

Danuta Rozpędowska-Matraszek

Uniwersytet Łódzki

ZASTOSOWANIE METOD AGLOMERACYJNYCH W ANALIZIE PRZESTRZENNO-CZASOWEJ MODELOWANIA BEZROBOCIA REJESTROWANEGO W POLSCE

1. Wstęp

W analizie bezrobocia za pomocą modeli ekonometrycznych najważniejszym zagadnieniem z punktu widzenia polityki gospodarczej jest modelowanie stopy bezrobocia. Wśród przyczyn wysokiej stopy bezrobocia w Polsce można wymienić brak odpowiednich kwalifikacji oraz mobilności osób bezrobotnych. Procesowi transformacji gospodarczej Polski towarzyszyło pojawienie się wysokiego bezrobocia, w tym również bezrobocia trwającego powyżej 12 czy 24 miesięcy¹.

Dane statystyczne zastosowane w analizach dotyczą stopy bezrobocia rejestrowanego według: ogółem, wykształcenia, wieku i czasu przebywania na bezrobociu dla województw w Polsce, według podziału administracyjnego od 1 stycznia 1999 r. Obejmują okres od IV kwartału 1996 r. do I kwartału roku 2006. W analizach zastosowano modele dla danych panelowych (próby przekrojowo-czasowe), które dają więcej informacji szczegółowych na temat systemów ekonomicznych. Zasadniczym celem badań jest prezentacja wyników analizy przestrzenno-czasowej bezrobocia rejestrowanego w odniesieniu do poszczególnych grup województw w Polsce. W opracowaniu prezentowane są wyniki badań będące rezultatem wykorzystania metod aglomeracyjnych do redukcji wymiarów niezbilansowanego modelu panelowego.

2. Prezentacja modelu

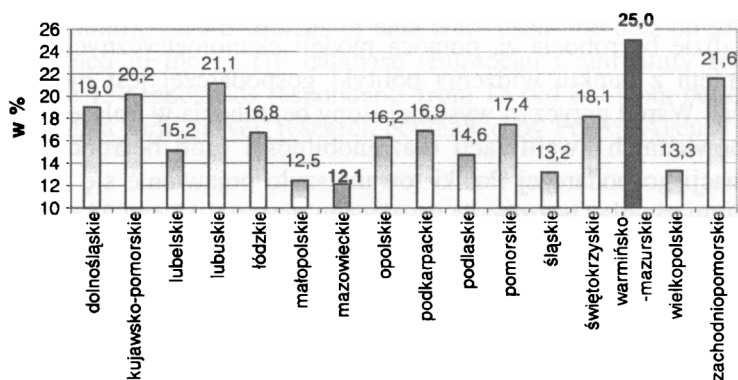
Do badań przestrzenno-czasowych wykorzystuje się modele panelowe pozwalające na uchwycenie różnic pomiędzy poszczególnymi obiektami i dokonanie anali-

¹ Zwanego długotrwałym.

zy przekrojowej [Dańska 2000]. Gromadzenie danych makroekonomicznych w dużych panelach sprawiło, iż wśród ekonomistów wzrosło zainteresowanie estymacją modeli ekonometrycznych na danych panelowych. Zagadnienie to stało się bardziej istotne w badaniach regionalnych, gdyż dzięki zastosowaniu danych panelowych do estymacji związków pomiędzy obiektami (np. województwami) uzyskujemy jednocześnie efekty specyficzne dla poszczególnych obiektów².

Ruth A. Hudson i Ann L. Owen [1996] po przeprowadzeniu wielu badań opracowały przewodnik służący do wyboru odpowiedniej techniki estymacji dla paneli o różnych rozmiarach oraz badały problemy paneli niebilansowanych.

