

Katarzyna KOPCZEWSKA

Modele zmian stopy bezrobocia w ujęciu przestrzennym

Obserwowany w ostatnich miesiącach globalny kryzys gospodarczy wpłynął na polski rynek pracy, czego wyrazem był nagły wzrost stopy bezrobocia. Pojawia się pytanie, na ile zmiany na lokalnych, powiatowych rynkach pracy były wzajemnie, w szczególności przestrzennie, powiązane. Wykorzystanie ilościowych metod przestrzennych pozwala wykryć przestrzenno-czasowe wzorce zmian oraz określić, czy miała miejsce dyfuzja fali bezrobocia.

PRZESTRZENNO-CZASOWE MODELOWANIE ZJAWISK EKONOMICZNYCH

Wiele procesów ekonomicznych ma charakter przestrzenny. Lokalizacja i sąsiedztwo odgrywają rolę w kształtowaniu interakcji oraz wzorców zmian społeczno-gospodarczych. Wyróżnia się cztery typy procesów przestrzennych: dyfuzję, wymianę i transfer, interakcje oraz rozpraszanie (Haining, 2003). Dyfuzja ma miejsce, gdy określona cecha wprowadzona do populacji zawsze występuje u jakiejś jednostki, jest to tzw. „model grypy”. Wymiana i transfer — przepływ dóbr i usług skutkuje upodobnieniem lokalizacji pod względem jakiejś cechy (np. dochód, zatrudnienie). Interakcje pojawiają się, gdy wyniki procesów przestrzennych (np. ceny) w jednej lokalizacji, poprzez mechanizm konkurencji, zaczynają determinować wyniki w innej lokalizacji. Rozpraszanie polega na migracji, rozprzestrzenianiu się ludności, co odzwierciedla populacja obszarów. W przypadku bezrobocia najbliższe jest pojęcie dyfuzji, stosowane do liczby bezrobotnych jako liczby osób mających określoną cechę, czyli brak pracy.

Kiedy istnieje przypuszczenie, że modelowane procesy ekonomiczne nie są niezależne od swojej lokalizacji, wtedy należy wykorzystywać metody ilościowe uwzględniające czynnik przestrzenny. Podejście to umożliwia kontrolowanie nielosowości reszt modeli ekonometrycznych, a także pozwala włączyć efekty sąsiedztwa oraz odległości.

Do ekonometrycznego modelowania przestrzennego wykorzystuje się dwie podstawowe grupy modeli: modele błędu przestrzennego (*spatial error model*) oraz modele opóźnienia przestrzennego (*spatial lag model*) lub ich kombinację. Diagnostyka i wizualizacja danych opierają się zwykle na mapach oraz współczynnikach autokorelacji przestrzennej. Wyróżnia się wskaźniki globalne dla całego obszaru oraz statystykę lokalną dla indywidualnych obserwacji. Przestrzenna autokorelacja dodatnia oznacza grupowanie się zbliżonych wartości cechy w regionach leżących w swoim sąsiedztwie i najczęściej jej wyrazem są klastry. Korelacja ujemna pokazuje, jak bardzo różnią się regiony sąsiedzkie pod względem obserwowanego zjawiska. Jest to tzw. model szachownicy.

Kluczowym pojęciem w metodach przestrzennych jest struktura sąsiedztwa. Jest to narzucona *a priori* sieć powiązań pomiędzy obszarami. Podstawową kwestią jest zdefiniowanie, kto jest czyim sąsiadem i jaki jest to stopień powiązań. W oszacowaniu macierzy sąsiedztwa ($n \times n$) wykorzystuje się kilka podejść, m.in.: kryterium wspólnej granicy, odwrotnej odległości, najbliższych sąsiadów itd. Według najbardziej powszechnego ujęcia, sąsiadem jest taki region, z którym badany obszar oddzielony jest wspólną granicą i nie ma znaczenia, jak długa (proporcjonalnie) jest ta granica. Nie bierze się też pod uwagę innych czynników geograficzno-administracyjno-społecznych.

