

Daniela SZCZEPANIAK
Tomasz TOKARSKI

Ekonomiczne determinanty migracji międzywojewódzkich

Streszczenie. *Celem badania jest wskazanie oddziaływania determinant ekonomicznych na międzyregionalne przepływy migracyjne w Polsce w latach 1999—2015. Badanie przeprowadzono na podstawie danych z Banku Danych Lokalnych GUS, przy wykorzystaniu opisowych metod analizy zróżnicowania przepływów migracyjnych, płac i stóp bezrobocia w czasie i przestrzeni oraz metod ekonometrii przestrzennej: metody najmniejszych kwadratów (MNK), uogólnionej metody momentów (UMM), modeli logistycznych oraz modeli z efektami indywidualnymi.*

Wnioski z badania są następujące: na napływy migracyjne najsilniej oddziałują płace względne, a na odpływy — względna stopa bezrobocia. Ponadto migrujący, podejmując decyzję o zmianie miejsca zamieszkania, kierują się także czynnikiem przestrzennym.

Słowa kluczowe: analizy regionalne, migracje międzyregionalne, modele ekonometrii przestrzennej.

JEL: O18, R23, C21

W artykule zawarto omówienie analizy oddziaływania podstawowych determinant ekonomicznych na migracje międzywojewódzkie w Polsce w latach 1999—2015. Determinantami tymi są płace względne (rozumiane jako relacja płac w danym województwie do średnich płac w całej gospodarce) oraz względna stopa bezrobocia (definiowana analogicznie do płac względnych). Dane dotyczące międzywojewódzkich ruchów migracyjnych, jak również dane o płacach i stopie bezrobocia rejestrowanego pochodzą z Banku Danych Lokalnych (BDL) GUS.

W prowadzonych analizach opisowych dokonano podziału województw na cztery grupy:

- woj. mazowieckie;
- Polska Wschodnia (lubelskie, podkarpackie, podlaskie, świętokrzyskie i warmińsko-mazurskie);

- Polska Środkowa (kujawsko-pomorskie, łódzkie, małopolskie, pomorskie i śląskie);
- Polska Zachodnia (dolnośląskie, lubuskie, opolskie, wielkopolskie i zachodniopomorskie).

Grupę województw Polski Środkowej wyodrębniono ze względu na przebiegające przez nie główne ciągi komunikacyjne północ—południe (połączenia drogowe i kolejowe z Cieszyna na Górny Śląsk oraz z Chyżnego na Kraków i dalej przez Łódź w kierunku Torunia oraz Trójmiasta) oraz dość silne ekonomiczne efekty grawitacyjne (Filipowicz i Tokarski, 2015a).

PRZESTRZENNE ZRÓŻNICOWANIE PRZEPŁYWÓW MIGRACYJNYCH

W tabl. 1 zamieszczono dane dotyczące przyrostu liczby ludności i łącznych strumieni przepływów migracyjnych w województwach oraz w wyróżnionych grupach województw między rokiem 1999 a 2015.

TABL. 1. ZMIANY LICZBY LUDNOŚCI ORAZ STRUMIENIE MIGRACYJNE W WOJEWÓDZTWACH W LATACH 1999—2015

Grupy województw Województwa	Przyrost liczby ludności		Łączne napływy migracyjne		Łączne odpływy migracyjne		Saldo migracji	
	w tys. osób	w % ludności w 1999 r.	w tys. osób	w % ludności w 1999 r.	w tys. osób	w % ludności w 1999 r.	w tys. osób	w % ludności w 1999 r.
P o l s k a	173,9	0,5	1733,0	4,5	1733,0	4,5	0,0	0,0
Mazowieckie	236,5	4,6	372,1	7,3	161,3	3,2	210,7	4,1
Polska Wschodnia	-94,4	-1,1	285,5	3,5	505,0	6,1	-219,5	-2,7
Lubelskie	-69,4	-3,1	62,7	2,8	138,6	6,3	-75,9	-3,4
Podkarpackie	28,9	1,4	59,8	2,8	93,9	4,5	-34,1	-1,6
Podlaskie	-23,5	-1,9	39,9	3,3	67,9	5,6	-28,1	-2,3
Świętokrzyskie	-45,3	-3,5	52,1	4,0	92,3	7,1	-40,2	-3,1
Warmińsko-mazurskie	14,9	1,0	71,1	5,0	112,4	7,9	-41,3	-2,9
Polska Środkowa	-36,3	-0,2	605,8	4,1	606,7	4,1	-0,9	0,0
Kujawsko-pomorskie ...	17,3	0,8	83,5	4,0	104,6	5,1	-21,1	-1,0
Łódzkie	-143,8	-5,5	88,1	3,3	114,1	4,3	-25,9	-1,0
Małopolskie	154,8	4,8	155,2	4,8	100,5	3,1	54,7	1,7
Pomorskie	141,5	6,5	130,0	6,0	88,5	4,1	41,5	1,9
Śląskie	-206,0	-4,3	149,1	3,1	199,1	4,2	-50,0	-1,0
Polska Zachodnia	68,1	0,7	469,6	4,7	460,0	4,6	9,7	0,1
Dolnośląskie	-12,9	-0,4	133,6	4,6	123,3	4,2	10,3	0,4
Lubuskie	10,1	1,0	58,1	5,8	67,2	6,7	-9,1	-0,9
Opolskie	-78,2	-7,3	48,1	4,5	57,5	5,4	-9,4	-0,9
Wielkopolskie	135,6	4,1	145,3	4,4	111,4	3,3	33,9	1,0
Zachodniopomorskie ...	13,6	0,8	84,5	5,0	100,6	5,9	-16,1	-0,9

