricultural productivity and profitability change, *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics* 54, pp. 527-560.
- O'Donnell C. J. (2011) DPIN version 3. 0: a program for decomposing productivity index numbers, *Centre for Efficiency and Productivity Analysis*, University of Queensland, Brisbane.
- O'Donnell C. J. (2011 a) Econometric Estimation of Distance Functions and Associated Measures of Productivity and Efficiency Change, *Centre for Efficiency and Productivity Analysis Working Papers WP01/2011*, University of Queensland.
- O'Donnell C. J. (2012 a) An aggregate quantity framework for measuring and decomposing productivity change, *Journal of Productivity Analysis* 38 (3), pp. 255–272.

- O'Donnell C. J. (2012 b) Nonparametric estimates of the components of productivity and profitability change in U.S. agriculture, *American Journal of Agricultural Economics* 94, pp. 873–890.
- Parzonko A. (2013) *Globalne i lokalne uwarunkowania rozwoju produkcji mleka*, Wydawnictwo Szkoły Głównej Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie, Warszawa.
- Począ W. i in. (2012) *Ekspertyza. Koncepcja ukierunkowania wsparcia gospodarstw rolnych w perspektywie 2014-2020*, MRiRW, Warszawa.
- Runowski H. (2007) Poszukiwanie równowagi ekonomiczno-ekologicznej i etycznej w produkcji mleka, *Roczniki Nauk Rolniczych, Seria G – Ekonomika rolnictwa*, t. 93, z. 2, str. 13 – 26.
- Rusielik R. (2014) Zmiany produktywności rolnictwa Polski po wstąpieniu do Unii Europejskiej – analiza z wykorzystaniem indeksów TFP Hicksa-Moorsteena, *Rocz. Nauk Roln.*, Tom 16, z. 4, str. 246-252.
- Rusielik R., Świtłyk M. (2009) Zmiany efektywności technicznej rolnictwa w Polsce w latach 1998-2006, *Rocz. Nauk Roln.*, Seria G, Tom 96, z. 3, str. 20-27.
- Śmigła M. (2015) *Ekonomiczne determinanty produkcji mleka w makroregionach Unii Europejskiej*, Rozprawa doktorska, Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu.
- Zawalińska K. (2004) *The Competitiveness of Polish Agriculture in the Context of Integration with the European Union*, Praca doktorska, WNE UW, Warszawa.

**PRODUCTIVITY IN POLISH AGRICULTURE
– ANALYSIS OF USING FÄRE-PRIMONT
AGGREGATE TFP INDEX**

Abstract: The main aim of the research was the use of aggregate Färe-Primont TFP (Total Factor Productivity) indexes for examining changes in agricultural productivity in Poland. The research covers the period 2004 - 2012. The calculations were made by voivodship and macro-regions. Studies show that despite two periods of decrease in productivity, Polish agriculture is characterized by an upward trend in productivity. It was also shown that there is large variation between regions and provinces.

Keywords: productivity, agriculture, Färe-Primont TFP index, DEA

STRATEGIA EUROPA 2020 W OPINII POKOLENIA Y¹

Agnieszka Stanimir

Katedra Ekonometrii, Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu
e-mail: agnieszka.stanimir@ue.wroc.pl

Streszczenie: Celem badania było rozpoznanie opinii osób z Pokolenia Y na temat realizacji celów strategii Europa 2020. W artykule zaprezentowano podstawowe założenia i cele strategii Europa 2020. Dokonano charakterystyki osób należących do pokolenia Y. Na podstawie odpowiedzi respondentów Standardowego Eurobarometru z lat 2011-2014 oceniono ważności dla Pokolenia Y realizacji celów strategii oraz kierunków zmian prowadzących do wyjścia Unii Europejskiej z kryzysu finansowego i gospodarczego. W trakcie analizy respondentów podzielono ze względu na wiek i moment przystąpienia kraju do Unii Europejskiej.

Słowa kluczowe: Pokolenie Y, strategia Europa 2020

WPROWADZENIE

W artykule zaprezentowano wyniki badania realizującego dwa cele. Pierwszym celem było rozpoznanie różnic w postrzeganiu realizacji strategii Europa 2020 z uwzględnieniem wieku mieszkańców Unii Europejskiej oraz momentu przystąpienia kraju do grona członków Unii. Drugim, sprawdzenie, czy Pokolenie Y ocenia pozytywnie zmiany jakie są wynikiem realizacji strategii Europa 2020.

Strategia Europa 2020 jest programem dążącym do inteligentnego i zrównoważonego wzrostu gospodarki związanego z szeregiem działań sprzyjających włączeniu społecznemu. Jak stwierdza José Manuel Barroso w Komunikacie Komisji Europejskiej [Komisja Europejska 2010] „Rok 2010 musi być rokiem nowego początku. Moim pragnieniem jest, aby Europa wyszła z kryzysu

¹ Praca naukowa sfinansowana ze środków Narodowego Centrum Nauki w ramach projektu badawczego nr 2012/05/B/HS4/02499.

gospodarczego i finansowego silniejsza”. Zdefiniowane w strategii Europa 2020 cele główne i szczegółowe dają możliwość zrealizowania powyższego postulatu.

Strategia Europa 2020 obejmuje wytyczne zgrupowane w działaniach na rzecz pięciu celów głównych związanych z zatrudnieniem, innowacyjnością, edukacją, walką z ubóstwem oraz w klimatem i energią². Wyróżniono również siedem inicjatyw przewodnich, z których pięć bezpośrednio przekłada się na wyższą jakość życia obywateli. W obszarze inteligentnego wzrostu gospodarczego są to europejska agenda cyfrowa, unia innowacji, mobilna młodzież. W obszarze wzrostu gospodarczego sprzyjającego włączeniu społecznemu utworzono dwa programy: program na rzecz nowych umiejętności i zatrudnienia oraz europejski program walki z ubóstwem. W każdej dziedzinie jaką obejmują cele strategii, analizowanych jest wiele wskaźników, które pozwalają ocenić realizację ustalonych w 2010 roku długookresowych kryteriów.

Osoby młode mieszkające w Unii Europejskiej powinny najwięcej skorzystać z efektów realizacji strategii Europa 2020. Zatem poznanie opinii o strategii Europa 2020 osób należących do Pokolenia Y jest bardzo ważne. Pokolenie Y, to najmłodsze osoby na rynku pracy, studiujące lub kończące naukę na poziomie średnim. Ich umiejętności posługiwania się nowymi technologiami są o wiele wyższe niż osób starszych. Zatem korzystanie z rozwiązań agendy cyfrowej, która jest jedną z inicjatyw przewodnich służących inteligentnemu wzrostowi gospodarki, jest dla tych osób bardzo ważne, gdyż powoduje również lepsze możliwości zatrudnienia a tym samym ograniczenie wykluczenia społecznego. Opinia osób z Pokolenia Y na temat realizacji strategii Europa 2020 daje możliwość oceniania realizacji tego projektu nie tylko jako realizacji wskaźników, ale również przydatności w życiu prywatnym i zawodowym.

Pokolenie Y, to osoby urodzone w dwóch ostatnich dekadach XX wieku. W literaturze można znaleźć wiele różnych określeń opisujących tę grupę: mileniści, następne pokolenie, i-pop generation, e-generation. Dwudziestoletnia różnica wieku, doświadczenia życiowe i zmieniająca się technologia sprawiają, że nie można uznać tej grupy osób jako jednorodną. Pokolenie Y to osoby, których każdy kolejny rocznik dorastał z coraz powszechniejszym dostępem do nowych technologii, w otoczeniu telefonii cyfrowej i Internetu [Barwińska-Małajowicz, 2011]. Gentry i in. [2011] określają ich jako "grew up in the digital age". Internet dla Pokolenia Y, to miejsce, gdzie poszukują wszystkich potrzebnych informacji. Cechami, które ich charakteryzują i jednocześnie wskazują na odrębności wobec innych pokoleń, są: wielozadaniowość, stałe dokonywanie kilku wyborów jednocześnie [Parment 2013], ciągle oczekiwanie i przeprowadzanie oceny, nieustające konieczność posiadania motywacji i bodźców do działania. Powyżej wymienione cechy powodują, że osoby z Pokolenia Y wymagają wskazania drogi postępowania, nie podejmując kluczowych decyzji [Gursoy i in. 2008]. Według osób należących do wskazanej kohorty wieku praca powinna umożliwiać realizację

² Więcej na ten temat na stronie internetowej Komisja Europejska-Europa 2020.

prywatnych zainteresowań i celów. Osoby te są pewne siebie i jasno precyzują swoje oczekiwania [Bąkowska 2013]. Równowaga między życiem prywatnym i pracą jest ich mottem życiowym.

ŹRÓDŁO DANYCH

Z uwagi na cel badania, niezbędne było wykorzystanie subiektywnych ocen Europejczyków na temat strategii Europa 2020. Z tego względu wybrano dane pochodzące ze Standardowego Eurobarometru 75. 3 oraz 82. 3³. Standardowy Eurobarometr jest to badanie opinii publicznej prowadzone cyklicznie przez sektor analiz publicznych Komisji Europejskiej. Badanie na tematy zawarte w pierwszej ze wskazanych ankiet odbyło się wiosną 2011 roku, natomiast druga ankieta była zrealizowana jesienią 2014 roku. W Standardowych Eurobarometrach zamieszczane są niezmiennie od 2010 roku, trzy pytania na temat strategii Europa 2020. W badaniu wykorzystano odpowiedzi na dwa z nich, podawane przez osoby w wieku 18-67 lat:

1. QB1: Ocena ważności realizacji celów dla wyjścia przez Unię Europejską z kryzysu finansowego i gospodarczego (oceny od 1 – w ogóle nieważne do 10 – bardzo ważne): zwiększenie wsparcia dla polityki w dziedzinie badań i rozwoju oraz przekształcenie wynalazków w produkty (QB1_1), poprawa jakości i atrakcyjności unijnego systemu szkolnictwa wyższego (QB1_2), rozwój e-gospodarki za pomocą superszybkiego Internetu w obrębie UE (QB1_3), wspieranie gospodarki, która zużywa mniej zasobów naturalnych i emituje mniej gazów cieplarnianych (QB1_4), pomoc w zwiększeniu konkurencyjności bazy przemysłowej UE poprzez promowanie przedsiębiorczości i rozwijanie nowych umiejętności (QB1_5), unowocześnienie rynków pracy w celu zwiększenia poziomu zatrudnienia (QB1_6), pomoc dla osób ubogich i wykluczonych społecznie oraz umożliwienie im odgrywania aktywnej roli w społeczeństwie (QB1_7);
2. QB3: Czy Unia Europejska (na podstawie znajomości priorytetów) idzie w dobrym kierunku, by wyjść z kryzysu i stawić czoło nowym globalnym wyzwaniom (oceny od 1 – w dobrym kierunku, 2 – w złym kierunku, 3 – ani w dobrym/ani w złym, 4 – nie wiem).

Respondentów podzielono na grupy wiekowe, wyróżniając trzy podgrupy w ramach pokolenia Y: 18-24 lat, 25-29 lat, 30-34 lat oraz grupę 35-67 lat. Uwzględniając moment przystąpienia do Unii Europejskiej dokonano podziału

³ European Commission (2014) Eurobarometer 75. 3 (2011) TNS Opinion & Social, Brussels [producer], GESIS Data Archive, Cologne. ZA5481 Data file Version 2. 0. 1, doi:10.4232/1.11852; European Commission, Brussels (2015) Eurobarometer 82. 3 (2014) TNS Opinion, Brussels [producer] GESIS Data Archive, Cologne. ZA5932 Data file Version 2. 0. 1, doi:10.4232/1.12259.

krajów na trzy grupy: 1 – kraje, które przystąpiły do UE przed 2004 r., 2 – kraje, które przystąpiły do UE w 2004 r., 3 – kraje, które przystąpiły do UE w 2007 r.

PREZENTACJA WYNIKÓW ANALIZY

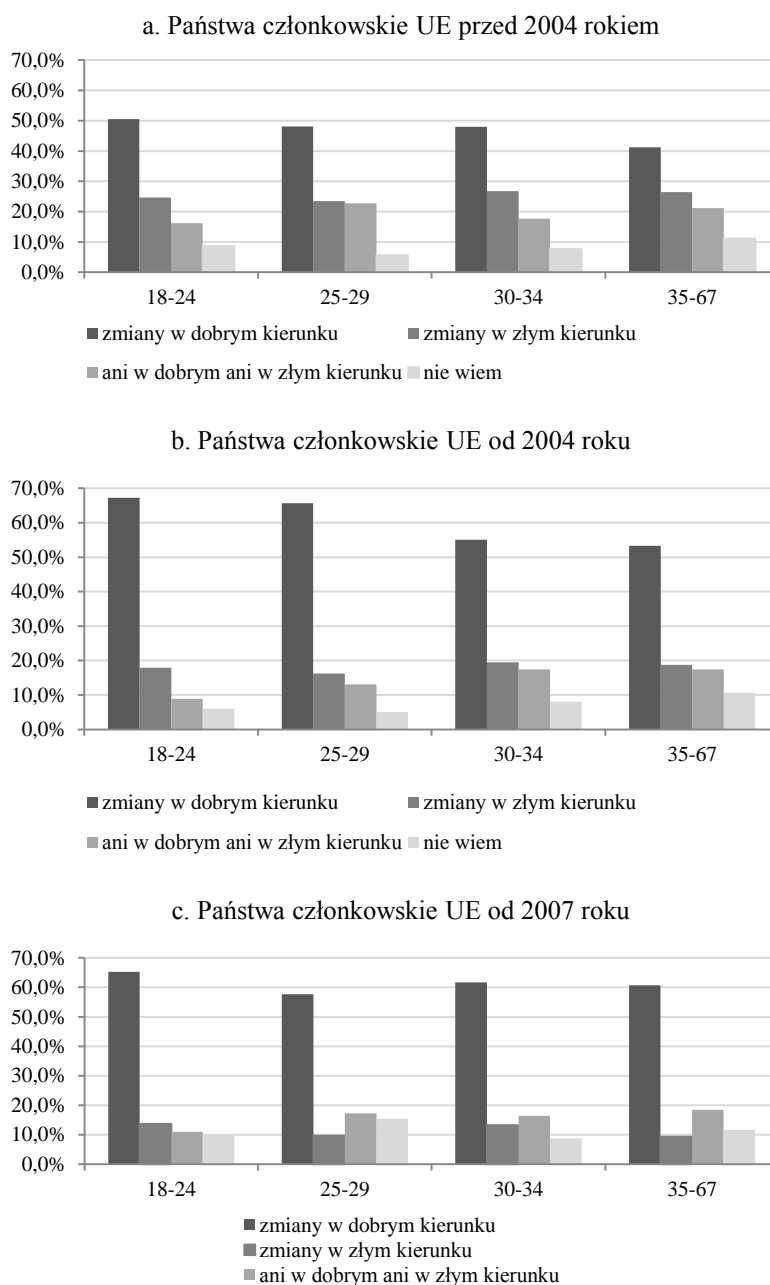
W Standardowym Eurobarometrze przed pytaniami dotyczącymi oceny strategii Europa 2020 nie ma postawionego pytania dotyczącego ogólnej wiedzy na temat tej strategii. Opinia Europejczyków jest od razu gromadzona ze wskazaniem celów związanych z wyjściem Europy z kryzysu. Nie ma zatem możliwości określenia faktycznej znajomości strategii Europa 2020. Dopiero pytanie trzecie (QB3) gromadzi opinie na temat kierunku zmian wywołanych realizacją strategii Europa 2020. W analizie pytań wybranych ze Standardowych Eurobarometrów najpierw skupiono się na pytaniu QB3 a następnie na pytaniu QB1.

Na Rysunku 1 (a, b, c) zaprezentowano udziały ocen Europejczyków z 2011 roku wobec strategii Europa 2020 na podstawie odpowiedzi udzielonych na pytanie "Czy Unia Europejska (...) idzie w dobrym kierunku, by wyjść z kryzysu ...".

Rysunek 1 zawiera trzy wykresy, odrębnie dla wyróżnionych grup krajów, obrazujące udziały odpowiedzi na postawione pytanie z uwzględnieniem podziału na cztery grupy wieku. Respondenci mogli wybrać jedną z czterech odpowiedzi. W każdej grupie krajów oraz w każdej grupie wieku najczęściej wybieraną w 2011 roku była odpowiedź wskazująca, że zmiany wynikające z realizacji priorytetów strategii Europa 2020 idą w dobrym kierunku.

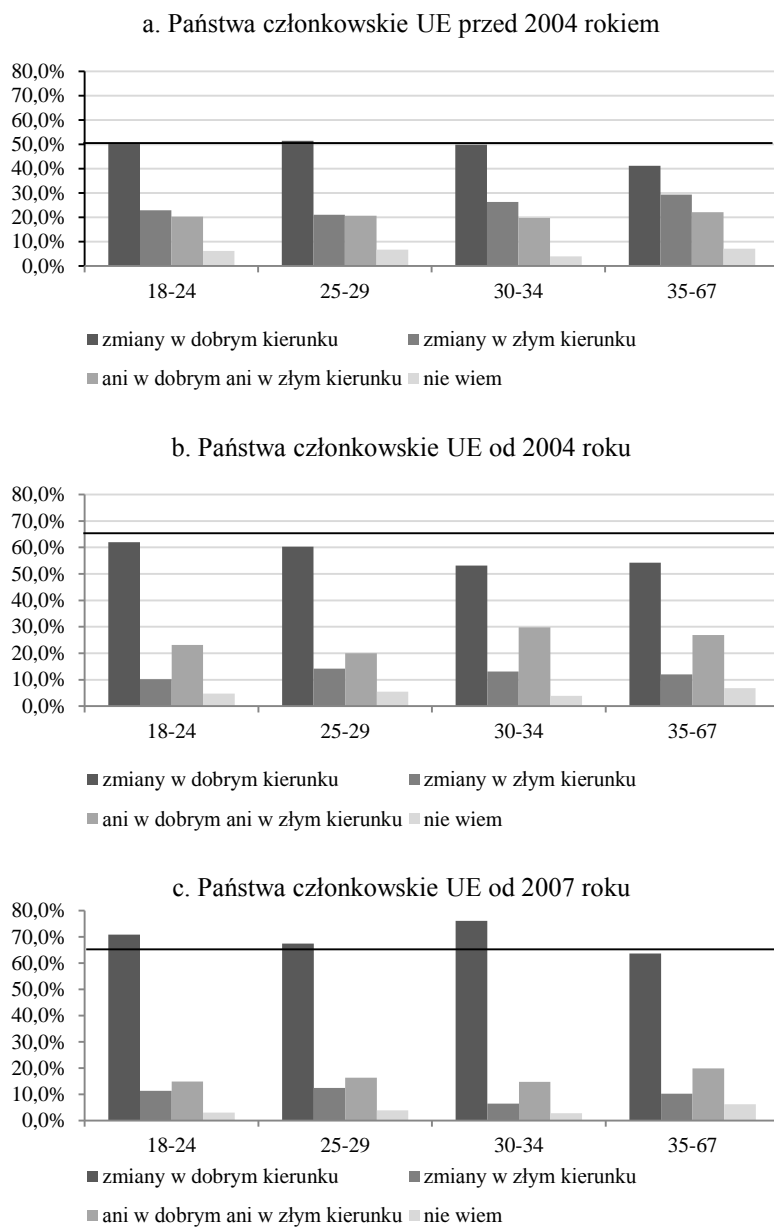
W 2011 r. w państwach, które należały do UE przed 2004 r. w porównaniu do dwóch pozostałych grup krajów, jest najmniej osób, które pozytywnie oceniają zmiany wywołane realizacją celów strategii Europa 2020. W państwach, które przyjęły członkostwo w Unii przed 2004 r. jest mniejszy udział osób w wieku 35-67 lat, które oceniają zmiany jako idące w dobrym kierunku (Rysunek 1 a). Natomiast nie można stwierdzić, że udział osób w tym wieku, które oceniają zmiany negatywnie jest znacząco wyższy niż udział osób z Pokolenia Y prezentujących taką opinię. Wśród osób spoza Pokolenia Y jest wiele takich, które nie potrafią ocenić tych zmian (odpowiedź "nie wiem"). W państwach, które przystąpiły do UE w 2004 r. ponad 60% osób w wieku 18-29 lat ocenia zmiany, które są efektem omawianej strategii jako pozytywne (Rysunek 1 b). Udział osób powyżej 29 roku życia, które pozytywnie oceniają te zmiany jest niższy. Wśród osób 30-67-letnich wyższy był udział osób, które twierdziły, że Unia Europejska idzie w złym kierunku by wyjść z kryzysu. W pozytywnej ocenie kierunku zmian zachodzących w Unii Europejskiej najmniejsze różnice w udziałach osób z czterech grup wieku można zauważyć w krajach, które przystąpiły do Unii Europejskiej w 2007 roku – 60% zarówno młodszych jak i starszych osób ocenia zmiany jako idące w dobrym kierunku (Rysunek 1 c). W krajach tych, niezależnie od wieku, jest najmniej osób (w porównaniu do pozostałych dwóch grup krajów), które oceniają zmiany jako niekorzystne.

Rysunek 1. Opinie Europejczyków w 2011 roku – pytanie QB3



Źródło: opracowanie własne na podstawie European Commission (2014) oraz European Commission (2015)

Rysunek 2. Opinie Europejczyków w 2014 roku – pytanie QB3



Źródło: opracowanie własne na podstawie European Commission (2014) oraz European Commission (2015)

Kolejny rysunek prezentuje ocenę zmian następujących wskutek realizacji strategii Europa 2020 w 2014 roku (Rysunek 2).

Na Rysunku 2 (a, b, c) zaznaczono najwyższy udział osób w 2011 r. (linia pozioma), które pozytywnie oceniały kierunek zmian będących efektem wypełnienia celów strategii Europa 2020 – w każdym przypadku były to opinie osób z najmłodszej grupy wieku.

Pozytywne oceny (niezależnie od wieku) mieszkańców państw, które przystąpiły do Unii Europejskiej przed 2004 r. nie zmieniły się znacząco (Rysunek 2 a). W 2014 r. w porównaniu do roku 2011 wzrósł udział osób powyżej 29 roku życia, które sceptycznie oceniły efekty działań Unii Europejskiej na rzecz wyjścia z kryzysu.

W państwach, które przystąpiły do Unii Europejskiej w 2004 r. udział osób w wieku 18-34, które pozytywnie oceniły w 2014 r. działania Unii na rzecz wyjścia z kryzysu jest niższy niż w 2011 r. Natomiast dla osób z najstarszej grupy odnotowano wzrost udziału osób pozytywnie oceniających te działania. Warto również zauważyć, że udział osób z tej grupy państw członkowskich, które negatywnie oceniają efekty działań w ramach realizacji celów strategii Europa 2020 był w 2011 r. niższy niż w 2014 r. Wzrosły znacząco udziały osób we wszystkich grupach wieku, które nie oceniają pozytywnie, ani negatywnie zmian zachodzących w trakcie realizacji celów strategii.

Pytanie QB1 Standardowego Eurobarometru zbudowano na 10-cio stopniowej skali porządkowej. Uwzględniając opinie Europejczyków na temat siedmiu priorytetów uzyskano pomiar na skali Stapela. Wyniki badania opinii można by zaprezentować w postaci profili semantycznych, jednak byłyby one nieczytelne ze względu na małe zróżnicowanie wartości (Tabela 1).

Z analizy wartości profili zamieszczonych w Tabeli 1 można wywnioskować, że w obydwu rozpatrywanych okresach, priorytety strategii Europa 2020 były bardzo wysoko oceniane przez Europejczyków. Priorytet UE na rzecz wsparcia działań w dziedzinie badań i rozwoju (QB1_1) był w 2011 r. wyżej oceniony przez wszystkich mieszkańców państw, które przystąpiły do UE w 2004 i 2007 r. W 2014 r. wzrosła ważność działań w tym zakresie w krajach, które przystąpiły do Unii w 2007 r. Kolejny priorytet – poprawa jakości szkolnictwa wyższego (QB1_2) – był w 2011 r. wskazywany jako bardzo ważny przez pokolenie Y w krajach, które najpóźniej uzyskały członkostwo, dodatkowo ocena ta jeszcze bardziej wzrosła w 2014 r. w tych krajach, wśród osób w wieku 18-24 lata. W 2014r. w porównaniu do 2011 r. w ocenie respondentów z krajów, które przystąpiły do UE przed 2007 r. nastąpił wzrost ważności priorytetu w dziedzinie zmniejszania zużycia zasobów naturalnych i emisji gazów cieplarnianych. W krajach, które przystąpiły do UE przed 2004 r. i w 2007 r. wśród osób w wieku 18-29 oraz 35-67 odnotowano w 2014r. w porównaniu do 2011 r. wzrost ważności priorytetu w obszarze walki z ubóstwem i wykluczeniem społecznym.

Dla pozostałych priorytetów nie odnotowano znaczących zmian w ocenie ważności dokonanej przez respondentów.

Tabela 1. Opinie Europejczyków w latach 2011 i 2014 – pytanie QB1

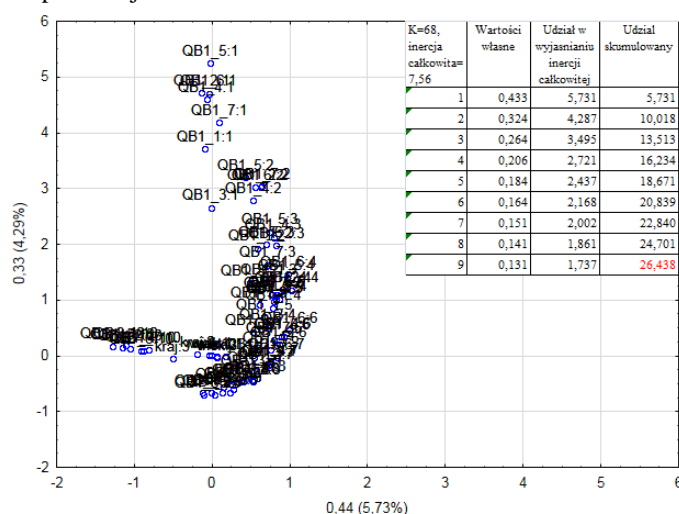
		grupy wieku w grupach krajów w zależności od momentu przystąpienia do UE											
		18-24 UE do 2004	18-24 UE od 2004	18-24 UE od 2007	25-29 UE do 2004	25-29 UE od 2004	25-29 UE od 2007	30-34 UE do 2004	30-34 UE od2004	30-34 UE od2007	35-67 UE do 2004	35-67 UE od 2004	35-67 UE od 2007
2011	QB1_1	7	8	8	7	8	8	7	8	8	7	8	8
	QB1_2	8	8	9	8	8	9	8	8	9	8	8	8
	QB1_3	7	8	8	7	7	8	7	8	8	7	7	8
	QB1_4	8	9	9	8	8	9	8	8	9	8	8	9
	QB1_5	7	8	9	7	8	9	8	8	9	8	8	9
	QB1_6	8	9	9	8	9	10	8	9	9	8	9	10
	QB1_7	8	9	9	8	9	10	8	9	9	8	9	9
2014	QB1_1	8	8	9	8	8	9	8	8	8	8	8	9
	QB1_2	8	9	10	8	8	9	8	8	9	8	8	9
	QB1_3	7	8	8	7	8	8	8	8	8	7	8	9
	QB1_4	9	9	9	8	9	9	9	8	9	9	9	9
	QB1_5	8	8	9	8	8	9	8	8	9	8	8	9
	QB1_6	9	9	10	8	9	10	8	9	10	8	9	10
	QB1_7	9	9	10	8	9	9	9	8	9	9	9	10

Źródło: opracowanie własne na podstawie European Commission (2014) oraz European Commission (2015)

Rozwinięciem analizy profili może być analiza korespondencji dla macierzy Burta. W tym celu należy każdy wariant pytania QB1 potraktować jako odrębną zmienną o 10 kategoriach. W analizie uwzględniono również zmienne opisujące wiek oraz moment przystąpienia kraju do UE. Rzeczywisty wymiar przestrzeni rzutowania punktów wynosi 68. Redukcja wymiaru do przestrzeni R^2 daje możliwość zachowania jedynie 10% rzeczywistych powiązań między kategoriami zmiennych. Na Rysunku 3 zaprezentowano rozrzut punktów w przestrzeni R^2 uzyskany dla danych z 2014 r. Punktów jest bardzo dużo w związku z czym interpretacja relacji między kategoriami zmiennych na podstawie oceny wzrokowej jest niemożliwa. Po sprawdzeniu kryterium osypiska dla wartości własnych. Należy wskazać jako najlepszą przestrzeń rzutowania punktów, przestrzeń dziewięciowymiarową. Z tego względu do oceny powiązań między kategoriami zmiennych wykorzystano klasyfikację hierarchiczną metodą Warda, przeprowadzoną na podstawie współrzędnych obliczonych dla rzutowania punktów w przestrzeni R^9 . Z wyróżnionych po zastosowaniu klasyfikacji grup można wskazać dwie najważniejsze zawierające informacje o tym, które kategorie opisujące priorytety strategii Europa 2020 są najważniejsze dla respondentów. W 2014 r. najbardziej charakterystyczną oceną dla wszystkich respondentów z krajów, które przystąpiły

do UE przed 2004 r. i w 2004 r. jest wartość 8 na dziesięciostopniowej skali ważności przyznana dla wszystkich priorytetów strategii. Natomiast w krajach, które przystąpiły w 2007 r. do UE w 2014 r. ocena najwyższa w najpełniejszy sposób odzwierciedla opinie respondentów o priorytetach strategii Europa 2020.

Rysunek 3. Opinie Europejczyków w latach 2014 – pytanie QB1 – wyniki analizy korespondencji



Źródło: opracowanie własne na podstawie European Commission (2014) oraz European Commission (2015)

PODSUMOWANIE

W literaturze dotyczącej charakterystyki Pokolenia Y, często pojawiają się informacje, że są to osoby znacząco różniące się od osób ze starszych pokoleń sposobem postrzegania rzeczywistości, obowiązków, poglądów, potrzeb i zachowań. W trakcie przeprowadzonego badania nie udało się wskazać bardzo drastycznych różnic między młodymi i starszymi osobami, na temat postrzegania celów strategii Europa 2020. Natomiast zauważono różnice w ocenie zasadności prowadzenia działań wynikających z realizacji tej strategii wśród osób, które zamieszkują kraje, które przystąpiły do Unii Europejskiej przed 2004 r., w 2004 r. oraz w 2007 r. Tu różnice występują między mieszkańcami poszczególnych krajów bez względu na wiek. W przypadku analizy pytania QB3, najmniejsze różnice w opiniach między grupami wieku występują w krajach, które przystąpiły do Unii Europejskiej w 2007 r. W krajach członkowskich od 2004 r. osoby z dwóch najmłodszych grup wieku lepiej oceniają starania Unii na wyjście z kryzysu, niż osoby powyżej 29 roku życia – jednak te różnice opinii nie są zbyt wysokie.

BIBLIOGRAFIA

- Barwińska-Małajowicz A. (2011) Y Generation on the contemporary labour market – dark fiction or completely new quality? *Nierówności społeczne a wzrost gospodarczy*, Wydawnictwo Uniwersytetu Rzeszowskiego, zeszyt 19/2011, str. 301-309.
- Bąkowska J. (2013) *Managing Generation Y Employees in an International Company*, Working Papers in Management, Finance and Economics, Poznań, MBA Poznań-Atlanta.
- European Commission (2014) Eurobarometer 75. 3 (2011) TNS Opinion & Social, Brussels [producer]. GESIS Data Archive, Cologne. ZA5481 Data file Version 2.0.1, doi: 10.4232/1.11852.
- European Commission (2015) Eurobarometer 82. 3 (2014) TNS Opinion, Brussels [producer], GESIS Data Archive, Cologne. ZA5932 Data file Version 2.0.1, doi: 10.4232/1.12259.
- Komisja Europejska (2010) Komunikat Komisji – Europe 2020, Strategia na rzecz inteligentnego i zrównoważonego rozwoju sprzyjającego włączeniu społecznemu, Komisja Europejska, KOM (2010) 2020 wersja ostateczna.
- Komisja Europejska – Europa 2020. <http://ec.europa.eu/europe2020> (dostęp z dnia 01.07.2015).
- Gentry W. A., Deal J. J., Griggs T. L., Mondore S. P., Cox B. D. (2011) A comparison of generational differences in endorsement of leadership practices with actual leadership skill level, *Consulting Psychology Journal Practice & Research*, 63(1), 39-49.
- Gursoy D., Maier T. A., Chi C. G. (2008) Generational differences: An examination of work values and generational gaps in the hospitality workforce, *International Journal of Hospitality Management* 27 (2008), pp. 448–458.
- Parment A. (2013) *Die Generation Y Mitarbeiter der Zukunft motivieren, integrieren, führen*, Wiesbaden Springer Fachmedien.

EUROPE 2020 STRATEGY IN THE OPINION OF GENERATION Y

Abstract: The aim of the study was to identify the opinion of people from Generation Y on the implementation of the objectives of the strategy Europe2020. The article presents the basic principles and objectives of the Europe 2020 strategy. The characteristics of persons belonging to the Generation Y was made. On the basis of the respondents assessments contained in Standard Eurobarometer from years 2011-2014, were assayed Generation Y opinions about the objectives of the strategy and direction of changes leading to the exit of the European Union financial and economic crisis. During the analysis, respondents were divided according to the age and the moment of the country's accession to the European Union.

Keywords: Generation Y, strategy Europe 2020

ZASTOSOWANIE METODY HELLWIGA DO OKREŚLENIA ATRAKCYJNOŚCI TURYSTYCZNEJ GMIN NA PRZYKŁADZIE WOJEWÓDZTWA PODKARPACKIEGO

Artur Stec

Katedra Ekonomii, Politechnika Rzeszowska
e-mail: artistec@prz.edu.pl

Streszczenie: Turystyka jest jedną z wiodących gałęzi gospodarki w województwie podkarpackim. Atrakcyjność turystyczną można określić jako stopień, w jakim warunki istniejące na danym obszarze zachęcają turystów do przyjazdu. W celu określenia potencjału turystycznego gmin, autor zastosował metodę Hellwiga i poddał ocenie wielokryterialnej przestrzeń turystyczną gmin. Celem przeprowadzonych badań było stworzenie rankingu gmin pod względem atrakcyjności turystycznej.

Słowa kluczowe: metoda Hellwiga, cechy ilościowe, konkurencyjność gmin, atrakcyjność turystyczna

WPROWADZENIE

Turystyka jest w Polsce gałęzią gospodarki, która przyczynia się do dynamizowania rozwoju społeczno-gospodarczego kraju i poszczególnych regionów. Elementem, który staje się magnesem przyciągającym turystów są produkty turystyczne. Dzieli się je na proste i złożone [Kaczmarek i in. 2002]. Wśród tych pierwszych wymienia produkt turystyczny – usługę, produkt turystyczny – rzecz, produkt turystyczny – obiekt i produkt turystyczny – wydarzenie. W grupie produktów złożonych można znaleźć produkt turystyczny – imprezę, produkt turystyczny – szlak i produkt turystyczny – miejsce. Wyróżnienie produktu turystycznego – miejsce jest zdeterminowane geograficznie i rozumie się przez niego wewnętrznie złożony zbiór elementów ze względu na swoją konkretną lokalizację w przestrzeni, który charakteryzuje się określonymi walorami turystycznymi. Przykładem tak rozumianego produktu może być region, powiat, miejscowość czy gmina. Walory turystyczne [Wodejko 1997] stanowią

dominujący cel podróży turystycznych i w pierwszej kolejności decydują o lokalizacji pozostałych elementów podaży turystycznej.

Samo pojęcie atrakcyjności turystycznej jest złożone i trudne do jednoznacznej oceny. W jej określeniu bierze się bowiem pod uwagę, nie tylko warunki środowiska przyrodniczego, kulturowego i społecznego, ale także dużą rolę powinien odgrywać czynnik psychologiczny. Rogalewski wskazuje, że o atrakcyjności turystycznej decydują walory turystyczne oraz zagospodarowanie turystyczne, natomiast Gołębski w skład atrakcyjności turystycznej zalicza walory turystyczne, stan środowiska naturalnego, efekty jego ochrony oraz dostępność komunikacyjną. Atrakcyjność turystyczna może także wynikać z zastosowania określonej techniki badawczej i nazywana jest wtedy waloryzacją [Potocka 2009].

Na podstawie przeglądu literatury można wyróżnić następujące grupy metod matematyczno-statystycznych do oceny atrakcyjności turystycznej:

- proste miary porządkowania przestrzeni (np. metoda standaryzacji cech, bonitacji punktowej),
- metody o większym stopniu agregacji (np. taksonomiczne, syntetyczne miary rozwoju, modelowa, analizy czynnikowej),
- metody jakościowe [Potocka 2009].

Gołębski w ocenie atrakcyjności turystycznej gmin zastosował jedną z metod wielowymiarowej analizy porównawczej, taksonomiczną metodę miary rozwoju Hellwiga. Podstawową miarą rozwoju jest miernik syntetyczny, który stanowi wypadkową analizowanych zmiennych. W tym celu brał pod uwagę zmienne z czterech podstawowych działów: walory turystyczne, stan środowiska naturalnego i jego czystości, rezultaty podejmowanych działań z zakresu środowiska naturalnego i dostępność komunikacyjna [Gołębski 1999].

CHARAKTERYSTYKA WOJEWÓDZTWA PODKARPACKIEGO

Województwo podkarpackie znajduje się w południowo-wschodniej części Polski i zajmuje 5,7% jej powierzchni (17,9 tys. km²). Podkarpacie graniczy od wschodu z Ukrainą, od południa ze Słowacją, od zachodu z województwem małopolskim, od północnego-zachodu z województwem świętokrzyskim, natomiast od północnego-wschodu z województwem lubelskim. Województwo pod względem administracyjnym jest podzielone na 25 powiatów i 160 gmin. Wśród powiatów 21 posiada status ziemskich, zaś 4 grodzkich. Stolicą województwa jest Rzeszów. W „Strategii rozwoju turystyki w województwie podkarpackim na lata 2007–2013” atrakcyjność turystyczna regionu została ustalona w oparciu o potencjał przyrodniczo-kulturowy. Można zauważyć przestrzenne zróżnicowanie walorów przyrodniczych i kulturowych. Efektem tego są różnice w natężeniu ruchu turystycznego, który przede wszystkim koncentruje się na południu

województwa. Mając na uwadze te aspekty, autorzy opracowania zaproponowali podział województwa na trzy obszary turystyczne, a mianowicie:

- południowy (powiaty: bieszczadzki, leski, sanocki, krośnieński, jasielski, strzyżowski i brzozowski),
- centralny (powiaty: dębicki, ropczycko-sędziszowski, rzeszowski, łańcucki, przeworski, jarosławski, przemyski, kolbuszowski, leżajski i lubaczowski),
- północny (powiaty: mielecki, tarnobrzewski, stalowowolski, niżański).

Obszar południowy jest predysponowany do rozwoju turystyki aktywnej i kwalifikowanej. Ponadto rozwija się tutaj turystyka kulturowa i na wiejska. W obszarze centralnym dominują usługi i upatruje się w nim centrum logistyczne obsługujące zarówno turystów krajowych jak i zagranicznych. Tutaj rozwijają się firmy transportowe i ubezpieczeniowe, powstają biura podróży oraz obiekty gastronomiczne i noclegowe. Istotne znaczenie pełni obecność międzynarodowego lotniska w Jasionce. Obszar północny znajduje się na terenach dawnego Centralnego Obszaru Przemysłowego. Obfituje w wysokiej jakości walory przyrodnicze i sprzyja do rozwoju turystyki aktywnej, specjalistycznej oraz kulturowej [Strategia ...].

METODA BADAŃ

Głównym celem pracy jest próba określenia poziomu atrakcyjności turystycznej gmin województwa podkarpackiego, utworzenie rankingu gmin na podstawie taksonomicznego miernika Hellwiga oraz przyporządkowanie gmin do jednej z 3 klas atrakcyjności turystycznej. Przy konstruowaniu syntetycznego miernika atrakcyjności turystycznej wykorzystano dane z Bazy Danych Lokalnych Głównego Urzędu Statystycznego (BDL GUS) na poziomie gmin z 2013 roku.

Pierwszy etap prac wiązał się z doбором zmiennych dla wskaźnika atrakcyjności turystycznej. Dokonano tego na podstawie studiów literatury dotyczących determinantów atrakcyjności turystycznej. Przy konstruowaniu wskaźnika wykorzystano zmienne diagnostyczne o charakterze mierzalnym, dostępne i kompletne. Należy zaznaczyć, że w procesie gromadzenia danych autor był zmuszony wyeliminować potencjalnie istotne merytorycznie zmienne z uwagi na fakt braku ich gromadzenia w BDL w układzie gminnym czyli na poziomie NTS 5.

Na początku analizy dokonano odrzucenia zmiennych quasi-stałych, wykorzystując współczynnik zmienności cech. Dla każdej j -tej zmiennej wyliczono współczynnik zmienności. Jest on względną miarą rozproszenia i wyznacza się go jako stosunek odchylenia standardowego do wartości średniej arytmetycznej według następującego wzoru [Borkowski i in. 2004]:

$$V_j = \frac{s_j}{\bar{x}_j} \quad (1)$$

gdzie:

V_j – współczynnik zmienności dla j -tej zmiennej

S_j – odchylenie standardowe dla j -tej zmiennej, wyznaczane według wzoru:

$$S_j = \sqrt{n^{-1} \sum_{i=1}^n (x_{ij} - \bar{x}_j)^2} \quad (2)$$

\bar{x} – średnia arytmetyczna wyznaczana według wzoru:

$$\bar{x}_j = n^{-1} \sum_{i=1}^n x_{ij}, i = (1, 2, \dots, n) \quad (3)$$

Ze zbioru zmiennych wyeliminowano te cechy, które spełniały nierówność $|V_j| < V^*$. V^* odpowiada wartości krytycznej współczynnika zmienności, którą określono $V^* = 0,1$.

W celu określenia siły związku pomiędzy pozostałymi zmiennymi wykorzystano współczynnik korelacji liniowej Pearsona, który służy do badania siły związku pomiędzy zmiennymi wyrażonymi w wartościach nominalnych. Mierzy się go według następującego wzoru:

$$r_{xy} = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sqrt{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}} \quad (4)$$

gdzie:

r_{xy} – współczynnik korelacji liniowej Pearsona

x, y – mierzalne cechy statystyczne

\bar{x}, \bar{y} – średnia arytmetyczna odpowiednio cechy x i y

Współczynnik korelacji liniowej Pearsona przyjmuje wartości w przedziale $(-1; 1)$, gdzie $r_{xy} = 0$ oznacza brak współzależności liniowej między cechami, $r_{xy} = 1$ – dokładną dodatnią liniową zależność między cechami, natomiast $r_{xy} = -1$ – dokładną ujemną liniową zależność między cechami. W badaniach nie są uwzględniane cechy, które wykazują silną współzależność. Dla wszystkich zmiennych zbudowano macierz korelacji, przy czym za wartość krytyczną współczynnika korelacji przyjęto $r^* = |0,75|$. Z uwagi na wysoki stopień korelacji z pozostałymi zmiennymi wyeliminowano zmienne: wskaźnik Baretje'a-Deferta i wskaźnik Schneidera. W rezultacie przeprowadzonej analizy otrzymano zbiór 12 zmiennych, które znajdują się w Tabeli 1.

Wskaźnik Baretje'a-Deferta, Deferta, Schneidera i gęstości bazy noclegowej są zaliczane do wskaźników funkcji turystycznej [Szromek 2013]. Wskaźnik Baretje'a-Deferta (W_{BD}) mierzy zagospodarowanie turystyczne. Oblicza się go następująco:

$$W_{BD} = \frac{\text{liczba turystycznych miejsc noclegowych}}{\text{liczba stałych mieszkańców}} * 100 \quad (5)$$

Tabela 1. Zmienne diagnostyczne przyjęte w badaniach

Symbol	Zmienna diagnostyczna
x1	wskaźnik Deferta
x2	wskaźnik gęstości bazy noclegowej
x3	zwiedzający muzea
x4	udział procentowy lasów w powierzchni ogółem
x5	udział procentowy parków narodowych w powierzchni ogółem
x6	udział procentowy rezerwatów przyrody w powierzchni ogółem
x7	udział procentowy parków krajobrazowych w powierzchni ogółem
x8	udział procentowy obszarów chronionego krajobrazu w powierzchni ogółem
x9	ścieki przemysłowe i komunalne wymagające oczyszczenia odprowadzane do wód lub ziemi na km ²
x10	miejsca w kinach na widowni
x11	udział procentowy parków spacerowo-wypoczynkowych w powierzchni ogółem
x12	długość ścieżek rowerowych w gminie w km

Źródło: opracowanie własne

Wskaźnik Deferta (W_D) pozwala ocenić zatłoczenie danego obszaru:

$$W_D = \frac{\text{liczba turystów korzystających z noclegów}}{\text{powierzchnia obszaru w km}^2} \quad (6)$$

Wskaźnik Schneidera (W_{Sch}) jest miernikiem intensywności ruchu turystycznego:

$$W_{Sch} = \frac{\text{liczba turystów korzystających z noclegów}}{\text{liczba stałych mieszkańców}} * 100 \quad (7)$$

Wskaźnik gęstości bazy noclegowej (W_{GBN}) pozwala określić zagęszczenie miejsc noclegowych na danym obszarze:

$$W_{GBN} = \frac{\text{liczba turystycznych miejsc noclegowych}}{\text{powierzchnia obszaru w km}^2} \quad (8)$$

W kolejnym etapie została określona macierz obserwacji o postaci:

$$x_{ij} = \begin{bmatrix} x_{11} & x_{12} & \dots & x_{1m} \\ x_{21} & x_{22} & \dots & x_{2m} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ x_{n1} & x_{n2} & \dots & x_{nm} \end{bmatrix} \quad (9)$$

gdzie x_{ij} oznacza wartość j-tej cechy dla i-tego obiektu.

Następnie dokonano ujednolicenia zmiennych przeprowadzając normalizację cech poprzez ich standaryzację zgodnie ze wzorem:

$$z_{ij} = \frac{x_{ij} - \bar{x}_j}{s_j} \quad \text{gdzie } (j=1,2,\dots,m) \quad (10)$$

Efektom przekształcenia jest macierz standaryzowana wartości cech Z:

$$Z = \begin{bmatrix} z_{11} & z_{12} & \dots & z_{1m} \\ z_{21} & z_{22} & \dots & z_{2m} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ z_{n1} & z_{n2} & \dots & z_{nm} \end{bmatrix} \quad (11)$$

gdzie z_{ij} jest zestandaryzowaną wartością x_{ij} .

Macierz stanowi podstawę do wyznaczenia tzw. wzorca, czyli abstrakcyjnego obiektu (gminy) o współrzędnych standaryzowanych $z_{01}, z_{02}, \dots, z_{0j}$, gdzie $z_{0j} = \max\{z_{ij}\}$, gdy Z_j jest stymulantą, oraz $z_{0j} = \min\{z_{ij}\}$, gdy Z_j jest destymulantą. Wzorzec jest traktowany jako baza porównawcza i jest gminą o najlepszych zaobserwowanych wartościach zmiennych. Następnie dla każdej gminy określono odległość od wzorca według następującej formuły:

$$d_i = 1 - \frac{D_{i0}}{D_0}, \quad (i=1,2 \dots n) \quad (12)$$

gdzie:

$$D_{i0} = \sqrt{\sum_{j=1}^m (z_{ij} - z_{0j})^2} \quad (13)$$

(odległość i-tego obiektu od obiektu P_0)

$$D_0 = \overline{D_0} + 2S_0 \quad (14)$$

$$\overline{D_0} = n^{-1} \sum_{i=1}^n D_{i0} \quad (15)$$

$$S_0 = \sqrt{n^{-1} \sum_{i=1}^n (D_{i0} - \overline{D_0})^2} \quad (16)$$

W ten sposób wyznaczone zostały mierniki syntetyczne dla każdej gminy. Mierniki d_i przyjmują wartości w przedziale $[0;1]$. Im bardziej wskaźniki dla danej gminy są zbliżone do wzorca, tym atrakcyjność turystyczna jest wyższa, a im bardziej oddalone – tym niższa.

Wyodrębnione zostały następujące przedziały klasowe:

- klasa A – gminy o wysokiej atrakcyjności turystycznej, dla których wartość miernika syntetycznego d_i jest wyższa od 0,1 ($d_i > 0,1$),
- klasa B – gminy atrakcyjne turystycznie, dla których wartość miernika syntetycznego d_i mieści się w przedziale $[0,07; 0,1]$ ($0,07 < d_i < 0,1$),
- klasa C – gminy o średniej atrakcyjności turystycznej, dla których wartość miernika syntetycznego d_i mieści się w przedziale $[0,05; 0,07]$ ($0,05 < d_i < 0,07$),

- klasa D – gminy o niskiej atrakcyjności turystycznej, dla których wartość miernika syntetycznego d_i jest niższa od 0,05 ($d_i < 0,05$).

ANALIZA ATRAKCYJNOŚCI TURYSTYCZNEJ GMIN WOJEWÓDZTWA PODKARPACKIEGO

W wyniku przeprowadzonej analizy gminy zakwalifikowano do jednej z czterech klas A, B, C i D. Dane dla 2013 roku zostały zawarte w Tabeli 2.

Tabela 2. Poziom atrakcyjności turystycznej gmin województwa podkarpackiego w 2013 roku według typów gmin

Typ gminy	Klasa atrakcyjności turystycznej				Razem
	A (gmina o wysokiej atrakcyjności turystycznej)	B (gmina atrakcyjna turystyczna)	C (gmina o średniej atrakcyjności turystycznej)	D (gmina o niskiej atrakcyjności turystycznej)	
miejskie	9	5	1	1	16
miejsko- wiejskie	2	14	14	2	32
wiejskie	5	24	51	32	112
Razem	16	43	66	35	160

Źródło: opracowanie własne

W klasie A, wśród gmin o wysokiej atrakcyjności turystycznej dominowały gminy miejskie. Ich udział stanowił 56,2%. Gminy wiejskie posiadały udział na poziomie 31,2%, zaś miejsko-wiejskie – 12,6%. W pozostałych grupach gmin pod względem atrakcyjności turystycznej najwyższy udział miały gminy wiejskie. W odniesieniu do kategorii B udział ten wyniósł 55,8%, C – 77,3% i D – 91,4%. Można zauważyć, że udział gmin wiejskich rósł w grupach o coraz niższej atrakcyjności turystycznej. Gminy miejskie w grupie gmin atrakcyjnych turystycznie stanowiły 11,6%. W pozostałych dwóch kategoriach o najniższych poziomach atrakcyjności turystycznej znalazło się po 1 gminie miejskiej. Udział gmin miejsko-wiejskich w gminach klasy B wyniósł 32,5%, natomiast w klasie C – 21,2%.

Warto również zwrócić uwagę na podział poszczególnych typów gmin na klasy atrakcyjności turystycznej. Wśród gmin miejskich wysoką atrakcyjnością turystyczną charakteryzowało się 56,2% gmin, a w klasie B znalazło się 31,2%. W przypadku gmin miejsko-wiejskich udział gmin najatrakcyjniejszych turystycznie wyniósł zaledwie 6,2%. Odsetek gmin miejsko-wiejskich w klasie B i w klasie C był identyczny (po 43,7%). W przypadku gmin wiejskich najwyższy udział posiadały gminy o średniej atrakcyjności turystycznej (45,5%), następnie gminy o niskiej atrakcyjności turystycznej (28,6%), gminy atrakcyjne turystycznie (21,4%) i o wysokiej atrakcyjności turystycznej (4,5%).

Analizując zaprezentowane dane można dostrzec zależność pomiędzy typem gminy a klasą atrakcyjności turystycznej. Uogólniając można stwierdzić, że im bardziej miejski charakter gminy tym wyższa jej atrakcyjność turystyczna.

W Tabeli 3 dokonano zestawienia 16 gmin, które charakteryzowały się najwyższą atrakcyjnością turystyczną w województwie podkarpackim.

Tabela 3. Ranking najatrakcyjniejszych turystycznie gmin (klasa A) w województwie podkarpackim w 2013 roku

Lp.	Nazwa gminy	Wartość miernika atrakcyjności turystycznej (d_i)
1	Rzeszów	0,325704262
2	Przemyśl (1)	0,184866904
3	Solina (2) *	0,177025339
4	Sanok (1)	0,176792281
5	Stalowa Wola (1)	0,169364859
6	Lutowiska (2)	0,169204932
7	Cisna (2) *	0,158944383
8	Łańcut (1)	0,147473477
9	Mielec (1)	0,131815053
10	Krosno (1)	0,129478399
11	Krempna (2)	0,117078094
12	Tarnobrzeg (1)	0,116792908
13	Iwonicz-Zdrój (3)	0,109636725
14	Lesko (3) *	0,107587112
15	Przeworsk (1)	0,104381069
16	Czarna (2)	0,10085431

Źródło: opracowanie własne

W klasie gmin o wysokiej atrakcyjności turystycznej znalazły się wszystkie 4 powiaty grodzkie w województwie podkarpackim (Rzeszów, Przemyśl, Krosno i Tarnobrzeg). Wynika to przede wszystkim z dużej ilości miejsc noclegowych w obiektach zakwaterowania zbiorowego oraz elementów infrastruktury, które szczególnie są obecne w większych ośrodkach miejskich jak kina czy ścieżki rowerowe. Należy zwrócić uwagę na wysoką różnicę w wartości wskaźnika dla pierwszego Rzeszowa i drugiego w rankingu Przemyśla. Jest to prawdopodobnie efektem działań, jakie w ostatnich latach podejmują władze samorządowe stolicy województwa, dążąc do zatrzymania turysty na dłużej niż jeden dzień. Wszystkie gminy wiejskie, które znalazły się w grupie A są położone w południowej części województwa. 4 spośród 5 znajduje się w Bieszczadach, natomiast gmina Krempna w Beskidzie Niskim. Również 2 gminy miejsko-wiejskie o najwyższej atrakcyjności turystycznej (Iwonicz-Zdrój i Lesko) są zlokalizowane w południowej części województwa. Świadczy to o silnie rozwiniętej funkcji turystycznej w południowej części regionu. Wysoką pozycję w rankingu zajęł również Łańcut, znany nie tylko w Polsce, ale i w świecie z Zamku Lubomirskich.

W Tabeli 4 zaprezentowanych zostało 10 gmin, które posiadały najniższą wartość miernika atrakcyjności turystycznej.

Tabela 4. Ranking najmniej atrakcyjnych turystycznie gmin w województwie podkarpackim w 2013 roku

Lp.	Nazwa gminy	Wartość miernika atrakcyjności turystycznej (d_i)
1	Medyka	0,041769695
2	Przeworsk	0,041085154
3	Zaleszany	0,040956225
4	Radymno	0,04093542
5	Krościenko Wyżne	0,040337279
6	Borowa	0,040069849
7	Radymno	0,039536098
8	Chłopice	0,039476097
9	Orły	0,038994167
10	Gać	0,038603909

Źródło: opracowanie własne

Spośród 10 gmin o najniższej atrakcyjności turystycznej dominowały gminy wiejskie (9). Ponadto aż 7 gmin znajdowało się na bliskiej odległości na zachód od Przemyśla przy autostradzie A4. Można więc stwierdzić, że jest to najmniej atrakcyjna turystycznie część województwa podkarpackiego. Pozostałe 2 gminy (Zaleszany i Borowa) znajdują się w północnej części województwa, zaś gmina Krościenko Wyżne jest położona w części południowej.

PODSUMOWANIE

Badania dowiodły znaczących różnic w atrakcyjności turystycznej gmin województwa podkarpackiego. W najwyższej klasie A znajdują się wszystkie miasta na prawach powiatu oraz gminy umiejscowione w południowej części regionu, która właśnie w „Strategii rozwoju turystyki w województwie podkarpackim na lata 2007–2013” jest wskazywana jako obszar z warunkami sprzyjającymi rozwojowi turystyki. Wysoka pozycja powiatów grodzkich świadczy o rosnącej roli turystyki opartej na atrakcjach oferowanych przez miasta, w tym turystyki biznesowej. Zauważalne jest to przede wszystkim na przykładzie Rzeszowa, który nad drugim w rankingu Przemyślem posiada wysoką przewagę w wartości wskaźnika syntetycznego. Najmniej atrakcyjnym turystycznie obszarem pozostaje część województwa zlokalizowana przy autostradzie A4 na zachód od Przemyśla. Otrzymane wyniki powinny stanowić informację dla władz samorządowych oraz organizacji pozarządowych przydatną przy planowaniu i tworzeniu produktów turystycznych w rozumieniu szlaku. Z jednej strony można je przeprowadzić przez obszary najbardziej atrakcyjne turystycznie, zaś z drugiej można próbować uatrakcyjnić dla turystów te gminy, które do tej pory nie były

chętnie odwiedzane. Turystyka oznacza bowiem napływ dochodów, który pociągnie za sobą w przyszłości rozwój lokalny.

BIBLIOGRAFIA

- Borkowski B., Dudek H. (2004) Szczęsny W., Ekonometria, wybrane zagadnienia. Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Gołębski G. (red. naukowa) (1999) Regionalne aspekty rozwoju turystyki, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa-Poznań, str. 44, 48.
- Kaczmarek J., Stasiak A., Włodarczyk B., Produkt turystyczny [w:] Turystyka i hotelarstwo nr 1/2002, Wyższa Szkoła Turystyki i Hotelarstwa w Łodzi, str. 34 - 35.
- Potocka I. (2009) Atrakcyjność turystyczna i metody jej identyfikacji, [w:] Walory i atrakcje turystyczne, Potencjał turystyczny, Plany rozwoju turystyki, Wydawnictwo Uniwersytetu im. Adama Mickiewicza, Poznań, str. 19.
- Potocka I. (2009) Walory turystyczne, [w:] Walory i atrakcje turystyczne, Potencjał turystyczny, Plany rozwoju turystyki, Wydawnictwo Uniwersytetu im. Adama Mickiewicza, Poznań, str. 9.
- Strategia rozwoju turystyki dla województwa podkarpackiego na lata 2007-2013, Polska Agencja Rozwoju Turystyki i Podkarpacka Regionalna Organizacja Turystyczna, str. 260 - 261.
- Szromek A. R. (2013) Pomiar funkcji turystycznej obszarów za pomocą wskaźników funkcji turystycznej na przykładzie obszarów państw europejskich [w:] Zastosowania metod matematycznych w ekonomii i zarządzaniu – Zeszyty Wydziałowe Uniwersytetu Ekonomicznego w Katowicach, str. 93.
- Wodejko S. (1997) Ekonomiczne zagadnienia turystyki, Prywatna Wyższa Szkoła Handlowa w Warszawie, Warszawa, str. 25 - 27.

APPLICATION OF HELLWIG METHOD TO DETERMINE THE TOURIST ATTRACTIVENESS OF MUNICIPALITIES – PODKARPACKIE VOIVODESHIP EXAMPLE

Abstract: Tourism is one of the leading industries in the Podkarpackie Vivodeship. Tourist attractiveness can be defined as the extent to which conditions in the relevant area encourage tourists to come. In order to determine the tourism potential of municipalities, the author has applied the Hellwig method and multicriteria evaluation of tourist are in municipalities. The aim of the study was to establish the ranking of municipalities in terms of attractiveness for tourists.

Keywords: Hellwig method, quantitative variables, competitiveness of the municipality, tourist attractiveness

EKSPORT PRODUKTÓW ROLNO-SPOŻYWCZYCH A PRODUKCJA POLSKIEGO ROLNICTWA – MODEL Z NIESKOŃCZONYM ROZKŁADEM OPÓŹNIEŃ

Jacek Strojny

Katedra Statystyki i Ekonometrii
Uniwersytet Rolniczy w Krakowie
e-mail: rrstrojn@cyf-kr.edu.pl

Streszczenie: Opracowanie ma na celu badanie zależności między eksportem produktów rolno-spożywczych i produkcją polskiego sektora rolnego. Celem kwantyfikacji wpływu eksportu na wielkość produkcji sięgnięto do metod analizy szeregów czasowych. Istotą badania było oszacowanie krótko- i długookresowego efektu eksportu na produkcję rolnictwa. Z uwagi na ograniczoną liczbę obserwacji i możliwość wystąpienia problemu współliniowości na etapie estymacji zastosowano transformację Koycka jako alternatywę dla sekwencyjnego szacowania modelu z nieskończonym rozkładem opóźnień.

Słowa kluczowe: eksport rolny, produkcja rolnictwa, przekształcenie Koycka

WPROWADZENIE

Zróżnicowanie poziomu rozwoju rolnictwa sugeruje potrzebę badania i opracowywania programów rozwoju tego sektora gospodarki. W wyniku realizacji efektywnej koncepcji rozwojowej również regiony i działy rolnictwa, w których odnotowano regres zwiększają swe szanse na rewitalizację.

Stosownie do teorii ekonomii w warunkach równowagi konkurencyjnej producenci mogą maksymalizować oczekiwany zysk nie poprzez podnoszenie cen, lecz w rezultacie polepszania efektywności i zwiększanie wolumenu produkcji. W szerokim ujęciu zagregowany proces prowadzi w realnie do wzrostu gospodarczego. Czyli, wzrost gospodarczy można traktować jako rezultat procesów i postaw występujących u wszystkich producentów w każdym z działów gospodarki.

Rolnictwo jako jeden z istotnych sektorów gospodarki ma udział w tworzeniu podstaw dobrobytu społeczeństwa poprzez wkład do produktu krajowego. Wzrost gospodarczy jest efektem wzrostu produkcji dóbr, bądź usług we wszystkich sektorach gospodarki. Jednak, poszczególne z gałęzi gospodarki nie mają równego wkładu do tworzenia wzrostu gospodarczego. Poznanie przesłanek wzrostu produkcji umożliwia ocenę perspektyw rozwojowych rozpatrywanej branży oraz sterowanie jej ewolucją. Potencjał produkcyjny rolnictwa polskiego stwarza perspektywę na zwiększenie skali produkcji i dalszą poprawę jej jakości. Wzrost gospodarki rolno-żywnościowej ma większe znaczenie dla rozwoju niż wskazuje na to udział tego sektora w tworzeniu produktu krajowego. Uwarunkowania wynikające z funkcjonowania sektora rolno-żywnościowego znajdują odzwierciedlenie w poziomie dobrobytu i rzutują na możliwości rozwoju społeczno-gospodarczego [Gallup, Radelet, Warner 1997].

Specyfika rolnictwa rodzi konieczność uwzględnienia tej okoliczności na etapie konstrukcji metodologii opisującej procesy wytwarzania. Timmer [1986] zauważa, że z tych powodów do identyfikacji czynników wzrostu produkcji w rolnictwie w ograniczonym zakresie mają zastosowanie rozwiązania, które przyjmowane są w teoriach wzrostu gospodarczego (w szczególności w modelach opartych na funkcji produkcji). Gospodarowicz i Karwat-Woźniak [2009] wskazują, że problem ten dotyczy zarówno opisu relacji produkcyjnych w rolnictwie w ujęciu mikroekonomicznym, jak i makroekonomicznym.

W procesie rozwoju przeciwną rolę do stymulatorów pełnią bariery wzrostu [Kupiec 1993]. Z definicji, barierami są czynniki, które hamują tempo wzrostu przez negatywną relację z procesem. Z drugiej strony, barierę wzrostu stanowi również czynnik stymulujący wzrost, jednak przez niedobór danego faktora pełni on rolę wąskiego gardła. Dla każdego podmiotu rynku ograniczenia wzrostu są zmiennymi decyzyjnymi [Łukaszewicz 1979]. Mimo osłabienia dynamiki gospodarczej bariery nie przekreślają szans na wzrost gospodarczy [Bobińska 1982].

Najistotniejszym czynnikiem ograniczającym możliwości zwiększania produkcji rolnej w gospodarkach rozwiniętych jest niska elastyczność dochodowa popytu na żywność. Dodatkowo, ewentualny wzrost popytu na finalne produkty żywnościowe nie znajduje bezpośredniego odzwierciedlenia w zwiększeniu popytu na surowce rolnicze [Rembisz 2007]. W warunkach zrównoważonego rynku i stałego popytu (bez wzrostu) przychody sektora rolno-spożywczego są formowane poprzez odnawianie się jednakowego poziomu popytu. Zatem, warunkiem dodatniego tempa wzrostu produkcji rolniczej jest wystąpienie innych niż popyt czynników wzrostu. Na czynniki wzrostu produkcji rolniczej można spojrzeć z perspektywy mikroekonomicznej bądź makroekonomicznej, w okresie krótkim lub długim. W analizie makroekonomicznej największe zainteresowanie budzą czynniki warunkujące wzrost produkcji rolniczej oraz tempo tego wzrostu.

Sposobem ominięcia jednego z największych wąskich gardeł wzrostu produkcji rolniczej – ograniczeń po stronie popytu zarówno na rynku finalnych

produktów konsumpcyjnych, jak i rynku produktów rolnych jako surowców – jest przekierowanie nadwyżek podaży nieznajdujących zbytu na rynku krajowym na rynek międzynarodowy. Tym sposobem eksport można potraktować jako czynnik wzrostu produkcji krajowej. Tę rolę stymulacyjną wspiera stwierdzenie Rębisza, Sielskiej i Bezat [2011] o ograniczonej funkcji dynamizacji wzrostu produkcji rolno-spożywczej przez popyt krajowy z uwagi na niedoskonałą transmisję rozszerzenia popytu konsumpcyjnego na żywność na popyt na surowce rolne. Literatura ekonomiczna wskazuje liczne argumenty przemawiające za stymulującą rolą eksportu dla wzrostu gospodarczego [Baharumshah, Rashid 1999]. Zależność między eksportem i rozmiarami produkcji może przyjmować także odwrotny kierunek. To wzrost krajowej produkcji ponad możliwości jej wchłonięcia przez rynek wewnętrzny może być powodem lokowania przez przedsiębiorstwa nadwyżki towarowej na rynku międzynarodowym. Dodatkowo, eksport dynamizuje obniżanie jednostkowych kosztów produkcji w wyniku jej powiększania.

Celem niniejszego opracowania jest przedstawienie w zarysie krótko- i długookresowych uwarunkowań wzrostu produkcji rolnictwa polskiego w reakcji na zmiany eksportu towarów rolno-spożywczych. Problem jest ujmowany w formie modelu ekonometrycznego, co dostarcza narzędzia do oszacowania ilościowego badanych relacji. W opracowaniu oparto się na danych statystycznych FAOSTAT 2015 dotyczących produkcji rolnej oraz eksportu produktów rolno-spożywczych w ujęciu wartościowym (USD). Dane mają charakter roczny, a analiza obejmuje (stosownie do dostępności danych) lata 1994-2011.

NAJISTOTNIEJSZE ASPEKTY OCENY PROCESÓW WZROSTU

W ocenie przebiegu i kształtowania się wzrostu szczególne zainteresowanie budzą jego dwa aspekty: tempo oraz czynniki stymulujące i hamujące proces. Zagadnienia te mają wymiar praktyczny – adekwatna refleksja nad przyczynami i charakterem przebiegu danego zjawiska ekonomicznego umożliwia racjonalne sterowanie nim.

