

OCENA SYTUACJI NA LOKALNYM RYNKU PRACY Z WYKORZYSTANIEM METOD WIELOWYMIAROWEJ ANALIZY PORÓWNAWCZEJ

Piotr Adamczyk

Katedra Ekonomii i Polityki Gospodarczej
Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie
piotr_adamczyk@sggw.pl

Streszczenie: W artykule przedstawiono wyniki analizy porównawczej stanu rynku pracy w powiatach województwa mazowieckiego z wykorzystaniem zmiennej syntetycznej. Na podstawie wartości zmiennej syntetycznej sporządzono ranking powiatów, a następnie wyodrębniono grupy typologiczne składające się z jednostek o podobnej sytuacji na rynku pracy. Stwierdzono, że zmienna syntetyczna pozwala rzetelniej niż stopa bezrobocia porównać rzeczywistą sytuację na lokalnych rynkach pracy.

Słowa kluczowe: lokalny rynek pracy, zmienna syntetyczna, stopa bezrobocia, ranking

WSTĘP

Pojęcie lokalnego rynku pracy nawiązuje do przestrzennego wymiaru rynku pracy. Najczęściej proponowanymi w literaturze kryteriami delimitacji lokalnych rynków pracy są kryterium administracyjne oraz kryterium mobilności siły roboczej [zob. np. Góra, Sztanderska 2006, Głuszczyk 2012]. Według pierwszego lokalny rynek pracy to przestrzeń będąca częścią powierzchni kraju. W przypadku Polski może to być obszar powiatu lub gminy, które uznawane są za jednostki terytorialne szczebla lokalnego. Według drugiego kryterium lokalny rynek pracy to ekonomicznie zintegrowany obszar geograficzny, w ramach którego zamieszkująca go ludność może znaleźć zatrudnienie bądź je zmienić bez konieczności zmiany miejsca zamieszkania [Gruchociak 2012].

Porównanie sytuacji na lokalnych rynkach pracy jest zagadnieniem złożonym. Wykorzystywanie w tym celu wyłącznie stopy bezrobocia rejestrowanego wydaje się zbyt dużym uproszczeniem. Pełny opis stanu rynku

pracy powinien uwzględniać wszystkie główne kategorie ekonomiczne, które są z nim związane. Dlatego też zasadne wydaje się wzięcie pod uwagę również innych wskaźników, odzwierciedlających stopień wykorzystania zasobów pracy, warunki pracy oraz potencjalne możliwości powstawania nowych miejsc pracy.

Analiza rynku pracy w ujęciu przestrzennym może mieć na celu określenie przyczyn występowania różnicowań lub polegać na klasyfikacji jednostek terytorialnych według wybranych kryteriów. W pierwszym przypadku wykorzystuje się modele ekonometryczne [zob. np. Misiak, Tokarski 2012, Majchrowska i in. 2013, Dykas, Misiak 2014], w drugim zaś najczęściej metody taksonomiczne [Gawrycka, Szymczak 2010, Sojka 2014].

Głównym celem artykułu jest próba budowy zmiennej syntetycznej opisującej stan lokalnego rynku pracy oraz sporządzenie rankingu jednostek terytorialnych ze względu na wartość tej zmiennej. Cel dodatkowy to określenie, w jakim stopniu klasyfikacja lokalnych rynków pracy z wykorzystaniem zmiennej syntetycznej pokrywa się z klasyfikacją dokonaną tylko na podstawie stopy bezrobocia.

Badanie przeprowadzono na poziomie powiatów (NTS-4), gdyż wydaje się on najbardziej adekwatny przy analizach rynku pracy. Analizą objęto województwo mazowieckie (37 powiatów ziemskich i 5 miast na prawach powiatu), które cechuje wysoki stopień wewnątrzregionalnego zróżnicowania rynku pracy. Badanie przeprowadzono w oparciu o dane Urzędu Statystycznego w Warszawie. Ma ono charakter statyczny i obejmuje 2013 rok.