Polska od dłuższego czasu boryka się z problemem bezrobocia. W okresie dostosowawczym w Polsce nastąpił wzrost stopy bezrobocia. Do osób w szczególnej sytuacji na rynku pracy należą w dalszym ciągu m.in. słabo wykształceni i długotrwale bezrobotni³. Stąd analiza długotrwałego bezrobocia pozwala na sformułowanie następujących spostrzeżeń. Przede wszystkim długookresowe bezrobocie ma bardzo duży wpływ na kondycję społeczeństwa, utratę środków do życia, kwalifikacji, wzrost przestępczości i patologii społecznej, dlatego też niezbędna jest szczegółowa analiza stóp bezrobocia jako miernika natężenia struktury. Skala tego zjawiska w poszczególnych województwach jest dosyć zróżnicowana, co prezentuje wykres na rys. 1.



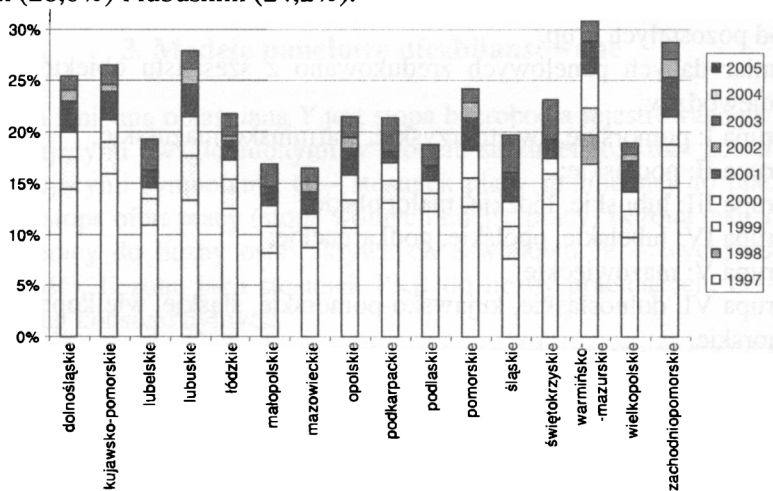
Rys. 1. Przeciętna stopa bezrobocia rejestrowanego (ogółem) od IV kw. 1996 r. do I kw. 2006 r. według województw w Polsce
Źródło: opracowanie własne.

Na wykresie przedstawionym na rys. 2 zaznaczono przyrosty stopy bezrobocia w latach 1997-2005. Na koniec roku 2005 stopa bezrobocia zmniejszyła się w wo-

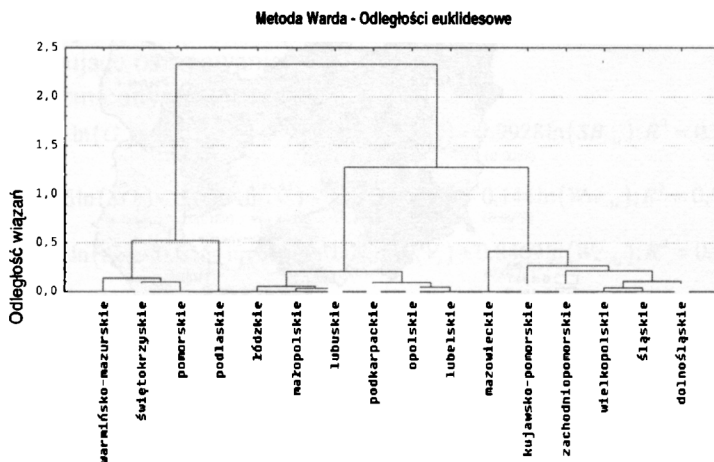
² Wiele makroekonomicznych paneli ma znacznie większy wymiar czasu (T) niż obiektów (N); różnica ta jest bardzo istotna przy doborze techniki estymacji, którą należy zmieniać wraz ze zmianą wymiaru panelu.

