

KAROLINA LEWANDOWSKA-GWARDA

Wydział Ekonomiczno-Socjologiczny
Uniwersytet Łódzki

Analiza przestrzennego zróżnicowania wynagrodzeń w Polsce w latach 2009–2012

Streszczenie

Celem artykułu jest analiza przestrzennego zróżnicowania wynagrodzeń przeciętnych według powiatów w Polsce w okresie 2009–2012. W opracowaniu wykorzystano metody GIS i ESDA w celu wizualizacji danych oraz identyfikacji interakcji przestrzennych zachodzących w kształtowaniu się wynagrodzeń w powiatach. Podjęto również próbę budowy wielorównaniowego modelu regresji przestrzennej, w którym dodatkowo wprowadzono obrazy przestrzenne zmiennych niezależnych. Zastosowanie modelu jako narzędzia analizy danych panelowych umożliwiło sformułowanie wniosków na temat wpływu wybranych zmiennych ekonomicznych na kształtowanie się wynagrodzeń przeciętnych w Polsce w badanym okresie, przy jednoczesnym uwzględnieniu oddziaływania aspektów przestrzennych.

Słowa kluczowe: wynagrodzenia przeciętne, dane panelowe, wielorównaniowy model regresji przestrzennej

1. Wstęp

Płace są ceną pracy. Nie tylko odgrywają istotną rolę w przypadku osób, które je otrzymują, ale przez związki z procesem produkcji, redystrybucji dochodu narodowego i procesami inflacyjnymi wpływają na funkcjonowanie gospodarki narodowej¹.

Wynagrodzenie powinno być adekwatne do stopnia trudności pracy oraz jej efektywności, zależy jednak również od wielu innych czynników społeczno-ekonomicznych na poziomie mikro- i makroekonomicznym. Dodatkowo jest ono zróżnicowane w przekroju zarówno przestrzennym, jak i demograficznym (wieku, płci oraz wykształcenia). Mechanizmy rynkowe oraz interwencja państwa nie mogą zlikwidować nierówności płacowych, a w szczególności zróżnicowania przestrzennego, które powoduje wiele negatywnych skutków

¹ A. Welfe, *Inflacja i rynek*, Państwowe Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa 1993.

społeczno-ekonomicznych (wśród podstawowych należ wymienić np. odpływ ludności z regionu – migracje, na które decydują się zazwyczaj osoby młode, wykształcone i ambitne, co jest dużą stratą dla obszaru ich pochodzenia).

W 2012 r. różnica w wynagrodzeniach przeciętnych między powiatami, w których odnotowano ich najniższy (powiat kępiński w województwie wielkopolskim) oraz najwyższy (powiat lubiński w województwie dolnośląskim) poziom, wynosiła ponad 4000 PLN. Należy zastanowić się zatem, co powoduje tak dużą dyferencjację płac w Polsce. Czy oprócz wielu determinant społeczno-ekonomicznych może wpływać na nią położenie geograficzne (odległość od innych obszarów, sąsiedztwo) jednostek przestrzennych? Czy można zaryzykować stwierdzenie, że niektóre obszary (gminy, powiaty, podregiony) są po prostu „skazane” na słabszy rozwój gospodarczy przez to, że są położone w danej przestrzeni geograficznej?

W polskiej literaturze przedmiotu istnieje wiele opracowań poświęconych przestrzennemu zróżnicowaniu wynagrodzeń². Niemniej jednak w prezentowanych badaniach empirycznych sporadycznie są wykorzystywane narzędzia statystyki i ekonometrii przestrzennej.

Celem opracowania jest analiza przestrzennego zróżnicowania wynagrodzeń przeciętnych według powiatów w Polsce w okresie 2009–2012 z wykorzystaniem narzędzi geograficznych systemów informacyjnych, eksploracyjnej analizy danych przestrzennych oraz wielorównaniowego modelu regresji przestrzennej. Zastosowanie modelu ekonometrycznego jako narzędzia analizy danych panelowych umożliwiło sformułowanie wniosków na temat wpływu wybranych zmiennych ekonomicznych na kształtowanie się wynagrodzeń przeciętnych w powiatach w badanym okresie. Jednak zasadniczym celem budowy modelu jest próba uzyskania odpowiedzi na pytanie: czy przestrzeń (sąsiedztwo jednostek przestrzennych – powiatów) odgrywa istotną rolę w kształtowaniu się wynagrodzeń w Polsce?

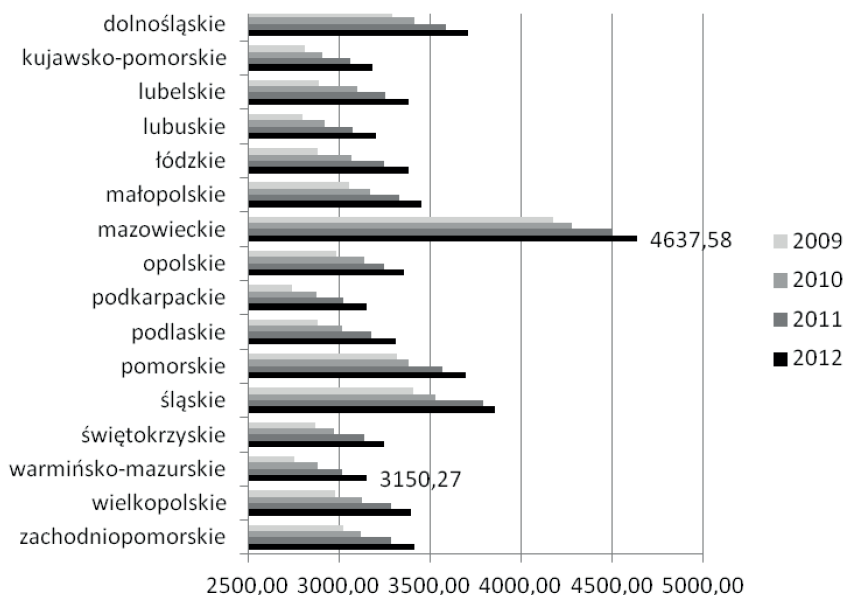
2. Wynagrodzenia przeciętne w Polsce w latach 2009–2012