METODYKA BADAŃ

W badaniu wykorzystano metodę liniowego porządkowania obiektów zaliczaną do zbioru procedur określanych w literaturze jako wielowymiarowa analiza porównawcza, służących m.in. do badania zjawisk złożonych, które nie mogą być opisane jedną zmienną. Metody te stosuje się w celu transformacji wielowymiarowej przestrzeni zmiennych diagnostycznych do jednowymiarowej przestrzeni zmiennej syntetycznej. Główną ideą badania zjawisk złożonych jest ich rozpatrywanie porównawcze. Oznacza to, że poziom zjawiska złożonego rozpatruje się w r obiektach, a każdy obiekt jest opisany przez n zmiennych diagnostycznych. Zgromadzone informacje tworzą macierz dwuwymiarową o postaci [Kukuła 2014]:

$$X = [x_{ij}] = \begin{bmatrix} x_{11} & x_{12} & \dots & x_{1n} \\ x_{21} & x_{22} & \dots & x_{2n} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ x_{r1} & x_{r2} & \dots & x_{rn} \end{bmatrix} \quad (1)$$

gdzie x_{ij} – oznacza wartość j -tej cechy dla i -tego obiektu ($i = 1, 2, \dots, r; j = 1, 2, \dots, n$)

Proces konstrukcji zmiennej syntetycznej można podzielić na następujące etapy: wybór zmiennych diagnostycznych, identyfikacja wybranych zmiennych,

normalizacja cech diagnostycznych za pomocą wybranej metody normującej, przypisanie wag zmiennym unormowanym, agregacja zmiennych diagnostycznych, czyli utworzenie zmiennej syntetycznej stanowiącej ocenę każdego z badanych obiektów, budowa rankingu obiektów ze względu na poziom rozpatrywanego zjawiska złożonego, dokonanie podziału obiektów na podgrupy [Kukuła 2014].

Przy wyborze zmiennych diagnostycznych najczęściej bierze się pod uwagę kryteria merytoryczno-formalne (rzeczywisty wpływ danej zmiennej na kształtowanie się badanego zjawiska złożonego oraz dostępność i kompletność danych) a także kryteria statystyczne takie jak: stopień zmienności zmiennej diagnostycznej oraz stopień skorelowania zmiennych diagnostycznych [Gotowska, Jakubczak 2012].

Wstępna analiza danych empirycznych obejmowała eliminację zmiennych *quasi*-stałych. W tym celu dla każdej j -tej zmiennej wyznaczono współczynnik zmienności $V(X_j)$, będący względną miarą rozproszenia, obliczany jako iloraz odchylenia standardowego i wartości średniej arytmetycznej. Ze zbioru zmiennych wyeliminowano te cechy, dla których wartość współczynnika jest mniejsza lub równa 0,1. W opracowaniu wykorzystano również drugą miarę zróżnicowania – współczynnik $I(X_j)$ w postaci ilorazu skrajnych wartości zmiennej X_j , obliczany według wzoru:

$$I(X_j) = \frac{\max_i x_{ij}}{\min_i x_{ij}} \quad (2)$$

$$\min_i x_{ij} > 0 \quad (3)$$

Dla cechy o wartościach stałych miara $I(X_j)$ przyjmuje wartość 1. Spełnia ona ważną rolę w procesie kwalifikowania cech do zbioru zmiennych diagnostycznych, zwłaszcza gdy celem jest budowa rankingu obiektów. Do zbioru zmiennych diagnostycznych przyjmuje się każdą zmienną, dla której wartość $I(X_j)$ jest większa od 2, niezależnie od wartości współczynnika zmienności [Kukuła 2014].

W procedurze kwalifikacji cech do zbioru zmiennych diagnostycznych pominięto analizę korelacyjną, która jest niezbędna przy wyborze zmiennych objaśniających do modelu ekonometrycznego, natomiast przy budowie rankingu obiektów ze względu na poziom badanego zjawiska wydaje się być zbędną [Kukuła 2014 a].

Kolejny etap badania obejmował określenie charakteru zmiennych oraz ich normalizację. W procesie normowania oryginalnych wartości cech diagnostycznych należy dokonać ich przekształcenia według wybranej metody w zmienne pozbawione mian i o ustalonym, jednolitym przedziale zmienności [Kukuła 2012]. W badaniu wykorzystano metodę unitaryzacji zerowanej, która pozwala na sprowadzenie wartości cech do przedziału obustronnie domkniętego [0,1].

