

Aleksandra Witkowska, Marek Witkowski

Akademia Ekonomiczna w Poznaniu

PRÓBA ZASTOSOWANIA ZMIENNEJ SYNTETYCZNEJ Z MEDIANĄ DO ANALIZY LOKALNEGO RYNKU PRACY

1. Wstęp

Rynek pracy jest tą kategorią ekonomiczną, która znajduje się w centrum zainteresowania różnego rodzaju środowisk, w tym szczególnie władz samorządowych. Oceny sytuacji na tym rynku dokonuje się na ogół na podstawie pojedynczych mierników statystycznych, takich jak: stopa bezrobocia, współczynnik aktywności zawodowej czy wskaźnik zatrudnienia.

Tymczasem rynek pracy to kategoria, ze statystycznego punktu widzenia, wysoce złożona i siłą rzeczy powinna być charakteryzowana przez wiele atrybutów. Dopiero wówczas można uzyskać bardziej kompleksowy jej obraz w przekroju różnego rodzaju jednostek terytorialnych, a szczególnie gmin i powiatów.

Dlatego też w opracowaniu podjęliśmy próbę zastosowania do oceny stanu lokalnego rynku pracy zmiennej syntetycznej, będącej, jak wiadomo, pewną funkcją agregującą informacje cząstkowe zawarte w poszczególnych zmiennych diagnostycznych i wyznaczonych dla każdego obiektu ze zbioru obiektów badanych [*Metody statystycznej...* 2004, s. 352] i tym samym kwantyfikującej stan badanego zjawiska złożonego do postaci jednowymiarowej. Będzie to tzw. zmienna syntetyczna z medianą (tj. zmienna, której budowa oparta jest na medianie). Przypuszczamy bowiem, biorąc pod uwagę, że dyferencjacja cech diagnostycznych opisujących ten rynek na poziomie powiatów jest duża, iż zmienna ta będzie do opisu takiego zjawiska użyteczna. Przypuszczenie to opieramy na naszych dotychczasowych doświadczeniach badawczych w tym zakresie [Witkowska, Witkowski 2006, s. 127-144; 2007, s. 228-236].

W związku z tym w pracy postawiono następujące tezy:

1) zmienna syntetyczna z medianą pozwala w sposób obiektywny na dokonanie oceny lokalnego rynku pracy na poziomie powiatów,

2) zbudowana zmienna syntetyczna daje możliwość przeprowadzenia rankingu powiatów według stanu badanego zjawiska złożonego z uwzględnieniem jego strony popytowej i podażowej,

3) na podstawie skonstruowanej zmiennej syntetycznej można dokonać podziału powiatów na grupy typologiczne według stanu rynku pracy,

4) zmienna syntetyczna z medianą pozwala ocenić „odległość” danego powiatu od powiatów – sąsiadów, oczywiście odległość z punktu widzenia stanu rynku pracy,

5) pomiar stanu rynku pracy przy użyciu zmiennej syntetycznej daje rzetelniejsze rezultaty niż pomiar za pomocą tylko stopy bezrobocia.

Weryfikacji wymienionych tez dokonaliśmy, przeprowadzając badanie empiryczne, w którym obiektami badania były powiaty województwa wielkopolskiego. Zakres czasowy badania objął lata 2001-2005. Dane źródłowe uzyskaliśmy z publikacji Urzędu Statystycznego w Poznaniu.

2. Metoda badania

Proces konstrukcji zmiennej syntetycznej obejmuje, jak wiadomo, następujące etapy [*Taksonomiczna analiza...* 2000, s. 75]:

a) specyfikację zmiennych diagnostycznych opisujących stan badanego zjawiska złożonego,

b) redukcję wstępnie wyspecyfikowanego zestawu zmiennych,

c) określenie charakteru zmiennych diagnostycznych,

d) normalizację zmiennych diagnostycznych,

e) agregację znormalizowanych zmiennych diagnostycznych.