Macierz sąsiedztwa jest zawsze binarna: wartość 1 przyjmują sąsiedzi, zaś wartość 0 regiony niepowiązane oraz elementy diagonalne. Z macierzy sąsiedztwa konstruuje się macierz wag przestrzennych, która uosabia relację region—

—sąsiad oraz jej intensywność. Dzięki standaryzacji macierzy sąsiedztwa wierzszami do wartości 1, suma wag (wpływów) sąsiadów na region jest zawsze równa pomiędzy regionami (Anselin, 1988).

W modelowaniu interakcji wykorzystuje się tzw. opóźnienie przestrzenne (*spatial lag*). Jest to średnia ważona wartości w regionach sąsiedzkich, zdefiniowanych według wybranego kryterium. Wagi przypisane regionom sąsiedzkim dane są macierzą wag przestrzennych. Porównanie wartości w badanym regionie oraz w obszarach sąsiedzkich umożliwia wykres punktowy Morana (wykr. 2). W układzie dwuwymiarowym (x, y) każdej lokalizacji przypisana jest jej wartość standaryzowana cechy (x) oraz opóźnienie przestrzenne wartości standaryzowanej cechy (y). W I ćwiartce ($x > 0, y > 0$) wysokim wartościom w regionie towarzyszą wysokie wartości wśród sąsiadów (układ HH). Analogicznie, w III ćwiartce ($x < 0, y < 0$) niskim wartościom w regionie towarzyszą niskie wartości wśród sąsiadów (układ LL).

Przeniesienie punktów na mapę z zaznaczeniem przynależności do ćwiartek wykresu Morana umożliwia obserwację tworzenia grup obszarów (q) o zbliżonych wartościach badanej cechy (*spatial regimes*) wynikających z przestrzennego grupowania (klastrowania) obserwacji tego samego typu (np. HH). Dzięki standaryzacji i uwzględnieniu sąsiedztwa można dość precyzyjnie i kompleksowo ocenić pozycję jednostki na tle innych. Na przykład, czy powiat należy do mocnych, słabych czy odstających oraz czy jest wyspą albo też składową większej struktury terytorialnej.

W przestrzennym modelowaniu ekonometrycznym wykorzystuje się kilka klas modeli, w zależności od zadanego problemu. Model opóźnienia przestrzennego dany jako $y_i = \rho W y_i + \beta X + \varepsilon_i$, zwany również modelem autoregresyjnym, wykorzystywany jest zazwyczaj w celu odfiltrowania przestrzennej korelacji. Opóźnienie przestrzenne można porównać do opóźnienia w szeregach czasowych, jednak występuje tu endogeniczność ze względu na symetryczność sąsiedztwa (w modelu dla y_i region y_j stanowi element opóźnienia, podobnie jak y_i w modelu dla y_j). Problem jest eliminowany w trakcie estymacji przez wykorzystanie tzw. formy zredukowanej modelu (Anselin, 2009).

Model błędu przestrzennego dany jako $y_i = \beta X + \varepsilon_i$, gdzie $\varepsilon_i = \lambda W \varepsilon_i + u_i$, znajduje zastosowanie w modelowaniu nieobserwowanych impulsów, których charakter prowadzi do autokorelacji przestrzennej błędów modelu. Kombinacja obu modeli może dawać model klasy SARSAR: $y = \rho W y + \beta X + \varepsilon$, gdzie $\varepsilon = \lambda W \varepsilon + u$ lub model klasy SARMA: $y = \rho W y + \beta X + \varepsilon$, gdzie $\varepsilon = \lambda W u + u$.

Testowanie istotności współczynników przestrzennych ρ i λ możliwe jest na kilka sposobów. Najpopularniejsze podejście, tzw. warunkowe, pozwala na $H_0: \rho = 0$, przy $\lambda \neq 0$ i *vice versa* (Anselin, 2009). Modelowanie przestrzenne poprawia specyfikację modelu. Wykorzystanie podejścia aprzestrzennego skutkuje zmiennymi pominiętymi i błędną specyfikacją modelu. W estymacji modeli uwzględniających komponent przestrzenny wykorzystuje się metodę najwięk-

szej wiarygodności. Wykorzystanie metody najmniejszych kwadratów (MNK), w przypadku modeli opóźnienia przestrzennego, daje estymatory, które są obciążone i niezgodne, niezależnie od właściwości składnika resztowego, a w przypadku modeli błędu przestrzennego — nieefektywne oszacowania parametrów.