Normowanie cech będących stymulantami przeprowadzono według formuły:

$$z_{ij} = \frac{x_{ij} - \min_i x_{ij}}{\max_i x_{ij} - \min_i x_{ij}} \quad (4)$$

przy czym $z_{ij} \in [0,1]$. Wartość z_{ij} jest równa 0 dla minimalnej wartości x_{ij} oraz jest równa 1 dla maksymalnej wartości x_{ij} . Cechy będące destymulantami znormalizowano według formuły:

$$z_{ij} = \frac{\max_i x_{ij} - x_{ij}}{\max_i x_{ij} - \min_i x_{ij}} \quad (5)$$

W tym przypadku wartości znormalizowanych zmiennych również należą do przedziału $[0,1]$. Wartość z_{ij} jest równa 0 dla maksymalnej wartości x_{ij} i wynosi 1, gdy x_{ij} osiąga wartość minimalną. Formułę normującą dla zmiennych diagnostycznych należących do nominant pominięto, gdyż w zbiorze cech uwzględnionych w badaniu ten typ zmiennej nie występował.

W celu przejścia od wielu unormowanych cech charakteryzujących każdy obiekt do zmiennej syntetycznej należy dokonać agregacji wszystkich unormowanych zmiennych dla każdego obiektu. W badaniu przyjęto system jednolitych wag dla wszystkich cech diagnostycznych, obliczając wartość zmiennej syntetycznej dla danego obiektu według wzoru:

$$Q_i = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n z_{ij} \quad (6)$$

Zmienna syntetyczna przyjmuje wartości z przedziału $[0,1]$. Wartość 0 osiąga, gdy i -ty obiekt jest najgorszy pod względem wszystkich uwzględnionych w badaniu cech, natomiast wartość 1 może zostać osiągnięta tylko w sytuacji, gdy dany obiekt jest najlepszy w zakresie wszystkich wziętych do badania zmiennych.

Do porządkowania obiektów stosowane są metody, które można podzielić na bezwzorcowe i wzorcowe. Metody bezwzorcowe polegają na konstrukcji miernika syntetycznego tylko na podstawie znormalizowanych wartości cech. Metody wzorcowe polegają na skonstruowaniu sztucznych punktów odniesienia, mierzeniu odległości od tych wzorców i na tej podstawie konstruowaniu miernika syntetycznego [Binderman 2011]. W badaniu zastosowano metodę bezwzorcowego porządkowania liniowego.

Na podstawie wartości miary syntetycznej sporządzono ranking powiatów, a następnie wyodrębniono grupy typologiczne składające się z powiatów o podobnym stanie rynku pracy. Wszystkie badane obiekty podzielono na 4 grupy. W tym celu wyznaczono rozstęp zmiennej syntetycznej Q_i według wzoru:

$$R(Q_i) = \max_i Q_i - \min_i Q_i \quad (7)$$

Następnie wyznaczono wartość parametru podziału k według wzoru

$$k = \frac{R(Q_i)}{4} \quad (8)$$

Parametr k wykorzystano do podziału badanej zbiorowości na grupy według poziomu zjawiska złożonego (Tabela 1).

Tabela 1. Kryteria podziału badanej zbiorowości według poziomu zjawiska złożonego

Nazwa grupy	Zakres wartości zmiennej syntetycznej
Grupa I	$Q_i \in \left(\max_i Q_i - k, \max_i Q_i \right]$
Grupa II	$Q_i \in \left(\max_i Q_i - 2k, \max_i Q_i - k \right]$
Grupa III	$Q_i \in \left(\max_i Q_i - 3k, \max_i Q_i - 2k \right]$
Grupa IV	$Q_i \in \left[\max_i Q_i - 4k, \max_i Q_i - 3k \right]$

Źródło: opracowanie własne

W celu określenia, czy stopa bezrobocia dobrze opisuje sytuację na lokalnym rynku pracy, w podobny sposób pogrupowano powiaty województwa mazowieckiego opierając się wyłącznie na tym jednym wskaźniku. Do oceny stopnia podobieństwa dwóch rankingów powiatów wykorzystano współczynnik korelacji liniowej Pearsona.