Stopę wzrostu pewnej zmiennej ekonomicznej x w czasie t można oznaczyć jako g_t^x . Wartość ta reprezentuje zmianę procentową zmiennej x w okresie $(t, t+1)$. Zagadnienie wzrostu można rozpatrywać jako funkcję czasu w ujęciu dyskretnym bądź ciągłym. Traktując czas jako zmienną dyskretną stopa wzrostu zmiennej x wynosi:

$$g_t^x \equiv \frac{x_{t+1} - x_t}{x_t}, \quad (1)$$

Stąd wskaźnik wzrostu równa się:

$$G_t^x \equiv 1 + g_t^x. \quad (2)$$

Wraz ze skracaniem się przedziałów czasu, tak że $\Delta t \rightarrow 0$, można traktować stopę wzrostu $g_t^x(t)$ jako funkcję czasu (t) :

$$g_t^x(t) = \frac{d \ln x(t)}{dt} = \frac{d \ln x(t)}{dx(t)} \frac{dx(t)}{dt} = \frac{1}{x(t)} \frac{dx(t)}{dt}. \quad (3)$$

Problem identyfikacji i oceny siły oddziaływania czynników wzrostu stanowi znacznie szersze zagadnienie niż szacowanie tempa wzrostu. Użyteczne na tym etapie badań są różne formy modeli ekonometrycznych ponieważ umożliwiają one zarówno identyfikację czynników stymulujących zmienną endogeniczną, jak i ocenę siły oddziaływania zmiennych egzogenicznych.

W opracowaniu podjęto problem objaśnienia zależności między procesami produkcji rolnictwa a wielkością eksportu produktów bazujących na surowcach rolnych w oparciu o model dynamiczny. Dynamiczne modele ekonometryczne są narzędziem modelowania zjawisk ekonomicznych w czasie, co jest równoznaczne z możliwością opisu w czasie relacji między rozważanymi zmiennymi. Modele z rozkładem opóźnień i modele autoregresyjne, jakie stosowano, umożliwiają w miejsce teorii statycznej wprowadzenie dynamicznych teorii ekonomicznych, pozwalają na jawne uwzględnienie czynnika czasu, a przede wszystkim dostarczają narzędzi do oszacowania krótko- i długookresowej reakcji objaśnianego zjawiska na zmianę zmiennej objaśniającej.

Procesy ekonomiczne, jak produkcja rolnictwa, rzadko warunkowane są wyłącznie bieżącymi wartościami zmiennych objaśniających rozważanego modelu. Wpływają na nie również stany zjawisk odnotowane w okresach uprzednich. Zatem, w reakcji modelu opisującego pewien problem ekonomiczny można wyróżnić efekt natychmiastowy i długofalowy. Efekt krótkookresowy – zmianę zjawiska jako natychmiastową reakcję na zmianę wartości zmiennej objaśniającej – mierzy mnożnik bezpośredni. Efekt wynikły ze zmian wartości zmiennej objaśniającej w pewnym, dłuższym okresie ucieleśnia skumulowany mnożnik długookresowy.

METODA

Najogólniej, dynamiczne modele ekonometryczne uwzględniają czynnik czasu pod postacią samoistnej zmiennej egzogenicznej, bądź poprzez wykorzystanie zmiennej opóźnionej. Wśród różnych postaci modeli dynamicznych ze zmienną egzogeniczną w postaci czasu najbardziej popularne są modele tendencji rozwojowej, gdzie czas jest jedyną zmienną objaśniającą. Największą wadą trendów w relacji do modeli przyczynowo opisowych są ich ograniczone zdolności poznawcze. Zaletą natomiast jest możliwość dokonania syntetycznego opisu dynamiki zjawiska poprzez określenie jego kierunku i tempa. Dodatkowo, w odniesieniu do zagadnień abstrakcyjnych, niemierzalnych, dla których dane pomiarowe są niedostępne w prosty sposób, czynnik czasu może pełnić w modelu rolę zmiennej zastępczej. Zmienna taka może reprezentować na przykład postęp techniczny lub kumulację wiedzy.

Odminną kategorię stanowią modele dynamiczne zawierające opóźnione wartości zmiennych egzogenicznych i zmiennej endogenicznej. Pozwalają one na analizowanie procesów, w których wpływ zmiennych objaśniających nie jest natychmiastowy, gdzie zmiana zmiennej objaśnianej objawia się z pewnym opóźnieniem wynikającym z przyczyn technicznych, instytucjonalnych lub psychologicznych [Gujarati 1995].

Do oceny wpływu różnych czynników na poziom produkcji rolnictwa zastosowanie mogą znaleźć modele szeregów czasowych zawierające zmienne opóźnione. Model z rozkładem opóźnień (z opóźnionymi wartościami zmiennej objaśniającej) przyjmuje formę:

$$y_t = \alpha + \beta_0 x_t + \beta_1 x_{t-1} + \beta_2 x_{t-2} + \dots + \beta_k x_{t-k} + \varepsilon_t. \quad (4)$$

Model (4) objaśnia bieżące wartości zmiennej zależnej poprzez bieżące i opóźnione wartości zmiennej niezależnej rozdzielając wpływ zmiennej X na zmienną Y w czasie. Współczynniki $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k$ to oceny wpływu poszczególnych opóźnionych wartości zmiennej X na bieżącą wartość zmiennej zależnej. Można także wyspecyfikować model, dla którego liczba opóźnień k nie jest określona a priori:

$$y_t = \alpha + \beta_0 x_t + \beta_1 x_{t-1} + \beta_2 x_{t-2} + \dots + \varepsilon_t. \quad (5)$$

Model, w którym składnik losowy ε_t spełnia odpowiednie założenia klasyczne, a zmienna zależna jest prognozowana po części również w oparciu o jej wartości z okresów uprzednich nazywany jest autoregresyjnym modelem z rozkładem opóźnień:

$$y_t = \alpha_0 + \beta_0 x_t + \beta_1 x_{t-1} + \beta_2 x_{t-2} + \dots + \beta_k x_{t-k} + \alpha_1 y_{t-1} + \alpha_2 y_{t-2} + \dots + \alpha_m y_{t-m} + \varepsilon_t. \quad (6)$$

Współczynnik β_0 jest oceną wpływu zmiennej niezależnej na zmienną zależną w tym samym okresie i powszechnie jest określany mianem mnożnika krótkookresowego. Długofalowe oddziaływanie zmiennej niezależnej na badane zjawisko odzwierciedla suma współczynników β_i , którą można oznaczyć jako β i określić mianem mnożnika długookresowego:

$$\beta = \sum_{i=1}^k \beta_i. \quad (7)$$

Do estymacji modelu z rozkładem opóźnień można stosować metodę najmniejszych kwadratów (MNK), jednak ponieważ a priori nie jest znana maksymalna wartość opóźnienia k zachodzi konieczność sekwencyjnego szacowania modeli z kolejnymi opóźnieniami do momentu aż wprowadzana zmienne okaże się statystycznie nieistotna. Ponieważ wartość opóźnienia k nie jest znana, szczególnie przy krótkich szeregach danych szybko maleje liczba stopni swobody, co:

- utrudnia wnioskowanie statystyczne,
- wprowadza element współliniowości dla opóźnionych zmiennych.

Alternatywną metodą szacunku efektu krótko- i długookresowego może być nałożenie na parametry modelu autoregresyjnego ograniczeń, że parametry β_k są jednakowego znaku i maleją geometrycznie, co oznacza zmniejszający się wpływ kolejnych opóźnień na efekt zmiennej zależnej. W tym ujęciu kolejne parametry β_k powiązane są relacją:

$$\beta_k = \beta_0 \lambda^k, \quad k = 0, 1, 2, \dots \quad (8)$$

Parametr λ nosi nazwę stopy zaniku rozkładu opóźnień i przyjmuje wartości z przedziału: $0 < \lambda < 1$.

Po transformacji [Gujarati 1995]

$$y_t = \alpha(1 - \lambda) + \beta_0 x_t + \lambda y_{t-1} + v_t, \quad (9)$$

model z rozkładem opóźnień można przekształcić w model z elementem autoregresyjnym o postaci:

$$y_t = \delta_0 + \beta_0 x_t + \lambda y_{t-1} + v_t, \quad (10)$$

zwany modelem Koycka [Koyck 1954], gdzie:

$$v_t = e_t + \lambda e_{t-1}. \quad (11)$$

Mnożnik długookresowy β , który jest sumą nieskończonego ciągu geometrycznego o początkowym wyrazie β_0 i ilorazie λ przedstawia formuła:

$$\beta = \beta_0 \frac{1}{1 - \lambda}. \quad (12)$$

Element $1 / (1 - \lambda)$ reprezentuje długookresowy wpływ zmiany X_t na Y_t .

Franses [2004] zauważa, że odwołania do transformacji Koycka są jednymi z najczęstszych powodów cytowań w literaturze ekonometrycznej swojej epoki, a nawet obecnie przekształcenie to jest źródłem inspiracji dla wielu artykułów naukowych.

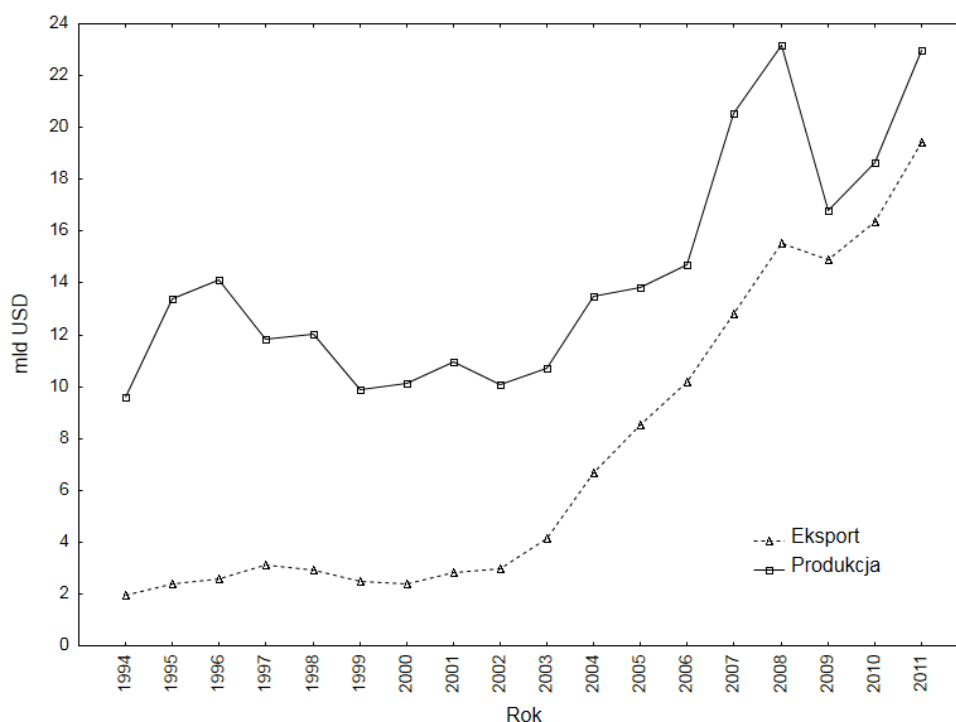
EKSPORT A PRODUKCJA POLSKIEGO SEKTORA ROLNEGO

W latach 1994 – 2011, zarówno produkcja polskiego rolnictwa, jak i eksport produktów opartych na surowcach rolnych – na ogół rok do roku – wykazywały wzrosty (Rysunek 1). W rozważanym okresie odnotowano niemal 10-krotny wzrost eksportu (startujący jednak z niskiego pułapu) oraz około 2,5-krotne zwiększenie produkcji polskiego rolnictwa. Średnioroczne tempo wzrostu produkcji rolnej mierzone w tym okresie współczynnikiem kierunkowym regresji liniowej wyniosło 0,622. Analogiczne tempo wzrostu eksportu produktów sektora rolno-żywnościowego było niemal dwukrotnie wyższe i osiągnęło wartość 1,020. Należy dodatkowo podkreślić stabilniejszy charakter przebiegu szeregu dla danych odnośnie wymiany handlowej z zagranicą.

Rozpatrując badane tendencje jako przyrosty rok do roku (Rysunek 2) także można wnioskować o trendach wzrostowych obu zjawisk. Niemniej, eksport produktów rolno-spożywczych za wyjątkiem anomalii w roku 2009 charakteryzuje

się bardziej równomiernymi zmianami. Produkcja rolna wykazuje relatywnie większy zakres zróżnicowania – szczególnie silny spadek nastąpił w roku 2009 – jednak również należy w tym procesie dopatrywać się w rozważanym okresie tendencji wzrostowej. Tempo wzrostu produkcji szacowane współczynnikiem kierunkowym trendu liniowego (0,089) jest niższe niż odpowiadający mu wskaźnik wzrostu eksportu (0,148).

Rysunek 1. Eksport i produkcja polskiego sektora rolnego w latach 1994-2011 (mld USD)



Źródło: obliczenia własne

Rozważając zagregowaną funkcję produkcji rolnictwa (P)

$$P_t = f(E_t, E_{t-1}, \dots) \quad (13)$$

jako odpowiedź na zmiany wielkości eksportu rolno-żywnościowego (E) zakładamy, że produkcja sektora rolnego jest warunkowana zarówno bieżącymi wartościami eksportu, jak i opóźnionymi wartościami produkcji. Parametry tego modelu winny być dodatnie i malejące dla kolejnych opóźnień. W wyniku transformacji Koycka otrzymujemy następujący model:

$$P_t = \delta_0 + \beta_0 E_t + \lambda P_{t-1} + v_t. \quad (14)$$

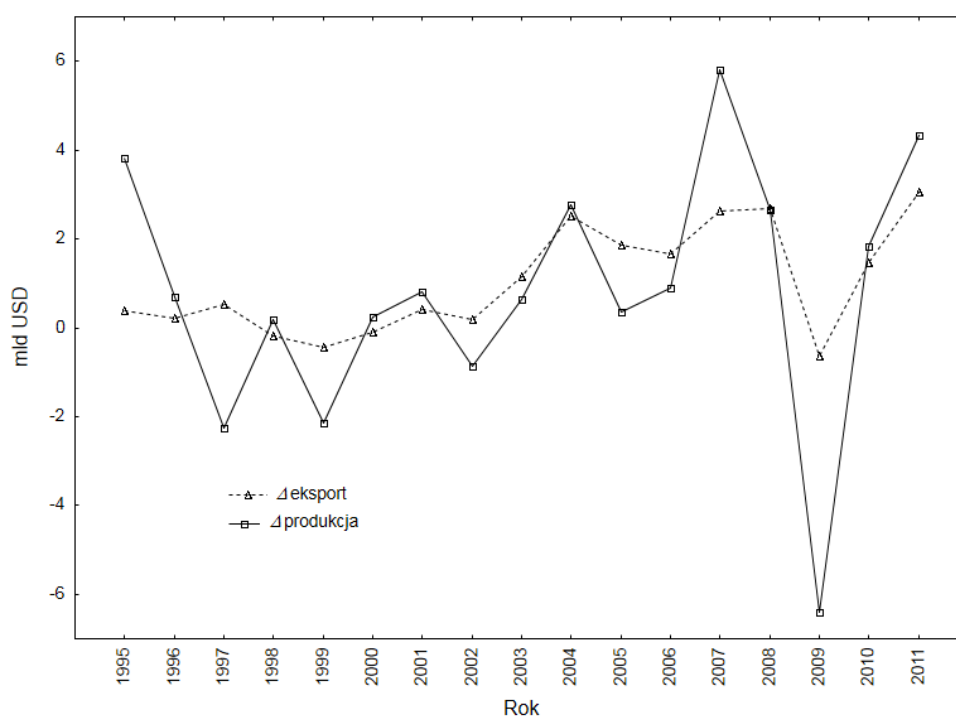
Model ten oszacowany dla polskiego sektora rolno-żywnościowego przyjął postać (w nawiasach podano błędy standardowe oszacowań parametrów):

$$\Delta P_t = -587963 + 1,101 \Delta E_t + 0,366 \Delta P_{t-1}$$

(0,390) (0,096)

Skorygowane R^2 dla modelu wyniosło 0,802, a wartość istotności $p < 0,005$. Autokorelacja reszt przyjęła niewielką wartość (-0,0394), co przy szesnastu obserwacjach wykorzystanych do oszacowania parametrów czyni model akceptowalnym.

Rysunek 2. Doroczne przyrosty eksportu i produkcji polskiego sektora rolnego w latach 1995 – 2011 (mld USD)



Źródło: obliczenia własne

Do estymacji wykorzystano dane za lata 1994 – 2011. W procesie estymacji użyto przyrosty zmiennych ($\Delta E_t = E_t - E_{t-1}$; $\Delta P_t = P_t - P_{t-1}$) zamiast ich oryginalnych wartości z uwagi na niestacjonarność zmiennych, co wpłynęło na skrócenie szeregu. Ze względu na użycie w modelu opóźnionej zmiennej objaśnianej jako zmiennej objaśniającej i z uwagi na możliwość wystąpienia autokorelacji składnika losowego do szacunku parametrów zastosowano podwójną metodę najmniejszych kwadratów z wykorzystaniem zmiennych instrumentalnych.

W następstwie przyjętej specyfikacji modelu zaszła konieczność użycia testu mnożnika Lagrange'a do oceny występowania autokorelacji składnika losowego. Statystyka testu mnożnika Lagrange'a autokorelacji składnika losowego wynosi $LM = 1,840$ z wartością $p = 0,399$, co świadczy że nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy o braku autokorelacji składnika losowego.

Odwołując się do wzoru (8) można przekształcić oceny parametrów modelu (14) do postaci wyjściowej. Współczynniki w przekształconym modelu maleją zgodnie z założeniem, na którym bazuje transformacja Koycka. Na przyrost produkcji sektora rolnego w roku 2011 wpływa przyrost wartości eksportu w kolejnych latach w coraz mniejszym stopniu:

$$\Delta P_t = -927386 + 0,403\Delta E_t + 0,147\Delta E_{t-1} + 0,054\Delta E_{t-2} + 0,020\Delta E_{t-3} + 0,007\Delta E_{t-4} + \dots$$

W tym ujęciu mnożnik krótkookresowy przyjmuje wartość ($\beta_0 = 1,101$), co oddaje natychmiastową reakcję przyrostu produkcji na przyrost wartości eksportu. Mnożnik długookresowy wynoszący ($\beta = 1,737$) jest oszacowaniem całosciowego wpływu przyrostów eksportu (ΔE) na zagregowany przyrost produkcji (ΔP) sektora rolnego po uwzględnieniu wszystkich efektów opóźnień. Oznacza on, że skumulowany efekt przyrostu eksportu o 1 USD skutkuje wzrostem produkcji polskiego sektora rolnego o 1,737 USD. W zestawieniu z wartością mnożnika długookresowego oszacowanie efektu natychmiastowego sugeruje występowanie pewnego stopnia inercji reakcji produkcji rolnej na przyrost eksportu.

PODSUMOWANIE

Rozwój sektora żywnościowego obecnie nie jest determinowany możliwościami wytwórczymi. Perspektywicznym kierunkiem pokonania ograniczeń wzrostu ze strony popytowej jest eksport. Do oszacowania wpływu eksportu na produkcję polskiego sektora rolnego wykorzystano model szeregów czasowych z rozkładem opóźnień oraz elementem autoregresyjnym. Parametrów modelu z rozkładem opóźnień nie należy interpretować ściśle, tak jak parametrów zwykłego modelu regresji ze względu na powiązania między wartościami bieżącymi zmiennych i ich opóźnieniami. W wyniku, interpretowany jest efekt natychmiastowy oraz efekt długookresowy.

Stosownie do transformacji Koycka współczynniki w przekształconym modelu maleją, co obrazuje zanikający wpływ jednostkowego przyrostu wartości eksportu w kolejnych latach jako efektu stymulującego wzrost produkcji polskiego rolnictwa. Mnożnik długookresowy przyjmuje wartość wyższą o 63% od mnożnika krótkookresowego, co sugeruje występowanie umiarkowanego opóźnienia w czasie transmisji całkowitej stymulacyjnej roli eksportu dla wzrostu produkcji. Krótkookresowo, wzrost produkcji nawet przewyższa przyrost eksportu.

BIBLIOGRAFIA

- Baharumshah A. Z., Rashid S. (1999) Exports, Imports and Economic Growth in Malaysia: Empirical Evidence Based on Multivariate Time Series, *Asian Economic Journal*, No. 13, pp. 389 – 406.
- Bobińska K. (1982) Bariery rozwoju w gospodarce centralnie planowanej, *Ekonomista*, 3/4, str. 377 – 399.
- Franses P. H., 2004, Fifty years Since Koyck (1954) *Statistica Neederlandica*, Vol. 58(4), pp. 381 – 387.
- Gallup J., Radelet S., Warner A. (1997) Economic growth and the income of the poor, CAER Discussion Paper No. 36, Harvard Institute for International Development, Cambridge, MA.
- Gospodarowicz M., Karwat-Woźniak B. (2009) Zmiany w technikach i organizacji produkcji gospodarstw wysokotowarowych oraz ich wpływ na kondycję ekonomiczną tych jednostek, Raport Programu Wieloletniego nr 159, IERiG -PIB, Warszawa.
- Gujarati D. N. (1995) Basic econometrics, McGraw-Hill, New York.
- Koyck L. M. (1954) Distributed lags and investment analysis, Amsterdam, North-Holland Publishing Company.
- Kupiec L. (1993) Rozwój społeczno-gospodarczy, Uniwersytet Warszawski, Filia w Białymstoku, Białystok.
- Łukaszewicz A. (1979) Rozwój społeczno-gospodarczy. Studia o strategii i planowaniu, PWE, Warszawa.
- Rembisz W. (2007) Mikroekonomiczne podstawy wzrostu dochodów producentów rolnych, Vizja Press & IT, Warszawa.
- Rembisz W., Sielska A., Bezat A. (2011) Popytowo uwarunkowany model wzrostu produkcji rolno-żywnościowej, IERiG-PIB, Warszawa.
- Timmer P. (1986) Getting process right. The scope and limits of Agricultural Policy, Cornell University Press, Ithaca.

**EXPORTS OF AGRI-FOOD PRODUCTS AND PRODUCTION
OF POLISH AGRICULTURE – A FINITE DISTRIBUTED LAG MODEL**

Abstract: The aim of the study is to investigate the relationship between the agro-food exports and production of the Polish agricultural sector. The export impact on agricultural production was assessed by using methods of time series analysis. Because of limited number of observations and possible problem of multicollinearity at the stage of estimation of a finite distributed lag model the Koyck transformation was employed as an alternative to ad hoc procedure for selection the structure of distributed lag model.

Keywords: agricultural exports, agricultural production, Koyck transformation

WYKORZYSTANIE ANALIZY WIELOWYMIAROWEJ W ZARZĄDZANIU ROZWOJEM LOKALNYM NA PRZYKŁADZIE POWIATÓW GÓRSKICH

Jacek Strojny

Katedra Ekonomii, Politechnika Rzeszowska
e-mail: jstrojny@prz.edu.pl

Streszczenie: Celem artykułu jest przedstawienie możliwości wykorzystania analizy wielowymiarowej w zarządzaniu strategicznym rozwojem lokalnym. Zaprezentowano nowe podejście do tego procesu, wspomagane metodą AHP oraz analizą porównawczą. Jako obszar badania wybrano powiaty górskie o podobnych cechach rozwojowych. Oceniono je pod kątem poziomu konkurencyjności, wykorzystując autorski model SEEGI, opisujący potencjał endogeniczny badanych jednostek. Na tej podstawie oceniono sytuację strategiczną badanych regionów.

Słowa kluczowe: analiza wielowymiarowa, AHP, analiza porównawcza, benchmarking, zarządzanie strategiczne, rozwój lokalny, samorząd

WPROWADZENIE

Analiza wielowymiarowa to uniwersalne narzędzie wykorzystywane bardzo często w ekonomii i naukach o zarządzaniu. Pozwala ona na opisanie względnie złożonych elementów rzeczywistości społeczno-gospodarczej [Munda 2004]. Współcześnie szczególnie często wykorzystuje się takie podejście do badań porównawczych [Dodgson i in. 2009], które stanowią istotną fazę użytecznej metody wspomagającej zarządzanie, czyli benchmarkingu [Bendell i in. 1993]. Podstawową zaletą prezentowanego podejścia jest możliwość sprowadzenia oceny zjawiska do jednego, zagregowanego wskaźnika. Dostrzeżono to m.in. w badaniach regionalnych [Witkowska 2012, Miłaszewicz 2012, Warżała 2015]. Stosując analizę wielowymiarową można efektywnie wspomóc proces zarządzania strategicznego rozwojem jednostki samorządu terytorialnego (JST). W szczególności możliwe jest wsparcie procesu analizy strategicznej i controllingu strategicznego poprzez ocenę zarówno otoczenia, jak i cech JST.

Celem artykułu jest przedstawienie możliwości implementacji analizy wielokryterialnej do procesu zarządzania strategicznego rozwojem lokalnym. Zawarto w nim przykład zastosowania porównawczej analizy wielokryterialnej w zakresie pomiaru i oceny konkurencyjności wybranych powiatów. W badaniu zastosowano dwie podstawowe metody wspomagające proces zarządzania strategicznego – *Analytic Hierarchy Process* (AHP) oraz benchmarking. Pierwsza z nich jest to metoda ekspercka wspomagająca proces decyzyjny [Prusak, Stefanów 2014]. Druga natomiast to holistyczna metoda doskonalenia się poprzez porównanie do innych podmiotów, stanowiących wzorzec w pewnym obszarze funkcjonowania [Bowerman i in. 2001].

Realizując cel w pierwszej kolejności zaprezentowano wybrane aspekty teoretyczne dotyczące zagadnienia rozwoju terytorialnego oraz konkurencyjności. Następnie zidentyfikowano interesujący obszar badania porównawczego. Do badania wybrano grupę porównywalnych powiatów górskich. Dla nich przedstawiono porównawczą analizę wielokryterialną potencjału endogenicznego. Model służący do jego opisu skonstruowano z wykorzystaniem metody AHP. Na tej podstawie oceniono istotność poszczególnych elementów modelu. Uzyskane wagi wykorzystano w budowie indeksu głównego opisującego potencjał endogeniczny oraz indeksów odnoszących się do poszczególnych wymiarów potencjału. W celu agregacji zmiennych przeprowadzono standaryzację metodą unitaryzacji zerowanej. Dla mierników potencjału endogenicznego na każdym poziomie modelu przeprowadzono prostą analizę trendów z wykorzystaniem indeksów jednopodstawowych.

WYBRANE ASPEKTY ROZWOJU TERYTORIALNEGO

Niniejszy artykuł odnosi się do powiatów, czyli JST znajdujących się w polskim systemie administracyjnym wraz z gminami na poziomie lokalnym [Potoczak 2013]. Problematyka ich rozwoju wpisuje się w szerszy temat, dotyczący rozwoju terytorialnego oraz zarządzania tym procesem. Wyjaśniając ją warto zatem odnieść się do dorobku teorii ekonomii, a w szczególności koncepcji rozwoju regionalnego.

W pierwszej kolejności, jako fundament dalszej analizy należy wskazać endogeniczne koncepcje wzrostu gospodarczego, takie jak: modele P.M. Romera (1986), R.E. Lucasa (1988), S. Rebelo (1991), Ph. Aghion i P. Howitta (1998), czy O. Galora i D.N. Weila (2000). Mimo pewnych różnic między nimi, zwracają one uwagę na dominującą rolę kapitału akumulowanego w danym systemie gospodarczym. Jego wielkość i struktura oraz efektywność jego wykorzystania przekładają się na możliwości produkcyjne danego terytorium. Według innych modeli kluczowe są natomiast zjawiska egzogeniczne (zewnętrzne), związane głównie z przepływami kapitałów. Takie podejście charakterystyczne jest chociażby dla modeli: R. Solowa (1956), T. Swana (1956), G. Mankiwa, D. Romera i D. Weila (1992), czy G. D. Hansena i E. C. Prescottta (2002).

Wielkość i kierunek przepływów kapitału powoduje dwa rodzaje zmian – konwergencję, czyli wyrównywanie się poziomów rozwoju oraz dywergencję, czyli pogłębianie się różnic [Wójcik 2008].

Nie ulega wątpliwości, że współcześnie występują oba wymienione procesy. Następujące w sposób naturalny zjawisko koncentracji kapitału, powodujące zwiększanie się dystansu rozwojowego między jednostkami terytorialnymi opisano m.in. w teoriach: *Growth Poles* F. Perrouxa, (1950), koncepcji A.O. Hirschmana (1958), czy koncepcji rozwoju metropolii J. Friedmanna (1986) oraz M. Castellsa (1996). Jednocześnie w ramach Unii Europejskiej realizowana jest polityka spójności [Hoffmann 2014], wspierająca proces konwergencji. Zmniejszające się bariery przepływu kapitału zarówno w ramach wspólnego rynku europejskiego, jak i całej globalnej gospodarki powodują zwiększenia znaczenia konkurencji pomiędzy jednostkami terytorialnymi o kapitał mobilny [Strojny 2012]. Dlatego też zdolność do budowania nowoczesnych i sprawnych systemów gospodarczych, tworzących warunki do rozwoju firm i dobrej jakości życia dla społeczności to główny aspekt oceny jakości zarządzania systemem gospodarczym. W tym kontekście przywołać należy chociażby koncepcję konkurencyjności narodów M.E. Portera (1990). Według niego konkurencyjność systemu terytorialnego należy rozumieć jako konkurencyjność podmiotów w nim zlokalizowanych.

Wyzwania dla zarządzania jednostką terytorialną wskazują, że ekonomiczne koncepcje wzrostu, skupiając się stricte na procesie wytwarzania nie są wystarczające. W badaniu prezentowanym w niniejszym artykule odwołano się zatem do perspektywy endogenicznej. Uwzględniono jednak bardziej złożony obraz potencjału wewnętrznego, opisując go w wielu różnych wymiarach, niekoniecznie bezpośrednio związanych z możliwościami wytwórczymi. Zajęto się zatem szerszym zjawiskiem niż wzrost ekonomiczny, czyli rozwojem społeczno-gospodarczym. W analizie uwzględniono także aspekt egzogeniczny, przyjmując, że potencjał endogeniczny może stwarzać fundamenty rozwoju, kluczowa jest natomiast zdolność do utrzymania kapitału, a nawet zwiększania jego akumulacji poprzez uzyskanie dodatknych jego przepływów. W tym kontekście zaproponowano dwie definicje konkurencyjności (Tabela 1).

Tabela 1. Definicje konkurencyjności

D.1: Konkurencyjność jednostki terytorialnej to jej zdolność do przyciągania kapitału mobilnego i turystów. Jeśli ludzie wybierają dane terytorium jako miejsca do życia i rozwoju kariery, a firmy inwestują tam i rozwijają innowacje, oznacza to, że terytorium jest konkurencyjne na rynku kapitału mobilnego. Jeżeli turyści chcą odwiedzić terytorium, oznacza to, że jest ono konkurencyjne na rynku turystycznym. Jeśli te podmioty wybierają dany obszar, budują fundament do jego rozwoju społeczno-gospodarczego, wzrostu ekonomicznego i poprawy poziomu życia. Aby zmierzyć, zbudowano model TCB (Tourists, Citizens, Business) .
D.2: Konkurencyjność jednostki terytorialnej to poziom potencjału endogenicznego w odniesieniu do poziomu potencjału endogenicznego w innych jednostkach. Potencjał endogeniczny jest zbudowany przez cechy społeczeństwa, gospodarki, środowiska naturalnego, instytucji administracji publicznej oraz infrastruktury. Ocena tych cech może powodować zmiany decyzji lokalizacyjnych obywateli, czy firm. Może także wpływać na chęć odwiedzenia danego terenu przez turystów. Aby to zmierzyć zbudowano model SEEGI (Society, Economy, Environment, Government, Infrastructure) .

Źródło: opracowanie własne

Ze względu na ograniczone rozmiary artykułu w dalszej części opisano tylko tę część badania, która bazuje na definicji konkurencyjności D.2.

METODOLOGIA BADAŃ – ZAŁOŻENIA, MODELE I METODY

Przedstawione w artykule badanie odnosi się do zagadnienia konkurencyjności jednostki terytorialnej. Do jego przeprowadzenia wybrano następujące powiaty: (1) kłodzki, (2) krośnieński wraz z miastem Krosno, (3) nowosądecki wraz z miastem Nowy Sącz, (4) nowotarski oraz (4) żywiecki. Dobór jednostek ma charakter celowy. Wybrano powiaty o podobnej charakterystyce. Oprócz charakteru górskiego mają one wyraźnie wyodrębnione ośrodki miejskie, porównywalny potencjał wielkości oraz są powiatami granicznymi. Główny cel badawczy można sformułować w postaci następującego pytania: PG: *Na jakim poziomie jest potencjał endogeniczny badanych powiatów górskich?* Pytanie to można uszczegółowić w postaci problematyki badawczej składającej się z PS.1. *Jak mierzyć potencjał endogeniczny powiatów?* PS.2. *Czy są znaczące różnice w potencjale endogenicznym poszczególnych powiatów?* oraz PS.3. *Jak zmienia się sytuacja badanych powiatów w zakresie konkurencyjności i potencjału endogenicznego po kryzysie 2009 r.?*

Odpowiadając na pierwsze z przedstawionych pytań wykorzystano definicję D.2. konkurencyjności jednostki terytorialnej. Dokonano jej operacjonalizacji, uwzględniając zarówno założenia teoretyczne, dostępność danych, jak i opinie samorządowców. Efekty pracy przedstawiono w postaci modelu hierarchicznego, przygotowanego i weryfikowanego zgodnie z założeniami metody AHP (Tabela 2). Składa się on z: (1) poziomu głównego, opisującego potencjał endogeniczny (P), poziomu kryteriów, opisujących 5 wymiarów potencjału (P_x) oraz poziomu subkryteriów – po 5 zmiennych dla każdego wymiaru (P_{xn}).

Tabela 2. Model SEEI (potencjału endogenicznego)

Potencjał endogeniczny (P)	
Społeczeństwo (P_s)	Liczba stowarzyszeń, organizacji społecznych i fundacji na 10 tys. mieszkańców (P_{s1})
	Udział ludności w wieku produkcyjnym w ludności ogółem (P_{s2})
	Udział ludności w wieku przedprodukcyjnym w ludności ogółem (P_{s3})
	Przyrost naturalny na 1000 mieszkańców (P_{s4})
	Przeciętna liczba porad lekarskich i stomatologicznych na mieszkańca (P_{s5})
Ekonomia (P_{ec})	Udział osób pracujących w grupie osób w wieku produkcyjnym (P_{ec1})
	Udział osób bezrobotnych w grupie osób w wieku produkcyjnym (P_{ec2})
	Wynagrodzenie brutto (P_{ec3})
	Wartość brutto środków trwałych przedsiębiorstw na podmiot (P_{ec4})
	Produkcja sprzedana przemysłu ogółem na mieszkańca (P_{ec5})
Środowisko (P_{en})	Emisja zanieczyszczeń gazowych i pyłowych na km ² powierzchni (P_{en1})
	Odprowadzanie ścieków przemysłowych na km ² powierzchni (P_{en2})
	Odpady wytworzone w przemyśle na km ² powierzchni (P_{en3})
	Udział powierzchni prawnie chronionej w powierzchni ogółem (P_{en4})
	Liczba pomników przyrody na 100 km ² (P_{en5})

Potencjał endogeniczny (P)	
Samorząd (P_g)	Dochody własne samorządu na mieszkańca (P_{g1})
	Dochody z UE samorządu na mieszkańca (P_{g2})
	Wydatki majątkowe inwestycyjne samorządu na mieszkańca (P_{g3})
	Wydatki bieżące samorządu na wynagrodzenia na mieszkańca (P_{g4})
	Wydatki na obsługę długu samorządu na mieszkańca (P_{g5})
Infrastruktura (P_i)	Długość dróg lokalnych utwardzonych na mieszkańca (P_{i1})
	Przeciętny udział ludności korzystającej z sieci mediów w ludności ogółem (P_{i2})
	Liczba mieszkańców przypadających na 1 łóżko w szpitalu ogólnym (P_{i3})
	Liczba miejsc noclegowych na 1000 mieszkańców (P_{i4})
	Muzea łącznie z oddziałami na 100 km ² powierzchni (P_{i5})

Źródło: opracowanie własne

Odpowiedź na pozostałe pytania badawcze wymagała przeprowadzenia kolejnych kroków. Na podstawie modelu SEEGI przygotowano ankietę, która posłużyła do zebrania opinii ekspertów¹ nt. istotności poszczególnych elementów potencjału endogenicznego z punktu widzenia procesów rozwojowych powiatów górskich. W badaniu, zgodnie z założeniami metody AHP wykorzystano porównania parami. Na poziomie kryteriów oraz subkryteriów w ramach danego kryterium porównywano każdy element modelu z każdym. Do porównań zastosowano 9-stopniową skalę Saaty'ego (Rysunek 1).

Rysunek 1. Schemat skali Saaty'ego

Kryterium A	9	7	5	3	1	3	5	7	9	Kryterium B
--------------------	----------	----------	----------	----------	----------	----------	----------	----------	----------	--------------------

Źródło: opracowanie własne na podstawie [Saaty 1990]

Na podstawie porównań uzyskano tzw. wagi lokalne wymiarów potencjału (W_i) oraz zmiennych dla wymiaru (W_{in})². Tabela 3. przedstawia wyniki przeprowadzonej analizy.

Tabela 3. Wagi poszczególnych elementów modelu SEEGI

Element modelu	P_s	P_{ec}	P_{en}	P_g	P_i	P_{s1}	P_{s2}	P_{s3}	P_{s4}	P_{s5}	P_{ec1}	P_{ec2}	P_{ec3}	P_{ec4}	P_{ec5}
Waga (W_i , W_{in})	0,21	0,29	0,15	0,11	0,24	0,13	0,30	0,28	0,24	0,05	0,26	0,19	0,14	0,12	0,29
Element modelu	P_{en1}	P_{en2}	P_{en3}	P_{en4}	P_{en5}	P_{g1}	P_{g2}	P_{g3}	P_{g4}	P_{g5}	P_{i1}	P_{i2}	P_{i3}	P_{i4}	P_{i5}
Waga (W_i , W_{in})	0,23	0,27	0,14	0,28	0,08	0,23	0,18	0,32	0,08	0,19	0,28	0,31	0,12	0,16	0,13

Źródło: opracowanie własne

Po zbudowaniu bazy danych statystycznych, uwzględniających zmienne wykorzystane w modelu SEEGI przystąpiono do budowy wskaźnika zagregowanego. Ze względu na różne miary zmiennych (Z_{xn}) poddano je

¹ Grupa ekspertów składała się z 5 osób, pracowników jednego z badanych powiatów oraz pracowników naukowych zajmujących się zagadnieniem rozwoju terytorialnego.

² W praktyce analiza preferencji metodą AHP powinna odbywać się w danej JST. Poszczególne elementy modelu powinny być oceniane pod względem istotności z uwzględnieniem specyfiki analizowanej jednostki.

standaryzacji, przekształcając w zmienne o wartościach $P_x \in \langle 0; 1 \rangle$. Wybrano tutaj metodę unitaryzacji zerowanej, której procedura przy relatywnie dużej prostocie, daje jednak zadowalający efekt. Wykorzystano tutaj wzór 1 dla stymulanty i wzór 2 dla destymulanty.

$$W_{x\ n} = \frac{Z_{x\ n} - Z_{x\ min\ n}}{Z_{x\ max\ n} - Z_{x\ min\ n}} \quad (1)$$

$$W_{x\ n} = \frac{Z_{x\ max\ n} - Z_{x\ n}}{Z_{x\ max\ n} - Z_{x\ min\ n}} \quad (2)$$

Standaryzowane zmienne użyto do konstrukcji indeksów zagregowanych na poziomie subkryteriów (P_x – wzór 3) i indeksu ogólnego (P – wzór 4).

$$P_x = \sum P_{x\ n} \cdot W_{x\ n} \quad (3)$$

$$P = \sum P_x \cdot W_x \quad (4)$$

Zarówno na poziomie zmiennych standaryzowanych, jak i indeksów zagregowanych przeprowadzono nieskomplikowaną analizę trendów z wykorzystaniem indeksów jednopodstawowych dla roku $r=2013$ na poziomie subkryteriów ($I_{jr}P_x$ – wzór 5) oraz kryterium głównego ($I_{jr}P$ – wzór 6). Rok bazowy ustalono na $r_0=2009$ (dno obecnego kryzysu gospodarczego).

$$I_{jr=2013} = \frac{P_{x2013}}{P_{x2009}} \quad (5)$$

$$I_{jr=2013} = \frac{P_{2013}}{P_{2009}} \quad (6)$$

Zastosowana procedura badawcza pozwoliła na uzyskanie wyników przedstawionych w kolejnym punkcie artykułu.

WYNIKI ANALIZY KONKURENCYJNOŚCI POWIATÓW GÓRSKICH

Przedstawiony wyżej schemat badania pozwolił na pomiar i ocenę poziomu potencjału endogenicznego opisanego modelem SEEGL. Uzyskane efekty badań przedstawiono w Tabeli 4. Ze względu na rozmiary artykułu ograniczono je do poziomu indeksów zagregowanych P oraz P_x . W tabeli zamieszczono także wartość rozpiętości potencjału pomiędzy powiatami.

Tabela 4. Wartość indeksów potencjału endogenicznego w badanych powiatach w 2013 r.

Powiaty	Indeksy potencjału endogenicznego					
	P	P_s	P_{ec}	P_{en}	P_g	P_i
KŁODZKI	0,46	0,43	0,21	0,64	0,31	0,74
KROŚNIENSKI I KROSNO	0,54	0,53	0,63	0,30	0,64	0,53
NOWOSĄDECKI I NOWY SĄCZ	0,62	0,63	0,70	0,70	0,53	0,50
NOWOTARSKI	0,56	0,57	0,46	0,86	0,70	0,43
ŻYWIECKI	0,53	0,41	0,78	0,42	0,63	0,36
Rozpiętość potencjału (ΔP , ΔP_x)	0,16	0,22	0,57	0,56	0,39	0,38

Źródło: opracowanie własne

Biorąc pod uwagę wszystkie wymiary potencjału endogenicznego, najwyżej oceniono powiat nowosądecki z miastem Nowy Sącz ($P=0,62$). Warto jednak podkreślić dość zbliżony poziom potencjału w całej badanej grupie. Rozpiętość pomiędzy wartościami dla powiatu o najwyższym oraz najniższym potencjale wynosi $\Delta P=0,16$. Podkreślić także należy, że 4 z 5 badanych powiatów jest liderem przynajmniej w ramach jednego wymiaru potencjału. Przechodząc na poziom

indeksów dla subkryteriów (P_x) warto podkreślić istnienie znacznie większego różnicowania pomiędzy powiatami. Szczególnie jest to widoczne w przypadku potencjału ekonomicznego ($\Delta P_{ec}=0,57$) oraz środowiska ($\Delta P_{en}=0,56$). Interpretując uzyskane efekty można przedstawić krótką charakterystykę poszczególnych powiatów (zestawienie mocnych i słabych stron). Podsumowanie tej analizy przedstawiono w Tabeli 5.

Tabela 5. Wartość indeksów potencjału endogenicznego w badanych powiatach w 2013 r.

Mocne strony ($P_{xn} \geq 0,80$):	Słabe strony ($P_{xn} \leq 0,20$):
KŁODZKI	
<ul style="list-style-type: none"> · udział osób w wieku produkcyjnym (P_s2), · liczba pacjentów na lekarza w szpitalu (P_s5), · emisja zanieczyszczeń do powietrza (P_{en1}), · odprowadzanie ścieków przemysłowych (P_{en2}), · odpady przemysłowe (P_{en3}), · liczba pomników przyrody (P_{en5}), · dochody własne samorządu na mieszkańca (P_g1), · wydatki bieżące na wynagrodzenia na mieszkańca (P_g4), · długość dróg lokalnych na mieszkańca (P_{i1}), · dostęp do łóżek szpitalnych (P_{i3}), · liczba miejsc noclegowych (P_{i4}). 	<ul style="list-style-type: none"> · udział osób w wieku przedprodukcyjnym (P_s3), · przyrost naturalny (P_s4), · udział osób bezrobotnych (P_{ec2}), · wysokość wynagrodzenia (P_{ec3}), · wartość środków trwałych w firmach (P_{ec4}), · wartość produkcji sprzedanej (P_{ec5}), · udział powierzchni chronionej (P_{en4}), · dochody z UE samorządu na mieszkańca (P_g2), · wydatki majątkowe inwestycyjne na mieszkańca (P_g3), · wydatki na obsługę długu na mieszkańca (P_g5), · liczba muzeów (P_{i5}).
KROŚNIENSKI I KROSNO	
<ul style="list-style-type: none"> · aktywność w stowarzyszeniach (P_s1), · liczba pacjentów na lekarza w szpitalu (P_s5), · wysokość wynagrodzenia (P_{ec3}), · wartość środków trwałych w firmach (P_{ec4}), · odpady przemysłowe (P_{en3}), · dochody z UE samorządu na mieszkańca (P_g2), · odsetek osób korzystających z sieci mediów (P_{i2}), · liczba muzeów (P_{i5}). 	<ul style="list-style-type: none"> · udział osób pracujących (P_{ec1}), · emisja zanieczyszczeń do powietrza (P_{en1}), · długość dróg lokalnych na mieszkańca (P_{i1}), · liczba miejsc noclegowych (P_{i4}).
NOWOSĄDECKI I NOWY SĄCZ	
<ul style="list-style-type: none"> · udział osób w wieku przedprodukcyjnym (P_s3), · przyrost naturalny (P_s4), · liczba pacjentów na lekarza w szpitalu (P_s5), · wysokość wynagrodzenia (P_{en3}), · odprowadzanie ścieków przemysłowych (P_{en2}), · udział powierzchni chronionej (P_{en4}), · liczba pomników przyrody (P_{en5}), · wydatki na obsługę długu na mieszkańca (P_g5), · długość dróg lokalnych na mieszkańca (P_{i1}). 	<ul style="list-style-type: none"> · udział osób w wieku produkcyjnym (P_s2), · odpady przemysłowe (P_{en3}), · wydatki bieżące na wynagrodzenia na mieszkańca (P_g4), · liczba muzeów (P_{i5}).
NOWOTARSKI	
<ul style="list-style-type: none"> · udział osób pracujących (P_{ec1}), · udział osób bezrobotnych (P_{ec2}), · emisja zanieczyszczeń do powietrza (P_{en1}), · odprowadzanie ścieków przemysłowych (P_{en2}), · udział powierzchni chronionej (P_{en4}), · dochody z UE samorządu na mieszkańca (P_g2), · wydatki majątkowe inwestycyjne na mieszkańca (P_g3), · wydatki bieżące na wynagrodzenia na mieszkańca (P_g4), · długość dróg lokalnych na mieszkańca (P_{i1}). 	<ul style="list-style-type: none"> · aktywność w stowarzyszeniach (P_s1), · wysokość wynagrodzenia (P_{ec3}), · wartość środków trwałych w firmach (P_{ec4}), · wartość produkcji sprzedanej (P_{ec5}), · dochody własne samorządu na mieszkańca (P_g1), · odsetek osób korzystających z sieci mediów (P_{i2}), · liczba muzeów (P_{i5}).

Mocne strony ($P_{xn} \geq 0,80$):	Słabe strony ($P_{xn} \leq 0,20$):
ŻYWIECKI	
<ul style="list-style-type: none"> · udział osób bezrobotnych (P_{ec2}), · wartość produkcji sprzedanej (P_{ec5}), · liczba pomników przyrody (P_{en5}), · dochody z UE samorządu na mieszkańca (P_g2), · długość dróg lokalnych na mieszkańca (P_i1). 	<ul style="list-style-type: none"> · aktywność w stowarzyszeniach (P_s1), · liczba pacjentów na lekarza w szpitalu (P_s5), · odsetek osób korzystających z sieci mediów (P_i2), · dostęp do łóżek szpitalnych (P_i3), · liczba miejsc noclegowych (P_i4).

Źródło: opracowanie własne

Zestawienie mocnych i słabych stron, zbudowane na podstawie wielowymiarowej analizy porównawczej może okazać się bardzo użytecznym narzędziem służącym do definiowania celów strategicznych. Daje ona możliwość odniesienia się do sytuacji w innych powiatach. Zwiększa to znacząco jakość informacji strategicznej, a także skuteczność procesu decyzyjnego. Dodatkową wartość stanowią także indeksy jednopodstawowe. W Tabeli 6 przedstawiono taką analizę dla indeksów zagregowanych.

Tabela 6. Wartość indeksów jednopodstawowych dla indeksów potencjału endogenicznego w badanych powiatach w r = 2013 roku względem roku bazowego ($r_0 = 2009$ rok)

Powiaty	Indeksy potencjału endogenicznego					
	$I_{jr}P$	$I_{jr}P_s$	$I_{jr}P_{ec}$	$I_{jr}P_{en}$	$I_{jr}P_g$	$I_{jr}P_i$
KŁODZKI	103%	103%	112%	108%	114%	97%
KROŚNIENSKI I KROSNO	111%	94%	121%	122%	163%	95%
NOWOSĄDECKI I NOWY SĄCZ	107%	100%	131%	109%	109%	85%
NOWOTARSKI	103%	111%	101%	93%	94%	117%
ŻYWIECKI	105%	119%	108%	81%	99%	114%
Średnia	106%	105%	114%	103%	116%	102%

Źródło: opracowanie własne

Indeks jednopodstawowy $I_{jr}P$ wskazuje, że sytuacja w poszczególnych powiatach ogólnie poprawiła się. Najszybciej potencjał wzrastał w powiecie krośnieńskim i mieście Krośnie – o 11%, najsłabiej zaś w powiatach kłodzkim i nowotaraskim – o 3%. Najszybciej sytuacja od 2009 r. poprawiała się w takich wymiarach potencjału, jak: samorząd (średnio o 16%) oraz gospodarka (średnio o 14%).

WNIOSKI

Podsumowując prezentowany artykuł sformułowano wnioski odnoszące się do postawionych pytań badawczych. W odpowiedzi na pierwsze pytanie szczegółowe (PS.1), dotyczące pomiaru konkurencyjności, skonstruowano model SEEGI, odnoszący się do potencjału endogenicznego. Wykorzystano tutaj metodę AHP. Na tej podstawie skonstruowano miarę całkowitą (indeks główny) oraz miary cząstkowe potencjału (indeksy dla kryteriów). Odpowiadając na pytanie drugie (PS.2) zidentyfikowano wartości na każdym poziomie modelu oraz dla każdego powiatu. Liderem okazał się powiat nowosądecki w połączeniu z miastem Nowy Sącz. Obliczono wartości rozpiętości potencjału na poziomie indeksów

zagregowanych, identyfikując wymiary o największych różnicach w badanej populacji, czyli: gospodarka oraz środowisko. Odpowiadając na pytanie trzecie (PS.3) obliczono wartości indeksów jednopodstawowych w 2013 r. względem 2009 r. Oceniono kierunki zmian potencjału na każdym poziomie modelu. W skali badanej grupy największą poprawę zaobserwowano w przypadku wymiarów: samorząd oraz gospodarka.

Przedstawione podejście ma potencjał implementacyjny ze względu na zastosowanie relatywnie prostej procedury badawczej, możliwej do powtórzenia w procesie planowania czy controllingu strategicznego. W kolejnych badaniach konieczna jest weryfikacja modelu wraz z jego ewentualną modyfikacją. Ponadto warto zbadać relację pomiędzy modelem SEEGL, a w artykule modelem TCB. Ciekawa jest także konfrontacja wskazanego modelu z innymi zmiennymi opisującymi sprawność gospodarki (np. PKB na poziomie regionów lub subregionów), czy jakość życia (np. długość życia mieszkańców).

BIBLIOGRAFIA

- Aghion Ph, Howitt P. W. (1998) *The Endogenous Growth Theory*, MIT Press, Cambridge.
- Bendell T., Boulter L., Kelly J. (1993) *Benchmarking for competitive advantage*, Financial Times, Pitman Publishing, 1993, 1, London.
- Bowerman M., Ball A., Francis G. (2001) Benchmarking as a tool for the modernization of local government, *Financial Accountability & Management* 17(4), 2001, pp. 321-329.
- Castells M. (1996) *The Rise of Network Society*, Blackwell Publishers, Oxford.
- Dodgson J. S., Spackman M., Pearman A., Phillips L. D. (2009) *Multi-criteria analysis: a manual*, Department for Communities and Local Government, London.
- Friedmann J. (1986) The world city hypothesis, *Development and change*, 17.1, pp. 69-83.
- Galor O., Weil D. N. (2000) Population, Technology and Growth, *American Economic Review*, 90(4), pp. 806-828.
- Hansen G. D., Prescott E. C. (2002) Malthus to Solow, *Economic Review*, 92(4), pp. 1205-1217.
- Hirschman A. O. (1958) *The strategy of economic development*, Vol. 58. Yale University Press, New Haven.
- Hoffmann, T. (2014) Zmiany uwarunkowań polityki spójności Unii Europejskiej w latach 2014–2020 ze szczególnym uwzględnieniem Polski, *Wrocławskie Studia Politologiczne*, 16, str. 221–235.
- Lucas R. E. (1988) On the Mechanics of Economic Development, *Journal of Monetary Economics*, 22, pp. 3–42.
- Mankiw G., Romer D., Weil D. (1992) A Contribution to the Empirics of Economic Growth, *Quarterly Journal of Economics*, 107, pp. 407-437.
- Miłaszewicz D. (2012) Postępy w realizacji zrównoważonego rozwoju jako kryterium oceny polityki ekonomicznej, *Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu*, (246), str. 270-279.

- Munda G. (2004) Social multi-criteria evaluation, Methodological foundations and operational consequences, *European Journal of Operational Research*, 158(3), pp. 662-677.
- Perroux F. (1950) Economic space: theory and applications, *The Quarterly Journal of Economics*, pp. 89-104.
- Porter M. E. (1990) Konkurencyjna przewaga narodów, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa.
- Potoczek, A. (2013) Zarządzanie jednostką terytorialną. Wybrane zagadnienia, Wydawnictwo Uczelniane Wyższej Szkoły Gospodarki, Bydgoszcz.
- Prusak A., Stefanów P. (2014) AHP – analityczny proces hierarchiczny, C. H. Beck, Warszawa.
- Rabelo S. (1991) Long-Run Policy Analysis and Long-Run Growth, *Journal of Political Economy*, 99, pp. 500-521.
- Romer P. M. (1994) The Origins of Endogenous Growth, *Journal of Economic Perspectives*, 8, pp. 3-22.
- Saaty T.L. (1990) How to make a decision: the analytic hierarchy process, *European Journal of Operational Research*, 48(1), pp. 9-26.
- Solow R., A. (1956) Contribution to the Theory of Economic Growth, *Quarterly Journal of Economics*, 70(1), pp. 65-94.
- Strojny J. (2012) Innowacyjne zarządzanie regionem, powiatem i gminą, Politechnika Rzeszowska, Rzeszów.
- Swan T. (1956) Economic Growth and Capital Accumulation, *Economic Record*, 32, pp. 334-361.
- Warżala R. (2015) Wykorzystanie miar syntetycznych do konstrukcji regionalnego wskaźnika koniunktury, *Wiadomości Statystyczne*, (3), str. 52-67.
- Witkowska D. (2012) Budowa mierników syntetycznych do oceny efektywności europejskich funduszy inwestycyjnych, *Metody Ilościowe w Badaniach Ekonomicznych*, 13(3), str. 262-275.
- Wójcik P. (2008) Dywergencja czy konwergencja: dynamika rozwoju polskich regionów. *Studia regionalne i lokalne*, 2 (32), str. 41-60.

IMPLEMENTATION OF THE MULTIDIMENSIONAL ANALYSIS IN MANAGEMENT OF THE LOCAL DEVELOPMENT ON THE EXAMPLE OF MOUNTAIN DISTRICTS

Abstract: The aim of the article is to present the possibilities of using multidimensional analysis in strategic management of local development. Presented here is a new approach to this process, aided by AHP (Analytic Hierarchy Process and benchmarking). As the area were selected chosen mountain districts with similar characteristics and development. They were rated in terms of the level of competitiveness, taking a supply points of view (SEEGI Model), describing their endogenic potential. On this basis, the strategic situation of the investigated districts was assessed.

Keywords: multicriteria analysis, AHP, comparative analysis, benchmarking, strategic management, local development, local government

WYKORZYSTANIE DANYCH OCZYSZCZONYCH O WYSOKIEJ CZĘSTOTLIWOŚCI W PROGNOZOWANIU ZMIENNYCH ZE ZŁOŻONĄ SEZONOWOŚCIĄ

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

e-mail: jan.zawadzki@zut.edu.pl

Streszczenie: W pracy przedstawione zostanie procedura modelowania i prognozowania zmiennej o bardzo wysokiej częstotliwości obserwowania na podstawie szeregów, z których wyeliminowano dwa lub trzy rodzaje sezonowości. Do budowy prognoz zostaną wykorzystane wybrane modele adaptacyjne. Rozważania teoretyczne zilustrowane zostaną przykładem empirycznym dotyczącym, kształtowania się zapotrzebowania na moc energetyczną w okresach godzinnych w aglomeracji A.

Słowa kluczowe: prognozowanie, dane o wysokiej częstotliwości, złożona sezonowość, wyrównywanie wykładnicze

ZAGADNIENIA TEORETYCZNE

W modelowaniu na podstawie danych o bardzo wysokich częstotliwościach obserwowania, a do takich z pewnością należą szeregi godzinne, wykorzystuje się m.in. klasyczne modele szeregu czasowego z potrójnie złożoną sezonowością (por. na przykład [Kufel 2010], [Szmuksta-Zawadzka, Zawadzki 2011]). W modelach tych wahania o cyklach: rocznym, tygodniowym i dobowym opisywane są za pomocą odrębnych zbiorów zmiennych zero-jedynkowych lub wielomianów trygonometrycznych. Wykorzystanie ich w prognozowaniu związane jest ze spełnieniem założenia dynamicznego „status quo” zarówno w przedziale czasowym próby, jak i przede wszystkim w okresie prognozowanym

(por. [Pawłowski 1974]). Z uwagi na fakt, że najczęściej szeregi o tej częstotliwości obejmują 2-3 lata, założenie to można zweryfikować jedynie w sposób empiryczny, wykorzystując do budowy prognoz na przykład modele wyrównywania wykładniczego. Modele te dla zmiennych wykazujących: brak lub istnienie trendów bądź także niezłożone wahania sezonowe zostały zaproponowane przez Browna(1956),Holta(1957) oraz Wintersa(1960). Ich zapisy analityczne dla danych bez wahań sezonowych lub z wahaniami o cyklu rocznym, można znaleźć m.in. w: [Dittmann 2006, Pawłowski 1973, Zeliaś i in. 2003].W przypadku gdyby podstawą budowy prognoz miał być predyktor oparty na modelu Holta-Winetrsa należałoby dokonać jego rozszerzenia o dwa dodatkowe równania opisujące, oprócz wahań o cyklu dobowym, także wahania o cyklu tygodniowym i rocznym. Jeżeli w każdym z tych równań występowały „autonomiczne” stałe wygładzania to w całym modelu było by ich aż pięć. Pomijając kwestie związane z napisaniem algorytmu i oprogramowaniem, przy założeniu, że każda ze stałych wyrównywania zmienia się od 0,1 do 0,9 trzeba by oszacować $9^5 = 59049$ kombinacji parametrów. Przy założeniu, że w szeregu 2-letnim występuje 17520 obserwacje godzinne było by to poważne wyzwanie dla komputerów.

Można zaproponować prostszą procedurę polegającą na wykorzystaniu znanych w literaturze modeli wyrównywania wykładniczego dla danych oczyszczonych z sezonowości rocznej i tygodniowej (model Holta-Wintersa), a w przypadku wyeliminowania, także wahań o cyklu dobowym są to modele Browna i Holta. Prognozy wyjściowe otrzymuje się na podstawie predyktorów dla danych oczyszczonych z dwóch lub trzech rodzajów wahań sezonowych, nakładających się na trendy w sposób addytywny lub multiplikatywny. Natomiast prognozy końcowe są sumami (iloczynami) prognoz wyjściowych i składników lub wskaźników sezonowości.

Zapisy ogólne modeli ze złożoną sezonowością są następujące:

- modelu addytywnego:

$$Y_{t(a)} = P^{(a)}(t) + M^{(a)}(t) + D^{(a)}(t) + G^{(a)}(t) + V_{t(a)} \quad (1)$$

gdzie:

$P^{(a)}(t)$ – trend,

$M^{(a)}(t)$ – składniki sezonowości o cyklu 12 miesięcznym,

$D^{(a)}(t)$ – składniki sezonowości o cyklu 7 dniowym,

$G^{(a)}(t)$ – składniki sezonowości o cyklu 24 godzinnym.

- modelu multiplikatywnego:

$$Y_{t(m)} = P^{(m)}(t) \cdot M^{(m)}(t) \cdot D^{(m)}(t) \cdot G^{(m)}(t) \cdot V_{t(m)} \quad (2)$$

gdzie:

$P^{(m)}(t)$ – trend,

$M^{(m)}(t)$ – wskaźniki sezonowości o cyklu 12 miesięcznym,

$D^{(m)}(t)$ – wskaźniki sezonowości o cyklu 7 dniowym,

$G^{(m)}(t)$ – wskaźniki sezonowości o cyklu 24 godzinnym.

Oznaczając przez $Y_{t(a)}^{***}$ zmienną prognozowaną z której wyeliminowano składniki sezonowości o cyklu rocznym, tygodniowym i dobowym możemy zapisać analitycznie modele Browna i Holta w postaci addytywnej.

Równanie prostego modelu Browna (a_B) są następujące:

$$m_t^{***} = \alpha Y_{t(a)}^{***} + (1 - \alpha) m_{t-1}^{***}. \quad (3)$$

Predyktor oparty na modelu (3) przyjmuje postać:

$$\Pi_{a_B}^{***} = m_{t_0}^{***}, \quad (4)$$

gdzie t_0 jest okresem wyjściowym budowy prognoz.

Prognozę końcową otrzymuje się na podstawie predyktora:

$$\Pi_{a_B} = \Pi_{a_B}^{***} + M^{(a)}(t) + D^{(a)}(t) + G^{(a)}(t). \quad (5)$$

Równania liniowego modelu Holta (a_H) są następujące :

$$m_t^{***} = \alpha Y_{t(a)}^{***} + (1 - \alpha)(m_{t-1}^{***} + \delta_{t-1}^{***}), \quad (6)$$

$$\delta_t^{***} = \beta (m_t^{***} - m_{t-1}^{***}) + (1 - \beta) \delta_{t-1}^{***}. \quad (7)$$

Predyktor wyjściowy dla horyzontu prognozy $h=1,2 \dots$ oraz końcowy przyjmują postać:

$$\Pi_{a_H}^{***} = m_{t_0}^{***} + \delta_{t_0}^{***} h, \quad (8)$$

$$\Pi_{a_H} = \Pi_{a_H}^{***} + M^{(a)}(t) + D^{(a)}(t) + G^{(a)}(t). \quad (9)$$

Równania modeli Browna i Holta w postaci multiplikatywnej (m_B, m_H) otrzymuje się przez zastąpienie zmiennej $Y_{t(a)}^{***}$ zmienną $Y_{t(a)}^{***}$ z wyeliminowanymi wskaźnikami sezonowości. Równania predyktorów są następujące:

- dla modelu Browna:

$$\Pi_{m_B}^{***} = m_{t_0}^{***}, \quad (10)$$

$$\Pi_{m_B} = \Pi_{m_B}^{***} \cdot M^{(m)}(t) \cdot D^{(m)}(t) \cdot G^{(m)}(t), \quad (11)$$

- dla modelu Holta:

$$\Pi_{m_H}^{***} = m_{t_0}^{***} + \delta_{t_0}^{***} h, \quad (12)$$

$$\Pi_{m_H} = \Pi_{m_H}^{***} \cdot M^{(m)}(t) \cdot D^{(m)}(t) \cdot G^{(m)}(t). \quad (13)$$

W przypadku modeli Holta-Wintersa eliminuje się dwa rodzaje wahań – o cyklu rocznym i tygodniowym. Oznaczając odpowiednio przez $Y_{t(a)}^{**}$ i $Y_{t(m)}^{**}$ zmienne z których wyeliminowano składniki lub wskaźniki sezonowości możemy zapisać równania tych modeli i predyktorów w postaci addytywnej i multiplikatywnej.

Równania addytywnego modelu Holta-Wintersa, uwzględniające występowanie wahań o cyklu dobowym o długości m , są następujące:

$$m_t^{**} = \alpha(Y_{t(a)}^{**} - C_{t-m}^{**}) + (1 - \alpha)m_{t-1}^{**}, \quad (14)$$

$$\delta_{1t}^{**} = \beta(m_t^{**} - m_{t-1}^{**}) + (1 - \beta)\delta_{1t-1}^{**}, \quad (15)$$

$$C_t^{**} = \delta(Y_{t(a)}^{**} - m_t^{**}) + (1 - \delta)C_{t-m}^{**}. \quad (16)$$

Predyktor wyjściowy dla horyzontu prognozy $h=1,2,\dots$ wyraża się wzorem:

$$\Pi_{a_HW}^{**} = m_{t_0}^{**} + \delta_{1t_0}^{**} h + C_{t_0+1+h}^{**}. \quad (13)$$

Prognozę końcową wyznacza się na podstawie predyktora:

$$\Pi_{a_HW} = \Pi_{a_HW}^{**} + M^{(a)}(t) + D^{(a)}(t) \quad (14)$$

Natomiast równania multiplikatywnego modelu Holta-Wintersa (m_HW) przyjmują postać:

$$m_t^{**} = \frac{\alpha Y_t^{**}}{C_{t-m}^{**}} + (1 - \alpha)(m_{t-1}^{**} + \delta_{1t-1}^{**}) \quad (15)$$

$$\delta_{1t}^{**} = \beta(m_t^{**} - m_{t-1}^{**}) + (1 - \beta)\delta_{1t-1}^{**} \quad (16)$$

$$C_t^{**} = \frac{\delta Y_{t(m)}^{**}}{m_t^{**}} + (1 - \delta) C_{t-m}^{**} \quad (17)$$

Predykatory: wyjściowy oraz końcowy przyjmują postać:

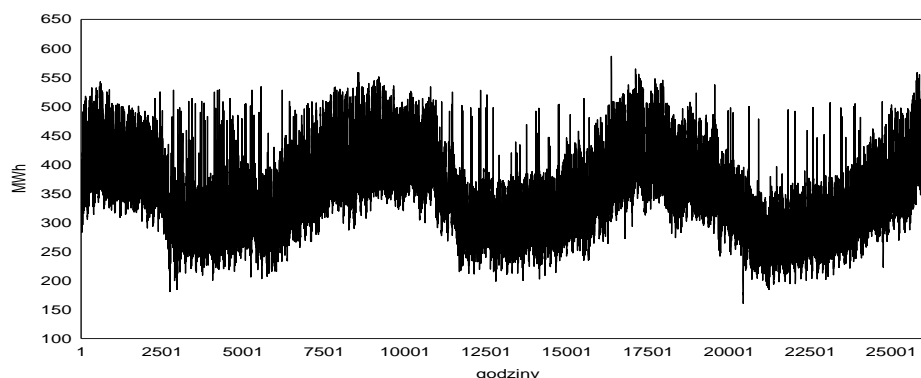
$$\Pi_{m_HW}^{**} = (m_{t_0}^{**} + \delta_{1t_0}^{**} h) C_{t_0-m+h}^{**} \quad (18)$$

$$\Pi_{m_H} = \Pi_{m_HW}^{**} \cdot M^{(m)}(t) \cdot D^{(m)}(t) \quad (19)$$

CHARAKTERYSTYKA ZMIENNEJ PROGNOZOWANEJ

Egzemplifikacją rozważań teoretycznych będzie przykład empiryczny dotyczący modelowania i prognozowania zapotrzebowania na moc energetyczną w aglomeracji A. Do tego celu zostaną wykorzystane godzinne szeregi czasowe oczyszczone z dwóch lub trzech rodzajów wahań sezonowości. Na Rysunku 1 przedstawione zostało kształtowanie się zmiennej prognozowanej za okres trzech lat, przy czym rok trzeci będzie okresem empirycznej weryfikacji prognoz.