³ Zgodnie z Ustawą z 28 lipca 2005 r. o zmianie ustawy o promocji zatrudnienia i instytucjach rynku pracy do długotrwale bezrobotnych zalicza się osoby pozostające w rejestrze powiatowego urzędu pracy łącznie przez ponad 12 miesięcy w ostatnich 2 latach, z wyłączeniem odbywania stażu i przygotowania zawodowego w miejscu pracy.

jewództwach: lubuskim o 2,2%, dolnośląskim o 1,8%, pomorskim i zachodniopomorskim o 1,6%, najmniej zaś w podlaskim, bo tylko o 0,9% w stosunku do 2004 roku. Najmniejsza stopa bezrobocia pod koniec 2005 r. występowała w województwach: małopolskim (14,1%), mazowieckim (14,2%), wielkopolskim (5,1%), podlaskim (15,4%) i śląskim (16,1%). Największą stopę bezrobocia odnotowano natomiast w województwach: warmińsko-mazurskim (27,9%), zachodniopomorskim (26,0%) i lubuskim (24,2%).



Rys. 2. Przyrosty stopy bezrobocia rejestrowanego ogółem w województwach w latach 1997-2005
Źródło: opracowanie własne.



Rys. 3. Podział obiektów na grupy
Źródło: obliczenia własne w pakiecie Statistica.

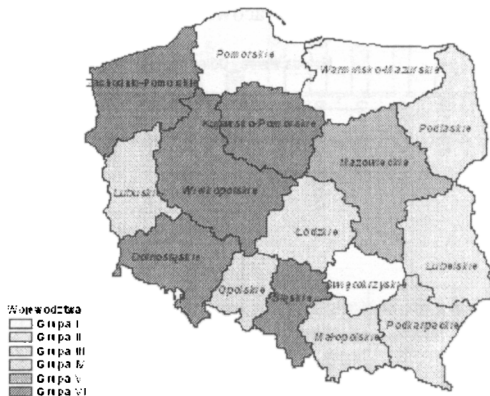
Ze względu na to, iż zmienne są wyrażone w różnych jednostkach, doprowadzono je do wzajemnej porównywalności poprzez dokonanie normalizacji zmien-

nych, stosując standaryzację [Malina 2004]. W celu zredukowania wymiaru danych panelowych zastosowano jedną z metod wielowymiarowej analizy porównawczej, tj. metodę aglomeracyjną, która pozwoliła wyodrębnić najbardziej podobne do siebie województwa pod względem średniego poziomu wszystkich badanych zmiennych w ostatnim roku. Do analiz zastosowano metodę minimalnych wariancji (Warda), dzięki temu województwa zostały podzielone na grupy (zwane skupieniami) tak, że obiekty znajdujące się w jednej grupie są podobne do siebie i różne od pozostałych grup.

Wymiar danych panelowych zredukowano z szesnastu obiektów do sześciu grup województw:

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

Na mapie przedstawionej na rys. 4 możemy zaobserwować układ przestrzenny uzyskanych grup województw. Jak widać, nie pokrywają się one z geograficznymi regionami Polski, jednakże odwzorowują jednostki podobne pod względem średniego poziomu analizowanych zmiennych.



Rys. 4. Grupy województw zastosowane w analizach
Źródło: opracowanie własne w programie ARCVIEW.

Na podstawie zaprezentowanego podziału otrzymujemy tzw. panel niezbilansowany, tzn. panel danych statystycznych składający się z sześciu grup województw, w których znajdują się różne liczby obiektów. Mechanizmy wzajemnych powiązań między zmiennymi opisane zostały za pomocą niezbilansowanego mode-

lu panelowego. Badanie empiryczne zostało przeprowadzone z wykorzystaniem dostępnych informacji kwartalnych GUS⁴ według województw w okresie⁵:

- od IV kwartału roku 1996 do I kwartału 2006 r. dla bezrobocia ogółem,
- od I kwartału 1999 roku do I kwartału 2006 r. dla bezrobocia według wykształcenia i wieku,
- od IV kwartału roku 2003 do I kwartału 2006 r. dla czasu trwania bezrobocia.

3. Modele panelowe niezbilansowane

W badaniu zmienną objaśnianą Y jest stopa bezrobocia rejestrowanego. Zmiennej objaśniającej uwzględnionych w modelu są zmienne, które zostały oznaczone następującymi symbolami: G – stosunek płacy minimalnej do płacy przeciętnej, SO – stopa ofert pracy (stopa wolnych miejsc pracy) liczona jako stosunek liczby ofert pracy do liczby osób aktywnych zawodowo, V – wydajność pracy (produktywność), liczona jako stosunek PKB do liczby pracujących, C – indeks cen dóbr i usług konsumpcyjnych.