WYNIKI BADAŃ

Pierwszy etap doboru zmiennych do budowy syntetycznego wskaźnika rynku pracy miał charakter merytoryczny i opierał się na studiach literatury związanej z problematyką lokalnego rynku pracy. Wybrane zmienne mają charakter statyczny i pozwalają na szeregowanie jednostek terytorialnych. Ważnym kryterium doboru zmiennych była również dostępność kompletnych danych na poziomie powiatów. Z tego powodu niektóre zmienne, istotne pod względem merytorycznym, nie mogły zostać uwzględnione w badaniu. Ostatecznie wzięto pod uwagę 5 zmiennych, innych niż stopa bezrobocia, opisujących sytuację na lokalnym rynku pracy:

- X_1 - przeciętne miesięczne wynagrodzenie brutto,
- X_2 - udział pracujących w liczbie ludności w wieku produkcyjnym,
- X_3 - liczba bezrobotnych przypadających na 1 ofertę pracy,
- X_4 - udział długotrwale bezrobotnych w ogólnej liczbie bezrobotnych,
- X_5 - liczba podmiotów gospodarczych w rejestrze REGON na 1000 osób w wieku produkcyjnym.

W kolejnym kroku potencjalne zmienne diagnostyczne poddano badaniu pod względem kryterium minimalnego stopnia zmienności (Tabela 2).

Tabela 2. Ocena statystyczna zmiennych diagnostycznych

Zmienna	X_1 [zł]	X_2 [%]	X_3	X_4 [%]	X_5
Maksimum	5226,05	76,1	560	38,6	350
Minimum	2824,25	14,0	17	9,1	86
Średnia arytmetyczna	3507,72	27,6	134	22,6	147
Odchylenie standardowe	534,36	12,6	113	6,6	56
$V(X_j)$	0,15	0,46	0,84	0,29	0,38
$I(X_j)$	1,9	5,5	33,2	4,3	4,1

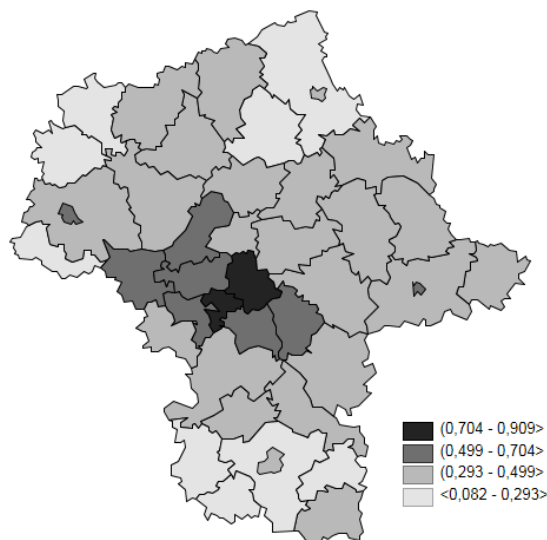
Źródło: obliczenia własne

Kryterium stopnia zmienności mierzonej współczynnikiem zmienności $V(X_j)$ spełniły wszystkie zmienne uwzględnione w badaniu (w każdym przypadku przekroczona została wartość 0,1). Zastosowanie drugiego kryterium tj. ilorazów skrajnych wartości prowadzi do wniosku, że zmienna X_1 powinna być wyeliminowana ze zbioru zmiennych diagnostycznych, ponieważ wartość $I(X_j)$ kształtuje się na poziomie nieznacznie niższym od 2. Biorąc jednak pod uwagę, że zmienną tą jest przeciętne miesięczne wynagrodzenie brutto, czyli zmienna o znaczącym wpływie na badane zjawisko, zdecydowano się pozostawić ją w zbiorze zmiennych diagnostycznych. Warto również zauważyć, że dane Urzędu Statystycznego w Warszawie na temat wynagrodzeń nie uwzględniają podmiotów o liczbie pracujących do 9 osób. W związku z tym można sądzić, że rzeczywiste różnicowanie wynagrodzeń jest większe niż pokazują to dane statystyczne.

Zmienne diagnostyczne poddano normalizacji według odpowiednich formuł. Trzy zmienne (X_1 , X_2 , X_5) były stymulantami, a dwie pozostałe (X_3 , X_4) destymulantami.