Według informacji prezentowanych przez Główny Urząd Statystyczny, przeciętne miesięczne wynagrodzenie w gospodarce narodowej w 2012 r. wyniosło 3521,67 PLN. W latach 2009–2012 nastąpił wzrost poziomu zmiennej

² Na przykład: B. Rokicki, *Ewaluacja regionalnego zróżnicowania płac realnych w Polsce*, „Gospodarka Narodowa” 2013, t. 9, s. 53–67; A. Adamczyk, T. Tokarski, R.W. Włodarczyk, *Przestrzenne zróżnicowanie płac w Polsce*, „Gospodarka Narodowa” 2009, t. 9, s. 87–108; A. Rogut, T. Tokarski, *Determinanty regionalnego zróżnicowania płac w Polsce*, „Ekonomista” 2007, nr 1, s. 75–88; A. Rogut, W. Lipowski, *Regionalne zróżnicowanie płac w wybranych sektorach gospodarki*, „Wiadomości Statystyczne” 2005, t. 1, s. 35.

o 418,71 PLN. Dwie trzecie Polaków uzyskuje jednak dochody poniżej średniej krajowej. Dodatkowo kobiety zarabiają średnio o 1/5 mniej niż mężczyźni na tych samych stanowiskach pracy. Ogólnopolskie Badanie Wynagrodzeń³ wskazuje, że największe różnice pomiędzy wynagrodzeniami kobiet i mężczyzn występują w województwach mazowieckim, dolnośląskim i pomorskim, natomiast najmniejsze w podkarpackim.

Duże zróżnicowanie płac w latach 2009–2012 występowało w przekroju przestrzennym zmiennej. Na rysunku 1 można zauważyć, że najwyższe płace w całym okresie badawczym odnotowano w województwie mazowieckim, najniższe zaś w latach 2009 i 2010 w podkarpackim, natomiast w latach 2011 i 2012 w warmińsko-mazurskim. Różnica wynagrodzeń przeciętnych pomiędzy województwami, w których odnotowano ich najniższy i najwyższy poziom, wzrosła z 1438,74 PLN w 2009 r. do 1487,31 PLN w 2012 r. Najwyższy wzrost wynagrodzeń w porównaniu z okresem poprzednim odnotowano w 2011 r. w województwie śląskim – 266,43 PLN.

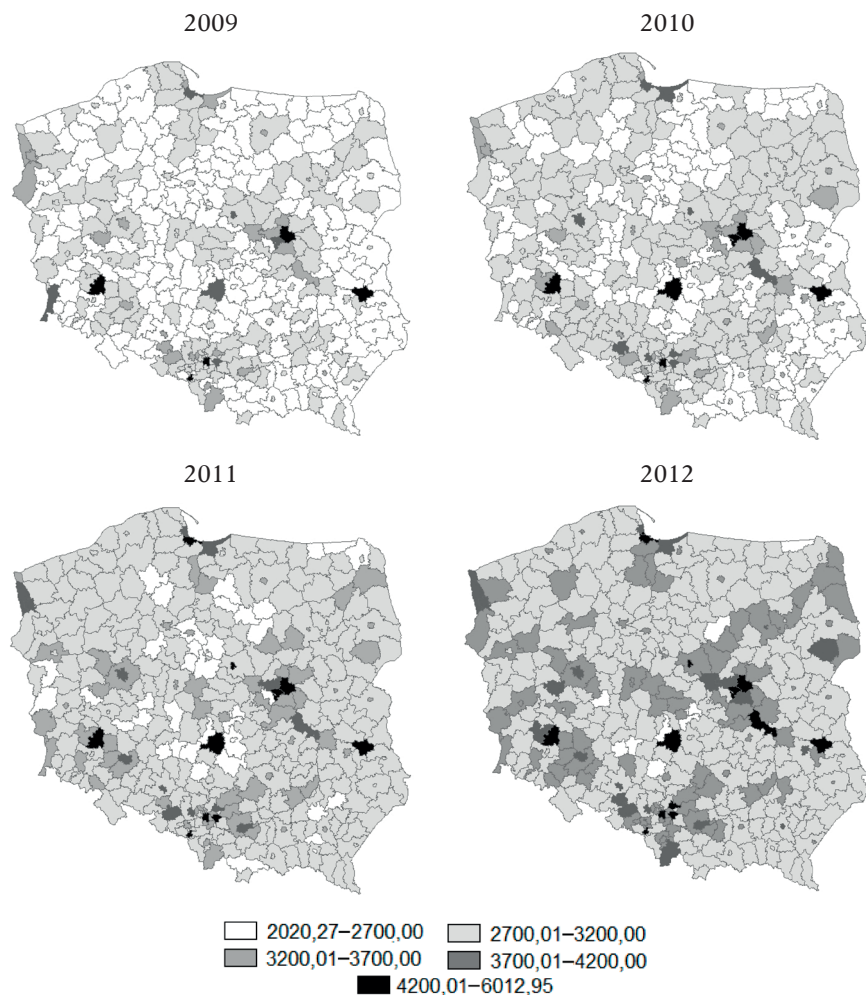


Rysunek 1. Poziom wynagrodzeń przeciętnych według województw w Polsce w latach 2009–2012

Źródło: opracowanie własne.