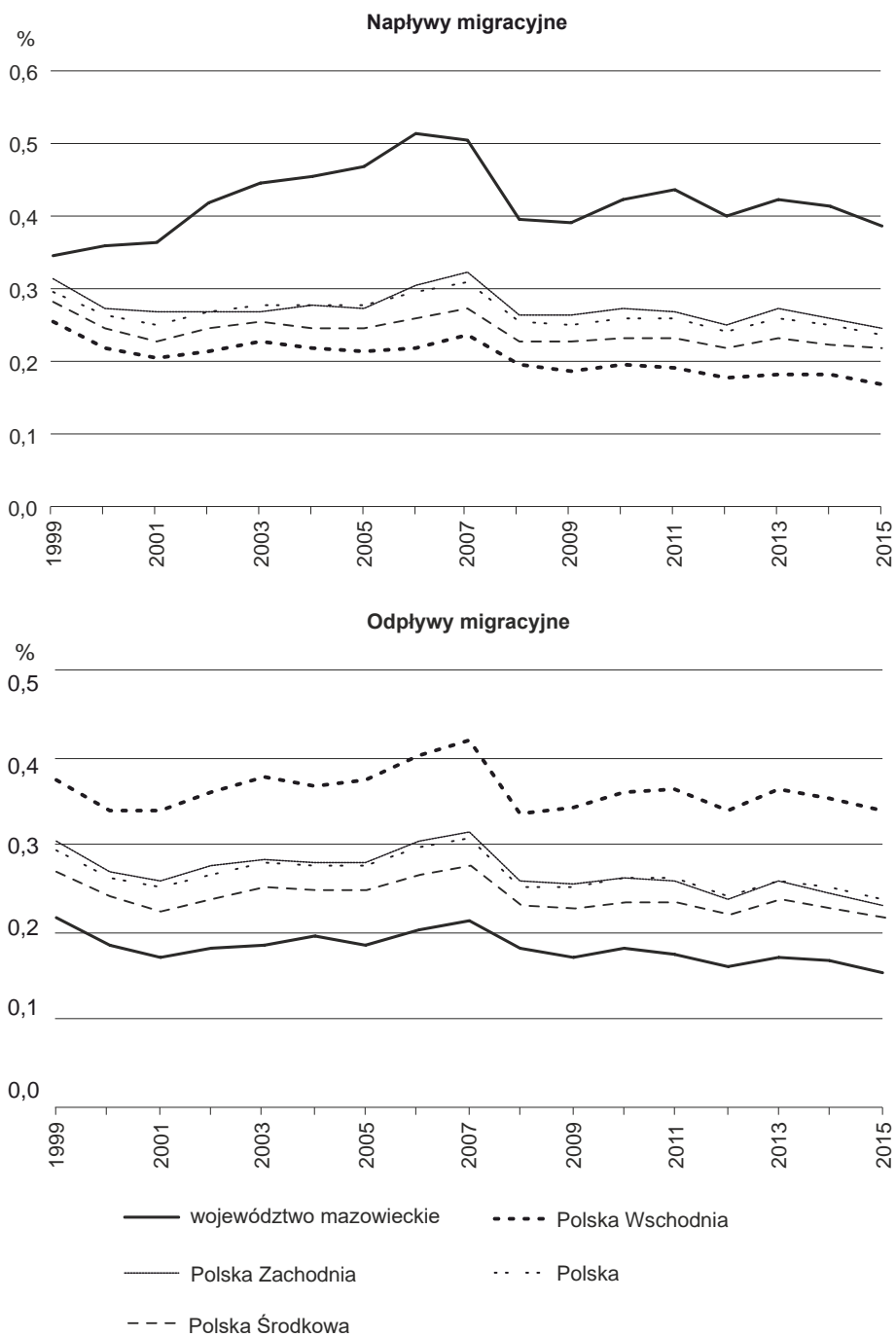
Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS.

Z powyższej tablicy można wyciągnąć następujące wnioski (por. także np. Ghatak, Mulhern i Watson, 2008; Grabowska-Lusińska i Okolski, 2009; Kowalska i Strielkowski, 2013; Kwiatkowski, Kucharski i Tokarski, 2005; Pietrzak,

Drzewaszewska i Wilk, 2012; Pietrzak i Wilk, 2014; Roszkowska, 2009; Wilk, Pietrzak i Matusik, 2013):

- w latach 1999—2015 liczba ludności Polski wzrosła o 173,9 tys. osób (0,5% liczby osób z 1999 r.). Wśród analizowanych grup województw wzrost nastąpił w woj. mazowieckim (o 236,5 tys. osób, tj. o 4,6%) i Polsce Zachodniej (o 68,1 tys., tj. o 0,7%), natomiast spadek liczby ludności notowano w Polsce Wschodniej (o 94,4 tys., tj. o 1,1%) i Polsce Środkowej (o 36,3 tys., tj. o 0,2%);
- liczba mieszkańców siedmiu województw (opolskiego, łódzkiego, śląskiego, świętokrzyskiego, lubelskiego, podlaskiego i dolnośląskiego) spadła, zaś pozostałych — wzrosła. Największe względne spadki liczby ludności zanotowano w województwach: opolskim (o 7,3%), łódzkim (o 5,5%) i śląskim (o 4,3%). Są to województwa stare demograficznie. W woj. łódzkim w 2015 r. odsetek osób w wieku 65 lat i więcej wynosił bowiem 17,6%, w śląskim — 16,7%, zaś w opolskim — 16,4%, podczas gdy średnia dla Polski była równa 15,8%. Ponadto łódzkie i śląskie to województwa postindustrialne, które dość słabo poradziły sobie z realiami transformacji systemowej lat 90. XX w. Efektem tych zmian było wysokie bezrobocie jawne, które prowadziło do migracji w poszukiwaniu pracy (m.in. Kwiatkowski i Tokarski, 1997, 2000; Kwiatkowski, Kucharski i Tokarski, 2002, 2005; Kryńska, Kwiatkowski i Tokarski, 2001);
- największy względny przyrost liczby ludności zanotowano w województwach: pomorskim (6,5%), małopolskim (4,8%), mazowieckim (4,6%) oraz wielkopolskim (4,1%). Są to województwa o wysokim poziomie PKB *per capita* i płac (mazowieckie, wielkopolskie i pomorskie), z prężnymi ośrodkami miejskimi (Warszawa, Poznań, Trójmiasto i Kraków). W województwach tych między 2000 a 2014 r. realny PKB (w cenach stałych z 2014 r.) wzrósł o: 62,0% w pomorskim, 64,9% w małopolskim, 73,4% w mazowieckim i 65,5% w wielkopolskim. W skali całej gospodarki wzrost wartości tej zmiennej makroekonomicznej wynosił 60,0%, podczas gdy w woj. zachodniopomorskim — tylko 35,9%, w świętokrzyskim — 44,3%, a w opolskim — 44,5% (por. także np. Tokarski, 2005; Trojak i Tokarski 2013; Trojak, 2015);
- największe względne, łączne międzyregionalne napływy migracyjne skierowane były do woj. mazowieckiego (7,3% liczby ludności tego województwa w 1999 r.) i pomorskiego (6,0%), najmniejsze zaś do lubelskiego i podkarpackiego (po 2,8%);
- najwyższe wartości względnych, łącznych międzyregionalnych odpływów migracyjnych charakteryzowały województwa Polski Wschodniej (warmińsko-mazurskie — 7,9%, świętokrzyskie — 7,1%, lubelskie — 6,3%) oraz woj. lubuskie (6,7%), a najniższe notowano w województwach: małopolskim (3,1%), mazowieckim (3,2%) i wielkopolskim (3,3%);
- względne łączne, międzyregionalne saldo migracji w pięciu województwach było dodatnie (mazowieckie — 4,1%, pomorskie — 1,9%, małopolskie — 1,7%, wielkopolskie — 1,0% i dolnośląskie — 0,4%), a w pozostałych — ujemne. Najniższymi wartościami względnego salda migracji charakteryzowały się województwa Polski Wschodniej: lubelskie (−3,4%), świętokrzyskie (−3,1%), warmińsko-mazurskie (−2,9%) i podlaskie (−2,3%).