ZMIANA STOPY BEZROBOCIA W POWIATACH

W okresie od stycznia 2008 r. do kwietnia 2009 r. obserwować można było zmiany na rynku pracy: spadającą stopę bezrobocia w okresie styczeń—październik 2008 r. oraz rosnącą stopę bezrobocia w okresie od listopada 2008 r. do marca 2009 r. Odwrócenie trendu wynikać mogło z ogólnoswiatowego osłabienia gospodarki.

Rynek pracy w Polsce składa się z wielu lokalnych rynków. Rejestrowana stopa bezrobocia pochodzi z danych administracyjnych. Zasięg przestrzenny powiatów nie jest znaczący. Odległość pomiędzy przeciwległymi krańcami powiatu nie przekracza często 40 km, a bywa znacząco niższa. Ta odległość jest

niższa niż akceptowana odległość dojazdu do pracy¹ (*commuting*), co może sugerować istnienie interakcji pomiędzy powiatami. Specyfiką polskiego rynku pracy jest niska mobilność przestrzenna pracowników (Sztanderska i in., 2005). Pociąga to za sobą powolną reakcję na nagłe zmiany gospodarcze (tzw. „szoki”). Te czynniki nie sprzyjają rozprzestrzenianiu się zmian. Pojawia się więc wiele pytań o przestrzenny charakter zmiany stopy bezrobocia. Czy zmiany w powiatach były powiązane z lokalizacją oraz zmianami w powiatach sąsiedzkich? Czy też może zmiany stopy bezrobocia były losowo rozłożone na administracyjno-gospodarczej mapie Polski lub zależały od poziomu stopy bezrobocia w powiecie? Czy istnieje proces dyfuzji, zarówno w czasie jak i w przestrzeni? Czy powiaty, w których są miasta wojewódzkie istotnie słabiej lub silniej zareagowały na zmianę koniunktury? Odpowiedzi dostarczy dalsza analiza.

TABL. 1. STOPA BEZROBOCIA I JEJ ZMIANY

Wyszczególnienie	2008												2009			
	w miesiącach															
	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII	I	II	III	IV
Stopa bezrobocia	11,5	11,3	10,9	10,3	9,8	9,4	9,2	9,1	8,9	8,8	9,1	9,5	10,5	10,9	11,2	11,0
Zmiana stopy bezrobocia	x	-0,2	-0,4	-0,6	-0,5	-0,4	-0,2	-0,1	-0,2	-0,1	0,3	0,4	1,0	0,4	0,3	-0,2

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Na podstawie miesięcznych danych GUS o sytuacji rynku pracy w powiatach podjęta została próba określenia wzorców przestrzennych zmian stopy bezrobocia. Punktem wyjścia jest oczekiwanie, że zmiana stopy bezrobocia zależy od poziomu bezrobocia w powiecie oraz sąsiednich powiatach w okresie bieżącym i wcześniejszym, a także od statusu powiatu (np. sąsiadujące ze stolicą województwa). Wszystkie obliczenia wykonano w programie R przy użyciu pakietów *spdep*, *sp* oraz *maptools* (Kopczewska, 2006; Kopczewska, 2009; Bivand, 2008).

PRZESTRZENNE KLASTROWANIE CZY LOSOWOŚĆ

Analiza statystyczna w podejściu przestrzennym polega na ocenie autokorelacji przestrzennej oraz tworzeniu grup obszarów o zbliżonych wartościach badanej cechy. W badaniu wykorzystano macierz sąsiedztwa według wspólnej granicy oraz wyznaczono na jej podstawie wagi przestrzenne. Na uzasadnienie wybo-

¹ Według badań (Filipowicz, Łazarczyk, 2008) ok. połowa ankietowanych bezrobotnych jest skłonna dojeżdżać do pracy więcej niż 20 km.

ru tej macierzy składa się kilka argumentów: a) lokalny charakter rynków pracy — najczęściej współpracują ze sobą powiaty sąsiedzkie, b) powszechność wykorzystania tej macierzy. Wagi indywidualne dla określonego regionu w macierzy sąsiedztwa wynoszą $1/n$, gdzie n jest liczbą sąsiadów danego powiatu. Do oceny autokorelacji przestrzennej najczęściej wykorzystywana jest statystyka I Morana, dana wzorem:

$$I = \frac{N \sum_i \sum_j w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_i \sum_j w_{ij} \sum_i (x_i - \bar{x})^2}$$

gdzie:

- N — liczba obserwacji,
- w_{ij} — element macierzy wag,
- x_i — obserwacja badana,
- x_j — obserwacja sąsiedzka.