Rysunek 1. Kształtowanie się zapotrzebowania na moc energetyczną (w MWh)



Źródło: Bank Danych Katedry

Na podstawie danych za okres dwuletni zostały oszacowane wskaźniki i składniki sezonowe o cyklach rocznym, tygodniowym i dobowym.

W Tabeli 1 zestawione zostały oceny wskaźników i składników sezonowości dla wahań o różnej długości. Oceny składników sezonowości przyjęły ujemne wartości w podokresach, w których oceny wskaźników sezonowości były wyraźnie niższe od jedności. Po podzieleniu składników przez ogólną średnią, wielkości zapotrzebowania na moc i dodaniu liczby 1 otrzymano względne odchylenia od trendu, czyli wskaźniki sezonowości obliczone w sposób pośredni.

Tabela 1. Oceny wskaźników i składników sezonowych dla godzin, miesięcy i dni tygodnia

Godz.	wsk.	skł.	Miesiące	wsk.	skł.	Dni	wsk.	skł.
h1	0,883	-43,991	Styczeń	1,215	77,903	PN	1,014	5,198
h2	0,838	-60,189	Luty	1,070	26,850	WT	1,025	8,984
h3	0,816	-67,958	Marzec	1,158	57,230	ŚR	1,031	11,223
h4	0,812	-69,469	Kwiecień	0,957	-16,007	CZW	1,034	12,278
h5	0,810	-69,397	Maj	0,841	-57,322	PT	1,038	13,647
h6	0,833	-59,938	Czerwiec	0,834	-61,972	SOB	0,972	-10,405
h7	0,913	-30,089	Lipiec	0,909	-32,914	NIEDZ	0,887	-40,924
h8	1,004	3,058	Sierpień	0,879	-43,824	-	-	-
h9	1,059	21,799	Wrzesień	0,889	-41,665	-	-	-
h10	1,081	29,272	Październik	1,004	1,430	-	-	-
h11	1,085	30,166	Listopad	1,089	33,445	-	-	-
h12	1,094	33,455	Grudzień	1,154	55,797	-	-	-
h13	1,090	32,657	-	-	-	-	-	-
h14	1,084	30,447	-	-	-	-	-	-
h15	1,061	22,114	-	-	-	-	-	-
h16	1,044	16,094	-	-	-	-	-	-
h17	1,058	22,450	-	-	-	-	-	-
h18	1,074	28,997	-	-	-	-	-	-
h19	1,083	32,693	-	-	-	-	-	-

Godz.	wsk.	skł.	Miesiące	wsk.	skł.	Dni	wsk.	skł.
h20	1,097	37,249	-	-	-	-	-	-
h21	1,101	37,434	-	-	-	-	-	-
h22	1,087	30,431	-	-	-	-	-	-
h23	1,042	12,870	-	-	-	-	-	-
h24	0,950	-20,157	-	-	-	-	-	-

Źródło: opracowanie własne

W przypadku wahań o cyklu 12-miesięcznym (rocznym) dodatnie oceny składników sezonowości oraz oceny wskaźników większe od jedności otrzymano dla miesięcy z I i IV kwartału. Maksimum sezonowe przypada na styczeń z oceną składnika wynoszącą 77,9 MWh i wskaźnika 1,215. Następnymi miesiącami w kolejności są marzec i grudzień. Miesiącami o minimalnym zapotrzebowaniu na moc są: czerwiec i maj z ocenami wskaźników wynoszącymi odpowiednio: 0,841 i 834. Rozstęp wskaźników sezonowości wynosi 38,1 punktów procentowych (p. p.) i 139,88 MWh.

Kształtowanie się ocen wskaźników sezonowości o cyklu rocznym przedstawione zostało w sposób graficzny na Rysunku 2.

Rysunek 2. Oceny wskaźników i składników sezonowości cyklu rocznym

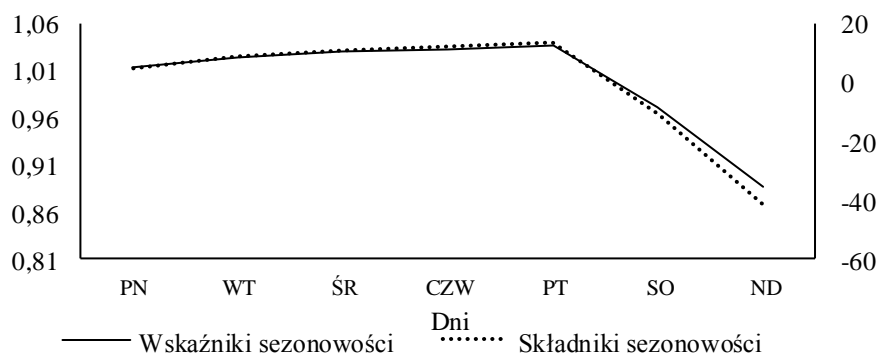


Źródło: opracowanie własne

Z informacji zawartych w dwóch ostatnich kolumnach Tabeli 1 wynika, że dodatnie oceny składników sezonowości wyznaczone dla cyklu tygodniowego otrzymano dla dni roboczych tzn. od poniedziałku do piątku. Maksimum sezonowym, wynoszącym 13,65 MWh, charakteryzuje się piątek. Widoczna jest rosnąca tendencja ich dodatnich ocen w kolejnych dniach. Zdecydowanie najniższą ocenę składnika sezonowości, wynoszącą -40,92 MWh, otrzymano dla niedzieli. Ocena wskaźnika wynosząca 0,887 informuje, że zapotrzebowanie w tym dniu było przeciętnie o 11,3 p. p. niższe od trendu.

Rozstęp wskaźników sezonowości wynosił 14,9 p. p. i był o ponad 23 p. p. niższy niż dla cyklu rocznego. Na Rysunku 3 przedstawiono kształtowanie się wskaźników dla dni tygodnia.

Rysunek 3. Oceny wskaźników i składników sezonowości o cyklu tygodniowym

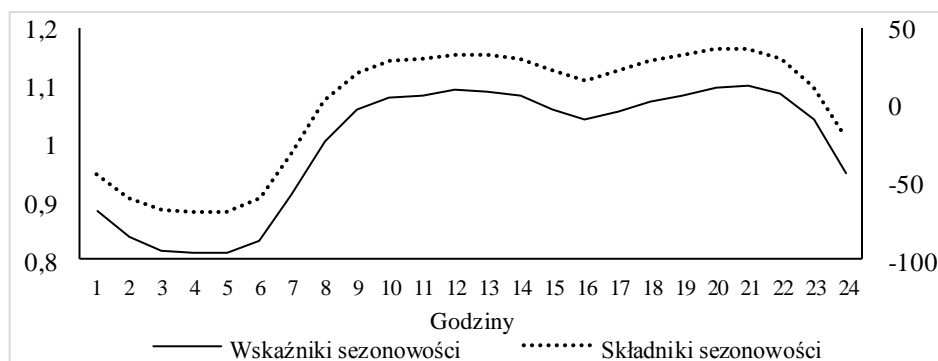


Źródło: opracowanie własne

Z kształtowania się ocen składników sezonowości dla cyklu 24 godzinnego wynika, że oceny ujemne otrzymano dla godzin od 24 do 7 rano. Minimum sezonowe przypada na godz. 4 oraz 5 i wynosi odpowiednio: -69,97 oraz -69,40 MWh. Natomiast oceny wskaźników sezonowości przyjęły wartości: 0,812 i 0,810. Oznacza to, że popyt w tych godzinach jest o blisko 19 p. p. niższy od trendu. Oceny wskaźników niższe o ok. 2-3 p. p. otrzymano dla godzin: 2, 3 oraz 6.

Na Rysunku 4 przedstawiono w sposób graficzny kształtowanie się ocen wskaźników o cyklu 24 godzinnym. W okresie zwiększonego zapotrzebowania na moc energetyczną, tj. w godzinach od 8 do 23, widoczne są dwa cykle związane odpowiednio: ze szczytem ranno-przedpołudniowym oraz popołudniowo-wieczornym.

Rysunek 4. Oceny składników i wskaźników sezonowości o cyklu 24 godzinnym



Źródło: opracowanie własne

Maksymalne odchylenie sezonowe w pierwszym przypadku, wynoszące 33,46 MWh, przypada na godzinę 12), przy czym dla godziny 10 i 11 oraz 13-14 jest ono niższe nie więcej niż 4,09 MWh. Szczyt zapotrzebowania na moc

w drugim przypadku przypada na godzinę 20 i 21. Oceny składników sezonowości wynoszą odpowiednio: 37,25 i 37,43 MWh. powyżej trendu. Rozstęp ocen wskaźników sezonowości wynosi 29,1 p. p. i jest blisko dwukrotnie wyższy niż dla cyklu tygodniowego i ok. 9 p. p. niższy niż dla cyklu rocznego.

WYNIKI MODELOWANIA I PROGNOZOWANIA

W modelowaniu i prognozowaniu adaptacyjnym zapotrzebowania na moc energetyczną w aglomeracji A zostały wykorzystane godzinne szeregi czasowe oczyszczone z dwóch lub trzech rodzajów wahań sezonowości. Do budowy prognoz na podstawie modelu Holta-Wintersa o postaci addytywnej i multiplikatywnej wykorzystane zostały szeregi czasowe oczyszczone z wahań o cyklu rocznym i tygodniowym (Y_t^{**}). Natomiast prognozy na podstawie prostych modeli Browna i modeli Holta były budowane dla zmiennej, z której zostały wyeliminowane także wahania o cyklu 24-godzinnym (Y_t^{***}).

W Tabeli 2 zostały zestawione modele Browna, Holta i Holta-Wintersa o postaci addytywnej i multiplikatywnej o „optymalnych” wartościach stałych wygładzania. Modele te charakteryzowały się bądź minimalnymi ocenami przeciętnych błędów względnych wartości wyrównanych (WW) wyznaczonych dla przedziału czasowego próby lub błędów względnych prognoz ex post (EX) obliczonych dla okresu empirycznej weryfikacji prognoz obejmującego trzeci rok tj. dla horyzontu $h=8760$ okresów godzinnych. Niższe z ocen danego rodzaju błędów wyróżnione zostały „tłustym” drukiem.

Tabela 2. Minimalne oceny przeciętnych względnych błędów wartości wyrównanych i prognoz ex post

Model	Wartości wyrównane					Prognozy ekstrapolacyjne(ex post)				
	stałe wygładzania			MAPE(%)		stałe wygładzania			MAPE(%)	
	α	β	γ	WW	EX	α	β	γ	WW	EX
Modele addytywne										
Brown (a_B)	0,97	-	-	4,007	7,808	0,75	-	-	4,132	7,531
Holt (a_H)	0,15	0,01	-	5,545	84,750	0,11	0,09	-	5,993	8,694
Holt-Winters (a_HW)	0,15	0,01	0,14	4,453	83,436	0,08	0,01	0,07	4,820	8,047
Kl. szer. czas. (a_Kl)	-	-	-	9,18*	-	-	-	-	-	8,192
Modele multiplikatywne										
Brown (m_B)	0,97	-	-	3,983	7,646	0,66	-	-	4,191	7,254
Holt (m_H)	0,15	0,02	-	5,303	87,289	0,15	0,01	-	5,313	8,071
Holt-Winters (m_HW)	0,15	0,01	0,14	4,288	94,870	0,11	0,01	0,01	5,927	7,068
Kl. szer. czas. (m_Kl)	-	-	-	9,12*	-	-	-	-	-	7,857

* współczynnik zmienności losowej

Źródło: opracowanie własne

Tabela zawiera ponadto, zamieszczone w celach porównawczych, oceny współczynników zmienności losowej oraz błędy prognoz *ex post*, otrzymane dla modeli klasycznych: z liniowym trendem i stałymi składnikami sezonowymi o cyklu rocznym i tygodniowym i dobowym (a_Kl) oraz z trendem wykładniczym o stałej stopie wzrostu i relatywnie stałych wahaniach sezonowych (m_Kl).

Z informacji zawartych w tabeli wynika, że modele tego samego rodzaju charakteryzujące się minimalnymi oceanami błędów wartości wyrównanych (WW) lub prognoz *ex post* (EX), różnią się stałymi wygładzania.

Minimalną ocenę błędów wartości wyrównanych (WW), wynoszącą 3,983%, otrzymano dla predyktora opartego na multiplikatywnej postaci modelu Browna (m_B) dla stałej wygładzania wynoszącej $\alpha=0,97$. Dla modeli w postaci addytywnej najniższą ocenę błędu otrzymano także dla modelu Browna (a_B) i tej samej wartości stałej wygładzania – była ona wyższa tylko o 0,024 p. p. Najwyższą oceną, wynoszącą 5,545% charakteryzował się addytywny model Holta (a_H) o stałych wyrównywania $\alpha=0,15$; $\beta=0,01$. W przypadku wartości wyrównanych zwracają uwagę bardzo wysokie wartości przeciętnych błędów prognoz *ex post* otrzymanych dla obu postaci modelu Holta i Holta-Wintersa. Przeciętnym błędem względnym wartości wyrównanych kształtującym się w granicach od 4,228% (m_HW) do 5,545% (a_H) odpowiadają kilkunastokrotnie wyższe oceny błędów prognoz *ex post* wyznaczonych na ich podstawie. Przyjęły one wartości z przedziału 83,436% (a_HW) – 94,780% (m_HW).

Z informacji zamieszczonych w tabeli wynika także, że najniższą ocenę błędu prognoz ekstrapolacyjnych (EX), wynoszącą 7,068%, otrzymano, dla predyktora opartego na multiplikatywnej postaci modelu Holta-Wintersa (m_HW) dla stałych wygładzania: $\alpha=0,15$; $\beta=0,01$; $\gamma=0,14$. Drugim w kolejności, z błędem 7,254%, był predyktor oparty na multiplikatywnym modelu Browna (m_B) ze stałą wygładzania $\alpha=0,66$. Spośród modeli addytywnych najniższą ocenę błędu prognoz *ex post* otrzymano dla modelu Browna (a_B) dla $\alpha=0,75$.

W przypadku prognoz ekstrapolacyjnych oceny przeciętnych błędów względnych dla wartości wyrównanych wyznaczonych na podstawie tych samych modeli co poprzednio, ale dla innych wartości stałych wygładzania, przyjęły wartości tylko nieznacznie wyższe od minimalnych. Najwyższą różnicą, wynoszącą 1,639 p. p., charakteryzował się model m_HW, legitymujący się jednocześnie najniższą oceną błędu prognoz ekstrapolacyjnych (7,068%). Dla pozostałych modeli różnice te nie przekraczały 0,45 p. p.

Modele Holta w postaci multiplikatywnej, dla których otrzymano minimalne oceny błędów wartości wyrównanych i błędów prognoz *ex post* charakteryzują się tą samą wartością pierwszej stałej wygładzania $\alpha=0,15$. Natomiast wartości drugiej stałej wygładzania β wynoszą odpowiednio: 0,02 oraz 0,01. Ponieważ oceny błędów wartości wyrównanych są niemal identyczne, należałoby oczekiwać także zbliżonych ocen błędów prognoz ekstrapolacyjnych. Oceny tych błędów różnią się jednak blisko jedenastokrotnie i kształtują się odpowiednio na poziomie: 87,289% oraz 8,071%. Tak więc nawet niewielkie różnice stałych wygładzania mogą bardzo

silnie wpływać na dokładność prognoz. Dla pozostałych modeli, w tym także modeli Browna, różnice te nie przekraczają 0,404 p. p.

Otrzymanie dla prognoz ekstrapolacyjnych zdecydowanie bardziej stabilnych ocen obu rodzajów błędów oznacza, że kryterium wyboru modelu dla celów prognozowania nie mogą być minimalne oceny błędów wartości wyrównanych, lecz błędy prognoz *ex post*.

Jak wspomniano na początku tej części tabela zawiera także oceny współczynników zmienności losowej i błędów prognoz *ex post* dla predyktorów klasycznych w postaci: addytywnej (a_{KL}) i multiplikatywnej (m_{KL}). Spośród tych predyktorów nieznacznie niższą oceną współczynnika zmienności losowej, o 0,055 p. p., charakteryzuje się model multiplikatywny. Podobna relacja ocen ma miejsce w przypadku błędów prognoz *ex post* – tu różnica ocen wynosi 0,325 p. p.

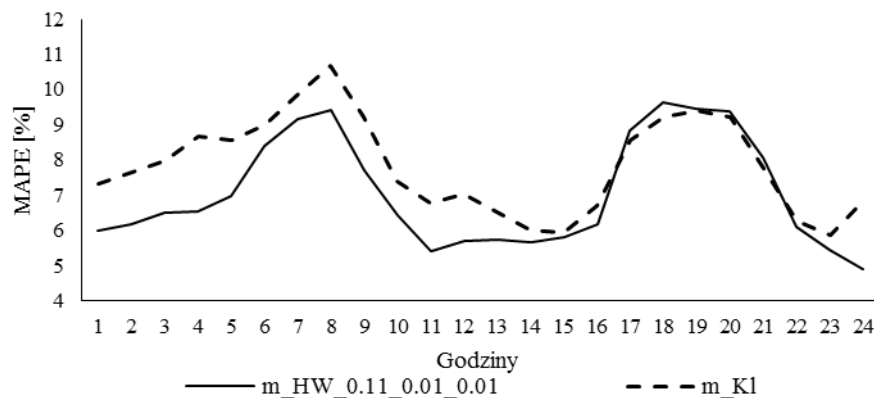
Oceny współczynników zmienności losowej otrzymane dla obu modeli są o ok. 3,2-5,2 p. p. wyższe od ocen błędów wartości wyrównanych. W przypadku prognoz *ex post* dla trzech modeli adaptacyjnych: m_H , m_B oraz a_B oraz otrzymano oceny niższe niż dla lepszego z modeli klasycznych (m_{KL}).

Najlepszy z predyktorów adaptacyjnych (m_{HW}) charakteryzuje się oceną błędu niższą o ponad 10% niż predyktor klasyczny. Przemawia to za wykorzystaniem modeli adaptacyjnych dla danych oczyszczonych w prognozowaniu zmiennych o wysokiej częstotliwości obserwowania.

Obecnie zostaną przedstawione w formie graficznej (Rysunki 6-8) wyniki dekompozycji błędów prognoz *ex post* odpowiednio według: godzin, miesięcy, dni otrzymane dla predyktora opartego na modelu multiplikatywnym Holta-Wintersa (m_{HW}) dla stałych wygładzania: $\alpha=0,11$; $\beta=0,01$; $\gamma=0,01$ tj. modelu o najniższej przeciętnej ocenie błędu tego rodzaju prognoz. W celach porównawczych rysunki zawierają także oceny tych błędów otrzymane dla najlepszego predyktora klasycznego (m_{KL}).

Kształtowanie się błędów prognoz dla okresów godzinnych zawiera Rysunek 5. Z rysunku wynika, że jedynie w godzinach od 17 do 21 nieznacznie niższymi ocenami błędów charakteryzował się model klasyczny – różnice te nie przekraczały 0,40 p. p.

Rysunek 5. Przeciętne względne błędy prognoz ex post otrzymanych na podstawie najlepszych modeli według godzin

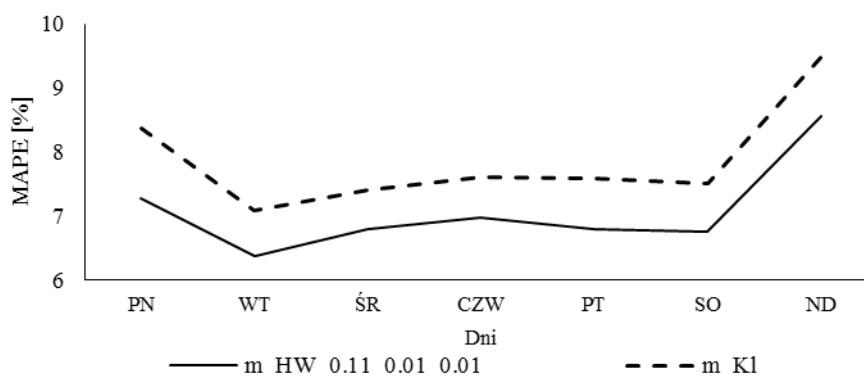


Źródło: opracowanie własne

Najwyższą różnicę dokładności prognoz wyznaczonych na podstawie predyktora adaptacyjnego, wynoszącą 2,11 p. p., otrzymano dla godziny 4 a następnie dla godziny 24 (1,94) p. p. Ponadto w sześciu przypadkach różnice te kształtowały się w granicach 1,3 – 1,6 p. p.

Dla wszystkich dni tygodnia bardziej efektywny okazał się predyktor oparty na modelu Holta-Wintersa (Rysunek 6). Oceny błędów otrzymane dla predyktora klasycznego były wyższe od 0,61 p. p dla środy do 1,11 p. p dla poniedziałku.

Rysunek 6. Przeciętne względne błędy prognoz ex post otrzymanych na podstawie najlepszych modeli według dni tygodnia

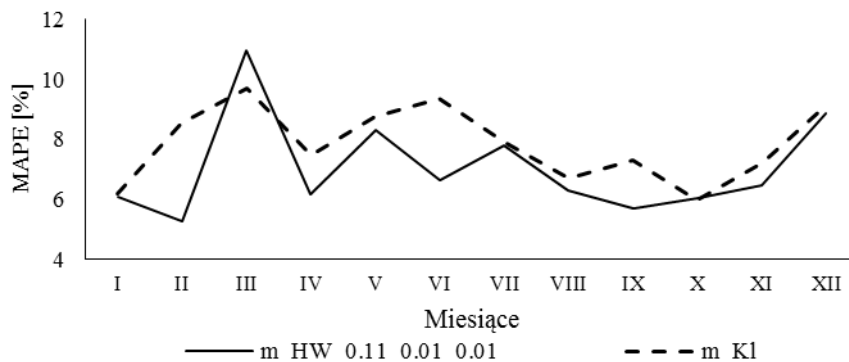


Źródło: opracowanie własne

W przypadku miesięcy nieznacznie niższe oceny błędów prognoz dla predyktora klasycznego otrzymano dla marca i października (Rysunek 7). Wynosiły one odpowiednio: 1,28 oraz 0,08 p. p. W pozostałych miesiącach

bardziej efektywny był predyktor adaptacyjny. Najwyższe różnice wynoszące: 3,28; 2,72 oraz 1,62 p. p. otrzymano dla: lutego, czerwca i września.

Rysunek 7. Przeciętne względne błędy prognoz ex post otrzymanych na podstawie najlepszych modeli według miesięcy



Źródło: opracowanie własne

PODSUMOWANIE

1. Podstawą wyboru modelu dla celów prognozowania nie mogą być błędy wartości wyrównanych, ponieważ minimalnym ich ocenom odpowiadają bardzo duże błędy prognoz ekstrapolacyjnych.
2. Kryterium wyboru powinny być oceny błędów prognoz ekstrapolacyjnych. Minimalnym oceną błędów tego rodzaju prognoz odpowiadają nieznacznie wyższe oceny błędów wartości wyrównanych.
3. Wykorzystanie modeli adaptacyjnych dla danych oczyszczonych pozwoliło na uzyskanie błędów prognoz o ok. 10% niższych niż dla modeli klasycznych szeregu czasowego.

BIBLIOGRAFIA

- Brown R. G. (1956) Exponential Smoothing for Predicting Demand, Cambridge, Massachusetts.
- Dittmann P. (2006) Prognozowanie w przedsiębiorstwie. Metody i ich zastosowanie, Wolters Kluwer Polska, Kraków.
- Holt C. C. (1957) Forecasting Trends and Season als by Exponentially Weighted Averages, Carnegie Institute of Technology, Pittsburgh.
- Kufel T. (2010) Ekonometryczna analiza cykliczności procesów gospodarczych o wysokiej częstotliwości obserwowania, Wydawnictwo Naukowe Uniwersytetu Mikołaja Kopernika, Toruń.
- Pawłowski Z. (1973) Prognozowanie ekonometryczne, PWN, Warszawa.

- Szmuksta-Zawadzka M., Zawadzki J. (2011) Zastosowanie modelowania ekonometrycznego w prognozowaniu brakujących danych w szeregach o wysokiej częstotliwości, *Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu*, Ekonometria 34, Wrocław.
- Winters P. R. (April 1960) Forecasting Sales by Exponentially Weighted Moving Averages. *Management Science* No 6 (3).
- Zeliaś A., Pawełek B., Wanat S. (2003) *Prognozowanie ekonomiczne. Teoria, przykłady, zadania*, PWN, Warszawa.

**APPLICATION OF SEASONALLY ADJUSTED
HIGH FREQUENCY DATA
TO FORECASTING VARIABLES WITH COMPLEX SEASONALITY**

Abstract: In the article will be presented procedure to modeling and forecasting of the high frequency variable, based on series, from which was eliminated two or three types of seasonality. Forecasts will be built on the basis of exponential smoothing models. The theoretical considerations will be illustrated with empirical example about demand for electricity in hour periods in the agglomeration A.

Keywords: forecasting, high frequency data, complex seasonality, exponential smoothing models

OCENA DOBROSTANU W KRAJACH OECD Z WYKORZYSTANIEM DATA ENVELOPMENT ANALYSIS

Andrzej Szuwarzyński

Wydział Zarządzania i Ekonomii, Politechnika Gdańska
e-mail: Andrzej.Szuwarzynski@zie.pg.gda.pl

Streszczenie: Dobrostan (*well-being*) jest pojęciem wieloaspektowym obejmującym czynniki wpływające na satysfakcję z życia. Celem artykułu jest ocena dobrostanu społeczeństw krajów OECD w 2013 roku, na podstawie danych z bazy OECD Regional Well-Being. Uwzględniono 9 obszarów: dochody gospodarstw domowych, miejsce pracy, warunki zamieszkania, poziom wykształcenia, zdrowie, środowisko, bezpieczeństwo, zaangażowanie obywatelskie i dostęp do usług. Wykorzystano metodę DEA. Przedstawiono zależność efektywności od poziomu bogactwa krajów. Uzyskane wyniki umożliwiają ocenę zróżnicowania przestrzennego dobrostanu w krajach OECD oraz wskazanie jego przyczyn.

Słowa kluczowe: dobrostan, efektywność, model DEA-SBM, koncepcja helmsman'a, analiza wrażliwości

WPROWADZENIE

Produkt krajowy brutto (PKB) jest najlepiej znanym wskaźnikiem aktywności makroekonomicznej, wykorzystywanym przez decydentów na całym świecie. Jednakże od pewnego czasu dostrzega się konieczność tworzenia nowych wskaźników obejmujących swoim zakresem szerszy kontekst uwarunkowań społecznych i ekologicznych pozwalających lepiej oceniać i kształtować politykę ekonomiczno-społeczną [Komisja Europejska 2009]. Jest wiele przykładów innego spojrzenia na ocenę stopnia rozwoju państw, np. Human Development Index określający stopień rozwoju, uwzględniający poza PKB problematykę zdrowia i edukacji [UNDP 2014]. W roku 2009 z inicjatywy Komisji Europejskiej powstał raport [Stiglitz i in. 2009], w którym stwierdza się, że w ocenie rozwoju społecznego nie należy skupiać się jedynie na pomiarze osiągnięć gospodarczych, a należy zwrócić większą uwagę na pomiar dobrostanu (*well-being*) społeczeństw. Są

również inne inicjatywy, takie jak „GDP and beyond” [Komisja Europejska 2009] i „Global project on measuring the progress of societies”, dotyczące pomiaru rozwoju społeczeństw [OECD 2011], które określają kierunki stosowania nowych metod w tym zakresie.

Celem artykułu jest ocena dobrostanu społeczeństw krajów OECD w roku 2013, na podstawie danych z bazy OECD Regional Well-Being, w oparciu o model DEA-SBM, pozwalający na łączne uwzględnienie wszystkich czynników kształtujących dobrostan oraz wskazanie przyczyn zróżnicowania.

BADANIA ILOŚCIOWE DOBROSTANU

Zdefiniowanie pojęcia dobrostanu jest trudne, ponieważ wymaga oceny wielu aspektów ludzkiego życia. Chociaż nie ma jednej definicji dobrostanu przyjmuje się, że jest to spełnienie różnych potrzeb ludzkich, z których wiele jest niezbędne dla życia (np. stan zdrowia), a także możliwości realizowania własnych celów, aby rozwijać się i czuć satysfakcję ze swojego życia. Ponieważ dobrostan jest zjawiskiem złożonym jego ocena wymaga kompleksowego podejścia uwzględniającego wiele elementów składowych, które umożliwiają pomiar i ocenę czynników kształtujących życie ludzi [OECD 2011].

Tradycyjne podejście stosowane przez ekonomistów do mierzenia ludzkiego dobrostanu skupia się na zasobach, które poszczególne osoby mają do dyspozycji, takich jak dochody pieniężne, aktywa lub konsumowane towary i usługi. Zasoby są oczywiście ważne dla dobrostanu człowieka, jednakże są one również wyraźnie niewystarczające dla przeprowadzenia oceny. Stwierdza się, że wskaźniki, które wychodzą poza miary dochodu, majątku i konsumpcji, włączając aspekty niepieniężne jakości życia odgrywają ważną rolę. Różnorodność tych czynników i brak oczywistych miar służących porównaniu rozwoju w różnych wymiarach, stanowi poważny problem metodologiczny. Jednym ze sposobów radzenia sobie ze złożonością pomiaru dobrostanu są indeksy złożone [Stiglitz i in. 2009].

Jest wiele inicjatyw mających na celu pomiar dobrostanu czy jakości życia społeczeństw. Jedną z nich jest OECD Regional Well-Being, interaktywna strona internetowa utworzona przez OECD, pozwalająca na ocenę dobrostanu każdego z 362 regionów (na poziomie jednostek administracyjnych krajów – dla Polski województw) [OECD 2013]. Określono 9 obszarów opisanych 11 zmiennymi. Zgodnie z przyjętą metodyką, wartości zmiennych są normalizowane do przedziału [0-10], co pozwala na porównanie regionów w obrębie poszczególnych charakterystyk. Nie wylicza się złożonego wskaźnika uwzględniającego łączny wpływ wszystkich obszarów [OECD 2014]. Inny projekt OECD, to Better Life Index obejmujący dane na poziomie krajów. Wykorzystano tam 24 zmienne pogrupowane w 11 obszarów. Również w tym przypadku nie został wyliczony jeden wskaźnik uwzględniający łączny wpływ wszystkich czynników. Ciekawym sposobem wykorzystania danych tego projektu jest publikacja [Mizobuchi 2014], w której dokonano próby sformułowania modelu DEA, pozwalającego na

stworzenie syntetycznego wskaźnika dobrostanu i ustalenie w oparciu o niego rankingu krajów.

WYKORZYSTANE MODELE DATA ENVELOPMENT ANALYSIS

DEA to nieparametryczna metoda umożliwiająca pomiar względnej efektywności jednorodnej grupy obiektów, nazywanych Decision Making Units (DMU). Pomiar bazuje na określaniu relacji między wieloma nakładami i wieloma rezultatami funkcjonowania danego obiektu, w kontekście postawionego celu [Cooper i in. 2007]. Pomiar efektywności polega na wyznaczaniu obiektów wzorcowych i przyrównywaniu do nich pozostałych obiektów, wykorzystując wektor nakładów $\mathbf{x}_j = [x_{1j}, \dots, x_{mj}]$ i wektor rezultatów $\mathbf{y}_j = [y_{1j}, \dots, y_{sj}]$, dla $j = 1, \dots, n$. Wzrost rezultatu, z punktu widzenia celu funkcjonowania DMU, ma być oceniany pozytywnie, natomiast wzrost nakładu, przy zachowaniu stałości rezultatów, ma być oceniany negatywnie.

Z wielu modeli liniowych, używanych w ramach metodologii DEA, wykorzystano tzw. model SBM (*Slack Based Measure*) zorientowany na rezultaty, przy założeniu zmiennych efektów skali. Jego postać dla $DMU_o = (\mathbf{x}_o, \mathbf{y}_o)$ przedstawia się następująco [Tone 2011]:

$$\frac{1}{\rho_o^*} = \max_{\lambda, s^-, s^+} 1 + \frac{1}{s} \sum_{r=1}^s \frac{s_r^+}{y_{ro}} \quad (1)$$

z warunkami:

$$\begin{aligned} x_{io} &= \sum_{j=1}^n x_{ij} \lambda_j + s_i^- \quad (i = 1, \dots, m) \\ y_{ro} &= \sum_{j=1}^n y_{rj} \lambda_j - s_r^+ \quad (r = 1, \dots, s) \\ \lambda_j &\geq 0 (\forall j) \quad s_i^- \geq 0 (\forall i) \quad s_r^+ \geq 0 (\forall r) \\ \sum_{j=1}^n \lambda_j &= 1 \end{aligned} \quad (2)$$

gdzie:

s_i^- – nadwyżki nakładów dla $i = 1, \dots, m$;

s_r^+ – niedobory rezultatów dla $r = 1, \dots, s$;

λ_j – tzw. współczynniki intensywności dla $j = 1, \dots, n$.

W praktyce powyższy program liniowy rozwiązuje się dla $o = 1, \dots, n$, uzyskując m.in. wartości unormowanej miary efektywności ρ_o^* dla wszystkich badanych jednostek. DMU_o jest uznawana za efektywną, gdy miara ta jest równa jedności oraz wartości optymalne wszystkich niedoborów rezultatów są zerowe.

Aby uszeregować jednostki efektywne, można użyć tzw. modelu Super-SBM, konsekwentnie w orientacji na rezultaty, przy zmiennym efekcie skali. Dla efektywnej jednostki DMU_o jej miara super-efektywności δ_o^* jest wyliczana z programu liniowego postaci [Tone 2011]:

$$\delta_o^* = \min_{\bar{\mathbf{x}}, \bar{\mathbf{y}}, \boldsymbol{\lambda}} \frac{1}{(1/s) \sum_{r=1}^s (\bar{y}_r / y_{ro})} \quad (3)$$

z warunkami:

$$\begin{aligned} \bar{x}_i &\geq \sum_{j=1, j \neq o}^n x_{ij} \lambda_j \quad (i = 1, \dots, m) \\ \bar{y}_r &\leq \sum_{j=1, j \neq o}^n y_{rj} \lambda_j \quad (r = 1, \dots, s) \\ \bar{\mathbf{x}} &\geq \mathbf{x}_o \quad \bar{\mathbf{y}} \leq \mathbf{y}_o \quad \bar{\mathbf{y}} \geq \mathbf{0} \quad \boldsymbol{\lambda} \geq \mathbf{0} \\ \sum_{j=1}^n \lambda_j &= 1 \end{aligned} \quad (4)$$

Wartości tej miary są większe bądź równe jedności dla jednostek, które w modelu SBM są efektywne. Wraz z jej wzrostem rośnie super-efektywność danej jednostki efektywnej.

ZDEFINIOWANIE NAKŁADÓW I REZULTATÓW

W badaniu wykorzystano dane z roku 2013 pochodzące z bazy danych Regional Well-Being OECD [OECD 2013]. W proponowanym modelu uwzględniono zmienne charakteryzujące 9 obszarów, które są traktowane jako rezultaty. Część zmiennych ma charakter tzw. niepożądanych rezultatów (czyli ich większe wartości nie są pozytywnie oceniane z punktu widzenia celu badania), do których zalicza się stopa bezrobocia, stopa zgonów, zanieczyszczenie powietrza i liczba zabójstw. Struktura obszarów i zmiennych cząstkowych do nich przypisanych jest następująca:

- W1 – Dochód: dochód rozporządzalny gospodarstw domowych per capita.
- W2 – Praca: stopa zatrudnienia i stopa bezrobocia.
- W3 – Warunki zamieszkania: liczba pokoi na osobę.
- W4 – Zdrowie: oczekiwana długość życia w chwili urodzenia i stopa zgonów korygowana na wiek populacji (na 1 000 mieszkańców).
- W5 – Edukacja: udział siły roboczej, z co najmniej średnim wykształceniem.
- W6 – Środowisko: narażenie na zanieczyszczenie powietrza pyłami PM 2,5.
- W7 – Bezpieczeństwo: liczba zabójstw (na 100 000 mieszkańców).
- W8 – Zaangażowanie obywatelskie: frekwencja wyborcza.

- W9 – Dostęp do usług: udział gospodarstw domowych mających dostęp do szerokopasmowego Internetu.

Wszystkie zmienne cząstkowe zostały znormalizowane metodą min-max, zgodnie z poniższymi zależnościami (odpowiednio dla rezultatów pożądanых i niepożądanych). Taki sposób normalizacji pozwala rozwiązać problem niepożądanych wyjść [Mohamad, Said 2011, Mizobuchi 2014].

$$W_{i_norm} = \frac{9(W_i - W_{\min})}{W_{\max} - W_{\min}} + 1 \quad W_{i_norm} = \frac{9(W_{\max} - W_i)}{W_{\max} - W_{\min}} + 1 \quad (5)$$

W przypadku obszarów W2 i W4, które opisane są dwoma zmiennymi cząstkowymi, po normalizacji została obliczona ich średnia arytmetyczna, która jest charakterystyką dla obszaru [Mizobuchi 2014]. Po transformacji uzyskano 9 zmiennych, których wartości mieszczą się w przedziale [1-10] (zastosowany model SBM nie dopuszcza wartości zerowych).

Ze względu na to, że wszystkie zmienne w modelu traktowane są jako rezultaty zastosowano koncepcję *helmsman'a* (władz podejmujących decyzje), którą wprowadził Koopmans, badając zagadnienia efektywności w systemach zdecentralizowanych decyzji [Koopmans 1951]. Zgodnie z tą koncepcją każdy kraj ma do dyspozycji narzędzia umożliwiające prowadzenie własnej polityki makroekonomicznej (określane jako *helmsman*) i tak steruje swoimi działaniami, aby maksymalizować swoje rezultaty [Lovell 1995]. W modelu DEA wektor nakładów ogranicza się do jednej zmiennej *dummy*, o wartości równej jedności dla każdej DMU [Despotis 2005, Lovell i in. 1995, Mizobuchi 2014]. Oznacza to, że wszystkie kraje mają jednakowe potencjalne możliwości osiągnięcia efektywności [Cherchye i in. 2009], a ocena działania badanej jednostki uwzględnia tylko rezultaty a nie sposób, w jaki są one osiągane. Ponieważ nie ma transformacji nakładów na rezultaty, określa się to raczej, jako pomiar skuteczności a nie efektywności [Cooper i in. 2009].

WYNIKI I ICH INTERPRETACJA

Wyniki uzyskane za pomocą opisanych wcześniej modeli przedstawia Tabela 1. W kolumnie „Lp.” podana jest pozycja kraju w rankingu, kolumna „Wynik” to obliczona wartość efektywności, a w kolumnie „Ref.” znajduje się liczba odwołań efektywnych krajów na listach odniesienia krajów nieefektywnych. Z 18 efektywnych krajów 8 nie znajduje się na żadnej liście referencyjnej, co określa się, jako efektywność „*by default*” [Tauer i in. 2007]. Oznacza to, że kraje te nie są najlepszymi wzorcami do naśladowania, a ich efektywność wynika z nieporównywalnego z innymi DMU zestawu wartości zmiennych uwzględnionych w modelu. Pojawianie się dużej liczby DMU efektywnych „*by default*” jest charakterystyczne dla sytuacji, gdy liczba porównywanych DMU jest relatywnie mała w stosunku do liczby zmiennych uwzględnionych w modelu [Chen, Yeh 1998, Afonso, Aubyn 2005].

Tabela 1. Wyniki uzyskane na podstawie modeli SBM i Super-SBM

Lp.	Kraj	Wynik	Ref.	Lp.	Kraj	Wynik	Ref.
1	Australia	1,0921	11	18	Belgia	1,0017	0
2	Szwajcaria	1,0541	3	19	Wielka Brytania	0,8842	
3	Kanada	1,0446	9	20	Austria	0,8674	
4	Stany Zjednoczone	1,0331	1	21	Holandia	0,8385	
5	Islandia	1,0321	1	22	Francja	0,8142	
6	Norwegia	1,0262	5	23	Irlandia	0,8105	
7	Luksemburg	1,0247	2	24	Słowacja	0,7703	
8	Szwecja	1,0177	0	25	Włochy	0,6941	
9	Dania	1,0118	0	26	Hiszpania	0,5952	
10	Korea	1,0098	0	27	Słowenia	0,5295	
11	Czechy	1,0082	2	28	Portugalia	0,5207	
12	Japonia	1,0072	1	29	Polska	0,5168	
13	Finlandia	1,0047	0	30	Grecja	0,4508	
14	Nowa Zelandia	1,0046	0	31	Chile	0,4088	
15	Izrael	1,0043	0	32	Węgry	0,3750	
16	Niemcy	1,0036	1	33	Turcja	0,2907	
17	Estonia	1,0032	0	34	Meksyk	0,1773	

Źródło: obliczenia własne

Jedną z ważniejszych kwestii przy interpretacji wyników uzyskanych za pomocą modeli DEA jest przeprowadzenie analizy wrażliwości. Najbardziej godnym uwagi aspektem analizy wrażliwości jest sprawdzenie wpływu doboru rezultatów na efektywność badanej jednostki [Moreno, Tadeipalli 2002]. Jednym z częściej stosowanych sposobów badania tego typu wrażliwości wyników jest pomijanie poszczególnych nakładów i rezultatów i sprawdzanie dla zmienionego zestawu danych statusu efektywności analizowanych DMU (przejścia z efektywności do nieefektywności) [Harper i in. 2001, Noora i in. 2013]. Tak przeprowadzona analiza wrażliwości wyników pozwala na wyodrębnienie z grupy krajów efektywnych tych, które we wszystkich 9 obszarach, mają dobre wyniki oraz wskazanie krajów, które osiągają efektywność ze względu na bardzo dobre wyniki tylko w części obszarów, co ma decydujący wpływ na wynik efektywności.

Przeprowadzono analizę wrażliwości poprzez wykonanie obliczeń dla 9 zestawów danych (8 elementowych), eliminując za każdym razem inny rezultat w kolejnych przebiegach. Na 34 badane kraje, 9 efektywnych oraz 16 nieefektywnych nie zmieniło statusu swojej efektywności. W Tabeli 2 zawarte są wyniki obliczone za pomocą modelu SBM, dla krajów, których status efektywności uległ zmianie z efektywności do nieefektywności. Sześć krajów z tej grupy jest efektywnych „by default”, trzy pozostałe znajdują się na liście odniesienia dla 1 lub 2 krajów, a więc nie są to kraje uznane za główne wzorce do naśladowania.

Tabela 2. Wyniki analizy wrażliwości dla krajów, które zmieniły status efektywności

Lp.	Kraj	Zmienne eliminowane z analizy								
		W1	W2	W3	W4	W5	W6	W7	W8	W9
1	Belgia	1	1	0,78	1	0,75	1	1	0,76	1
2	Czechy	1	1	1	1	0,52	1	1	1	1
3	Estonia	1	1	1	1	0,45	0,59	1	1	1
4	Finlandia	1	1	1	1	0,87	1	1	1	1
5	Izrael	1	1	1	0,48	0,37	1	1	1	1
6	Japonia	1	1	1	0,78	1	1	1	1	1
7	Korea	1	1	1	1	1	1	1	1	0,41
8	Nowa Zelandia	1	1	1	1	1	0,84	1	1	1
9	Stany Zjednoczone	0,88	1	1	1	1	1	1	1	1

Źródło: obliczenia własne

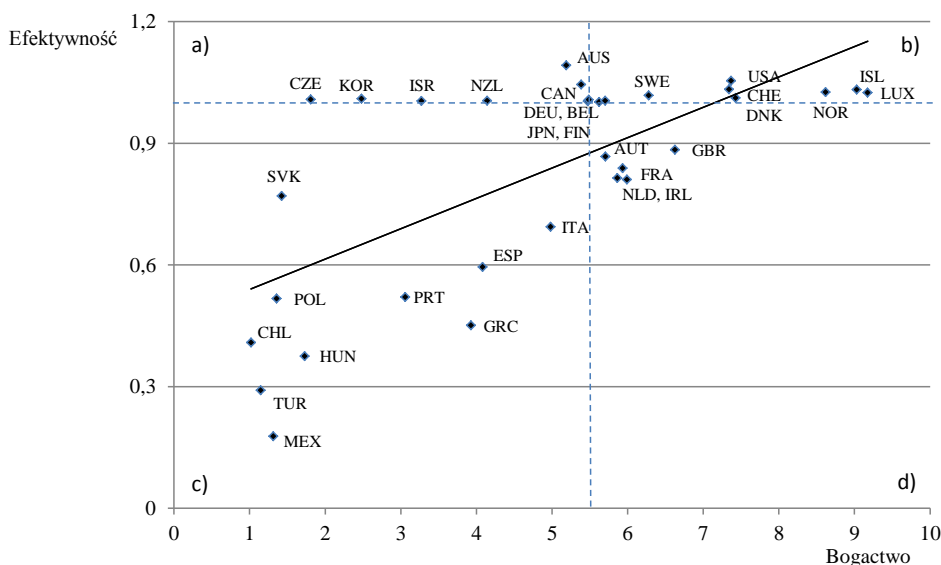
W przypadku dwóch obszarów W2 – Praca i W7 – Bezpieczeństwo, nie obserwuje się dominacji tych zmiennych w żadnym z analizowanych krajów. Charakterystyki rynku pracy (wskaźniki bezrobocia i zatrudnienia), podobnie jak bezpieczeństwo są w tych krajach są na zbliżonym poziomie. W pozostałych przypadkach eliminacja kolejnych zmiennych powoduje obniżenie wskaźnika efektywności, co wskazuje na ich decydujący wpływ na wynik efektywności. Wynika to przede wszystkim z przyjmowania przez te zmienne maksymalnych wartości spośród wszystkich krajów, większego zakresu zmienności oraz w niektórych przypadkach ze słabszych osiągnięć w pozostałych obszarach. Zmienne W1, W8 i W9 dominują wynik efektywności odpowiednio w Stanach Zjednoczonych, Belgii i Korei. Przyjmują one wartości maksymalne, np. wartość zmiennej W1 – Dochód, w Stanach Zjednoczonych jest dwukrotnie wyższa od wartości średniej z 9 analizowanych krajów. Wyeliminowanie tej zmiennej powoduje spadek efektywności tego kraju do 0,88. W przypadku Belgii zmienna W8 – Zaangażowanie obywatelskie, ma wartość około 30% większą od średniej, a dla Korei wartość zmiennej W9 – Dostęp do usług, jest około 25% większa od średniej, co powoduje spadek efektywności do 0,41. Tak duże obniżenie wartości współczynnika efektywności wskazuje, że w pozostałych obszarach Korea ma znacznie niższe osiągnięcia niż pozostałe efektywne kraje. Na szczególną uwagę zasługuje zmienna W5 – Edukacja. Dla Izraela eliminacja tej zmiennej powoduje spadek efektywności do 0,37, dla Estonii do 0,45, dla Czech do 0,52, dla Belgii do 0,75 a dla Finlandii do 0,87, co oznacza, że ma ona decydujący wpływ na wyniki efektywności dla pełnego zestawu zmiennych.

Krajem najbardziej wrażliwym jest Belgia, w której aż dla trzech zmiennych (W3, W5 i W8) obserwuje się obniżenie efektywności. Dwie zmienne mają najbardziej istotne znaczenie w przypadku Estonii (W5 i W6) i Izraela (W4 i W5). W pozostałych 6 krajach obserwuje się dominację tylko jednego obszaru.

Dokonano również próby odniesienia poziomu dobrostanu, określonego wartością miary efektywności do poziomu rozwoju krajów, mierzonego przez

całkowite bogactwo [Mizobuchi 2014], wyrażone sumą kapitału wytworzonego, kapitału naturalnego i kapitału niematerialnego (ludzkiego i instytucjonalnego) [World Bank 2011]. Bank Światowy podkreśla, że tradycyjny wskaźnik rozwoju gospodarczego, jakim jest PKB nie jest wystarczający, gdyż nie uwzględnia faktu, iż wzrost produkcji dóbr i usług nie jest zrównoważony, odbywa się bowiem kosztem uszczuplania zasobów naturalnych. Szacuje się, że zasoby naturalne w krajach rozwijających się stanowią ponad 20% ich bogactwa. Niedoceniany jest również kapitał niematerialny, który ma istotny wpływ na rozwój krajów [World Bank 2011]. Rysunek 1 przedstawia zależność poziomu dobrostanu od całkowitego bogactwa per capita, z naniesioną linią trendu liniowego oraz medianami dla bogactwa i efektywności. Z tej analizy wyłączono Estonię i Słowenię ze względu na brak danych o poziomie bogactwa.

Rysunek 1. Zależność efektywności od bogactwa



Źródło: obliczenia własne

Bezpośrednie wykorzystanie bogactwa, jako nakładu w modelu DEA wymagałoby usunięcia z próby krajów, które można uznać za obserwacje odstające, ze względu na niski poziom bogactwa i równie niski poziom dobrostanu (scharakteryzowany przez 9 obszarów). W przypadku zastosowania modelu, w którym bogactwo jest nakładem, dla całej próby 32 krajów, Chile, Meksyk i Turcja osiągnęły pełną efektywność, a Turcja nawet znajduje się na trzeciej pozycji w rankingu. Problem ten został szerzej przedstawiony w analizie efektywności technicznej systemów ochrony zdrowia w krajach OECD [Retzlaff-Roberts, Chang, Rubin 2004]. Stwierdzono tam, że kraje mające, w stosunku do innych krajów w próbie, bardzo słabe rezultaty przy jednocześnie bardzo niskich

poziomach nakładów, znajdują się na granicy efektywności, jedynie z powodu niskich wartości tych nakładów. Stąd w proponowanym w tym artykule modelu wykorzystano koncepcję helmsman'a, a w drugim etapie przedstawiono graficznie zależność między uzyskanym poziomem efektywności i poziomem bogactwa.

Obszar wykresu został podzielony na cztery części liniami odpowiadającymi medianie efektywności (1,0027) i oraz medianie bogactwa (5,4295). Bogactwo i poziom dobrostanu są dodatnio skorelowane, a współczynnik korelacji wynosi 0,68. Kraje, które znajdują się w ćwiartkach b) i d) oraz Kanada, Australia oraz Włochy mają poziom dobrostanu zbliżony do poziomu bogactwa.

Warto zwrócić uwagę na cztery wyraźnie odstające kraje z ćwiartki a): Czechy, Koreę, Izrael i Nową Zelandię, których poziom bogactwa jest wyraźnie niższy od krajów z poprzedniej grupy, a mają one wskaźnik efektywności na poziomie 100%. Są to kraje, które w analizie wrażliwości zostały wskazane, jako zdominowane przez jeden lub dwa obszary. Podobna sytuacja, ale w mniejszym stopniu jest Belgii i Japonii. W ćwiartce c) znajdują się kraje, które nie osiągnęły pełnej efektywności, a więc charakteryzują się względnie niskim poziomem dobrostanu przy jednoczesnym niskim lub bardzo niskim poziomie bogactwa.

Wyniki uzyskane z modeli SBM i Super-SBM pozwalają również na określenie kierunków zmian dla krajów nieefektywnych, czyli dokonanie projekcji na granicę dobrych praktyk. Przykład dla Polski, po przeliczeniu wskaźników znormalizowanych na wartości bezwzględne, przedstawiony jest w Tabeli 3.

Tabela 3. Projekcja dla Polski

O	Obserw.	Projekcja	O	Obserw.	Projekcja	O	Obserw.	Projekcja
W1	9 274,0	15 007,2	W4-1	76,8	79,3	W7	1,8	1,6
W2-1	56,9	69,4	W4-2	10,5	9,0	W8	48,9	61,6
W2-2	10,0	6,9	W5	92,4	92,4	W9	65,7	71,1
W3	1,0	1,8	W6	17,7	13,4			

Źródło: obliczenia własne

W kolumnach oznaczonych „O” znajdują się nazwy obszarów. Kolumny oznaczone „Obserw.”, to wartości zaobserwowane a kolumny „Projekcja” to wartości pożądane, gwarantujące pełną efektywność. W przypadku obszarów W2 i W4 każdy z nich opisany jest dwoma zmiennymi: W2-1 to stopa zatrudnienia, W2-2 to stopa bezrobocia, W4-1 to oczekiwana długość życia a W4-2 to stopa zgonów. Zmienne W2-2, W4-2, W6 i W7 to niepożądane rezultaty, a więc ich wartości bezwzględne muszą być obniżone. Jedyne obszary, które nie wymagają korekty, to W5 – udział siły roboczej, z co najmniej średnim wykształceniem.

PODSUMOWANIE

Wyniki przeprowadzonych obliczeń pozwoliły na ocenę dobrostanu w badanych krajach za pomocą jednej zagregowanej wartości, uwzględniającej

łączne oddziaływanie wszystkich obszarów i zmiennych. Zastosowanie modelu Super-SBM pozwoliło na uszeregowanie krajów w pełni efektywnych. Analiza wrażliwości wyników pozwoliła dla poszczególnych krajów na identyfikację zmiennych, które mają decydujący wpływ na wyniki efektywności. Przedstawiono zależność poziomu dobrostanu od całkowitego bogactwa per capita. Interpretacja tych wyników umożliwia wskazanie przyczyn zróżnicowania dobrostanu w badanych krajach. Istotnym elementem analizy są, przedstawione na przykładzie Polski, kierunki pożądanych zmian w poszczególnych obszarach, co jest wskazówką dla decydentów dla kształtowania polityki.

BIBLIOGRAFIA

- Afonso A., Aubyn M. S. T. (2005) Non-parametric approaches to education and health efficiency in OECD countries, *Journal of Applied Economics*. Vol. VIII, No. 2, pp. 227-246.
- Chen T., Yeh T. (1998) A study of efficiency evaluation in Taiwan's banks, *International Journal of Service Industry Management*, Vol. 9, No. 5, pp. 402-415.
- Cherchye L., Moesen W., Rogge N., Van Puyenbroeck T. (2009) Constructing a Knowledge Economy Composite Indicator with Imprecise Data, *Hub Research Paper – Economics & Management*, 2009/16, Katholieke Universiteit Leuven.
- Cooper W. W., Ruiz J. L., Sirvent I. (2009) Selecting non-zero weights to evaluate effectiveness of basketball players with DEA, *European Journal of Operational Research*, 195, pp. 563-574.
- Cooper W. W., Seiford L.M., Tone K. (2007) *Data Envelopment Analysis. A Comprehensive Text with Models, Applications, References and DEA-Solver Software*, Springer, New York.
- Despotis D. K. (2005) Measuring human development via Data Envelopment Analysis: the case of Asia and the Pacific, *Omega-International Journal of Management Science*, 33, pp. 385-390.
- Harper J., Hauck K., Street A. (2001) Analysis of costs and efficiency in general surgery specialties in the United Kingdom, *Health Economics in Prevention and Care*, 2, pp. 150-157.
- Komisja Europejska (2009) GDP and beyond. Measuring progress in changing world, Communication from the Commission to the Council and the European Parliament, COM(2009) 433 final, Brussels.
- Koopmans T. C. (1951) Analysis of production as an efficient combination of activities, [in:] T. C. Koopmans (ed.), *Activity Analysis of Production and Allocation*, Wiley, New York.
- Lovell C.A.K. (1995) Measuring the macroeconomic performance of the Taiwanese economy, *International Journal of Production Economics*, 39, pp. 165-178.
- Lovell C. A. K., Pastor J.T., Turner J. A. (1995) Measuring macroeconomic performance in the OECD: A comparison of European and non-European countries, *European Journal of Operational Research*, 87, pp. 507-518.
- Mizobuchi H. (2014) Measuring World Better Life Frontier: A Composite Indicator for OECD Better Life Index, *Social indicators Research*, 118, pp. 987-1007.

- Mohamad N. H., Said F. B. (2011) Comparing macroeconomic performance of OIC member countries, *International Journal of Economics and Management Sciences*, 1(3), pp. 90-104.
- Moreno A., Tadeipalli R. (2002) Assessing Academic Department Efficiency at a Public University, *Managerial and Decision Economics*, 23, pp. 385-397.
- Noora A. A., Sarfi E., Noroozi E. (2013) Influence of deleting some of the inputs and outputs on efficiency status of units in DEA, *Journal of Data Envelopment Analysis and Decision Science*, Vol. 2013, doi:10.5899/2013/dea-00014.
- OECD (2011) *How's Life? Measuring well-being*, OECD Publishing, <http://dx.doi.org/10.1787/9789264121164-en>
- OECD (2013) <http://www.oecdregionalwellbeing.org/> (dostęp: 2015-03-06).
- OECD (2014) *OECD Regional Well-Being: A user's guide. Using data to build better communities*, <http://www.oecdregionalwellbeing.org/assets/downloads/Regional-Well-Being-User-Guide.pdf> (dostęp: 2015-03-06).
- Retzlaff-Roberts D., Chang C. F., Rubin R. M. (2004) Technical efficiency in the use of health care resources: a comparison of OECD countries, *Health Policy* 69(1), 55-72.
- Stiglitz J. E., Sen A., Fitoussi J.P. (2009) Report by the Commission on the Measurement of Economic Performance and Social Progress, http://www.stiglitz-sen-fitoussi.fr/documents/rapport_anglais.pdf (dostęp: 2014-09-13).
- Tauer L.W., Fried H. O., Fry W. E. (2007) Measuring Efficiencies of Academic Departments within a College, *Education Economics*, 15(4), pp. 473-489.
- Tone K. (2011) Slacks-based measure of efficiency, w: Cooper W. W., Seiford L. M., Zhu J., *Handbook on Data Envelopment Analysis*, Springer, New York, pp. 195-209.
- UNDP (2014) *Human Development Report 2014. Sustaining Human Progress: Reducing Vulnerabilities and Building Resilience Empowered Lives*, New York.
- World Bank (2011) *The Changing Wealth of Nations. Measuring Sustainable Development in the New Millennium*, World Bank, Washington.

ASSESSMENT OF WELL-BEING IN OECD COUNTRIES USING DATA ENVELOPMENT ANALYSIS

Abstract: Well-being is a multi-faceted concept encompassing factors affecting satisfaction with life. The aim of this paper is to assess the well-being of the societies of OECD countries in 2013, based on data from the OECD Regional Well-Being database. Nine areas are included: household income, place of work, living conditions, education, health, environment, safety, civic engagement, access to services. DEA method is applied. The dependence of efficiency on the level of wealth of countries is presented. The results allow assessing the spatial differentiation of well-being in OECD countries and identifying its causes.

Keywords: well-being, efficiency, DEA-SBM model, helmsman, sensitivity analysis

PRZESTRZENNA METODA PRZESUNIĘĆ UDZIAŁÓW W OCENIE ZRÓŻNICOWANIA PRODUKCJI ZWIERZĘCEJ W POLSCE

Agnieszka Tłuczak
Zakład Ekonometrii i Metod Ilościowych
Uniwersytet Opolski
e-mail: atluczak@uni.opole.pl

Streszczenie: Przestrzenna metoda przesunięć udziałów stanowi alternatywę klasycznej analizy shift-share, w której nie jest uwzględnione geograficzne położenie rozważanych regionów. Wiele zachodzących zjawisk, ich rozwój czy też kierunki zmian, uzależnione są bowiem od przestrzennych interakcji zachodzących pomiędzy sąsiadującymi regionami. Model przestrzennej analizy shift-share został wprowadzony do badań przez Nazarę i Hewingsa. Model ten przedstawia przestrzennie zmodyfikowane stopy wzrostu (tempa zmian) poszczególnych wariantów zjawiska przez uwzględnienie temp wzrostu zjawiska w obszarach sąsiadujących. Celem artykułu jest analiza zmian struktury produkcji rolnej w województwach Polski w latach 2004-2014, według rodzajów produktów rolnych z zastosowaniem przestrzennej dynamicznej metody przesunięć udziałów. W opracowaniu dokonano oceny tempa wzrostu wielkości zjawiska. Ponadto, zidentyfikowano i oszacowano udział czynników strukturalnych, sektorowych oraz regionalnych (lokalnych, przestrzennych) w wielkości efektu globalnego (produkcji rolnej w Polsce ogółem) w przekroju województw. Dodatkowo włączono do badania aspekty przestrzenne (zależności międzyregionalne) w postaci macierzy wag przestrzennych, która umożliwiła włączenie do badania aspektów związanych z zachodzącymi zależnościami ponadregionalnymi.

Słowa kluczowe: SSSA, produkcja zwierzęca, zróżnicowanie regionalne

WPROWADZENIE

Rolnictwo jako bardzo specyficzny sektor gospodarki jest ściśle uzależnione od warunków przyrodniczych, dzięki temu znacząco różni się od innych rodzajów działalności gospodarczej. Warunki środowiskowe (np. klimat, jakość gleb)

w dużym stopniu determinują rodzaj i charakter produkcji rolnej. Oprócz warunków przyrodniczych na charakter produkcji rolnej wpływają również czynniki organizacyjno-ekonomiczne [Tłuczak, Dudek 2008]. Duży wpływ na zmiany zachodzące w rolnictwie mają również uwarunkowania zewnętrzne, a w szczególności kształtowane przez Wspólną Politykę Rolną (WPR), ustalenia Światowej Organizacji Handlu (WTO) i zachowania rynków (surowcowych, produktowych i kapitałowych) [Kopiński 2014].

Produkcja zwierzęca jest procesem przetwórczym produktów roślinnych na produkty zwierzęce. Obejmuje chów bydła, trzody chlewnej, owiec, drobiu, koni i innych gatunków zwierząt gospodarskich w celu uzyskania żywca rzeźnego oraz innych produktów zwierzęcych, np. mleka, jaj, wełny. Produkcja zwierzęca w ujęciu globalnym jest sumą produkcji uzyskanej we wszystkich gospodarstwach rolnych, tj. stanowiących własność sektora prywatnego i publicznego [Metodyka... 2008]. W Polsce produkcja zwierzęca ma duże znaczenie w systemie gwarantującym bezpieczeństwo żywnościowe kraju. Pozostaje ona dominującym działem w strukturze całkowitej rolniczej produkcji towarowej. Wśród głównych kierunków produkcji zwierzęcej wiodące są produkcja mleka krowiego oraz chów trzody chlewnej.

Współczesne uwarunkowania ekonomiczne związane z funkcjonowaniem i rozwojem regionalnym w ramach Unii Europejskiej powodują konieczność podejmowania nowych badań diagnostycznych dotyczących perspektyw rozwoju ekonomicznego regionów [Rozpędowska-Matrsek 2010]. Badanie przestrzennego zróżnicowania zjawisk ekonomicznych ma w naukach geograficznych długą historię. Metody badania zróżnicowania są dobrze rozwinięte i wielokrotnie potwierdziły swoją przydatność [Tłuczak 2014]. W niniejszym opracowaniu wykorzystano jedną z nich a mianowicie przestrzenną analizę przesunięć udziałów.

Zasadniczym celem artykułu jest analiza zmian wielkości produkcji zwierzęcej w województwach Polski w latach 2004-2014, według gatunków żywca (wołowy, drobiowy, wieprzowy) z zastosowaniem przestrzennej metody przesunięć udziałów. W opracowaniu dokonano oceny tempa wzrostu wielkości zjawiska. Ponadto zidentyfikowano i oszacowano udział czynników strukturalnych, sektorowych oraz regionalnych w wielkości efektu globalnego w przekroju województw. Dodatkowo włączono do badania aspekty przestrzenne w postaci macierzy wag, pozwoliło to na wyjaśnienie i identyfikację zależności międzyregionalnych.

PRZESTRZENNA METODA PRZESUNIĘĆ UDZIAŁÓW

Metody i modele analizy przesunięć udziałów (*Shift-Share Analysis*, SSA, SSSA) należą do grupy analiz strukturalno-geograficznych [Ekonometria przestrzenna 2010; Szewczyk, Łobos 2011]. Klasyczna metoda analizy przesunięć udziałów wprowadzona została do literatury przez Dunna (1960) oraz Perloff, Dunna, Lamparda i Mutha (1960). Od lat 60-tych XX wieku metoda ta była

modyfikowana i udoskonalana, wynikiem czego jest uwzględnienie w analizie czynnika przestrzennego w postaci macierzy wag. Jest to konsekwencją tego, że w badaniach przestrzennego rozmieszczenia/natężenia/zmian poziomu badanego zjawiska należy mieć na uwadze, że każda jednostka/region/kraj nie występuje jako odrębny geograficznie obszar. Rozwój wielu zjawisk uzależniony jest od przestrzennych interakcji z obszarami sąsiadującymi. Obserwując zależności przestrzenne oraz zachodzące interakcje należy pamiętać o obowiązującym w analizach przestrzennych pierwszym prawie geografii (ekonometrii przestrzennej) sformułowanym 1970 roku przez W. Toblera a brzmiącym: „Wszystko jest powiązane ze sobą, bliższe obiekty są bardziej zależne od siebie niż dalsze” [Tobler 1970, Suchecki (red) 2010].

Podstawą przestrzennej metody przesunięć udziałów (SSSA, *spatial shift-share analysis*) jest klasyczna metoda przesunięć udziałów (SSA, *shift-share analysis*). Metoda SSA pozwala na badanie i ocenę poziomu rozwoju danego regionu (województwa) na tle poziomu rozwoju obszaru referencyjnego (kraju). Zmiany regionalnego rozwoju analizowanego zjawiska oceniane są w kontekście analiz zmian struktury zjawisk [Antczak 2014, Grzybowska 2013, Mayor, Lopez, 2008].

W klasycznej analizie przesunięć udziałów bada się kształtowanie zmiennej TX skwantyfikowanej w postaci złożonej przyrostu bezwzględny lub tempa zmian [Trzpiot i in. 2013, Ekonometria przestrzenna 2010; Szewczyk, Tłuczak, Ruszczak 2011]. Stosowanie w badaniach rozwoju danego zjawiska społeczno-ekonomicznego analizy SSA polega na dekompozycji całkowitej zmiany zlokalizowanej zmiennej na trzy części składowe [Szewczyk, Zygmunt 2011 a]:

$$tx_{ri} = tx_{..} + \sum_i w_{r.(i)}(tx_{.i} - tx_{..}) + \sum_i w_{r.(i)}(tx_{ri} - tx_{.i}) \quad (1)$$

gdzie:

$$m = tx_{..} = \frac{\sum_{r=1}^R \sum_{i=1}^S (x_{ri}^* - x_{ri})}{\sum_{r=1}^R \sum_{i=1}^S x_{ri}} - \text{krajowy (globalny) czynnik wzrostu regionalnego;}$$

$$e_i = tx_{.i} - tx_{..} = \frac{\sum_{r=1}^R (x_{ri}^* - x_{ri})}{\sum_{r=1}^R x_{ri}} - \frac{\sum_{r=1}^R \sum_{i=1}^S (x_{ri}^* - x_{ri})}{\sum_{r=1}^R \sum_{i=1}^S x_{ri}} - \text{sektorowy (strukturalny) czynnik}$$

wzrostu regionalnego;

$$u_{ri} = tx_{ri} - tx_{..} = \frac{x_{ri}^* - x_{ri}}{x_{ri}} - \frac{\sum_{r=1}^R (x_{ri}^* - x_{ri})}{\sum_{r=1}^R x_{ri}} - \text{lokalny (geograficzny, konkurencyjne,$$

różnicujący) czynnik wzrostu w i-tym sektorze r-tego regionu;

$$w_{r.(i)} = \frac{x_{ri}}{x_r} - \text{wagi regionalne};$$

x_{ri} – wartość analizowanej zmiennej w r-tym regionie w i-tej grupie podziału przekrojowego w okresie początkowym;

x_{ri}^* – wartość analizowanej zmiennej w r-tym regionie w i-tej grupie podziału przekrojowego w okresie końcowym.