³ Ogólnopolskie Badanie Wynagrodzeń jest prowadzone od 2004 r. przez najstarszą firmę doradztwa HR w Polsce – Sedlak & Sedlak, <http://www.wynagrodzenia.pl> (dostęp 8.04.2014).

Na rysunku 2 zaprezentowano zróżnicowanie wynagrodzeń przeciętnych w powiatach. Na mapach wyraźnie widać, że płace konsekwentnie rosły w badanym okresie. Mediana wynagrodzeń w 2009 r. wynosiła 2669,1 PLN, natomiast w 2012 r. 3090,7 PLN. Spadek wynagrodzeń w porównaniu z okresem poprzednim odnotowano jedynie w siedmiu powiatach w 2010 r., w czterech w 2011 r. oraz w siedmiu w 2012 r.



Rysunek 2. Poziom wynagrodzeń przeciętnych według powiatów w Polsce w latach 2009–2012

Źródło: opracowanie własne.

Najwyższy poziom wynagrodzeń w 2012 r. wystąpił w powiecie lubińskim (woj. dolnośląskie) – 6541,95 PLN, zaś najniższy w powiecie kępińskim (woj. wielkopolskie) – 2349,11 PLN. Różnica płac przeciętnych pomiędzy powiatami, w których odnotowano ich najniższy i najwyższy poziom, wzrosła z 3595,28 PLN w 2009 r. do 4192,84 PLN w 2012 r. Zróżnicowanie przestrzenne płac w kraju zatem pogłębia się.

Grupę, w której odnotowano najwyższe wynagrodzenia (ponad 4200 PLN), stanowi niewielka liczba powiatów, w 2012 r. było ich zaledwie 13, w większości są to miasta na prawach powiatu. W 246 powiatach odnotowano natomiast płace nieprzekraczające 3200 PLN. Można również zauważyć, że w całym okresie badawczym najniższy poziom wynagrodzeń występował w północno- i południowo-wschodniej części kraju.

Analizowana zmienna charakteryzowała się dodatnią autokorelacją globalną. Statystyka Morana przyjmowała następujące wartości: $I_{2009} = 0,19$; $I_{2010} = 0,18$; $I_{2011} = 0,17$; $I_{2012} = 0,17$ (uzyskane wyniki są istotne statystycznie). Statystyka lokalna wskazuje na grupowanie się niskich wartości płac w powiatach położonych w województwach kujawsko-pomorskim, wielkopolskim, podkarpackim i małopolskim, natomiast wysokie wartości grupują się w okolicach Warszawy⁴.

3. Modele regresji przestrzennej w analizach wynagrodzeń

Prawidłowa analiza danych przestrzennych wymaga implementacji właściwych narzędzi ekonometrycznych, które dają możliwość podniesienia jakości uzyskiwanych wyników. Modele regresji przestrzennej, oprócz relacji ekonomicznych zachodzących między zmienną objaśnianą i zmiennymi objaśniającymi, uwzględniają interakcje przestrzenne występujące pomiędzy badanymi jednostkami przestrzennymi (tj. krajami, regionami, województwami, powiatami). Zależności przestrzenne są wprowadzane do modelu ekonometrycznego przez macierz wag przestrzennych \mathbf{W} , która jest zazwyczaj zbudowana na podstawie macierzy odległości lub sąsiedztwa. Dobór odpowiedniej macierzy wag jest niezwykle istotnym i trudnym elementem badań przestrzennych, zależy od niego jakość uzyskanych wyników na dalszych etapach badań⁵.

⁴ W artykule nie zaprezentowano wizualizacji lokalnej statystyki Morana, ze względu na ograniczoną objętość publikacji.

⁵ *Ekonometria przestrzenna. Metody i modele analizy danych przestrzennych*, red. B. Suchecki, C.H. Beck, Warszawa 2010.