Statystyka przyjmuje wartości z przedziału $(-1, 1)$. Ujemna autokorelacja ($I < 0$) oznacza silne zróżnicowanie przestrzenne — regiony sąsiedzkie są zupełnie niepodobne. Wyrazem dodatniej autokorelacji przestrzennej ($I > 0$) są tworzone zgrupowania przestrzenne o podobnych wartościach.

Wykr. 2 pokazuje zmianę stopy bezrobocia od stycznia 2009 r. do lutego 2009 r. Większość obserwacji koncentruje się w I i III ćwiartce, co wskazuje na istnienie klastrów. Obserwacje odstające (opisane na wykresie), znajdujące się głównie w I i IV ćwiartce, to powiaty leżące na brzegach reżimów — ich sąsiedzi mają istotnie różną charakterystykę niż badane obserwacje. Współczynnik autokorelacji przestrzennej I Morana wynosił dla tego okresu 0,23 ($p\text{-value} = 1,527e-12$), co wskazuje na umiarkowaną dodatnią korelację przestrzenną — podobieństwo powiatów. Wzrost stopy bezrobocia w większości powiatów mieścił się w zakresie dwóch odchyłeń standardowych od średniej, choć były powiaty, w których wzrost ten był znacznie wyższy (rzędu 4 odchyłeń standardowych). Przeniesienie na mapę przynależności do ćwiartek pozwala ocenić rozkład przestrzenny oraz istnienie reżimów przestrzennych.

Wykr. 3 przedstawia „rozchodzenie się” zmian stopy bezrobocia w kolejnych miesiącach. Symbolem Δ oznaczono stolice województw. Niskie i wysokie wartości zmian nie są tu wyznaczone arbitralnie czy według przedziałów równych wartości (tzw. *pretty numbers*), lecz są grupowane względem średniej standaryzowanej stopy bezrobocia. Podobnie odniesienie zmian w badanym regionie do zmian w regionach go otaczających oraz do zmian w całym kraju pozwala ocenić siłę zmian w ujęciu lokalnym i ogólnopolskim.

Ciekawie przedstawiają się zmiany w stolicach województw i metropoliach. Z map Morana można ocenić zasięg oddziaływania dużych rynków pracy, jak: Warszawa, Poznań, Łódź, Lublin, Trójmiasto czy aglomeracja śląska. W miesiącach najwyższego wzrostu stopy bezrobocia (XII 2008 r. i I 2009 r.) widać, że duże miasta i ich okolice uniknęły dyfuzji silnie rosnącego bezrobocia — tam zmiany należały do najsłabszych. Inaczej rzecz się ma w okresie, kiedy stopa bezrobocia zaczęła spadać (III 2009 r.—IV 2009 r.). Mapa Morana wyraźnie pokazuje te miasta jako obszary o najwyższych zmianach — *de facto* relatywna stabilność stopy bezrobocia na tle powszechnego trendu spadkowego w ujęciu średniej i ich odchylenia standardowego jest automatycznie traktowana jako grupa *high-high*.

Zasięg dużych miast sięga trzeciego rzędu sąsiedztwa² (wykr. 4). Warto zwrócić uwagę, że oddziaływanie Wrocławia i Trójmiasta jest znacznie słabsze niż np. Łodzi, zaś Olsztyn, Gorzów Wlkp., Bydgoszcz i Toruń w zasadzie nie oddziałują stabilizująco na rynek pracy i nie miały obszaru interakcji na rynku pracy.