Przekształcając równanie (1) do postaci [Szewczyk, Zygmunt 2011 b]:

$$tx_{ri} - tx_{..} = \sum_i w_{r.(i)} (tx_{.i} - tx_{..}) + \sum_i w_{r.(i)} (tx_{ri} - tx_{.i}) \quad (2)$$

otrzymano czysty wzrost regionalny ($tx_{ri} - tx_{..}$) zdefiniowany jako różnica między regionalną a krajową stopą wzrostu.

Relacja opisana równaniem (2) nazywana jest równością strukturalno-geograficzną, w której zróżnicowanie geograficzne nadwyżki przeciętnego tempa wzrostu regionalnego nad wzrostem krajowym dekomponowane jest na dwa efekty:

– strukturalny: $s_r = \sum_i w_{r.(i)} (tx_{.i} - tx_{..})$ – który jest równy średniej ważonej

odchyłeń przeciętnymi tempami wzrostu w sektorach a stopą wzrostu krajowego i wskazuje, że regiony są zróżnicowane przez odchylenia w rozmieszczeniu;

– geograficzny: $g_r = \sum_i w_{r.(i)} (tx_{ri} - tx_{.i})$ – definiowany jako średnia ważona

regionalnych odchyłeń przypisujących kategorii przekrojowego kryterium jakościowego do odpowiednich regionów.

Klasyczne podejście w analizie shift-share nie uwzględnia zależności przestrzennych, toteż badane obiekty traktowane są indywidualnie, jako niepowiązane w żaden sposób obszary. w 2004 roku Nazara i Hewings zaproponowali aby do równości (1) wprowadzić macierz wag przestrzennych:

$$tx_{ri} - tx_{..} = \sum_i w_{r.(i)} (Wtx_{.i} - tx_{..}) + \sum_i w_{r.(i)} (tx_{ri} - Wtx_{.i}) \quad (3)$$

gdzie:

W – standaryzowana wierszami macierz wag przestrzennych¹.

¹ W prezentowanych badaniach przyjęto binarną macierz granic z najbliższymi sąsiadami.

Przedstawioną równaniem (3) przestrzenną równość strukturalno-geograficzną rozwinęli w swych badaniach Marquez i Ramajo [2007]. Połączyli oni dekompozycję klasyczną z pełną dekompozycją przestrzenną stóp wzrostu analizowanej zmiennej. Po zagregowaniu rezultatów według formuły średnich ważonych efektów strukturalnych i geograficznych równość (3) przyjmuje postać:

$$tx_{ri} - tx_{..} = \sum_i e_i w_{r.(i)} + \sum_i u_{ri} w_{r.(i)} + \sum_i w_{r.(i)} NLE_{ri} + \sum_i w_{r.(i)} LSE_{ri} + \sum_i w_{r.(i)} LDE_{ri} \quad (4)$$

gdzie:

e_i – krajowy efekt strukturalny;

u_{ri} – regionalno-krajowy efekt zmian strukturalnych;

$NLE_{ri} = (Wtx_r - tx_{ri})$ – lokalny efekt netto, oznacza, że tempa wzrostu sąsiadujących regionów mogą powodować dodatkową korektę indywidualnego efektu regionalnego;

$LSE_{ri} = (Wtx_i - Wtx_r)$ – lokalny efekt strukturalny, oznacza, korektę wzrostu w poszczególnych sektorach pod wpływem temp wzrostu w regionach sąsiednich;

$LDE_{ri} = (tx_{ri} - Wtx_i)$ – lokalny efekt zróżnicowania, oznacza istnienie specyficznej dynamiki zmian działalności w poszczególnych sektorach danego r -tego regionu w porównaniu z dynamiką zmian sektorowych w regionach sąsiednich.

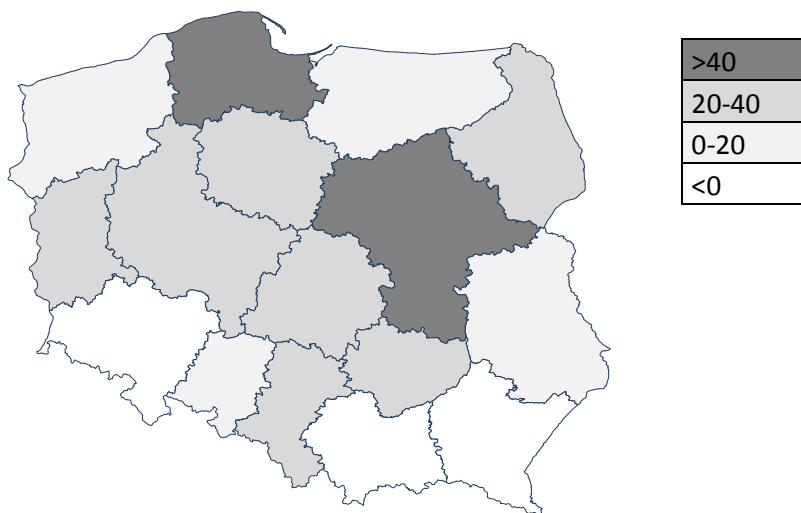
WYNIKI BADAŃ

Analiza struktury produkcji zwierzęcej została wykonana dla wszystkich województw w odniesieniu do poziomu rozwoju tego zjawiska w kraju. Dane do badania pobrano z Banku Danych Lokalnych Głównego Urzędu Statystycznego. Zawierały wielkość produkcji zwierzęcej w przeliczeniu na jednostki zbożowe w poszczególnych województwach ($r=1, \dots, 16$) oraz podział strukturalny produkcji zwierzęcej według rodzaju żywca ($i=1, 2, 3$; żywiec wołowy, wieprzowy, drobiowy). Zakres czasowy badania obejmował lata 2004 oraz 2014.

Porównując tempa wzrostu/spadku produkcji zwierzęcej w poszczególnych województw w latach 2004-2014 z średnim krajowym wzrostem produkcji zwierzęcej wynoszącym 30% można wyróżnić regiony o korzystniejszych zmianach zjawiska od tempa krajowego: województwo lubuskie, mazowieckie i pomorskie. Niekorzystne zmiany zjawiska w porównaniu z krajową zmianą odnotowano w pozostałych województwach (Rysunek 1). Największy wzrost badanej produkcji zwierzęcej odnotowano w województwie pomorskim, gdzie ogólny wzrost produkcji zwierzęcej był spowodowany prawie dwukrotnym wzrostem produkcji wieprzowiny. W województwie dolnośląskim można zaobserwować natomiast, największy spadek wielkości produkcji zwierzęcej (-26,3%)

wśród wszystkich regionów, co było wynikiem spadku produkcji wieprzowiny o blisko 75%.

Rysunek 1. Tempa zmian wartości produkcji zwierzęcej w województwach Polski w 2014 roku w porównaniu z 2004 r (w %)



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS

Ponieważ klasyczna analiza przesunięć udziałów pomija fakt wielokierunkowości zależności przestrzennej badanych regionów szczególną uwagę zwrócono w badaniu na wyjaśnienie tempa zmian analizowanego zjawiska uwzględniając macierz wag. W badaniach przyjęto binarną macierz wag według granic z najbliższymi sąsiadami, którą poddano standaryzacji. Rozwinięty model analizy przestrzennej polega na połączeniu dekompozycji klasycznej z pełną dekompozycją przestrzenną tempa zmian analizowanej zmiennej produkcji zwierzęcej. Dekompozycję tempa zmian w podziale na dwa efekty typu globalnego oraz na trzy efekty typu lokalnego z uwzględnieniem macierzy wag przestrzennych przedstawiono w Tabeli 1.

Tabela 1. Dekompozycja zmian netto regionalnego tempa zmian produkcji zwierzęcej w latach 2004-2014

Jednostka terytorialna	Efekt krajowy		Efekt lokalny		
	strukturalny	geograficzny	netto	strukturalny	zróźnicowania
łódzkie	-0,20%	-1,59%	0,81%	0,20%	-1,01%
mazowieckie	0,56%	4,94%	10,00%	3,04%	-13,05%
małopolskie	0,09%	-1,37%	5,01%	-0,40%	-4,61%
śląskie	0,16%	0,00%	1,13%	-0,04%	-1,09%
lubelskie	-0,48%	0,14%	0,93%	-0,54%	-0,39%

Jednostka terytorialna	Efekt krajowy		Efekt lokalny		
	strukturalny	geograficzny	netto	strukturalny	zróźnicowania
podkarpackie	0,04%	-0,62%	-0,08%	-0,03%	0,12%
podlaskie	0,12%	0,11%	0,02%	0,18%	-0,20%
świętokrzyskie	-0,02%	-0,51%	1,29%	0,09%	-1,38%
lubuskie	0,72%	-0,40%	1,22%	1,19%	-2,40%
wielkopolskie	-1,57%	0,18%	13,24%	-1,77%	-11,47%
zachodniopomorskie	0,41%	-1,04%	-2,20%	0,14%	2,05%
dolnośląskie	0,25%	-1,75%	-0,37%	0,14%	0,23%
opolskie	-0,13%	-0,02%	1,06%	-0,18%	-0,87%
kujawsko-pomorskie	-0,79%	-0,08%	7,27%	-1,32%	-5,96%
pomorskie	-0,52%	3,80%	-1,43%	-1,17%	2,59%
warmińsko-mazurskie	1,36%	-1,80%	17,14%	2,12%	-19,27%

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS

W przestrzennym wariacie analizie shift-share tempa zmian w województwie warmińsko-mazurskim efekt netto wynoszący 17,14% oznacza, iż tempo zmian sąsiadujących województw powoduje znaczną korektę indywidualnego efektu regionalnego. Efekt netto można podzielić na lokalny efekt strukturalny, który dla tego województwa wyniósł 2,12% i oznacza korektę tempa wzrostu o tą wartość w poszczególnych grupach wywołaną wpływem zmian w województwach sąsiednich oraz na lokalny efekt zróżnicowania w wysokości -19,27%, który oznacza, iż istnieje specyficzna dynamika zmian w strukturze produkcji w porównaniu z dynamiką tempa zmian w województwach sąsiednich. Odwrotną sytuację zaobserwowano w województwie zachodniopomorskim, gdzie efekt netto wyniósł -2,20% i powoduje niewielką ujemną korektę indywidualnego efektu regionalnego i świadczy o słabym wpływie regionów sąsiednich.

Pozostając przy opisie wyróżniających się województw ze względu na tempo wzrostu produkcji zwierzęcej można zaobserwować, iż w województwie wielkopolskim tempo to spowodowane było głównie negatywnymi zmianami w strukturze produkcji zwierzęcej (-1,77%) oraz w dużej mierze niekorzystnymi zmianami w pozycji geograficznej (konkurencyjnej) tego województwa (-11,47%) na tle innych. W przeważającej grupie województw na tempo zmian produkcji zwierzęcej wpływ miały negatywne zmiany wynikające z pozycji geograficznej.

PODSUMOWANIE

W opracowaniu skoncentrowano się na wybranym aspekcie zmian struktury produkcji zwierzęcej. Właściwy kierunek produkcji rolnej przy zastanym

potencjałe regionu może przynieść producentom rolnym wysokie dochody. Zmiana kierunku produkcji, częstokroć kosztowna, może uchronić od poniesienia dodatkowych kosztów. Podjęta analiza produkcji zwierzęcej ma charakter niewyczerpujący. Każdy analizowany region ma swoje specyficzne cechy, które mają wpływ na tempo i kierunki jego rozwoju gospodarczego i społecznego. Efekty uzyskane metodą przestrzenną przesunięć udziałów identyfikują efekty wpływające na zróżnicowanie województw Polski. Poprzez zastosowanie macierzy wag przestrzennych włączono do analiz aspekt zależności przestrzennych pomiędzy regionami. Zaobserwowano, iż zróżnicowanie tempa zmian badanego zjawiska w województwach wiąże się głównie z pozycją konkurencyjną danego regionu, a w znacznie mniejszym stopniu wynika ze zmian w strukturze produkcji zwierzęcej.

Ze względu na występowanie przestrzennych interakcji pomiędzy analizowanymi regionami w analizach ekonomicznych powinno się wykorzystywać metody ekonometrii przestrzennej. Uzyskane wyniki pozwalają na stwierdzenie, że na wielkość i charakter produkcji zwierzęcej duży wpływ ma sytuacja rolnictwa w kraju, a nawet, ze względu na obowiązującą w Polsce od 2004 roku Wspólną Politykę Rolnej, w Unii Europejskiej. Głównym celem pracy było przybliżenie przestrzennej metody przesunięć udziałów. Dodatkowo metodę tą zaimplementowano do zbadania regionalnego zróżnicowania produkcji zwierzęcej w Polsce w latach 2004-2014. Przedstawione wyniki nie wyczerpują w pełni badań nad przestrzennym zróżnicowaniem produkcji zwierzęcej, a w dalszej kolejności produkcji rolnej.

BIBLIOGRAFIA

- Antczak E. (2014) Analiza zanieczyszczenia powietrza w Polsce z wykorzystaniem przestrzennej dynamicznej metody przesunięć udziałów, *Ekonomia i Środowisko*, 2(49), str. 191-209.
- Cliff A. D., Ord J. K. (1981) *Spatial processes, Models & Applications*, Pion, London.
- Dudek A., Tłuczak A. (2008) Potencjał ekonomiczno-przyrodniczy województw i jego wpływ na produktywność i efektywność produkcji rolniczej w Polsce [w:] *Wieś i rolnictwo w okresie przemian* pod red. S. Sokołowskiej i A. Bisagi, Uniwersytet Opolski.
- Dunn E. S. (1960) A Statistical and Analytical Technique for Regional Analysis, *Papers and Proceedings of the Regional Science Association*, Vol. 6, pp. 98-112.
- Sucheckie B. (red.) (2010) *Ekonometria przestrzenna, Metody i modele analizy danych przestrzennych*, C. H. Beck, Warszawa.
- Evans, G. K. (2008) Spatial Shift-Share Analysis of the Leisure and Hospitality Sector on the Gulf Coast following Hurricane Katrina, *Annual Meeting*, February 2-6, Dallas, Texas.
- Grzybowska B. (2013) Przestrzenna koncentracja potencjału innowacyjnego w przemyśle spożywczym, *Roczniki Ekonomii Rolnictwa i Rozwoju Obszarów Wiejskich* Tom 100, zeszyt 2, str. 53-64.

- Houston D. B. (1967) The Shift and Share Analysis of regional growth: a critique, *Southern Economic Journal*, Vol. 33, No. 4, pp. 577-581.
- Kopiński J. (2014) Trendy zmian głównych kierunków produkcji zwierzęcej w Polsce w okresie członkostwa w UE, *Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu*, nr 361, str. 116-128.
- Marquez M. A., Ramajo J. (2007) Shift-share Analysis: Global and local spatial dimensions, *University of Extremadura*.
- Mayor M., Lopez A. J. (2008) Spatial shift-share analysis versus spatial filtering: an application to Spanish employment data, *Empirical Economics*, Vol. 34, is. 1, pp. 123-142.
- Metodyka szacowania fizycznych rozmiarów produkcji zwierzęcej (2008) Główny Urząd Statystyczny, Warszawa.
- Nazara S., Hewings G. J. D. (2004) Spatial structure and taxonomy of decomposition in shift-share analysis, *Growth & Change*, 35(4), 476-490.
- Perloff H. S., Dunn E. S., Lampard E. E., Muth R. F. (1960) *Regions, resources and economic growth*, Johns Hopkins Press, Baltimore.
- Polko D. (2013) Analiza przestrzenna zmian struktury na rynku pracy absolwentów, *Logistyka*, 4/2013, str. 452-466.
- Rozpędowska-Matrasek D. (2010) Badania empiryczne wzrostu ekonomicznego regionów, <http://www.ie.uni.lodz.pl/pictures/files/konfdydak175-192.pdf> (30.06.2015).
- Szewczyk M., Tłuczak A., Ruszczak B. (2011) Potencjał województwa opolskiego w kontekście analizy zmian udziałów branż, [w:] *Projekcja rozwoju inicjatyw klastrowych w województwie opolskim*, red. W. Duczmał, W. Potwora, Wydawnictwo Instytut Śląski Sp. z o.o., WSZiA w Opolu, str. 105-119.
- Szewczyk M., Zygmunt A. (2011 a) Prospects of food products manufacture sector in Opolskie region [in:] *Regional and local development: Capitals and drivers*, Krzysztof Malik (EDIT.), Faculty Economy and Management of the Opole University of Technology, Self-Government of the Opole Voivodeship, Committee of Spatial Economy and Regional Planning of the Polish Academy of Sciences, Committee Organization and Management Sciences of the Polish Academy of Sciences – Katowice, Opole 2011, pp. 135-156.
- Szewczyk M., Zygmunt A. (2011 b) Opolskie Voivodship: perspectives of the mining and quarrying sector [in:] *Regional and local development: Capitals and drivers*, Krzysztof Malik (EDIT.), Faculty Economy and Management of the Opole University of Technology, Self-Government of the Opole Voivodeship, Committee of Spatial Economy and Regional Planning of the Polish Academy of Sciences, Committee Organization and Management Sciences of the Polish Academy of Sciences – Katowice, Opole 2011, pp. 199-218.
- Szewczyk M., Łobos K. (2011) A Comparative Study of the Economic Performance of Chemical Branch Enterprises from Opolskie and Dolnośląskie Voivodships [in:] *Regional and local development: Capitals and drivers*, Krzysztof Malik (EDIT.), Faculty Economy and Management of the Opole University of Technology, Self-Government of the Opole Voivodeship, Committee of Spatial Economy and Regional Planning of the Polish Academy of Sciences, Committee Organization and Management Sciences of the Polish Academy of Sciences – Katowice, Opole 2011, pp. 109-134.

- Tłuczak A. (2014) Zastosowanie modelu potencjału w analizie zróżnicowania regionalnego rolnictwa w krajach unii europejskiej, *Metody Ilościowe w Badaniach Ekonomicznych* Tom XV/4, str. 218 – 228.
- Tobler W. (1970) A computer movie simulating urban growth in the Detroit region, *Economic Geography*, 46(2), pp. 234-240.
- Trzpiot G., Ojrzyńska A., Szołtysek J., & Twaróg, S. (2013) Wykorzystanie shift share analysis w opisie zmian struktury honorowych dawców krwi w Polsce, *Wielowymiarowe modelowanie i analiza ryzyka*, UE Katowice, Katowice, str. 84-98.
- Zaccomer G. P. (2006) Shift-share analysis with spatial structure: an application to Italian industrial districts, *Transition Studies Review*, 13(1), 213-227.

SPATIAL SHIFT-SHARE METHOD IN DIVERSIFICATION OF AGRICULTURAL PRODUCTION IN POLAND

Abstract: This paper will present the spatial shift-share method as an alternative to classical shift-share analysis. In which it is not taken into account the geographical location of the regions concerned. Many of the economic phenomena, their growth or trends, are dependent on the spatial interactions between neighbouring regions. The problem of spatial relationships solves the spatial weights matrix. Spatial shift-share analysis was introduced to the study of Nazaré and Hewings. This model represents a spatially modified growth rate (rate of change) of individual variants of the phenomenon by taking into account growth rates in phenomena in the neighbouring areas. The aim of this article is to analyse changes in the structure of agricultural production in the Polish provinces in the years 2004-2014, by type of agricultural products using spatial shift-share method. The study assesses the growth of the size of the phenomenon. Furthermore, the identified and estimated the share of structural, sectoral and regional in global effect size (in total agricultural production in Poland) in the regional breakdown. Additionally, the spatial weights matrix was included to this study, which allowed the inclusion in the aspects relating to the overlapping relationships subregional.

Keywords: SSSA, agricultural production, regional diversification

ANALIZA PORÓWNAWCZA POZIOMU ROZWOJU INFRASTRUKTURY TECHNICZNEJ WOJEWÓDZTW POLSKI Z WYKORZYSTANIEM METOD TAKSONOMICZNYCH

Dorota Wawrzyniak

Katedra Funkcjonowania Gospodarki, Uniwersytet Łódzki
e-mail: dorotawawrzyniak@10g.pl

Streszczenie: Celem artykułu jest porównanie poziomu rozwoju infrastruktury technicznej w województwach Polski. Badanie przeprowadzono wykorzystując metodę wzorca rozwoju Z. Hellwiga oraz metodę sum standaryzowanych wartości. Utworzono także grupy województw o podobnym poziomie rozwoju infrastruktury technicznej. Zgodnie z wynikami analizy dokonanej na podstawie pięciu wskaźników z roku 2013 infrastruktura techniczna jest najlepiej rozwinięta w województwach dolnośląskim i śląskim, zaś najgorzej w województwach warmińsko-mazurskim, lubelskim, podlaskim oraz świętokrzyskim.

Słowa kluczowe: infrastruktura techniczna, Polska, województwo, wielowymiarowa analiza porównawcza

WPROWADZENIE

Pojęcie „infrastruktury” jest często wykorzystywane, ale podobnie jak wiele innych kategorii ekonomicznych, nie posiada jednej powszechnie przyjętej definicji. W literaturze przedmiotu można znaleźć wiele ujęć tego terminu. Niemniej jednak, jak zauważają np. Brzozowska [2002] oraz Witkowski, Starościc [2008] definicje infrastruktury są w swej istocie zbieżne. Zdaniem Borcz [2000] pojęciem infrastruktury zwykle określa się urządzenia i instytucje niezbędne do zapewnienia należytego funkcjonowania gospodarki oraz życia społeczeństwa. Jest to ujęcie podobne znaczeniowo do encyklopedycznego, zgodnie z którym infrastruktura to podstawowe urządzenia i instytucje usługowe niezbędne do funkcjonowania gospodarki i społeczeństwa [Wielka encyklopedia PWN, 2002 Tom XII].

Infrastrukturę techniczną, która stanowi przedmiot niniejszego artykułu tworzy system transportu (drogowego, kolejowego, lotniczego, wodnego, w tym morskiego), wodno-kanalizacyjny, energetyczny, łączności, ochrony środowiska, a także urządzenia gospodarki komunalnej, magazyny, chłodnie, urządzenia handlu, centra logistyczne [por. Stawasz 2005]. Infrastruktura techniczna zaspokaja różne potrzeby życia społeczeństw oraz w sposób bezpośredni służy działalności gospodarczej [por. Kapusta 2012 a, 2012 b]. Brak odpowiednio rozwiniętej infrastruktury może stanowić ograniczenie dla produktywności przedsiębiorstw. Muszą one bowiem w takiej sytuacji poświęcić więcej środków na zdobycie informacji, czynników produkcji lub na dostarczenie produktów na rynek [World Bank 2003]. Jest ona traktowana jak element komplementarny w stosunku do innych czynników produkcji [Kinda i in. 2011]. Dobrze rozwinięta i nowoczesna infrastruktura ma wpływ na długofalowy wzrost gospodarczy. Poprawia efektywność prowadzenia działalności gospodarczej, jak również zwiększa skłonność przedsiębiorstw do inwestowania, zaś jej stan może stanowić zarówno czynnik zachęcający przedsiębiorców do inwestowania, jak i blokujący ich rozwój [PALiIZ 2007, 2009].

Celem niniejszego artykułu jest porównanie poziomu rozwoju infrastruktury technicznej w województwach Polski. Zagadnienie to wydaje się być interesujące ze względu na gospodarcze i społeczne znaczenie infrastruktury technicznej.

W badaniu wykorzystano wybrane metody wielowymiarowej analizy porównawczej. Umożliwiają one porównanie i uporządkowanie obiektów (w tym przypadku województw) opisywanych za pomocą wielu zmiennych, zaś podstawę hierarchizacji obiektów ze względu na poziom wielocechowego zjawiska, jakim jest infrastruktura techniczna, stanowi zagregowany wskaźnik określany mianem zmiennej syntetycznej.

Analizą objęto 16 województw w roku 2013. Dobór cech diagnostycznych do badania został przede wszystkim zdeterminowany dostępnością danych. Po przeprowadzeniu weryfikacji statystycznej potencjalnych zmiennych pod kątem ich zmienności i stopnia skorelowania ostatecznie wykorzystano 5 wskaźników charakteryzujących różne aspekty infrastruktury technicznej.

Strukturę artykułu podporządkowano realizacji jego celu i podzielono na trzy części. W pierwszej z nich opisano taksonomiczne metody porządkowania liniowego – metodę wzorca rozwoju Z. Hellwiga oraz bezwzorcową metodę sum standaryzowanych wartości, które wykorzystano w charakterze narzędzia analizy. Następnie omówiono uwzględnione w badaniu zmienne. W trzeciej części przedstawiono wyniki przeprowadzonej analizy. Artykuł zamyka podsumowanie.

METODY BADAWCZE

Analizowana w niniejszym artykule infrastruktura techniczna jest zjawiskiem złożonym i uwzględnienie różnych jej aspektów wymaga wykorzystania do opisu wielu zmiennych. Z tego powodu do porównania poziomu jej rozwoju w województwach Polski zastosowano metody wielowymiarowej

analizy porównawczej, które umożliwiają stworzenie zagregowanego wskaźnika stanowiącego podstawę porządkowania badanych obiektów ze względu na poziom wielo cechowego zjawiska. Wykorzystano dwie taksonomiczne metody porządkowania liniowego – metodę wzorca rozwoju Z. Hellwiga oraz bezwzorcową metodę sum standaryzowanych wartości.

Metoda wzorca rozwoju Z. Hellwiga

Miara rozwoju wyznaczana zgodnie z zaproponowaną przez Z. Hellwiga w 1968 r. metodą wzorca rozwoju jest najczęściej stosowaną w praktyce zmienną syntetyczną należącą do grupy metod wzorcowych [por. Ostasiewicz 1999]. Proces jej konstrukcji rozpoczyna się od ustalenia elementów macierzy obserwacji $\mathbf{X} = [x_{ij}]$, czyli wartości zmiennych ($j = 1, 2, \dots, m$) odpowiadających poszczególnym obiektom ($i = 1, 2, \dots, n$).

W celu doprowadzenia zmiennych diagnostycznych do porównywalności poprzez wyeliminowanie różnych jednostek miary oraz różnych zakresów zmienności przeprowadza się standaryzację zgodnie ze wzorem:

$$z_{ij} = \frac{x_{ij} - \bar{x}_j}{S_j}, \quad (1)$$

gdzie:

x_{ij} – wartość j -tej zmiennej dla i -tego obiektu,

\bar{x}_j – średnia arytmetyczna j -tej zmiennej,

S_j – odchylenie standardowe j -tej zmiennej.

W kolejnym kroku wyznacza się tzw. wzorzec rozwoju \mathbf{P}_0 o współrzędnych $[z_{01}, z_{02}, \dots, z_{0m}]$, które są obliczane według zasady:

$$z_{0j} = \begin{cases} \max_i(z_{ij}), & \text{gdy } j \in S, \\ \min_i(z_{ij}), & \text{gdy } j \in D, \end{cases} \quad j = 1, 2, \dots, m; i = 1, 2, \dots, n, \quad (2)$$

gdzie:

S – zbiór stymulant, tj. takich zmiennych diagnostycznych, których wysokie wartości są pożądane z punktu widzenia rozpatrywanego zjawiska,

D – zbiór destymulant, tj. takich zmiennych diagnostycznych, których wysokie wartości są niepożądane z punktu widzenia rozpatrywanego zjawiska.

Następnie oblicza się odległości poszczególnych obiektów od ustalonego w powyższy sposób wzorca przy pomocy odległości euklidesowej o postaci:

$$d_{i0} = \sqrt{\sum_{j=1}^m (z_{ij} - z_{0j})^2}, \quad j = 1, 2, \dots, m; i = 1, 2, \dots, n. \quad (3)$$

Miara syntetyczna jest ostatecznie definiowana następująco:

$$d_i = 1 - \frac{d_{i0}}{d_0}, \quad i = 1, 2, \dots, n, \quad (4)$$

gdzie:

$$d_0 = \bar{d}_0 + 2S_0, \quad (5)$$

$$\bar{d}_0 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n d_{i0}, \quad (6)$$

$$S_0 = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (d_{i0} - \bar{d}_0)^2}. \quad (7)$$

Tak skonstruowany miernik przyjmuje na ogół wartości z przedziału $[0,1]^1$. Im jest bliższy 1, tym dany obiekt jest bardziej zbliżony do wzorca obejmującego najkorzystniejsze wartości zmiennych.

Metoda sum standaryzowanych wartości

Metoda sum standaryzowanych wartości wymaga by zmienne zostały poddane standaryzacji, którą przeprowadza się zgodnie ze wzorem (1) oraz by miały charakter stymulant. W przypadku destymulant należy je zamienić na stymulanty przez pomnożenie ich standaryzowanych wartości przez -1 . Następnie dla każdego z obiektów oblicza się miarę syntetyczną według formuły:

$$q_i = \frac{1}{m} \sum_{j=1}^m z_{ij}, \quad i = 1, 2, \dots, n. \quad (8)$$

Im większa jest wartość zmiennej syntetycznej q_i , tym bardziej rozwinięty z punktu widzenia uwzględnionych w analizie zmiennych jest i -ty obiekt.

ZMIENNE DIAGNOSTYCZNE

Wymogiem przeprowadzenia wielowymiarowej analizy porównawczej jest określenie obiektów porównania oraz zestawu zmiennych diagnostycznych, które w sposób wszechstronny charakteryzują te obiekty z punktu widzenia rozważanego zagadnienia. W niniejszym artykule analizą objęto 16 województw Polski w roku 2013. Dobór wskaźników objaśniających poziom rozwoju infrastruktury technicznej został przede wszystkim zdeterminowany dostępnością danych, których źródło stanowi Główny Urząd Statystyczny. Wykorzystane dane GUS

¹ Ujemna wartość miernika może pojawić się wówczas, gdy rozwój danego obiektu jest zdecydowanie słabszy od rozwoju pozostałych obiektów oraz, gdy liczba obiektów badania jest duża. Tę niedogodność miernika można wyeliminować przyjmując we wzorze piątym nie dwa, lecz trzy odchylenia standardowe S_0 [Nowak 1990, Zeliaś 2000].

pochodzą z: Banku Danych Lokalnych GUS, Rocznika Statystycznego Województw 2014, informacji sygnalnej pt. „Społeczeństwo informacyjne w Polsce w 2013 r.” oraz obliczeń własnych na podstawie pozyskanych informacji. Zestaw potencjalnych zmiennych diagnostycznych objął następujące wskaźniki:

- X_1 – drogi ekspresowe i autostrady (km/100 km²),
- X_2 – drogi o twardej nawierzchni (km/100 km²),
- X_3 – linie kolejowe normalnotorowe (km/100 km²),
- X_4 – telefoniczne łącza główne na 1000 ludności,
- X_5 – placówki pocztowe na 10000 ludności,
- X_6 – przedsiębiorstwa posiadające dostęp do Internetu (w %),
- X_7 – ludność korzystająca z oczyszczalni ścieków w % ogólnej liczby ludności,
- X_8 – zanieczyszczenia pyłowe zatrzymane w urządzeniach do redukcji zanieczyszczeń w % zanieczyszczeń wytworzonych,
- X_9 – zanieczyszczenia gazowe (bez CO₂) zatrzymane w urządzeniach do redukcji zanieczyszczeń w % zanieczyszczeń wytworzonych².

Zaproponowany zbiór potencjalnych zmiennych diagnostycznych obejmujący wyłącznie wskaźniki mające charakter stymulant poddano następnie weryfikacji statystycznej pod kątem ich zmienności i stopnia skorelowania. Miało to na celu wyeliminowanie cech o zbyt słabej zdolności dyskryminacyjnej oraz powielających informacje. W wyniku przyjęcia wartości współczynnika zmienności na zwykle stosowanym poziomie wynoszącym 0,1 (por. Zeliaś 2000) z pierwotnego zestawu zmiennych usunięto cechę X_6 (przedsiębiorstwa posiadające dostęp do Internetu (w %)) oraz X_8 (zanieczyszczenia pyłowe zatrzymane w urządzeniach do redukcji zanieczyszczeń w % zanieczyszczeń wytworzonych). Oznacza to, że w zakresie opisywanym przez te wskaźniki nie ma dużego zróżnicowania pomiędzy województwami i wobec tego nie tłumaczą one różnic w poziomie rozwoju infrastruktury technicznej. Następnie zastosowano metodę parametryczną zaproponowaną przez Z. Hellwiga z arbitralnie ustalonym progowym poziomem współczynnika korelacji r^* równym 0,7 co spowodowało wyeliminowanie dwóch zmiennych – X_3 oraz X_5 , które przedstawiały odpowiednio linie kolejowe normalnotorowe w km na 100 km² oraz placówki pocztowe na 10000 ludności. Ostatecznie analizę przeprowadzono przy wykorzystaniu pięciu zmiennych.

² W Banku Danych Lokalnych GUS oraz Roczniku Statystycznym Województw 2014, które stanowią źródło danych dla zmiennej X_9 brak jest informacji na temat zanieczyszczeń gazowych zatrzymanych w urządzeniach do redukcji zanieczyszczeń w % zanieczyszczeń wytworzonych z uwzględnieniem CO₂. Z tego powodu w analizie wykorzystano wskaźnik, który pomija CO₂.

WYNIKI ANALIZY

W Tabeli 1 zamieszczono wyniki porządkowania województw Polski ze względu na poziom rozwoju infrastruktury technicznej otrzymane za pomocą metody wzorca rozwoju Z. Hellwiga oraz metody sum standaryzowanych wartości.

Tabela 1 Ranking województw według poziomu rozwoju infrastruktury technicznej

Województwo	Metoda wzorca rozwoju Z. Hellwiga		Metoda sum standaryzowanych wartości	
	Wskaźnik syntetyczny	Pozycja w rankingu	Wskaźnik syntetyczny	Pozycja w rankingu
Dolnośląskie	0,517	1	0,881	2
Śląskie	0,514	2	1,082	1
Łódzkie	0,420	3	0,441	4
Mazowieckie	0,409	4	0,490	3
Małopolskie	0,386	5	0,286	6
Pomorskie	0,347	6	0,418	5
Wielkopolskie	0,346	7	0,104	8
Opolskie	0,333	8	0,110	7
Zachodniopomorskie	0,259	9	0,017	9
Kujawsko-pomorskie	0,249	10	-0,233	11
Lubuskie	0,247	11	-0,217	10
Podkarpackie	0,184	12	-0,488	12
Świętokrzyskie	0,112	13	-0,689	14
Podlaskie	0,107	14	-0,774	15
Lubelskie	0,084	15	-0,596	13
Warmińsko-mazurskie	0,059	16	-0,832	16

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS

Zgodność wyników uzyskanych za pomocą metody wzorca rozwoju Z. Hellwiga oraz metody sum standaryzowanych wartości sprawdzono wykorzystując współczynniki korelacji rang Spearmana oraz τ Kendalla. Przyjęły one odpowiednio wartości 0,977 oraz 0,883, co wskazuje na dużą zgodność uporządkowań województw Polski otrzymanych dwiema zastosowanymi metodami. W obu rankingach takie samo miejsce zajęły trzy województwa: zachodniopomorskie, podkarpackie oraz warmińsko-mazurskie. W przypadku kolejnych dwunastu województw przesunięcie w górę lub w dół wyniosło jedną pozycję. Jedynie dla województwa lubelskiego odnotowano różnicę dwóch miejsc pomiędzy lokatami uzyskanymi w obu uporządkowaniach.

Analizując wyniki przedstawione w Tabeli 1 można zauważyć, że bez względu na zastosowaną metodę najkorzystniej pod względem rozwoju infrastruktury technicznej przedstawia się sytuacja województwa dolnośląskiego, śląskiego, następnie łódzkiego oraz mazowieckiego, zaś najgorzej warmińsko-mazurskiego, lubelskiego, podlaskiego oraz świętokrzyskiego.

Na podstawie wartości obliczonych mierników syntetycznych dokonano grupowania województw w celu wyodrębnienia klas skupiających województwa o podobnym poziomie rozwoju infrastruktury technicznej. Podział województw na cztery rozłączne grupy typologiczne przeprowadzono zgodnie z regułą [Nowak 1990]:

$$\text{grupa I: } z_i \geq \bar{z} + S_z, \quad (9)$$

$$\text{grupa II: } \bar{z} + S_z > z_i \geq \bar{z}, \quad (10)$$

$$\text{grupa III: } \bar{z} > z_i \geq \bar{z} - S_z, \quad (11)$$

$$\text{grupa IV: } z_i < \bar{z} - S_z, \quad (12)$$

gdzie:

z_i – ogólne wyrażenie dla wartości wskaźnika syntetycznego (w artykule wykorzystano do jego oznaczenia dwa różne symbole w zależności od prezentowanej metody – d_i dla metody wzorca rozwoju Z. Hellwiga oraz q_i dla metody sum standaryzowanych wartości),

\bar{z} – średnia arytmetyczna wskaźnika syntetycznego,

S_z – odchylenie standardowe wskaźnika syntetycznego.

Wyniki grupowania województw ze względu na poziom rozwoju infrastruktury technicznej przedstawiono w Tabeli 2.

Tabela 2 Klasyfikacja województw według poziomu rozwoju infrastruktury technicznej

Grupa	Zakwalifikowane województwa	
	Metoda wzorca rozwoju Z. Hellwiga	Metoda sum standaryzowanych wartości
I	dolnośląskie, śląskie	śląskie, dolnośląskie
II	łódzkie, mazowieckie, małopolskie, pomorskie, wielkopolskie, opolskie	mazowieckie, łódzkie, pomorskie, małopolskie, opolskie, wielkopolskie, zachodniopomorskie
III	zachodniopomorskie, kujawsko-pomorskie, lubuskie, podkarpackie	lubuskie, kujawsko-pomorskie, podkarpackie
IV	świętokrzyskie, podlaskie, lubelskie, warmińsko-mazurskie	lubelskie, świętokrzyskie, podlaskie, warmińsko-mazurskie

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z Tabeli 1

Zajęcie w obu rankingach czołowych pozycji przez województwa dolnośląskie i śląskie oraz zaliczenie ich do grupy województw o najwyższym poziomie rozwoju infrastruktury technicznej (grupa I) jest wynikiem korzystnych wartości opisujących je wskaźników. Województwo dolnośląskie znalazło się na jednym z pierwszych trzech miejsc w przypadku takich zmiennych jak: drogi ekspresowe i autostrady w km na 100 km², telefoniczne łącza główne na 1000 ludności, ludność korzystająca z oczyszczalni ścieków w % ogólnej liczby ludności, zanieczyszczenia gazowe (bez CO₂) zatrzymane w urządzeniach do redukcji zanieczyszczeń w % zanieczyszczeń wytworzonych. Z kolei województwo śląskie uplasowało się na pierwszej pozycji ze względu na: drogi ekspresowe i autostrady w km na 100 km², drogi o twardej nawierzchni w km na 100 km², zaś na czwartej biorąc pod uwagę ludność korzystającą z oczyszczalni ścieków w % ogólnej liczby ludności. Dość dobre rozwinięcie sieci komunikacyjnej województwa dolnośląskiego jest związane z gęstym zaludnieniem i stosunkowo dogodnymi warunkami naturalnymi (Raport o stanie... 2003). Można także nadmienić, że województwo to, podobnie jak województwo śląskie, jest jednym z lepiej rozwiniętych gospodarczo regionów kraju. W odniesieniu do województwa śląskiego warto ponadto wskazać, że stanowi ono najgęściej zaludniony oraz najsilniej uprzemysłowiony obszar kraju.

Województwo warmińsko-mazurskie, które zajęło ostatnie miejsce w obu rankingach i zostało zaklasyfikowane do obiektów cechujących się najniższym poziomem rozwoju infrastruktury technicznej (grupa IV) znalazło się na jednym z trzech ostatnich miejsc w przypadku następujących cech: drogi o twardej nawierzchni w km na 100 km², telefoniczne łącza główne na 1000 ludności, zanieczyszczenia gazowe (bez CO₂) zatrzymane w urządzeniach do redukcji zanieczyszczeń w % zanieczyszczeń wytworzonych. Należy nadmienić, że w przypadku województwa warmińsko-mazurskiego koszty budowy nowej infrastruktury technicznej są wyższe niż w innych regionach ze względu na większe odległości i utrudnienia w procesach budowlanych (las, jeziora, niestabilne grunty polodowcowe, wymagania ochrony przyrody) (Regionalny Program... 2007). Na ogólną sytuację województwa warmińsko-mazurskiego składają się też m.in.: niska gęstość zaludnienia, rozproszenie sieci osadniczej, niski poziom uprzemysłowienia. Do grupy województw o najniższym poziomie rozwoju infrastruktury technicznej zakwalifikowały się także województwa: świętokrzyskie, podlaskie oraz lubelskie. Uwzględniając gospodarcze i społeczne znaczenie analizowanego zjawiska można w odniesieniu do tych jednostek terytorialnych wskazać na potrzebę poprawy infrastruktury technicznej, zaś jej rozwój powinien zostać dostosowany do potrzeb regionu.

PODSUMOWANIE

Celem niniejszego artykułu było porównanie poziomu rozwoju infrastruktury technicznej w województwach Polski w roku 2013. Został on

zrealizowany dzięki wykorzystaniu wybranych metod wielowymiarowej analizy porównawczej. Dokonano także grupowania województw w klasy skupiające województwa o podobnym poziomie rozwoju infrastruktury technicznej. Zgodnie z przedstawionymi wynikami analizy do województw o najwyższym poziomie rozwoju infrastruktury technicznej należą województwa dolnośląskie i śląskie, zaś o najniższym: warmińsko-mazurskie, świętokrzyskie, podlaskie oraz lubelskie. W przypadku tych ostatnich można wskazać na potrzebę poprawy infrastruktury technicznej.

Odnosząc się do zastosowanych w badaniu metod można stwierdzić, że wyniki porządkowania województw uzyskane dzięki metodzie wzorca rozwoju Z. Hellwiga oraz bezwzorcowej metodzie sum standaryzowanych wykazały dużą zgodność.

BIBLIOGRAFIA

- Borc Z. (2000) Infrastruktura terenów wiejskich, Wydawnictwo Akademii Rolniczej we Wrocławiu, Wrocław.
- Brzozowska K. (2002) Infrastruktura publiczna jako kategoria ekonomiczna, *Ekonomista*, nr 1, str. 127-140.
- Kapusta F. (2012 a) Poziom infrastruktury technicznej i społecznej jako indyktor i stymulator rozwoju regionalnego, [w:] Woźniak M. G. (red.), *Nierówności społeczne a wzrost gospodarczy*, Wydawnictwo Uniwersytetu Rzeszowskiego, Rzeszów, z. 29, str. 315-325.
- Kapusta F. (2012 b) Zmiany infrastruktury polskiej wsi w warunkach Unii Europejskiej, *Journal of Agribusiness and Rural Development*, nr 2(24), str. 107-118.
- Kinda T., Plane P., Véganzonès-Varoudakis M.-A. (2011) Firm productivity and Investment Climate in Developing Countries: How Does Middle East and North Africa Manufacturing Perform?, CERDI, Etudes et Documents, No. 2011. 26.
- Nowak E. (1990) Metody taksonomiczne w klasyfikacji obiektów społeczno-gospodarczych, Państwowe Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa.
- Ostasiewicz W. (red) (1999) Statystyczne metody analizy danych, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej im. Oskara Langego we Wrocławiu, Wrocław.
- PAIIZ (2007) Klimat inwestycyjny w Polsce. Raport z badania ankietowego, Polska Agencja Informacji i Inwestycji Zagranicznych, Warszawa.
- PAIIZ (2009) Klimat inwestycyjny w Polsce w 2009 r. Raport z badania ilościowego, Polska Agencja Informacji i Inwestycji Zagranicznych, Warszawa.
- Raport o stanie środowiska województwa dolnośląskiego w 2003 roku (2003) http://www.wroclaw.pios.gov.pl/pliki/raporty/2003/00_ogolna.pdf (dostęp: 14.10.2015).
- Regionalny Program Operacyjny – Warmia i Mazury na lata 2007-2013 (2007) Zarząd Województwa Warmińsko-Mazurskiego, www.pot.gov.pl/component/rubberdoc/doc/1011/Raw (dostęp: 16.10.2015).
- Rocznik Statystyczny Województw 2014, GUS, Warszawa.
- Społeczeństwo informacyjne w Polsce w 2013 r., http://stat.gov.pl/cps/rde/xbcr/gus/nts_spolecz_inform_w_polsce-2013.pdf (dostęp: 19.04.2014).

- Stawasz D. (2005) Infrastruktura i jej wpływ na rozwój miasta, [w:] Stawasz D. (red.) Infrastruktura techniczna a rozwój miasta, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź, str. 7-13.
- Wielka encyklopedia PWN (2002) Wojnowski J. (red.), Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa, Tom XII, str. 134.
- Witkowski K., Starościc D. (2008) System infrastruktury społecznej w gminie, Studia Lubuskie, Tom IV, str. 177-194.
- World Bank (2003) Improving the Investment Climate in Bangladesh. An Investment Climate Assessment Based on an Enterprise Survey Carried Out by the Bangladesh Enterprise Institute and the World Bank, World Bank, Washington, D. C.
- Zeliaś A. (red.) (2000) Taksonomiczna analiza przestrzennego zróżnicowania poziomu życia w Polsce w ujęciu dynamicznym, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Krakowie, Kraków.

**COMPARATIVE ANALYSIS OF THE TECHNICAL
INFRASTRUCTURE DEVELOPMENT LEVEL
IN POLISH VOIVODESHIPS
WITH THE USE OF TAXONOMIC METHODS**

Abstract: The purpose of the article is to compare Polish voivodeships in terms of technical infrastructure development level. The research was made using a development model proposed by Z. Hellwig and the method of standardized sums. Groups of voivodeships with a similar development level of the technical infrastructure were created as well. According to the results of the analysis made on the basis of five indicators from 2013 technical infrastructure is best developed in the Dolnośląskie and Śląskie Voivodeships, whereas the worst in the Warmińsko-Mazurskie, Lubelskie, Podlaskie and Świętokrzyskie Voivodeships.

Keywords: technical infrastructure, Poland, voivodeship, multidimensional comparative analysis

OCENA EFEKTYWNOŚCI FUNDUSZY EMERYTALNYCH Z WYKORZYSTANIEM METOD PORZĄDKOWANIA LINIOWEGO

Dorota Witkowska

Katedra Finansów i Strategii Przedsiębiorstwa, Uniwersytet Łódzki
e-mail: dorota.witkowska@uni.lodz.pl

Krzysztof Kompa

Katedra Ekonometrii i Statystyki
Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie
e-mail: krzysztof_kompa@sggw.pl

Streszczenie: Zreformowany w 1999 roku system emerytalny okazał się nie do końca „wydolny”, a działalność otwartych funduszy emerytalnych (OFE) stała się przedmiotem ostrej krytyki, głównie z powodu słabej efektywności inwestycyjnej i wysokich kosztów. Zatem w latach 2011 i 2014 rząd wprowadził istotne zmiany, ingerując m.in. w strukturę portfeli OFE. Celem artykułu jest analiza wyników inwestycyjnych OFE w latach 2000-2013, wykorzystując w tym celu znane mierniki ryzyka i efektywności inwestycyjnej oraz metody porządkowania liniowego.

Słowa kluczowe: fundusze emerytalne, efektywność inwestycyjna, ryzyko, porządkowanie liniowe

WPROWADZENIE

Reforma systemu emerytalnego z 1999 roku polegała na zmianie systemu zdefiniowanego świadczenia na system zdefiniowanej składki oraz uzupełnieniu systemu repartycyjnego składową kapitałową. Nowy system repartycyjno-kapitałowy oparty został na trzech filarach, z czego dwa pierwsze miały charakter obowiązkowy. Pierwszy filar pozostał repartycyjny i jest reprezentowany przez zreformowany Zakład Ubezpieczeń Społecznych (ZUS), drugi filar ma charakter kapitałowy i jest reprezentowany przez otwarte fundusze emerytalne (OFE), a trzeci stanowi dobrowolny kapitałowy filar ubezpieczeń prywatnych.

Nowy system emerytalny posiadał jednak szereg niedopracowanych elementów, a w debacie publicznej pojawiła się ostra krytyka OFE, którym wytykano wy-

sokie koszty i niskie stopy zwrotu¹, wskazywano również na tzw. „jałowy obieg pieniądza” napędzający dług publiczny, który polegał na tym, że obligacjami skarbowymi wykupywanymi przez OFE dotowano ZUS do pokrycia zobowiązań wobec otwartych funduszy emerytalnych. W wyniku tej krytyki rząd wprowadził zmiany, które stanowią zasadniczy odwrót od podstawowych założeń reformy emerytalnej i w istotny sposób ingerują w działalność inwestycyjną OFE.

Po pierwsze, od maja 2011 r. zmniejszono rolę kapitałowej części systemu emerytalnego poprzez drastyczne obniżenie składek odprowadzanych do funduszy emerytalnych. Po drugie, od kwietnia 2014 r. drugi filar przestał być obowiązkowy i wprowadzono tzw. suwak bezpieczeństwa, który polega na systematycznym przekazywaniu środków zgromadzonych w OFE do ZUS w ciągu 10 lat, jakie pozostają do osiągnięcia obowiązującego wieku emerytalnego. Oznacza to *de facto* zamianę oszczędności gromadzonych w OFE na podatek na rzecz ZUS. Po trzecie, dokonano transferu 51,5% środków zgromadzonych w funduszach emerytalnych do ZUS. Po czwarte, zasadniczo zmieniono katalog instrumentów finansowych, w które otwarte fundusze emerytalne mogą inwestować m.in. zakazując inwestowania w papiery dłużne emitowane i gwarantowane przez Skarb Państwa.

Celem badań² jest ocena efektywności inwestycji realizowanych przez OFE w latach 2000-2013 w porównaniu z indeksacją ZUS i wynikami wybranych instrumentów inwestycyjnych oraz skonstruowanych benchmarków. Analizy prezentowane w artykule przeprowadzono za pomocą metod porządkowania liniowego wykorzystując znane mierniki ryzyka oraz efektywności inwestycyjnej np. wskaźniki Sharpe’a, Treynora i Sortino.

WSKAŹNIKI OCENY EFEKTYWNOŚCI INWESTYCYJNEJ

Ocena działalności funduszy inwestycyjnych w tym emerytalnych jest zadaniem złożonym, bowiem istnieje wiele różnych metod pomiaru efektywności oraz ryzyka, które omawiane są w bogatej literaturze przedmiotu. Jednakże porównywalność wyników inwestycyjnych na podstawie różnych wskaźników jest ograniczona, ponieważ poszczególne mierniki odnoszą się do różnych aspektów inwestycyjnych i w zróżnicowany sposób mierzą zarówno dochody, jak i ryzyko. Zdarza się zatem, że uzyskane oceny efektywności analizowanych portfeli mogą być odmienne, jeśli wykorzystuje się w tym celu różne mierniki. W dalszych rozważaniach zastosowane zostaną znane wskaźniki efektywności inwestycyjnej i miary ryzyka oraz ich syntetyzacja w postaci odległości taksonomicznych i sum standa-

¹ Przygotowano w tym celu stosowne dokumenty rządowe, m.in. [Ile OFE kosztują przyszłych emerytów 2013], [Przegląd funkcjonowania systemu emerytalnego. Bezpieczeństwo dzięki zrównoważeniu 2013].

² Badania realizowano w ramach projektu NCN 2013/09/B/HS4/00493 pt. „Analiza rynku otwartych funduszy emerytalnych na tle rynku otwartych funduszy inwestycyjnych funkcjonujących w Polsce”.

ryzowanych, uwzględniające wielowymiarową analizę przeprowadzoną w oparciu o różne miary wyników inwestycyjnych.

Wskaźnik Sharpe'a (*reward-to-variability ratio*) dla zgromadzonych składek emerytalnych WS_e wyznaczany jest ze wzoru ([Tarczyński 1997, str. 153-154], [Białek 2009, str. 36-37], [Perez 2012, str. 147], [Witkowska i in. 2012, str. 225]):

$$WS_e = \frac{R_e - R_f}{S_e} \quad (1)$$

gdzie: R_e - oczekiwana stopa zwrotu z inwestycji, S_e - odchylenie standardowe stóp zwrotu, wyrażające ryzyko całkowite portfela, R_f - stopa zwrotu z instrumentu wolnego od ryzyka.

Współczynnik uogólniony WGS_e , zwany również współczynnikiem informacji o nadwyżkowej lub różnicowej stopie zwrotu (*excess return information ratio* lub *differential return information ratio*), jest postaci [Perez 2012, str. 149-151]:

$$WGS_e = \frac{R_e - R_b}{S_{eb}} \quad (2)$$

gdzie: R_b - stopa zwrotu z benchmarku, S_{eb} - *tracking error*, czyli odchylenie standardowe różnicowych stóp zwrotu z inwestycji poczynionych ze składek emerytalnych i benchmarku, które wyznacza się wg wzoru:

$$S_{eb} = \sqrt{\frac{1}{T-1} \sum_{t=1}^T (R_{et} - R_{bt} - (R_e - R_b))^2} \quad (3)$$

gdzie: R_{et} , R_{bt} - stopy zwrotu z funduszu i benchmarku w okresie t , pozostałe oznaczenia jak poprzednio. *Tracking error* jest wykorzystywany jako miara ryzyka i przez niektórych badaczy uważany jest za bardziej miarodajną miarę ryzyka niż odchylenie standardowe [Karpio, Żebrowska-Suchodolska 2013].

Inną klasyczną miarą jest, opisujący premię za zmienność (*reward-to-volatility*), współczynnik Treynora WT_e postaci (por. [Tarczyński 1997, str. 155-156], [Białek 2009, str. 34-35], [Perez 2012, str. 155], [Witkowska i in. 2012, str. 226]):

$$WT_e = \frac{R_e - R_f}{\hat{\beta}_e} \quad (4)$$

gdzie: $\hat{\beta}_e$ - współczynnik beta, opisujący ryzyko systematyczne portfela, będący oceną estymatora parametru modelu opisującego relację między stopą zwrotu z analizowanego portfela i indeksem rynku, czyli tzw. modelu Sharpe'a (por. [Domański (red.) 2011, str. 62], [Perez 2012, str. 155]) będącego postaci:

$$R_{et} = \alpha_e + \beta_e R_{mt} + \varepsilon_t \quad (5)$$

gdzie: R_{et} , R_{mt} - stopy zwrotu, odpowiednio z portfela inwestycyjnego i portfela rynkowego, ε_t - składnik losowy, α_e , β_e - parametry modelu, $t = 1, 2, \dots, T$ - kolejne obserwacje.

Nowoczesną modyfikacją indeksu Sharpe'a jest wskaźnik Sortino [Sortino, Price 1994, str. 59-65], która polega na wprowadzeniu do licznika (1) stopy zwrotu wymaganej przez inwestora (*investor's return target*) lub minimalnej akceptowalnej stopy zwrotu (*minimal acceptable return*), a do mianownika (1) ryzyka uzyskania niższych niż wymagane przez inwestora zwroty z inwestycji, mierzonego semiodchyleniem standardowym stóp zwrotu SS_e :

$$SS_e = \sqrt{\frac{1}{T-1} \sum_{t=1}^T d_t^2} \quad (6)$$

$$d_t = \begin{cases} R_{et} - R^* & \text{gdy } R_{et} - R^* < 0 \\ 0 & \text{gdy } R_{et} - R^* \geq 0 \end{cases} \quad (7)$$

Wówczas wskaźnik Sortino WSP_e wyraża się wzorem [Zamojska 2012, str. 110]:

$$WSP_e = \frac{R_e - R^*}{SS_e} \quad (8)$$

gdzie: R^* - wymagana przez inwestora (minimalna) stopa zwrotu, SS_e - semiodchylenie standardowe odchyłeń stóp zwrotu z inwestycji poniżej R^* . Miernik (8) jest zalecany kiedy rozkład stóp zwrotu cechuje asymetryczność lub szczególnie ważne dla inwestora jest osiągnięcie minimalnej stopy zwrotu.

Kolejnym interesującym wskaźnikiem efektywności jest tzw. alfa Sharpe'a - wskaźnik, który uwzględnia oczekiwania inwestorów działających w konkretnych warunkach otoczenia, reprezentowanych przez indeks rynku. Miara ta jest odporna na zmiany koniunktury rynkowej i można ją wykorzystywać do porównań stóp zwrotu bez względu na aktualnie istniejący trend. Stosuje się zazwyczaj dwie formuły na jej wyznaczenie. Pierwsza z nich została wykorzystana w pracy [Salamaga 2013]:

$$WSA_e^1 = R_e - R_m \cdot \frac{S_e}{S_m} \quad (9)$$

a nieco inny wzór na alfę Sharpe'a stosuje Jamróz (2013):

$$WSA_e^2 = (R_e - R_f) - (R_m - R_f) \cdot \frac{S_e}{S_m} \quad (10)$$

gdzie: R_m - oczekiwana stopa z portfela rynkowego, S_m - odchylenie standardowe stóp zwrotu instrumentu wolnego od ryzyka, pozostałe oznaczenia jak wyżej.

W badaniach dotyczących efektywności inwestycyjnej kluczowym problemem jest wybór instrumentu wolnego od ryzyka i reprezentanta indeksu rynku. Za instrument wolny od ryzyka zazwyczaj w Polsce wykorzystuje się stopy procentowe dla operacji międzybankowych lub obligacje Skarbu Państwa o różnym okresie zapadalności. Instrumentem rynkowym jest zazwyczaj indeks rynku kapitałowego np. dla Polski indeks WIG, WIG 20 lub inne portfele traktowane jako benchmarki rynkowe. Z uwagi na różne możliwości wyboru reprezentantów rynku i instrumen-

tu wolnego od ryzyka w prowadzonych analizach wykorzystano różne kombinacje indeksów oraz wymienione wyżej mierniki efektywności i ryzyka. Zatem w celu uzyskania jednoznacznej odpowiedzi dotyczącej porównań wyników inwestycyjnych wykorzystano odległość taksonomiczną i sumy standaryzowane. Pierwszy miernik agregatowy wyznaczono jako:

$$WDIS = \sqrt{\sum_{j=1}^k (z_{ij} - z_{0j})^2} \quad (11)$$

Natomiast sumy standaryzowane wyznacza się według wzoru:

$$WSUM = \sum_{j=1}^k z_{ij} \quad z_{ij} = \frac{x_{ij} - \bar{x}_j}{s_j} \quad z_{ij} = \begin{cases} \min(z_{ij}) & \text{dla destymulant} \\ \max(z_{ij}) & \text{dla stymulant} \end{cases} \quad (12)$$

gdzie: x_{ij} – wartość j -tej zmiennej diagnostycznej – miernika wyznaczonego dla i -tego portfela, \bar{x}_j , s_j – średnia arytmetyczna i odchylenie standardowe j -tej zmiennej diagnostycznej. W przypadku sum standaryzowanych przeprowadzono zamianę destymulant na stymulanty przyjmując je jako odwrotności tych pierwszych.

Na podstawie wyznaczonych mierników przeprowadzono klasyfikację obiektów do utworzonych czterech klas o zróżnicowanej efektywności inwestycyjnej (od najbardziej do najmniej efektywnych) według znanych zasad, w oparciu o średnie arytmetyczne mierników i odchylenia standardowe od średniej.

WYNIKI BADAŃ EMPIRYCZNYCH

W badaniach wykorzystano dane za lata 2000–2013 dotyczące rocznych ważonych stóp zwrotu z jednostek rozrachunkowych OFE i współczynniki waloryzacji składek odkładanych w ZUS, traktowane jako zwroty z kapitału gromadzonego przez przyszłych emerytów³. Oprócz tego wykorzystano roczne zwroty z obligacji Skarbu Państwa, indeksu giełdowego WIG oraz stopy procentowej WIBOR, które wykorzystano do budowy benchmarków i indeksów rynkowych, a WIBOR oraz obligacje dodatkowo pełniły rolę instrumentów wolnych od ryzyka. W analizach wykorzystano trzy rodzaje indeksów rynkowych: R1 – portfel reprezentowany przez indeks WIG, R2 – portfel będący kombinacją indeksu WIG i obligacji skarbowych o zawsze dodatnich stopach zwrotu, tj. portfel ten ma kompozycję indeksu WIG w latach kiedy obserwowano dodatnie zwroty, a w latach kiedy są one ujemne staje się portfelem obligacji skarbowych, R3 – portfel odzwierciedlający politykę inwestycyjną OFE, regulowaną Ustawą z 1997 r., czyli portfel zawiera 42% obligacji, 46% akcji GPW i 12% instrumentów rynku pieniężnego reprezentowanego przez WIBOR. W badaniach uwzględniono również dwa dodatkowe portfele, odzwierciedlające zmiany w kompozycji portfeli OFE wprowadzone w 2014 r., tj. portfele R3, z których usunięto obligacje Skarbu Państwa. W portfelu R4 udział

³ Podobne podejście przedstawiono w pracy [Otto, Wiśniewski 2013].

obligacji został po równo „przekazany” na rzecz inwestycji w akcje i instrumenty rynku pieniężnego, czyli zawiera 67% akcji i 33% instrumentów o niskim ryzyku. Natomiast portfel R5 został uzupełniony wyłącznie o instrumenty rynku kapitałowego i zawiera 88% akcji i 12% instrumentów rynku pieniężnego.

Tabela 1. Ocena wyników inwestycyjnych w latach 2000-2013

Podstawowe parametry	Indeksacja ZUS	Instrumenty rzeczywiste			
		OFE	WIG	Obligacje	WIBOR
skumulowane zwroty	2,4605	3,5119	2,4966	2,4333	1,4998
średnia geometryczna	1,0664	1,0939	1,0675	1,0656	1,0294
średnia arytmetyczna	0,0672	0,0979	0,1096	0,0664	0,0296
odchylenie standardowe	0,0430	0,0932	0,2894	0,0452	0,0249
Podstawowe parametry	R1-WIG	Portfele hipotetyczne			
		R2	R3	R4	R5
skumulowane zwroty	2,4966	13,6859	2,7285	2,4287	2,5192
średnia geometryczna	1,0675	1,2055	1,0743	1,0654	1,0682
średnia arytmetyczna	0,1096	0,2147	0,0819	0,0832	0,1000
odchylenie standardowe	0,2894	0,1567	0,1279	0,1931	0,2543

Źródło: obliczenia własne

W Tabeli 1 przedstawiono sumaryczne informacje dotyczące analizowanych instrumentów finansowych. Najlepsze wyniki inwestycyjne zaobserwowano dla portfela hipotetycznego R2 tj. zainwestowany kapitał zwiększył się niemal 14-krotnie, co wynika ze sposobu jego konstrukcji. Natomiast spośród pozostałych analizowanych „inwestycji” najwyższymi średniorocznymi i skumulowanymi zwrotami charakteryzowały się inwestycje otwartych funduszy emerytalnych, a najslabsze wyniki osiągnął WIBOR. Z kolei skumulowane zwroty zaobserwowane dla ZUS, WIG, obligacji i wszystkich pozostałych portfeli hipotetycznych są dość do siebie zbliżone. Przy czym R3 osiąga wyższe skumulowane zwroty niż R4 i R5. Aczkolwiek porównując średnie arytmetyczne stóp zwrotu stwierdzamy, że średnie z portfela hipotetycznego R5 są wyższe niż z OFE (choć z R3 i R4 są niższe), a najwyższe są oczywiście z portfela R2 oraz R1 czyli WIG.

W realizowanych badaniach wykorzystano kilka miar ryzyka (oprócz odchylenia standardowego i współczynnika zmienności), którymi są oceny estymatora parametru beta z modelu jednowskaźnikowego (5), semiodchylenie standardowe (9)-(10) oraz *tracking error* (3), które zostały wyznaczone dla różnych benchmarków reprezentujących zarówno instrumenty wolne od ryzyka, jak i indeksy rynku. Również ocena efektywności inwestycyjnej została przeprowadzona za pomocą opisanych w poprzednim paragrafie wskaźników zróżnicowanych pod względem przyjętych benchmarków, które dla poszczególnych mierników przyjęto następująco:

- A. *tracking error* (3): WIBOR, WIG (R1), portfele hipotetyczne R2 i R3;
- B. wskaźnik Sharpe'a (1): WIBOR i obligacje;
- C. uogólniony wskaźnik Sharpe'a (2): WIBOR, WIG, portfele R2 i R3;
- D. współczynnik Treynora (4) - indeks rynkowy: WIG, instrument wolny od ryzyka: WIBOR i obligacje;
- E. semiodchylenie standardowe (6)-(7): WIBOR, WIG, portfele R2 i R3;
- F. wskaźnik Sortino (8): WIBOR, WIG, portfele hipotetyczne R2 i R3;
- G. beta z modelu Sharpe'a (5): WIG, portfele hipotetyczne R2 i R3;
- H. alfa Sharpe'a (9): WIBOR, WIG, portfele hipotetyczne R2 i R3;
- I. alfa Sharpe'a (10) - indeks rynkowy: WIG, portfele hipotetyczne R2 i R3, instrument wolny od ryzyka: WIBOR;
- J. alfa Sharpe'a (10) - indeks rynkowy: WIG, portfele hipotetyczne R2 i R3, instrument wolny od ryzyka: obligacje.

Oprócz przedstawionych wyżej zmiennych (A)-(J) w analizach wielowymiarowych wykorzystano skumulowane zwroty za okres 2000-2012, średnią geometryczną i arytmetyczną oraz odchylenie standardowe stóp zwrotu, a także współczynniki zmienności (obliczone dla odchylenia standardowego i średniej arytmetycznej). W sumie zbiór zmiennych diagnostycznych zawiera 35 zmiennych, na podstawie których zbudowano dziesięć mierników agregatowych (11)-(12) różniących się zarówno liczbą zmiennych, jak i zbiorem porządkowanych obiektów. Należy przy tym zauważyć, że przynajmniej niektóre ze zmiennych mogą być ze sobą mocno skorelowane. Wprawdzie wykorzystanie do budowy miernika syntetycznego zmiennych silnie skorelowanych nie jest zalecane, bowiem powoduje to wzmocnienie siły oddziaływania tych zmiennych, ale wobec braku wag o zróżnicowanych wartościach⁴ we wzorach (11)-(12) podejście takie jest często wykorzystywane w praktyce. Chociaż w prowadzonych analizach uwzględniono również mierniki, z których wyeliminowano zmienne najsilniej skorelowane z pozostałymi.