Z uwagi na to, że wynagrodzenia charakteryzują się autokorelacją przestrzenną, w zagranicznej literaturze przedmiotu można znaleźć wiele opracowań, których autorzy wykorzystują narzędzia statystyki i ekonometrii przestrzennej w ich analizie. W artykule *Globalisation and wage differentials: a spatial analysis*, autorstwa B. Fingletona i M. Baddeleya, wykorzystano model z autokorelacją przestrzenną składnika losowego w analizie płac przeciętnych w 98 krajach w latach 1970–2000. Pytanie badawcze postawione w pracy dotyczyło wpływu procesów globalizacyjnych na zróżnicowanie płac wewnątrz krajów oraz pomiędzy nimi. Na podstawie uzyskanych wyników analiz stwierdzono, że można wyróżnić grupy krajów, w których płace realne rosną (bądź maleją) w podobnym tempie i zależą od podobnych czynników. Powiązania przestrzenne zachodzące pomiędzy poszczególnymi krajami pośrednio wpływają na zróżnicowanie wynagrodzeń przez oddziaływanie na przepływy handlowe, kapitału, czynników produkcji, technologii oraz informacji. Przestrzenny model panelowy wykorzystano natomiast w opracowaniu *Minimum Wages and Teen Employment: A Spatial Panel Approach*, autorstwa C. Kalenkoskiego i D. Lacombe'a, w celu zbadania wpływu zmian płacy minimalnej na kształtowanie się bezrobocia wśród ludzi młodych w Stanach Zjednoczonych w latach 1990–2004. Na podstawie przeprowadzonych badań udowodniono, że wzrost płacy minimalnej wpływa na wzrost bezrobocia nie tylko w badanym stanie, ale również w sąsiednich jednostkach przestrzennych. S. Longhi, P. Nijkamp oraz J. Poot w artykule *Spatial Heterogeneity and the Wage Curve Revisited* zastosowali model, w którym interakcje przestrzenne wprowadzono w składniku losowym oraz w postaci obrazów przestrzennych zmiennych niezależnych w celu przeprowadzenia analizy wynagrodzeń w Niemczech w latach 1990–1997. W opracowaniu udowodniono, że lokalne rynki pracy położone w sąsiedztwie oddziałują na siebie. Wzrost bezrobocia w regionie nie musi powodować spadku płac, z uwagi na możliwość migracji bezrobotnych do regionów sąsiednich. Dodatkowo zauważono, że wynagrodzenia przeciętne są wyższe w regionach, w których zachodzą silne relacje z obszarami sąsiednimi.

W analizie wynagrodzeń przeciętnych według powiatów w Polsce w latach 2009–2012 wykorzystano model o równaniach pozornie niezależnych SUR (*Seemingly Unrelated Regression*) z autoregresją przestrzenną. Modele SUR, wprowadzone w 1962 r. przez A. Zellnera, są wielorównaniowymi modelami prostymi, w których zachodzi jednoczesna współzależność składników losowych. Modele te są powszechnie wykorzystywane w analizie danych panelowych. Ich przestrzenną modyfikację opracował w 1988 r. L. Anselin, wprowadzając macierz wag przestrzennych do modelu. W 2003 r. J.P. Elhorst opublikował opracowanie, w którym jako pierwszy omówił kompleksowo metodologię łączącą

dane panelowe i analizy przestrzenne oraz poruszył zarówno problemy budowy, jak i estymacji tego typu modeli. Podkreślił fakt, że w modelach SUR zależności przestrzenne mogą być wprowadzone w postaci opóźnionej przestrzennie zmiennej zależnej bądź autokorelacji przestrzennej składnika losowego. Mogą występować również efekty lub parametry nielosowe bądź losowe⁶.

Model SUR z autoregresją przestrzenną, w którym wszystkie zmienne obserwowane są w przestrzeni i ($i = 1, 2, \dots, N$) oraz w czasie t ($t = 1, \dots, T$), przyjmuje następującą postać⁷:

$$\begin{aligned} \mathbf{Y} &= (\mathbf{R}_T \otimes \mathbf{W})\mathbf{Y} + \mathbf{Z}\mathbf{B} + \boldsymbol{\varepsilon}, \\ \mathbf{E}[\boldsymbol{\varepsilon}\boldsymbol{\varepsilon}^T] &= \Sigma_T \otimes \mathbf{I}_N, \end{aligned} \tag{1}$$

gdzie:

\mathbf{Y} – wektor zmiennych zależnych o wymiarach $NT \times 1$;

\mathbf{R}_T – diagonalna macierz parametrów autoregresji przestrzennej o wymiarach $T \times T$, której główna przekątna zbudowana jest z elementów ρ :

$$\mathbf{R}_T = \begin{bmatrix} \rho_1 & 0 & \dots & 0 \\ & \rho_2 & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & \dots & \rho_T \end{bmatrix},$$

\mathbf{W} – macierz wag przestrzennych o wymiarach $N \times N$;

\mathbf{B} – wektor parametrów strukturalnych modelu o wymiarach $TK \times 1$;

\mathbf{Z} – macierz zmiennych objaśniających o wymiarach $NT \times KT$, która dla całego modelu przyjmuje następującą postać:

$$\mathbf{Z} = \begin{bmatrix} \mathbf{X}_1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \mathbf{X}_2 & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & \dots & \mathbf{X}_T \end{bmatrix},$$

$\boldsymbol{\varepsilon}$ – wektor składników losowych o wymiarach $NT \times 1$.

⁶ K. Lewandowska-Gwarda, *Wielorównaniowe modele regresji przestrzennej*, w: *Ekonometria przestrzenna II. Modele zaawansowane*, red. B. Suchecki, C.H. Beck, Warszawa 2012, s. 153–164.

⁷ L. Anselin, J. Le Gallo, H. Jayet, *Spatial Panel Econometrics*, w: *The Econometrics of Panel Data, Fundamentals and Recent Developments in Theory and Practice*, red. L. Matyas, P. Sevestre, Kluwer, Dordrecht 2008, s. 626–660.