Na trend kryzysowy najszybciej zareagowały te rynki pracy, które są uważane za najsłabsze. Są to województwa: warmińsko-mazurskie, zachodniopomorskie,

² Sąsiedztwo pierwszego rzędu to sąsiedzi badanego obszaru, sąsiedztwo drugiego rzędu to sąsiedzi sąsiadów niebędący sąsiadem regionu badanego, sąsiedztwo trzeciego rzędu to sąsiedzi sąsiadów drugiego rzędu położeni dalej od obszaru badanego niż sąsiedzi drugiego rzędu.

lubuskie oraz powiaty na granicy województw kujawsko-pomorskiego, wielkopolskiego i łódzkiego. W tych regionach, wokół stolic województw, nie utworzyły się obszary odporne na impulsy, a wręcz przeciwnie, centrum (stolice województw), jak też ich peryferie (pozostałe powiaty) najszybciej zareagowały na kryzys.

Mieliśmy zatem relatywną stabilność i odporność na impulsy szokowe rynków pracy dużych miast i ich przyległych powiatów (w promieniu ok. 100 km) oraz wysoką podatność na fluktuację zatrudnienia w regionach najsłabszych.

MODEL CZASOWO-PRZESTRZENNY

W badaniu interakcji przestrzennych wykorzystany został ekonometryczny model kombinacji błędu i opóźnienia przestrzennego. Włączone zostały do niego zmienne opóźnione, zmienne opóźnione w przestrzeni oraz zmienne opóźnione czasowo-przestrzennie. Dla każdego miesiąca t estymowano model postaci:

$$\begin{aligned}\Delta B_{t,i} = & \beta_0 + \beta_1 \Delta B_{t-1,i} + \beta_2 \Delta B_{t-2,i} + \beta_3 \Delta B_{t-3,i} + \\ & + \phi_1 \Delta B_{t,lag} + \phi_2 \Delta B_{t-1,lag} + \phi_3 \Delta B_{t-2,lag} + \\ & + \gamma_1 B_{t-1,i} + \gamma_2 MIASTO_i + \varepsilon_i\end{aligned}$$

oraz

$$\varepsilon_i = \lambda W \varepsilon_i + u_i$$

gdzie:

$t-k$ — indeks czasu,
 i oraz lag — indeksy lokalizacji.

Zmienna $\Delta B_{t,i}$ oznacza miesięczną zmianę stopy bezrobocia w powiecie i w okresie $t-1$ i t podaną w punktach procentowych, wyliczoną jako różnicę rejestrowanej stopy bezrobocia w dwóch kolejnych miesiącach (np. marzec—kwiecień), zaś $\Delta B_{t-1,i}$, $\Delta B_{t-2,i}$ i $\Delta B_{t-3,i}$ to zmiany w miesiącach wcześniejszych. $\Delta B_{t,lag}$ oznacza zmianę stopy bezrobocia w dwóch kolejnych miesiącach, jednak w powiatach sąsiadujących z powiatem badanym jest to opóźnienie przestrzenne. Wyznaczono je jako średnią ważoną zmian stopy bezrobocia w powiatach będących sąsiadami, przy czym wagi dane zostały macierzą wag przestrzennych. $\Delta B_{t-1,lag}$ oraz $\Delta B_{t-2,lag}$ to opóźnienia czasowo-przestrzenne, czyli zmiany stopy bezrobocia w okresach wcześniejszych w lokalizacjach sąsiedzkich. $B_{t-1,i}$ oznacza stopę bezrobocia w okresie wcześniejszym w badanym powiecie. Zmienna $MIAS\bar{T}O$ jest zmienną zero-jedynkową i przyjmuje wartość $MIAS\bar{T}O = 1$ dla powiatów, w których znajduje się miasto wojewódzkie oraz wartość 0 w przeciwnym przypadku.

Przedstawiony model ma charakter konwergencyjny, gdyż tempo zmian stopy bezrobocia zależy ma od jego poziomu (γ_1). Kontrolowana jest ścieżka zmian w okresach wcześniejszych (β_1 , β_2 , β_3), zmian symultanicznych w powiatach sąsiedzkich (ϕ_1), wzorca zmian w regionach sąsiedzkich w okresach wcześniejszych (ϕ_2 , ϕ_3) oraz efekt dużego rynku i płynnego rynku pracy, występujący w szczególności w miastach wojewódzkich (γ_2).