Pierwszą parę mierników wyznaczono dla wszystkich analizowanych „portfeli” tj. OFE, ZUS, WIG, obligacje, WIBOR oraz cztery portfele hipotetyczne R2-R5, wykorzystując 19 zmiennych diagnostycznych będące stymulantami: skumulowane zwroty, średnie geometryczne i arytmetyczne, indeksy Sharpe'a (B), Treynora (D) i alfy Sharpe'a (H), (I), (J), oraz będące destymulantami: odchylenie standardowe, współczynnik zmienności i beta wyznaczona dla WIG jako indeksu rynkowego. Warto przy tym zauważyć, że spośród 171 współczynników korelacji obliczonych parami dla wszystkich uwzględnionych zmiennych jedynie 39 (23%) z nich charakteryzowało się silną korelacją tj. współczynnik Pearsona nie był mniejszy od 0,8.

⁴ Przedstawiony zapis (1)-(12) oznacza, że wagi są jednakowe dla wszystkich zmiennych i są tożsamościowo równe jeden. Wprawdzie w wielu opracowaniach wprowadza się do wzorów wagi w sposób jawny, ale często przyjmuje się je na jednakowym poziomie dla wszystkich zmiennych.

Tabela 2. Ranking portfeli rzeczywistych i hipotetycznych

Klasa	19 zmiennych				12 zmiennych				6 zmiennych			
	Miernik (11)		Miernik (12)		Miernik (11)		Miernik (12)		Miernik (11)		Miernik (12)	
I	R2	37,39	R2	3,58	R2	23,36	R2	3,57	R2	8,10	R2	3,29
II	R3	3,50	OFE	7,38	R3	4,51	OFE	5,76	R4	2,67	OFE	4,34
III	OFE	-0,74	R3	9,02	R4	2,55	R3	6,94	WIG	2,26	R3	5,03
	R4	-1,20	ZUS	9,15	R5	1,16	ZUS	7,43	R5	2,20	R4	5,40
	R5	-3,57	Obligacje	9,35	WIG	0,85	Obligacje	7,64	WI-BOR	-2,84	R5	5,48
	WIG	-4,53	R4	10,39	OFE	-3,54	R4	7,83	OFE	-2,84	WIG	5,59
	ZUS	-4,63	R5	10,96	ZUS	-6,51	R5	8,20	R3	-4,18	ZUS	5,67
	Obligacje	-5,55	WIG	11,37	Obligacje	-7,10	WIG	8,49	ZUS	-5,24	Obligacje	5,96
	WI-BOR	-13,71	WI-BOR	11,78	WI-BOR	-8,33	WI-BOR	9,17	Obligacje	-5,80	WI-BOR	6,22

Źródło: obliczenia własne

Druga para mierników została zbudowana uwzględniając 12 zmiennych, bowiem z poprzedniego zbioru zmiennych diagnostycznych usunięto: skumulowane zwroty, średnie geometryczne, współczynniki zmienności, indeksy Sharpe'a (B), w których rolę instrumentu wolnego od ryzyka pełniły obligacje i wszystkie trzy alfy Sharpe'a (H) ze względu na ich silne skorelowanie. W tym zbiorze zmiennych 11 na 66 (17%) par zmiennych jest skorelowanych przynajmniej na poziomie 0,8. Trzeci wariant miernika zbudowano w oparciu o zbiór deskryptorów, który powstał w wyniku usunięcia pozostałych skorelowanych zmiennych. Zatem miernik uwzględniał jedynie pięć zmiennych nieskorelowanych (tj. o współczynniku Pearsona poniżej 0,8), którymi są średnia arytmetyczna odchylenie standardowe, wskaźniki Sharpe'a (B) dla WIBORu, wskaźniki Treynora (D) oraz alfa Sharpe'a (J) obliczona dla indeksu WIG.

Kolejne dwie pary mierników zbudowano wykorzystując dane dla czterech rzeczywistych „portfeli” tj. OFE, ZUS WIG i obligacji w oparciu o wszystkie 35 zmiennych diagnostycznych oraz dla pięciu zmiennych diagnostycznych, wymienionych wcześniej jako wariant trzeci.

Wyniki porządkowania liniowego przeprowadzone w oparciu o miary agregatowe przedstawiono w Tabelach 2 i 3. W przypadku porządkowania wszystkich dziewięciu portfeli dokonano klasyfikacji na podstawie wartości mierników do czterech klas efektywności utworzonych na podstawie wyznaczonych miar. Jak można zauważyć w Tabeli 2 niezależnie od zestawu zmiennych diagnostycznych i miary agregatowej portfel hipotetyczny R2 (który generował najwyższe zwroty z inwestycji) zawsze należy do klasy pierwszej i poniekąd stanowi obserwację odstającą. Podobnie jest z ostatnią klasą – najmniej efektywne inwestycje pochodzą z portfela jednoskładnikowego, zawierającego instrumenty rynku pieniężnego re-

prezentowane przez WIBOR, z wyjątkiem sum standaryzowanych wyznaczonych dla sześciu zmiennych diagnostycznych. We wszystkich klasyfikacjach oszczędności emerytów były efektywniej zarządzane przez OFE niż przez ZUS, chociaż czasami nie są to pozycje odległe. Warto zauważyć, że we wszystkich rankingach, z wyjątkiem miernika (12) wyznaczonego dla sześciu zmiennych diagnostycznych, hipotetyczny portfel R3 odzwierciedlający strukturę portfeli OFE przed 2014 r. jest bardziej efektywny niż portfele R4 i R5, w których nie ma obligacji skarbowych.

Tabela 3. Ranking portfeli rzeczywistych

35 zmiennych				6 zmiennych			
Miernik (11)		Miernik (12)		Miernik (11)		Miernik (12)	
WIG	2,20	OFE	4,52	ZUS	23,39	OFE	0,18
Obligacje	-6,55	Obligacje	10,40	Obligacje	22,04	WIG	0,68
ZUS	-9,67	ZUS	10,44	OFE	11,87	ZUS	0,85
OFE	-35,99	WIG	11,63	WIG	3,96	Obligacje	1,02

Źródło: obliczenia własne

W przypadku oceny jedynie czterech obiektów widać, że ZUS zajmuje wyższą pozycję niż OFE w rankingach przeprowadzonych na podstawie sum standaryzowanych, chociaż w przypadku odległości taksonomicznych OFE zajmują najwyższą pozycję.

PODSUMOWANIE

Przedstawione w artykule analizy dotyczą lat 2000-2013, które charakteryzowały się istotną zmiennością na rynku finansowym. Można zatem sądzić, że rozpatrywany okres stanowi dobrą reprezentację sytuacji rynkowych, które mogą mieć miejsce w przyszłości. Przedstawione analizy potwierdzają, że z punktu widzenia oszczędności przyszłych emerytów wyniki otwartych funduszy emerytalnych były lepsze niż ZUSu - spośród 35 zmiennych diagnostycznych jedynie w przypadku 15 z nich można mówić o mniejszym ryzyku lub większej efektywności indeksacji ZUS, w tym 1/3 tych mierników wykorzystywała WIBOR jako benchmark. Wydaje się zatem, że wprowadzone w ostatnich latach reformy systemu emerytalnego nie miały na celu poprawy sytuacji przyszłych emerytów, a raczej służyły bieżącym celom budżetowym.

BIBLIOGRAFIA

- Białek J. (2009) Konstrukcja miar efektywności Otwartych Funduszy Emerytalnych, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
- Domański C. (red.) (2011) Nieklasyczne metody oceny efektywności i ryzyka. Otwarte fundusze emerytalne, PWE, Warszawa.

- Ile OFE kosztują przyszłych emerytów? (2013) Ministerstwo Pracy i Polityki Socjalnej <http://www.mpips.gov.pl/aktualnosci-wszystkie/ubezpieczenia-spoeczne/art,6266,przeglad-funkcjonowania-systemu-emerytalnego.html> 26. 06. 2013
- Jamróz P. (2013) Efektywność wybranych FIO rynku akcji w latach 2003-2011, Rynek kapitałowy. Skuteczne inwestowanie, Zeszyty Naukowe Nr 768, Finanse, Rynki Finansowe, Ubezpieczenia Nr 63, Wyd. Uniwersytetu Szczecińskiego, Szczecin, str. 193-206.
- Karpio A., Żebrowska-Suchodolska D. (2013) Porównanie efektywności inwestycyjnej FIO z wykorzystaniem information ratio i wskaźnika Sortino. Miary efektywności i ryzyka otwartych funduszy inwestycyjnych, Rynek kapitałowy. Skuteczne inwestowanie, Zeszyty Naukowe Nr 768, Finanse, Rynki Finansowe, Ubezpieczenia Nr 63, Wyd. Uniwersytetu Szczecińskiego, Szczecin, str. 222-232.
- Otto W., Wiśniewski M. (2013) Stopy zwrotu: OFE i ZUS, <http://kobe.org.pl/wp-content/uploads/2013/06/Stopy-zwrotu-w-OFE-a-indeksacja-sk%C5%82adek-w-ZUS.pdf>
- Perez K. (2012) Efektywność funduszy inwestycyjnych, Difin, Warszawa.
- Przegląd funkcjonowania system emerytalnego. Bezpieczeństwo dzięki zrównoważeniu (2013) Ministerstwo Pracy i Polityki Społecznej oraz Ministerstwo Finansów, Warszawa. http://www.finance.mf.gov.pl/documents/766655/4703655/20130626_przeglad.pdf (12.04.2015).
- Salamaga M. (2013) Ocena Efektywności wybranych strategii inwestowania cyklicznego na polskim rynku kapitałowym w świetle mierników opartych na modelu CAPM, w Trzaskalik T. (red.) Modelowanie preferencji a ryzyko, 13. Seria Zeszyty Naukowe Wydziałowe Uniwersytetu Ekonomicznego w Katowicach Nr 163, Studia Ekonomiczne, Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Katowicach, Katowice, str. 113-130.
- Sortino F., Price L. (1994) Performance Measurement in a Downside Risk Framework, Journal of Investing, 3, No. 3, pp. 59-65.
- Tarczyński W. (1997) Rynki kapitałowe–Metody ilościowe. Tom 2, AW Placet, Warszawa.
- Witkowska D., Matuszewska A., Kompa K. (2012) Wprowadzenie do ekonometrii dynamicznej i finansowej, Wydawnictwa SGGW, Warszawa.
- Zamojska A. (2012) Efektywność funduszy inwestycyjnych w Polsce. Studium teoretyczno-empiryczne, C. H. Beck, Warszawa.

EVALUATION OF THE PENSION FUNDS EFFICIENCY USING LINEAR ORDERING METHODS

Abstract: The pension system reformed in 1999 did not work properly, and pension funds were criticized mostly because of their poor performance. Therefore in 2011 and 2013 Polish government introduced essential changes also in the list of financial instruments, which can be used by pension funds for investments. The aim of the paper is analysis of the pension funds performance in years 2000-2013 using well-known measures of risk and investment efficiency together with methods of linear ordering.

Keywords: pension funds, investment efficiency, risk, linear ordering

ANALIZA PORÓWNAWCZA MODELOWANIA LOGITOWEGO I LINIOWEJ FUNKCJI DYSKRYMINACYJNEJ W OCENIE RYZyka UPADŁOŚCI SPÓŁEK GIEŁDOWYCH

Jolanta Wojnar

Katedra Metod Ilościowych i Informatyki Gospodarczej
Uniwersytet Rzeszowski
e-mail: jwojnar@univ.rzeszow.pl

Streszczenie: W pracy dokonano porównania efektów modelowania logitowego i liniowej funkcji dyskryminacyjnej w ocenie zagrożenia finansowego spółek giełdowych. Badano wpływ różnych wskaźników analizy finansowej na zdolność prognostyczną modeli. Poszukiwano wskaźników, które w najlepszy sposób ostrzegają o zagrożeniu upadłością. Dokonano weryfikacji empirycznej przydatności oszacowanych modeli dla przewidywania upadłości spółek.

Słowa kluczowe: aplikacja modeli logitowych, analiza dyskryminacyjna, prognozowanie upadłości

WSTĘP

Wczesne rozpoznanie pojawiającego się zagrożenia upadłością jest niezbędnym i koniecznym warunkiem podjęcia szybkich działań naprawczych zmierzających do uniknięcia bankructwa. Trafna diagnoza jest możliwa dzięki istnieniu modeli wczesnego ostrzegania. Systemy wczesnego ostrzegania są interesującym i użytecznym narzędziem szacowania ryzyka upadłości przedsiębiorstwa, tym samym mogą być traktowane, jako przydatne narzędzie pozwalające na dokonanie oceny aktualnej sytuacji ekonomiczno-finansowej i wykrycie ewentualnych zagrożeń [Wajda 2009].

Z przeglądu literatury przedmiotu wiadomo, że zakres zastosowań modeli służących prognozowaniu upadłości przedsiębiorstwa jest bardzo szeroki [Gajdka i in. 1996, Mączyńska 2006, Hołda 2001, Korol 2010, Kitowski 2013, Pocięcha 2014]. Zgodnie z wynikami badań [Aziz i Dar 2006] najczęściej, bo aż w 64% przypadków, wykorzystywane są metody statystyczne, w 25% metody miękkich

technik obliczeniowych, zaś w zaledwie 11% metody teoretyczne. Najpopularniejsze są modele dyskryminacyjne, które są stosowane w ponad 30% analiz. Kolejną popularną metodą jest analiza logitowa 21%, następnie sieci neuronowe 9% i drzewa decyzyjne 6%. Różni autorzy preferują różne podejście metodologiczne do oceny ryzyka upadłości. Powstaje pytanie, czy istnieją metody dające bardziej precyzyjne prognozy bankructwa.

Celem pracy jest poszukiwanie wskaźników analizy finansowej, które statystycznie istotnie decydują o podziale spółek na dwie grupy: bankrutów i „niebankrutów” oraz sprawdzenie czy liniowe modele analizy dyskryminacyjnej i modele logitowe charakteryzują się zbliżoną trafnością klasyfikacji. W artykule oszacowano różne modele logitowe i funkcje dyskryminacyjne pozwalające ocenić ryzyko upadłości spółki. Kolejno dokonano weryfikacji empirycznej przydatności oszacowanych modeli.

ZAŁOŻENIA TEORETYCZNE MODELI

Do konstruowania modeli oceniających kondycję finansową przedsiębiorstw najczęściej wykorzystywaną metodą jest analiza dyskryminacyjna. Zagadnienie dyskryminacji zostało po raz pierwszy podniesione przez R. A. Fishera [Fisher 1936]. W swojej pracy przedstawił on pojęcie funkcji dyskryminacyjnej oraz podał sposób szacowania jej parametrów. Literatura dotycząca idei, formalizacji oraz zastosowań liniowej funkcji dyskryminacyjnej Fishera jest bardzo obszerna. Szczegółowy opis analizy dyskryminacyjnej można znaleźć w pracach Jajugi [Jajuga 1990], Krzyśko [Krzyśko 1990], Zeliasia [Zeliś 2000], Maddali [Maddala 2006]. Jednak rozwój dyskryminacyjnych modeli wczesnego ostrzegania przedsiębiorstw przed bankructwem zapoczątkowały prace Edwarda Altmana [Altman 1968]. W Polsce liniową analizę dyskryminacyjną do przewidywania bankructwa przedsiębiorstw zastosowali między innymi Gajdka [Gajdka i in. 1996], Hadasik [Hadasik 1998], Hołda [Hołda 2001], Mączyńska [Mączyńska 2006].

Zasadniczym celem analizy dyskryminacyjnej jest klasyfikacja obiektu do jednej z wyróżnionych grup według określonego czynnika klasyfikacji. Przy badaniu zagrożenia upadłością spółek najczęściej rozpatrywane są tylko dwie grupy, jednostki „zdrowe”, czyli niezagrożone upadłością i jednostki zagrożone bankructwem. Problem polega na znalezieniu takiej reguły klasyfikacyjnej, która pozwoli na poprawne sklasyfikowanie spółek opisanych przez zmienne diagnostyczne (wskaźniki finansowo-ekonomiczne) do jednej z dwóch grup.

Liniowa funkcja dyskryminacyjna zaproponowana przez Fishera ma postać:

$$D(X) = \alpha_0 + \alpha_1 X_1 + \alpha_2 X_2 + \dots + \alpha_k X_k$$

gdzie:

X – wektor zmiennych niezależnych (objaśniających) $[X_k]$; w przypadku prognozowania upadłości są to najczęściej wskaźniki finansowe,

- α_0 – stała funkcji dyskryminacyjnej,
 α_k – współczynniki (wagi) funkcji dyskryminacyjnej.

Przyjmuje się, że zmienne dyskryminacyjne modelu posiadają wielowymiarowy rozkład normalny, chociaż badania empiryczne dowodzą, [Gatnar 1998], że naruszenie tego założenia nie wpływa znacząco na ich właściwości dyskryminacyjne.

Statystyką charakteryzującą ogólną zdolność dyskryminacyjną funkcji jest współczynnik lambda Wilksa, który przyjmuje wartość z przedziału $<0,1>$. Bliższa zeru wartość tej miary świadczy o dużej zdolności dyskryminacyjnej modelu.

Najistotniejszą kwestią jest zapewnienie przez model trafności klasyfikacji badanych jednostek. W tym celu wykorzystuje się macierz klasyfikacji, która porównuje klasyfikację obiektów na podstawie funkcji dyskryminacyjnej z ich rzeczywistą przynależnością do odpowiedniej grupy. Z praktycznego punktu widzenia, budowa i wykorzystanie funkcji dyskryminacyjnej ma sens jedynie wtedy, gdy trafność klasyfikacji, uzyskiwanych na jej podstawie jest (w sensie statystycznym) istotnie wyższa niż w przypadku losowego przydziału jednostek statystycznych do danej grupy.

W krajowej literaturze przedmiotu metodyczny aspekt zastosowania modeli dyskryminacyjnych do oceny zagrożenia upadłością przedsiębiorstw często poddawany jest krytyce [Mączyńska i in. 2006, Rogowski 2008, Zarzecki 2000], za to, że modele te nie uwzględniają specyficznych uwarunkowań działalności przedsiębiorstwa, ponieważ opierają się wyłącznie na danych finansowych.

Model logitowy jest drugim pod względem częstości jego stosowania w praktyce, narzędziem przewidywania bankructwa. Model ten należy do klasy modeli binarnych, w których zmienna objaśniana przyjmuje tylko dwie wartości, 1 z prawdopodobieństwem p_i , oraz wartość 0 z prawdopodobieństwem $1-p_i$, co można zapisać:

$$P(y_i = 1) = p_i, P(y_i = 0) = 1 - p_i$$

Prawdopodobieństwo jest funkcją wektora zmiennych objaśniających \mathbf{x}_i oraz wektora parametrów β , zatem:

$$p_i = P(y_i = 1) = F(\mathbf{x}_i^T \beta) \quad \text{dla } i = 1, 2, \dots, n$$

Wartości funkcji odwrotnej do F nazywa się logitami (stąd w literaturze przedmiotu przyjęto określenie „model logitowy”). Logit jest logarytmem ilorazu szans wystąpienia i nie wystąpienia zdarzenia, które chcemy prognozować. Wyznacza się go z zależności:

$$F^{-1}(p_i) = \ln \frac{p_i}{1 - p_i},$$

W odniesieniu do rozpatrywanego problemu logit jest więc logarytmem ilorazu szans bankructwa i „niebankructwa” spółki. Jeżeli szanse te są jednakowe, czyli

$p=0,5$, to logit jest równy 0, dla $p > 0,5$ logit jest dodatni, zaś gdy $p < 0,5$ logit jest ujemny.

Po przekształceniu logitowym można przystąpić do badania zależności pomiędzy wartościami logitu, a zmiennymi objaśniającymi będącymi odpowiednimi wskaźnikami finansowymi przyjmując najczęściej liniowy model ekonometryczny o postaci:

$$L = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \dots + \beta_k X_k + \varepsilon$$

Parametry powyższego modelu można szacować metodą największej wiarygodności. Szczegóły procedury estymacji funkcji logitowej metodą największej wiarygodności można znaleźć w pracy Gruszczyńskiego [Gruszczyński 2010]

Model dwumianowy pozwala ustalić zarówno prognozę prawdopodobieństwa jak i prognozę zmiennej y . Przekształcenie prawdopodobieństwa na zmienną dychotomiczną odbywa się według standardowej zasady prognozy: $\hat{y}=1$, jeżeli $p_i > 0$ oraz $\hat{y}=0$, jeżeli $p_i \leq 0,5$. Po przekształceniu prawdopodobieństwa na $y=0$ i $y=1$ można ocenić jakość prognoz korzystając z macierzy klasyfikacji.

WYNIKI BADAŃ EMPIRYCZNYCH MODELOWANIA LOGITOWEGO I ANALIZY DYSKRYMINACYJNEJ

Materiałem empirycznym, były dane pochodzące ze sprawozdań finansowych 140 spółek (reprezentujących sektor budowlany i przemysłowy), zamieszczonych w bazie danych Emerging Markets Information Service – Polska (EMiS). Wśród badanych spółek znalazły się zarówno spółki w dobrej kondycji finansowej, jak również spółki, w przypadku których ogłoszono upadłość. Proporcja między nimi wynosiła 1:1. Zapewnienie takiej samej liczebności prób było związane z zamierzonym porównaniem metod. W odniesieniu do jednostek, które zbankrutowały, dane zostały wzięte na jeden rok przed ogłoszeniem bankructwa tj. z 2012 roku, zaś w przypadku spółek w dobrej kondycji finansowej dane pochodziły z 2013 roku. Dokonano losowego podziału spółek na „próbę uczącą” (80 jednostek), na podstawie której dokonywano estymacji parametrów modeli logitowych i funkcji dyskryminacyjnych oraz „próbę testową” (liczącą 60 jednostek), na której przeprowadzano weryfikację empirycznej przydatności oszacowanych modeli poprzez ocenę zgodności prognostycznej z rzeczywistą sytuacją spółki.

Każda spółka została opisana za pomocą zmiennych diagnostycznych w postaci wskaźników analizy finansowej zgrupowanych według kryterium zbliżonej treści ekonomicznej (najczęściej wyróżnia się cztery obszary analizy wskaźnikowej):

- wskaźniki płynności,
- wskaźniki sprawności działania (nazywane także wskaźnikami sprawności wykorzystania aktywów lub obrotowości),

- wskaźniki zadłużenia,
- wskaźniki zyskowności i rentowności,

Oprócz wymienionych wskaźników policzono jeszcze wskaźniki stosowane już w znanych modelach dyskryminacyjnych, jako bardzo dobre predykatory upadłości przedsiębiorstw.

Celem wyłonienia wskaźników o największej mocy dyskryminacyjnej (najlepszych predyktorów upadłości), we wstępnej analizie danych dokonano selekcji zmiennych. W tym celu wykorzystano następujące testy statystyczne:

- statystykę t-Studenta, która pozwoliła na ocenę istotności różnic pomiędzy średnimi wartościami wskaźników w dwóch porównywanych grupach spółek,
- test Lambda Wilksa, który pozwolił na określenie mocy predykcyjnej każdej ze zmiennych (wskaźników), w wyniku zastosowania jednowskaźnikowych modeli dyskryminacyjnych.

Obliczenia przeprowadzono za pomocą procedur oprogramowanych w pakiecie statystycznym *STATISTICA PL*. Zastosowanie wymienionych testów pozwoliło na redukcję liczby zmiennych diagnostycznych z poziomu 38 wskaźników do 24, które wzięto pod uwagę w dalszej analizie.

W pierwszym etapie, w wyniku analiz symulacyjnych uzyskano cztery funkcje dyskryminacyjne separujące spółki na znajdujące się w dobrej kondycji finansowej i spółki, które upadły. Wyniki trafności klasyfikacji oszacowanych modeli oraz wartości lambdy Wilksa przedstawiono w Tabeli 1.

Tabela 1. Zdolności klasyfikacyjne i prognostyczne oszacowanych funkcji dyskryminacyjnych

Model	Zmienne (wskaźniki)	Lambda Wilksa	Trafność klasyfikacji (w %)			Zdolność prognostyczna na próbie testowej (w %)
			niebankrut	bankrut	razem	
D ₁	W ₁₁ , W ₁₂ , W ₂₁	0,310	92,5	95,0	93,75	90,00
D ₂	W ₁ , W ₁₂	0,337	92,5	85,0	88,75	86,67
D ₃	W ₉ , W ₁₁ , W ₁₂	0,349	95,0	90,0	92,50	88,33
D ₄	W ₇ , W ₁₁ , W ₁₂ , W ₁₄ , W ₂₀ , W ₂₁	0,241	97,5	95,0	96,25	91,67

W₁-stopa zwrotu przychodów, W₇- zdolność do spłaty zadłużenia, W₉-wskaźnik bieżącej płynności, W₁₁- produktywność aktywów, W₁₂ - zlogarytmowana wartość aktywów, W₁₄ - wskaźnik szybkiej płynności, W₁₅ - wskaźnik płynności gotówkowej, W₂₀ – wskaźnik rotacji należności, W₂₁ – wskaźnik rotacji zapasów.

Źródło: obliczenia własne na podstawie badań empirycznych w oparciu o program *STATISTICA PL*

Różna kombinacja wskaźników pozwoliła na oszacowanie modeli charakteryzujących się wysoką trafnością klasyfikacji. W przeprowadzonej analizie uwzględniono tylko te liniowe funkcje dyskryminacyjne, w przypadku których wszystkie pojawiające się w modelu zmienne były istotne na poziomie istotności $\alpha=0,05$. Oszacowane modele zostały poddane weryfikacji, aby sprawdzić, czy wysoka trafność klasyfikacji uzyskana w „próbie uczącej” będzie tak samo wysoka w „próbie testowej”. Zdolność prognostyczna oszacowanych modeli weryfikowana na nowej próbie mieściła się w granicach 87-92% i była nieco niższa niż otrzymana w przypadku „próby uczącej” (93-98%). Można wnioskować, że oszacowane funkcja bardzo dobrze dyskryminują badane spółki. W modelu o najwyższej trafności klasyfikacji (D_4), istotnymi okazało się aż sześć wskaźników, chociaż z literatury wiadomo [Mączyńska i in. 2006], że liczba zmiennych nie jest czynnikiem przesądzającym o jakości modelu. Estymację parametrów tej funkcji wyrażono w dwóch formach: ze współczynnikami standaryzowanymi i współczynnikami niestandaryzowanymi. Wyniki estymacji parametrów oszacowanej funkcji D_4 przedstawiono w Tabeli 2.

Tabela 2. Estymacja parametrów funkcji dyskryminacyjnej D_4

Nazwa wskaźnika	Opis wskaźnika	Oceny parametru α	
		niestandaryzowane	standaryzowane
Wskaźnik rotacji zapasów (w dniach)	(zapasy/przychody ze sprzedaży) · 360	-0,004	-0,464
Produktywność aktywów	przychody ze sprzedaży / aktywa ogółem	0,255	0,503
Wskaźnik szybkiej płynności	(aktywa bieżące-zapasy) / zobowiązania bieżące	0,490	0,678
Zdolność do spłaty zadłużenia	(wynik finansowy netto + amortyzacja) / zobowiązania ogółem	-1,154	-0,468
Wskaźnik rotacji należności (w dniach)	(należności / przychody ze sprzedaży) · 360	-0,004	-0,389
Zlogarytmowana wartość aktywów	log aktywa	1,545	0,454
Stała		-8,579	

Źródło: Obliczenia własne na podstawie badań empirycznych w oparciu o program *STATISTICA PL*

Ocena wyników modelowania wskazuje, że wskaźnikami statystycznie istotnymi w ocenie kondycji przedsiębiorstwa są wskaźnik rotacji zapasów, wskaźnik szybkiej płynności, wskaźnik rotacji należności, produktywność aktywów, zdolność do spłaty zadłużenia oraz względna wielkość aktywów, która jest miernikiem wielkości przedsiębiorstwa, a także rentowności netto kapitału własnego.

Oszacowane parametry modelu informują, że trzy zmienne (produktywność aktywów, wskaźnik szybkiej płynności i zlogarytmowana wartość aktywów) wykazały dodatni wpływ na zmienną zależną – rosnące wartości tych wskaźników zwiększają wartość funkcji dyskryminacyjnej, świadczą o malejącym zagrożeniu upadłością (zmniejszają ryzyko upadłości). Standaryzowane współczynniki funkcji wskazują na wkład poszczególnych zmiennych w dyskryminację spółek na bankrutów i „nie bankrutów”. Wyższa wartość bezwzględna standaryzowanego współczynnika funkcji dyskryminacyjnej oznacza większy wkład danej zmiennej, przy której występuje współczynnik w podział jednostek na rozważane grupy. Na podstawie oszacowanych parametrów, największy wkład w proces dyskryminacji jednostek ma wskaźnik szybkiej płynności. Warto podkreślić, że dany wskaźnik może się okazać dobrą zmienną diagnostyczną, co może wynikać nie tyle z jego konstrukcji ekonomicznej, co z własności statystycznych (jego rozkładu w populacji).

Dokonując weryfikacji oszacowanej funkcji należy stwierdzić, że otrzymany model w sposób istotny dyskryminuje spółki w dobrej i złej kondycji finansowej, na co wskazuje uzyskana, niska wartość lambdy Wilksa równa $\lambda=0,24$, która informuje o istotności statystycznej zdolności dyskryminacyjnej całego modelu. Wiadomo, że im niższa wartość lambda Wilksa tym poprawniejsza jest formuła dyskryminacyjna. W oszacowanym modelu zaledwie 24% zmienności funkcji dyskryminacyjnej nie jest wyjaśniona różnicami między grupami. Wartości zamieszczone w macierzy klasyfikacji wskazują na to, iż 97,5% łącznej liczby przypadków stanowiła trafność prognozowania w grupie spółek o dobrej kondycji finansowej, natomiast 95% trafność prognozowania dla spółek, które zbankrutowały.

Kolejnym etapem rozważań jest wyznaczenie parametrów modeli logitowych i określenie ich trafności klasyfikacji. W ramach analizy logitowej rozpatrywano tylko te modele, których parametry okazały się statystycznie istotne na poziomie istotności równym 0,05. W celu zweryfikowania hipotezy zerowej głoszącej, że wartość danego parametru w modelu logitowym jest równa zero (parametr jest statystycznie nieistotny) wobec hipotezy alternatywnej, że wartość parametru istotnie różni się od zera posłużono się testem Warda. Zmienne zostały wybrane do modelu za pomocą metody krokowej w przód. Rezultaty przeprowadzonych estymacji modelowania logitowego przy różnej kombinacji wskaźników zaprezentowano w Tabeli 3.

Tabela 3. Zdolności klasyfikacyjne i prognostyczne oszacowanych modeli logitowych

Model	Zmienne (wskaźniki)	Trafność klasyfikacji (w %)	Zdolność prognostyczna na próbie testowej (w %)
L ₁	W ₉ , W ₁₁ , W ₁₂	92,50	91,67
L ₂	W ₁ , W ₁₅	65,00	68,33
L ₃	W ₁ , W ₁₂	91,25	88,33
L ₄	W ₁₂ , W ₁₄	91,25	90,00

W₁-stopa zwrotu przychodów, W₉-wskaźnik bieżącej płynności, W₁₁- produktywność aktywów, W₁₂ - zlogarytmowana wartość aktywów, W₁₄ - wskaźnik szybkiej płynności, W₁₅ - wskaźnik płynności gotówkowej.

Źródło: Obliczenia własne na podstawie badań empirycznych w oparciu o program *STATISTICA PL*

Oszacowane modele logitowe pozwalają na trafną klasyfikację spółek do dwóch rozważanych grup. Moc predykcyjną tych modeli jest dość wysoka, co potwierdza również klasyfikacja nowych spółek do grup. W przypadku modelu L₂, (dla którego trafność klasyfikacji była najniższa) zdolność prognostyczna dokonana na „próbie testowej” była wyższa niż na „próbie uczącej”. Wyniki estymacji modelu o największej trafności klasyfikacji (posiadającego tę samą kombinację wskaźników jak funkcja dyskryminacyjna D₃) przedstawiono w Tabeli 4.

Tabela 4. Wyniki testu Walda dla modelu logitowego L₁

Nazwa wskaźnika	Ocena parametru	Średni błąd szacunku	Statystyka Warda	wartość p
Wyraz wolny	24,571	6,372	14,871	0,000
Wskaźnik bieżącej płynności	-0,936	0,363	6,662	0,010
Produktywność aktywów	-1,029	0,391	6,933	0,008
Względna wielkość aktywów	-4,006	1,019	15,461	0,000

Źródło: opracowanie własne

Zmiennymi istotnymi (na poziomie istotności $\alpha=0,05$), a zarazem predyktorami oceny kondycji finansowej przedsiębiorstwa na podstawie modelu logitowego okazały się trzy wskaźniki, wskaźnik płynność bieżącej, produktywność aktywów oraz względna wielkość aktywów. Ujemne oceny parametrów dla zmiennych wskazują, że wzrost wartości tych zmiennych powoduje zmniejszenie prawdopodobieństwa sklasyfikowania spółki do grupy spółek w złej kondycji finansowej.

Szczegółowe wyniki, wskazują na to, iż 95% łącznej liczby przypadków stanowiła trafność prognozowania w grupie spółek w dobrej kondycji finansowej (38 poprawnie sklasyfikowanych, zaś 2 błędnie), natomiast 90% trafność prognozowania spółek, które zbankrutowały (36/4). Ogólna trafność klasyfikacji

post hoc badanej próby empirycznej wyniosła 92,5%. Trafność klasyfikacji jest więc bardzo dobra.

PODSUMOWANIE

W obecnych czasach ryzyko upadłości, które towarzyszy niemal każdej działalności gospodarczej, dzięki istniejącym modelom może być skutecznie minimalizowane poprzez wczesną diagnozę pogarszającej się sytuacji finansowej.

Porównanie wyników zdolności prognostycznej modelowania logitowego i funkcji dyskryminacyjnej pozwala wyciągnąć wniosek, że nie stwierdzono wyraźnych różnic w zdolności prognostycznej omawianych typów modeli. Nie można mówić o metodach lepszych i gorszych. Precyzja predykcji bankructwa nie zależy od typu modelu prognostycznego. Poddane rozważaniom dwie metody można uznać za jednakowo skuteczne, dające podobne sygnały o zagrożeniu upadkiem i mogące się wzajemnie uzupełniać.

Oszacowane modele pozwalają w łatwy sposób ocenić ryzyko upadłości. Należy jednak podkreślić, że uzyskane wyniki nie powinny być traktowane, jako rozstrzygające. Odpowiednio stosowane modele mogą jedynie stanowić ważną pomoc w ocenie rzeczywistej sytuacji finansowej przedsiębiorstw. Warto zaznaczyć, że zadaniem modeli przewidywania upadłości jest tylko sygnalizowanie o pogarszającej się kondycji. Modele te nie dają żadnych odpowiedzi na pytanie, w jaki sposób poprawić sytuację finansową jednostki. Bez wątpienia nie są pozbawione wad. Nie uwzględniają otoczenia makroekonomicznego, sytuacji na rynku pracy czy popytu na wytworzone dobra. Jednak ich zaletą jest prostota i zrozumiałość stosowania. Pomimo wielu ograniczeń mają na pewno duże znaczenie gospodarcze, pozwalają na wstępną ocenę sytuacji finansowej spółki.

BIBLIOGRAFIA

- Altman E. I. (1968) Financial Ratios, Discriminant Analysis and Prediction of Corporate Bankruptcy, *The Journal of Finance*, Vol.23, Iss.4, September.
- Aziz M., Dar H. (2006) Predicting corporate bankruptcy – where we stand?, *Corporate Governance Journal*, Vol. 6, No. 1, str.18-33.
- Fisher R. (1936) The use of multiple measurements in taxonomic problems. *Annals of Eugenics*, 7, 179–188.
- Gajdka J., Stos D. (1996) Wykorzystanie analizy dyskryminacyjnej w ocenie kondycji finansowej przedsiębiorstw, pod red. R. Borowieckiego, *Restrukturyzacja w procesie przekształceń i rozwoju przedsiębiorstw*, AE, Kraków.
- Gatnar E. (1998) Symboliczne metody klasyfikacji danych, PWN, Warszawa, str. 54.
- Gruszczyński M. (2010) Mikroekonometria. Modele i metody analizy danych indywidualnych, Wolter Kluwer Polska, Warszawa.
- Hadasik D. (1998) Upadłość przedsiębiorstw w Polsce i metody jej prognozowania, Wyd. AE, Poznań. Ser. II, str. 153.

- Hoład A. (2001) Prognozowanie bankructwa jednostki w warunkach gospodarki polskiej z wykorzystaniem funkcji dyskryminacyjnej Z, *Rachunkowość* 5.
- Hoład A. (2001) Wstępna weryfikacja skuteczności wykorzystania funkcji dyskryminacyjnej Z w warunkach gospodarki polskiej, *Rachunkowość* 10.
- Jajuga K. (1990) Statystyczna teoria rozpoznawania obrazów, PWN, Warszawa.
- Kitowski J. (2013) Metody dyskryminacyjne jako instrument oceny ryzyka upadłości przedsiębiorstwa, *Zarządzanie i Finanse*, Nr 4, str. 197-214.
- Korol T. (2010) Systemy ostrzegania przedsiębiorstw przed ryzykiem upadłości, Oficyna a Wolters Kluwer Business, Warszawa. str. 93.
- Krzyśko M. (1990) Analiza dyskryminacyjna, WNT, Warszawa
- Maddala G. S. (2006) *Ekonometria*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa, str. 370-371.
- Mączyńska E., Zawadzki M. (2006) Dyskryminacyjne modele predykcji upadłości przedsiębiorstw, *Ekonomista* nr 2, str. 211.
- Pociecha J., Pawełek B., Baryła M., Augustyn S. (2014) Statystyczne metody prognozowania bankructwa w zmieniającej się koniunkturze gospodarczej, Wyd. UE w Krakowie, Kraków.
- Rogowski W. (2008) Dylematy wykorzystania w warunkach polskich modeli oceny zagrożenia upadłością, [w:] *Bankructwa przedsiębiorstw. Wybrane aspekty instytucjonalne*, Mączyńska E. (red.) SGH, Warszawa. str. 246–248.
- Wajda P. (2009) Wykorzystanie analizy dyskryminacyjnej w ocenie ryzyka upadłości przedsiębiorców, *Przegląd Corporate Governance* nr 1, str. 29-35.
- Zarzecki D. (2000) O metodach oceny zagrożenia bankructwem i możliwościach ich wykorzystania, [w:] *Rynek kapitałowy. Skuteczne inwestowanie, cz.1*, red. Tarczyński W. (red.), Wydawnictwo Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego, Szczecin, str. 373–375.
- Zeliaś A. (2000) *Metody statystyczne*, PWE, Warszawa.

COMPARATIVE ANALYSIS OF LOGIT MODELING AND DISCRIMINANT FUNCTION IN THE ASSESSMENT OF BANKRUPTCY RISK OF LISTED COMPANIES

Abstract: In the paper the effects of logit model and discriminant function in the hazard assessment of the companies listed were compared. The effect of different indicators of financial analysis for the predictive ability of the models was studied. The aim was to find indicators which warn about the threat of bankruptcy in the best way.

Keywords: logit model, discriminant analysis, forecasting bankruptcy

POPYT NA ALKOHOL W POLSCE: WYNIKI ESTYMACJI MODELU QUAIDS

Jacek Wolak

Samodzielna Pracownia Zastosowań Matematyki w Ekonomii
AGH Akademia Górniczo–Hutnicza w Krakowie
e-mail: jwolak@agh.edu.pl

Streszczenie: Artykuł jest poświęcony analizie popytu na napoje alkoholowe w Polsce. Na podstawie danych rocznych, obejmujących lata 1961–2013, przeprowadzono estymację modelu QUAIDS i w konsekwencji otrzymano oszacowania cenowych i dochodowych elastyczności popytu na wyroby spirytusowe, piwo i wino. Uzyskane wskaźniki wskazują na to, że rozważane rodzaje alkoholu są dobrami normalnymi o popycie nieelastycznym.

Słowa kluczowe: cenowe i dochodowe elastyczności popytu, popyt na alkohol, QUAIDS

WPROWADZENIE

Do podstawowych informacji świadczących o charakterystyce popytu na rozważane dobro, należą wrażliwość na zmiany cen w koszyku i zmiany dochodu konsumentów. Umiejętność prawidłowej oceny tych wskaźników jest podstawą do zrozumienia decyzji podejmowanych przez konsumentów. W przypadku niektórych dóbr (np. używek) może być również istotnym narzędziem wspomagającym prowadzenie rzetelnej polityki cenowej.

Mamy tu bowiem sytuację, w której zmiany popytu niosą dwojakie konsekwencje. Z jednej strony wzrost spożycia wyrobów alkoholowych pozytywnie wpływa na gospodarkę i przyszłe przychody państwa. Bezsprzeczną korzyścią dla krajowych budżetów są znaczne wpływy wynikające z wysokiego opodatkowania (m.in. VAT i akcyza). Według wyliczeń zawartych w pracy [Fogarty 2010], są one szacowane na ok. 41% ceny detalicznej, a w przypadku mocnych alkoholi są jeszcze wyższe i sięgają 61% ceny. Dużą korzyścią dla gospodarki jest także wysokie zatrudnienie w branży. Anderson i Baumberg [2004]

zwracają uwagę na to, że działania przy uprawie surowców, produkcji, transporcie i sprzedaży alkoholu w Unii Europejskiej, dają około trzy miliony miejsc pracy.

Jest jednak i druga, mniej korzystna, strona rosnącej sprzedaży alkoholu. Autorzy nie są zgodni co do tego, czy regularna, umiarkowana konsumpcja głównie piwa i wina, może mieć pozytywny wpływ na wybrane aspekty zdrowia (m.in. zmniejszenie ryzyka chorób serca i naczyń). Jednym głosem jednak podkreślają, że nadużywanie napojów alkoholowych jest bardzo szkodliwe dla zdrowia. Nadmierne spożycie produktów na bazie spirytusu może prowadzić do wielu groźnych i kosztownych w leczeniu chorób, m.in. marskości wątroby, nadciśnienia tętniczego, czy wręcz do chorób psychicznych.

W literaturze światowej dostępne są wyniki badań empirycznych, wskazujące na związki między średnim spożyciem alkoholu a częstotliwością zachorowań na poszczególne choroby, które są konsekwencją jego nadużywania. Temat ten jest również podejmowany w publikacjach opisujących rynek polski: [Mielecka-Kubień 2001], [Moskalewicz i Sierosławski 2005] oraz [Cichoż-Lach i in. 2007]. Nadużywanie alkoholu prowadzi także do kosztownych patologii społecznych. Prowadzone są badania [Mielecka-Kubień 2001], które pokazują istotny wpływ spożycia alkoholu na wybrane wskaźniki przestępczości.

Każdy z tych czynników ma znaczące i negatywne konsekwencje dla gospodarki. Straty finansowe wynikają nie tylko z bardzo wysokich, bezpośrednich kosztów walki z konsekwencjami alkoholizmu [Sacks i in. 2013], ale również z niższego poziomu PKB (niższa produktywność).

Wiarygodna informacja na temat przyzwyczajęń konsumpcyjnych oraz czynników istotnie wpływających na wielkość i strukturę spożycia alkoholu, jest niezbędna do prowadzenia właściwej i skutecznej polityki fiskalnej. Nie jest więc zaskoczeniem, że od kilkudziesięciu lat regularnie pojawiają się opracowania wykorzystujące rozmaite narzędzia ekonometryczne do szacowania cenowych i dochodowych elastyczności popytu na wyroby alkoholowe.

Pierwsze wyniki badań empirycznych koncentrujące się na znalezieniu determinantów popytu na alkohol, w światowej literaturze pojawiły się już w latach 70. XX wieku. Lawinowy wzrost publikacji na ten temat można zaobserwować od momentu wprowadzenia do użycia prawie idealnego systemu funkcji popytu (model AIDS) [Deaton i Muellbauer 1980]. Powodem takiego stanu rzecz były liczne zalety wspomnianego kompletnego modelu popytu. Prace z wykorzystaniem wyników estymacji liniowej (LAIDS) i nieliniowej (NLAIDS) wersji tego modelu dotyczyły m.in. rynku angielskiego [Blake i Nied 1997], cypryjskiego [Andrikopoulos i Loizides 2000], australijskiego [Chang i in. 2002], a również i polskiego [Gurgul i Wolak 2008] oraz [Bieleńska-Kwapisz i Mielecka-Kubień 2011].

Rosnąca krytyka klasycznego podejścia, zaowocowała powstaniem prac wykorzystujących model EC-AIDS, a wyniki z jego wykorzystaniem uzyskali m.in. [Eakins i Gallagher 2003]) dla danych dotyczących Irlandii oraz [Wolak i Pocijewski 2011] dla danych dotyczących Polski.

Kolejnym zwrotem w badaniach nad popytem z wykorzystaniem modeli wielorównaniowych była praca [Banksa i in. 1997]. Autorzy zauważyli, że dla części dóbr (w tym także dla wyrobów alkoholowych) niekoniecznie właściwe jest nakładane dotychczas założenie mówiące o tym, że udziały budżetowe liniowo zależą od wydatku całkowitego. W odpowiedzi na ten fakt, zaproponowany został nowy model, który z uwagi na swoje własności, nazwano kwadratowym prawie idealnym system funkcji popytu (QUAIDS). Badania nad charakterystyką popytu na alkohol z jego wykorzystaniem były prowadzone na podstawie danych z Hiszpanii [Gil i Mollina 2009], Szwajcarii [Aepli 2014] oraz Włoch [Cembalo 2014].

MODEL QUAIDS

Konstrukcja modelu

Punktem wyjścia w konstrukcji kwadratowego modelu AIDS jest założenie mówiące o tym, że dla zadanego wektora cen \mathbf{p} , poziomu użyteczności u i funkcji kosztów $c(u, \mathbf{p})$, dla jednorodnej funkcji cen stopnia pierwszego o wartościach dodatnich $a(\mathbf{p})$ oraz dla jednorodnych funkcji cen stopnia zero $b(\mathbf{p})$ i $\lambda(\mathbf{p})$, preferencje konsumentów są mierzone funkcją wydatków postaci

$$\ln[c(u, \mathbf{p})] = \ln[a(u, \mathbf{p})] + \frac{u \cdot b(\mathbf{p})}{1 - u \cdot \lambda(\mathbf{p}) \cdot b(\mathbf{p})} \quad (1)$$

Jeśli wydatki całkowite na rozważane dobra określimy jako M , to dla funkcji wydatków (1), pośrednia funkcja użyteczności przyjmuje postać

$$[\ln V(m, \mathbf{p})]^{-1} = \lambda(\mathbf{p}) + \left[\frac{\ln M - \ln a(\mathbf{p})}{b(\mathbf{p})} \right]^{-1} \quad (2)$$

Podstawiając do równania (2) wzory (3)-(5), które określają indeksy cenowe $a(\mathbf{p})$, $b(\mathbf{p})$ oraz $\lambda(\mathbf{p})$, uzyskuje się pośrednią funkcję użyteczności dla modelu QUAIDS

$$\ln a(\mathbf{p}) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i \ln p_i + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln p_i \ln p_j \quad (3)$$

$$\ln b(\mathbf{p}) = \beta_0 + \sum_{i=1}^n \beta_i \ln p_i \quad (4)$$

$$\ln \lambda(\mathbf{p}) = \lambda_0 + \sum_{i=1}^n \lambda_i \ln p_i \quad (5)$$

Teraz pozostaje zastosowanie tożsamości Roya [Suchecky 2006] i w efekcie dla $i=1 \dots n$, uzyskuje się n -wymiarowy układ równań o równaniach postaci

$$w_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i \ln \left(\frac{M}{a(\mathbf{p})} \right) + \frac{\lambda_i}{b(\mathbf{p})} \left[\ln \left(\frac{M}{a(\mathbf{p})} \right) \right]^2 \quad (6)$$

We wzorze (6) wykorzystano następujące oznaczenia:

- zmienna

$$M = \sum_{i=1}^n p_i q_i$$

jest definiowana jako całkowite wydatki na rozważaną grupę dóbr,

- wielkość

$$w_i = \frac{p_i q_i}{M}$$

oznacza procentowe udziały wydatków na i -te dobro w rozważanym koszyku,

- $\ln p_i$ są logarytmami odpowiednich cen,
- q_i to ilości konsumowanych dóbr,
- $\alpha_i, \beta_i, \lambda_i$ oraz γ_{ij} dla $i, j = 1 \dots n$ są estymowanymi parametrami.

Choć w zastosowaniach empirycznych autorzy najczęściej wykorzystują wyżej zdefiniowaną wersję modelu kwadratowego, to można znaleźć również liniową modyfikację tego systemu [Matsuda 2006]. Przez część autorów (m.in. [Bopape 2006]) jest ona jednak uważana za zbyt duże uproszczenie wersji podstawowej i w tym opracowaniu nie będzie ona przedmiotem zainteresowania autora.

Restrykcje w modelu QUAIDS

Jedną z najważniejszych zalet wynikających ze stosowania kompletnych modeli popytu, jest możliwość nałożenia restrykcji i ewentualnej weryfikacji założeń ekonomicznych [Suchecki 2006]. W przypadku modelu QUAIDS dotyczą one warunku sumowalności, jednorodności oraz symetrii efektów substytucji i mają postać wskazaną we wzorach (7)-(9)

- warunek sumowalności

$$\sum_{i=1}^n \alpha_i = 1 \quad \sum_{i=1}^n \beta_i = 0 \quad \sum_{i=1}^n \lambda_i = 0 \quad \sum_{i=1}^n \gamma_{ij} = 0 \quad (7)$$

- warunek jednorodności stopnia zero

$$\sum_{j=1}^n \gamma_{ij} = 0 \quad (8)$$

- warunek symetrii efektów substytucji

$$\gamma_{ij} = \gamma_{ji} \quad (9)$$

Elastyczności w modelu QUAIDS

Estymacja kompletnego modelu popytu pozwala na znalezienie oszacowań cenowych i dochodowych elastyczności popytu na rozważane w badaniu dobra. Formuły otrzymuje się dzięki różniczkowaniu równań udziałów, odpowiednio względem $\ln p_j$ oraz $\ln M$. Przyjmując oznaczenia

$$\mu_i = \frac{\partial w_i}{\partial \ln M} = \beta_i + \frac{2\lambda_i}{b(\mathbf{p})} \ln \left[\frac{M}{a(\mathbf{p})} \right]$$

$$\mu_{ij} = \frac{\partial w_i}{\partial \ln p_j} = \gamma_{ij} - \mu_i \left(\alpha_j + \sum_{k=1}^n \gamma_{jk} \ln p_k \right) - \frac{2\lambda_i \beta_j}{b(\mathbf{p})} \left(\ln \left[\frac{M}{a(\mathbf{p})} \right] \right)^2$$

formuła określająca dochodowe elastyczności popytu ma postać

$$\eta_i = 1 + \frac{\mu_i}{w_i} \quad (10)$$

Cenowe elastyczności popytu nieskompensowanego (Marshalla) obliczane są ze wzoru

$$\varepsilon_{ij}^{(M)} = \frac{\mu_{ij}}{w_i} - \delta_{ij} \quad (11)$$

W celu wyznaczenia skompensowanych cenowych elastyczności (Hicksa) najłatwiej jest wykorzystać równanie Slutsky'ego [Suchecky 2006]

$$\varepsilon_{ij}^{(H)} = \varepsilon_{ij}^{(M)} + w_j \cdot \eta_i \quad (12)$$

DANE

W procesie estymacji wykorzystano dane roczne z lat 1961-2013, których źródłem są publikacje Światowej Organizacji Handlu (WHO) i Głównego Urzędu Statystycznego (GUS).

Do wyznaczenia wielkości konsumowanego alkoholu, w podziale na mocne alkohole, piwo i wino, posłużono się danymi publikowanymi przez WHO. Podają one wielkość rejestrowanego spożycia w przeliczeniu na litry czystego alkoholu na osobę w wieku 15 lat i więcej.

W przypadku danych dotyczących cen alkoholu, punktem wyjścia do dalszych rozważań były udostępniane przez GUS ceny reprezentantów. Podobnie, jak w pracy [Mieleckiej-Kubień 2001] zdecydowano, że miarą ceny litra danego rodzaju alkoholu (w przeliczeniu na alkohol 100%) będzie odpowiednia część przeciętnego miesięcznego wynagrodzenia z danego okresu.

BADANIE EMPIRYCZNE

Estymacja modelu

W celu wyznaczenia oszacowań dochodowych i cenowych elastyczności popytu na mocne alkohole, piwo i wino, estymowano model QUAIDS. Zdecydowano się na narzucenie na parametry modelu restrykcji, które zapewniają spełnienie założeń sumowalności, jednorodności i symetrii (równania (7)-(9)). To oznacza, że szacowane równania miały następującą postać

$$\begin{cases} w_1 = \alpha_1 + \gamma_{11} \ln p_1 + \gamma_{12} \ln p_2 + \gamma_{13} \ln p_3 + \beta_1 \ln \left(\frac{M}{a(\mathbf{p})} \right) + \frac{\lambda_1}{b(\mathbf{p})} \left[\ln \left(\frac{M}{a(\mathbf{p})} \right) \right]^2 \\ w_2 = \alpha_2 + \gamma_{21} \ln p_1 + \gamma_{22} \ln p_2 + \gamma_{23} \ln p_3 + \beta_2 \ln \left(\frac{M}{a(\mathbf{p})} \right) + \frac{\lambda_2}{b(\mathbf{p})} \left[\ln \left(\frac{M}{a(\mathbf{p})} \right) \right]^2 \\ w_3 = \alpha_3 + \gamma_{31} \ln p_1 + \gamma_{32} \ln p_2 + \gamma_{33} \ln p_3 + \beta_3 \ln \left(\frac{M}{a(\mathbf{p})} \right) + \frac{\lambda_3}{b(\mathbf{p})} \left[\ln \left(\frac{M}{a(\mathbf{p})} \right) \right]^2 \end{cases}$$

Obliczenia przeprowadzono według procedury przedstawionej przez Poi [2012] z wykorzystaniem pakietu Stata 13.

Tabela 1. Wyniki estymacji modelu QUAIDS dla wyrobów alkoholowych w Polsce

Równanie	α_i	γ_{i1}	γ_{i2}	γ_{i3}	β_i	λ_i
w_1 (mocne alkohole)	-0,99 (0,12)	-1,46 (0,24)	0,12 (0,13)	1,34 (0,21)	1,28 (0,09)	-0,27 (0,03)
w_2 (piwo)	0,40 (0,11)	0,12 (0,13)	0,08 (0,05)	-0,21 (0,09)	-0,26 (0,10)	0,07 (0,03)
w_3 (wino)	1,59 (0,16)	1,34 (0,21)	-0,21 (0,09)	-1,13 (0,22)	-1,02 (0,10)	0,21 (0,03)

Źródło: obliczenia własne

Tabela 2. Oszacowania dochodowych i cenowych elastyczności popytu dla wyrobów alkoholowych w Polsce na podstawie estymacji modelu QUAIDS

Rodzaj alkoholu	Cenowe elastyczności popytu Marshalla			Cenowe elastyczności popytu Hicksa			Dochodowe elastyczności popytu
	Mocne	Piwo	Wino	Mocne	Piwo	Wino	
Mocne alkohole	-0,52	-0,47	-0,13	-0,05	-0,32	0,26	1,05
Piwo	-1,93	0,16	0,46	-1,26	0,33	0,92	1,39
Wino	0,02	0,25	-0,98	0,39	0,35	-0,73	0,66

Źródło: obliczenia własne

W Tabeli 1 przedstawiono wyniki estymacji modelu¹, natomiast w Tabeli 2 zamieszczono, wynikające ze wzorów (10)-(12), wartości oszacowań cenowych i dochodowych elastyczności popytu.

Analizując parametry uzyskane w trakcie estymacji (Tabela 1) można zauważyć, że wszystkie współczynniki λ_i są istotnie różne od zera. To oznacza, że zastosowanie modelu QUAIDS dla przyjętych danych było właściwe. Zgodnie z wynikami [Banksa i in. 1997] udziały budżetowe w wydatkach na poszczególne rodzaje alkoholu kwadratowo zależą od dochodu konsumentów.

Na podstawie wyników zamieszczonych w Tabeli 2 można stwierdzić, że w Polsce każdy rodzaj alkoholu jest dobrem normalnym (wartości dochodowych elastyczności popytu mają znak dodatni) i poza winem zmiany popytu są bardziej niż proporcjonalne ($\eta_m = 1,05$ oraz $\eta_p = 1,39$). Zmiany dochodu konsumentów mają najmniej znaczący wpływ w przypadku popytu na wino ($\eta_w = 0,66$).

Ciekawie prezentują się wyniki wpływu zmian cen alkoholu na popyt. Mocne alkohole i wina charakteryzują się popytem nieelastycznym (zmiana popytu jest mniej niż proporcjonalna w stosunku do zmiany ceny dobra), a poszczególne wskaźniki wynoszą odpowiednio $\varepsilon_m = -0,52$ i $\varepsilon_w = -0,98$.

W przypadku piwa wartość cenowej elastyczności popytu jest nieznacznie większa od zera i wynosi $\varepsilon_p = 0,16$. Podobny wynik uzyskano także w pracy [Bielińskiej-Kwapisz i Mieleckiej-Kubieñ], która brała pod uwagę dane z okresu od 1950 do 2005 roku.

PODSUMOWANIE

Badania statystyczne pokazują, że w ciągu ostatnich kilkunastu lat rośnie rejestrowane spożycie alkoholu w Polsce. To w szczególności oznacza, że polski rząd stoi przed poważnym problemem właściwego oszacowania i prognozowania dynamicznie zmieniających się przychodów i strat wynikających z funkcjonowania branży alkoholowej.

Jednym z narzędzi, jakie może być stosowane do prowadzenia odpowiedniej z punktu widzenia interesów państwa polityki cenowej, jest ewentualna możliwość manipulowania wysokością podatku akcyzowego. Jednakże do tego, by wprowadzane zmiany przyniosły spodziewany efekt konieczne jest posiadanie wiarygodnej informacji na temat zachowań konsumentów w przypadku wprowadzenia podwyżek.

Odpowiedzią na te potrzeby mogą być badania oparte na ekonometrycznych modelach popytu. W niniejszym opracowaniu zdecydowano się na wyznaczenie cenowych i dochodowych elastyczności popytu na wyroby alkoholowe w Polsce z wykorzystaniem modelu QUAIDS. Pokazano, że jego użycie jest uzasadnione (udziały budżetowe w istotny sposób zależą od kwadratu całkowitych wydatków),

¹ W pierwszym wierszu tabeli przedstawiono wyestymowane współczynniki. W nawiasach zamieszczono błąd standardowy.

a uzyskane wyniki mogą być podpowiedzią, jakich reakcji konsumenckich można się spodziewać przy zmianach cen rozważanych dóbr i potencjalnych wahaniach dochodów konsumentów.

Uzyskane wyniki świadczą o tym, że największe potencjalne korzyści podatkowe można osiągnąć przez podwyższanie akcyzy na piwo (rosnące dochody w dużym stopniu przekładają się na zwiększone zainteresowanie konsumpcją piwa, a wyznaczony wskaźnik cenowej elastyczności popytu świadczy o tym, że ewentualny wzrost nie spowoduje zmniejszonego popytu).

Z analizy cenowych elastyczności popytu wynika, że wzrost cen może przynieść korzyści finansowe związane z większymi przychodami z podatku akcyzowego. Prowadzenie takiej polityki może jednak być nieskuteczne, jeśli jego celem miałyby być znaczące zmniejszenie przeciętnego spożycia (popyt na rozważane dobra jest nieelastyczny).

Trzeba przy tym pamiętać, że wprowadzanie zmian w opodatkowaniu wyrobów alkoholowych ma sens tylko wówczas, gdy jednocześnie ograniczona zostanie dostępność alkoholu pochodzącego z nielegalnych źródeł (obecnie zmiany cen, szczególnie mocnych alkoholi, w największym stopniu przekładają się na wzrost spożycia nierejestrowanego).

BIBLIOGRAFIA

- Aepli M. (2014) Consumer demand for alcoholic beverages in Switzerland: a two-stage quadratic almost ideal demand system for low, moderate, and heavy drinking households, *Agricultural and Food Economics*, 2(1), pp. 1-27.
- Andrikopoulos A. A., Loizides J. (2000). The demand for home-produced and imported alcoholic beverages in Cyprus: the AIDS approach, *Applied Economics*, 32(9), pp. 1111-1119.
- Anderson P., Baumberg B. (2004) Alcohol in Europe. A Report for the European Commission, Institute of Alcohol Studies, Wielka Brytania.
- Banks J., Blundell R. W., Lebwel A. (1997) Quadratic Engel curves and consumer demand, *The Review of Economics and Statistics*, 79(4), pp. 527-539.
- Bielińska-Kwapisz A., Mielecka-Kubień Z. (2011) Alcohol consumption and its adverse effects in Poland in years 1950–2005, *Economics Research International*, pp. 1-13.
- Blake D., Nied A. (1997) The demand on alcohol in the United Kingdom, *Applied Economics*, 29, pp. 1655-1672.
- Bopape L. E. (2006) The influence of demand model selection on household welfare: An application to South Africa food expenditure. A published dissertation submitted to Michigan State University in partial fulfillment for the degree of Doctor of philosophy, Dept. of Agricultural Economics.
- Cembalo L., Caracciolo F., Pomarici E. (2014) Drinking cheaply: the demand for basic wine in Italy, *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, 58(3), pp. 374-391.
- Chang C., Griffith G., Bettington N. (2002) The Demand for Wine in Australia Using a Systems Approach: Industry Implications, *Agribusiness Review* 10, pap. 9.

- Cichoż-Lach H., Grzyb M., Celiński K., Słomka M. (2008) Nadużywanie alkoholu a alkoholowa choroba wątroby, *Alkoholizm i Narkomania*, 21(1), str. 55-62.
- Deaton A., Mullebauer J. (1980) An almost ideal demand system, *American Economic Review*, 70, pp. 312-326.
- Eakins J. M., Gallagher L. A. (2003) Dynamic almost ideal demand systems: an empirical analysis of alcohol expenditure in Ireland, *Applied Economics*, 35(9), pp. 1025-1036.
- Fogarty J. (2010) The demand for beer, wine and spirits: a survey of the literature, *Journal of Economic Surveys*, 24(3), pp. 428-478.
- Gil A. I. Molina J. A. (2009) Alcohol demand among young people in Spain: an addictive QUAIDS, *Empirical Economics*, 36(3), pp. 515-530.
- Gurgul H., Wolak J. (2008) Prawie idealny system popytu: analiza popytu na alkohol w Polsce, *Zeszyty Naukowe WSEI*, 4, pp. 97-106.
- Matsuda T. (2006) Linear approximations to the quadratic almost ideal demand system, *Empirical Economics*, 31, pp. 663-675.
- Mielecka-Kubień Z. (2001) Ilościowe aspekty badania problemów alkoholowych w Polsce, *Prace Naukowe, Akademia Ekonomiczna w Katowicach*.
- Moskalewicz J., Sierosławski J. (2005) Dostępność ekonomiczna napojów spirytusowych a szkody zdrowotne, *Alkoholizm i Narkomania*, 18(4), str. 41-50.
- Poi B. P. (2012) Easy demand-system estimation with quads, *Stata Journal*, 12(3), pp. 433-446.
- Sacks J. J., Roeber J., Bouchery E. E., Gonzales K., Chaloupka F. J., Brewer R.D. (2013) State costs of excessive alcohol consumption, 2006, *American Journal of Preventive Medicine*, 45(4), pp. 474-485.
- Suchecky B. (2006) *Kompletne modele popytu*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa.
- Wolak J., Pocijewski G. (2011) Analiza popytu na alkohol w Polsce z zastosowaniem modelu korekty błędem AIDS, *Ekonomia Menedżerska*, str. 161-172.

DEMAND FOR ALCOHOL IN POLAND: RESULTS BASED ON QUAIDS MODEL

Abstract: This paper is focused on the analysis of demand for alcoholic beverages in Poland. Based on of annual data, covering the period 1961–2013, QUAIDS model was estimated. The obtained estimates of price and income elasticity of demand for spirits, beer and wine suggest that presented types of alcohol are normal goods with inelastic demand.

Keywords: demand for alcohol, QUAIDS, demand elasticities

ZASTOSOWANIE UKŁADÓW DYNAMICZNYCH DO MODELOWANIA PRZEPŁYWU INFORMACJI NA RYNKU PRACY

Małgorzata Wrzosek

Instytut Ekonometrii, Szkoła Główna Handlowa w Warszawie
e-mail: malgorzata.wrzosek@sgh.waw.pl

Streszczenie: W pracy prezentowany jest matematyczny model opisujący dynamikę zjawisk na rynku pracy. W modelu tym, zbudowanym w oparciu o teorię układów dynamicznych, kluczowe znaczenie ma wymiana informacji o możliwościach zatrudnienia pomiędzy uczestnikami rynku pracy – bezrobotnymi i zatrudnionymi. Analiza jakościowa zbudowanego modelu dowodzi, że przepływ informacji pomiędzy zatrudnionymi lub pomiędzy bezrobotnymi a zatrudnionymi wpływa w istotny sposób na dynamikę rynku pracy. Oddziaływanie informacyjne pomiędzy uczestnikami rynku może spowodować nagłe zmiany charakteru jego dynamiki oraz przejścia pomiędzy dynamiką cykliczną i niecykliczną.

Słowa kluczowe: rynek pracy, wymiana informacji, układy dynamiczne

WSTĘP

Przepływ informacji na rynku pracy w znacznym stopniu wpływa na jego funkcjonowanie. Szczególne znaczenie ma wymiana informacji między różnymi grupami uczestników rynku. Kontakty z osobami zatrudnionymi są dla bezrobotnych źródłem informacji o możliwościach zatrudnienia i płacach. Znaczenie kontaktów ze znajomymi lub krewnymi w procesie poszukiwania pracy podkreślał już na początku lat 90. XX wieku Montgomery [1991]. Jego zdaniem już wówczas około 50% zatrudnionych znalazło pracę poprzez znajomych. Jako główną przyczynę szerokiej akceptacji firm dla takiego, nieformalnego, sposobu poszukiwania pracowników wskazał brak informacji o kwalifikacjach poszczególnych osób. W sytuacji, gdy pracownicy są heterogeniczni, pracodawcy poszukują tych o wysokich kwalifikacjach. Zakładają wówczas, że pracownicy polecają do zatrudnienia osoby podobne do siebie, tzn. o zbliżonych

kwalifikacjach. Zatem pracownik wysoko wykwalifikowany poleci osobę również wysoko wykwalifikowaną. Montgomery [1992, 1994] podkreślił również znaczenie struktury sieci powiązań pracowników, rozumianej jako siła więzi. Zwrócił uwagę, że tak rozumiana struktura sieci ma ścisły związek z wysokością płac, stopą zatrudnienia i bezrobocia oraz nierównościami występującymi na rynku pracy. Jak wskazuje Montgomery [1992] główną motywacją pracowników do poszukiwania pracy przez kontakty społeczne także jest brak informacji. Korzystając z własnych sieci powiązań szukający pracy zbierają różne oferty płacy i starają się wybrać optymalną.