Specyfikację potencjalnego zestawu zmiennych przeprowadziliśmy, uwzględniając z jednej strony naszą wiedzę merytoryczną o badanym zjawisku, a z drugiej ograniczenia leżące po stronie dostępnego materiału empirycznego. Biorąc powyższe pod uwagę, wyspecyfikowaliśmy jedenaście zmiennych.

W następnym kroku dokonaliśmy redukcji potencjalnego zestawu zmiennych diagnostycznych. Przeprowadzając ją, dążyliśmy do tego, by w optymalnym zbiorze cech znalazły się:

- zmienne reprezentujące zarówno popytową, jak i podażową stronę rynku pracy,
- zmienne możliwie słabo ze sobą skorelowane (niepowielające nadmiernie informacji),
- zmienne charakteryzujące się dostateczną dyspersją.

W efekcie zastosowania tych kryteriów optymalny wektor zmiennych diagnostycznych stanowiących podstawę konstrukcji zmiennej syntetycznej liczył siedem cech i były to:

X_2 – udział bezrobotnych do 25 roku życia w ogólnej liczbie bezrobotnych,

X_3 – udział długotrwale bezrobotnych w ogólnej liczbie bezrobotnych,

X_4 – udział bezrobotnych bez stażu lub ze stażem do 1 roku w ogólnej liczbie bezrobotnych,

X_5 – udział bezrobotnych z wykształceniem wyższym w ogólnej liczbie bezrobotnych,

X_7 – przeciętne miesięczne wynagrodzenie,

X_{10} – udział pracujących w usługach rynkowych w liczbie pracujących ogółem,

X_{11} – udział pracujących w sektorze prywatnym w liczbie pracujących ogółem.

Zmienne X_7 , X_{10} , X_{11} uznaliśmy za stymulanty, pozostałe zaś za destymulanty. Pierwsze reprezentują popytową, drugie natomiast podażową stronę rynku pracy. Wektor zmiennych był taki sam we wszystkich badanych latach. Wykorzystując go, skonstruowaliśmy zmienną syntetyczną z medianą według wzoru [Metody oceny... 2006, s. 182-187]:

$$S_j = Me_j \cdot (1 - \sigma_j),$$

gdzie: Me_j – mediana znormalizowanych zmiennych diagnostycznych w obiekcie j ,
 σ_j – odchylenie standardowe znormalizowanych zmiennych diagnostycznych w obiekcie j .

Normalizacji cech diagnostycznych dokonaliśmy przy tym, stosując metodę unitaryzacji zerowanej [Kukuła 2000, s. 90-92].

Miara ta kumuluje w sobie wrażliwość na dyspersję cech diagnostycznych w każdym obiekcie oraz uwzględnia pozycyjną wartość tych cech w poszczególnych obiektach [Metody oceny... 2006, s. 187]. Warto też wskazać, że zmienna syntetyczna S_j przyjmuje wartości z przedziału $\langle 0, 1 \rangle$ i dany obiekt jest tym wyżej oceniany z punktu widzenia badanego zjawiska złożonego im bliższa jedności jest ta zmienna.

3. Wyniki badania empirycznego

W prowadzonym eksperymencie empirycznym obiektami badania były powiaty województwa wielkopolskiego. Powiatów jest 35, w tym 4 miasta na prawach powiatu.

W pierwszej kolejności dokonaliśmy statystycznego opisu rozkładu wyróżnionych cech diagnostycznych. Wykazał on, że dyspersja rozkładu większości wybranych cech diagnostycznych na poziomie powiatów była mocno zróżnicowana. Oznacza to, że powiaty w badanych latach charakteryzowały się dużym zróżnicowaniem ze względu na przyjęte w badaniu cechy opisujące stan lokalnego rynku pracy.

Takie stwierdzenie upoważniło nas do opisu stanu rynku pracy za pomocą zmiennej syntetycznej z medianą. Wartości tej zmiennej, obliczone zgodnie z przyjętą w punkcie drugim procedurą, zaprezentowano w tab. 1.