Specyfikację modelu błędu przestrzennego wyraża autoregresyjny, przestrzenny komponent błędu. Tej klasy modele wykorzystywane są głównie w sytuacjach, gdy przypuszcza się istnienie przestrzennych efektów, które nie mogą być włączone do modelu na poziomie deterministycznym. Efekty te prowadzą do przestrzennej korelacji błędów, wynikającej z istnienia pominiętej zmiennej o oddziaływaniu przestrzennym lub z niemierzalnego wpływu jakiegoś zjawiska. Opóźnienia czasowo-przestrzenne są elementem specyfikacji modelu opóźnienia przestrzennego. Uzasadnieniem wykorzystania modeli przestrzennych jest poprawa jakości estymacji (poprawa kryterium informacyjnego AIC oraz ilorazu wiarygodności) oraz możliwość uwzględnienia zmiennych o charakterze przestrzennym, które są zmiennymi pominiętymi w modelu klasycznym. Dodane opóźnienia czasowo-przestrzenne są istotne, co oznacza, że specyfikacja modelu liniowego jest niepełna. Test Morana dla reszt modelu wskazuje losowość w modelu przestrzennym oraz istotną dodatnią autokorelację przestrzenną w modelu liniowym.

TABL. 2. WYNIKI ESTYMACJI MODELU BŁĘDŲ PRZESTRZENNEGO

Zmienne	2008											2009	
	w miesiącach												
	III—IV	IV—V	V—VI	VI—VII	VII—VIII	VIII—IX	IX—X	X—XI	XI—XII	XII—I	I—II	II—III	III—IV
Intercept	0,07*	0,04	0,04	0,03	0,01	0,04	0,03	-0,04	-0,07*	-0,08*	-0,02	-0,01	0,11**
Zmiana stopy $t-1$	0,29***	0,36***	0,27***	0,30***	0,24***	0,08	0,42***	0,21***	0,35***	0,26***	0,23***	0,34***	0,39***
Zmiana stopy $t-2$	0,18***	0,17**	0,08	0,03	0,02	-0,000	-0,04	0,17***	0,08	0,15*	-0,07*	-0,01	0,03
Zmiana stopy $t-3$	—	-0,04	0,04	0,01	-0,02	-0,01	0,02	0,03	-0,04	-0,11**	0,00	-0,07*	0,02
Opóźnienie przestrzenne zmiany stopy $t \dots$	0,95***	1,15***	1,16***	1,08***	1,17***	1,14***	1,20***	0,99***	1,01***	1,06***	1,09***	1,10***	0,92***
Opóźnienie przestrzenne zmiany stopy $t-1$	-0,32**	-0,40***	-0,32***	-0,27**	-0,25***	-0,08	-0,47***	-0,20*	-0,42***	-0,35***	-0,24***	-0,35***	-0,57***
Opóźnienie przestrzenne zmiany stopy $t-2$	-0,17	-0,23*	-0,16*	-0,09	-0,04	-0,01	-0,05	-0,20*	-0,12	-0,18	0,10*	0,05	0,18
Stan (stopa) $t-1$	-0,008**	-0,02	-0,002	-0,02	-0,001	-0,001	-0,000	0,004	0,007*	0,006	-0,002	-0,000	-0,02***
$MIAS_{TO}$	0,14*	0,05	0,05	0,01	0,05	0,04	-0,05	-0,13*	-0,2*	-0,23**	-0,07	-0,05	0,12
Lambda	-0,91***	-1,03***	-1,05***	-0,96***	-1,10***	-0,94***	-1,13***	-0,97***	-0,93***	-0,95***	-1,02***	-0,88***	-0,88***
AIC (error)	275,17	187,81	157,81	224,3	199,27	204,9	164,54	155,84	304,6	348,1	11,43	93,35	214,57
AIC (lm)	293,84	247,15	211	279,58	272,1	250,68	247,24	202,43	348,96	405,28	85,62	144,44	235,85

U w a g a. Przyjęte oznaczenia przedziałów poziomu istotności: *** 0,001, ** 0,01, * 0,05, 0,1.

Ź r ó ł o: opracowanie własne.