Dokonano logarytmowania zmiennych, co pozwoliło na interpretację parametrów w jednostkach względnych – w procentach. Bezrobocie rejestrowane ogółem w Polsce zostało opisane za pomocą modelu panelowego niezbilansowanego:

$\ln SB_{it} = \alpha_0 + \beta_{0i} + \beta_1 \ln(G_t) + \beta_2 \ln(SO_t) + \beta_3 \ln(V_t) + \beta_4 \ln(C_t) + \beta_5 \ln(SB_{-1t}) + \varepsilon_{it}$,
gdzie: $i = 1, \dots, 6$ grup województw; $t = 1, \dots, 38$ okresów ($t=1996.4, \dots, 2006.1$); α – wyraz wolny w modelu, β – parametry strukturalne modelu, ε – składnik losowy.

W wyniku estymacji powyższego równania uzyskano tzw. modele FEM⁶ z efektami grupowymi oraz modele REM⁷ z dekompozycją składnika losowego, uzyskując następujące oszacowania parametrów⁸:

a) modele ze zmiennymi sztucznymi

$$\ln \hat{SB}_{it} = \beta_{0i} - 0,0641 \ln(G_t) - 0,0394 \ln(SO_t) + 0,0543 \ln(V_t) + 0,9928 \ln(SB_{-1t}); R^2 = 0,9708$$

$S(\alpha_i)$ (0,0121) (0,0033) (0,0118) (0,0097)

$$\ln \hat{W}_{1t} = \beta_{0i} - 0,0226 \ln(SO_t) - 0,0364 \ln(V_t) - 2,4196 \ln(C_t) - 0,144 \ln(W_{w-1t}); R^2 = 0,9839$$

(0,0047) (0,0189) (0,3362) (0,0079)

$$\ln \hat{W}_{2t} = \beta_{0i} + 0,0777 \ln(G_t) - 0,0154 \ln(SO_t) - 0,0446 \ln(V_t) + 0,8469 \ln(W_{z-1t}); R^2 = 0,9210$$

(0,0197) (0,0045) (0,0180) (0,0179)

$$\ln \hat{W}_{3t} = \beta_{0i} + 0,0431 \ln(G_t) - 0,0401 \ln(SO_t) + 0,9103 \ln(W_{s-1t}); R^2 = 0,9457$$

(0,0146) (0,0038) (0,0155)

⁴ Główny Urząd Statystyczny, www.stat.gov.pl, czerwiec 2006.

⁵ W związku z tym panele danych przestrzenno-czasowych składają się odpowiednio z: 608, 464, 464 i 160 obserwacji.

⁶ Model ze zmiennymi sztucznymi, w którym efekty grupowe traktuje się jako część składową wyrazu wolnego.

⁷ Efekty grupowe traktowane są jako składowa składnika losowego.

⁸ Parametry modelu nieistotne statystycznie (przyjmując krytyczną wartości statystyki t-Studenta na poziomie istotności 0,05) usuwano w sposób sekwencyjny.

$$\ln \hat{W}_{p_{it}} = \beta_{oi} + 0,0527 \ln(G_i) - 0,0371 \ln(SO_i) + 0,0407 \ln(V_i) + 0,9930 \ln(C_i) + 0,967 \ln(W_{p_{-it}});$$

(0,0149) (0,0038) (0,0146) (0,2902) (0,0094)

$$R^2 = 0,9761$$

$$\ln \hat{W}_{p_{do24it}} = \beta_{oi} + 0,0303 \ln(G_i) - 0,0236 \ln(SO_i) - 0,0712 \ln(V_i) - 1,0745 \ln(C_i) + 0,924 \ln(W_{p_{-it}});$$

(0,0169) (0,0038) (0,0148) (0,2863) (0,0178)

$$R^2 = 0,9413$$

$$\ln \hat{W}_{25-34it} = \beta_{oi} - 0,1991 \ln(G_i) - 0,0727 \ln(SO_i) + 1,0421 \ln(SB_{-it}); R^2 = 0,9130$$