WYKR. 1. STOPA NAPŁYWÓW I ODPLYWÓW MIGRACYJNYCH W GRUPACH WOJEWÓDZTW



Źródło: jak przy tabl. 1.

Wykres 1 ilustruje kształtowanie się rocznych stóp międzywojewódzkich napływów i odpływów migracyjnych pomiędzy grupami województw w latach 1999—2015.

Wynika z niego, że:

- na początku badanego okresu czasu (lata 1999—2002) stopa napływów migracyjnych wykazywała lekką tendencję spadkową w Polsce Zachodniej, Środkowej i Wschodniej oraz szybko rosła w woj. mazowieckim (aż do 2006 i 2007 r., kiedy osiągnęła wartość ok. 0,5%). Mogło to wynikać ze znacznie wyższych płac (por. wyk. 3), a równocześnie znacznie niższych stóp bezrobocia (por. wyk. 4) w woj. mazowieckim niż w pozostałych grupach województw;
- w 2008 r. stopa napływów migracyjnych gwałtownie spadła. W woj. mazowieckim obniżyła się z ok. 0,50% do 0,40%, w Polsce Zachodniej — z 0,32% do 0,26%, w Polsce Środkowej — z 0,27% do 0,23%, zaś w Polsce Wschodniej — z 0,24% do 0,20%. Wynikało to stąd, że w 2007 r. wszystkie kraje Unii Europejskiej (UE) otworzyły swój rynek pracy dla krajów przyjętych w 2004 r. (czyli również dla Polski), co zmieniło kierunek migracji zarobkowych z krajowych rynków pracy na rynki unijne¹;
- od 2009 r. stopa napływów migracyjnych w Polsce Wschodniej wykazywała słabą tendencję malejącą, zaś w pozostałych grupach województw była dość stabilna;
- w całym omawianym przedziale czasu najwyższymi stopami odpływów migracyjnych charakteryzowały się najuboższe województwa Polski Wschodniej (szerzej na temat luki rozwojowej między Polską Wschodnią a pozostałymi terenami Polski — Filipowicz i Tokarski, 2015b). Mniejsze wartości odpływów migracyjnych notowano w Polsce Zachodniej i Środkowej, a najmniejsze — w woj. mazowieckim;
- w 2008 r. stopa krajowych odpływów migracyjnych gwałtownie spadła, co (podobnie jak w przypadku spadku stopy napływów migracyjnych) można wiązać z przesunięciem ruchów migracyjnych z kraju na zagranicę. W następnych latach stopa ta była dość stabilna, z lekką tendencją malejącą w Polsce Wschodniej.

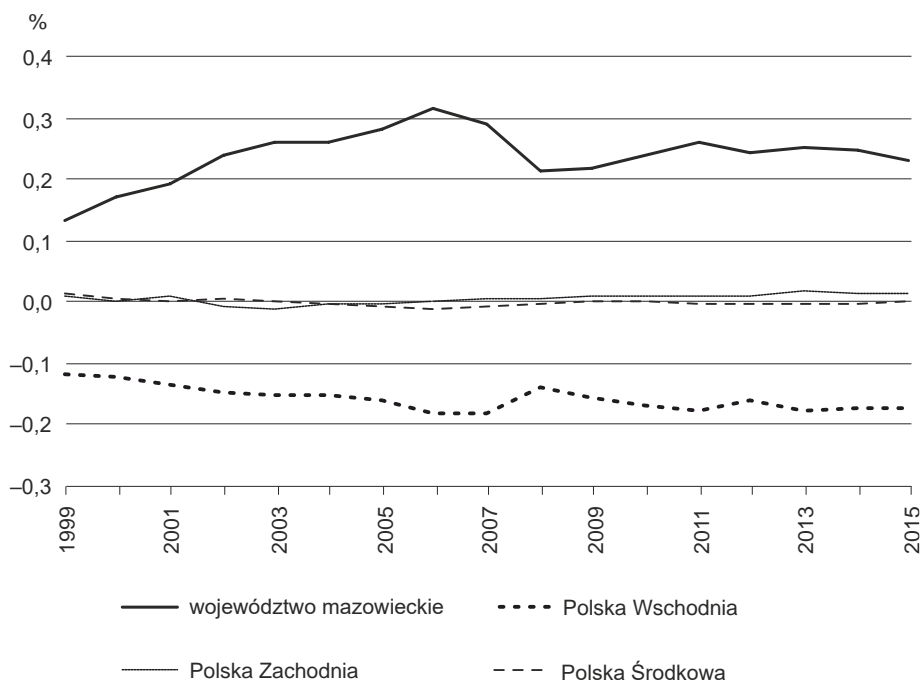
Efektem scharakteryzowanych zjawisk było kształtowanie się salda migracji, które zilustrowano na wyk. 2.

Można z niego wyciągnąć następujące wnioski:

- w całym badanym okresie woj. mazowieckie charakteryzowało się dodatnim saldem migracji międzywojewódzkich;
- województwa Polski Wschodniej cechowały się ujemnym saldem migracji;
- w Polsce Środkowej i Zachodniej saldo migracji międzywojewódzkich oscyloowało wokół zera;
- przesunięcie ruchów migracyjnych Polaków po 2007 r. wpłynęło głównie na saldo migracji międzywojewódzkich w woj. mazowieckim i Polsce Wschodniej.