Zamieszczono tam również podstawowe parametry charakteryzujące rozkłady zmiennych syntetycznych w poszczególnych latach.

Tabela 1. Zmienna syntetyczna z medianą opisująca rynek pracy w powiatach Wielkopolski w latach 2001-2005

Powiat	2001	2002	2003	2004	2005
Chodzieski	0,4065	0,4051	0,3918	0,4343	0,3097
Czarnkowsko-trzcianecki	0,4731	0,4191	0,4290	0,3541	0,3441
Gnieźnieński	0,4169	0,4351	0,3577	0,3985	0,3528
Gostyński	0,2973	0,3822	0,5937	0,3643	0,2598
Grodziski	0,3416	0,4458	0,3812	0,2178	0,4645
Jarociński	0,2678	0,3584	0,3104	0,2460	0,2783
Kaliski	0,1631	0,1703	0,1161	0,1901	0,2023
Kępiński	0,2548	0,3375	0,3582	0,2468	0,2708
Kolski	0,4673	0,4622	0,3388	0,3215	0,2943
Koniński	0,4199	0,3073	0,2025	0,1679	0,1524
Kościański	0,4607	0,4930	0,4761	0,4465	0,3785
Krotoszyński	0,3076	0,3515	0,4088	0,3671	0,2867
Leszczyński	0,4304	0,4928	0,5942	0,3859	0,3905
Międzychodzki	0,3830	0,5000	0,4614	0,4231	0,2995
Nowotomyski	0,4651	0,4519	0,2921	0,3929	0,2991
Obornicki	0,3646	0,4198	0,3828	0,3689	0,3503
Ostrowski	0,4391	0,4520	0,4718	0,3893	0,4333
Ostrzeszowski	0,3097	0,4043	0,4778	0,4286	0,4965
Pilski	0,4817	0,4535	0,6367	0,4880	0,5347
Pleszewski	0,2884	0,3273	0,3415	0,2519	0,2604
Poznański	0,6165	0,5955	0,5944	0,5753	0,5282
Rawicki	0,3571	0,4231	0,5455	0,4263	0,3329
Słupecki	0,2699	0,3225	0,2249	0,2507	0,2262
Ostrowski	0,4391	0,4520	0,4718	0,3893	0,4333
Szamotulski	0,4617	0,4559	0,4593	0,4763	0,3954
Średzki	0,4380	0,4334	0,4030	0,4226	0,3647
Śremski	0,4889	0,4618	0,4090	0,2819	0,2933
Turecki	0,3815	0,3905	0,4570	0,3498	0,3352
Wągrowiecki	0,4601	0,4177	0,4087	0,3126	0,2684
Wolsztyński	0,4698	0,4522	0,4042	0,4838	0,5716
Wrzesiński	0,2711	0,3531	0,3720	0,3313	0,3729
Złotowski	0,4137	0,4096	0,5005	0,4581	0,4550
M. Kalisz	0,4795	0,4744	0,4579	0,4457	0,5072
M. Konin	0,4593	0,4961	0,4221	0,4186	0,4032
M. Leszno	0,5225	0,5567	0,6134	0,5727	0,4868
M. Poznań	0,5136	0,5759	0,5999	0,4379	0,3985
Średnia	0,4012	0,4254	0,4256	0,3751	0,3599
Odchylenie standardowe	0,0940	0,0801	0,1168	0,0980	0,0994
Współczynnik zmienności (%)	23,43	18,83	27,44	26,13	27,62

Źródło: obliczenia własne.