Poszczególne równania modelu SUR z autoregresją przestrzenną, gdzie każde z nich opisuje inny okres czasu, można zapisać jako⁸:

$$\mathbf{y}_t = \rho_t \mathbf{W}\mathbf{y}_t + \mathbf{X}_t\boldsymbol{\beta}_t + \boldsymbol{\varepsilon}_t, \quad (2)$$

gdzie:

$\mathbf{y}_t, \boldsymbol{\varepsilon}_t$ – wektory zmiennych zależnych i składników losowych;

ρ_t – parametr autoregresji przestrzennej w równaniu t ;

\mathbf{W} – macierz wag przestrzennych o wymiarach $N \times N$;

\mathbf{X}_t – macierz zmiennych objaśniających (w każdym równaniu możemy mieć do czynienia z dowolnym zestawem zmiennych objaśniających);

$\boldsymbol{\beta}_t$ – wektor parametrów strukturalnych w równaniu t .

W modelu wykorzystanym w badaniu dodatkowo wprowadzono obrazy przestrzenne wybranych zmiennych egzogenicznych (WX), które umożliwią ocenę wpływu sytuacji ekonomicznej obszarów zdefiniowanych jako sąsiednie na poziom wynagrodzeń przestrzennych w badanym regionie. Poszczególne równania modelu przyjęły zatem następującą postać:

$$\mathbf{y}_t = \rho_t \mathbf{W}\mathbf{y}_t + \mathbf{W}\mathbf{X}_t\boldsymbol{\theta}_t + \mathbf{X}_t\boldsymbol{\beta}_t + \boldsymbol{\varepsilon}_t, \quad (3)$$

gdzie:

$\boldsymbol{\theta}_t$ – wektor parametrów strukturalnych w równaniu t ;

$\mathbf{W}\mathbf{X}$ – obraz przestrzenny zmiennych niezależnych.

W celu oszacowania parametrów modelu SUR z autoregresją przestrzenną można wykorzystać metodę zmiennych instrumentalnych, potrójną metodę najmniejszych kwadratów lub metodę największej wiarygodności⁹.

⁸ L. Anselin, *Spatial Econometrics: Methods and Models*, Kluwer Academic Publishers, Dordrecht 1988.

⁹ L. Anselin, op.cit. Więcej informacji na temat różnych rodzajów przestrzennych modeli SUR oraz adekwatnych metod estymacji parametrów można znaleźć w opracowaniu: K. Lewandowska-Gwarda, op.cit.

4. Wielorównaniowy model regresji przestrzennej w analizie wynagrodzeń przeciętnych w Polsce

Analiza wynagrodzeń przeciętnych w Polsce w ujęciu przestrzenno-czasowym została przeprowadzona na podstawie bazy danych statystycznych opracowanej na podstawie informacji dostępnych w Banku Danych Lokalnych Głównego Urzędu Statystycznego. Dane statystyczne zebrano dla 379 powiatów Polski z lat 2009–2012. Głównym wyznacznikiem tworzenia bazy danych były zarówno przesłanki merytoryczne, jak i dostępność danych w momencie wykonywania badania. Według teorii ekonomii, poziom wynagrodzeń przeciętnych zależy od wielu czynników społeczno-ekonomicznych. Należy podkreślić fakt, że nie wszystkie istotne w analizie płac zmienne są dostępne w przekroju przestrzennym dla powiatów (np. poziom inflacji czy PKB). Głównym celem budowy modelu nie jest jednak dokładny opis relacji ekonomicznych, które są szczegółowo omówione w literaturze przedmiotu, ale weryfikacja hipotezy mówiącej o wpływie zależności przestrzennych na kształtowanie się badanej zmiennej w kraju. Z tego względu analizę wykonano na podstawie danych statystycznych, które umożliwiają identyfikację zależności przestrzennych w jak największym stopniu – dla powiatów.

Na pierwszym etapie analizy w celu zbadania wpływu wybranych zmiennych ekonomicznych na kształtowanie się poziomu wynagrodzeń przeciętnych zbudowano model SUR, w którym nie uwzględniono interakcji przestrzennych. W modelu tym uzyskano jednak niskie dopasowanie do danych, z uwagi na brak możliwości wprowadzenia ważnych dla analizy badanego zjawiska zmiennych egzogenicznych (np. wydajności pracy). W poszczególnych równaniach modelu występowała również autokorelacja przestrzenna reszt, o czym świadczyła istotna wartość statystyk Morana I . Z tego względu następnie opracowano model SUR z autoregresją przestrzenną, w którym dodatkowo ujęto obrazy przestrzenne wybranych zmiennych egzogenicznych. Model ten umożliwił uwzględnienie aspektów przestrzennych w postaci sąsiedztwa badanych jednostek przestrzennych, zdefiniowanego w macierzy wag. W badaniu wykorzystano macierz wag w konfiguracji królowej I rzędu, standaryzowaną wierszami¹⁰.

Parametry modelu szacowano, wykorzystując metodę zmiennych instrumentalnych. Wykonano wiele prób, biorąc pod uwagę różne zestawy zmiennych

¹⁰ W badaniu wstępnym zbudowano różne rodzaje macierzy wag, jednak macierz w konfiguracji królowej I rzędu dawała najlepsze rezultaty analizy.