¹ Potwierdzają to dane z BDL GUS dotyczące migracji zagranicznych. W 2005 r. liczba wymeldowań związanych z migracjami zagranicznymi wynosiła w Polsce ok. 22,2 tys., w 2006 r. wzrosła do prawie 47 tys., a w latach 2007 i 2008 wynosiła odpowiednio ok. 35 tys. i 30 tys. W okresie 2009—2012 ustabilizowała się na poziomie ok. 20 tys.

WYKR. 2. SALDO MIGRACJI W GRUPACH WOJEWÓDZTW



Źródło: jak przy tabl. 1.

PRZESTRZENNE ZRÓŻNICOWANIE PŁAC I STOPY BEZROBOCIA

Dynamikę płac realnych² oraz płace względne w grupach województw w latach 1999—2015 ilustruje wyk. 3.

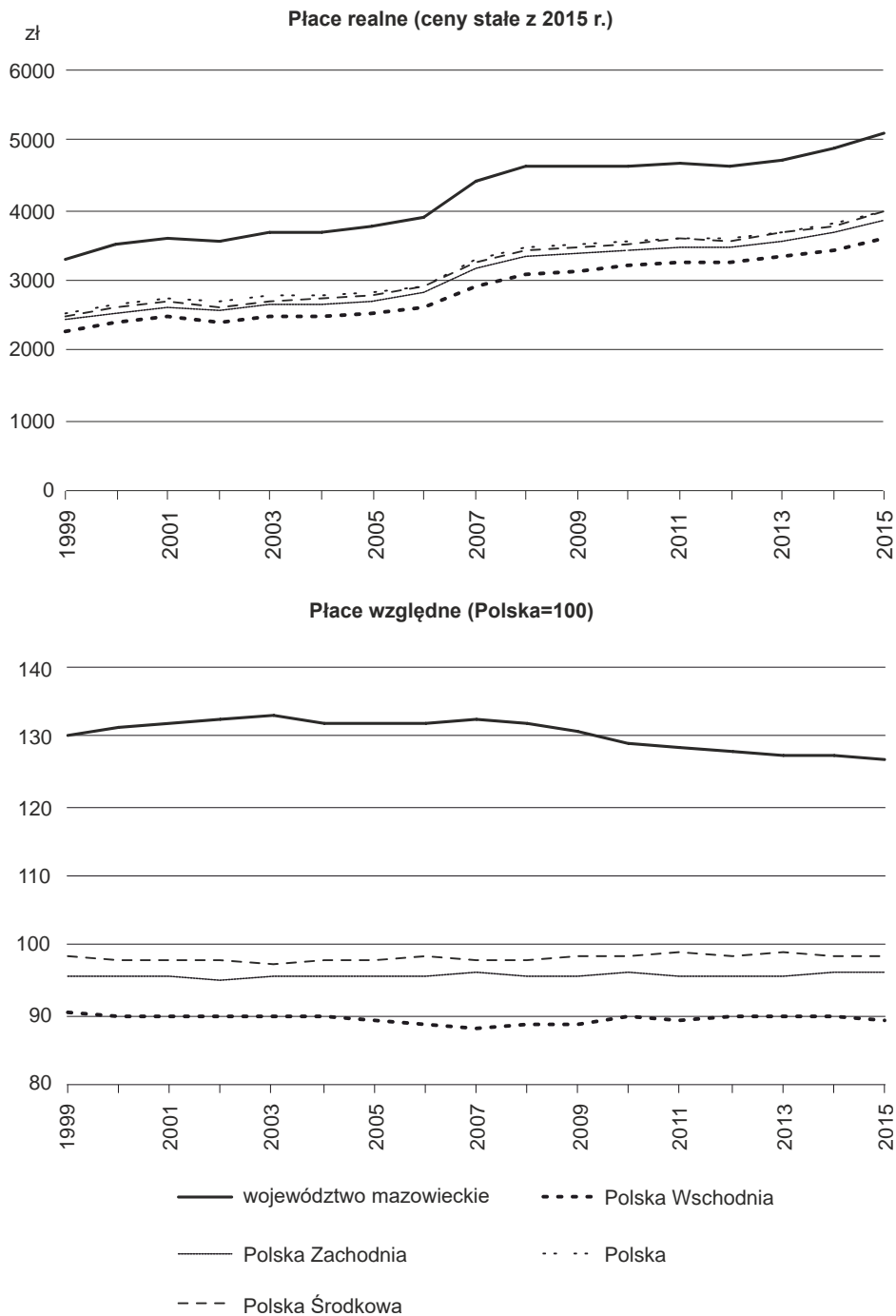
Płyną z niego następujące wnioski (por. też Tokarski 1998, 2011; Rogut i Tokarski 2001, 2007):

- na przełomie XX i XXI w. płace w woj. mazowieckim były o ok. 30% wyższe od średniej krajowej i na tym (lub niewiele niższym) względnym poziomie utrzymywały się do 2015 r.;
- od 1999 r. trajektorie płac w wyróżnionych grupach województw biegły równolegle do trajektorii płac w woj. mazowieckim, przy czym poziom płac realnych w Polsce Środkowej w 2015 r. (3968 zł) był zbliżony do poziomu płac w woj. mazowieckim w 2006 r. (3884 zł). W pozostałych grupach województw płace w 2015 r. były nieco niższe (3867 zł w Polsce Zachodniej i 3593 zł w Polsce Wschodniej);
- płace względne w Polsce Środkowej i Zachodniej oscylowały wokół średniego poziomu płac w kraju, zaś w Polsce Wschodniej były o ok. 10% niższe.