Obserwacja zawartych w tab. 1 mierników syntetycznych wskazuje na ich umiarkowaną zmienność w czasie. Zmienne te były jednak wysoce zróżnicowane w przekroju powiatów. Na podstawie obliczonych mierników syntetycznych moż-

na też stwierdzić, że najkorzystniejszy stan rynku pracy we wszystkich latach był w Lesznie i w powiecie poznańskim, najgorszy zaś w powiatach kaliskim i konińskim. Stan powiatowego rynku pracy ulegał też zmianom w czasie. W latach 2001-2005 wyraźnie się poprawił w powiatach pilskim i wrzesińskim, pogorszył się zaś w powiatach kolskim, śremskim czy wągrowieckim. Uściślając powyższe rozważania, można skonstatować, że dynamika zmian lokalnego rynku pracy była największa w powiecie ostrzeszowskim. W powiecie tym nie tylko poprawił się najwyraźniej stan tego rynku w roku 2005 w porównaniu z rokiem 2001, ale również następowała systematyczna jego poprawa z roku na rok (wyłączając rok 2004). Zdecydowały o tym korzystne zmiany wszystkich zmiennych w badanych latach. Natomiast najslabszą intensywnością zmian w czasie charakteryzował się rynek pracy w powiecie ostrowskim. Stan tego rynku był w latach 2005 i 2001 podobny.

W niektórych powiatach stan rynku pracy pogorszył się jednak w roku 2005 w stosunku do roku 2001. Najbardziej widoczne było to w powiatach konińskim, kolskim i wągrowieckim, w których zmienna syntetyczna systematycznie maleje i w roku 2005 przyjęła poziom zdecydowanie niższy niż w roku 2001.

Niekorzystną intensywnością zmian w czasie charakteryzował się też stan rynku pracy w powiecie poznańskim. Wydaje się to zaskakujące, jeśli weźmie się pod uwagę bliskość miasta metropolitalnego, jakim jest Poznań.

Wyliczone mierniki syntetyczne zostały następnie wykorzystane do przeprowadzenia klasyfikacji powiatów na grupy podobne z punktu widzenia stanu rynku pracy. Za podstawę podziału przyjęto średnią arytmetyczną i odchylenie standardowe. Za takim podejściem przemawiał głównie fakt, że ten sposób podziału jest w praktyce badawczej bardzo często stosowany [Nowak 1990, s. 93; *Taksonomiczna analiza...* 2000, s. 96].

Powiaty zostały podzielone na cztery grupy typologiczne. Wyniki klasyfikacji według wskazanej reguły zawiera tab. 2. Daje ona asumpt do stwierdzenia, że:

1. Grupa powiatów o najkorzystniejszej sytuacji na rynku pracy zdecydowanie zmieniła liczebność w badanym okresie. W latach 2001 i 2002 należały do niej tylko 3 powiaty, w kolejnych latach było ich zdecydowanie więcej, w 2003 r. aż 7 powiatów.

2. W każdym roku w grupie tej był powiat poznański i Leszno. Z grupy tej od roku 2004 wypadł Poznań. Dokładna analiza wskazuje na pogorszenie parametrów opisujących podażową stronę rynku pracy – w Poznaniu wzrósł udział długotrwale bezrobotnych z ok. 28% w roku 2001 do prawie 47% w roku 2005 oraz wzrósł udział bezrobotnych z wykształceniem wyższym z 9,27 do 11,91%, przy względnie stałych pozostałych parametrach.

3. Wyraźnej poprawie uległa od 2003 r. sytuacja w powiecie pilskim, a od 2004 r. również w wolsztyńskim. W przypadku powiatu pilskiego w analizowanych latach spadł udział młodych bezrobotnych oraz długotrwale bezrobotnych w ich ogólnej liczbie, wzrósł natomiast udział zatrudnionych w usługach rynkowych. Podobne zmiany miały miejsce w powiecie wolsztyńskim.