egzogenicznych oraz różne postaci funkcyjne. Ostatecznie zastosowano model potęgowy, który przyjął następującą postać:

$$\ln WP_{09} = \alpha_{01} + \rho_1 \ln \mathbf{W}_{-} WP_{09} + \beta_{11} \ln WBST_{09} + \beta_{21} \ln NI_{09} + \beta_{31} \ln SB_{09} + \beta_{41} \ln MW_{09} + \delta_{11} \ln \mathbf{W}_{-} OP_{09} + \varepsilon_{11} \quad (4)$$

$$\ln WP_{10} = \alpha_{02} + \rho_2 \ln \mathbf{W}_{-} WP_{10} + \beta_{12} \ln WBST_{10} + \beta_{22} \ln SB_{10} + \beta_{32} \ln MW_{10} + \beta_{42} \ln LWP_{10} + \delta_{12} \ln \mathbf{W}_{-} OP_{10} + \delta_{22} \ln \mathbf{W}_{-} MW_{10} + \varepsilon_{22} \quad (5)$$

$$\ln WP_{11} = \alpha_{03} + \rho_3 \ln \mathbf{W}_{-} WP_{11} + \beta_{13} \ln WBST_{11} + \beta_{23} \ln NI_{11} + \beta_{33} \ln MW_{11} + \beta_{43} \ln LWP_{11} + \delta_{13} \ln \mathbf{W}_{-} OP_{11} + \delta_{23} \ln \mathbf{W}_{-} MW_{11} + \delta_{33} \ln \mathbf{W}_{-} SB_{11} + \varepsilon_{33} \quad (6)$$

$$\ln WP_{12} = \alpha_{04} + \rho_4 \ln \mathbf{W}_{-} WP_{12} + \beta_{14} \ln WBST_{12} + \beta_{24} \ln NI_{12} + \beta_{34} \ln MW_{12} + \delta_{14} \ln \mathbf{W}_{-} OP_{12} + \delta_{24} \ln \mathbf{W}_{-} MW_{12} + \delta_{34} \ln \mathbf{W}_{-} SB_{12} + \varepsilon_{44} \quad (7)$$

gdzie: *LWP* – liczba ludności w wieku produkcyjnym; *MW* – liczba wymeldowań do innych powiatów osób w wieku produkcyjnym; *NI* – nakłady inwestycyjne w przedsiębiorstwach na 1 mieszkańca w wieku produkcyjnym; *OP* – liczba ofert pracy; *SB* – stopa bezrobocia; *WBST* – wartość brutto środków trwałych w przedsiębiorstwach na 1 mieszkańca; *WP* – wynagrodzenia przeciętne¹¹; *W* – macierz wag przestrzennych; *ln* – logarytm naturalny; α – wyrazy wolne; β , δ – parametry strukturalne; ε – składniki losowe.

Wyniki estymacji parametrów powyższego modelu zaprezentowano w tabeli 1.

Tabela 1. Wyniki estymacji przestrzennego modelu SUR

Zmienna objaśniająca	Oceny parametrów	Istotność parametrów (<i>t</i> – stat)	Dopasowanie
<i>WP</i> ₀₉			
<i>Wyraz wolny</i>	5,182	11,25	<i>R</i> ² = 0,67 <i>S.E.</i> = 0,05
<i>lnW</i> ₋ <i>WP</i> ₀₉	0,211	3,66	
<i>lnWBST</i> ₀₉	0,076	7,06	
<i>lnNI</i> ₀₉	0,018	2,15	
<i>lnSB</i> ₀₉	-0,024	-2,22	
<i>lnMW</i> ₀₉	0,059	5,87	
<i>lnW</i> <i>OP</i> ₀₉	0,001	2,14	

¹¹ W badaniu wykorzystano dane nominalne. Nie urealniono danych ze względu na niewielki wymiar czasu (2009–2012), w którym występował niski poziom inflacji. Dodatkowo nie porównywano bezpośrednio relacji zachodzących w czasie. Urealnienie danych nie wpłynęłoby zatem znacznie na wyniki analizy.

Zmienna objaśniająca	Oceny parametrów	Istotność parametrów (t – stat)	Dopasowanie
<i>WP₁₀</i>			
<i>Wyraz wolny</i>	5,700	11,31	$R^2 = 0,64$ $S.E. = 0,06$
$\ln W_{WP_{10}}$	0,196	3,30	
$\ln WBST_{10}$	0,076	9,55	
$\ln SB_{10}$	-0,033	-2,57	
$\ln MW_{10}$	0,083	4,65	
$\ln LWP_{10}$	-0,043	-2,28	
$\ln W_{OP_{10}}$	0,003	2,55	
$\ln W_{MW_{10}}$	0,002	2,37	
<i>WP₁₁</i>			
<i>Wyraz wolny</i>	6,080	11,30	$R^2 = 0,64$ $S.E. = 0,06$
$\ln W_{WP_{11}}$	0,140	2,12	
$\ln WBST_{11}$	0,064	6,11	
$\ln NI_{11}$	0,029	3,01	
$\ln MW_{11}$	0,089	4,64	
$\ln LWP_{11}$	-0,053	-2,66	
$\ln W_{OP_{11}}$	0,005	3,51	
$\ln W_{MW_{11}}$	0,007	3,93	
$\ln W_{SB_{11}}$	-0,009	-3,12	
<i>WP₁₂</i>			
<i>Wyraz wolny</i>	5,593	11,07	$R^2 = 0,62$ $S.E. = 0,07$
$\ln W_{WP_{12}}$	0,159	2,49	
$\ln WBST_{12}$	0,070	6,42	
$\ln NI_{12}$	0,032	3,32	
$\ln MW_{12}$	0,051	5,04	
$\ln W_{OP_{12}}$	0,004	3,10	
$\ln W_{MW_{12}}$	0,005	2,82	
$\ln W_{SB_{12}}$	-0,006	-2,24	

Źródło: opracowanie własne.