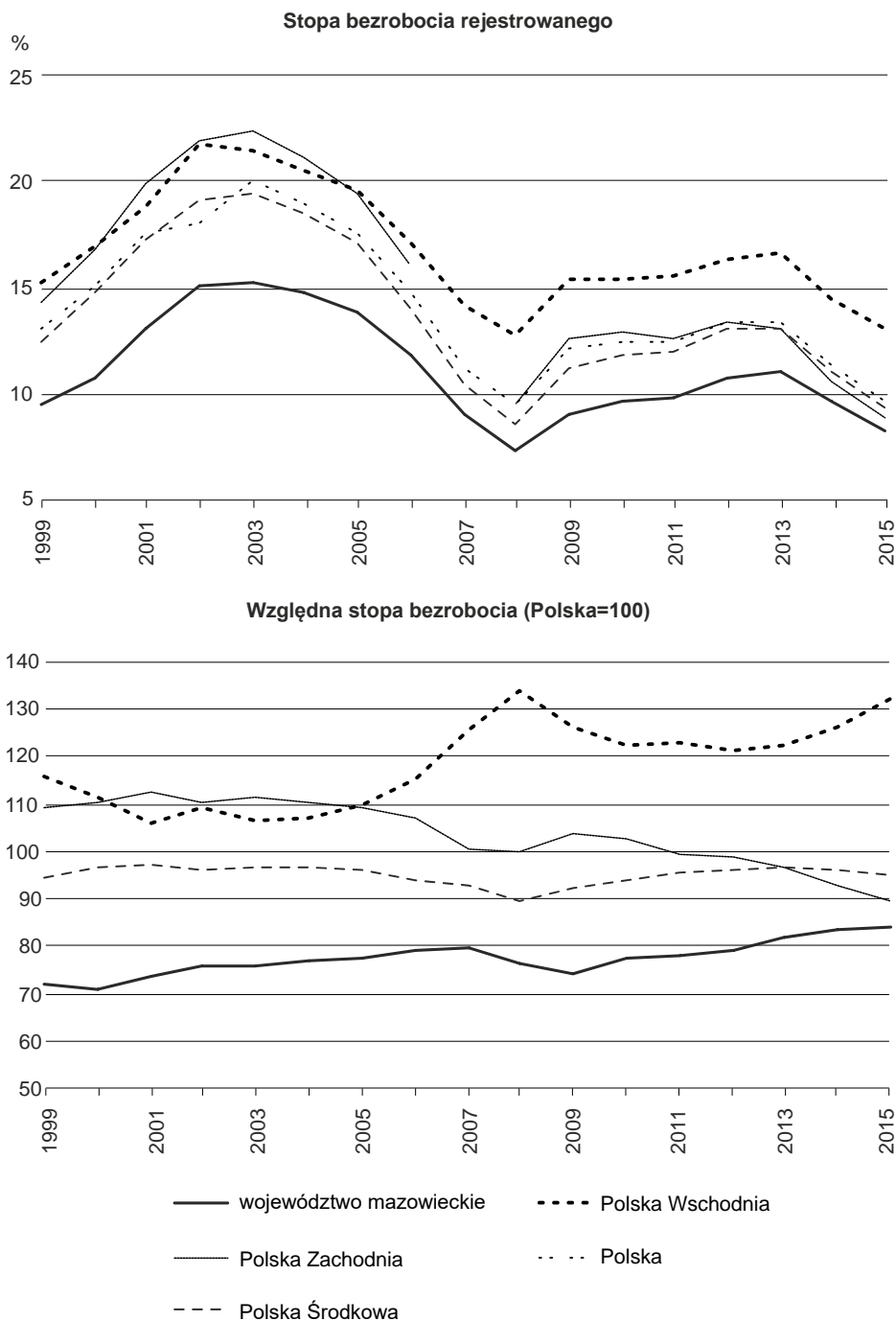
Na wyk. 4 zilustrowano kształtowanie się stopy bezrobocia rejestrowanego oraz względnej stopy bezrobocia w omawianym okresie.

² Płace nominalne przeliczono na ceny stałe z 2015 r. z wykorzystaniem jednolitego deflatora opartego na wskaźniku CPI dla Polski.

WYKR. 3. MIESIĘCZNE PŁACE W GRUPACH WOJEWÓDZTW



Źródło: jak przy tabl. 1.

WYKR. 4. STOPA BEZROBOCIA W GRUPACH WOJEWÓDZTW (stan na koniec roku)

Źródło: jak przy tabl. 1.

Z wykresu wynika, że (por. także np. Tokarski, 2005; Trojak i Tokarski, 2013; Trojak, 2015):

- w całym badanym okresie stopa bezrobocia w woj. mazowieckim była o kilka punktów procentowych niższa od notowanej w pozostałych grupach województw;
- początkowo najwyższe bezrobocie notowano na terenach popegeerowskich Polski Zachodniej (głównie w woj. zachodniopomorskim, dolnośląskim i lubuskim) oraz na rolniczych (woj. lubelskie, podlaskie, świętokrzyskie i częściowo podkarpackie) i popegeerowskich (południowa część woj. podkarpackiego i woj. warmińsko-mazurskie) obszarach Polski Wschodniej. Obecne najwyższe bezrobocie występuje w Polsce Wschodniej, w szczególności w woj. warmińsko-mazurskim;
- w okresach, w których bezrobocie w Polsce spadało, występowała przestrzenna dywergencja stopy bezrobocia (szybko rosła względna stopa bezrobocia w Polsce Wschodniej), natomiast w latach wzrostu bezrobocia występowała przestrzenna konwergencja stopy bezrobocia.

ANALIZA ODDZIAŁYWANIA PŁAC WZGLĘDNYCH I STOPY BEZROBOCIA NA MIGRACJE MIĘDZYWOJEWÓDZKIE

W celu zanalizowania, jak płace względne i względna stopa bezrobocia oddziałują na przepływy migracyjne, oszacowano parametry równań funkcji liniowej i logistycznej. Szacowane funkcje określone są formułą liniową:

$$m_{it} = \alpha + FE + \alpha_W \frac{w_{it}}{w_t} + \alpha_U \frac{u_{it}}{u_t} \quad (1)$$

i logistyczną (Pindyck i Rubinfeld, 1991)³:

$$m_{it} = \frac{1}{1 + \exp\left(\alpha + FE + \alpha_W \frac{w_{it}}{w_t} + \alpha_U \frac{u_{it}}{u_t}\right)} \quad (2)$$

³ Funkcja logistyczna jednej zmiennej $f(x) = \frac{1}{1 + \exp(a-bx)}$, gdzie $a \in R$ i $b \neq 0$, charakteryzuje się tym, że:

- jej dziedziną jest zbiór liczb rzeczywistych R . Funkcja f jest również dowolną ilość razy różniczkowalna w zbiorze R ;
- funkcja ta przyjmuje wartości dodatnie dla $x \in R$;
- $\lim_{x \rightarrow -\infty} f(x) = 0$ dla $b > 0$, zaś $\lim_{x \rightarrow -\infty} f(x) = 1$ dla $b < 0$;
- $\lim_{x \rightarrow +\infty} f(x) = 1$ dla $b > 0$ oraz $\lim_{x \rightarrow +\infty} f(x) = 0$ dla $b < 0$;
- $f'(x) = b \frac{\exp(a-bx)}{(1 + \exp(a-bx))^2}$, a zatem $f'(x) > 0$ dla $b > 0$ i $f'(x) < 0$ dla $b < 0$. Oznacza to, że przy b dodatnim (ujemnym) jest to funkcja odpowiednio rosnąca (malejąca);
- $f''(x) = b^2 \exp(a-bx) \frac{1 - \exp(2(a-bx))}{(1 + \exp(a-bx))^4}$, co prowadzi do wniosku, że przy $b > 0$ $f''(x)$ jest dodatnia dla $x > \frac{a}{b}$, zaś ujemna dla $x < \frac{a}{b}$ (odpowiednio przy $b < 0$ $f''(x)$ jest dodatnia dla $x < \frac{a}{b}$, zaś ujemna dla $x > \frac{a}{b}$). A zatem dla b dodatniego funkcja logistyczna w przedziale $(\frac{a}{b}, +\infty)$ jest wypukła, natomiast w przedziale $(-\infty, \frac{a}{b})$ wklęsła (odpowiednio dla b ujemnego funkcja logistyczna w przedziale $(-\infty, \frac{a}{b})$ jest wypukła, natomiast w przedziale $(\frac{a}{b}, +\infty)$ wklęsła).

Przedstawione właściwości funkcji jednej zmiennej f można uogólnić na funkcję wielu zmiennych $g(z) = \frac{1}{1 + \exp(a-\beta z)}$, gdzie kombinacje β , $z \in R^n$, przy czym $\beta \neq (0, 0, \dots, 0) \in R^n$.

gdzie:

m_{it} — stopa napływów, stopa odpływów lub saldo migracji w województwie i w roku t ,

FE — efekty indywidualne,

w_{it} — płace w województwie i w roku t ,

\bar{w}_t — średnia płaca w kraju w roku t ,

u_{it} — stopa bezrobocia w województwie i w roku t ,

\bar{u}_t — stopa bezrobocia w kraju w roku t .

Parametry równań (1) i (2) oszacowano następującymi metodami estymacji:

- metodą najmniejszych kwadratów (MNK);
- MNK z efektami indywidualnymi w przestrzeni;
- MNK z efektami indywidualnymi w przestrzeni i czasie;
- uogólnioną metodą momentów (UMM);
- UMM z efektami indywidualnymi w przestrzeni;
- UMM z efektami indywidualnymi w przestrzeni i czasie;
- modelem logistycznym;
- modelem logistycznym z efektami indywidualnymi w przestrzeni;
- modelem logistycznym z efektami indywidualnymi w przestrzeni i czasie.

Oszacowania parametrów równań (1) i (2) znajdują się w tabl. 2.

Z oszacowań tych można wyciągnąć następujące wnioski:

- w estymacjach równań, w których zmienną zależną jest stopa napływów migracyjnych, relacja płac w danym województwie do średnich płac w kraju oddziaływała istotnie statystycznie (dodatnio) na analizowaną zmienną⁴;
- oddziaływanie względnej stopy bezrobocia na napływy migracyjne nie było jednoznaczne. W równaniach bez efektów indywidualnych względna stopa bezrobocia oddziaływała istotnie statystycznie (dodatnio) na stopę napływów migracyjnych. W przypadku funkcji logistycznej z efektami indywidualnymi, względna stopa bezrobocia wpływała istotnie statystycznie (ujemnie) na zmienną objaśnianą;
- porównanie wartości bezwzględnych statystyki t -Studenta przy zmiennych w_{it}/\bar{w}_t i u_{it}/\bar{u}_t pozwala zauważyć, że płace względne bardziej znacząco wpływały na stopy napływów migracyjnych niż względne stopy bezrobocia;
- z zestawienia skorygowanych współczynników determinacji odpowiadających oszacowaniom parametrów równań (1) i (2) bez efektów indywidualnych wynika, że oszacowania UMM objaśniały zmienność zmiennej zależnej w ok. 42,1%, MNK — w 40,7%, zaś model logistyczny — w 32,4%;
- analizując oszacowania parametrów równań (1) i (2), w których zmienną objaśnianą jest stopa odpływów migracyjnych, zauważamy, że estymacja za pomocą MNK, UMM oraz modelu logistycznego (bez efektów indywidualnych) wykazała istotność statystyczną tej zmiennej oraz jej ujemne oddziaływanie;

⁴ Każdą badaną zmienną należy uznać za istotną statystycznie na poziomie istotności $\alpha = 0,05$, gdy wartość bezwzględna statystyki jest większa od wartości krytycznej statystyki t -Studenta (1,651).

TABL. 2. OSZACOWANIA PARAMETRÓW RÓWNAŃ (1) I (2)

Zmienne niezależne	MNK	MNK z FE w przestrzeni	MNK z FE w przestrzeni i czasie	UIMM	UMM z FE w przestrzeni	UMM z FE w przestrzeni i czasie	Model logistyczny	Model logistyczny z FE w przestrzeni	Model logistyczny z FE w przestrzeni i czasie
Stopa napływów migracyjnych									
w_{it}/\bar{w}_t	0,00537 (13,711)	0,00571 (4,221)	0,00423 (4,349)	0,00560 (13,869)	0,00554 (3,485)	0,00487 (4,404)	1,830 (11,470)	1,625 (3,172)	0,855 (2,528)
u_{it}/\bar{u}_t	0,00114 (7,018)	-0,000239 (-1,113)	-0,000203 (-1,325)	0,00121 (7,0394)	-0,000305 (-1,123)	-0,000256 (-1,534)	0,424 (6,432)	-0,187 (-2,298)	-0,192 (-3,308)
R^2	0,411	0,867	0,942	0,426	0,891	0,954	0,329	0,869	0,952
Skorygowany R^2	0,407	0,858	0,934	0,421	0,883	0,948	0,324	0,860	0,945
Liczba obserwacji	272	272		256	256		272	272	
Stopa odpływów migracyjnych									
w_{it}/\bar{w}_t	-0,00181 (-4,499)	0,000940 (0,754)	$9,127 \cdot 10^{-5}$ (0,127)	-0,00169 (-4,0451)	0,000885 (0,559)	0,000559 (0,630)	-0,739 (-5,483)	0,387 (0,944)	0,0476 (0,213)
u_{it}/\bar{u}_t	0,00219 (13,195)	0,000336 (1,698)	0,000444 (3,919)	0,00234 (13,120)	0,000479 (1,781)	0,000538 (4,107)	0,728 (13,055)	0,122 (1,874)	0,157 (4,442)
R^2	0,567	0,921	0,978	0,568	0,923	0,979	0,584	0,927	0,982
Skorygowany R^2	0,564	0,916	0,975	0,564	0,919	0,977	0,581	0,922	0,979
Liczba obserwacji	272	272		256	256		272	272	
Saldo migracji^a									
w_{it}/\bar{w}_t	0,00717 (13,327)	0,00477 (4,015)	0,00414 (3,283)	0,00728 (12,870)	0,00463 (3,260)	0,00431 (2,920)	0,00724 (13,313)	0,00482 (4,015)	0,00418 (3,281)
u_{it}/\bar{u}_t	-0,00106 (-4,747)	-0,000575 (-3,048)	-0,000647 (-3,253)	-0,00114 (-4,734)	-0,000850 (-3,546)	-0,000808 (-3,670)	-0,00107 (-4,749)	-0,000582 (-3,051)	-0,000654 (-3,258)
R^2	0,576	0,961	0,963	0,584	0,968	0,970	0,576	0,961	0,960
Skorygowany R^2	0,573	0,958	0,958	0,580	0,966	0,966	0,572	0,958	0,958
Liczba obserwacji	272	272		256	256		272	272	