Tabela 2. Klasyfikacja powiatów województwa wielkopolskiego według miernika syntetycznego w latach 2001-2005

	2001	Sj	2002	Sj	2003	Sj	2004	Sj	2005	Sj
Poznański	0,6165	Poznański	0,5955	Piński	0,6367	Poznański	0,5753	Wolsztyński	0,5716	Sj
Leszno	0,5225	Poznań	0,5759	Leszno	0,6134	Leszno	0,5727	Piński	0,5347	Piński
Poznań	0,5136	Leszno	0,5567	Poznań	0,5999	Piński	0,4880	Poznański	0,5282	Poznański
Śremski	0,4889	Międzychodzki	0,5000	Poznański	0,5944	Wolsztyński	0,4838	Kalisz	0,5072	Kalisz
Piński	0,4817	Konin	0,4961	Leszczyński	0,5942	Szamotulski	0,4763	Ostrzeszowski	0,4965	Ostrzeszowski
Kalisz	0,4795	Kościański	0,4930	Gostyński	0,5937	Złotowski	0,4581	Leszno	0,4868	Leszno
Czarnk.-trzcian.	0,4731	Leszczyński	0,4928	Rawicki	0,5455	Kościański	0,4465	Grodzki	0,4645	Grodzki
Wolsztyński	0,4698	Kalisz	0,4744	Złotowski	0,5005	Kalisz	0,4457	Złotowski	0,4550	Złotowski
Kolski	0,4673	Kolski	0,4622	Ostrzeszowski	0,4778	Poznań	0,4379	Ostrowski	0,4333	Ostrowski
Nowotomyski	0,4651	Śremski	0,4618	Kościański	0,4761	Chodzieski	0,4343	Konin	0,4032	Konin
Szamotulski	0,4617	Szamotulski	0,4559	Ostrowski	0,4718	Ostrzeszowski	0,4286	Poznań	0,3985	Poznań
Kościański	0,4607	Piński	0,4535	Międzychodzki	0,4614	Rawicki	0,4263	Szamotulski	0,3954	Szamotulski
Wągrowiecki	0,4601	Wolsztyński	0,4522	Szamotulski	0,4593	Międzychodzki	0,4231	Leszczyński	0,3905	Leszczyński
Konin	0,4593	Ostrowski	0,4520	Kalisz	0,4579	Średzki	0,4226	Kościański	0,3785	Kościański
Ostrowski	0,4391	Nowotomyski	0,4519	Turecki	0,4570	Konin	0,4186	Wrzesiński	0,3729	Wrzesiński
Średzki	0,4380	Grodzki	0,4458	Czarnk.-trzcian.	0,4290	Gnieźniński	0,3985	Średzki	0,3647	Średzki
Leszczyński	0,4304	Gnieźniński	0,4351	Konin	0,4221	Nowotomyski	0,3929	Gnieźniński	0,3528	Gnieźniński
Konin	0,4199	Średzki	0,4334	Śremski	0,4090	Ostrowski	0,3893	Obornicki	0,3503	Obornicki
Gnieźniński	0,4169	Rawicki	0,4231	Krotoszyński	0,4088	Leszczyński	0,3859	Czarnk.-trzcian.	0,3441	Czarnk.-trzcian.
Złotowski	0,4137	Obornicki	0,4198	Wągrowiecki	0,4087	Obornicki	0,3689	Turecki	0,3352	Turecki
Chodzieski	0,4065	Czarnk.-trzcian.	0,4191	Wolsztyński	0,4042	Krotoszyński	0,3671	Rawicki	0,3329	Rawicki
Międzychodzki	0,3830	Wągrowiecki	0,4177	Średzki	0,4030	Gostyński	0,3643	Chodzieski	0,3097	Chodzieski
Turecki	0,3815	Złotowski	0,4096	Chodzieski	0,3918	Czarnk.-trzcian.	0,3541	Międzychodzki	0,2995	Międzychodzki
Obornicki	0,3646	Chodzieski	0,4051	Obornicki	0,3828	Turecki	0,3498	Nowotomyski	0,2991	Nowotomyski
Rawicki	0,3571	Ostrzeszowski	0,4043	Grodzki	0,3812	Wrzesiński	0,3313	Kolski	0,2943	Kolski
Grodzki	0,3416	Turecki	0,3905	Wrzesiński	0,3720	Kolski	0,3215	Śremski	0,2933	Śremski
Ostrzeszowski	0,3097	Gostyński	0,3822	Kępniński	0,3582	Wągrowiecki	0,3126	Krotoszyński	0,2867	Krotoszyński
Krotoszyński	0,3076	Jarociński	0,3584	Gnieźniński	0,3577	Śremski	0,2819	Jarociński	0,2783	Jarociński
Gostyński	0,2973	Wrzesiński	0,3531	Pleszewski	0,3415	Pleszewski	0,2519	Kępniński	0,2708	Kępniński
Pleszewski	0,2884	Krotoszyński	0,3515	Kolski	0,3388	Śłupecki	0,2507	Wągrowiecki	0,2684	Wągrowiecki
Wrzesiński	0,2711	Kępniński	0,3375	Jarociński	0,3104	Kępniński	0,2468	Pleszewski	0,2604	Pleszewski
Jarociński	0,2699	Pleszewski	0,3273	Nowotomyski	0,2921	Jarociński	0,2460	Gostyński	0,2598	Gostyński
Śłupecki	0,2678	Śłupecki	0,3225	Śłupecki	0,2249	Grodzki	0,2178	Śłupecki	0,2262	Śłupecki
Kępniński	0,2548	Konin	0,3073	Konin	0,2025	Kaliszki	0,1901	Kaliszki	0,2023	Kaliszki
Kaliszki	0,1631	Kaliszki	0,1703	Kaliszki	0,1161	Konin	0,1679	Konin	0,1524	Konin