Wszystkie parametry modelu są istotne statystycznie. Oznacza to, że wyszczególnione zmienne mają wpływ na kształtowanie się poziomu wynagrodzeń przeciętnych w badanym okresie. Zastosowanie modelu regresji przestrzennej umożliwiło wyeliminowanie autokorelacji przestrzennej z analizy. Istotność parametrów ρ świadczy o występowaniu interakcji przestrzennych pomiędzy badanymi jednostkami przestrzennymi we wszystkich okresach. Dopasowanie poszczególnych równań modelu kształtuje się na poziomie 62–67%, można zatem sformułować wnioski ekonomiczne na temat kształtowania się badanych zmiennych na jego podstawie.

Przy innych czynnikach niezmiennych wzrost (spadek) wynagrodzeń przeciętnych w powiatach zdefiniowanych w macierzy wag jako sąsiednie powodował wzrost (spadek) zmiennej w powiecie badanym we wszystkich okresach analizy. Poziom płac przeciętnych w Polsce charakteryzuje się dodatnią autokorelacją przestrzenną. Mamy zatem do czynienia z grupowaniem się wysokich i niskich wartości zmiennej w przestrzeni geograficznej. Występują skupiska przestrzenne (klastry) obiektów o podobnych wartościach zmiennej. Warto również podkreślić fakt, że parametr ρ najwyższą wartość przyjął w 2009 r., więc w tym okresie efekty przestrzenne były najsilniejsze.

We wszystkich okresach analizy zauważono, że wzrost wartości brutto środków trwałych w powiatach wpływał na wzrost wynagrodzeń przeciętnych przy założeniu *ceteris paribus*. Wartość brutto środków trwałych jest bardzo silnie skorelowana z wartością dodaną, co jest pośrednio wyrazem wpływu produkcji danego obszaru na wynagrodzenia.

W latach 2009, 2011 i 2012 przy pozostałych czynnikach niezmiennych wzrost nakładów inwestycyjnych w przedsiębiorstwach wpływał na wzrost wynagrodzeń przeciętnych. Wzrost nakładów inwestycyjnych świadczy o rozwoju gospodarczym danego obszaru i często powoduje wręcz automatyczny wzrost płac. Poczynione inwestycje, np. w nowe technologie, wymagają nierzadko zatrudnienia pracowników wysoko wykwalifikowanych, których płaca powinna być adekwatnie wysoka do ich wiedzy i umiejętności.

Przy innych czynnikach niezmiennych wzrost poziomu stopy bezrobocia powodował w latach 2009 i 2010 spadek wynagrodzeń przeciętnych. Odwrotną zależność pomiędzy wielkością bezrobocia a tempem wzrostu płac nominalnych odkrył w 1958 r. A.W. Phillips. Kiedy bezrobocie wzrasta, pracodawcy mają większą możliwość zatrudnienia pracowników za niższe wynagrodzenie, dzięki czemu mogą spowodować, iż tempo wzrostu płac nominalnych będzie niższe.

We wszystkich okresach analizy wzrost liczby wymeldowań osób w wieku produkcyjnym do innych powiatów powodował wzrost płac (przy założeniu *ceteris paribus*). Wzrost emigracji ludności powoduje zmniejszenie podaży pracy, dzięki czemu rośnie siła przetargowa osób, które pozostają w regionie. Należy podkreślić to, że najczęściej na emigrację zarobkową decydują się osoby wysoko wykształcone, wykwalifikowane, dynamiczne i młode, podniesienie płac przez pracodawców jest zatem również próbą zatrzymania ich w regionie. Wzrost liczby osób w wieku produkcyjnym powoduje efekt odwrotny – wzrost podaży pracy. Z tego względu wzrost poziomu tej zmiennej w latach 2010 i 2011, przy innych czynnikach niezmiennych, stwarzał możliwości obniżenia płac przeciętnych przez pracodawców.

Należy zwrócić uwagę na fakt, że na kształtowanie się poziomu wynagrodzeń przeciętnych w badanym obszarze wpływ miała również sytuacja ekonomiczna obszarów sąsiednich. We wszystkich okresach analizy (przy założeniu *ceteris paribus*) wzrost liczby ofert pracy w powiatach sąsiednich powodował wzrost wynagrodzeń przeciętnych w obszarze badanym. Możliwość podjęcia pracy w powiecie sąsiednim zachęca ludność do tzw. migracji wahadłowych, dzięki czemu zmniejsza się stopa bezrobocia w miejscu pochodzenia, ale również zmniejsza się podaż pracy, co w konsekwencji wymusza na pracodawcach podwyżki płac. W latach 2010–2012, przy innych czynnikach niezmiennych, wzrost poziomu migracji osób w wieku produkcyjnym w obszarach sąsiednich powodował wzrost płac w regionie badanym. Jest to ponownie związane z odpływem ludności i zmniejszeniem podaży pracy, lecz tym razem sytuacja ta dotyczy większych obszarów, które tworzą klastry zbudowane z sąsiadujących powiatów. W latach 2011 i 2012 wzrost stopy bezrobocia w regionach sąsiednich powodował spadek wynagrodzeń w rejonie badanym. W takiej sytuacji pracodawcy mogą podjąć próbę poszukiwania pracowników, którzy mieszkają w innych powiatach i których zadowolili niższe wynagrodzenie. Częstą praktyką pracodawców jest wówczas pomoc pracownikowi w codziennych dojazdach do pracy.