a W przypadku modelu logistycznego zmienną zależną jest $1 + m_{it}$, ponieważ spełnia ona warunek przyjmowania wartości dodatniej przez zmienną zależną w funkcji logistycznej. Zmienna m_{it} (dla dowolnych i oraz t) tego warunku nie spełnia.

U w a g a. W nawiasach podano statystykę t -Studenta; FE — uwzględnienie efektów indywidualnych w równaniu; R^2 — współczynnik determinacji. Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

- wszystkie metody estymacji wskazały na istotny statystycznie (dodatni) wpływ względnej stopy bezrobocia na stopę odpływów migracyjnych;
- z wartości bezwzględnych statystyki t -Studenta przy zmiennych w_{it}/\bar{w}_t i u_{it}/\bar{u}_t wynika, że na stopę odpływów migracyjnych w większym stopniu wpływała względna stopa bezrobocia;
- porównując skorygowane współczynniki determinacji (bez efektów indywidualnych) przy oszacowaniu parametrów równań (1) i (2), w których zmienną zależną była stopa odpływów migracyjnych, można zauważyć, że zmienność zmiennej zależnej najlepiej opisuje model logistyczny — w 58,1%, natomiast w przypadku UMM oraz MNK współczynnik ten wynosi 56,4%;
- w oszacowaniach równań (1) i (2), w których zmienną zależną jest saldo migracji, relacja płac w danym województwie do średniej płacy w kraju oddziaływała na to saldo istotnie statystycznie (dodatnio);
- wpływ względnej stopy bezrobocia na saldo migracji był również istotny statystycznie. Wszystkie metody estymacji wykazały ujemne oddziaływanie względnej stopy bezrobocia na tę zmienną zależną;
- porównując wartości bezwzględne statystyki t -Studenta przy zmiennych w_{it}/\bar{w}_t i u_{it}/\bar{u}_t , można stwierdzić, że w modelu UMM z efektami indywidualnymi zarówno w przestrzeni, jak i w przestrzeni oraz czasie istotniejszą zmienną była względna stopa bezrobocia. W pozostałych modelach większy wpływ na saldo migracji miały płace względne;
- zestawienie skorygowanych współczynników determinacji dla oszacowanych równań (1) i (2) bez efektów indywidualnych pozwala zauważyć, że zmienność zmiennej zależnej była objaśniona w 58% w przypadku zastosowania UMM, w 57,3% — MNK, a w 57,2% — funkcji logistycznej.

Autorzy dokonali również oszacowań parametrów równań (3) i (4), w których zmienną zależną był odsetek populacji danego województwa decydującej się na migrację do innego województwa. Równania te przedstawiają się następująco:

na podstawie funkcji liniowej:

$$\frac{M_{ijt}}{P_{it}} = \alpha + FE + \alpha_W \frac{w_{jt}}{w_{it}} + \alpha_U \frac{u_{jt}}{u_{it}} + \alpha_D \ln d_{ij} \quad (3)$$

i na podstawie funkcji logistycznej:

$$\frac{M_{ijt}}{P_{it}} = \frac{1}{1 + \exp\left(\alpha + FE + \alpha_W \frac{w_{jt}}{w_{it}} + \alpha_U \frac{u_{jt}}{u_{it}} + \alpha_D \ln d_{ij}\right)} \quad (4)$$

gdzie:

- M_{ijt} — liczba osób migrujących z województwa i do województwa j w roku t ,
 P_{it} — liczba ludności mieszkającej w województwie i w roku t ,
 w_{it}, w_{jt} — płace w województwach i oraz j w roku t ,
 u_{it}, u_{jt} — stopa bezrobocia w województwach i oraz j w roku t ,
 d_{ij} — odległość między stolicami województw i oraz j .

Odległość d_{ij} obliczono na podstawie współrzędnych geograficznych stolic województw, przy zastosowaniu twierdzenia Pitagorasa. W równaniach (3) i (4) uwzględniono logarytm z odległości d_{ij} , a nie samą odległość, ponieważ zmienność d_{ij} jest znacznie większa od zmienności stóp $\frac{M_{ijt}}{P_{it}}$, zaś zmienność $\ln d_{ij}$ — mniejsza od zmienności d_{ij} , a tym samym bardziej zbliżona do zmienności $\frac{M_{ijt}}{P_{it}}$.

Oszacowań parametrów równań (3) i (4) dokonano przy pomocy: MNK, MNK z efektami indywidualnymi w czasie, UMM, UMM z efektami indywidualnymi w czasie oraz modelu logistycznego i modelu logistycznego z efektami indywidualnymi w czasie. Nie analizowano modeli z efektami indywidualnymi w przestrzeni, ponieważ odległości pomiędzy stolicami województw są kombinacją liniową efektów indywidualnych w przestrzeni.

Oszacowania parametrów równań (3) i (4) przedstawiono w tabl. 3.