Źródło: zestawienie własne oparte na wynikach zawartych w tab. 1.

4. Najbardziej liczne były grupy powiatów o przeciętnym, w sensie zmiennej syntetycznej, stanie rynku pracy, chociaż ich liczba wyraźnie zmieniała się w czasie.

5. Grupa o najtrudniejszej sytuacji na rynku pracy liczyła od 4 do 7 powiatów. Wśród nich były zawsze powiaty kaliski, koniński i słupecki oraz przynajmniej trzykrotnie do grupy tej należały powiaty: pleszewski, jarociński i kępiński. Wszystkie te powiaty zlokalizowane są w południowej lub wschodniej Wielkopolsce. W początkowych latach w grupie tej był również powiat wrzesiński, ale od roku 2003 sytuacja na rynku pracy w tym powiecie systematycznie się poprawiała.

W następnej fazie postępowania badawczego ustalono odległość pomiędzy powiatami ze względu na stan rynku pracy. W tym celu zastosowano miarę S_j^{*i} obliczoną według relacji [Metody oceny... 2006, s. 177-179]:

$$S_j^{*i} = S_j^i + \frac{S_j^i - S_j^{i+1}}{1 + |S_j^{i-1} - S_j^i|} \quad \text{dla } L = n \quad , \text{ przy czym } S_j^i > S_j^{i+1} ,$$

$$i = 1, 2, \dots, L$$

$$j = 1, 2, \dots, n$$

$$i \neq 1$$

$$i \neq L$$

gdzie: S_j^{*i} – skorygowana miara powiatu P_j zajmującego i -tą lokatę w uporządkowaniu,

S_j^i – agregatowa miara powiatu P_j zajmującego i -tą lokatę,

S_j^{i+1} – agregatowa miara powiatu zajmującego $i + 1$ lokatę wobec powiatu P_j ,

S_j^{i-1} – agregatowa miara powiatu zajmującego $i - 1$ lokatę wobec powiatu P_j .

Miara ta, jak łatwo zauważyć, pozwala ocenić pozycję powiatu P_j wobec najbliższych sąsiadów.

Okazało się, że pozycja poszczególnych powiatów ustalona za pomocą mierników syntetycznych S_j^i i S_j^{*i} była bardzo zbliżona. Można więc stwierdzić, że nowa miara nie wniosła od strony poznawczej nic nowego do prowadzonej analizy.