Ze względu na wartość syntetycznej zmiennej rynku pracy wyodrębniono 4 grupy powiatów. W grupie pierwszej charakteryzującej się najwyższą wartością miary syntetycznej znalazły się 2 powiaty, w grupie drugiej 8 powiatów, w trzeciej 23 powiaty, zaś w czwartej 9 jednostek (Rysunek 1). Uzyskane wyniki potwierdzają znaczne zróżnicowanie rynku pracy w województwie mazowieckim. Najwyższą wartość zmiennej syntetycznej odnotowano w przypadku m.st. Warszawy (0,909), natomiast najniższą w powiecie ostrołęckim (0,082).

Rysunek 1. Wartość syntetycznej zmiennej rynku pracy (SZRP) w powiatach województwa mazowieckiego w 2013 roku

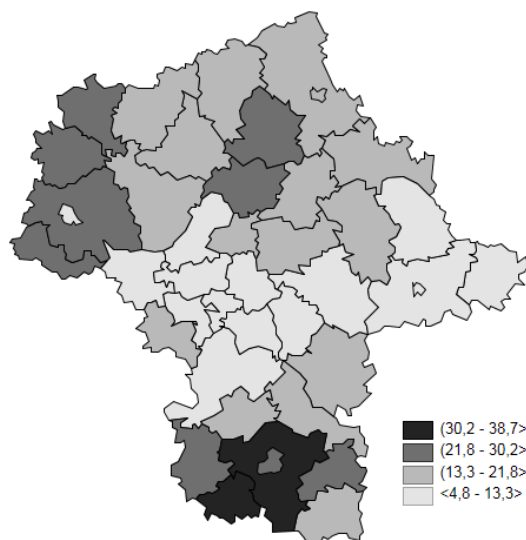


Źródło: obliczenia własne

W pierwszej grupie, oprócz Warszawy, znalazł się powiat pruszkowski. Grupę drugą tworzą powiaty położone na zachód i południe od Warszawy, znajdujące się w jej bliskim otoczeniu oraz dwa miasta na prawach powiatu (Płock i Siedlce). Wraz z oddaleniem od Warszawy obraz lokalnych rynków pracy staje się mniej korzystny. W czwartej grupie znalazły się powiaty położone na obrzeżach województwa mazowieckiego. Zwraca również uwagę fakt, że, biorąc pod uwagę wskaźniki rynku pracy, inne dawne miasta wojewódzkie, takie jak Radom i Ostrołęka dość słabo wypełniają funkcję ośrodków centralnych o znaczeniu regionalnym.

Silne zróżnicowanie rynku pracy widoczne jest również, gdy oceny dokonuje się wykorzystując w tym celu wyłącznie stopę bezrobocia. W tym przypadku również najlepszą sytuację odnotowano w Warszawie i jej najbliższym otoczeniu. Warto jednak zwrócić uwagę, że w pierwszej grupie znalazły się również powiaty położone na wschód od stolicy, także te znajdujące się na obrzeżach województwa (Rysunek 2). Najwyższą stopę bezrobocia odnotowano w południowej części województwa, w powiatach podregionu radomskiego.

Rysunek 2. Stopa bezrobocia w powiatach województwa mazowieckiego w 2013 roku [%]



Źródło: Województwo Mazowieckie - Podregiony, Powiaty, Gminy 2014, Urząd Statystyczny w Warszawie, Warszawa

Porównanie rankingów powiatów według stopy bezrobocia oraz wartości zmiennej syntetycznej wskazuje, że na obszarach charakteryzujących się niską stopą bezrobocia zmienna syntetyczna na ogół przyjmuje relatywnie wysokie wartości. Z kolei tam, gdzie stopa bezrobocia jest wysoka, zmienna syntetyczna kształtuje się na relatywnie niskim poziomie. Współczynnik korelacji liniowej Pearsona między rankingami wyniósł (-0,75), co świadczy o silnej, ujemnej współzależności. Można zatem uznać, że stopa bezrobocia na ogół dość dobrze opisuje sytuację na lokalnych rynkach pracy województwa mazowieckiego.