Temat przepływu informacji i powiązań między osobami aktywnymi na rynku pracy zyskał dodatkowe znaczenie, gdy wraz z Internetem i portalami społecznościowymi pojawiły się nowe możliwości tworzenia powiązań i przekazu informacji. Obecne badania wskazują na bardzo wysoki wskaźnik zatrudnionych, którzy uzyskali pracę dzięki sieciom społecznym. Lavezzi i Meccheri [2004] oraz Stupnytska i Zaharieva [2014] przytaczają wyniki badań, zgodnie z którymi ocena tego wskaźnika waha się od 30% do 60%. Motywacja po stronie firm do poszukiwania pracowników poprzez sieci kontaktów jest wciąż ta sama – dążenie do pozyskiwania pracowników o wysokich kwalifikacjach. Natomiast jednoznaczna ocena skutków coraz szerszego wykorzystywania sieci powiązań na rynku pracy jest obecnie trudna do przeprowadzenia. Lavezzi i Meccheri [2004] proponują model, który wskazuje, że wzrost liczby powiązań społecznych nie tylko zwiększa zagregowany produkt, ale również redukuje nierówności na rynku pracy. Jednak wielu autorów dostrzega także inne zależności – wyniki analiz (por. Hensvik, Skans [2013], Stupnytska, Zaharieva [2014]) potwierdzają zwiększenie produktu, ale wskazują, że wzrost znaczenia i wykorzystania sieci społecznych powoduje narastanie nierówności płacowych.

Modele rynku pracy z oddziaływaniem informacyjnym opierają się na założeniu, że liczba kontaktów między uczestnikami rynku sprzyja przepływowi informacji o możliwościach pracy, wysokości płac czy wymaganych kwalifikacjach. Proces ten wpływa zatem na zmiany wielkości zatrudnienia i bezrobocia.

MODEL PRZEPŁYWU INFORMACJI NA RYNKU PRACY

Założenia o przepływach na rynku pracy

Prezentowany model opisuje przepływy zachodzące na rynku pracy pomiędzy bezrobociem i zatrudnieniem. Przyjęto, że istnieją trzy rozłączne grupy uczestników rynku pracy: E^* – zatrudnieni, U – bezrobotni, N – nieaktywni. Liczby zatrudnionych, bezrobotnych i nieaktywnych w okresie t oznaczone zostały, odpowiednio: e_t^* , u_t , n_t . W pracy przyjęto założenie, że zasób siły roboczej jest stały, a zatem odpływ z rynku jest w każdym okresie równoważony dopływem

osób nowo wchodzących na rynek. Założenie to oznacza, że w każdym okresie spełniona jest równość

$$e_t^* + u_t + n_t = \text{const}.$$

Przy takim założeniu liczba osób nieaktywnych w każdym okresie jest wyznaczona jednoznacznie przez wielkości zatrudnienia i bezrobocia. Zatem stan rynku w okresie t opisany jest jednoznacznie przez wektor

$$r_t = [e_t^*, u_t],$$

w którym przyjęto następujące oznaczenia:

e_t^* – wielkość zatrudnienia w okresie t ,

u_t – wielkość bezrobocia w okresie t ,

gdzie $t \in [t_0, T] \subset \mathbb{R}^+$.

W każdym okresie występują przepływy między bezrobociem i zatrudnieniem – część bezrobotnych podejmuje pracę, część zatrudnionych traci pracę lub z niej rezygnuje i trafia do bezrobocia. Przepływy występują także między każdą z tych dwóch grup, a grupą osób nieaktywnych – w każdym okresie pewna część bezrobotnych i zatrudnionych rezygnuje z aktywności na rynku, ale jednocześnie zarówno bezrobocie, jak i zatrudnienie są zasilane nowymi osobami podejmującymi aktywność.

Przy konstrukcji modelu rynku pracy z oddziaływaniem informacyjnym przyjęto, że poziom aktualnego bezrobocia wpływa na proces przekazywania informacji. Jeżeli bezrobocie jest bardzo niskie, poniżej pewnego poziomu krytycznego \tilde{u} , to zatrudnieni nie obawiają się rezygnacji z pracy, nie traktują bezrobotnych jako zagrożenia w procesie poszukiwania lepszej pracy i częściej poszukują pracy samodzielnie niż poprzez przekazywanie informacji wewnątrz swojej grupy. Oddziaływanie informacyjne odbywa się wtedy tylko między zatrudnionymi i bezrobotnymi, natomiast wewnątrz grupy zatrudnionych jest ono w modelu pomijane.

Zazwyczaj jednak bezrobocie osiąga poziom wyższy niż \tilde{u} i wówczas o miejsca pracy oraz o informację na rynku mogą rywalizować bezrobotni i zatrudnieni. Dynamikę rynku w takiej sytuacji kształtuje przepływ informacji zarówno między bezrobotnymi i zatrudnionymi, jak i wewnętrzny między zatrudnionymi. Jeśli bezrobocie jest wysokie, pracownicy nie tylko obawiają się utraty pracy, ale również zaczynają zabezpieczać się przed tym poprzez podejmowanie dodatkowych zobowiązań i dywersyfikację źródeł dochodów. Wymiana informacji pomiędzy pracownikami wpływa wówczas na wzrost łącznej liczby etatów, ale nie zmienia liczby zatrudnionych. Dlatego model w tym przypadku opisuje dynamikę zatrudnienia jako zmiany liczby obsadzonych etatów. Przyjęto w tym celu oznaczenia: E – zbiór obsadzonych miejsc pracy, e_t – liczba zajętych etatów w okresie t .

Wpływ oddziaływania informacyjnego na rynek pracy został uwzględniony w modelu jako odzwierciedlenie liczby kontaktów – wewnętrznych w zatrudnieniu oraz między bezrobotnymi i zatrudnionymi. Część tych kontaktów, charakteryzowana odpowiednimi parametrami w modelu, prowadzi do podjęcia zatrudnienia. Dlatego w prezentowanym modelu czynniki opisujące podejmowanie pracy dzięki przepływowi informacji są nieliniowe – zależą od kwadratu liczebności zatrudnienia oraz iloczynu liczebności zatrudnienia i bezrobocia.

Matematyczny zapis modelu dynamiki rynku pracy

Zgodnie z założeniem o wpływie poziomu bezrobocia na przepływ informacji, dynamika rynku opisywana jest za pomocą modelu, który przyjmuje dwa warianty. Jeżeli aktualne bezrobocie osiąga poziom wyższy od krytycznego, tzn. gdy $u_t > \tilde{u}$, to wówczas dynamikę rynku opisuje poniższy model

$$\begin{cases} e_{t+1} = \alpha e_t^2 + \beta e_t u_t + (1 - \theta) e_t, \\ u_{t+1} = (1 + \gamma) u_t - \beta e_t u_t. \end{cases} \quad (1)$$

Gdy bezrobocie spada do bardzo niskiego poziomu, wtedy zachodzi warunek

$$u_t \leq \tilde{u} \Rightarrow \alpha \rightarrow 0,$$

a model (1) przyjmuje postać

$$\begin{cases} e_{t+1} = \beta e_t u_t + (1 - \theta) e_t, \\ u_{t+1} = (1 + \gamma) u_t - \beta e_t u_t. \end{cases} \quad (2)$$

Parametry użyte w modelach (1) – (2) mają następujące znaczenie:

- α – parametr charakteryzujący podejmowanie nowej pracy w wyniku wymiany informacji pomiędzy zatrudnionymi,
- β – współczynnik opisujący przepływ bezrobotnych do zatrudnienia, który następuje w wyniku oddziaływania informacyjnego między osobami z tych grup,
- θ – współczynnik określający łącznie wszystkie przepływy, które dotyczą zatrudnienia i nie wynikają z oddziaływania informacyjnego, tzn. odpływ do bezrobocia oraz obydwa przepływy między zatrudnieniem i grupą nieaktywnych,
- γ – parametr charakteryzujący łącznie wszystkie przepływy dotyczące bezrobocia nie wynikające z oddziaływania informacyjnego, tzn. przepływy w obu kierunkach między bezrobociem i grupą nieaktywnych oraz dopływ z zatrudnienia.

Parametry modeli, zgodnie ze swoim znaczeniem, spełniają poniższe dwa założenia

$$\begin{cases} \alpha, \beta, \theta, \gamma \in (0,1), \\ \alpha < \beta < 1. \end{cases} \quad (3)$$

Ponadto, ze względu na interpretację wyników, dla modelu (1) przyjmuje się założenie

$$\frac{\gamma}{\beta} < \frac{\theta}{\alpha}. \quad (4)$$

Model rynku pracy w postaci (2) jest dyskretną formą układu Lotki – Volterry. Analizę jakościową ciągłego układu Lotki-Volterry zawiera np. praca Palczewskiego [1999], natomiast analizę dyskretną wersji tego układu przedstawiono w pracy Wrzosek [2001]. Można wykazać, że układ (2) ma dwa niestabilne punkty stacjonarne: siodło w punkcie $(\bar{e}, \bar{u})_1 = (0,0)$ i niestabilne ognisko w punkcie $(\bar{e}, \bar{u})_2 = (\frac{\gamma}{\beta}, \frac{\theta}{\beta})$. Rozwiązania tego układu oscylują cyklicznie wokół punktu stacjonarnego $(\bar{e}, \bar{u})_2$ z rosnącą amplitudą. Oznacza to, że wielkości zarówno bezrobocia, jak i zatrudnienia wahają się cyklicznie, przy czym zakres tych wahań jest coraz większy.

Badanie jakościowe rozwiązań układu (1) pozwala stwierdzić, że układ ten ma trzy punkty stacjonarne. Dwa z nich nie zmieniają swojego charakteru:

$$P_1 = (\bar{e}, \bar{u})_1 = (0,0) - \text{siodło, niestabilny,}$$

$$P_2 = (\bar{e}, \bar{u})_2 = (\frac{\theta}{\alpha}, 0) - \text{węzeł niestabilny.}$$

Trzeci punkt stacjonarny również jest niestabilny

$$P_3 = (\bar{e}, \bar{u})_3 = (\frac{\gamma}{\beta}, \frac{\theta\beta - \alpha\gamma}{\beta^2}),$$

jednak jego charakter zmienia się w zależności od relacji parametrów modelu. Punkt P_3 jest

- ogniskiem niestabilnym, jeżeli $\theta > \frac{\alpha\gamma}{\beta} (1 + \frac{\alpha}{4\beta})$,
- zdegenerowanym węzłem niestabilnym, jeżeli $\theta = \frac{\alpha\gamma}{\beta} (1 + \frac{\alpha}{4\beta})$,
- węzłem niestabilnym, jeżeli $\theta < \frac{\alpha\gamma}{\beta} (1 + \frac{\alpha}{4\beta})$.

Założenia (3) i (4) dotyczące parametrów modelu wskazują, że prawie zawsze punkt P_3 jest ogniskiem niestabilnym, a zmiany wielkości bezrobocia i zatrudnienia mają charakter cykliczny. Zakres tych zmian oraz ich zależność od przepływu informacji na rynku pracy zostały zbadane za pomocą symulacji komputerowych dynamiki rynku.

SYMULACJE DYNAMIKI RYNKU PRACY W ZALEŻNOŚCI OD ODDZIAŁYWANIA INFORMACYJNEGO

Symulacje komputerowe dynamiki rynku pracy opisanego modelem (2) miały na celu ilustrację zależności tej dynamiki od przepływu informacji na omawianym rynku. Z tego względu analizowano odrębnie wpływ każdego z czynników charakteryzujących przepływ informacji na rynku α i β , przy

ustalonych pozostałych parametrach modelu. Szczególnie istotne były pytania o wpływ oddziaływania informacyjnego na zakres i częstotliwość cyklicznych wahań wielkości zatrudnienia i bezrobocia.

W pierwszej kolejności analizowano wpływ oddziaływania informacyjnego pomiędzy zatrudnionymi i bezrobotnymi na zjawiska na rynku pracy. Przeprowadzono serię symulacji dynamiki rynku dla różnych wartości parametru β , charakteryzującego przepływ informacji między zatrudnieniem i bezrobociem, przy ustalonych wartości początkowych i wszystkich pozostałych parametrach modelu. Wartości punktów początkowych oraz parametrów modelu przedstawia poniższa tabela. Parametr β przyjmował wartości rosnące od β_0 o wielkość $\Delta\beta$ dla każdej kolejnej krzywej. Wielkości początkowe zatrudnienia i bezrobocia podane są, odpowiednio, w tysiącach etatów lub osób.

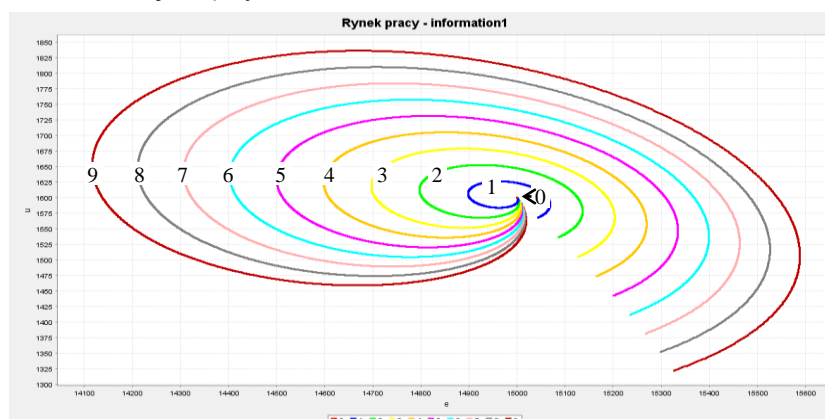
Tabela 1. Wartości początkowe zatrudnienia i bezrobocia oraz przyjęte parametry charakteryzujące rynek pracy, dla którego obserwowany jest wpływ oddziaływania informacyjnego między zatrudnieniem i bezrobociem

e_0	u_0	α	β_0	$\Delta\beta$	θ	γ
15000	1600	10^{-7}	10^{-6}	$2.5 \cdot 10^{-9}$	0,0031	0,015

Źródło: obliczenia własne

Rysunki poniżej przedstawiają uzyskane przebiegi dynamiki zatrudnienia i bezrobocia w zależności od skali oddziaływania informacyjnego między zatrudnionymi i bezrobotnymi. Rysunek 1 przedstawia przestrzeń fazową układu oraz przebiegi zmian wielkości zatrudnienia i bezrobocia dla różnych poziomów przepływu informacji między tymi dwiema grupami. Na osi poziomej zaznaczone zostały wielkości zatrudnienia, a na osi pionowej – bezrobocia, wyrażone w tysiącach osób. Kolejne krzywe na rysunku odpowiadają coraz większym wartościom parametru β charakteryzującego badany przepływ informacji.

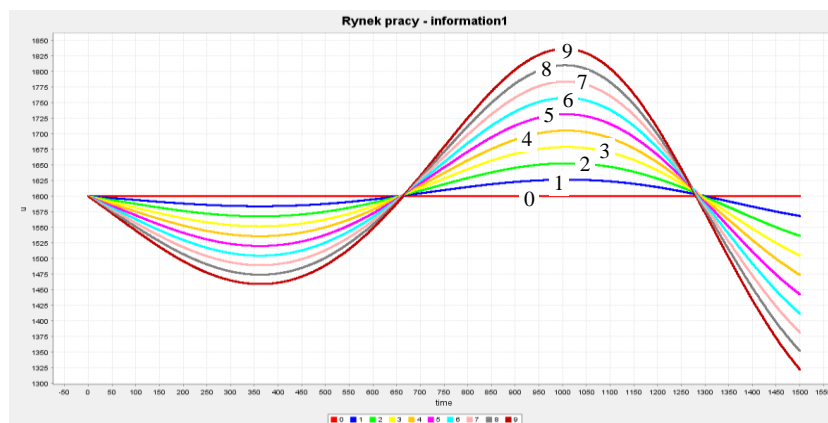
Rysunek 1. Trajektorie rynku pracy wyznaczone dla różnych poziomów przepływu informacji między zatrudnieniem i bezrobociem



Źródło: obliczenia własne

Obserwacja trajektorii rynku na powyższym wykresie pozwala zauważyć, że zarówno wielkości bezrobocia, jak i zatrudnienia oscylują cyklicznie wokół punktu stacjonarnego. Amplituda wahań obu wielkości zależy od wartości parametru β i rośnie wraz ze wzrostem wartości tego parametru. Zakres wahań bezrobocia i zatrudnienia można obserwować dokładniej na wykresach przebiegu tych wielkości w czasie. Poniżej zamieszczony Rysunek 2 ilustruje zmiany wielkości bezrobocia w kolejnych okresach dla różnych wartości wskaźnika przepływu informacji.

Rysunek 2. Zmiany wielkości zatrudnienia dla różnych poziomów przepływu informacji między zatrudnieniem i bezrobociem



Źródło: obliczenia własne

Dla początkowej wartości parametru β bezrobocie utrzymuje się na stałym poziomie. Wraz ze wzrostem wskaźnika opisującego przepływ informacji pojawiają się cykliczne wahania wielkości bezrobocia, a ich zakres się zwiększa. Podobny przebieg mają zmiany dynamiki zatrudnienia.

Wpływ przepływu informacji wewnątrz zatrudnienia na dynamikę rynku badano poprzez zmiany parametru α . Kolejne trajektorie zostały wykreślone dla wartości parametru rosnących od α_0 o wartość $\Delta\alpha$ dla każdej kolejnej krzywej. Wartości parametrów oraz początkowe wielkości bezrobocia i zatrudnienia dla krzywych z Rysunków 3–4 przedstawia Tabela 2.

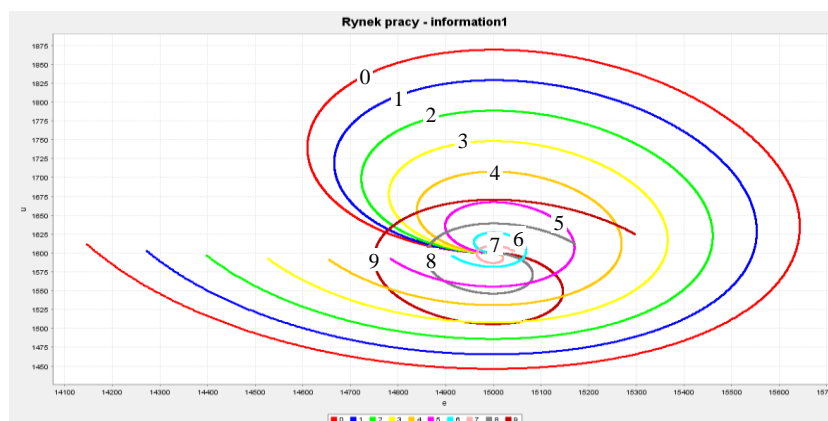
Tabela 2. Wartości początkowe zatrudnienia i bezrobocia oraz przyjęte parametry charakteryzujące rynek pracy, dla którego obserwowany jest wpływ wysokości płacy minimalnej

e_0	u_0	α_0	$\Delta\alpha$	β	θ	γ
15000	1600	10^{-7}	10^{-9}	10^{-6}	0,0032	0,015

Źródło: obliczenia własne

Wzrost wskaźnika oddziaływania informacyjnego wewnątrz zatrudnienia ma niejednoznaczny wpływ na dynamikę rynku pracy. Wszystkie krzywe na rysunku 3 ilustrują cykliczne oscylacje wielkości zatrudnienia i bezrobocia. Dla krzywych oznaczonych numerami 0–7 można zaobserwować spadek amplitudy tych wahań cyklicznych, który następuje wraz ze wzrostem parametru α . Natomiast dla krzywych 8–9 tendencja się odwraca – wzrost wskaźnika charakteryzującego przepływ informacji powoduje ponowny wzrost zakresu oscylacji wielkości bezrobocia i zatrudnienia.

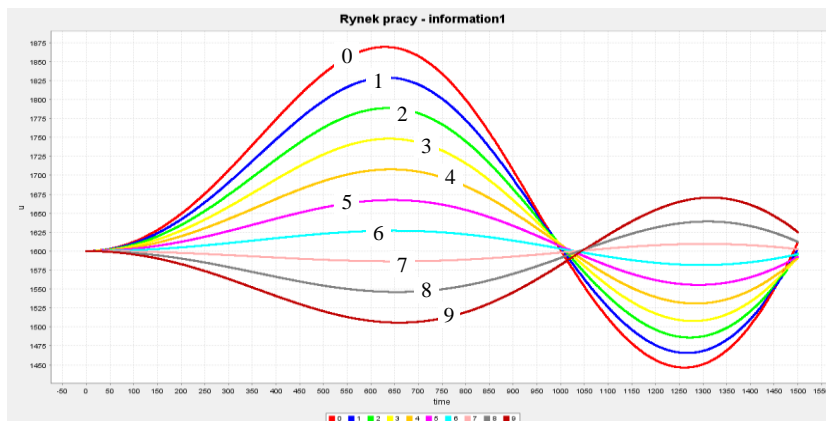
Rysunek 3. Trajektorie rynku pracy wyznaczone dla różnych poziomów przepływu informacji wewnątrz zatrudnienia



Źródło: obliczenia własne

Opisaną zależność można również zaobserwować badając zmiany w czasie wielkości zatrudnienia i bezrobocia. Rysunek 4 przedstawia dynamikę bezrobocia dla trajektorii z Rysunku 3. Wykres ten pokazuje, że najmniejsze wahania liczby bezrobotnych występują dla krzywej 7. Natomiast zarówno wzrost, jak i spadek wskaźnika przepływu informacji wewnątrz zatrudnienia w stosunku do wartości α odpowiadającej krzywej 7, spowoduje rozszerzenie zakresu wahań wielkości bezrobocia oraz zatrudnienia.

Rysunek 4. Zmiany wielkości zatrudnienia dla różnych poziomów przepływu informacji wewnątrz zatrudnienia



Źródło: obliczenia własne

PODSUMOWANIE

Artykuł prezentuje matematyczny model rynku pracy, na którym występuje oddziaływanie informacyjne pomiędzy uczestnikami rynku. Przepływ informacji, który zachodzi wewnątrz zatrudnienia oraz między zatrudnionymi i bezrobotnymi w sposób istotny kształtuje dynamikę wielkości bezrobocia i zatrudnienia. Wymiana informacji na rynku pracy ma szczególne znaczenie dla firm w sytuacji dużego popytu na wysokie kwalifikacje pracowników przy jednoczesnym braku informacji kwalifikacjach posiadanych przez kandydatów. Pracownicy, dzięki portalom internetowym mają obecnie wiele możliwości wymiany informacji i wykorzystują je do wyboru najlepszej oferty pracy.

Analiza jakościowa oraz przeprowadzone symulacje przebiegu rozwiązań dla zbudowanego modelu wskazują, że wszystkie punkty równowagi rynku są niestabilne oraz że zmiany wielkości bezrobocia i zatrudnienia mają charakter cykliczny. Symulacje pokazały, że zakres wahań liczby bezrobotnych i zatrudnionych zależy od wskaźników przepływu informacji, ale zależności tej nie da się scharakteryzować jednoznacznie. W przeprowadzonych symulacjach wzrost wskaźnika przepływu informacji pomiędzy bezrobotnymi i zatrudnionymi wywoływał zwiększenie zakresu wahań wielkości obu tych grup. Natomiast wskaźnik przepływu informacji wewnątrz zatrudnienia wpływa na zakres wahań obu grup na rynku w sposób nieliniowy – dla pewnej wartości z badanego zakresu osiąga minimum, a spadek lub wzrost tego wskaźnika powodują zwiększenie amplitudy zmian cyklicznych.

BIBLIOGRAFIA

- Hensvik L., Skans O. N. (2013) Social networks, employee selection and labor market outcomes, Institute for Evaluation of Labour Market and Education Policy Working Paper 2013:15.
- Lavezzi A. M., Blom E., Meghir C. (2012) Heterogeneity in Human Capital Investments: High School Curriculum, College Major, and Careers, *Annual Review of Economics*, Annual Reviews, Vol. 4, pp. 185-223
- Montgomery J. D. (1991) Social Networks and Labor-Market Outcomes: Toward an Economic Analysis, *American Economic Review*, Vol. 81, pp. 1408 – 1418.
- Montgomery J. D. (1992) Job Search and Network Composition: Implications of the Strength-Of-Weak-Ties Hypothesis, *American Sociological Review*, Vol. 57, pp. 586 – 596.
- Montgomery J. D. (1994) Weak Ties, Employment and Inequality: An Equilibrium Analysis, *American Journal of Sociology*, Vol. 99, pp. 1212 – 1236.
- Palczewski A. (1999) Równania różniczkowe zwyczajne, Wydawnictwa Naukowo-Techniczne.
- Stupnytska Y., Zaharieva A. (2014) Optimal policy and the role of social contacts in a search model with heterogeneous workers, Center for Mathematical Economics Working Paper 491.
- Wrzosek M. (2001) On computer simulation of grey zone dynamics, *Analiza systemowa w finansach i zarządzaniu*, Wybrane problemy, Tom 43, str. 197-214.

**MODEL OF THE LABOR MARKET DYNAMICS
WITH HETEROGENEOUS LABOR FORCE**

Abstract: The article presents a mathematical model of the labor market describing the dynamics of the phenomena in the labor market. In this model, using the theory of dynamical systems, the most important factor is exchange of information on employment opportunities between the participants of the labor market – unemployed and employed. Qualitative analysis of the created model shows that the flow of information between employees or between the unemployed and employed significantly affect the dynamics of the labor market. The impact of information exchange between the participants of the labor market may cause a sudden change in the nature of its dynamics and the transition between cyclic and non-cyclic dynamics.

Keywords: labor market, flow of information, dynamical system

SZACOWANIE KOSZTU SPRAWIEDLIWOŚCI ALOKACJI OBCIĄŻEŃ W SIECI DLA METODY OPTIMALIZACJI UPORZĄDKOWANEJ ŚREDNIEJ WAŻONEJ

Grzegorz Zalewski

Instytut Łączności – Państwowy Instytut Badawczy
e-mail: g.zalewski@itl.waw.pl

Włodzimierz Ogryczak

Instytut Automatyki i Informatyki Stosowanej, Politechnika Warszawska
e-mail: wogrycza@elka.pw.edu.pl

Streszczenie: Jednym z wielu problemów podczas wymiarowania sieci telekomunikacyjnych jest optymalizacja przepływów zapotrzebowań między zadanymi węzłami. Jednym ze sposobów wykorzystywanych do tego celu jest formułowanie zadania programowania liniowego. W niniejszej pracy skupiono się na optymalizacji ulokowania przepływów na danych ścieżkach w grafie nieskierowanym. Dodatkowo ważnym elementem zadania jest fakt, że ścieżki dzielą między sobą ograniczone zasoby przepustowości, co sprawia zaistnienie rzeczywistego problemu decyzyjnego. Dla tak sformułowanego problemu wykorzystano formułę krawędź-ścieżka programowania liniowego oraz implementację zadania w standardzie AMPL. W pracy oszacowano koszt rozwiązania sprawiedliwego dla modelu OWA (Ordered Weighted Averaging) w porównaniu do rozwiązania maksymalizującego przepływy na ścieżkach oraz do rozwiązania modelu MMF (maximin fairness). Efektem końcowym pracy jest przedstawienie wyników oraz podsumowanie analizy otrzymanych rozwiązań na bazie danych przykładowych, stanowiących odniesienie do sieci telekomunikacyjnej szkieletowej Polski, gdzie głównym miernikiem jest różnica wartości funkcji celu dla wymienionych metod sprawiedliwej optymalizacji oraz rozwiązania maksymalizującego przepływ całkowity.

Słowa kluczowe: metoda optymalizacji średniej ważonej, OWA, optymalizacja sprawiedliwa, optymalizacja wielokryterialna, optymalizacja sieci, koszt sprawiedliwości, problemy decyzyjne, programowanie liniowe, algorytmy

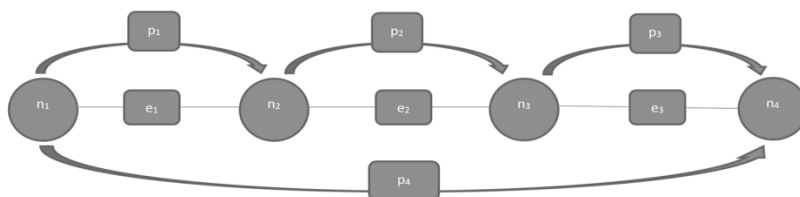
WSTĘP

Rozważmy problem alokacji zapotrzebowań na przepływ w grafie o zadanej strukturze. Dwie podstawowe metody formułowania, w zależności od zamierzonych celów to podejście:

- krawędź-ścieżka,
- węzeł-krawędź.

Powyższe dwa podejścia różnią się między sobą implementacją jak również złożonością obliczeniową. W pracy przyjęto nomenklaturę link-path. Krawędzie w grafie są nieskierowane, tzn. ruch po nich możliwy jest w obydwu kierunkach. Każda krawędź posiada ograniczoną pojemność. W grafie zadany jest również zbiór ścieżek, po których należy przeprowadzić możliwie największą wartość zapotrzebowania, biorąc pod uwagę rozwiązanie sprawiedliwe. Skrajny przypadek gdzie jedna ścieżka maksymalizująca funkcję kryterium, blokuje zapotrzebowanie innej ścieżki jest niesprawiedliwe i niemożliwe do przyjęcia. Wyobraźmy sobie przypadek sieci tak jak na Rysunku 1.

Rysunek 1. Struktura przykładu ilustrującego problem alokacji zapotrzebowań na przepustowość na zdefiniowanych ścieżkach



Źródło: opracowanie własne

Dla przykładu przedstawionego na Rysunku 1 zdefiniowane zostały cztery drogi ($P \in \{p_1, p_2, p_3, p_4\}$), dla których należy rozdysponować obciążenie dostępnych łączy ($E \in \{e_1, e_2, e_3\}$). Drogi te to: $p_1 = \{e_1\}$, $p_2 = \{e_2\}$, $p_3 = \{e_3\}$, $p_4 = \{e_1, e_2, e_3\}$. Ważnym ograniczeniem zadania jest maksymalna pojemność łączy, która oznaczona została jako C_e , $e \in E$. Całkowity przepływ realizowany przez wszystkie ścieżki zawierające w sobie e -tą krawędź nie może być większy niż pojemność tej krawędzi. Przyjmijmy, że zadanie polega na maksymalizacji sumy przepustowości jaką należy zapewnić p -tej drodze. Dla dodatkowego uproszczenia problemu przyjęto równe wartości pojemności dla każdej krawędzi grafu $C_e = 10$ j. Dla tak trywialnego zadania łatwo zauważyć że optymalnym rozwiązaniem będzie przypisanie wartości 10 jednostek drodze p_1 , p_2 oraz p_3 , natomiast przypisanie wartości 0 jednostek dla drogi p_4 . W praktyce rozwiązanie to zablokuje całkowicie jakiegokolwiek przepływ bezpośredni z wierzchołka n_1 do n_4 . Należy więc rozważyć możliwość przydzielenia określonej wielkości przepustowości do drogi p_4 . Każda jednostka przydzielona do tej drogi powoduje

jednak zmniejszenie wartości funkcji celu o trzy jednostki. Zaobserwować tutaj można realny konflikt pomiędzy rozwiązaniem maksymalizującym oczekiwany zysk z przepuszczonego zapotrzebowania o maksymalnej wartości, a rozwiązaniem sprawiedliwym. Wielkości te są odwrotnie proporcjonalne. W literaturze można znaleźć liczne publikacje na ten temat. Według jednej z definicji kosztu sprawiedliwości (ang. Price of Fairness – POF) jest to iloraz różnicy pomiędzy wartością maksymalną zadania optymalizacji i rozwiązania sprawiedliwego w stosunku do wartości rozwiązania maksymalnego¹. Definicję powyższą opisuje następujący wzór (1).

$$POF(U; \alpha) = \frac{\max(U) - \text{fair}(U, \alpha)}{\max(U)} \quad (1)$$

gdzie:

$POF(U; \alpha)$ - koszt rozwiązania sprawiedliwego,

$\max(U)$ - rozwiązanie optymalne w sensie maksymalizacji funkcji kryterium

$\text{fair}(U, \alpha)$ - rozwiązanie sprawiedliwe z uwzględnieniem współczynnika sprawiedliwości α .

W przypadku problemu sieciowego jako rozwiązanie optymalne maksymalizujące funkcję celu można rozumieć takie, którego funkcja kryterium przyjmuje postać jak we wzorze (2).

$$\max \sum_{p \in P} x_p \quad (2)$$

gdzie:

P - zbiór ścieżek w grafie dla których należy dobrać wartości przepuszczanych przepustowości,

x_p - zmienna decyzyjna określająca wartość przepływu na p -tej ścieżce.

Rozwiązanie utożsamiane ze sprawiedliwym w zależności od wyboru koncepcji sprawiedliwości posiada już inne, bardziej lub mniej skomplikowane formy. Do rozwiązań sprawiedliwych zaliczyć możemy rozwiązanie zadania maksymalizacji leksykograficznej, zadania maximin, modyfikacje tych sumą wersji powyższych zadań, jak również rozwiązanie zadania sformułowanego według koncepcji OWA (z ang. Ordered Weighted Averaging). W pracy skupiono uwagę właśnie na tym ostatnim podejściu do zadanego problemu.

DOTYCHCZASOWE PRACE NAD PROBLEMEM

Problem sprawiedliwego podziału był już poruszany w opracowaniach naukowych. Dotyczy on nie tylko tematów związanych z modelowaniem sieci telekomunikacyjnych. Przykładem może być cała dziedzina zadań związanych z alokacją zasobów na określonym terenie w taki sposób, aby każda z osób losowo na nim rozmieszczonych mogła z nich skorzystać w równym stopniu. Jedną

¹ Ogryczak W., Luss H., Pióro M., Nace D., Tomaszewski A. (2014) Fair Optimization and Networks: A Survey, Journal of Applied Mathematics, Vol. 2014, pp. 2-8.

z metod uzyskania rozwiązania efektywnego takiego zadania jest metoda maximin (MMF)² (3) oraz jej regularyzacja sumą poszczególnych wartości funkcji realizacji podjętych decyzji (4).

$$\max\{\min_{i=1,\dots,m} f_i(x) : x \in Q\} \quad (3)$$

$$\text{lexmax}\{(\max\{\min_{i=1,\dots,m} f_i(x)\}, \sum_{i=1,\dots,m} f_i(x)) : x \in Q\} \quad (4)$$

lub leksykograficzny maximin³ (5):

$$\text{lexmax}\{\theta(f(x)) : x \in Q\} \quad (5)$$

gdzie: $\theta(f(x)) = (f_{i_1}(x_{i_1}), f_{i_2}(x_{i_2}), \dots, f_{i_m}(x_{i_m}))$,

$$f_{i_1}(x_{i_1}) \leq f_{i_2}(x_{i_2}) \leq \dots \leq f_{i_m}(x_{i_m})$$

Z problemem tym stykają się kontrolerzy lotów obsługujący przyloty oraz odloty samolotów na lotniskach. Dobrym przykładem sprawiedliwego rozmieszczenia są również problemy służb interwencyjnych, które muszą rozmieścić swoje posterunki właśnie w taki „sprawiedliwy” sposób. Rozwiązanie takiego problemu można również osiągnąć przy pomocy sformułowania zadania „proporcjonalnej sprawiedliwości” (z ang. Proportional Fairness) (PF). Funkcja celu takiego zadania określona jest we wzorze (6):

$$\max\{\sum_{i=1,\dots,m} \log f_i(x) : x \in Q\} \quad (6)$$

Dla zadań wypukłych, związanych z problemem alokacji zasobów (n), których liczba jest większa niż 2 wyznaczono maksymalne wartości kosztu sprawiedliwości⁴:

- Dla sformułowania proporcjonalnej sprawiedliwości (PF) (7):

$$POF(U; PF) \leq 1 - \frac{2\sqrt{n}-1}{n} \quad (7)$$

- Dla sformułowania maximin regularyzowanego sumą (MMF) (8):

$$POF(U; MMF) \leq 1 - \frac{4n}{(n+1)^2} \quad (8)$$

MODEL UPORZĄDKOWANYCH ŚREDNICH WAŻONYCH

Model uporządkowanych średnich ważonych bazuje na porównywaniu uporządkowanych sum częściowych wektorów ocen⁵. W zależności czy

² Ogryczak W. (2014) Fair Optimization – Methodological Foundations of Fairness in Network Resource Allocation, IEEE 38th Annual International Computers, Software and Applications Conference Workshops.

³ Luss H. (1999) On Equitable Resource Allocation Problems: A Lexicographic Minimax Approach, Operation Research, Vol. 47, No. 3.

⁴ Bertsimas D., Farias Vivek F., Trichakis N. (2011) The Price of Fairness, Operations Research, Vol. 59, No. 1, pp. 17-31.

optymalizacja polega na maksymalizacji czy na minimalizacji funkcji kryteriów mamy do czynienia z uporządkowaniem niemalejącym lub nierosnącym wektorów ocen. Ciąg uporządkowanych niemalejąco poszczególnych wektorów ocen oznaczony został jako $\theta(y) = (\theta_1(y), \theta_2(y), \dots, \theta_m(y))$, gdzie $\theta_1(y) \leq \theta_2(y) \leq \dots \leq \theta_m(y)$. Kolejne wartości funkcji oceny spełniają założenia anonimowej relacji dominacji. Z tego faktu wynika również to że każdy podproblem decyzyjny jest traktowany jednakowo. Model matematyczny sformułowany ogólnie wygląda następująco:

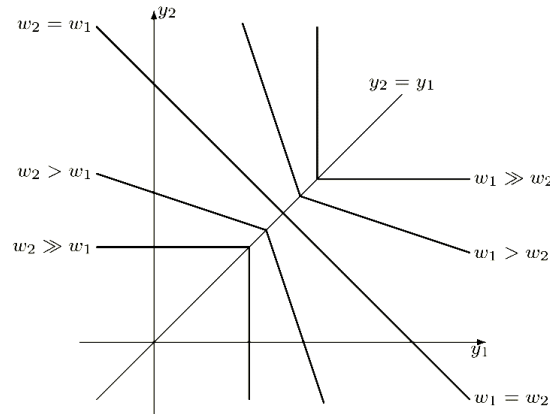
$$\max\{\sum_{i=1}^m w_i \theta_i(f(x)) : x \in Q\} \quad (9)$$

gdzie: $w_1 > w_2 > \dots > w_m$, $\sum_{i=1}^m w_i = 1$.

Warstwie agregacji OWA przedstawiono na rysunku poniżej (Rysunek 2). Wprowadzenie wag wartościujących poszczególne wartości skumulowanych ocen pozwala na dość elastyczne sterowanie modelem. Wyróżniamy dwa modele dla metody optymalizacji średnich ważonych:

- Model standardowy uporządkowanych średnich ważonych,
- Model uporządkowanych skumulowanych średnich ważonych.

Rysunek 2. Ilustracja przykładowych warstw model OWA



Źródło: opracowanie własne

Zadanie optymalizacji dla modelu standardowego OWA wygląda następująco:

$$\max\{\sum_{i=1}^m w_i \theta_i(y)\} = \min_{\tau \in \pi} \sum_{i=1}^m w_{\tau(i)} y_i \quad (10)$$

⁵ Yager R. R. (1988) On ordered weighted averaging aggregation operators in multicriteria decision making, IEEE Transactions on Systems, Man, and Cybernetics, Vol. 18, No. 1, pp. 183–190.

Takie sformułowanie problemu generuje $m!$ nierówności liniowych oraz wykorzystuje technikę relaksacji w postaci generacji kolumn w zadaniu dualnym.

Zadanie optymalizacji modelu uporządkowanych, skumulowanych średnich ważonych przedstawiono poniżej:

$$\max\{\sum_{i=1}^m \bar{w}_i \bar{\theta}_i(y)\} \quad (11)$$

gdzie: $\bar{\theta}_i(y) = \sum_{k=1}^i \theta_k(y)$, $\bar{w}_m = w_m$ i $\bar{w}_i = w_i - w_{i+1}$ dla $i = 1, \dots, m$

Dla funkcji oceny wklęsłej oraz wag dodatnich, model uporządkowanych średnich ważonych skumulowanych można zapisać w postaci programowania liniowego (LP). Do badań wykorzystano, więc poniższe sformułowanie zadania pozwalające na jego implementację w standardzie AMPL.

$$\max \sum_{i=1}^m \bar{w}_i \eta_i \quad (12)$$

Przy ograniczeniach:

$$x \in Q,$$

$$\eta_k = kt_k - \sum_{i=1}^m d_{ik} \text{ dla } k = 1, \dots, m$$

$$t_k - d_{ik} \leq f_i(x), d_{ik} \geq 0 \text{ dla } i, k = 1, \dots, m$$

Aby zapisać model uporządkowanych średnich ważonych w postaci programowania liniowego wykorzystano zmienną nieograniczoną t , która pozwala w dość efektywny sposób na wyznaczanie kolejnych k najmniejszych wartości przypisanych do ścieżek zapotrzebowań⁶⁷. Należy zauważyć, że w powyższym modelu nie występują zmienne binarne, które są niezbędne przy implementacji klasycznej metody uporządkowanych średnich ważonych⁸⁹. Do rozważań nad problemem kosztu sprawiedliwości przyjęto model sieci telekomunikacyjnej szkieletowej polski, który jest opublikowany na stronie sndlib.zib.de.

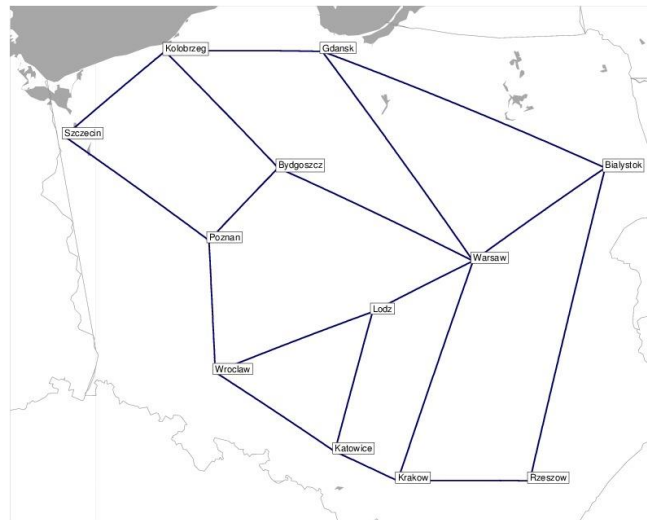
⁶ Ogryczak W. (2014) Tail mean and related robust solution concepts, International Journal of Systems Science: Principles and Applications of Systems and Integration, Tom 45, No. 1, pp. 29–38.

⁷ Ogryczak W. and Tamir A. (2003) Minimizing the sum of the k largest functions in linear time, Information Processing Letters, Tom 85, No. 3, pp. 117–122.

⁸ Ogryczak W. and Śliwiński T. (2003) On solving linear programs with the ordered weighted averaging objective, European Journal of Operational Research, Tom 148, No. 1, pp. 80–91.

⁹ Yager R. R. (1996) Constrained OWA aggregation, Fuzzy Sets and Systems, Tom 81, No. 1, pp. 89–101.

Rysunek 3. Przykład sieci telekomunikacyjnej szkieletowej na terenie Polski



Źródło: <http://www.zib.de>

Oznaczenia przyjęte do obliczeń:

N – zbiór wierzchołków (n_i – i -ty węzeł sieci),

E – zbiór łuków (e_i – i -ta krawędź sieci),

P – zbiór wyznaczonych ścieżek dla których należy zapewnić przepustowość (p_i – i -ta ścieżka zapotrzebowania sieci).

Parametry wykorzystane w modelu:

$$\delta_{ep} = \begin{cases} 1, & \text{gdy } e \text{ – ta krawędź należy do } p \text{ – tej ścieżki} \\ 0, & \text{gdy } e \text{ – ta krawędź nie należy do } p \text{ – tej ścieżki} \end{cases}$$

Zmienne decyzyjne:

x_p – obciążenie p -tej ścieżki

Ograniczenia:

$$\sum_{e \in E} \sum_{p \in P} \delta_{ep} x_p \leq c_e \quad (13)$$

Celem pracy jest oszacowanie kosztu sprawiedliwości dla modelu OWA. Do jego osiągnięcia wygenerowano zbiór rozwiązań oraz porównano każde z nich do rozwiązań innych sformułowań sprawiedliwych zadań optymalizacji sieci oraz zadania maksymalizującego funkcję celu bez względu na sprawiedliwość. Do porównania wykorzystano metody:

- Miximin,
- Maximin regularizowany sumą pojedynczych wartości funkcji realizacji,
- Maximum sumy pojedynczych wartości funkcji realizacji.

Dla metody OWA model optymalizacyjny został określony wzorem (12). Model sieci oparto na nomenklaturze krawędź–ścieżka. Dane do modelu generowano przy

pomocy implementacji generatora danych wejściowych. Wykorzystano do tego język programowania Python w wersji 2.7 oraz narzędzie GLPK wyposażone w solver glpsol. Dla przedstawionej we wcześniejszej części pracy sieci telekomunikacyjnej wyznaczono kilka zbiorów połączeń między określonymi węzłami. Generowane ścieżki między parą wierzchołków grafu są ścieżkami pojedynczymi (bez rozgałęzień). Wygenerowane połączenia nakładają się na siebie co wpływa na zaistnienie problemu decyzyjnego. Zwiększenie przepustowości jednej ścieżki wiąże się ze zmniejszeniem przepustowości innej. Wyznaczone ścieżki nie mogą ulegać bifurkacji. Motywacją do wyboru metody uporządkowanych średnich ważonych były jej charakterystyczne właściwości:

- Rozchylone warstwy dla wag ściśle malejących
- Wykorzystywanie dominacji wyrównującej¹⁰

WYNIKI I OBSERWACJE

Analiza została oparta na 11 osobno wygenerowanych przypadkach rozmieszczenia ścieżek w grafie. Przykładowa tabela alokacji obciążeń na kolejnych ścieżkach dla jednego z przykładów została przedstawiona w Tabeli 1.

Tabela 1. Wyniki dla jednego z wygenerowanych przypadków

ŚCIEŻKA	MAX	MAXMIN	MAXMIN REG	OWA
p ₁	0	142	142	150
p ₂	0	142	142	126
p ₃	426	142	142	150
p ₄	816	142	390	204
p ₅	159	142	182	150
p ₆	156	142	142	150
p ₇	0	142	142	204
p ₈	435	142	142	150
p ₉	750	142	608	459
p ₁₀	0	142	142	204
p ₁₁	0	142	142	150
p ₁₂	468	142	390	336
p ₁₃	348	142	142	204
p ₁₄	0	142	142	150
p ₁₅	0	142	142	204
p ₁₆	0	142	142	291
Σ	3558	2272	3274	3282

Źródło: opracowanie własne

¹⁰ Ogryczak W. (1997) Wielokryterialna Optymalizacja Liniowa i Dyskretna, modele preferencji i zastosowania do wspomagania decyzji, Wydawnictwa Uniwersytetu Warszawskiego, Warszawa.

Analiza otrzymanych wyników dla kolejnych przykładów pozwoliła stwierdzić, że metoda maxmin w czystej postaci daje najniższą wartości sumarycznych przepływów. Wartości funkcji kryterium będącej sumą obciążeń poszczególnych ścieżek w przypadku tej metody nigdy nie przyjmuje natomiast wartości równej 0, co gwarantuje wynik „sprawiedliwy”. Wyniki zadań sformułowanych przy pomocy metody maxmin z regularyzacją w postaci sumy również w każdym przypadku przypisują ścieżkom wartości większe niż 0. Zgodnie z oczekiwaniami model OWA pozwolił wyznaczyć rozwiązania o lepszej wartości sumy obciążeń dla wyznaczonych ścieżek w grafie przy zachowaniu odpowiedniej sprawiedliwości. Zaobserwowano jednak rozwiązania, w których model uporządkowanych średnich ważonych daje rozwiązanie o wartości sumy obciążeń ścieżek mniejszej niż w przypadku maxmin regularyzowanego sumą. Wśród przykładów były również przypadki gdzie rozwiązanie problemu przy pomocy maksymalizacji uporządkowanych średnich ważonych nie gwarantowało obciążenia dla niektórych ścieżek większego od 0. Dla wszystkich wyników wyznaczono wartości średnie oraz odchylenia standardowe co przedstawiono w Tabeli 2. Na podstawie wartości średnich oraz odchyleń standardowych wyznaczono górne granice oszacowanych średnich kosztów sprawiedliwości dla kolejnych metod. Wyniosły one odpowiednio:

- Maxmin – 0,66
- Maxmin regularyzowany sumą poszczególnych ocen – 0,13
- OWA – 0,11

Tabela 2. Wartości sum obciążeń dla poszczególnych metod oraz odpowiadające im wartości średnie oraz odchylenia standardowe

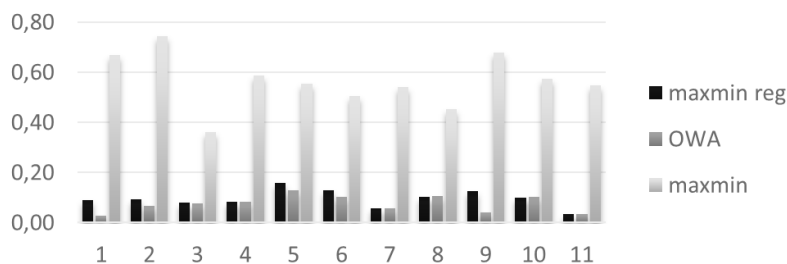
PRZYKŁAD	MAXMIN	MAXMIN REG	OWA
1	0.67	0.09	0.03
2	0.74	0.09	0.07
3	0.36	0.08	0.08
4	0.59	0.08	0.09
5	0.56	0.16	0.15
6	0.50	0.13	0.12
7	0.54	0.06	0.06
8	0.45	0.10	0.12
9	0.68	0.12	0.05
10	0.57	0.10	0.11
11	0.55	0.03	0.04
średnia	0.56	0.10	0.08
odchylenie st.	0.10	0.03	0.03

Źródło: opracowanie własne

Porównując metody dla problemu alokacji obciążeń na ścieżki pojedyncze między odpowiednimi węzłami sieci należy stwierdzić, że metoda maxmin posiada

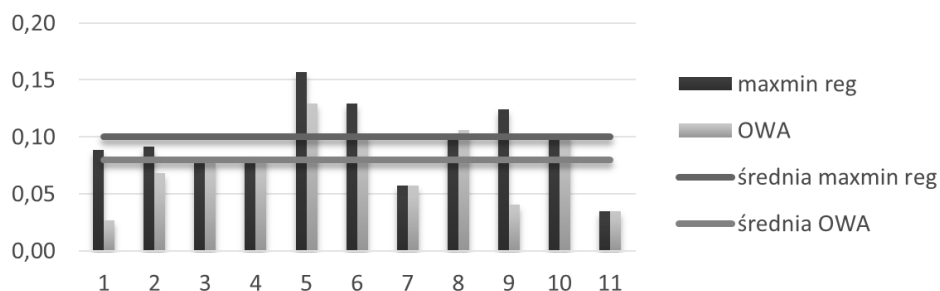
nieakceptowalnie większą wartość kosztu sprawiedliwości względem pozostałych metod (Rysunek 4). Rysunek 5 przedstawia porównanie dwóch pozostałych metod gdzie zauważyć można zarówno przykłady gdzie koszt sprawiedliwości dla metody OWA był większy jak i mniejszy.

Rysunek 4. Porównanie wyników POF dla wybranych metod



Źródło: opracowanie własne

Rysunek 5. Porównanie wyników POF dla wybranych metod wraz ze średnią i odchyleniem standardowym



Źródło: opracowanie własne

PODSUMOWANIE

Powyższa praca miała na celu przedstawienie problemu sprawiedliwej optymalizacji. Wyniki obliczeń wskazały na wiele zalet metody uporządkowanych średnich ważonych. Jedną z głównych zalet tej metody jest duża elastyczność pod względem sterowania wynikiem. Dla wag dodatnich oraz wklęsłego charakteru funkcji ocen, możliwy jest również zapis modelu w postaci programowania liniowego. Metoda OWA dzięki tym cechom pozwala na wyznaczenie w stosunkowo krótkim czasie obliczeń, rozwiązania satysfakcjonującego decydenta. Preferencje decydenta określają tutaj stopień chęci osiągnięcia rozwiązania bardziej sprawiedliwego, kosztem wartości sumy wszystkich obciążeń ścieżek grafu. Modelowanie tych preferencji odbywa się przy pomocy

odpowiedniego doboru wag kolejnych wartości uporządkowanych funkcji oceny, odpowiadającej w niniejszej pracy wartościom obciążeń każdej z wygenerowanych ścieżek. Bardzo zadowalający wynik badań nad implementacją metody OWA do tego specyficznego problemu powinien stać się motywacją do kolejnych badań nad problemami sieciowymi jak również problemami alokacji zasobów. Rozpatrywany przypadek miał charakter liniowy. Jest więc również pole do prac badawczych w zakresie problemów dyskretnych bądź bardziej skomplikowanych problemów nieliniowych. Wartości wag w rozpatrywanym problemie były szeregowane malejąco. W przypadku zadania minimalizacji wagi należałoby dobierać nierosnąco. Dobór wag o większych wartościach dla początkowych wartości funkcji skumulowanych będzie zbliżało rozwiązanie do rozwiązania maksymalizacji wartości minimalnej funkcji osiągnięcia. Dobór wag o większych wartościach dla końcowych funkcji skumulowanych, przybliży rozwiązanie do rozwiązania maksymalizacji sumy wartości wszystkich funkcji osiągnięcia.

BIBLIOGRAFIA

- Bertsimas D., Farias Vivek F., Trichakis N. (2011) The Price of Fairness, *Operations Research*, Vol. 59, No. 1, pp. 17-31.
- Liu X. (2006) Some Properties of the Weighted OWA Operator, *IEEE Trans. Syst. Man Cyber. B*, Vol. 368, pp. 118–127.
- Luss H. (1999) On Equitable Resource Allocation Problems: A Lexicographic Minimax Approach, *Operation Research*, Vol. 47, No. 3, pp. 361-378.
- Ogryczak W. (1997) Wielokryterialna Optymalizacja Liniowa i Dyskretna, modele preferencji i zastosowania do wspomagania decyzji, Wydawnictwa Uniwersytetu Warszawskiego, Warszawa.
- Ogryczak W. (2014) Fair Optimization – Methodological Foundations of Fairness in Network Resource Allocation, *IEEE 38th Annual International Computers, Software and Applications Conference Workshops*.
- Ogryczak W. (2014) Tail mean and related robust solution concepts, *International Journal of Systems Science: Principles and Applications of Systems and Integration*, Vol. 45, No. 1, pp. 29–38.
- Ogryczak W. and Śliwiński T. (2003) On solving linear programs with the ordered weighted averaging objective, *European Journal of Operational Research*, Vol. 148, No. 1, pp. 80–91.
- Ogryczak W. and Tamir A. (2003) Minimizing the sum of the k largest functions in linear time, *Information Processing Letters*, Vol. 85, No. 3, pp. 117–122.
- Ogryczak W., Luss H., Pióro M., Nace D., Tomaszewski A. (2014) Fair Optimization and Networks: A Survey, *Journal of Applied Mathematics*, Vol. 2014, pp. 1-25.
- Yager R. R. (1988) On ordered weighted averaging aggregation operators in multicriteria decision making, *IEEE Transactions on Systems, Man, and Cybernetics*, Vol. 18, No. 1, pp. 183–190.
- Yager R. R. (1996) Constrained OWA aggregation, *Fuzzy Sets and Systems*, Vol. 81, No. 1, pp. 89–101.

Yager R. R., Kacprzyk J. and Beliakov G. (2011) Recent Developments in the Ordered Weighted Averaging Operators: Theory and Practice, Springer.

ESTIMATION THE PRICE OF FAIRNESS FOR NETWORK BANDWIDTH ALLOCATION BY THE OWA OPTIMIZATION

Abstract: An important problem when designing a telecommunication network is to optimize the flow demands at the network between pre-defined nodes. One of the solutions used for this purpose is to formulate the linear programming. In this paper we focus on the optimization of locating the data flow path in an undirected network. It provides an actual decision-making problem. For such a problem the link-path formula has been chosen. Problem also has brought to linear programming and implemented in AMPL standard. The study estimated the price of fairness for the considered model OWA (Ordered Weighted Averaging) compared to solve maximizing flows on the paths and to solve the model MMF (Maximin fairness). The final effect of the work is to present the results and a summary of the analysis, obtained solutions based on sample data by reference to the telecommunication network which in this case was the backbone Polish net. The main measure is the difference between the value of the objective function for these fair methods and solutions maximizing total flow.

Keywords: optimization, ordered weighted averaging, OWA, fair optimization, multi-criteria optimization, network optimization, the price of fairness, decision-making problems, linear programming, algorithms

ANOMALIA NISKIEJ CZY MOŻE WYSOKIEJ CENY? OSOBLIWY PRZYPADEK POLSKIEGO RYNKU AKCJI

Adam Zaremba, Szymon Okoń, Andrzej Nowak

Katedra Inwestycji i Rynków Kapitałowych

Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu

e-mail: adam.zaremba@ue.poznan.pl, e-mail: szymon.okon@ue.poznan.pl,
andrzej.pawel.nowak@gmail.com

Przemysław Konieczka

Kolegium Gospodarki Światowej

Szkoła Główna Handlowa w Warszawie

e-mail: przemyslaw.konieczka@doktorant.sgh.waw.pl

Streszczenie: Niniejszy artykuł prezentuje badanie poświęcone anomalii niskiej ceny na polskim rynku akcji. Wykorzystując sortowanie, metody analizy przekrojowej oraz testy relacji monotonicznych, badanie obejmuje notowania ponad 850 spółek z polskiego rynku akcji w latach 2000-2014. W przeciwieństwie do obserwacji na rynkach rozwiniętych, polskie spółki o wysokiej cenie nominalnej notują wyższe stopy zwrotu aniżeli spółki o niższej cenie nominalnej. Co więcej, dodatkowe sortowania przy pomocy wskaźników wyceny, kapitalizacji oraz momentum mogą zostać wykorzystane do poprawy efektywności strategii opartych na cenie nominalnej. Odwrotny charakter efektu niskiej ceny na krajowym rynku kapitałowym może być potencjalnie wyjaśniony przy pomocy innej anomalii: efektu akcji loteryjnych. Na koniec, przy wykorzystaniu alternatywnej metodologii, niniejsza praca weryfikuje hipotezę Bakera i in. [2009], zgodnie z którą menedżerowie przedsiębiorstw wykorzystują splity do zarządzania wartością przedsiębiorstwa.

Słowa kluczowe: efekt niskiej ceny, polski rynek akcji, Giełda Papierów Wartościowych w Warszawie, przekrojowa analiza stóp zwrotu, split akcji, ceny akcji, anomalie rynku kapitałowego, finanse behawioralne, NewConnect, akcje loteryjne

WPROWADZENIE

Badania na temat przekrojowych anomalii związanych z wyceną aktywów w ostatnim czasie cieszą się ogromnym zainteresowaniem. Harvey i in. [2015] dokonali przeglądu aż 315 czynników wyceny aktywów prezentowanych w renomowanych akademickich czasopismach. Niemniej jednak, jedno przekrojowe zjawisko, a mianowicie efekt niskiej ceny (ang. *low-price effect*), przykuło uwagę przedstawicieli nauki nieco bardziej intensywnie.

Efekt niskiej ceny stanowi anomalię, która polega na tym, że akcje o niskiej cenie nominalnej przynoszą znacząco wyższe stopy zwrotu aniżeli o wysokiej cenie, nawet po skorygowaniu o ryzyko. Zjawisko to było po raz pierwszy opisane przez Fritzmeiera [1936] na rynku akcji w USA, a następnie potwierdzone w wielu innych badaniach (np. Goodmana i Peavy [1986], Branch i Chang [1990], Hwang i Lu [2008]). W finansach behawioralnych relatywne stopy zwrotu i wycena akcji o niskiej wartości nominalnej jest często powiązana ze zjawiskiem splitów [Yosef i Brown 1979, Strong 1983]. Taki stan rzeczy wyjaśniany jest często przez pryzmat "teorii karmienia niskim cenami" (ang. *catering theory*) [Baker i in. 2009]. Teoria ta przewiduje, że w przypadku, gdy inwestorzy wyceniają wyżej akcje o niskiej wartości nominalnej, menedżerowie odpowiadają na to dostarczając akcje o niskiej wartości nominalnej i odwrotnie. Jednym z założeń tej teorii jest to, że menedżerowie wierzą, że wartość nominalna akcji ma znaczenie dla inwestorów i stanowi dla nich motywację do zakupu. W efekcie, oczekiwana stopa zwrotu może być powiązana z ceną akcji.

Celem niniejszego artykułu jest zbadanie efektu niskiej ceny na polskim rynku oraz jego potencjalnych interakcji z efektami wielkości, wartości oraz momentum. Dodatkowo, posługując się alternatywną metodologią względem Bakera i in. [2009], weryfikuje się hipotezę cateringu przedstawianą przez tych autorów, w odniesieniu do cen polskich akcji. Zakłada się, że splity będą dokonywane częściej, gdy wyceny akcji o niskiej wartości nominalnej będą bardziej atrakcyjne od tych o wysokiej wartości nominalnej. Teoria „karmienia niskim cenami” przewiduje dokonywanie podziału akcji, aby uzyskać niską wartość nominalną, gdy akcje o niskiej cenie są preferowane przez inwestorów.

Badanie przeprowadzono na próbie 850 spółek notowanych na polskim rynku w latach 2000-2014. Wybór Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie jako właściwego rynku do badania nie jest przypadkowy. W niniejszym artykule, stawia się hipotezę, że efekt niskiej ceny może być powiązany z innym pojęciem na rynku finansowym, a mianowicie z akcjami loteryjnymi (ang. *lottery stocks*) [Kumar 2009].

Podobnie jak loterie, akcje tego typu cechuje skrajnie małe prawdopodobieństwo osiągnięcia bardzo dużych zysków. Według Kumara, niektórzy inwestorzy mają skłonność do przewartościowywania aktywów o charakterze loteryjnym. Są oni gotowi zaakceptować ujemną wartość oczekiwaną

po to, aby zyskać szansę osiągnięcia dużych zysków. Kumar [2009] definiuje następujące cechy akcji loteryjnych: niski kurs, wysoka zmienność oraz silnie prawoskośny rozkład stóp zwrotu. Zauważa on ponadto, że skorygowana o poziom ryzyka stopa zwrotu z akcji loteryjnych notowanych na rynku regulowanym w Stanach Zjednoczonych jest ujemna i wynosi -4,2%. Warto zauważyć, że profil wypłaty zbliżony do loterii dotyczy w największym stopniu przedsiębiorstw typu *start-up*. Większość takich przedsięwzięć kończy się fiaskiem i tylko nieliczne osiągają rynkowy sukces, w rezultacie czego segment ten charakteryzuje rozkład o bardzo silnej skośności prawostronnej. Tym samym inwestycje w spółki typu *start-up* mogą być przez wielu inwestorów traktowane, jako inwestycja w akcje loteryjne.

Warto zwrócić uwagę, że premia za niską cenę w pewnym stopniu przeczy akcjom loteryjnym. Podczas gdy pierwsza koncepcja sugeruje dodatnią anormalną stopę zwrotu z portfela walorów o niskim kursie akcji, druga dostarcza teoretyczne i empiryczne dowody na to, że takie aktywa zachowują się gorzej od rynku. W rezultacie, można postawić hipotezę, że efekt niskiej ceny może być w dużym stopniu zależny od specyfiki rynku. Na jednych rynkach efekt niskiej ceny może dominować, na innych z kolei istotniejsze może być zjawisko akcji loteryjnych. Biorąc pod uwagę wąski zasięg geograficzny dotychczasowych studiów nad efektem niskiej ceny, badania te były najprawdopodobniej ograniczone do pierwszego typu rynków.

Objęcie obszarem badań polskiego rynku kapitałowego nie jest przypadkowy. W kontekście akcji loteryjnych, rynek ten wydaje się być na swój sposób unikatowy, zarówno na poziomie notowanych spółek, jak i uczestników rynku. Autorzy dostrzegają przynajmniej cztery powody, dla czego badania właśnie na tym rynku mogą mieć znaczący wkład w rozwój wiedzy w zakresie omawianych anomalii. Po pierwsze, rynek polski charakteryzuje się dużym udziałem bardzo małych spółek. Średnia kapitalizacja w próbie badawczej wynosiła w grudniu 2014 jedynie 166 mln euro. Co druga spółka notowana na GPW miała kapitalizację na poziomie 5,8 mln euro bądź mniejszą, a co piąta poniżej 1,2 mln euro.

Po drugie, grupa spółek typu *start-up* jest w Polsce wyjątkowo liczna i szczególnie szybko rosnąca. Trend ten przyspieszył w 2007 roku, kiedy GPW uruchomiło rynek NewConnect, dedykowany młodym i małym spółkom. Do końca 2012 roku, po niespełna pięciu latach funkcjonowania, NewConnect stał się drugim największym rynkiem dla spółek typu *start-up* w Europie.

Po trzecie, inwestorzy w Polsce wydają się potencjalnie wykazywać szczególną skłonność do inwestowania w akcje loteryjne. Kumar [2009] bazując na danych pochodzących od jednego z największych detalicznych biur maklerskich w USA, zauważył, że najsilniejszą skłonność do inwestowania w akcje loteryjne mają mniej zamożni, słabo wykształceni i należący do jednej z mniejszości narodowych inwestorzy, będący jednocześnie katolikami. Jak nie trudno zauważyć, pierwsze trzy wymienione cechy są charakterystyczne dla tych grup społecznych

w Stanach Zjednoczonych, które mają najgorsze perspektywy awansu ekonomicznego i dla których akcje loteryjne i aktywa o zbliżonym profilu wypłaty stanowią jedyną szansę na osiągnięcie bogactwa. Polska jest jednym z najbiedniejszych państw Unii Europejskiej, która stanowi główny punkt odniesienia w postrzeganiu zamożności.¹ Tym samym, jako obywatele UE, polscy inwestorzy mogą czuć się relatywnie biedni, a to z kolei prowadzić może do preferowania aktywów o charakterze loteryjnym. Ponadto Polska jest państwem o najwyższym odsetku katolików w całej UE [Komisja Europejska 2012]. Należy podkreślić, że zauważona przez Kumara [2009] zależność pomiędzy wyznaniem a skłonnością do inwestowania w akcje loteryjne, nie jest jedynie pozorną korelacją wynikającą z faktu, że wśród najuboższych Amerykanów dominują katolicy. W świetle powyższych statystyk inwestorzy w Polsce, jako w przeważającej większości katolicy, wydają się bardziej narażeni na preferowanie akcji loteryjnych.

Po czwarte wreszcie, polski rynek kapitałowy nie był zasadniczo obiektem szerszych badań pod kątem występowania efektu niskiej ceny. Wedle naszej najlepszej wiedzy, jedyne wstępne badania tej anomalii przeprowadzili Zaremba i Żmudziński [2014]. Badania te opierają się na najbardziej podstawowych modelach wyceny aktywów i relatywnie wąskiej próbie. W rezultacie trudno wysuwać na ich podstawie istotne wnioski.

Wkład niniejszego opracowania jest istotny z wielu powodów. Po pierwsze, jest to kompleksowe studium efektu niskich cen w Polsce, które dodatkowo bazuje na najnowszych metodach badawczych. Po drugie, zbadana została istotność wspomnianego zjawiska w różnych segmentach rynku. Wreszcie, wykorzystując kilka innowacji w metodzie badania, ponownie zweryfikowano hipotezę „karmienia niskimi cenami” Bakera i in. [2009] na aktualnej próbie badawczej. Główne wyniki można podsumować następująco. W przeciwieństwie do badań zagranicznych, wykazano odwrócony efekt niskich cen, co oznacza, że akcje o wysokich cenach nominalnych przynoszą wyższe stopy zwrotu od akcji o niskich kursach. Efekt ten jest szczególnie silny wśród spółek wzrostowych. Słabnie on po wykluczeniu z próby spółek z NewConnect. Ponadto zaobserwowano, że nadwyżkowa stopa zwrotu akcji o niskich cenach nominalnych jest powiązana z częstotliwością przeprowadzania splitów.