W celu określenia zmian poszczególnych współczynników regresji oszacowano równanie regresji dla wszystkich dostępnych okresów (uwzględniając opóźnienia). W estymacji parametrów regresji wykorzystano MNW oraz procedurę optymalizacji do znalezienia współczynnika przestrzennego (λ). Przedstawione wyniki estymacji (tabl. 2) są dość stabilne. Dla prawie wszystkich okresów zazwyczaj istotne są cztery zmienne: zmiana stopy bezrobocia w badanym regionie w okresie $t-1$ oraz $t-2$ oraz zmiana stopy bezrobocia wśród sąsiadów badanego regionu w okresie t oraz $t-1$. Co więcej, prawie zawsze (z wyjątkiem okresów zmiany trendu) nieistotna jest zmienna „stan wyjściowy”, czyli stopa bezrobocia w badanym regionie w okresie $t-1$.

Zgodnie z modelem powiaty sąsiadujące ze stolicą województwa oparły się fali bezrobocia — współczynnik zmiennej jest istotny w okresie najwyższych wzrostów stopy bezrobocia i ma znak ujemny. Świadczy to o wyhamowaniu trendów wzrostowych w tych lokalizacjach. W innych okresach zmienna ta jest nieistotna ze względu na przestrzenne efekty sąsiedztwa i tworzenie zgrupowań przestrzennych słabszych zmian wraz z powiatami sąsiedzkimi.

Stopień zmian stopy bezrobocia powiązany jest ze zmianami wcześniejszymi w regionie badanym oraz sąsiedzkich, a także zmianami bieżącymi w powiatach sąsiedzkich. Wpływ zmian z okresu wcześniejszego w danym powiecie kompensowany jest zmianami stopy bezrobocia w powiatach sąsiedzkich również z okresu wcześniejszego. Współczynniki te mają przeciwne znaki oraz w wielu okresach są do siebie znacznie zbliżone co do wartości bezwzględnej. Generalnie, zmiany w powiatach sąsiedzkich mają charakter wyhamowujący zmiany w obszarze badanym. Oscylujący wokół wartości 1 współczynnik zmian stopy bezrobocia w regionach sąsiedzkich w tym samym okresie jest głównym czynnikiem kształtowania się stopy bezrobocia w badanym obszarze. Oznacza to, że tylko zmiany bieżące mają znaczący wpływ na sytuację na rynku pracy. Z tego względu należy wykluczyć istnienie dyfuzji czasowo-przestrzennej, a przyjąć, że zmiany są odpowiedzią na zewnętrzne szoki/impulsy odczuwane symultanicznie we wszystkich lokalizacjach. Potwierdza to istotność współczynnika przestrzennego (λ). Wysoka i ujemna wartość tego współczynnika świadczy o istnieniu pozamodelowych czynników wpływających na zmiany zmiennej objaśnianej. Ujemny znak jest odpowiedzią na wysoką ujemną autokorelację przestrzenną.

*
* *

Analiza ekonometryczno-statystyczna pokazuje wydatnie, że czynnik przestrzenny odgrywa ważną rolę w modelowaniu zmian. Modele przestrzenne pozwalają uchwycić niemierzalne impulsy zewnętrzne oraz śledzić transmisję ich efektów zarówno w czasie, jak i przestrzeni. Poprawiają także specyfikację modelu, eliminując obciążenie estymatorów. Przedstawienie graficzne zmian lokal-

nych z uwzględnieniem zmian w sąsiedztwie pozwala zdiagnozować istnienie zgrupowań przestrzennych (klastrow) oraz tworzenie obszarów o zbliżonych wartościach badanej cechy. Jak wykazano w badaniu, zmiany stopy bezrobocia pod wpływem spowolnienia gospodarczego nie mają charakteru dyfuzji. Nie istnieje proces przenikania tych zjawisk do kolejnych regionów, a zmiany lokalne są odpowiedzią na impulsy zewnętrzne. Zmiany stopy bezrobocia mają tendencje do grupowania przestrzennego powiatów. Silne stolice województw tworzą wokół siebie obszar odporny na przenikanie impulsów sięgający trzeciego rzędu sąsiedztwa, czyli ok. 100 km. Nie istnieje jednoznaczna zależność zmian stopy bezrobocia od poziomu stopy bezrobocia w danym powiecie. Mają one raczej związek z podatnością na zmiany w regionie badanym i sąsiedzkich — zarówno słabe jak i silne rynki pracy notowały silne, a także słabe zmiany stopy bezrobocia.