Warto jednak zwrócić uwagę na te powiaty, w przypadku których ocena sytuacji na rynku pracy znacząco różni się, w zależności od przyjętego kryterium. W Tabeli 3 zamieszczono miejsca wybranych powiatów w rankingu pod względem stopy bezrobocia (pierwsze miejsce przypisano powiatowi o najniższej stopie bezrobocia) oraz wartości syntetycznej zmiennej rynku pracy (pierwsze miejsce przypisano powiatowi o najwyższej wartości zmiennej syntetycznej).

Tabela 3. Pozycja wybranych powiatów województwa mazowieckiego w rankingach według poziomu stopy bezrobocia i wartości syntetycznej zmiennej rynku pracy (SZRP)

Nazwa powiatu	Miejsce w rankingu		Charakterystyka
	Stopa bezrobocia	SZRP	
kozienicki	31	15	niska liczba bezrobotnych na 1 ofertę pracy, wysokie przeciętne miesięczne wynagrodzenie brutto
m. Płock	15	3	niska liczba bezrobotnych na 1 ofertę pracy, wysokie przeciętne miesięczne wynagrodzenie brutto
m. Radom	34	22	wysoki odsetek pracujących, duża liczba podmiotów gospodarczych
łosicki	10	25	niski odsetek pracujących, niskie wynagrodzenia
garwoliński	18	33	niewielka liczba podmiotów gospodarczych
ostrołęcki	30	42	niski odsetek pracujących, wielu bezrobotnych na 1 ofertę pracy, niewielka liczba podmiotów gospodarczych
białobrzeski	17	28	niski odsetek pracujących, niewielka liczba podmiotów gospodarczych
węgrowski	19	30	niski odsetek pracujących, niskie wynagrodzenia, niewielka liczba podmiotów gospodarczych

Źródło: opracowanie własne

Do grupy powiatów, które w rankingu według wartości syntetycznej zmiennej rynku pracy znalazły się na wyraźnie wyższej pozycji niż w przypadku rankingu stworzonego tylko na podstawie poziomu stopy bezrobocia można zaliczyć powiat kozienicki oraz dwa miasta na prawach powiatu, Płock i Radom. W dwóch pierwszych przypadkach wyższe miejsce w rankingu według wartości zmiennej syntetycznej to efekt relatywnie małej liczby osób bezrobotnych przypadających na 1 ofertę pracy oraz względnie wysokich wynagrodzeń. W przypadku Radomia można zaobserwować sytuację, gdy wysokiej stopie bezrobocia towarzyszy wysoki odsetek pracujących oraz względnie duża liczba podmiotów gospodarczych w przeliczeniu na 1000 osób w wieku produkcyjnym, co jest charakterystyczne dla obszarów miejskich.

W badanej zbiorowości można też wskazać grupę powiatów, w których wystąpiła sytuacja odwrotna (łosicki, garwoliński, ostrołęcki, białobrzeski i węgrowski). W większości przypadków jest to efekt relatywnie małej aktywności zawodowej mieszkańców (niski odsetek pracujących przy jednocześnie umiarkowanej stopie bezrobocia, czemu towarzyszą niskie wynagrodzenia) oraz niskiej aktywności gospodarczej obserwowanej na danym obszarze (niewielka liczba podmiotów gospodarczych na 1000 osób w wieku produkcyjnym).

PODSUMOWANIE

Z przeprowadzonego badania wynika, że sytuacja na lokalnych rynkach pracy w województwie mazowieckim jest silnie zróżnicowana. W świetle przyjętych cech diagnostycznych najlepiej kształtuje się ona w Warszawie i jej najbliższym otoczeniu. Zauważalne jest występowanie układu centrum-peryferie. W miarę oddalenia od Warszawy wskaźniki opisujące rynek pracy ulegają pogorszeniu.

Klasyfikacja lokalnych rynków pracy z wykorzystaniem zmiennej syntetycznej w dużej mierze pokrywa się z klasyfikacją dokonaną tylko na podstawie stopy bezrobocia. W przypadku niektórych powiatów stwierdzono jednak występowanie istotnych różnic. W podobnych badaniach, przeprowadzonych dla województwa śląskiego [Sojka 2014], zaobserwowano znacznie słabszą korelację między tymi rankingami, co może wynikać ze specyfiki badanego obszaru (wśród jednostek terytorialnych dominują miasta na prawach powiatu) oraz pewnych różnic metodologicznych. Należy również zaznaczyć, że zastosowana metoda charakteryzuje się dużą arbitralnością. Dobór zmiennych diagnostycznych oraz przypisanie im określonych wag w procesie konstrukcji zmiennej syntetycznej silnie wpływają na uzyskane wyniki.