Dalszy ciąg artykułu ma następujący porządek. Pierwsza sekcja zawiera opis próby oraz metody badawczej. W drugiej części zaprezentowano wyniki badań, a w następnej przedstawiono płynące z nich wnioski.²

¹ <http://ec.europa.eu/eurostat/tgm/table.do?tab=table&init=1&language=en&pcode=tec.00114&plugin=1> (dostęp 14 March 2015).

² Wyniki niniejszego badania zaprezentowano również na XVI Konferencji z cyklu: Zarządzanie Finansami Firm - Teoria i Praktyka w roku 2015 we Wrocławiu.

METODY BADAWCZE

W niniejszej części przedstawiono metody i dane, które zastosowano do badań. W pierwszej kolejności opisano źródła danych, następnie wskazano badane portfele oraz testy wyceny aktywów. Na końcu, wyjaśniono sposób weryfikacji hipotezy cateringu.

Źródła danych i wstępne przygotowanie

Na potrzeby badania użyto stóp zwrotu oraz danych księgowych pochodzących z Bloomberg. Obliczenia zostały oparte na miesięcznych szeregach czasowych. Stopy zwrotu zostały skorygowane o zdarzenia o charakterze korporacyjnym oraz wypłaty dywidend. Okres badawczy rozpoczyna się w kwietniu 2000 roku i kończy się w grudniu 2014 roku, jednakże w celu obliczenia momentum użyto również danych z wcześniejszych okresów (zagadnienie to jest szeroko dyskutowane w dalszej części artykułu). Dokładana liczba spółek w próbie badawczej waha się od 66 w kwietniu 2000 roku do 855 w grudniu 2014 roku, a średnia liczba spółek wynosi 363. Spółka była kwalifikowana do próby badawczej, jeżeli możliwe było ustalenie kapitalizacji, wskaźnika wartość księgowa do ceny oraz wartości nominalnej akcji na koniec miesiąca $t-1$ oraz stopy zwrotu w miesiącu t . Wszystkie ceny oraz dane księgowe zostały wyrażone w polskich złotych (PLN). Jako stopę zwrotu wolną od ryzyka zastosowano średni jednomiesięczny WIBOR.

Badane portfele

W badaniu zweryfikowano wyniki osiągnięte przez portfele utworzone według ceny akcji. Tak więc w każdym miesiącu $t-1$ wszystkie akcje zostały skategoryzowane według ceny nominalnej. Następnie określono 20-ty, 40-ty, 60-ty i 80-ty percentyle jako punkty graniczne i wyodrębniono pięć podgrup. Na końcu, spółki w poszczególnych podgrupach zostały „zważone” przy pomocy równych wag lub też kapitalizacji, aby uzyskać portfele. Dodatkowo, stworzone zostały różnicowe portfele (ang. *differential portfolios*), które stanowią tak zwane portfele zerowe (ang. *zero-investment portfolios*). Są to portfele *long/short*, które złożone są w 100% z pozycji długiej w kwintylu z najwyższymi cenami oraz w 100% z pozycji krótkiej w kwintylu z najniższymi cenami.

Dodatkowo, podjęto próbę ustalenia czy powiązanie pomiędzy ceną a stopą zwrotu jest równie silne wśród akcji o różnych charakterystykach. Ze względu na to, podzielono spółki wchodzące w skład próby badawczej według mediany (1) kapitalizacji, (2) wskaźnika wartość księgowa do ceny oraz (3) historycznej stopy zwrotu w miesiącach $t-12$ do $t-2$. W tych trzech przypadkach uzyskano odpowiednio (1) firmy duże i małe, (2) wzrostowe i wartościowe oraz (3) zwycięzców i przegranych. Następnie stworzono portfele kwintylowe postępując identycznie, jak opisano powyżej, ale z uwzględnieniem wskazanych podzbiorów

w próbie badawczej. Dodatkowo, zbadano również portfele po wyłączeniu spółek z rynku NewConnect z próby badawczej.

Ocena stóp zwrotu

Wyniki portfeli kwintylowych oraz różnicowych zostały ocenione przy użyciu czteroczynnikowego modelu zaproponowanego przez Carharta [1997] w oparciu o dane z polskiego rynku akcji. Dokonano weryfikacji czy strategie oparte o dobór akcji według ceny nominalnej poszerzają możliwości inwestora na polskim rynku akcji z uwzględnieniem czynników stóp zwrotu z portfela rynkowego oraz czynników odnoszących się do efektów małej spółki, wskaźnika wartości księgowej do rynkowej oraz momentum. Te cztery elementy zostały uwzględnione w modelu Carharta przez cztery odpowiednie czynniki wyceny aktywów: ryzyko rynkowe (Mkt-Rf), wysokie minus niskie (HML), małe minus duże (SMB) oraz wygrane minus przegrane (WML). Stopy zwrotu z poszczególnych portfeli zostały wyznaczone ściśle według metod opisanych przez Zarembę [2014].

Wszystkie parametry regresji zostały oszacowane metodą najmniejszych kwadratów. Dodatkowo, statystyki testowe odpowiadające parametrom regresji zostały oszacowane przy wykorzystaniu metody *bootstrap*, tak aby uniknąć przyjmowania jakichkolwiek założeń dotyczących rozkładu. W celu ustalenia, czy wyrazy wolne z regresji w badanej grupie portfeli statystycznie różnią się od zera, poddano je ocenie statystyką testową GRS, zasugerowaną przez Gibbonsa i in. [1989]. Hipotezą zerową testu jest przyjmowanie przez wszystkie (pięć) wyrazów wolnych wartości 0, a hipotezą alternatywną przyjmowanie wartości odmiennych.

Jedną ze słabości testu statystycznego GRS jest jedynie możliwość ustalenia, że niektóre portfele w danym zestawie osiągają lepsze wyniki, jednak bez uwzględniania ich struktury czy monotoniczności. Stąd też, w celu przetestowania czy nadwyżkowe stopy zwrotu (stałe regresji) systematycznie rosną czy też maleją wraz ze zmianami zmiennej objaśnianej, przeprowadzono również test relacji monotonicznej (MR) wprowadzony w Patton i Timmermann [2010]. Jest to test bazujący na symulacji, w której hipotezą zerową jest brak wzorca monotonicznego w nadwyżkowych stopach zwrotu (alfach), a hipotezą alternatywną istnienie takiego wzorca. Procedura testowa została szczegółowo opisana w artykule Patton i Timmerman [2010]. Każdy test MR w niniejszym artykule bazował na 10 000 losowań i został zastosowany zarówno do nieprzetworzonych nadwyżkowych stóp zwrotu, jak i do stałych regresji z oszacowanych modeli wyceny aktywów.

Badanie hipotezy „karmienia” cenami akcji

W ramach artykułu zbadano również, czy wyniki osiągane z inwestycji w spółki o niskiej lub wysokiej cenie nominalnej, są powiązane ze skłonnością menedżerów do przeprowadzania podziału akcji (splitów) i tym samym „karmienia” inwestorów nominalnymi cenami akcji.

Metodę przeprowadzenia badania zaczerpnięto z prekursorskiego artykułu autorstwa Baker i in. [2009], jednakże poddano ją pewnej modyfikacji. W pierwszej kolejności w ramach badania obliczono odsetek spółek, które dokonywały splitów akcji w badanym okresie.³ Następnie zbadano relację pomiędzy odsetkiem spółek przeprowadzających podział akcji a miernikiem relatywnej wyceny akcji spółek o niskiej wartości nominalnej oraz wysokiej wartości nominalnej. We wspomnianym artykule Baker i in. [2009] jako miernik relatywnej atrakcyjności akcji w oczach menedżerów, wprowadzili nowe pojęcie premii za niską cenę. Baker i in. [2009] premię za niską cenę zdefiniowali jako różnicę logarytmów średnich wartości wskaźników wartości rynkowej do wartości księgowej akcji obliczonych dla spółek o niskiej cenie oraz dla spółek o wysokiej cenie akcji. Innymi słowy, autorzy przyjęli, że wskaźnik wartości rynkowej do wartości księgowej akcji jest dobrym miernikiem określającym czy spółki w oczach menedżerów są wyceniane wysoko lub nisko. Tym niemniej w innej swojej publikacji ci sami autorzy przyznają, że stosowanie wskaźnika wartości rynkowej do wartości księgowej jako miernika wyceny akcji stwarza istotne problemy teoretyczne i empiryczne [Baker i in. 2007]. Stwierdzili oni, że przekrojowa zmienność tego wskaźnika może zasadniczo wynikać z całej gamy różnych cech spółek, a nie tylko z ich wyceny.

Dlatego też w ramach niniejszego artykułu wprowadzono pewną innowację pomiarową w stosunku do metody zaproponowanej w Baker i in. [2009]. Założono, że menedżerowie firm reagują na przeszłe wyniki osiągnięte przez akcje spółek o niskiej i wysokiej cenie nominalnej. Innymi słowy, gdy menedżerowie obserwują dobre wyniki osiągnięte przez akcje o niskiej cenie nominalnej to są bardziej skłonni do przeprowadzania splitów akcji, niż po okresach, gdy obserwowane wyniki są poniżej oczekiwań. W artykule wprowadzano nowe pojęcie premii za tanie akcje, jako stopy zwrotu z portfeli długich/krótkich o zerowym koszcie transakcyjnym, z pozycją długą w kwintylu akcji o niskiej cenie nominalnej i pozycją krótką w kwintylu akcji o wysokiej cenie nominalnej. Ściślej rzecz biorąc, premia za tanie akcje jest równa krótkiej pozycji w portfelu zerowym opisanym w części „Testowane portfele”. Aby zapewnić rzetelność wyników, zastosowano cztery wariacje premii za tanie akcje, różniące się sposobem ważenia (równe ważenie lub ważenie kapitalizacją) i uwzględnieniem lub nie akcji spółek notowanych na NewConnect. Dodatkowo wyróżniono pięć różnych okresów dla oceny przeszłych wyników: 1, 2, 3, 4 i 5 lat.

Do zbadania relacji między częstością podziałów akcji w roku t i przeszłą premią za tanie akcje w latach $t-5$ do $t-1$ wykorzystano dwa proste mierniki korelacji. Podstawowym miernikiem są proste korelacje rang Spearmana [Spearman 1904], uzupełniane korelacjami liniowymi Pearsona [Pearson 1920]. W obu przypadkach badaną hipotezą zerową jest przyjmowanie przez

³ Lista splitów akcji pochodzi ze strony Domu Maklerskiego Banku Ochrony Środowiska (<http://bossa.pl/analizy/splity/>, dostęp 20 lutego 2015).

współczynniki korelacji wartości 0, a hipotezą alternatywną przyjmowanie wartości odmiennej. Statystyki testów zostały obliczone za pomocą transformacji Fishera [Fieler i in. 1957, Choi 1977].

WYNIKI BADAŃ

W niniejszej części w pierwszej kolejności omówiono wyniki osiągnięte przez portfele równo ważone i ważone kapitalizacją, posortowane według cen akcji. Następnie, przedstawiono statystyki obliczone dla portfeli utworzonych poprzez podwójne sortowanie - najpierw według mierników wartości, wielkości i momentum, a następnie według ceny akcji. Wreszcie przedstawiono dowody potwierdzające występowanie zjawiska „karmienia” inwestorów nominalnymi cenami akcji.

Zależność pomiędzy ceną a oczekiwaną stopą zwrotu

W Tabeli 1 przedstawiono wyniki uzyskane przez portfele utworzone poprzez posortowanie według cen nominalnych akcji, równo ważonych oraz ważonych kapitalizacją. Wyniki analizy portfeli równo ważonych (Tabela 1, panel A) potwierdzają efekt niskich cen akcji, gdyż stopy zwrotu z portfela zerowego na poziomie -1,21% miesięcznie są ujemne i statystycznie różne od 0, a hipoteza testu GRS została odrzucona. Tym niemniej, wnioski te mogą być mylące. Po pierwsze wyraz wolny regresji z modelu czteroczynnikowego dla portfela zerowego jest bliski 0, co oznacza, że pozornie ponadprzeciętną stopę zwrotu można w całości wyjaśnić czynnikami rynkowymi oraz czynnikami wartości, wielkości i momentum. Po drugie wyniki portfeli równoważonych mogą ulec zniekształceniu pod wpływem tak zwanych stóp zwrotu z dywersyfikacji [Willenbrock 2011]. Wskutek tego zjawiska systematyczne rebalansowanie portfeli staje się istotnym źródłem dodatkowej stopy zwrotu. Efekt ten jest faktycznie widoczny w omawianym tutaj badaniu, ponieważ wszystkie portfele w poszczególnych kwintylach posiadają dodatnie stałe regresji z modelu czteroczynnikowego, z których cztery są statystycznie różne od 0. Dodatkowo badanie portfeli ważonych kapitalizacją (Tabela 1, panel B) ma większe znaczenie z punktu widzenia inwestora, ponieważ nie jest nadmiernie obciążone wpływami małych i nie płynnych spółek.

Co interesujące, wyniki badania portfeli ważonych kapitalizacją przeczą obserwacjom dokonany na rynkach międzynarodowych. Aczkolwiek w teście MR nie wykryto wyraźnej monotoniczności rozkładów stóp zwrotu, a nadwyżkowe stopy zwrotu i stałe regresji sugerują odwrotną premię za niską cenę. Dwa portfele składające się z akcji z najniższymi cenami posiadają alfy ujemne i istotnie różne od 0, równe odpowiednio - 0,74% i -0,93%. Ponadto, portfel o koszcie zerowym zapewnia dodatnie i istotne statystycznie ponadprzeciętne stopy zwrotu, a wartość p dla testu GRS jest równa 2,97%.

Tabela 1. Nadwyżkowe stopy zwrotu z portfeli posortowanych według ceny (pełna próba)

	Niskie	2	3	4	Wysokie	Wysokie-niskie	MR	GRS
<i>Panel A: Portfele z równo ważone</i>								
Średnia	1,29* (1,74)	0,13 (0,13)	0,59 (0,93)	0,47 (0,75)	0,43 (0,65)	-1,21** (-2,70)	100,0	
Odchylenie standardowe	8,64	7,91	7,23	6,60	6,82	6,34		
Skośność	0,48	0,09	0,10	-0,23	-0,26	-1,82		
Wyraz wolny	0,61* (1,79)	0,11 (0,37)	0,67** (2,41)	0,52** (2,13)	0,77** (3,38)	-0,04 (-0,10)	21,9	1,02
<i>Panel B: Portfele ważone kapitalizacją</i>								
Średnia	-0,95 (-1,56)	-1,31** (-2,26)	0,15 (0,11)	-0,33 (-0,73)	0,06 (-0,01)	0,75* (1,68)	52,7	
Odchylenie standardowe	7,98	8,11	7,66	6,80	7,16	6,12		
Skośność	-0,13	-0,41	-0,35	-0,47	-0,59	-0,33		
Wyraz wolny	-0,74* (-1,67)	-0,93** (-2,42)	0,55 (1,60)	-0,20 (-0,71)	0,31 (1,51)	0,82* (1,71)	66,4	2,97

Uwagi: W tabeli podano średnią arytmetyczną, odchylenie standardowe, skośność i stałe regresji z czteroczynnikowego modelu dla nadwyżkowych stóp zwrotu z portfeli posortowanych według ceny nominalnej. „Niskie” oznacza portfele z akcjami o najniższej cenie nominalnej, a „Wysokie” portfele z akcjami o najwyższej cenie nominalnej. „Wysokie-niskie” to portfel o zerowym koszcie transakcyjnym, o długiej pozycji w akcjach o niskiej cenie nominalnej i krótki w akcjach o wysokiej cenie nominalnej. MR i GRS to wartości p dla testów MR [Patton and Timmerman 2010] i GRS [Gibbons i in. 1989]. Odchylenia standardowe, stałe regresji i wartości p podawane są w procentach. Liczby w nawiasach oznaczają statystyki t -Studenta, a wartości istotne statystycznie przy poziomie ufności na poziomie 10% wyróżniono pogrubieniem. Symbolami * i ** wskazano wartości istotnie różne od 0 dla poziomów ufności wynoszących odpowiednio 10% i 5%.

Źródło: opracowanie własne

Powyższe wyniki są odmienne od obserwacji poczynionych na innych rynkach. Na przykład Hwang i Lu [2008] wykazali, że dla portfeli utworzonych z akcji amerykańskich, sortowanych według cen nominalnych, akcje o niskiej wartości nominalnej cechują się wyższymi średnimi stopami zwrotu niż akcje o wysokiej wartości nominalnej. Autorzy zastosowali strategię kupowania akcji o niskiej wartości nominalnej i sprzedawania akcji o wysokiej wartości nominalnej, co przyniosło istotne statystycznie, dodatnie stopy zwrotu, nawet po uwzględnieniu kosztów transakcyjnych.

Tabela 2. Nadwyżkowe stopy zwrotu z portfeli posortowanych podwójnie według ceny i dodatkowych zmiennych (pełna próba)

	Niskie	2	3	4	Wysokie	Wysokie-niskie	MR	GRS
<i>Duże spółki</i>								
Średnia	-1,12** (-1,97)	-0,06 (-0,23)	-0,77 (-1,39)	0,09 (0,01)	0,04 (-0,03)	0,94** (2,51)	81,9	

	Niskie	2	3	4	Wysokie	Wysokie- niskie	MR	GRS
<i>Duże spółki</i>								
Odchylenie standardowe	8,18	7,70	7,31	7,12	7,29	5,35		
Skośność	-0,29	-0,65	-0,54	-0,57	-0,59	-0,02		
Wyraz wolny	-0,81** (-1,96)	0,12 (0,40)	-0,60 (-1,55)	0,33 (1,09)	0,22 (0,98)	0,79* (1,74)	71,7	24,75
<i>Małe spółki</i>								
Średnia	0,16 (0,07)	0,09 (0,11)	-0,38 (-0,59)	0,64 (0,91)	0,80 (1,26)	-0,19 (-0,19)	40,1	
Odchylenie standardowe	10,66	8,80	9,20	8,31	7,43	10,91		
Skośność	1,22	0,43	0,32	0,18	0,12	-4,00		
Wyraz wolny	-0,79 (-1,38)	0,35 (0,57)	-0,54 (-1,37)	0,48 (0,97)	0,75 (1,79)	0,94 (1,04)	29,2	15,35
<i>Spółki wartościowe</i>								
Średnia	0,53 (0,55)	-0,46 (-0,75)	0,25 (0,26)	0,90 (1,26)	0,43 (0,61)	-0,75 (-0,96)	78,2	
Odchylenie standardowe	10,14	9,46	8,23	8,89	7,97	9,51		
Skośność	0,49	0,00	-0,60	0,10	0,04	-1,22		
Wyraz wolny	0,17 (0,26)	0,15 (0,33)	0,34 (0,70)	-0,10 (-0,17)	-0,22 (-0,71)	-0,80 (-1,05)	12,9	95,39
<i>Spółki wzrostowe</i>								
Średnia	-1,93** (-2,79)	-0,81 (-1,34)	-0,93 (-1,56)	-0,11 (-0,34)	0,06 (0,00)	1,47** (2,65)	5,0	
Odchylenie standardowe	9,24	8,28	7,67	7,41	6,94	7,93		
Skośność	0,01	0,00	-0,93	-0,34	-0,80	-1,03		
Wyraz wolny	-2,43** (-4,00)	0,05 (0,12)	-0,77* (-1,83)	0,00 (0,02)	0,36 (1,37)	2,35** (3,38)	17,6	0,03
<i>Spółki zwycięzcy</i>								
Średnia	0,26 (0,31)	0,58 (0,73)	0,11 (0,07)	0,28 (0,43)	0,01 (-0,16)	-0,64 (-1,16)	42,0	
Odchylenie standardowe	8,42	8,31	8,01	7,19	7,96	8,44		
Skośność	0,25	-0,68	0,16	-0,43	-0,62	-1,20		
Wyraz wolny	-0,77 (-1,36)	-0,10 (-0,14)	-0,04 (-0,06)	-0,08 (-0,24)	0,07 (0,16)	0,59 (0,92)	1,5	83,40
<i>Spółki przegrani</i>								
Średnia	-1,59** (-2,18)	-1,68** (-2,01)	-1,20* (-1,93)	-0,76 (-1,10)	-0,72 (-1,25)	0,29 (0,46)	4,0	
Odchylenie standardowe	9,94	10,73	9,09	8,67	8,01	9,08		
Skośność	0,21	-0,51	-0,39	-0,56	-0,32	-0,82		
Wyraz wolny	-0,97* (-1,68)	-1,09* (-1,70)	-0,75 (-1,43)	0,43 (1,08)	-0,07 (-0,23)	0,44 (0,56)	12,3	14,85

Uwagi: Zgodnie z Tabelą 1.

Źródło: opracowanie własne

Warto zauważyć, że wszystkie portfele ważone kapitalizacją i sortowane według cen cechuje lewostronna (ujemna) skośność rozkładu, chociaż w przypadku portfela akcji o najniższych cenach, wskaźnik skośności jest bliski zeru. Obserwacja ta koresponduje w pewien sposób z koncepcją akcji loteryjnych. Należy nadmienić, że z uwagi na redukcję skośności specyficznej, na poziomie indeksów skośność przyjmuje z reguły wartości ujemne, nawet wtedy, kiedy skośność całkowita większości akcji wchodzących w jego skład jest dodatnia [Albuquerque 2012]. Większa skośność dodatnia jest z kolei jedną z cech akcji loteryjnych. Tym samym, najmniejsza lewostronna skośność portfela akcji o najniższych cenach może wskazywać, że akcje o niskim kursie spełniają również inne warunki akcji loteryjnych. Zaprezentowane w Tabeli 2 wyniki podwójnego sortowania, stanowią istotną informację na temat głównych źródeł anomalii niskich cen na polskim rynku. Kluczowe okazują się być spółki wzrostowe. Anomalie związane z ceną akcji są szczególnie silne w przypadku tej grupy. Ujemna nadwyżkowa stopa zwrotu jest w tym przypadku bardzo duża (-2,43% miesięcznie) i statystycznie istotna. Po części z tego względu, nadwyżkowy zwrot w portfelu zerokosztowym jest również istotnie różny od zera i dodatni. Co więcej, test MR wskazuje na monotoniczność relacji stopa zwrotu-cena akcji, a w przypadku testu GRS hipoteza została zdecydowanie odrzucona.

Odwrócony efekt niskich cen jest silniejszy wśród portfeli przegranych. Nadwyżkowe stopy zwrotu i alfy w przypadku kwintyla akcji o najniższych cenach są wyraźnie ujemne, a badana relacja monotoniczna. Również duże spółki wydają się być interesującą grupą z uwagi na znaczącą ujemną nadwyżkową stopę zwrotu portfela najtańszych akcji i istotne dodatnie alfy oraz nadwyżkowe zwroty w przypadku portfeli zero-kosztowych. Niemniej jednak, zarówno w przypadku testu MR, jak i GRS hipotezy badawcze o monotoniczności relacji zostały odrzucone. Wyniki portfeli sortowanych kursem akcji w pozostałych podgrupach (spółki małe, wartościowe oraz zwycięzcy) są w dużej mierze niejednoznaczne. Chociaż nadwyżkowy zwrot portfeli zerokosztowych był w większości przypadków ujemny, nie były one ani istotnie różne od zera, ani też zauważalne na poziomie modelu czteroczynnikowego.

Dotychczasowe badania wskazywały na silny związek między ceną akcji a innymi czynnikami. Na przykład, Hwang i Lu [2008] wykazali, że zyskowność akcji o niskich cenach jest wysoka także w sytuacji występowania innych efektów. Autorzy pokazali, że w przypadku podwójnego sortowania strategia kupuj akcje o niskich kursach i sprzedaj o wysokich przynosi dodatnie stopy zwrotu, nawet po uwzględnieniu efektów wielkości, wskaźnika wartości księgowej do rynkowej, momentum i wskaźnika cena/zysk.

Większość uzyskanych wyników jest zgodna z wnioskami dotyczącymi akcji loteryjnych. Z definicji, niska cena akcji, wysoka zmienność oraz skośność są głównymi cechami akcji loteryjnych. Biorąc pod uwagę wysoką zmienność i skośność naszych portfeli „groszowych”, możemy przyjąć, że wiele ze spółek z tego portfela spełniłoby warunki akcji loteryjnych. To założenie jest także

poparte przez inne cechy akcji loteryjnych oraz wnioski z przeprowadzonych badań. Jak zauważył Kumar [2009], większość spółek o profilu loterii to spółki wzrostowe. Średni wskaźnik wartości księgowej do rynkowej wynosi 0,25. Jest to zbieżne z przedstawionymi powyżej wynikami badań, w których największe anomalie obserwowano właśnie wśród spółek wzrostowych.

Z drugiej jednak strony, wyniki badań wskazują na silniejszy efekt niskiej ceny wśród największych spółek. Ten wniosek może wydawać się niespójny z wnioskami Kumara. Przeciętna spółka loteryjna w jego badaniach należała do segmentu małych spółek. Okazuje się więc, że z jakichś powodów spółki loteryjne na polskim rynku są relatywnie większe niż na rynku amerykańskim. Można jedynie przypuszczać, co może być tego przyczyną. Pierwsze wyjaśnienie stanowić może różnica w strukturze rynków, w rezultacie czego wiele średnich i dużych spółek na polskim rynku ma cechy aktywów o charakterze loteryjnym. Drugą możliwą przyczyną jest różny okres badania. Podczas gdy badania Kumara przeprowadzone zostały w okresie giełdowej hossy (1991-1996), niniejsza próba zawiera okres ostatniego kryzysu finansowego. Nie można wykluczyć, że poważne załamanie kursów akcji mogło wpłynąć na rynek i wywołać efekt akcji loteryjnych również wśród dużych spółek. Wreszcie, spółki giełdowe w Polsce są znacznie mniejsze niż ich amerykańskie odpowiedniki. Innymi słowy, to co w Polsce jest uznawane za dużą spółkę, może być ciągle klasyfikowane jako małe w USA.

Biorąc pod uwagę, z jednej strony odwrócony efekt niskiej ceny w segmencie spółek wzrostowych, z drugiej zaś odwrócenie premii tanich akcji po 2009 roku, można skonstatować, że dużą część obserwowanych zjawisk można przypisać rynkowi NewConnect. Rynek ten, uruchomiony w 2007 roku odgrywał stopniowo coraz istotniejszą rolę. Co więcej, z uwagi na charakter rynku przeznaczonego dla przedsiębiorstw we wczesnej fazie rozwoju, akcje notowane NewConnect wpisują się dobrze w obraz typowych akcji loteryjnych.

W tym miejscu warto zauważyć, że po wyłączeniu z próby akcji z rynku NewConnect, odwrotny efekt niskiej ceny nie tylko słabnie, ale wręcz całkowicie zanika (Tabela 3). Nadwyżkowy zwrot oraz alfa w portfelu zerokosztowym są nieistotnie różne od zera, a nawet nieznacznie ujemne. Co więcej, chociaż nadwyżkowy zwrot w modelu czteroczynnikowym w drugim kwintylu portfeli ważonych kapitalizacją jest zdecydowanie ujemny, nie wystarcza to, aby odrzucić hipotezę GRS. Z drugiej jednak strony, wyniki portfeli równoważonych są zbliżone do próby uwzględniającej NewConnect. Podsumowując, wyniki badania próby nieuwzględniającej rynku NewConnect są niejednoznaczne i nie przynoszą dowodów na występowanie efektu niskiej ceny, ani też nie dowodzą odwrotnego efektu.

Tabela 3. Nadwyżkowe stopy zwrotu z portfeli posortowanych według ceny (po wyłączeniu rynku NewConnect)

	Niskie	2	3	4	Wysokie	Wysokie- niskie	MR	GRS
<i>Panel A: Portfele z równo ważone</i>								
Średnia	1,35 (1,59)	0,36 (0,47)	0,42 (0,59)	0,46 (0,71)	0,47 (0,71)	-1,43** (-2,41)	98,2	
Odchylenie standardowe	9,57	7,92	7,47	6,63	6,97	8,12		
Skośność	0,67	0,18	-0,01	-0,06	-0,31	-3,63		
Wyraz wolny	0,38 (0,82)	0,05 (0,19)	0,11 (0,44)	0,17 (0,65)	0,54** (2,17)	-0,24 (-0,40)	6,6	42,43
<i>Panel B: Portfele ważone kapitalizacją</i>								
Średnia	0,40 (0,45)	-0,93* (-1,80)	-0,05 (-0,21)	-0,23 (-0,60)	0,08 (0,03)	-0,64 (-1,18)	98,0	
Odchylenie standardowe	8,58	7,90	7,78	6,56	7,52	6,92		
Skośność	0,30	-0,88	-0,47	-0,36	-0,56	-0,78		
Wyraz wolny	0,09 (0,16)	-0,80** (-2,17)	0,34 (1,00)	-0,31 (-1,08)	0,23 (1,02)	-0,17 (-0,30)	60,0	22,38

Uwagi: zgodnie z Tabelą 1.

Źródło: opracowanie własne

Tabela 4 przedstawia statystyki wyników strategii niskiej i wysokiej ceny po wyłączeniu spółek z NewConnect. Większość zauważonych na poziomie pełnej próby anormalnych zwrotów na poziomie rynkowych segmentów, po wyłączeniu rynku NewConnect zaniknęła. Hipotezy testu GRS nie są już odrzucane na poziomie segmentów spółek dużych oraz przegranych i w dalszym ciągu nie są negowane wśród portfeli małych, wartościowych i wygranych. Jedynie na poziomie spółek wzrostowych obserwowane są w dalszym ciągu anomalne zwroty. W segmencie tym akcje o wysokich cenach zachowują się zdecydowanie lepiej od akcji tanich. Test MR potwierdził monotoniczność, a test GRS wskazuje na znaczącą istotność dodatniej alfy. Podsumowując, spółki wzrostowe, bez względu na obecność rynku NewConnect w próbie, wydają się kluczowym źródłem odwróconego efektu niskiej ceny na polskim rynku.

Tabela 4. Nadwyżkowe stopy zwrotu z portfeli posortowanych podwójnie według ceny i dodatkowych zmiennych (po wyłączeniu rynku NewConnect)

	Niskie	2	3	4	Wysokie	Wysokie- niskie	MR	GRS
<i>Duże spółki</i>								
Średnia	-0,14 (-0,44)	-0,10 (-0,26)	-0,73 (-1,38)	0,01 (-0,16)	0,16 (0,18)	0,14 (0,45)	74,9	
Odchylenie standardowe	7,56	7,75	7,07	7,54	7,60	5,60		
Skośność	-0,26	-0,38	-0,54	-0,51	-0,52	-0,34		

	Niskie	2	3	4	Wysokie	Wysokie -niskie	MR	GRS
<i>Duże spółki</i>								
Wyraz wolny	-0,09 (-0,27)	0,11 (0,39)	-1,01** (-2,66)	0,31 (1,04)	0,22 (0,87)	0,13 (0,28)	85,0	10,28
<i>Małe spółki</i>								
Średnia	0,75 (0,74)	0,49 (0,62)	0,42 (0,43)	0,90 (1,22)	0,70 (1,09)	-0,72 (-1,05)	16,0	
Odchylenie standardowe	10,57	9,16	9,44	8,76	7,30	8,80		
Skośność	0,80	0,04	0,08	0,28	0,13	-1,89		
Wyraz wolny	-0,18 (-0,35)	0,28 (0,58)	-0,07 (-0,24)	0,39 (0,91)	0,37 (1,03)	0,01 (-0,02)	9,2	81,58
<i>Spółki wartościowe</i>								
Średnia	0,75 (0,76)	0,45 (0,44)	0,05 (0,01)	0,52 (0,76)	0,43 (0,61)	-0,96 (-1,24)	20,4	
Odchylenie standardowe	10,32	9,80	8,08	9,06	8,10	9,51		
Skośność	0,28	0,31	-0,83	0,00	0,09	-1,46		
Wyraz wolny	0,16 (0,27)	0,63 (1,18)	-0,35 (-0,68)	-0,03 (-0,05)	-0,01 (-0,15)	-0,69 (-1,04)	50,0	85,70
<i>Spółki wzrostowe</i>								
Średnia	-2,17** (-3,03)	-0,50 (-0,91)	-0,22 (-0,44)	-0,29 (-0,64)	0,08 (0,03)	1,74** (3,01)	3,1	
Odchylenie standardowe	9,33	8,21	7,44	7,68	7,55	8,17		
Skośność	-0,17	-0,51	-0,71	-0,56	-0,70	-0,68		
Wyraz wolny	-2,33** (-4,14)	-0,28 (-0,67)	-0,42 (-1,01)	-0,13 (-0,44)	0,19 (0,70)	1,97** (2,95)	2,8	0,24
<i>Spółki zwycięzcy</i>								
Średnia	1,15* (1,76)	0,33 (0,37)	0,57 (0,85)	0,08 (0,02)	0,16 (0,11)	-1,36** (-2,24)	76,5	
Odchylenie standardowe	8,44	8,30	7,84	7,18	8,34	8,42		
Skośność	0,26	-0,50	0,16	-0,50	-0,63	-0,82		
Wyraz wolny	0,17 (0,28)	-0,36 (-0,69)	0,11 (0,23)	-0,32 (-0,98)	0,24 (0,64)	-0,14 (-0,28)	12,1	81,65
<i>Spółki przegrani</i>								
Średnia	-0,48 (-0,73)	-0,98 (-1,16)	-1,06 (-1,37)	-0,71 (-1,07)	-0,61 (-1,12)	-0,59 (-0,80)	35,6	
Odchylenie standardowe	9,29	10,97	10,32	8,53	8,17	8,54		
Skośność	0,34	-0,55	-1,55	-0,53	-0,28	-1,23		
Wyraz wolny	-0,69 (-1,47)	-0,70 (-1,28)	-0,61 (-1,17)	-0,08 (-0,22)	-0,41 (-1,00)	-0,05 (-0,08)	4,1	31,39

Uwagi: zgodnie z Tabelą 1.

Źródło: opracowanie własne

Weryfikacja hipotezy karmienia dywidendami

Wprawdzie w niniejszej pracy nie udało się zaobserwować efektu niskiej ceny na rynku polskim, a wręcz zjawisko odwrotne, jednak różnice w stopach zwrotu pomiędzy grupami spółek o niskich i wysokich cenach zmieniają się bardzo istotnie w czasie. W rezultacie, na menedżerów w spółkach publicznych wciąż oddziałuje zmieniający się w czasie poziom „bodźców” zachęcających do przeprowadzenia splitów.

Tabela 5. Odsetek spółek na GPW dokonujących podziału akcji

Rok	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
Splity	1,54	0,00	0,00	0,68	3,94	6,64	7,01	5,07	1,28	2,48	1,87	1,38	0,62	1,77

Uwagi: Tabela prezentuje odsetek spółek (wyrażony w %) które w danym roku dokonały splitu akcji na GPW.

Źródło: opracowanie własne

Tabela 6. Korelacja pomiędzy częstotliwością splitów a premią za niską cenęCorrelation between frequency of splits and the cheap stock premium

	EW z NC	CW z NC	EW bez NC	CW bez NC	EW z NC	CW z NC	EW bez NC	CW bez NC
	<i>Współczynnik Spearmana</i>				<i>Współczynnik Pearsona</i>			
1 rok	0,55* (1,91)	0,56** (1,96)	0,44 (1,46)	0,20 (0,61)	0,44 (1,47)	0,46 (1,54)	0,41 (1,32)	0,11 (0,33)
2 lata	0,77** (2,97)	0,57* (1,90)	0,77** (2,97)	0,25 (0,75)	0,71** (2,58)	0,45 (1,41)	0,69** (2,45)	0,12 (0,34)
3 lata	0,81** (3,09)	0,63** (2,02)	0,78** (2,88)	0,43 (1,25)	0,84** (3,34)	0,48 (1,44)	0,86** (3,58)	0,33 (0,94)
4 lata	0,79** (2,78)	0,37 (1,00)	0,87** (3,39)	0,72** (2,34)	0,85** (3,19)	0,44 (1,20)	0,85** (3,25)	0,55 (1,58)
5 lat	0,60 (1,65)	0,20 (0,48)	0,55 (1,47)	0,82** (2,73)	0,59 (1,60)	0,36 (0,89)	0,58 (1,58)	0,71** (2,13)

Uwagi: Tabela prezentuje współczynniki korelacji Spearmana [Spearman, 1904] i Pearsona [Pearson, 1920]. Wartości w nawiasach oznaczają statystyki testowe t obliczone przy wykorzystaniu transformacji Fishera [Fieler i in. 1957, Choi, 1977], natomiast istotność statystyczna na poziomie 10% oznaczono wytłuszczeniem. * i ** oznaczają wartości różne od zera na poziomie odpowiednio 10% i 5%. EW i CW odnoszą się do portfeli równoważonych i ważonych kapitalizacją, natomiast NC do uwzględnienia rynku NewConnect w próbie. W pierwszej kolumnie wskazano długość historycznych stóp zwrotu, z którymi liczone korelację.

Źródło: opracowanie własne

Tabela 5 prezentuje odsetek spółek, które dokonywały splitów akcji w danym roku. Podziały akcji były szczególnie popularne w latach 2006-2008, kiedy to około 5-7% spółek decydowało się na taki krok. W późniejszym czasie częstotliwość splitów zmalała do około 1-2% rocznie. Co interesujące, „boom” podziałów akcji w latach 2006-2008 miał miejsce po okresie wyraźnie wyższych stóp zwrot ze spółek o niskiej cenie nominalnej. Tabela 6 przedstawia w sposób bardziej sformalizowany zależność pomiędzy przeszłymi stopami zwrotu a częstotliwością splitów w kolejnym roku. Widoczna jest wyraźna dodatnia i istotna statystycznie korelacja pomiędzy częstotliwością splitów, a historyczną wartością premii za niską cenę. Wprawdzie nie wszystkie współczynniki korelacji przedstawione w Tabeli 6 są istotnie różne od 0, są one dodatnie dla każdego analizowanego przypadku. Ponadto, istotność powyższej relacji nie zależy od sposobu ważenia portfeli czy też uwzględnienia bądź nieuwzględnienia spółek z rynku NewConnect. Co więcej, dodatnie współczynniki korelacji wykazują obie miary korelacji, jakie zostały wykorzystane w badaniu. Innymi słowy, wyniki niniejszego badania wyraźnie potwierdzają hipotezę „karmienia” cenami Bakera i in. [2009].

ZAKOŃCZENIE

Zaprezentowane badanie koncentrowało się na efekcie niskiej ceny na polskim rynku kapitałowym. W przeciwieństwie do doświadczeń rynków rozwiniętych, zaobserwowano odwrócony efekt niskiej ceny, przez co należy rozumieć, że spółki o wysokich cenach nominalnych notują wyraźnie wyższe stopy zwrotu aniżeli spółki o niskich cenach. Efekt jest szczególnie silny pośród spółek wzrostowych oraz słabnie, gdy z próby wykluczony zostaje efekt NewConnect. Anomalne zachowanie efektu niskiej ceny może być potencjalnie powiązane ze zjawiskiem akcji loteryjnych. Ponadto, artykuł wykazuje, że względne zachowanie spółek o niskiej i wysokiej cenie nominalnej jest powiązane z częstotliwością przeprowadzania splitów na GPW.

Przedstawione wyniki mogą mieć istotne implikacje dla praktyki zarządzania portfelem inwestycyjnym oraz dla pomiaru wyników inwestycyjnych. Po pierwsze, wykorzystanie strategii opartych na przedstawionym zjawisku może być wykorzystane przez zarządzających portfelami. Po drugie, efekt niskiej ceny stanowi potencjalny element szerszego modelu wyceny aktywów, który byłby właściwy dla polskiego rynku akcji.

Należy podkreślić, że badanie obarczone jest dwoma istotnymi ograniczeniami. Z jednej strony, okres badania obejmował tak zwany „globalny kryzys finansowy”, który mógł zniekształcić wyniki w sposób trudny do oszacowania. Z drugiej strony, nie został wzięty pod uwagę ewentualny wpływ kosztów transakcyjnych i ograniczeń płynności.

Przyszłe badania powinny skoncentrować się na kilku obszarach. Po pierwsze, zbadana powinna zostać integracja rynków finansowych pod kątem

funkcjonowania efektu niskiej ceny. Po drugie, warto byłoby zweryfikować współzależności pomiędzy efektem niskiej ceny a innymi wzorcami przekrojowymi w stopach zwrotu, jak na przykład wpływem skośności rozkładu [Harvey i Siddique 2000] lub zmienności [Baker i Haugen 2012, Frazzini i Pedersen 2014]. Rozszerzenie próby badawczej na inne rynki wschodzące byłoby również cennym doświadczeniem.

BIBLIOGRAFIA

- Albuquerque R. (2012) Skewness in Stock Returns: Reconciling the Evidence on Firm Versus Aggregate Returns, *Review of Financial Studies*, Society for Financial Studies, 25(5), pp. 1630-1673.
- Alison S. L. & Heins A. J. (1966) Some Factors Affecting Stock Price Variability, *Journal of Business*, 39(1), pp. 19-23.
- Baker M., Greenwood R. & Wurgler J. (2009) Catering through Nominal Share Prices, *Journal of Finance*, 64(6), pp. 2559–2590.
- Baker N.L. & Haugen R. A. (2012) Low Risk Stocks Outperform within All Observable Markets of the World, Working paper available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=2055431> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2055431>.
- Bar-Yosef S. & Brown L. D. (1979) Share Price Levels and Beta Financial Management, 8(1), pp. 60-63.
- Branch B. & Chang K. (1990) Low Price Stocks and the January Effect, *Quarterly Journal of Business and Economics*, 29(3), pp. 90-118.
- Carhart M. M. (1997) On Persistence in Mutual Fund Performance, *Journal of Finance*, 52(1), pp. 57-82.
- Choi S. C. (1977) Tests of Equality of Dependent Correlation Coefficients, *Biometrika*, 64(3), pp. 645–647.
- Czapkiewicz A. & Wójtowicz T. (2014) The Four-Factor Asset Pricing Model on the Polish Stock Market, *Economic Research - Ekonomska Istraživanja*, 27(1), pp. 771-783.
- European Commission (2012) Discrimination in the EU in 2012, Special Eurobarometer 393, available online: http://ec.europa.eu/public_opinion/archives/ebs/ebs_393_en.pdf.
- Fieller E. C., Hartley H. O. & Pearson E. S. (1957) Tests for rank correlation coefficients, I, *Biometrika*, 44, pp. 470–481.
- Frazzini A. & Pedersen L. H. (2014) Betting against Beta, *Journal of Financial Economics*, 111, pp. 1-25.
- Fritzmeier L. H. (1936) Relative Price Fluctuations of Industrial Stocks in Different Price Groups, *Journal of Business*, 9(2), pp. 133-154.
- Gibbons M. R., Ross S. A. & Shanken J. (1989) A Test of the Efficiency of a Given Portfolio, *Econometrica*, 57, pp. 1121–1152.
- Goodman D. A. & Peavy III J. W. (1986) The Low Price Effect: Relationship with other Stock Market Anomalies, *Review of Business and Economics Research*, 22(1), 18-37.
- Harvey C. R. & Siddique A. (2000) Conditional Skewness in Asset Pricing Tests, *Journal of Finance*, 55(3), pp. 1263-1296.

- Harvey C. R., Liu Y. & Zhu H. (2015) ...and the Cross-Section of Expected Returns (February 3, 2015) Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=2249314> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2249314>.
- Hwang S. & Lu C. (2008) Is Share Price Relevant? Working paper available at SSRN: http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1341790.
- Kumar A. (2009) Who Gambles in the Stock Market? *Journal of Finance*, 64(4), pp. 1889–1933.
- Patton A. J. & Timmermann A. (2010) Monotonicity in Asset Returns, New Tests with Applications to the Term Structure, the APM and Portfolio Sorts, *Journal of Financial Economics*, 98, pp. 605–625.
- Pearson K. (1920) Notes on the History of Correlation, *Biometrika*, 13, pp. 25–45.
- Spearman C. E. (1904) The Proof and Measurement of Association Between Two Things, *American Journal of Psychology*, 15, pp. 72–101.
- Strong R. A. (1983) Do Share Price and Stock Splits Matter? *Journal of Portfolio Management*, 10(1), pp. 58–64.
- Willenbrock S. (2011) Diversification Return, Portfolio Rebalancing, and the Commodity Return Puzzle, *Financial Analyst Journal*, 67(4), pp. 42–49.
- Zaremba A. & Konieczka P. (2014) Paper Profits from Value, Size and Momentum: Evidence from the Polish Working paper available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=2375234> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2375234>.
- Zaremba A. & Żmudziński R. (2014) The Low Price Effect on the Polish Market, *Financial Internet Quarterly „e-Finanse”*, 10(1), pp. 69–85.
- Zaremba A. (2014) Cross-Sectional Asset Pricing Models for the Polish Market, Working paper available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=2396884> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2396884>.

PODZIĘKOWANIA

Projekt został sfinansowany ze środków Narodowego Centrum Nauki przyznanych na podstawie decyzji DEC-2013/09/B/HS4/01335.

**IS IT A LOW OR HIGH PRICE ANOMALY?
THE CURIOUS CASE OF THE POLISH STOCK MARKET**

Abstract: The study investigates the low-price effect on the Polish stock market. Using sorting, cross-sectional tests and checks of the monotonic relation, we examine the performance of portfolios formed on prices of over 850 companies listed on the Polish stock market in the years 2000-2014. Contrary to global evidence, expensive stocks significantly outperform cheap stocks there. Furthermore, additional sorts on value, size and momentum may be used to improve price-based strategies and the anomaly is strongest among growth companies. We hypothesize that the reverse character of the low-price anomaly may be potentially explained by an impact of other phenomena, like the underperformance of lottery-stocks. Moreover, employing an alternative methodology, we provide convincing out-of-sample evidence in support of the hypothesis of Baker et al. [2009], that corporate managers cater to investors by splitting their shares in response to time-varying catering incentives.

Keywords: low-price effect, Polish stock market, Warsaw Stock Exchange, cross-section of stock returns, splits, catering theory, share prices, stock market anomalies, behavioral finance, NewConnect, lottery stocks

TRAFNOŚĆ PROGNOZ W STOSUNKU DO OCEN W TEŚCIE KONIUNKTURY PRZEMYSŁOWEJ GUS

Wojciech Zatoń

Zakład Bankowości Centralnej i Pośrednictwa Finansowego
Uniwersytet Łódzki
e-mail: wojciech.zaton@uni.lodz.pl

Streszczenie: W artykule przeprowadzono ocenę trafności prognoz testu koniunktury przemysłowej GUS w odniesieniu do produkcji, portfela zamówień i sytuacji finansowej. Porównane zostały formułowane przez przedsiębiorców prognozy dotyczące tych cech z ich późniejszymi ocenami bieżącymi. Wyniki wskazują, że przedsiębiorcy odpowiadając na pytanie o prognozy produkcji i portfela zamówień w najbliższych trzech miesiącach, koncentrują się głównie na najbliższych dwóch miesiącach. Prognozy są systematycznie przeszacowywane, ich przeciętna trafność jest umiarkowana, ale wykazuje wyraźną poprawę w ostatnich latach.

Słowa kluczowe: test koniunktury, trafność prognoz, horyzont prognozy

WSTĘP

Test koniunktury to sondażowe badanie dotyczące oceny bieżącej i przyszłej sytuacji np. przedsiębiorstw lub konsumentów. Dane jakościowe uzyskiwane w takim badaniu mają charakter wyprzedzający w stosunku do danych ilościowych. Dzięki temu istnieje możliwość formułowania na ich podstawie krótkoterminowych prognoz sytuacji w badanych obszarach. W tym kontekście ważne jest zweryfikowanie trafności prognostycznej takich badań.

W Polsce szereg instytucji i ośrodków naukowych prowadzi badania w skali regionalnej, jak i ogólnopolskiej wykorzystując metodę testu koniunktury. Do najważniejszych należą: GUS, IRG SGH, IBnGR, BIEC Biuro Inwestycji i Cykli Ekonomicznych, UE w Poznaniu, UE we Wrocławiu, Instytut Gospodarki WSLiZ w Rzeszowie, Wyższa Szkoła Zarządzania i Administracji w Zamościu. Można również wskazać szereg publikacji dotyczących badań przeprowadzanych metodą testu koniunktury. Większość z nich stanowi opis otrzymanych wyników

i prognoz, np. [Sękowska, Zagoździńska 2002], [Wyżnikiewicz i inni 2015], [IRG SGH 2014]. Rzadziej spotykane są publikacje poruszające zagadnienia trafności prognostycznej testu koniunktury lub wartości informacyjnej odpowiedzi udzielanych w badaniu przez respondentów. W ramach tej grupy publikacji można wymienić m.in. prace: [Mocek 2002], [Klimkowska 2006], [Guzik 2009, 2009 a], [Kowalewski 2008], [Róg, Strzała 2011], [Tomczyk 2012].

Celem artykułu jest ocena trafności prognoz w stosunku do ocen formułowanych przez przedsiębiorców w teście koniunktury przemysłowej GUS. Szczegółowe badania dotyczą zgodności ocen i prognoz formułowanych w odniesieniu do produkcji, portfela zamówień oraz sytuacji finansowej przedsiębiorstw. Trafność prognoz badano w trzech, rzadko rozpatrywanych, aspektach¹. Po pierwsze, uwzględniono specyfikę pytań prognostycznych zawartych w ankiecie GUS i analizowano rzeczywisty horyzont formułowanych prognoz z punktu widzenia ich trafności. Po drugie, zbadano zmiany trafności prognoz w czasie w celu sprawdzenia, czy umiejętności prognostyczne przedsiębiorców mają tendencje do poprawy. Trzecim aspektem była analiza wpływu czynnika sezonowego na trafność prognoz.

METODYKA BADANIA

W kwestionariuszu ankiety koniunktury w przemyśle [GUS 2014] wykorzystywanym w comiesięcznym badaniu koniunktury obejmującym 3500 przedsiębiorstw różnej wielkości, znajdują się bloki pytań dotyczących oceny (pytania diagnostyczne) i prognozy (pytania prognostyczne) koniunktury dla różnych obszarów działalności gospodarczej przedsiębiorstwa². Pytania diagnostyczne sformułowane są w taki sposób, aby respondent określił, czy sytuacja jego przedsiębiorstwa w danym obszarze poprawia się, pozostaje bez zmian, pogarsza się. Warto zwrócić uwagę, że nie jest precyzyjnie określony okres odniesienia dla formułowanej oceny. Pytania prognostyczne dotyczą wskazania zmiany sytuacji w danym obszarze w najbliższych trzech miesiącach – czy poprawi się, pozostanie bez zmian, pogorszy się³. Na podstawie wyników ankiet wyliczane jest saldo koniunktury, jako różnica między odsetkiem respondentów wskazujących na poprawę sytuacji (odpowiedzi pozytywnych) i odsetkiem respondentów wskazujących na pogorszenie sytuacji (odpowiedzi negatywnych).

¹ Badanie o zbieżnej tematyce przeprowadził [Guzik 2009 a], ale było ono realizowane dla innego okresu (1992–2008) i nie obejmowało wszystkich aspektów podjętych w niniejszym artykule.

² Trzeci blok zawiera pytania kwartalne, na które respondenci odpowiadają tylko w styczniu, kwietniu, lipcu i październiku.

³ Dla analizy trafności istotna jest informacja zamieszczona w kwestionariuszu, że „odpowiedzi powinny być udzielane z wyłączeniem wpływu czynnika sezonowego, czyli z pominięciem zmian charakterystycznych dla danego okresu roku”.

Braki odpowiedzi i odpowiedzi neutralne nie są brane pod uwagę⁴. Salda koniunktury mogą przyjmować wartości od -100% (wyłącznie odpowiedzi negatywne) do +100% (wyłącznie odpowiedzi pozytywne).

Przedmiotem badania w artykule jest analiza trafności prognoz w trzech obszarach działalności przedsiębiorstwa: produkcji, portfela zamówień krajowych i zagranicznych oraz sytuacji finansowej. Ogólnym sposobem analizy jest porównanie wartości sald koniunktury dla ocen (sytuacji bieżącej) i prognoz (sytuacji przewidywanej) formułowanych przez przedsiębiorców. Wskazana powyżej specyfika konstrukcji pytań diagnostycznych i prognostycznych nie pozwala jednak na oczywiste, jednoznaczne porównanie sald ocen i prognoz koniunktury. Przyjęto następującą konwencję analizy danych źródłowych i ich opisu w treści artykułu:

- a) Pod pojęciem prognoza rozumie się wartość salda koniunktury prognozowanej w miesiącu t na okresy: $t+1$, $t+2$, $t+3$ (łącznie najbliższe trzy miesiące).
- b) Pojęcie ocena jest rozpatrywane wielowariantowo. Oznacza wartość salda oceny bieżącej koniunktury dokonanej w miesiącach: $t+1$, $t+2$, $t+3$, średniej prostej oraz średniej ważonej z tych trzech wartości.

Dla porównania ocen i prognoz koniunktury wykorzystano analizę korelacyjną, miary błędów prognoz *ex post* ME i MAE⁵, a także:

- miernik zgodności rzeczywistego kierunku rozwoju zjawiska z kierunkiem prognozowanym [Guzik 2009 a], określający częstość występowania jednoimiennych znaków ocen i odpowiadających im prognoz koniunktury⁶:

$$M_z = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^N z_t, \text{ gdzie } z_t = \begin{cases} 1 & \text{gdy } y_t * y_t^P > 0 \\ 0 & \text{w pozostałych przypadkach} \end{cases} \quad (1)$$

- miernik zgodności dynamiki zmian rzeczywistego i prognozowanego rozwoju badanego zjawiska [Guzik 2009 a], określający częstość jednokierunkowych zmian ocen i prognoz:

$$M_k = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^N k_t, \text{ gdzie } k_t = \begin{cases} 1 & \text{gdy } (y_{t+1} - y_t) * (y_{t+1}^P - y_t^P) > 0 \\ 0 & \text{w pozostałych przypadkach} \end{cases} \quad (2)$$

Dla wyznaczenia wag dla średniej ważonej ocen zastosowano model optymalizacyjny.

Badaniem objęto szeregi danych miesięcznych sald ocen i prognoz koniunktury w okresie styczeń 2000 – maj 2015⁷.

⁴ Analizy wpływu braków odpowiedzi i odpowiedzi „bez zmian” na wartość prognostyczną testu koniunktury zawierają m.in. prace: [Kowalczyk, Tomczyk 2010] i [Kowerski 2008].

⁵ Użycie miar względnych np. MAPE nie jest w tej analizie uzasadnione z powodu unormowania wartości sald i możliwości występowania wartości bliskich lub równych 0.

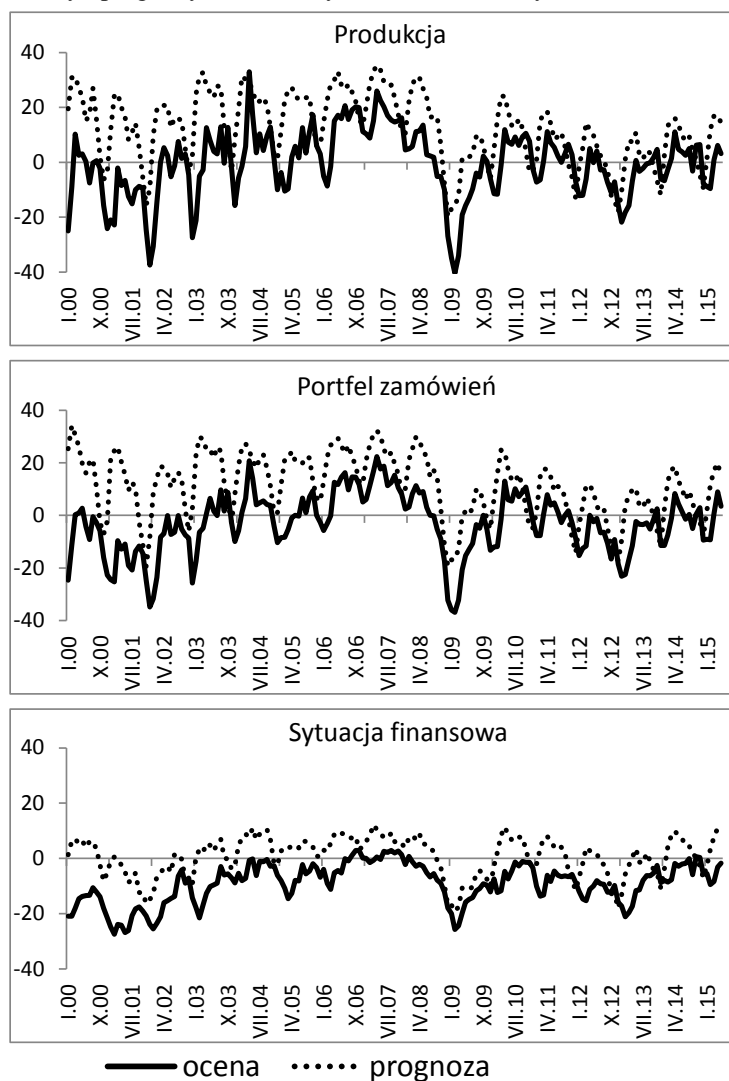
⁶ y_t oznacza wartość oceny danego zjawiska w okresie t ,
 y_t^P oznacza wartość prognozy danego zjawiska dla okresu t .

⁷ Koniunktura w przemyśle, budownictwie, handlu i usługach 2000-2015, koniunktura w przemyśle – baza ogólnopolska – dane miesięczne (PKD 2007), www.stat.gov.pl

ANALIZA TRAFNOŚCI PROGNOZ

Na Rysunku 1 przedstawione jest kształtowanie się ocen i prognoz koniunktury formułowanych w danym miesiącu dla badanych zmiennych (oceny w miesiącu t i prognozy z miesiąca t).

Rysunek 1. Oceny i prognozy koniunktury (saldo koniunktury w %)



Źródło: dane GUS

Ze względu na konstrukcję pytań diagnostycznych i prognostycznych nie można bezpośrednio porównywać tych szeregów w celu oceny trafności prognoz,

ale można na ich podstawie poczynić wstępne, ogólne spostrzeżenia. W każdym przypadku wartości prognoz są wyraźnie wyższe niż wartości ocen. Kształtowanie się szeregów dla produkcji i portfela zamówień jest bardzo zbliżone. Zmienność ocen i prognoz sytuacji finansowej jest znacznie mniejsza niż dla pozostałych dwóch zmiennych. Ponadto prognozy koniunktury dla tej zmiennej są formułowane na niższym poziomie niż dla pozostałych. W ocenach koniunktury sytuacji finansowej tylko w bardzo nielicznych miesiącach przeważają oceny pozytywne nad negatywnymi.

Dla oceny trafności prognoz formułowanych przez przedsiębiorców dokonano najpierw analizy stopnia zgodności formułowanych prognoz ze wskazywanymi w kolejnych miesiącach ocenami. Ponieważ prognoza dotyczy ogólnie trzech najbliższych miesięcy, zbadano korelację prognoz z miesiąca t z ocenami formułowanymi w kolejnych trzech miesiącach. Wyniki zawiera Tabela 1.

Tabela 1. Współczynniki korelacji ocen i prognoz

	Produkcja	Portfel zamówień	Sytuacja finansowa
Ocena $t+1$	0,760	0,746	0,685
Ocena $t+2$	0,751	0,740	0,740
Ocena $t+3$	0,569	0,573	0,710
Średnia prosta ocen	0,766	0,736	0,741

Źródło: obliczenia własne

Najwyższe skorelowanie ocen i prognoz dla produkcji i portfela zamówień występuje dla miesięcy $t+1$ i $t+2$, nieco inaczej jest w przypadku sytuacji finansowej. Użycie średniej prostej z trzech ocen $t+1$, $t+2$, $t+3$ nie wpływa w istotny sposób na poprawę stopnia skorelowania z prognozą.

W celu znalezienia lepszego zharmonizowania prognoz i ocen zastosowano prosty model optymalizacyjny. Dla średniej ważonej ocen z trzech okresów $t+1$, $t+2$, $t+3$, wyznaczono wagi optymalne ze względu na maksymalizację współczynnika korelacji średniej ważonej ocen z prognozą. Wyniki zawiera Tabela 2.

Tabela 2. Średnia ważona ocen a prognoza

	Produkcja	Portfel zamówień	Sytuacja finansowa
	Wagi		
Ocena $t+1$	0,54	0,53	0,09
Ocena $t+2$	0,46	0,47	0,61
Ocena $t+3$	0,00	0,00	0,30
	Współczynnik korelacji prognozy ze średnią ważoną ocen		
	0,797	0,771	0,745

Źródło: obliczenia własne

Optymalny zestaw wag średniej ważonej ocen dla produkcji i portfela zamówień jest bardzo podobny. Świadczy on o tym, że przedsiębiorcy formułując prognozy dla najbliższych trzech miesięcy skupiają się wyłącznie na najbliższych dwóch miesiącach po miesiącu, w którym prognoza jest określana. Horyzont prognozowania sytuacji finansowej jest dłuższy, minimalna jest waga dla najbliższego miesiąca. Jest to spójne z zaobserwowaną niską zmiennością szeregów ocen i prognoz dla sytuacji finansowej – ten obszar działalności przedsiębiorstwa jest najbardziej stabilny, zwłaszcza w krótkim okresie. Współczynniki korelacji prognoz ze średnią ważoną ocen mają oczywiście wartości wyższe niż we wszystkich wariantach przedstawionych w Tabeli 1, ale różnica nie jest duża. Generalnie można uznać, że stopień korelacji prognoz i ocen formułowanych przez przedsiębiorców jest dość wysoki.

We wszystkich kolejnych analizach omawianych w artykule, jako ocenę koniunktury wykorzystano średnią ważoną ocen z optymalnymi wagami przedstawionymi w Tabeli 2.

W Tabeli 3 pokazano wartości mierników trafności prognoz.

Tabela 3. Wyniki oceny trafności prognoz

Miernik	Produkcja	Portfel zamówień	Sytuacja finansowa
ME	12,8	14,4	9,5
MAE	13,0	14,5	9,6
M_z	0,69	0,58	0,47
M_k	0,80	0,77	0,71

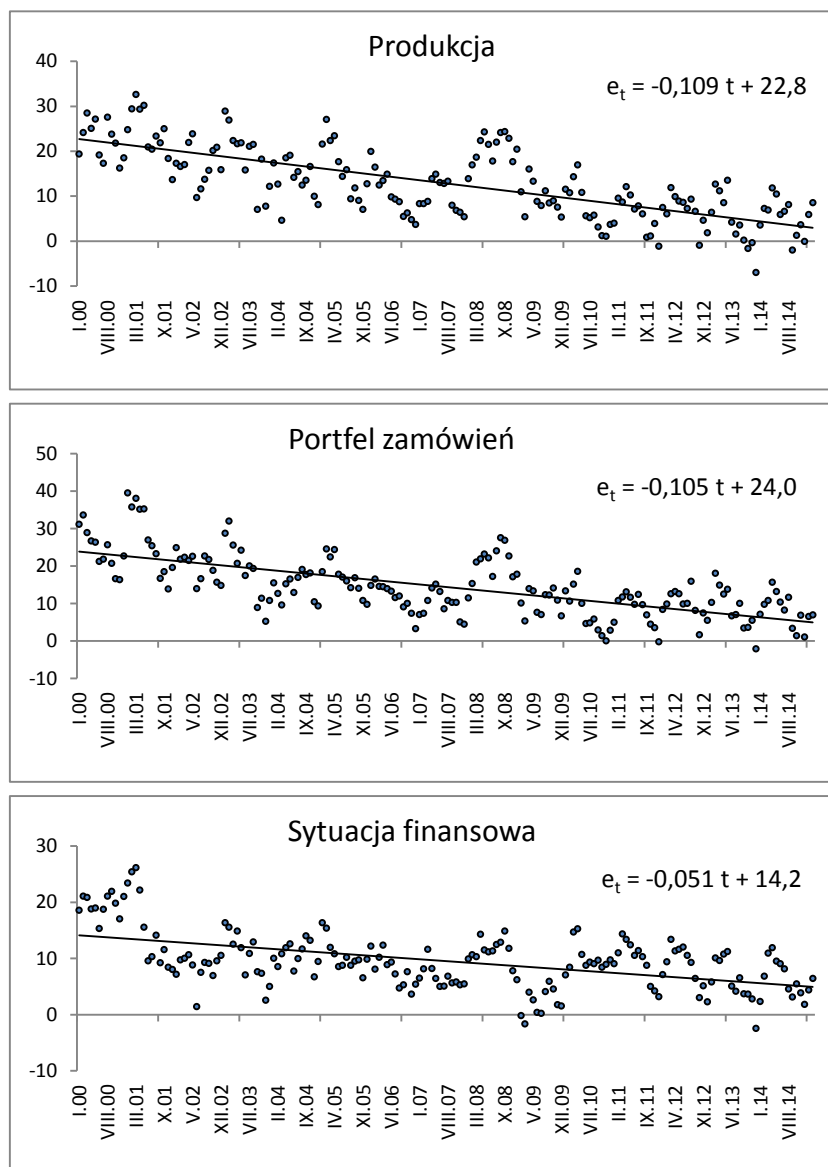
Źródło: obliczenia własne

Porównanie wartości błędów ME i MAE zdecydowanie potwierdza spostrzeżenia z Rysunku 1 – bardzo silną i stałą tendencję do zawyżania prognoz. Jest to najbardziej charakterystyczne zjawisko z zaobserwowanych w badaniu. Wartości średnich błędów prognozy ex post na poziomie 12-14 p.p. należy uznać za stosunkowo duże. Dla sytuacji finansowej są one niższe, ale wynika to głównie z węższego przedziału zmienności tej zmiennej. Dynamika zmian jest znacznie lepiej prognozowana niż kierunek zmian.

W następnej kolejności przeanalizowano, jak zmieniała się trafność prognoz przedsiębiorców w badanym okresie. Rysunek 2 przedstawia wartości błędów prognoz z dodaną linią trendu. Widoczny jest wyraźny malejący trend błędów prognoz, zwłaszcza w przypadku produkcji i portfela zamówień, gdzie błędy maleją średnio o 0,1 p.p. miesięcznie.

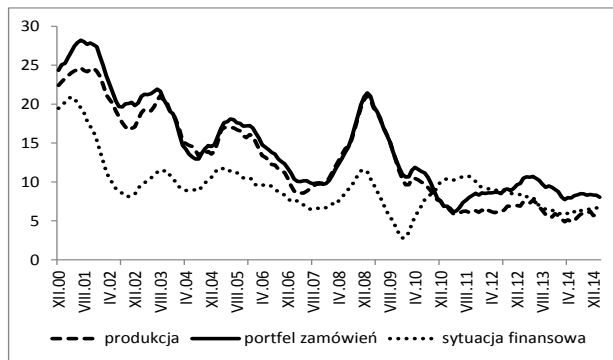
Dla potwierdzenia tego spostrzeżenia policzone zostały wartości błędu MAE, kroczące, dla 12 kolejnych, miesięcznych obserwacji. Kształtowanie się tych wartości jest przedstawione na Rysunku 3.