dr Katarzyna Kopczewska — Uniwersytet Warszawski

LITERATURA

- Anselin L. (1988), *Spatial Econometrics: Method and Models*, Dordrecht, Kluwer
- Anselin L. (2009), *Spatial Regression*, [w:] Fotheringham A. S., Rogerson P. A. (red.), *The SAGE Handbook of Spatial Analysis*, SAGE Publications
- Bivand R., Pebesma E., Gomez-Rubio V. (2008), *Applied Spatial Data Analysis*, with R, Springer
- Bivand R. with contributions by Anselin L., Assunção R., Berke O., Bernat A., Carvalho M., Chun Y., Dormann C., Dray S., Halbersma R., Krainski E., Lewin-Koh N., Li H., Ma J., Millo G., Mueller W., Ono H., Peres-Neto P., Reder M., Tiefelsdorf M., Yu D. (2009), *spdep: Spatial dependence: weighting schemes, statistics and models*, R package version 0.4—34
- Filipowicz M., Łazarczyk P. (2008), *Obserwatorium rynku pracy. Wybrane zagadnienia lokalnego rynku pracy. Powiat brzeski*, Wojewódzki Urząd Pracy w Opolu
- Haining R. P. (2003), *Spatial Data Analysis: Theory and Practice*, Cambridge: Cambridge University Press
- Kopczewska K. (2006), *Ekonometria i statystyka przestrzenna*, CeDeWu, Warszawa
- Kopczewska K., Kopczewski T., Wójcik P. (red.) (2009), *Metody ilościowe w R. Aplikacje ekonomiczne i finansowe*, CeDeWu, Warszawa
- Lewin-Koh N. J., Bivand R., contributions by Pebesma E., Archer E., Baddeley A., Bibiko H., Dray S., Forrest D., Giraudoux P., Golicher D., Gomez-Rubio V., Hausmann P., Jagger T., Luque S., MacQueen D., Niccolai A., Short T. (2009), *maptools: Tools for reading and handling spatial objects*, R package version 0.7—23, <http://CRAN.R-project.org/package=maptools>
- Pebesma E. J., Bivand R. S. (2005), *Classes and methods for spatial data*, in R. R News 5 (2), <http://cran.r-project.org/doc/Rnews/>

R Development Core Team (2009), *R: A language and environment for statistical computing*, R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria, ISBN 3-900051-07-0, <http://www.R-project.org>

Sztanderska U., Socha M., Grotkowska G. (2005), *Rynek pracy województwa warmińsko-mazurskiego: perspektywa instytucjonalna*, Międzynarodowa Organizacja Pracy

SUMMARY

Statistical and econometric analyses make possible to analyze spatial processes depending on phenomena location. This allows to separate and to monitor an external impulse in space and time. Graphical presented changes in surveyed areas as well as their comparison with changes in neighbouring units allow to monitor creating spatial clusters of similar values of a researched features and spatial clusters with similar phenomena. The article tries to prove that global crisis changes in unemployment rate did not show any diffusion. There were no change transfers to neighbour areas. Local changes in unemployment rates were reaction to external impulse (economic crisis). Strong regional centers (voivodship capitals) preserve their "resistance areas" of about 100 km around which make impossible to transfer impulses from neighbour areas.

РЕЗЮМЕ

Методы статистики и пространственной эконометрии делают возможным анализ пространственных процессов в зависимости от места явления. Они позволяют выделить внешний импульс, а также следить его передачу во времени и пространстве. Графически представлены в обследуемых областях изменения, а также сопоставление их с изменениями в соседних единицах делают возможным наблюдение пространственных групп со сближенными величинами обследуемого признака, а также кластеров с похожими друг на друга явлениями. В статье была предпринята попытка доказать, что изменения коэффициента безработицы под влиянием глобального кризиса не показали диффузии. Не появился процесс перехода этих изменений в соседние пространства. Локальные изменения коэффициента безработицы были ответом на внешние импульсы (экономический кризис). Было замечено, что сильные центральные пункты в воеводствах (столицы воеводств) сохраняют своеобразную территорию невосприимчивую к переходу импульсов из соседних территорий на протяжении ок. 100 км от центра.