(0,0207) (0,0051) (0,0202)

$$\ln \hat{W}_{35-44it} = \beta_{oi} - 0,0341 \ln(SO_i) + 0,0032 \ln(W_{p_{44-1t}}); R^2 = 0,9650$$

(0,9545) (0,0097)

$$\ln \hat{W}_{45-54it} = \beta_{oi} + 0,0552 \ln(G_i) - 0,0329 \ln(SO_i) + 0,0375 \ln(V_i) + 0,9396 \ln(W_{54-1t}); R^2 = 0,9784$$

(0,0166) (0,0044) (0,0182) (0,0104)

$$\ln \hat{W}_{55pit} = \beta_{oi} + 0,1686 \ln(G_i) + 0,0520 \ln(V_i) + 0,9825 \ln(C_i) + 0,9529 \ln(W_{55p-1t}); R^2 = 0,9907$$

(0,0163) (0,0179) (0,3157) (0,0065)

$$\ln \hat{M}_{p12it} = \beta_{oi} + 3,6104 \ln(C_i) + 1,0543 \ln(SB_{-it}); R^2 = 0,9193$$

(0,7873) (0,0097)

$$\ln \hat{M}_{d24it} = \beta_{oi} - 0,3693 \ln(G_i) - 0,1254 \ln(V_i) + 3,2386 \ln(C_i) + 1,0873 \ln(SB_{-it}); R^2 = 0,9160$$

(0,0761) (0,0394) (0,7653) (0,0297)

$$\ln \hat{M}_{24pit} = \beta_{oi} - 0,0292 \ln(SO_i) - 0,1312 \ln(V_i) - 1,6093 \ln(C_i) + 0,9630 \ln(SB_{-it}); R^2 = 0,8895$$

(0,0080) (0,0371) (0,883) (0,0303)

b) modele z dekompozycją składnika losowego

$$\ln \hat{S}_{it} = -0,4687 - 0,0601 \ln(G_i) - 0,0390 \ln(SO_i) + 0,0424 \ln(V_i) + 0,9995 \ln(SB_{-it});$$

(0,0918) (0,0118) (0,0034) (0,0104) (0,0093)

$$R^2 = 0,9761; \quad \text{var}(e_{it}) = 0,0032386; \quad \text{var}(u_i) = 0,00009808$$

$$\ln \hat{W}_{w_{it}} = 11,3423 - 0,0219 \ln(SO_i) - 0,0281 \ln(V_i) - 2,3993 \ln(C_i) + 0,9140 \ln(W_{w_{-it}});$$

(1,5459) (0,0045) (0,0142) (0,3322) (0,0071)

$$R^2 = 0,9841; \quad \text{var}(e_{it}) = 0,0001189; \quad \text{var}(u_i) = 0,00011247$$

$$\ln \hat{W}_{z_{it}} = 0,5873 + 0,0652 \ln(G_i) - 0,0146 \ln(SO_i) - 0,0327 \ln(V_i) + 0,8553 \ln(W_{z_{-it}});$$

(0,1458) (0,0186) (0,0044) (0,03145) (0,0191)

$$R^2 = 0,9237; \quad \text{var}(e_{it}) = 0,0024746; \quad \text{var}(u_i) = 0,0020446$$

$$\ln \hat{W}_{s_{it}} = 0,1746 + 0,0353 \ln(G_i) - 0,0387 \ln(SO_i) + 0,9226 \ln(W_{z_{-it}});$$

(0,0394) (0,0142) (0,0037) (0,0149)

$$R^2 = 0,9502; \quad \text{var}(e_{it}) = 0,0032313; \quad \text{var}(u_i) = 0,0002514$$

$$\ln \hat{W}_{p_{it}} = -5,1373 + 0,0501 \ln(G_i) - 0,0357 \ln(SO_i) + 0,0440 \ln(V_i) + 1,0463 \ln(C_i) + 0,9713 \ln(W_{p_{-it}});$$