Mimo pewnych ograniczeń wykorzystanej metody można stwierdzić, że opis sytuacji na lokalnym rynku pracy powinien uwzględniać również inne niż stopa bezrobocia wskaźniki, a wykorzystanie zmiennej syntetycznej jest uzasadnione merytorycznie i może stanowić wsparcie decyzji w zakresie polityki rynku pracy.

BIBLIOGRAFIA

- Binderman A. (2011) Wielokryterialne metody analizy zróżnicowania polskiego rolnictwa w 2009 roku, *Metody Ilościowe w Badaniach Ekonomicznych Tom XII/2*, str. 58-68.
- Dykas P., Misiak T. (2014) Determinanty podstawowych zmiennych rynku pracy w polskich powiatach w latach 2002-2011, *Gospodarka Narodowa* nr 11-12, str. 57-80.
- Gawrycka M., Szymczak A. (2010) Przestrzenne zróżnicowanie rynków pracy z punktu widzenia popytu na pracę, *Współczesna Ekonomia* nr 1, str. 47-58.
- Głuszczyk D. (2012) Lokalny rynek pracy – ocena z wykorzystaniem materiałów statystycznych banku danych lokalnych na przykładzie miasta na prawach powiatu Jelenia Góra, *Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu* nr 243, str. 82-93.
- Gotowska M., Jakubczak J. (2012) Zastosowanie wybranych metod do oceny zróżnicowania poziomu życia ludności w Polsce, *Artykuł na IX Kongres Ekonomistów Polskich*. Pobrano 17.06. 2015 z: <http://kongres.pte.pl/kongres/referaty/>
- Góra M., Sztanderska U. (2006) *Wprowadzenie do lokalnego rynku pracy - przewodnik*, Ministerstwo Pracy i Polityki Społecznej, Warszawa.
- Gruchociak H. (2012) Delimitacja lokalnych rynków pracy w Polsce, *Przegląd Statystyczny* nr 2, str. 277-297.

- Kukuła K. (2012) Propozycja budowy rankingu obiektów z wykorzystaniem cech ilościowych oraz jakościowych, *Metody Ilościowe w Badaniach Ekonomicznych*, Tom XIII/1, str. 5-16.
- Kukuła K. (2014) Budowa rankingu województw ze względu na wyposażenie techniczne rolnictwa w Polsce, *Wiadomości Statystyczne* nr 7, str. 62-76.
- Kukuła K. (2014 a) Wybrane problemy ochrony środowiska w Polsce w świetle wielowymiarowej analizy porównawczej, *Metody Ilościowe w Badaniach Ekonomicznych* Tom XV/3, str. 169-188.
- Majchrowska A., Mroczek K., Tokarski T. (2013) Zróżnicowanie stóp bezrobocia rejestrowanego w układzie powiatowym w latach 2002-2011, *Gospodarka Narodowa* nr 9, str. 69-90.
- Misiak T., Tokarski T. (2012) Wewnątrzregionalne zróżnicowanie rynku pracy w Polsce, *Wiadomości Statystyczne* nr 12, str. 68-89.
- Sojka E. (2014) Analiza porównawcza powiatowych rynków pracy województwa śląskiego, *Zeszyty Naukowe „Studia Ekonomiczne”* Nr 181, Uniwersytet Ekonomiczny w Katowicach, str. 101-113.
- Województwo Mazowieckie - Podregiony, Powiaty, Gminy (2014), *Urząd Statystyczny w Warszawie*, Warszawa.

LOCAL LABOUR MARKET EVALUATION USING MULTIDIMENSIONAL COMPARATIVE ANALYSIS METHODS

Abstract: The paper presents the results of comparative analysis of labour market in districts of Mazowieckie voivodship using synthetic indicator. The districts were listed from the best to the worst on the basis of synthetic indicator level and next groups of districts with a similar situation on local labour market were created. It was stated that synthetic indicator provides more reliable comparison of local labour markets than the unemployment rate.

Keywords: local labour market, synthetic indicator, unemployment rate, ranking