W gronie zmiennych diagnostycznych nie znalazła się stopa bezrobocia rejestrowanego uznawana przez urzędy pracy za podstawową charakterystykę rynku pracy. Stąd też za celowe uznaliśmy sprawdzenie, na ile klasyfikacja powiatów według stanu rynku pracy opisanego z wykorzystaniem zmiennej syntetycznej odbiega od klasyfikacji dokonanej tylko na podstawie stopy bezrobocia rejestrowanego. W związku z tym w tab. 3 przedstawiono pozycje powiatów według obu tych kryteriów.

Można zauważyć, że różnice w klasyfikacji powiatów według stopy bezrobocia w porównaniu z klasyfikacją według wartości zmiennej syntetycznej są znaczne. Przykładem może być powiat złotowski. Utrzymuje się w nim wysoka stopa bezrobocia, jednak w badanym okresie wzrosło zatrudnienie w usługach rynkowych, na stosunkowo niskim poziomie (w porównaniu z innymi powiatami) utrzymuje się

bezrobocie ludzi młodych oraz bezrobocie długotrwałe, co w efekcie sytuuje ten powiat w ostatnich trzech analizowanych latach na wysokiej ósmej pozycji.

Tabela 3. Pozycja powiatów województwa wielkopolskiego według stanu rynku pracy opisanego za pomocą zmiennej syntetycznej i za pomocą stopy bezrobocia rejestrowanego w latach 2001-2005

Powiaty	2001		2002		2003		2004		2005	
	S_j	stopa bezrobocia	S_j	stopa bezrobocia	S_j	stopa bezrobocia	S_j	stopa bezrobocia	S_j	stopa bezrobocia
Chodzieski	21	33	24	30	23	28	10	26	22	28
Czarnk.-trzcian.	7	32	21	33	16	32	23	27	19	27
Gnieźnieński	19	26	17	31	28	26	16	28	17	26
Gostyński	29	19	27	20	6	18	22	17	32	19
Grodziski	26	3	16	4	25	4	33	4	7	4
Jarociński	33	31	28	32	31	29	32	31	28	29
Kaliski	35	11	35	9	35	15	34	14	34	15
Kępiański	34	4	31	3	27	3	31	2	29	2
Kolski	9	28	9	27	30	30	26	30	25	30
Koniński	18	29	34	28	34	34	35	35	35	35
Kościański	12	14	6	14	10	13	7	15	14	13
Krotoszyński	28	25	30	22	19	20	21	18	27	18
Leszczyński	17	8	7	7	5	9	19	11	13	11
Międzychodzki	22	17	4	21	12	25	13	24	23	20
Nowotomyski	10	13	15	10	32	8	17	9	24	10
Obornicki	24	22	20	25	24	22	20	21	18	21
Ostrowski	15	23	14	23	11	21	18	20	9	23
Ostrzeszowski	27	10	25	8	9	10	11	8	5	7
Pilski	5	20	12	17	1	17	3	19	2	16
Pleszewski	30	27	32	29	29	27	29	29	31	31
Poznański	1	2	1	2	4	2	1	3	3	3
Rawicki	25	5	19	5	7	5	12	6	21	8
Słupecki	32	30	33	26	33	31	30	32	33	33
Szamotulski	11	9	11	11	13	12	5	13	12	14
Średzki	16	16	18	18	22	19	14	22	16	22
Śremski	4	12	10	13	18	14	28	12	26	12
Turecki	23	24	26	16	15	23	24	25	20	25
Wągrowiecki	13	34	22	34	20	33	27	33	30	32
Wolsztyński	8	7	13	6	21	6	4	5	1	5
Wrzesiński	31	18	29	24	26	24	25	23	15	24
Złotowski	20	35	23	35	8	35	6	34	8	34
Kalisz	6	15	8	15	14	11	8	10	4	9
Konin	14	21	5	19	17	16	15	16	10	17
Leszno	2	6	3	12	2	7	2	7	6	6
Poznań	3	1	2	1	3	1	9	1	11	1

Źródło: obliczenia własne.