(1,3390) (0,0136) (0,0037) (0,0119) (0,2875) (0,0191)

$$R^2 = 0,9769; \quad \text{var}(e_{it}) = 0,0053607; \quad \text{var}(u_i) = 0,0043207$$

$$\ln \hat{W}_{do24it} = 5,4254 - 0,0428 \ln(G_i) - 0,0216 \ln(SO_i) - 0,0605 \ln(V_i) - 1,0431 \ln(C_i) + 0,9411 \ln(W_{do24-1t});$$

(1,3243) (0,0156) (0,0037) (0,0127) (0,2842) (0,0165)

$$R^2 = 0,9446; \quad \text{var}(e_{it}) = 0,0021785; \quad \text{var}(u_i) = 0,0015002;$$

$$\ln \hat{W}_{25-34it} = -1,8657 - 0,1972 \ln(G_i) - 0,0725 \ln(SO_i) + 1,0490 \ln(W_{d34-1t});$$

(0,1458) (0,0202) (0,0055) (0,0197)

$$R^2 = 0,9204; \quad \text{var}(e_{it}) = 0,0032200; \quad \text{var}(u_i) = 0,0024454$$

$$\ln \hat{W}_{35-44it} = \beta_{oi} - 0,0341 \ln(SO_i) + 0,0032 \ln(W_{p_{44-1t}});$$

(0,9545) (0,0097)

$$R^2 = 0,9668; \quad \text{var}(e_{it}) = 0,0032200; \quad \text{var}(u_i) = 0,0024454$$

$$\ln \hat{W}_{45-54it} = -0,2249 + 0,06512 \ln(G_i) - 0,0317 \ln(SO_i) + 0,0393 \ln(V_i) + 0,9431 \ln(W_{54-it});$$

(0,1386) (0,0154) (0,0044) (0,03094) (0,0101)

$$R^2 = 0,9791; \quad \text{var}(e_{it}) = 0,0083060; \quad \text{var}(u_i) = 0,0073123$$

$$\ln \hat{W}_{55pit} = -4,6590 + 0,1526 \ln(G_i) - 0,0733 \ln(V_i) + 0,8992 \ln(C_i) + 0,9523 \ln(W_{55p-it});$$

(1,4606) (0,0145) (0,0134) (0,3131) (0,0063)

$$R^2 = 0,9909; \quad \text{var}(e_{it}) = 0,0001695; \quad \text{var}(u_i) = 0,0001610$$

$$\ln \hat{M}_{p12it} = -18,8617 + 3,6651 \ln(C_i) + 1,0417 \ln(SB_{-it});$$

(3,6077) (0,7858) (0,0285)

$$R^2 = 0,9381; \quad \text{var}(e_{it}) = 0,0757561; \quad \text{var}(u_i) = 0,0526961,$$