5. Podsumowanie i kierunki dalszych badań

Na podstawie przeprowadzonych badań udowodniono, że przestrzeń (położenie geograficzne powiatów, według którego jest identyfikowane sąsiedztwo) odgrywa istotną rolę w kształtowaniu się wynagrodzeń przeciętnych w kraju. Nie można zatem pomijać tego elementu w analizach. Stwierdzono, że wynagrodzenia przeciętne cechuje autokorelacja przestrzenna. Mamy więc do czynienia z tworzeniem się skupisk powiatów o podobnych wartościach badanej zmiennej. W szczególności występują klastry obszarów, które cechuje niski poziom płac (np. w województwach kujawsko-pomorskim czy podkarpackim). Dowiedziono również, że wpływ na kształtowanie się wynagrodzeń w powiatach ma sytuacja ekonomiczna obszarów zdefiniowanych jako sąsiednie. Dodatkowo zauważono, że w Polsce na poziomie zarówno wojewódzkim, jak i powiatowym występuje duże przestrzenne zróżnicowanie płac, które z roku na rok, wbrew założeniom polityki spójności, pogłębia się.

Wykorzystany w badaniu model SUR z autoregresją przestrzenną okazał się lepszym narzędziem analizy danych panelowych (przestrzenno-czasowych)

niż model, w którym nie uwzględniono interakcji przestrzennych. Umożliwił on wyeliminowanie autokorelacji przestrzennej z analizy, uzyskanie lepszego dopasowania do danych oraz sformułowanie ciekawych wniosków na temat relacji zachodzących w przestrzeni.

Kierunkiem dalszych badań jest zastosowanie przestrzennych modeli wektorowo-autoregresyjnych w analizie wynagrodzeń przeciętnych w Polsce. Modele te uwzględniają zarówno opóźnienia w czasie, jak i obrazy przestrzenne zmiennych, dzięki czemu umożliwiają uzyskanie bardziej dokładnych krótkoterminowych prognoz w porównaniu z innymi modelami regresji przestrzennej czy modelami wektorowo-autoregresyjnymi, które nie uwzględniają interakcji przestrzennych.

Bibliografia

1. Adamczyk A., Tokarski T., Włodarczyk R.W., *Przestrzenne zróżnicowanie płac w Polsce*, „Gospodarka Narodowa” 2009, t. 9, s. 87–108.
2. Anselin L., *Spatial Econometrics: Methods and Models*, Kluwer Academic Publishers, Dordrecht 1988.
3. Anselin L., Le Gallo J., Jayet H., *Spatial Panel Econometrics*, w: *The Econometrics of Panel Data, Fundamentals and Recent Developments in Theory and Practice*, red. L. Matyas, P. Sevestre, Kluwer, Dordrecht 2008, s. 626–660.
4. *Ekonometria przestrzenna. Metody i modele analizy danych przestrzennych*, red. B. Suchecki, C.H. Beck, Warszawa 2010.
5. Elhorst J.P., *Specification and Estimation of Spatial Panel Data Models*, „International Regional Science Review” 2003, vol. 26(3), s. 244–268.
6. Fingleton B., Baddeley M., *Globalisation and wage differentials: a spatial analysis*, „The Manchester School. Regional and Spatial Econometrics” 2011, vol. 79, s. 1018–1034.
7. Kalenkoski C., Lacombe D., *Minimum Wages and Teen Employment: A Spatial Panel Approach*, „Papers in Regional Science” 2013, vol. 92(2), s. 44–61.
8. Lewandowska-Gwarda K., *Wielorównaniowe modele regresji przestrzennej*, w: *Ekonometria przestrzenna II. Modele zaawansowane*, red. B. Suchecki, C.H. Beck, Warszawa 2012, s. 153–164.
9. Longhi S., Nijkamp P., Poot J., *Spatial Heterogeneity and the Wage Curve Revisited*, „Journal of Regional Science” 2006, vol. 46, s. 707–731.
10. Phillips A.W., *The Relationship between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom 1861–1957*, „Economica” 1958, vol. 4, s. 283–299.

11. Rogut A., Lipowski W., *Regionalne zróżnicowanie płac w wybranych sektorach gospodarki*, „Wiadomości Statystyczne” 2005, t. 1, s. 35.
12. Rogut A., Tokarski T., *Determinanty regionalnego zróżnicowania płac w Polsce*, „Ekonomista” 2007, nr 1, s. 75–88.
13. Rokicki B., *Ewaluacja regionalnego zróżnicowania płac realnych w Polsce*, „Gospodarka Narodowa” 2013, t. 9, s. 53–67.
14. Welfe A., *Inflacja i rynek*, Państwowe Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa 1993.
15. Zellner A., *An efficient method of estimating seemingly unrelated regressions and tests for aggregation bias*, „Journal of the American Statistical Association” 1962, vol. 57(298), s. 348–368.

Źródła sieciowe

1. <http://www.wynagrodzenia.pl> (dostęp 8.04.2014).
2. <https://stat.gov.pl> (dostęp 10.03.2014).

* * *

Average wages in Poland (2009–2012) – analysis of spatial diversity

Summary

The aim of this paper is to present results of spatio-temporal analysis of average wages in Poland. This analysis was done on poviats level in 2009–2012. Geographic information system and exploratory spatial data analysis tools are implemented for spatio-temporal data visualization and identification of spatial interactions that appear between poviats. Multiequation spatial autoregressive and cross regressive model is used to describe average wages according to selected socio-economic variables.

Keywords: average wages, panel data, multi equation spatial econometric model