Rysunek 2. Błędy prognoz (p.p.)



Źródło: obliczenia własne

Rysunek 3. Średni absolutny błąd prognozy, 12-miesięczny, wartości kroczące (p.p.)

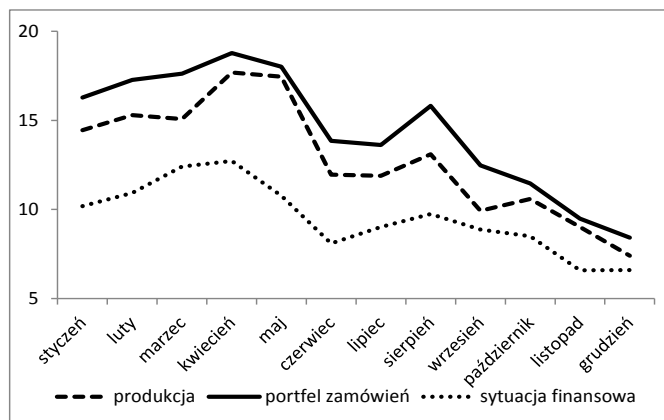


Źródło: obliczenia własne

Wartość błędu MAE wyraźnie zmalała z 20-30 p. p. w roku 2000 do ok. 10 p.p. na przełomie lat 2007/2008. Wówczas nastąpił duży skok wartości błędu prognozy, który można dobrze uzasadnić szczytem koniunktury gospodarczej i nadchodzącym kryzysem gospodarczym. Rewizje bardzo optymistycznych prognoz przedsiębiorców były początkowo w tym okresie słabe i spóźnione, nie zakładały mocnego spadku koniunktury po kilku latach szybkiego rozwoju gospodarczego. Warto jednak zwrócić uwagę, że kryzysowy rok 2009 przyniósł wyraźny i trwały spadek optymizmu przedsiębiorców, a tym samym istotny spadek błędu prognozy. Średnia wartość tego miernika ustabilizowała się na poziomie 5-10 p.p., znacznie niższym niż na początku badanego okresu.

Ostatnim badanym aspektem trafności prognoz jest wpływ czynnika sezonowego. Na Rysunku 4 przedstawiono kształtowanie się średnich błędów prognozy w poszczególnych miesiącach roku.

Rysunek 4. Średni błąd prognozy według miesięcy (p.p.)



Źródło: obliczenia własne

Wyraźnie widoczna jest tendencja do formułowania prognoz mniej trafnych w pierwszej połowie roku. Błędy prognoz w tych okresach są około dwukrotnie większe niż w ostatnich miesiącach roku. W kontekście przeprowadzonego badania oznacza to większą skalę optymizmu w prognozach przedsiębiorców formułowanych na początku roku.

PODSUMOWANIE

Trafność prognoz w stosunku do ocen w teście koniunktury przemysłowej GUS w odniesieniu do badanych zmiennych: produkcji, portfela zamówień i sytuacji finansowej, należy ocenić jako umiarkowaną i lepszą w stosunku do badania [Guzik 2009 a], w którym analizowano trafność prognoz koniunktury w zakresie produkcji dla okresu 1992 – 2008.

Określając prognozy koniunktury dla produkcji i portfela zamówień na najbliższe trzy miesiące, przedsiębiorcy mają praktycznie na uwadze dwa najbliższe miesiące. W przypadku prognoz sytuacji finansowej przedsiębiorcy w prognozach uwzględniają głównie dwa dalsze miesiące.

Oceny i prognozy koniunktury są dość wysoko skorelowane, ale bardzo widoczne jest przeszacowanie prognozowanych wartości. Wskazuje to na nadmierny optymizm przedsiębiorców w ocenie przyszłej sytuacji, zjawisko dobrze rozpoznane w ekonomii behawioralnej. Najmniejsza skala optymizmu połączona z najbardziej stabilnymi ocenami i prognozami dotyczy sytuacji finansowej. Lepiej niż przyszły poziom koniunktury prognozowany jest kierunek jej zmian, zaś najlepiej prognozowana jest dynamika zmian koniunktury.

Istotną, pozytywną tendencją jest postępująca, wyraźna poprawa trafności prognoz w badanym okresie, co może wskazywać na rosnącą racjonalizację oczekiwań przedsiębiorców.

Interesującym zjawiskiem jest zaobserwowana większa trafność prognoz formułowanych w drugiej połowie roku, skala optymizmu w tym okresie jest mniejsza niż w pierwszych miesiącach roku. Może to być również, podobnie jak ogólnie występujący nadmierny optymizm, spowodowane czynnikami behawioralnymi.

BIBLIOGRAFIA

- GUS (2014) Badanie koniunktury gospodarczej, Warszawa, <http://stat.gov.pl/obszary-tematyczne/koniunktura/koniunktura/badanie-koniunktury-gospodarczej,5,5.html>.
- Guzik B. (2009) Prognozy i oceny koniunktury w ankietach GUS, Wiadomości Statystyczne nr 12, str. 38-53.
- Guzik B. (2009 a) Trafności prognoz koniunktury przemysłowej w zakresie produkcji sprzedanej, Roczniki Ekonomiczne Kujawsko-Pomorskiej Szkoły Wyższej w Bydgoszczy nr 2, str. 223-237.
- IRG SGH (2014) Koniunktura gospodarcza w Polsce – wyniki badań, <http://kolegia.sgh.waw.pl/KAE/struktura/IRG/koniunktura/Strony/default.aspx>.

- Klimkowska J. (2006) Trafność prognoz respondentów – ocena na podstawie badań ankietowych IRG, [w:] Mocek M. (red.) *Diagnozowanie i prognozowanie koniunktury gospodarczej w Polsce*, Wydawnictwo BONAMI, str. 207-217.
- Kowalczyk B., Tomczyk E. (2010) Influence of non-response in business tendency surveys on the properties of expectations, *Statistic in Transition New Series* 11, pp. 403-422.
- Kowalewski G. (2008) Ocena trafności prognoz koniunktury przedsiębiorstw na przykładzie jednostek handlowych, *Barometr Regionalny. Analizy i Prognozy* nr 3(13), str. 45-53.
- Kowerski M. (2008) Wartość informacyjna odpowiedzi „bez zmian” w badaniach nastrojów gospodarczych, *Barometr Regionalny* 4(14), str. 47-61.
- Mocek M. (2002) Przydatność testu koniunktury w prognozowaniu sytuacji na rynku usług ubezpieczeniowych, *Prace i Materiały IRG SGH* nr 72, str. 211-222.
- Tomczyk E. (2012) Zróżnicowanie odpowiedzi respondentów testu koniunktury w świetle miar entropii, [w:] K. Walczyk (red.) *Badania koniunktury - zwierciadło gospodarki. Część I*, *Prace i Materiały IRG SGH* nr 90, str. 229-255.
- Róg A., Strzała K. (2011) Przydatność prognostyczna wskaźników testu koniunktury – przegląd metod ewaluacji, *Prace i Materiały Wydziału Zarządzania Uniwersytetu Gdańskiego* 4/8, str. 513-522.
- Sękowska H., Zagoździńska I. (2002) Kondycja polskiego przemysłu przetwórczego na podstawie jakościowych badań koniunktury, *Prace i Materiały IRG SGH* nr 72, str. 87-105.
- Wyżnikiewicz B., Fundowicz J., Łada K., Peterlik M. (2015) Stan i prognoza koniunktury gospodarczej, *Kwartalne Prognozy Makroekonomiczne* nr 86, kwiecień 2015, IBNGR.

ACCURACY OF FORECASTS RELATIVE TO EVALUATIONS IN THE CSO INDUSTRIAL BUSINESS CYCLE TEST

Abstract: The study is the evaluation of the predictive accuracy of the CSO industrial business cycle test. Detailed research concerns the accuracy of the forecasts formulated in relation to the production, stock of orders and financial situation. The forecasts of these features formulated by the entrepreneurs are compared to their subsequent evaluations of current states. The results indicate that entrepreneurs responding to the question about forecast of production and stock of orders in the next three months focus mainly on the next two months. The forecasts are generally overestimated. Their average accuracy is moderate but shows a marked improvement in recent years.

Keywords: business cycle test, forecast accuracy, forecast horizon

ZASTOSOWANIE WYBRANYCH MIERNIKÓW SYNTETYCZNYCH DO KLASYFIKACJI SPÓŁEK PRZEMYSŁU SPOŻYWCZEGO NOTOWANYCH NA GPW W WARSZAWIE

Monika Zielińska-Sitkiewicz

Katedra Ekonometrii i Statystyki

Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie

e-mail: monika_zielinska_sitkiewicz@sggw.pl

Streszczenie: Od każdego notowanego na GPW w Warszawie przedsiębiorstwa inwestorzy oczekują rzetelnych i aktualnych informacji na jego temat. Istotną staje się fachowa ocena kondycji finansowej spółek akcyjnych oraz potrzeba wykorzystywania metod, które umożliwiają redukcję liczby dostępnych zmiennych i tym samym usprawnić giełdowe analizy. Do tego typu metod należą syntetyczne mierniki taksonomiczne. W pracy wykorzystano syntetyczny taksonomiczny miernik TMAI, wskaźnik względnego poziomu rozwoju BZW oraz miernik syntetyczny Q zaproponowany przez K. Kukulę do porównania kondycji finansowej 14 spółek przemysłu spożywczego notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie. Utworzono rankingi spółek w latach 2010-2014.

Słowa kluczowe: polska branża spożywcza, spółka spożywcza, wskaźniki finansowe, syntetyczny miernik taksonomiczny

WSTĘP

Przedsiębiorstwa sektora spożywczego generują ponad 13% wartości polskiego PKB i stanowią jedną z dominujących branż przemysłu w Polsce. Lata po akcesji Polski do UE były wzmożonym okresem rozwoju tej gałęzi gospodarki z potężnymi inwestycjami w modernizację i rozbudowę zakładów produkcji spożywczej. Co więcej motorem wzrostu był również rozwój sieci handlowych. Obecnie handel detaliczny osiągnął pewne bariery wzrostu, a kondycja firm spożywczych jest zależna w dużym stopniu od wahań cen surowca oraz sytuacji politycznej za naszą wschodnią granicą, która negatywnie wpływa na branżę

mięsną, mleczarską oraz owocowo-warzywną. Ponadto w 2014 r. pojawił się negatywny trend ograniczania rynku będący wynikiem nałożenia przez Federację Rosyjską embarga na produkty rolno-spożywcze z krajów UE.

Biorąc pod uwagę: rosyjskie embargo, wzrost cen surowców rolnych i wzrost cen żywności w ostatnich latach oraz zmiany preferencji konsumentów w kierunku zdrowej żywności, warto zbadać, jak kształtuje się sytuacja na rynku produkcji spożywczej analizując dane finansowe wybranych przedsiębiorstw tego sektora notowanych na GPW w Warszawie.

Metody porządkujące liniowo badane obiekty stanowią jedną z grup metod wielowymiarowej analizy porównawczej. Wykorzystując odpowiednio dobrane zmienne diagnostyczne zbudowano wiele algorytmów tworzenia syntetycznych mierników. Z. Hellwig [1968] jako pierwszy zaproponował syntetyczną miarę rozwoju dla porównania poziomu rozwoju gospodarczego wybranych krajów. Dla wielu innych zastosowań metodologię konstruowania taksonomicznych mierników rozwijali w Polsce m.in. Cieślak [1974], Bartosiewicz [1976], Strahl [1978], Zeliaś, Malina [1997], Kukuła [1986-2000], Walesiak [2003], Gatnar, Walesiak [2004] oraz Tarczyński i Łuniewska [2006]. Mierniki te umożliwiają także realizację wszechstronnej analizy przedsiębiorstw na podstawie najważniejszych wskaźników finansowych, którego końcowym efektem jest syntetyczny ranking badanych spółek.

CEL I OPIS BADANIA

Celem artykułu jest porównanie kondycji finansowej 13 spółek przemysłu spożywczego notowanych na GPW w Warszawie poprzez zbudowanie ich rankingów dla lat 2010-2014 przy zastosowaniu Taksonomicznego Miernika Atrakcyjności Inwestycji (TMAI), wskaźnika względnego poziomu rozwoju (BZW) oraz miernika Q zaproponowanego przez K. Kukulę. Dodatkowo sprawdzono czy zastosowanie różnych metod agregacji tych samych zmiennych diagnostycznych (z wzorcem i bez wzorca), a także sposób normalizacji wskaźników finansowych (standaryzacja i metoda unitaryzacji zerowanej) wpływają na układ rankingu analizowanych spółek. Otrzymane wyniki porównano współczynnikiem korelacji rang.

Do badania wybrano przedsiębiorstwa: Colian Holding SA, Duda SA, Graal SA, Indykpol SA, Kruszwica SA, Makarony Polskie SA, Mieszko SA, Mispol SA, Otmuchów SA, Pamapol SA, Pepees SA, Seko SA, Wawel SA oraz Wilbo SA, które notowane są na rynku głównym GPW w Warszawie co najmniej od 2010 r. Działalność analizowanych spółek prowadzona jest głównie na terenie Polski, a ich rachunek zysków i strat sporządzany jest w układzie kalkulacyjnym. Pominęto firmy reprezentujące branżę alkoholi. Krótki opis działalności wybranych spółek prezentuje Tabela 1.

Tabela 1. Opis działalności badanych przedsiębiorstw

Firma	Działalność
COLIAN HOLDING	To silna grupa kapitałowa producentów słodczy spod znaku Jutrzenki, Goplany, Kaliszanki oraz firmy Ziolopec - producenta, eksportera i importera przypraw, herbat oraz bakalii.
DUDA	Spółka zajmuje się skupem i ubojem mięsa wieprzowego i wołowego, zamrażaniem towarów i składowaniem w chłodniach, oraz produkcją wędlin.
GRAAL	Największy krajowy producent konserw rybnych i jeden z liderów branży. Spółka zajmuje się także dystrybucją konserw rybnych, dań obiadowych, ryb mrożonych, owoców morza, konserw mięsnych, kawioru, marynat itp.
INDYKPOL	Największy w Polsce producent mięsa i przetworów indyczych. Firma oferuje swoje produkty na terenie całego kraju, jest także największym eksporterem mięsa i przetworów indyczych.
KRUSZWICA	Przedmiotem działalności spółki jest skup, przetwórstwo nasion roślin oleistych oraz produkcja roślinnych tłuszczów jadalnych (margaryn, olejów roślinnych), rafinowanych, a także działalność handlowa. Firma prowadzi cztery zakłady produkcyjne: w Kruszwicy, Gdańsku i Brzegu oraz w Warszawie.
MAKARONY	Spółka oferuje szeroką gamę makaronów jajecznych i bezjajecznych (również walcowanych i tłoczonych) produkowanych w wielu różnorodnych formach. Posiada zakłady produkcyjne w Rzeszowie, Częstochowie i Płocku.
MIESZKO	Producent wyrobów cukierniczych, takich jak: cukierki (karmelki, żelki krówki), wyroby czekoladowe (bombonierki, praliny), wafelki oraz chałwy. Spółka posiada dwa zakłady produkcyjne w Raciborzu i w Warszawie. Podstawowym rynkiem zbytu produktów spółki jest rynek krajowy.
MISPOL	Spółka działa głównie w sektorze przetwórstwa mięsnego. Specjalizuje się w produkcji i dystrybucji pasztetów, konserw mięsnych, smalców oraz majonezów i musztard. Drugim pionem działalności firmy jest produkcja karmy dla zwierząt.
OTMUCHÓW	Spółka zajmuje się produkcją i sprzedażą wyrobów z następujących grup asortymentowych: słodczy, wyroby śniadaniowe, słone przekąski.
PAMAPOL	Spółka prowadzi działalność w zakresie produkcji dań gotowych do których należą: dania w słoikach, konserwy mięsne, pasztety, zupy gotowe oraz kielbaski drobiowe.
PEPEES	Jeden z największych zakładów przetwórstwa rolno-spożywczego w północno-wschodniej Polsce, zajmujący się produkcją skrobi ziemniaczanej i jej przetworów (glukozy, maltodekstryny, syropu maltozowego, białka ziemniaczanego).
SEKO	Firma produkuje i sprzedaje marynaty rybne oraz ryby solone, w szczególności: przetwory rybne marynowane zimne w zalewie octowej i olejowej, sałatki, pasty i galarety rybne, przetwory rybne marynowane - smażone.
WAWEL	To jedna z najstarszych fabryk cukierniczych w Polsce, która oferuje kilkadziesiąt rodzajów produktów, w tym czekolady, bombonierki, wafle, batony karmelki, kakao. Wyroby spółki sprzedawane są głównie na rynku krajowym (ok. 95% sprzedaży).
WILBO	Spółka działająca w branży przetwórstwa rybnego. Jej działalność obejmuje produkcję i sprzedaż konserw rybnych, owoców morza, ryb mrożonych oraz konserw mięsnych. Głównym rynkiem zbytu jest rynek krajowy.

Źródło: komunikaty giełdowe

Do konstrukcji syntetycznych mierników taksonomicznych w badaniu przedsiębiorstw przemysłu spożywczego wykorzystano grupę dziewięciu najważniejszych i polecanych przez literaturę przedmiotu wskaźników finansowych. Reprezentują one najważniejsze aspekty działalności przedsiębiorstwa: zysowność (*ROE*, *ROA*, *RnaS*), płynność (*WPB*), sprawność działania (*RN*, *RZap*, *RZob*, *RA*) oraz zadłużenie (*SZ*) [Łuniewska, Tarczyński 2006].

W Tabeli 2 przedstawiono osiem zastosowanych wskaźników, zalecanych w pracach Tarczyńskiego i Łuniewskiej.

Tabela 2. Formuła obliczania wybranych wskaźników i ich wpływ na kryterium ogólne

Wskaźnik	Wzór	Wpływ na kryterium ogólne
<i>Stopa zwrotu z kapitału własnego (ROE)</i>	<i>Zysk netto / Średni kapitał własny</i>	stymulanta
<i>Stopa zwrotu z aktywów (ROA)</i>	<i>Zysk netto / Średnie aktywa ogółem</i>	stymulanta
<i>Cykl zapasów (CZap)</i>	<i>Sprzedaż / Średnia wartość zapasów</i>	stymulanta
<i>Rotacja zobowiązań (RZob)</i>	<i>(Średnie zobowiązania / Przychody ze sprzedaży)* 365</i> (obliczany bez zobowiązań finansowych: kredytów, obligacji itp.)	stymulanta
<i>Rotacja aktywów (RA)</i>	<i>Przychody ze sprzedaży / Średnie aktywa ogółem</i>	stymulanta
<i>Rotacja należności (RN)</i>	<i>Przychody ze sprzedaży netto / Średnie należności</i>	nominanta (7 – 10)
<i>Wskaźnik płynności bieżącej (WPB)</i>	<i>Aktywa obrotowe / Zobowiązania krótkoterminowe</i>	nominanta (1,2 – 2,0)
<i>Stopa zadłużenia (SZ)</i>	<i>Zobowiązania ogółem / Aktywa ogółem</i>	nominanta (0,57-0,67)

Źródło: na podstawie prac Tarczyński i Łuniewska [2004, 2006]

Ponadto w analizach wykorzystano Rentowność na Działalności Operacyjnej (*RnaDzOp*), obliczaną jako: *zysk (strata) z działalności operacyjnej / przychody ze sprzedaży *100*. Rosnąca wartość tego wskaźnika oznacza poprawę operacyjnej efektywności funkcjonowania jednostki, co z kolei może świadczyć o istnieniu jej znaczącego potencjału rozwojowego. *RnaDzOp* jest zatem stymulantą.

W pierwszym etapie badań, do wyznaczenia wartości mierników TMAI i BZW, wszystkie zmienne przekształcono w procesie standaryzacji. Szczegółowy opis wykorzystanych w badaniu wskaźników finansowych, kryteriów normalizacji zmiennych oraz przekształceń wskaźników będących nominantami w stymulanty zamieszczony został w dwóch pracach autorki [por. 2014].

W drugim etapie badań, zgodnie z procedurą opisaną w pracach Tarczyńskiego i Łuniewskiej [por. 2002, 2006], dla każdego z analizowanych okresów wyznaczono Taksonomiczną Miarę Atrakcyjności Inwestycji, w której oblicza się odległość każdego obiektu od wzorca z uwzględnieniem różnej siły wpływu wskaźników finansowych na badaną kondycję finansową spółek.

W trzecim etapie prac wyznaczono miernik BZW dla lat 2010-2014. Zastosowano te same kryteria normalizacji zmiennych oraz przekształceń wskaźników w stymulanty, które wykorzystano w obliczeniach TMAI.

W ostatnim etapie prac obliczono wartości syntetycznego miernika Q, gdzie do normalizacji zbioru zmiennych diagnostycznych wykorzystano metodę unitaryzacji zerowanej (MUZ) [Kukuła 2000]. Dla tak utworzonego rankingu

wyznaczono przedziały dla spółek o najwyższej, przeciętnej i najniższej ocenie wykorzystując wartości Q_i oraz stałą k^1 .

W żadnej z metod nie uwzględniono wag dla wskaźników finansowych.

WYNIKI BADAŃ

W Tabelach o numerach od 3 do 5 zaprezentowano wyniki analiz dla wszystkich badanych przedsiębiorstw. Przyjęto następujące oznaczenia dla poszczególnych badanych rankingów:

	- spółki stojące najwyżej w rankingu w poszczególnych latach,
	- spółki ze średnimi pozycjami w rankingu w poszczególnych latach,
	- spółki stojące najniżej w rankingu w poszczególnych latach,

(↑1) lub (↓1) – wzrost lub spadek w rankingu o 1 pozycję w porównaniu z rokiem poprzednim, (↑0) – bez zmian.

W Tabelach 3 i 4 pogrubioną czcionką oznaczono wyniki dla 3 spółek najlepszych i 3 spółek z końca klasyfikacji. W Tabeli 5 zgodnie z przyjętymi oznaczeniami wyróżniono wyniki przedsiębiorstw spełniających warunki przyporządkowania do trzech klas obiektów, zgodnie z obliczonymi przedziałami w oparciu o wektor Q i parametr k [Kukuła 2014].

Tabela 3. Wyniki miernika TMAI oraz ranking badanych spółek dla lat 2010-2014

Czas	2014		2013		2012		2011		2010	
	TMAI	Ranking	TMAI	Ranking	TMAI	Ranking	TMAI	Ranking	TMAI	Ranking
COLIAN	0,0155	9 (↑1)	0,2205	10 (↑2)	0,2822	12 (↓1)	0,2398	11 (↑0)	0,2245	11 (↑0)
DUDA	0,1918	5 (↓3)	0,3593	2 (↓1)	0,5410	1 (↑0)	0,5121	1 (↑2)	0,4207	3 (↑11)
GRAAL	0,1949	3 (↑1)	0,2965	4 (↑1)	0,4001	5 (↑3)	0,3164	8 (↑2)	0,2416	10 (↓1)
IDYKPOL	0,1757	6 (↑0)	0,2834	6 (↓4)	0,5011	2 (↑0)	0,4578	2 (↑5)	0,3365	7 (↓3)
KRUSZWICA	0,0250	8 (↓1)	0,2775	7 (↓1)	0,3978	6 (↑3)	0,3141	9 (↓-1)	0,2835	8 (↓1)
MAKARONPL	0,1949	4 (↑1)	0,2915	5 (↑5)	0,3605	10 (↓5)	0,3789	5 (↑0)	0,3500	5 (↓2)
MIESZKO ²	-	-	0,2337	9 (↑0)	0,3672	9 (↓6)	0,4406	3 (↑1)	0,3851	4 (↑4)
MISPOL ³	-	-	-	-	0,2807	13 (↑0)	0,1099	13 (↓1)	0,1902	12 (↓7)
OTMUCHÓW	0,1640	7 (↑1)	0,2368	8 (↓4)	0,4789	4 (↑0)	0,3942	4 (↓-2)	0,4321	2 (↓1)
PAMAPOL	0,0025	11 (↑2)	0,0000	13 (↓5)	0,3729	8 (↑2)	0,2909	10 (↓1)	0,2557	9 (↑1)
PEPEES	0,0000	12 (↓1)	0,1166	11 (↑0)	0,2867	11 (↑1)	0,2357	12 (↑1)	0,1085	13 (↑0)
SEKO	0,2588	1 (↑0)	0,4014	1 (↑2)	0,4868	3 (↑4)	0,3442	7 (↓1)	0,3407	6 (↓4)
WAWEL	0,2359	2 (↑1)	0,3187	3 (↑4)	0,3826	7 (↓1)	0,3580	6 (↓5)	0,4383	1 (↑5)
WILBO	0,0078	10 (↑2)	0,0847	12 (↑2)	0,0000	14 (↑0)	0,0000	14 (↑0)	0,0000	14 (↓2)

Źródło: obliczenia własne

¹ Kukuła K. (2014) Wybrane problemy ochrony środowiska w Polsce w świetle wielowymiarowej analizy porównawczej, MIBE, Tom XV/3, str. 173.

² jak w przypisie 1

³ jak w przypisie 2

Tabela 4. Wyniki miernika BZW oraz ranking badanych spółek dla lat 2010-2014

Czas	2014		2013		2012		2011		2010	
Nazwa spółki	BZW	Ranking	BZW	Ranking	BZW	Ranking	BZW	Ranking	BZW	Ranking
COLIAN	0,428	12(↓2)	0,519	10(↑2)	0,505	12(↑0)	0,447	12(↓1)	0,415	11(↑0)
DUDA	0,593	3(↓1)	0,672	2(↓1)	0,724	1(↑0)	0,716	1(↑2)	0,605	3(↑11)
GRAAL	0,545	6(↑1)	0,569	7(↑1)	0,583	8(↑3)	0,491	11↓-1	0,439	10(↓1)
IDYKPOL	0,597	2(↑3)	0,601	5(↓3)	0,684	2(↑0)	0,700	2(↑2)	0,604	4(↓2)
KRUSZWICA	0,497	8(↓4)	0,602	4(↑0)	0,623	4(↑2)	0,559	6(↑2)	0,471	8(↓3)
MAKARONPL	0,546	5(↑1)	0,583	6(↑4)	0,572	10(↓5)	0,566	5(↑2)	0,538	7(↓4)
MIESZKO ⁴	-	-	0,552	8(↑1)	0,575	9(↓6)	0,646	3(↑2)	0,584	5(↑3)
MISPOL ⁵	-	-	-	-	0,451	13(↑0)	0,337	13(↓1)	0,402	12(↓5)
OTMUCHÓW	0,521	7(↑2)	0,532	9(↓4)	0,621	5(↑2)	0,554	7(↓5)	0,611	2(↓1)
PAMAPOL	0,466	9(↑4)	0,420	13(↓6)	0,588	7(↑3)	0,511	10(↓1)	0,459	9(↑1)
PEPEES	0,446	10(↑1)	0,474	11(↑0)	0,558	11(↓3)	0,539	8(↑5)	0,362	13(↑0)
SEKO	0,582	4(↓1)	0,637	3(↑0)	0,663	3(↑6)	0,522	9(↓3)	0,557	6(↓2)
WAWEL	0,674	1(↑0)	0,695	1(↑5)	0,594	6(↓2)	0,616	4(↓3)	0,640	1(↑5)
WILBO	0,439	11(↑1)	0,460	12(↑2)	0,244	14(↑0)	0,321	14(↑0)	0,314	14(↓2)

Źródło: obliczenia własne

Tabela 5. Wyniki miernika Q oraz ranking badanych spółek dla lat 2010-2014

Czas	2014		2013		2012		2011		2010	
Nazwa spółki	Q	Ranking	Q	Ranking	Q	Ranking	Q	Ranking	Q	Ranking
COLIAN	0,318	10(↓2)	0,392	8(↑3)	0,482	11(↑0)	0,429	11(↑0)	0,406	11(↓1)
DUDA	0,471	4(↓1)	0,552	3(↑0)	0,651	3(↓1)	0,654	2(↑3)	0,579	5(↑9)
GRAAL	0,407	6(↓1)	0,455	5(↑3)	0,561	8(↑2)	0,474	10(↓2)	0,449	8(↓1)
IDYKPOL	0,569	1(↑0)	0,577	1(↑0)	0,692	1(↑0)	0,727	1(↑0)	0,627	1(↑1)
KRUSZWICA	0,308	11(↓4)	0,439	7(↓3)	0,603	4(↑5)	0,512	9(↑1)	0,419	10(↓2)
MAKARONPL	0,428	5(↓1)	0,489	4(↑2)	0,568	6(↓2)	0,581	4(↑2)	0,567	6(↓3)
MIESZKO ⁶	-	-	0,391	9(↑1)	0,541	10(↓7)	0,618	3(↑1)	0,586	4(↑2)
MISPOL ⁷	-	-	-	-	0,453	13(↑1)	0,342	14(↓5)	0,423	9(↓5)
OTMUCHÓW	0,346	8(↑3)	0,379	11(↓6)	0,601	5(↑3)	0,529	8(↓6)	0,604	2(↓1)
PAMAPOL	0,322	9(↑4)	0,266	13(↓4)	0,550	9(↑3)	0,413	12(↑0)	0,382	12(↓1)
PEPEES	0,376	7(↑3)	0,387	10(↓3)	0,563	7(↓1)	0,548	6(↑7)	0,370	13(↓1)
SEKO	0,524	3(↓1)	0,570	2(↑0)	0,666	2(↑5)	0,540	7(↓4)	0,592	3(↑2)
WAWEL	0,528	2(↑4)	0,454	6(↑6)	0,476	12(↓7)	0,579	5(↑2)	0,511	7(↑2)
WILBO	0,287	12(↑0)	0,306	12(↑2)	0,196	14(↓1)	0,360	13(↑1)	0,356	14(↓1)

Źródło: obliczenia własne

⁴ jak w przypisie 1⁵ jak w przypisie 2⁶ jak w przypisie 1⁷ jak w przypisie 2

We wszystkich rankingach w analizowanych latach najwyżej oceniane były spółki: Seko SA, Wawel SA, Duda SA oraz Indykpol SA. Przedsiębiorstwa te charakteryzowała wysoka rentowność kapitałów własnych, dobra rentowność na sprzedaży, umiarkowana stopa zadłużenia oraz wysoki stopień aktywów obrotowych w relacji do zobowiązań krótkoterminowych. Wysoko w rankingach w latach 2010-2011 plasowała się także firma Mieszko SA, której proces przejęcia przez litewską Eva Grupe rozpoczął się w 2010 roku i z tej przyczyny akcje spółki wycofano z obrotu giełdowego w 2014 roku.

Najslabszą ocenę w trzech klasyfikacjach otrzymały spółki: Wilbo SA, Pepees SA, Pamapol SA oraz Mispol SA (firma została przejęta przez litewski fundusz NDX energija i wycofana z obrotu giełdowego w 2014 roku). Przedsiębiorstwa te w badanym okresie wykazywały niewielką rentowność kapitału własnego oraz bardzo niską rentowność sprzedaży i rentowność majątku.

Zbieżność rankingów zbudowanych na wartościach trzech mierników syntetycznych: TMAI, BZW oraz Q, zmierzoną współczynnikiem korelacji rang Spearmana, zaprezentowano w Tabeli 6.

Tabela 6. Zbieżność rankingów TMAI, BZW i Q. Wyniki współczynnika korelacji rang Spearmana

Zestawienie rankingów	Lata				
	2014	2013	2012	2011	2010
TMAI z BZW	0,797	0,918	0,965	0,886	0,969
TMAI z Q	0,706	0,857	0,824	0,855	0,754
BZW z Q	0,902	0,808	0,824	0,934	0,811

Źródło: obliczenia własne

Najlepszą zgodność rankingów dla pięciu analizowanych lat otrzymano dla miar TMAI i BZW oraz BZW i Q, a względnie wysoką dla TMAI z Q (patrz Tabela 6).

WNIOSKI

Analiza kondycji finansowej badanych spółek sektora spożywczego wskazuje, że zastosowanie różnych taksonomicznych mierników syntetycznych oraz metod normalizacji nie daje gwarancji jednoznacznej oceny kondycji ekonomicznej weryfikowanych przedsiębiorstw, choć podobieństwo trzech uzyskanych klasyfikacji jest bardzo duże. Porównując ze sobą wykorzystane syntetyczne mierniki taksonomiczne można sformułować następujące wnioski:

1. Bardzo dobra porównywalność rankingów opartych na wartościach TMAI i BZW wskazuje na to, że przy użyciu metody z wzorcem, jak i bez wzorca można sporządzić w miarę zgodną ocenę badanych firm.
2. Wysoką zbieżność mierników BZW i Q można tłumaczyć podobieństwem obu algorytmów obliczeń (brak wzorca). Z kolei wykorzystanie dwóch odmiennych metod normalizacji nie zaburzyło zgodności tych dwóch klasyfikacji.

3. W ocenie kondycji przedsiębiorstw, dla wskaźników finansowych będących nominatami, literatura rekomenduje pewne zakresy. Część spółek świadomie przyjmuje politykę finansową, która powoduje, że wskaźniki te wykraczają poza ramy ustalonego przedziału, co wcale nie świadczy o złym gospodarowaniu. Przypadek ten dotyczy m. in. spółki Wawel SA, która do finansowania działalności w ograniczonym stopniu wykorzystuje kapitały obce i jej *Stopa Zadłużenia (SZ)* była najniższa w całej grupie analizowanych firm. Problem z klasyfikacją pojawia się przy normalizacji metodą unitaryzacji zerowanej (MUZ). W algorytmie obliczeń, w przypadku nominant, których poziomy odbiegają od przyjętych kryteriów, następuje dość radykalne obniżenie wartości z_{ij} co wpływa na, nie zawsze słuszne, uplasowanie spółki na niższej pozycji w rankingu. Należy mieć to na uwadze wykorzystując MUZ w klasyfikacji przedsiębiorstw.
4. Subiektywizm w konstrukcji taksonomicznych mierników syntetycznych wpływa na układ przedsiębiorstw w rankingach. Poprawną klasyfikację może zapewnić uwzględnienie opinii eksperckich, popartych szczegółową analizą finansową, na etapach doboru grupy wskaźników finansowych, wyboru metody normalizacji, czy ewentualnego wykorzystania wag.

BIBLIOGRAFIA

- Bartosiewicz S. (1976) Propozycja metody tworzenia zmiennych syntetycznych, Prace AE we Wrocławiu, nr 84.
- Cieślak M. (1974) Taksonomiczna procedura prognozowania rozwoju gospodarczego i określenia potrzeb na kadry kwalifikowane, Przegląd Statystyczny 21. 1. 1974.
- Chrzanowska M., Zielińska-Sitkiewicz M. (2014) Zastosowanie wybranych mierników syntetycznych do klasyfikacji spółek deweloperskich notowanych na WGPW, Folia Oeconomica, nr 1(298), Łódź, str. 99-113.
- Chrzanowska M., Zielińska-Sitkiewicz M. (2014) Zastosowanie taksonomicznego miernika atrakcyjności inwestycji do klasyfikacji spółek budowlanych notowanych na WGPW w Folia Oeconomica, Tom 2 (301), Łódź, str. 39-50.
- Gatnar E., Walesiak M. (red.) (2004) Metody statystycznej analizy wielowymiarowej w badaniach marketingowych, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej im. O. Langego, Wrocław.
- Hellwig Z. (1968) Zastosowanie metody taksonomicznej do typologicznego podziału krajów ze względu na poziom rozwoju oraz zasoby i strukturę wykwalifikowanych kadr, Przegląd Statystyczny 15. 4. 1968.
- Kukuła K. (1986) Propozycja miary zgodności układów porządkowych, Zeszyty Naukowe AE, Kraków.
- Kukuła K. (2000) Metoda unitaryzacji zerowanej, PWN, Warszawa.
- Nowak M. (1998) Praktyczna ocena kondycji finansowej przedsiębiorstwa: metody i ograniczenia, Fundacja Rozwoju Rachunkowości, Warszawa.
- Sierpińska M., Jachna T. (2011) Ocena przedsiębiorstwa według standardów światowych, PWN, Warszawa.

- Strahl D. (1978) Propozycja konstrukcji miary syntetycznej, *Przegląd Statystyczny* 25. 2. 1978.
- Tarczyński W. (2002) Fundamentalny portfel papierów wartościowych, PWE, Warszawa.
- Tarczyński W., Łuniewska M. (2004) Dywersyfikacja ryzyka na polskim rynku kapitałowym, Placet, Warszawa.
- Tarczyński W., Łuniewska M. (2006) Metody wielowymiarowej analizy porównawczej na rynku kapitałowym, PWN, Warszawa.
- Walesiak M. (2003) Uogólniona miara odległości GDM jako syntetyczny miernik rozwoju w metodach porządkowania liniowego, *Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej im. Oskara Langego we Wrocławiu*, nr 988, Jajuga K., Walesiak M. (red), *Taksonomia 10, Klasyfikacja i analiza danych – teoria i zastosowania*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej im. Oskara Langego we Wrocławiu, Wrocław, str. 124-133.
- Zeliaś A., Malina A. (1997) O budowie taksonomicznej miary jakości życia, *Syntetyczna miara rozwoju jest narzędziem statystycznej analizy porównawczej*, *Taksonomia*, z. 4.

AN APPLICATION OF SELECTED SYNTHETIC MEASURES FOR CLASSIFICATION OF FOOD INDUSTRY COMPANIES LISTED ON THE WARSAW STOCK EXCHANGE

Abstract: Investors expect reliable and timely information from each company listed on the Warsaw Stock Exchange. Thus, professional assessment of the financial condition of stock companies becomes very important and the need to use methods that can reduce the number of available variables and thereby streamline the analysis of the stock market. Taxonomic synthetic measures belong to such methods.

In the present study uses a synthetic taxonomic measure TMAI, rate the relative level of development of BZW and synthetic indicator Q proposed by K. Kukula to compare the condition of 14 food industry companies listed on the Warsaw Stock Exchange and create for them the rankings for the years 2010-2014.

Keywords: Polish food industry, food company, financial ratios, synthetic taxonomic measure

MODELE PROGNOZ EKONOMETRYCZNYCH

Krzysztof Zmarzłowski, Marek Karwański

Katedra Informatyki

Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie

e-mail: Krzysztof_Zmarzowski@sggw.pl, Marek_Karwanski@sggw.pl

Streszczenie: Krótko i średnioterminowe prognozy często oparte są na różnych modelach ekonometrycznych. Dla modeli stosowanych do pojedynczych spółek, mamy do dyspozycji szereg miar, pozwalających porównywać je od strony dokładności uzyskiwanych rezultatów. Sytuacja komplikuje się, gdy prognozy dotyczą grupy spółek bądź sektorów gospodarczych. W pracy autorzy proponują nowoczesne narzędzie graficzne oparte na krzywej REC (Regression Error Characteristic). Detaliczne wyniki stosowania tej metody oceny modeli zostaną zaprezentowane w zastosowaniu do polskich firm z sektora budowlanego, notowanych na giełdzie.

Słowa kluczowe: krzywa REC, modele prognostyczne, sektor giełdowy

WSTĘP

Wybór najlepszego z modeli powiązany jest ze spełnieniem szeregu założeń statystycznych. Z punktu widzenia analitycznego, ważniejsza jest jednak szybsza ocena danego modelu i możliwości jego wykorzystania w dalszych etapach analizy. Istotną rzeczą jest to, aby najlepszy model spełniał zarówno najistotniejsze założenia statystyczne, jak również, aby z mnogości wskaźników go opisujących mieć możliwość wyboru jednego, który w jasny i prosty sposób mówi nam o dopasowaniu danego modelu do danych. W niniejszej pracy autorzy skupili się głównie na drugiej części powyższego problemu. W tym celu postanowiono skorzystać z jednej z nowszych metod oceny dopasowania modelu do danych - krzywej REC (Regression Error Characteristic).

Głównym materiałem badawczym były dane pochodzące z dwóch niezależnych źródeł. Pierwszym zestawem zbioru badawczego były dane dotyczące wskaźników ekonomicznych spółek notowanych na Polskiej Giełdzie Papierów Wartościowych (GPW) udostępnione przez serwis internetowy Notoria.

Obejmowały one 271 firm z różnych sektorów giełdowych. Ze względu na istotę porównania modeli prognostycznych dla całego sektora, wybrano do badania sektor spółek budowlanych, obejmujący 16 firm. Dane dotyczyły okresu od X 1998 do XII 2005 i miały charakter kwartalny. Zakres danych obejmował ok. 900 różnych wskaźników ekonomicznych, z czego duża większość była składowymi pozostałymi. Drugim źródłem danych były ceny zamknięcia akcji pobrane z serwisu Reuters. W tym przypadku były to notowania dzienne (obejmujące wyłącznie dni robocze).

METODOLOGIA BADAŃ

Analiza danych i wybór odpowiedniego modelu przebiegały w następującym porządku:

1. Przygotowanie i oczyszczenie danych.
2. Selekcja zmiennych (wskaźników kapitałowych) metodą ekspercką.
3. Budowa modeli ekonometrycznych.
4. Porównanie i ocena modeli.

Przygotowanie i oczyszczenie danych

Do analizy wykorzystano dwa źródła danych. Dotyczyły one wielu aspektów rynku i zbierane były według różnych metodologii, dlatego poddane zostały różnym procedurom przygotowania wstępnego. Pierwszym źródłem były szeregi czasowe notowań (dziennych) spółek, uzyskane z systemu Reuters. Do analizy wzięto tzw. „notowania czyste”, czyli po usunięciu wpływu: splitów, dywidend, praw poboru, nabycia, objęcia oraz denominacji. W kilku przypadkach występowały braki danych, które zostały poddane procedurze uzupełniania. Do uzupełniania braków danych użyty został model średniej ruchomej o szerokości 4-obszaru. Model został wybrany ze względu na to, że w badaniu skupiono się bardziej na relacji średnich w długich horyzontach czasowych i dlatego spłaszczenie zmienności nie było aż tak kluczowym problemem. Drugim źródłem danych były informacje miesięczne o spółkach z serwisu Notorii, dotyczące wskaźników finansowych spółek notowanych na warszawskiej giełdzie.

Uzupełnianie braków danych

Analiza kompletności danych pochodzących z Notorii wykazała występowanie braków danych w około 7% przypadków. Zdecydowano się na uzupełnienie ich przy użyciu podejścia tzw. „model based” [Raghunathan T. i in. 2001]. Bazował on na założeniu, że łączny rozkład prawdopodobieństwa można przedstawić w postaci czynnikowej:

$$f(Y_1, Y_2, \dots, Y_k | X, \theta_1, \dots, \theta_k) = f_1(Y_1 | X, \theta_1) \dots f_k(Y_k | X, Y_1, \dots, Y_{k-1}, \theta_k) \quad (1)$$

gdzie $f_j, j=1,2,\dots,k$ są ciągłymi rozkładami prawdopodobieństw warunkowych, a θ_j parametrami tych rozkładów. Prawdopodobieństwa warunkowe przybliżano za pomocą równań regresyjnych z nieznanymi parametrami θ_j , dodatkowo wykorzystano założenie, że prawdopodobieństwa a’priori $\pi(\theta) \propto 1$. Modele regresyjne należały do jednej z poniższych klas:

1. Normalnej regresji liniowej (po odpowiedniej transformacji np.: Boxa-Coxa) dla skal ilorazowych,
2. Regresji logistycznej dla skali binarnej,
3. Uogólnionego modelu logitowego dla skali porządkowej,
4. Dwustopniowego modelu: regresja logistyczna(I-poziom), regresja liniowa (II-poziom).

Każdy etap uzupełniania braków danych składał się z c-faz. W 1-fazie wybierana była zmienna Y_1 z najmniejszą liczbą braków, uzupełnienie braku następowało na podstawie odpowiedniego równania regresyjnego, następnie korzystając z faktu, że rozkład parametrów θ jest płaski, odpowiednia wartość losowana była z odpowiedniego predykcyjnego rozkładu a’posteriori. Następnie wybierana była kolejna kolumna Y_2 itd.

Usunięcie składowej sezonowej

Wskaźniki zbierane były w cyklu miesięcznym i z tego powodu charakteryzowały się czynnikiem sezonowym. Dane historyczne tzw. „okno obserwacji” mogło zawierać istotną składową sezonową. Z tego względu obserwacje zostały poddane procedurze tzw. od-sezonowania. Do od-sezonowania wykorzystana została procedura X-12-ARIMA [US Census Bureau's 2013]. Ogólna postać modelu zastosowanego do od-sezonowania szeregów czasowych:

$$Y_t = Tr_t \cdot Sn_t \cdot Cl_t \cdot \varepsilon_t \quad (2)$$

gdzie t - czas, Y_t - zmienna prognozowana opisująca zjawisko w chwili czasu t , Tr_t - tendencja rozwojowa (trend) lub funkcja, Sn_t - wahania sezonowe, Cl_t - wahania cykliczne, ε_t - zmienna losowa w chwili czasu t (w analizie klasycznych szeregów nie wnika się w strukturę składowej losowej).

Proces dekompozycji składa się z szeregu etapów. Identyfikacja składowych nie jest zazwyczaj jednoznaczna, stąd poszczególne etapy stanowią kolejne przybliżenia i pozwalają ocenić poprawność całego procesu.

Dane miesięczne zostały przeliczone na dane dzienne z użyciem metody trendu liniowego. Pozwoliło to na połączenie dziennych notowań z miesięcznymi wskaźnikami.

Selekcja zmiennych

Z uwagi na dużą liczbę czynników, konieczne było dokonanie selekcji zmiennych opisujących spółki [Cheng i in. 2010]. Wstępna selekcja oparta została na opiniach eksperckich. Wstępna liczba potencjalnych zmiennych wynosiła ponad 900 wskaźników ekonomicznych.

Budowa modeli ekonometrycznych

W praktyce, analizując dane rynkowe używa się dwóch typów modeli stochastycznych: tzw. „opartych na cenach” oraz „opartych na innowacjach” [Zumbach 2007]. W modelach „opartych na cenach” - liczy się rozkłady zwrotów. Są to np. modele analityczne, w których zakłada się, że rozkład zwrotów (r) jest rozkładem normalnym lub rozkładem Gamma. Do tej klasy zalicza się również symulacje historyczne, w których modeluje się zwroty za pomocą rozkładów historycznych. Niestety ich wadą jest stosunkowo krótki horyzont czasowy.

W modelach drugiego typu podstawowym równaniem jest powiązanie zwrotów (r) z innowacjami (ϵ)

$$r(t + \delta t) = \mu(t) + \sigma(t)\epsilon(t + \delta t) \quad (3)$$

gdzie: $\mu(t)$ jest średnią zwrotów, $\sigma(t)$ jest tzw. zmiennością, $\epsilon(t)$ to innowacja (losowość).

Modele oparte na innowacjach wymagają obliczenia zmienności σ . Z obserwacji rynku wynika, że modelowanie obejmuje oba wymiary jednocześnie tzn.: zarówno zwroty jak i zmienność. Warto zwrócić dodatkową uwagę na problemy rodzące się przy modelowaniu średnich i długo-terminowych horyzontów czasowych, powstające w wyniku braku dostatecznej ilości danych, pozwalających policzyć estymatory związane ze zwrotami (agregacja). Wprowadzenie procesu zmienności pozwala ominąć te trudności, jednak praktyka pokazuje, że dla długich horyzontów czasowych agregacja kolejnych zwrotów wymaga bardzo długich szeregów, umożliwiających rozsądne estymowanie modeli.

Do analizy wskaźników kapitałowych zastosowano modele regresyjne z czynnikiem losowym sterowanym innowacjami. W ramach niniejszej pracy przebadano kilka szeroko stosowanych w badaniach rynku modeli typu ARCH/GARCH [Andersen i in. 2009]. Ostatecznie wybrany został model niesymetryczny autoregresji e-GARCH. W przeciwieństwie do modeli GARCH(p,q) modele e-GARCH nie wymagają stawiania ograniczeń na parametry. Procesy e-GARCH zawsze są dodatnie. W ramach modeli e-GARCH badane były istotności poszczególnych wskaźników kapitałowych. Taka strategia nie uwzględniała wpływu kilku czynników jednocześnie, dlatego jako wartość progową przyjęto istotność = 0.50. Takie podejście umożliwiło również wstępne usunięcia czynników całkowicie niepowiązanych ze zmianami rynku. Budując modele rynku, trzeba zazwyczaj uwzględnić wiele czynników oraz relacje i zależności między nimi.

Do modelowania zależności używa się tzw. „funkcji kopuły” (ang. Copula), które pozwalają łączyć jednowymiarowe rozkłady do postaci rozkładów wielowymiarowych [McNeil i in. 2005]. Najlepiej podejść do kopuł poprzez opis przestrzeni obserwacji przy użyciu czynników. Np. obserwowane zwroty można rozpisać jako sumę czynników „ogólnych” odpowiedzialnych za korelacje i czynników specyficznych, nieskorelowanych. W przypadku rozkładów Normalnych procedura ta jest dobrze znana jako analiza czynnikowa.

W reprezentacji czynnikowej mamy:

$$Y_i = c_{i1}V_1 + \dots + c_{im}V_m + \sqrt{1 - (c_{i1}^2 + \dots + c_{im}^2)}U_i. \quad (4)$$

gdzie V_i to czynniki ogólne, a U_i specyficzne

W modelach rynku większą rolę odgrywają tzw. kopuły Studenta. Kopuły Studenta można rozważać jako rozszerzenie kopuł Normalnych. Dla kopuł Normalnych mamy $Y_i \sim N(0, \Sigma)$, gdzie Σ oznacza stałą macierz korelacji, w przypadku kopuł Studenta elementy macierzy korelacji są zmiennymi losowymi W , które mają rozkład Chi-kwadrat z v stopniami swobody. Czasami korzysta się z kopuł Archimedesów. Nie mają one w swoich parametrach explicite macierzy korelacji, struktura korelacyjna jest ukryta implicite w rozkładach czynników, które można „wyciągnąć” przy pomocy transformacji Laplace’a. Inny, bardziej ogólny, formalizm pozwala wprowadzić kopuły w przypadku dowolnych rozkładów jako procedurę separowania rozkładów brzegowych od korelacji opierając się na twierdzeniu Skalara [Nelsen 1998].

Drugim typem modeli wykorzystanych w badaniu były modele kointegracyjne. Analiza danych rynkowych, w szczególności dla dłuższych horyzontów czasowych (powyżej 1 roku), prowadzona jest z wykorzystaniem modeli regresyjnych – kointegracyjnych (VARMAX) [Luetkepohl 2005]. Istota modelu polega na tym, że wektor kointegracyjny β jest odpowiedzialny za niestacjonarność. W przypadku modelowania danych ekonomicznych równanie kointegracyjne można utożsamić z „prawami ekonomicznymi”.

Miara dopasowania modeli REC

Krzywa REC proponowana przez Bi i Bennet [Bi i in. 2003] stanowi narzędzie graficzne, które jest używane w celu porównania różnych regresyjnych modeli prognostycznych. Porównanie modeli regresyjnych opiera się na analizie reszt. Krzywa REC pozwala na graficzną prezentację błędów. Błąd jest tu zdefiniowany jako różnica pomiędzy przewidywaną warunkową wartością modelu $y(x)$ i wartością rzeczywistej odpowiedzi y dla danego punktu (x). Różnica może być zdefiniowana zarówno w metryce kwadratowej, jak i innej.

Punktem wyjścia jest poszukiwanie modelu, który byłby „wystarczająco dobry” dla odróżnienia od „najlepszego” modelu, który z kolei należy odróżnić od „prawidłowego” modelu [Chatfield 1995]. Prawidłowy model w populacji może być nieliniowy, a proces modelowania na podstawie danych historycznych może zakładać tylko funkcje liniowe. Wystarczająco dobry model liniowy może być odpowiednim przybliżeniem właściwego modelu, mimo że prawidłowy model dla całej populacji jest bardziej skomplikowany. Z tego punktu widzenia preferowany będzie model regresyjny, dla którego funkcja błędów leży poniżej zadanego progu tolerancji.

Krzywa REC opiera się na uwzględnieniu funkcji straty dla błędów przekraczających poziom tolerancji. Zdefiniujmy funkcję precyzji $acc(\varepsilon)$ dla poziomu tolerancji ε jako:

$$acc(\varepsilon) = \frac{\#\{(x,y): loss(f(x),y) \leq \varepsilon\}}{n} \quad (5)$$

gdzie: $loss()$ jest funkcją straty (x,y) to realizacje zmiennej losowej y dla ustalonych wartości czynników x .

Krzywa REC to wykres funkcji precyzji $acc()$. Krzywa REC umożliwia porównanie funkcji regresji. Obszar pod krzywą może być traktowany jako miara oczekiwanej wydajności modelu regresji. Obszar nad krzywą (AOC) jest obciążonym oszacowaniem średniego oczekiwanego błędu.

WYNIKI BADAŃ

Pierwszym zestawem zbioru badawczego były dane udostępnione przez serwis internetowy Notoria. Aby dane nadawały się do analiz oraz modelowania konieczne było ich ujednolicenie. W tym celu skorzystano z SASowych narzędzi ETL (Extract, Transform and Load), umożliwiających wczytanie ponad 271 plików (często o różnej strukturze) oraz przeprowadzenie procesu denormalizacji danych zawartych w sprawozdaniach finansowych. Po zaczytaniu i ujednoliceniu danych źródłowych, wybrano ze wszystkich 271 spółek firmy sektora budowlanego. Poniżej została zaprezentowana lista 16 spółek, wziętych do badania:

- ATLANTIS, ELBUDOWA, ENERGOAP, ENERGOPL, ENMONTPD, INSTAL_K, KOPEX, MOST_EXP, MOST_PK, MOST_W-WA, MOST_ZAB, PEMUG, POLNORD, STALEXP, BUDIMEX, BUDOPOL.

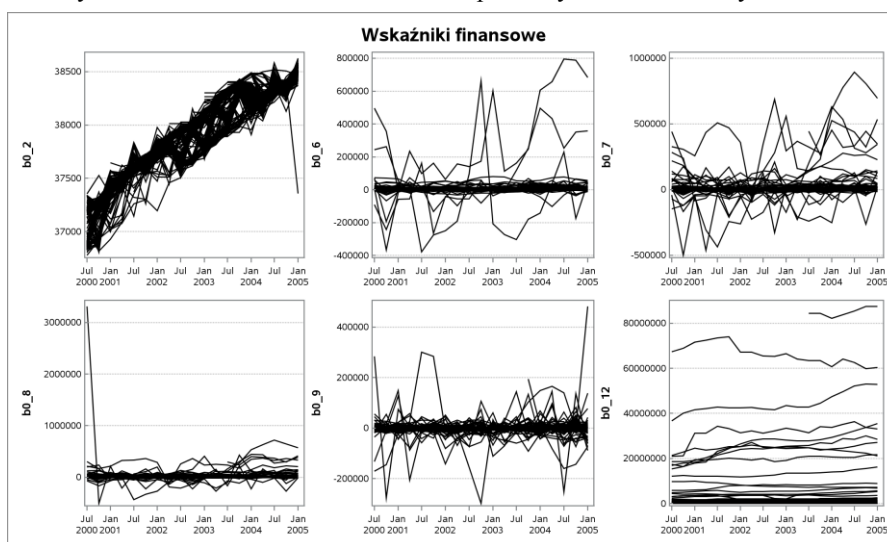
Tabela 1. Wskaźniki ekonomiczne wybrane do badania

Lp.	Nazwa zmiennej	Lp.	Nazwa zmiennej
1	Wynik z inwestycji netto	14	Koszty ogólnego zarządu
2	Zysk (strata) brutto	15	Marża zysku brutto
3	Zobowiązania i rezerwy	16	Wsk. płynności bieżącej
4	Kapitał własny (aktywa netto)	17	Wsk. płynności szybkiej
5	Liczba akcji	18	Rotacja należności
6	Wynik z dział. operacyjnej	19	Rotacja zapasów
7	Wynik z dział. inwestycyjnej	20	Wsk. pokrycia majątku
8	Wynik z dział. finansowej	21	Stopa zadłużenia
9	Kapitał własny	22	Wsk. obsługi zadłużenia
10	Zobow. - kredyty, pożyczki	23	Dług/EBITDA
11	Zobow. - emisja p. dłużnych	24	Pożyczki/Aktywa ogółem
12	Zobow. - podatki, cła, ubezp.	25	Depozyty/Aktywa ogółem
13	Koszty sprzed. prod., usług	26	Podatek dochodowy

Źródło: opracowanie własne

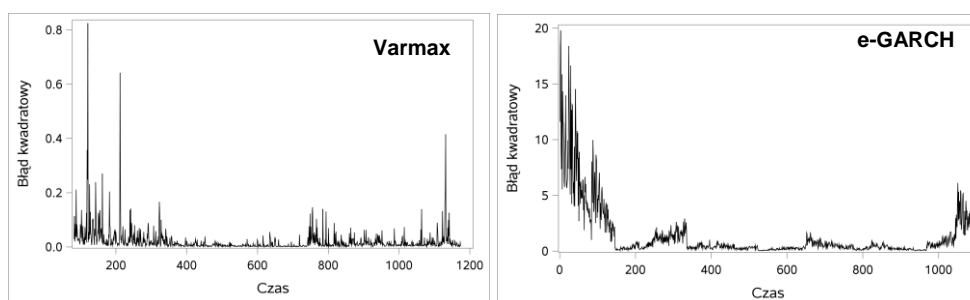
Kolejnym etapem był wybór wskaźników ekonomicznych, wchodzących do modeli, dzięki którym można było oszacować ceny akcji całego sektora budowlanego. Wybór zmiennych został dokonany na trzy sposoby: po pierwsze na podstawie dostępnych źródeł literaturowych [Gołębiewski 2009], po drugie arbitralnie i po trzecie za pomocą metod statystycznych (eliminując m.in. współliniowość zmiennych lub duże braki danych). W ten sposób otrzymano zestaw zmiennych objaśniających, wykorzystywanych w dalszym modelowaniu (Tabela 1).

Rysunek 1. Wybrane wskaźniki ekonomiczne z uzupełnionymi brakami danych



Źródło: opracowanie własne

Rysunek 2. Modele Varmax oraz e-GARCH



Źródło: opracowanie własne

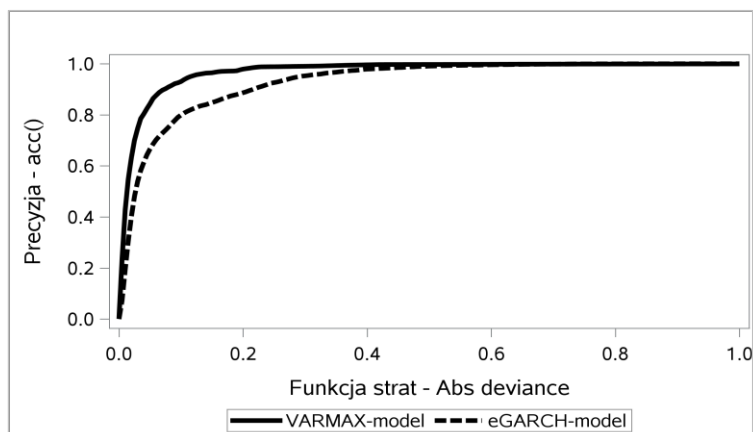
Następnym etapem analizy było uzupełnienie braków danych. W tym celu wykorzystano wspomnianą wcześniej metodologię „model based”. Następnie za pomocą procedury X-12 ARIMA dane zostały zdekomponowane na trzy składowe:

sezonowość, trend oraz wahania losowe. Wybrane wskaźniki ekonomiczne, obejmujące wszystkie spółki giełdowe, zostały przedstawione na Rysunku 1. W przypadku danych dziennych, braki danych były uzupełniane średnią ruchomą ze skokiem dniowym.

Analizę porównawczą modeli przeprowadzono w oparciu o scenariusze, wygenerowane na podstawie modeli: VARMAX oraz e-GARCH. Scenariusz oznacza w tym kontekście potencjalną wartość wektora Y_t uzyskaną na podstawie modelu prognostycznego z uwzględnieniem czynnika losowego, który odzwierciedlałby naturalną zmienność rynku (Rysunek 2).

Jako model VARMAX wybrany został model z korektą błędem VECM z opóźnieniem $p=1$ oraz rzędem kointegracji $r=1$. Dobór modelu został dokonany na podstawie statystyki AIC. Z drugiej strony do porównania wybrany został model e-GARCH. Modele e-GARCH estymowane były jako modele jednowymiarowe. Z uwagi na korelacje uzyskane na podstawie modeli, reszty były korygowane przy użyciu funkcji kopuł. Do analizy użyto kopuł Studenta z 4 stopniami swobody. Uzyskane reszty zostały znormalizowane i zsumowane tak, aby otrzymać wartość błędów.

Rysunek 3. Krzywe REC dla modeli e-GARCH oraz VARMAX



Źródło: opracowanie własne

Tabela 2. Wyniki porównania numerycznego krzywych REC

Model	Area Over the REC Curve (AOC)	
	Wartość wsp.	Błąd standardowy
Varmax	0,0309	0,0010
e-GARCH	0,0710	0,0020

Źródło: opracowanie własne

Ostatnim etapem badania było porównanie modeli prognostycznych przy zastosowaniu krzywych REC. Pozwoliło ono stwierdzić, że dla różnych progów funkcji strat modele VARMAX pozwalają na uzyskanie mniejszych błędów (Rysunek 3, Tabela 2).

PODSUMOWANIE

Współczesne podejście do modelowania procesów ekonomicznych wiąże ten proces z budową modeli ilościowych, opartych na równaniach ekonometrycznych. Z tego powodu na pierwszy plan wysuwa się pomiar oceny dokładności stosowanych modeli. Niestety nie można stosować w tym celu tradycyjnej statystyki, ponieważ rozkłady odbiegają znacznie od postaci gaussowskiej.

W pracy autorzy zaprezentowali jedno z rozwiązań porównania uzyskanych modeli prognostycznych. Tym rozwiązaniem są krzywe REC, które w łatwy sposób odpowiadają na pytanie, który model daje lepsze wyniki i jest lepiej dopasowany do danych. Detaliczne wyniki stosowania tej metody zostały zaprezentowane na przykładzie sektora budowlanego polskich firm notowanych na giełdzie. Zastosowanie krzywej REC pozwoliło na oszacowanie błędów wielowymiarowych modeli. W przypadku sektora budowlanego spółek giełdowych o wiele lepszym modelem okazał się wielowymiarowy model VARMAX z korektą błędem VECM i z opóźnieniem $p=1$ oraz rzędem kointegracji $r=1$.

BIBLIOGRAFIA

- Andersen T., Davis R., Kreiss J., Mikosch T. (2009) *Handbook of Time Series*, Springer.
- Bi J., Bennet K. P. (August 2003) Regression error characteristics curves [in:] *Proceedings of the AIII 20th International Conference on Machine Learning (ICML'03)*, pp. 43–50.
- Chatfield C. (1995) Model uncertainty, data mining and statistical inference, *Journal of the Royal Statistical Society, Seria A* 158, pp. 419–466.
- Cheng J., Lloyd J., Mildred M., Kelli A., Keith E. (February 2010) Real Longitudinal Data Analysis for Real People: Building a Good Enough Mixed Model, *Stat. Med.*, 29(4), pp. 504–520.
- Zumbach B. (2007) *The RiskMetrics 2006 methodology*, RiskMetrics Group.
- Gołębiewski G., Tłaczała A. (2009) *Analiza finansowa w teorii i w praktyce*, Difin, Warszawa.
- Luetkepohl H. (2005) *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Springer.
- Nelsen R. B. (1998) *An Introduction to Copulas*, *Lectures Notes in Statistics* 139, SpringerVerlag, New York.
- McNeil A., Frey R., Embrechts P. (2005) *Quantitative Risk Management: Concepts, Techniques and Tools*, Princeton Series in Finance.
- Raghunathan T. i inni (2001) A Multivariate Technique for Multiply Imputing Missing Values Using a Sequence of Regression Models, *Survey Methodology*, Vol. 27, No. 1, pp. 85–95.

US Census Bureau's (2013) The X-13ARIMA-SEATS Seasonal Adjustment Program,
<https://www.census.gov/srd/www/x13as/>

MODEL OF ASSESMENT ECONOMETRIC FORECASTS

Abstract: The main task of the analyst is to select the optimal model. For models applied to individual companies, we have a series of measures allowing to compare them from as well as the accuracy and economic point of view. The situation becomes more sophisticated when the forecasts apply to a group of companies or economic sectors. The authors attempt to build a universal graphical tools based on the REC curve. Results of this method will be used to forecast models of selected sectors Polish companies listed on the stock exchange.

Keywords: REC curve, forecasting models, exchange sectors

REVIEWERS COOPERATING WITH THE JOURNAL IN 2015

Jarosław Becker	Joanna Kisielińska	Marian Podstawka
Michał Bernardelli	Marek Kociński	Artur Prędko
Zbigniew Binderman	Krzysztof Kompa	Ewa M. Syczewska
Dariusz Błaszczuk	Grzegorz Koszela	Alexander Prokopenya
Jarosław Bojarski	Jolanta Kotlarska	Marcin Rudź
Agata Boratyńska	Monika Krawiec	Elżbieta Saganowska
Bolesław Borkowski	Justyna Kujawska	Victor Shevchuk
Jadwiga Bożek	Karol Kukuła	Stanisław Stańko
Ryszard Budziński	Tomasz Kuszewski	Jacek Strojny
Mariola Chrzanowska	Joanna Landmesser	Wiesław Szczesny
Hanna Dudek	Jarosław Lira	Emilia Tomczyk
Konrad Furmańczyk	Andrzej Łodziński	Dorota Witkowska
Stanisław Gędek	Piotr Łukasiewicz	Jolanta Wojnar
Urszula Grzybowska	Wanda Marcinkowska-Lewandowska	Jacek Wolak
Mariusz Hamulczuk	Iwona Markowicz	Mirosław Woźniakowski
Beata Jackowska-Zduniak	Jerzy Marzec	Adam Zaremba
Piotr Jałowiecki	Aleksandra Matuszewska-Janica	Jan Zawadzki
Stanisław Jaworski	Iwona Müller-Frączek	Tomasz Ząbkowski
Dorota Juszczak	Joanna Muszyńska	Monika Zielińska-Sitkiewicz
Dariusz Kacprzak	Rafik Nafkha	Wojciech Zieliński
Andrzej Karpio	Zdzisław Odrzygóź	Dorota Żebrowska-
Marek Karwański	Maria Parlińska	Suchodolska
Vasily Dikumar (Dorodnitsyn Computing Center RAS, Moscow, Russia)		
Paolo Gajo (University of Florence, Italy)		
Vasile Glavan (Moldova State University, Chisinau, Moldova)		
Vyacheslav S. Kharchenko (National Aerospace University “KhAI”, Kharkiv, Ukraine)		
Galyna V. Kondratenko (Black Sea State University, Mykolaiv, Ukraine)		
Yuriy Kondratenko (Black Sea State University, Mykolaiv, Ukraine)		
Vassilis Kostoglou (Alexander Technological Educational Institute of Thessaloniki, Greece)		
Yochanan Shachmurov (The City College of The City University of New York, USA)		
Ievgen V. Sidenko (Petro Mohyla Black Sea State University, Mykolaiv, Ukraine)		
Mirbulat B. Sikhov (al-Farabi Kazakh National University, Almaty, Kazakhstan)		
Nikolas Olenov (Dorodnitsyn Computing Center RAS, Moscow, Russia)		
Alexandr Trunov (Black Sea State University, Mykolaiv, Ukraine)		