Tabela 1. Oszacowania parametrów efektów grupowych oraz odchylenia od średniej

Równanie	Grupa I	Grupa II	Grupa III	Grupa IV	Grupa V	Grupa VI	Średnia
(SB)	-0,5622	-0,5707	-0,5528	-0,5666	-0,6069	-0,5573	-0,569
	0,0072	-0,0013	0,0166	0,0028	-0,0375	0,0121	
(Ww)	11,5238	11,4965	11,5084	11,5140	11,5193	11,5202	11,514
	0,0101	-0,0172	-0,0053	0,0003	0,0056	0,0066	
(Wz)	0,7436	0,6914	0,7213	0,7141	0,7320	0,7363	0,723
	0,0205	-0,0317	-0,0019	-0,0090	0,0089	0,0132	
(Ws)	0,2225	0,1611	0,2118	0,1953	0,1943	0,2335	0,203
	0,0194	-0,0420	0,0087	-0,0078	-0,0088	0,0304	
(Wp)	-4,8479	-4,8707	-4,8468	-4,8574	-4,8589	-4,8333	-4,852
	0,0046	-0,0182	0,0057	-0,0049	-0,0064	0,0192	
(W _{do24})	5,7247	5,6824	5,7101	5,6988	5,7090	5,7377	5,710
	0,0143	-0,0280	-0,0003	-0,0117	-0,0015	0,0272	
(W ₂₅₋₃₄)	-1,8324	-1,8544	-1,8294	-1,8609	-1,9118	-1,8175	-1,851
	0,0187	-0,0033	0,0216	-0,0098	-0,0607	0,0335	
(W ₃₅₋₄₄)	0,0648	0,0324	0,0619	0,0524	0,0449	0,0759	0,055
	0,0094	-0,0230	0,0065	-0,0030	-0,0105	0,0205	
(W ₄₅₋₅₄)	-0,1927	-0,2262	-0,1928	-0,2124	-0,2113	-0,1843	-0,203
	0,0106	-0,0229	0,0105	-0,0092	-0,0080	0,0190	
(W _{55p})	-4,8200	-4,8360	-4,8230	-4,8340	-4,7900	-4,8230	-4,821
	0,0010	-0,0150	-0,0020	-0,0130	0,0310	-0,0020	
(M _{p12})	-18,6261	-18,7043	-18,6043	-18,6751	-18,6758	-18,6150	-18,650
	0,0240	-0,0542	0,0458	-0,0250	-0,0257	0,0351	
(M ₄₂₄)	-16,1465	-16,3039	-16,1255	-16,1890	-16,2071	-16,1469	-16,186
	0,0400	-0,1174	0,0610	-0,0025	-0,0206	0,0396	
(M _{24p})	7,7605	7,7136	7,6740	7,7469	7,8870	7,7139	7,749
	0,0112	-0,0357	-0,0753	-0,0024	0,1377	-0,0355	

Źródło: obliczenia własne.

Uzyskane oszacowania parametrów strukturalnych w modelach są zbliżone oraz zgodne z założeniami teoretycznymi ekonomii⁹. Stopa ofert pracy okazała się czynnikiem nieistotnym tylko według: wieku (powyżej 55 roku) oraz trwaniu w bezro-

⁹ Różnice między nimi są statystycznie istotne, co potwierdził zarówno test współczynnika wiarygodności, jak i test F (test Chow), wartości statystyk t-Studenta świadczą natomiast o istotności wpływu każdego z nich na zmienną objaśnianą.

bociu (od 12 do 24 miesięcy). Analiza potwierdziła oczekiwanie, iż wzrost stopy wolnych miejsc pracy spowoduje spadek stopy bezrobocia, oszacowane elastyczności mają prawidłowe znaki (wyjątek stanowią stopy według wieku powyżej 55 lat). Indeks cen dóbr i usług konsumpcyjnych wpływa na stopę bezrobocia rejestrowanego według: wykształcenia wyższego i podstawowego, wieku (powyżej 55 roku) oraz według trwania bezrobocia (powyżej 12 miesięcy). Wydajność pracy okazała się istotnie dodatnio wpływać na zmienną objaśnianą w niektórych analizowanych kategoriach. Wynik ten jest zgodny z naszymi oczekiwaniami, gdyż wzrost produktywności powoduje mniejsze zapotrzebowanie na pracowników, co prowadzi do wzrostu stopy bezrobocia. Zmienna G , czyli stosunek wynagrodzeń minimalnych do płacy przeciętnej, oddziałuje ujemnie na stopę bezrobocia według: ogółem, wieku (do 24 roku, 25-34 lata) i przebywania na bezrobociu (od 12-24 miesięcy), dodatnio zaś według: wykształcenia zawodowego, zasadniczego i podstawowego, a także w grupie według: wieku (45-54 lata i powyżej 55 lat).

Dla stopy bezrobocia ogółem najmniejszą wartość przybierają efekty grupowe w grupie V, największą zaś – w grupie III. Oznacza to, że województwo mazowieckie nie ma dużego wpływu na kształtowanie się stopy bezrobocia w Polsce w badanym okresie, a znaczny wpływ na ten wskaźnik wywierają przede wszystkim województwa lubuskie, łódzkie i małopolskie, w których stopa bezrobocia jest wysoka.