Są jednak powiaty, w których ocena sytuacji na rynku pracy w obu przypadkach była zbliżona. Należą do nich powiaty: koniński, kolski, jarociński, wągro-

wiecki, pleszewski. Bez względu na przyjęte kryterium ocena sytuacji na rynku pracy tych powiatów jest negatywna. Natomiast w powiatach: poznańskim, wolsztyńskim, Lesznie czy Poznaniu sytuacja w każdym roku była korzystna. Jednakże, ogólnie rzecz biorąc, hierarchia ważności poszczególnych powiatów ze względu na stan lokalnego rynku pracy była uzależniona od przyjętego kryterium.

4. Wnioski

Podsumowując wyniki przeprowadzonego badania empirycznego, można skonstruować, że:

- Stan rynku pracy w województwie wielkopolskim na poziomie powiatów w latach 2001-2005 był mocno zróżnicowany. Równocześnie jednak występowała mała zmienność w przekroju dynamicznym. W związku z tym wydaje się, że aktualna jest teza o braku działań „wyrównawczych” ze strony władz wojewódzkich, które powodowałyby zmniejszanie się odległości między powiatami „najlepszymi” i „najgorszymi” z punktu widzenia badanego zjawiska złożonego.
- We wszystkich analizowanych latach najkorzystniejszy był stan rynku pracy w powiatach: poznańskim i w Lesznie, najmniej korzystny w powiatach wschodnich i południowych Wielkopolski: kaliskim, konińskim, jarocińskim, pleszewskim.
- Ocena lokalnego rynku pracy musi uwzględniać zarówno jego stronę podażową, jak i popytową. Jej przeprowadzenie przy użyciu zmiennej syntetycznej uznać więc trzeba za bardziej uzasadnione merytorycznie niż tylko przy zastosowaniu jako kryterium stopy bezrobocia rejestrowanego.
- Zastosowanie do pomiaru stanu lokalnego rynku pracy zmiennej syntetycznej z medianą w kontekście otrzymanych wyników poznawczych wydaje się uzasadnione.

Literatura

- Kukuła K. (2000), *Metoda unitaryzacji zerowanej*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Metody oceny rozwoju regionalnego* (2006), red. D. Strahl, AE, Wrocław.
- Metody statystycznej analizy wielowymiarowej w badaniach marketingowych* (2004), red. E. Gatnar, M. Walesiak, AE, Wrocław.
- Nowak E. (1990), *Metody taksonomiczne w klasyfikacji obiektów społeczno-gospodarczych*, PWE, Warszawa.
- Taksonomiczna analiza przestrzennego zróżnicowania poziomu życia w Polsce w ujęciu dynamicznym* (2000), red. A. Zeliaś, AE, Kraków.
- Witkowska A., Witkowski M. (2007), *Próba zastosowania funkcji dyskryminacyjnej do analizy lokalnego rynku pracy* [w]: Taksonomia 14, red. K. Jajuga, M. Walesiak, Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu nr 1169, AE, Wrocław.
- Witkowska A., Witkowski M., (2006), *Taksonometryczna analiza rynku pracy w województwie wielkopolskim w latach 2000-2003*, [w]: *Statystyka w badaniach społecznych*, AE, Wrocław.

THE ANALYSIS OF LOCAL LABOUR MARKET WITH THE USE OF SYNTHETIC VARIABLE WITH MEDIAN

Summary

In the analysis below to estimate the local labour market, we used the synthetic variable based on median. Having taken into consideration the fact that there are a lot of diognostical attributes, which describe this market, we think that this variable will be very useful.

We also think that the measurement of labour market while using this synthetic variable gives more reliable results than the measurement based only on an unemployment rate.