Dla stopy bezrobocia według wykształcenia wyższego i zawodowego najmniejszą wartość przybierają efekty grupowe w grupie II, największą zaś – w grupie I. Oznacza to, że wykształcenie wyższe i zawodowe w województwie podlaskim nie ma znacznego wpływu na kształtowanie się stopy bezrobocia w Polsce w badanym okresie, natomiast duży wpływ na ten wskaźnik wywierają przede wszystkim województwa: pomorskie, świętokrzyskie i warmińsko-mazurskie, w których jest mniejszy odsetek osób z wykształceniem wyższym i zawodowym. Efekty grupowe według wykształcenia zasadniczego i podstawowego najmniejszą wartość przybierają w grupie I, największą zaś – w grupie VI, do której zaliczają się województwa dolnośląskie, śląskie, kujawsko-pomorskie, wielkopolskie i zachodniopomorskie.

Podobnie jest w przypadku równania stopy bezrobocia wśród ludzi młodych, tj. do 24 roku życia. Natomiast według wieku (od 25 do 34 lat) najmniejszą wartość przybierają efekty grupowe w grupie V, czyli dla województwa mazowieckiego, największą zaś – w grupie VI. W przedziale wieku 35-44 oraz 45-54 lata najmniejszą wartość przybierają efekty grupowe w grupie II (w województwie podlaskim), największą zaś – również w grupie VI. Dla stopy bezrobocia powyżej 55 roku najmniejszą wartość przybierają efekty grupowe w grupie II, największą zaś – w grupie V, czyli w województwie mazowieckim, w którym bezrobocie jest najmniejsze. Rozpatrując czas przebywania w bezrobociu, najmniejszą wartość przybierają efekty grupowe w grupie III, gdzie rynek pracy jest mało dynamiczny, największą zaś – w grupie V.

4. Podsumowanie

Zastosowanie metody aglomeracyjnej umożliwiło wyodrębnienie województw podobnych do siebie pod względem średniego poziomu stopy bezrobocia rejestrowanego oraz pogrupowanie ich. Dzięki temu zredukowano wymiar danych statystycznych oraz otrzymano panele niezbilansowane, na których przeprowadzono dalsze analizy. W celu zbadania zróżnicowania stóp bezrobocia rejestrowanego w Polsce oszacowano parametry modelu panelowego niezbilansowanego na próbie przestrzenno-czasowej. Zastosowanie danych panelowych do estymacji dało możliwość jednoczesnego wykorzystania informacji o dynamice zarówno w czasie, jak i o indywidualnej specyfice obserwowanych obiektów, dzięki czemu otrzymano informacje o wpływie poszczególnych grup województw na badane zmienne.

Literatura

- Arellano M. (2003), *Modelling Optimal Instrumental Variables for Dynamic Panel Data Models*, Centro de Estudios Monetarios Financieros, Madrid, Working Papers No 2003_0310.
- Dańska B. (2000), *Przestrzenno-czasowe modelowanie zmian w działalności produkcyjnej w Polsce. Zastosowanie modeli panelowych*, [w:] B. Suchecki (red.), *Dane panelowe i modelowanie wielowymiarowe w badaniach ekonomicznych*, t. 3, Wyd. Absolwent, Łódź.
- Malina A., (2004), *Wielowymiarowa analiza przestrzennego zróżnicowania struktury gospodarki Polski według województw*, AE, Kraków, s. 32-33.
- Hudson R.A., Owen A.L. (1996), *Estimating Dynamic Panel Data Models: A Practical Guide for Macroeconomists*, Federal Reserve Board of Governors.

APPLICATION OF CLUSTERING METHODS IN SPACE-TIME MODELING OF LABOUR UNEMPLOYMENT IN POLAND

Summary

In this paper, there are presented the results of the spatiotemporal analysis concerning unemployment rates in Poland. The empirical research refers to the unemployment labour, education market and unemployment state in some period of time, for Polish voivodeships. Quarterly data were used in these analysis (from IV quarter 1996 to I quarter 2006) clustering method was implemented to point out the most similar voivodeships in Poland. Using panel data to estimate allowed both using the information about time and specification of observed objects.