TABL. 3. OSZACOWANIA PARAMETRÓW RÓWNAŃ (3) I (4)

Zmienne niezależne	MNK	MNK z FE w czasie	UMM	UMM z FE w czasie	Model logistyczny	Model logistyczny z FE w czasie
w_{jt}/w_{it}	0,000893 (34,695)	0,000893 (34,693)	0,000905 (33,750)	0,000904 (33,721)	2,572 (27,750)	2,571 (27,871)
u_{jt}/u_{it}	$-3,1926 \cdot 10^{-5}$ (-2,890)	$-3,175 \cdot 10^{-5}$ (-2,873)	$-3,17 \cdot 10^{-5}$ (-2,692)	$-3,20 \cdot 10^{-5}$ (-2,725)	-0,344 (-8,643)	-0,343 (-8,671)
$\ln d_{ij}$	-0,000260 (-40,823)	-0,000260 (-40,831)	-0,000259 (-39,314)	-0,000259 (-39,315)	-1,185 (-51,709)	-1,185 (-51,964)
R^2	0,469	0,471	0,469	0,471	0,513	0,520
Skorygowany R^2	0,468	0,468	0,469	0,469	0,513	0,518
Liczba obserwacji	4080		3840		4080	

U w a g a. Jak przy tabl. 2.

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

Można z nich wyciągnąć następujące wnioski:

- relacja płac w województwie j do płac w województwie i oddziaływała istotnie statystycznie⁵ (dodatnio) na odsetek osób migrujących z województwa i do j ;
- stosunek stopy bezrobocia w województwie j do stopy bezrobocia w województwie i wpływał istotnie statystycznie (ujemnie) na zmienną zależną;
- odległość dzieląca stolice województw, między którymi występowały przepływy migracyjne, miała istotny statystycznie (ujemny) wpływ na owe przepływy;
- z porównania wartości bezwzględnych statystyki t -Studenta przy zmiennych niezależnych wynika, że najistotniejszą zmienną była odległość między stolicami województw, nieco mniej istotną — stosunek płac, natomiast najmniej — stosunek stóp bezrobocia w poszczególnych województwach;
- analizując skorygowane współczynniki determinacji odpowiadające oszacowaniom równań (3) i (4) bez efektów indywidualnych, można zauważyć, że

⁵ Każdą badaną zmienną należy uznać za istotną statystycznie na poziomie istotności $\alpha = 0,05$, gdy wartość bezwzględna statystyki jest większa od wartości krytycznej statystyki t -Studenta (1,645).

model logistyczny objaśniał zmienność zmiennej zależnej w 51,3%, UMM — w 46,9%, a MNK — w 46,8%.

Podsumowanie

Przeprowadzoną w pracy analizę można podsumować następująco:

1. Województwo mazowieckie charakteryzowało się znacznie wyższą stopą międzywojewódzkich napływów migracyjnych niż pozostałe grupy województw. Najniższą stopę napływów migracyjnych notowano w Polsce Wschodniej. Sytuacja ta wynikała w znacznej mierze z dysproporcji rozwojowych pomiędzy woj. mazowieckim (głównie aglomeracją warszawską i powiatem Płock) a większością obszarów Polski Wschodniej.
2. Międzywojewódzka stopa odpływów migracyjnych kształtowała się w zasadzie odwrotnie niż stopa napływów migracyjnych.
3. Otwarcie w 2007 r. unijnych rynków pracy dla obywateli polskich zmniejszyło na 2—3 lata międzywojewódzkie przepływy migracyjne na rzecz odpływów do lepiej rozwiniętych krajów UE.
4. Stopa napływów migracyjnych w Polsce w latach 1999—2015 była istotnie statystycznie (dodatkowo) uzależniona od płac względnych, trudno natomiast uchwycić jej związek ze względną stopą bezrobocia. Na tej podstawie można wywnioskować, że podstawowym czynnikiem ekonomicznym, który przyciągał migrujących do danego województwa, była możliwość znalezienia lepiej płatnej pracy.
5. Przeciwnie rzecz się miała z oddziaływaniem płac względnych i względnej stopy bezrobocia na stopę międzyregionalnych odpływów migracyjnych. Istotnie statystycznie (dodatkowo), oddziaływały na nią względne stopy bezrobocia, nie stwierdzono zaś oddziaływania płac względnych. Stąd można przypuszczać, że podstawową przyczyną odpływów migracyjnych był brak możliwości znalezienia pracy (lub dobrze płatnej pracy) na tych regionalnych czy lokalnych rynkach pracy, na których panowało wysokie bezrobocie.
6. Zarówno płace względne, jak i względna stopa bezrobocia miały istotny statystycznie wpływ na saldo migracji. Płace względne oddziaływały na tę zmienną dodatnio, natomiast względna stopa bezrobocia — ujemnie. Warto podkreślić, że oddziaływanie płac względnych było istotniejsze statystycznie od wpływu względnej stopy bezrobocia.
7. Na przepływy migracyjne między parami województw (uzależnione od płac względnych, względnej stopy bezrobocia oraz odległości dzielącej stolicę województw) najistotniej wpływała odległość między stolicami województw (im większa, tym mniejsze przepływy migracyjne), a najmniej — względna stopa bezrobocia. Oznacza to, że o kierunkach migracji międzyregionalnych w Polsce decydowały zarówno czynniki ekonomiczne, jak i położenie geograficzne województw, z których i do których migrowano.
8. Uwzględnione w opracowaniu zmienne niezależne objaśniały kształtowanie się międzywojewódzkich strumieni migracyjnych w latach 1999—2015 w ok. 40—60%.

LITERATURA

- Filipowicz, K., Tokarski, T. (2015a). Wpływ efektu grawitacyjnego na przestrzenne zróżnicowanie rozwoju ekonomicznego powiatów. *Wiadomości Statystyczne*, (5), 42—61.
- Filipowicz, K., Tokarski, T. (2015b). Wpływ efektu grawitacyjnego na przestrzenne zróżnicowanie rozwoju ekonomicznego powiatów Polski Wschodniej. *Studia i Materiały. Miscellanea Oeconomicae*, (4), 57—71.
- Ghatak, S., Mulhern, A. F., Watson, J. (2008). Inter-Regional Migration in Transition Economies: The Case of Poland. *Review of Development Economics*, (12), 209—222.
- Grabowska-Lusińska, I., Okolski, M. (2009). *Emigracja ostatnia?* Warszawa: Wydawnictwo Naukowe Scholar.
- Kowalska, K., Strielkowski, W. (2013). Propensity to migration in the CEEC: comparison of migration potential in the Czech Republic and Poland. *Prague Economic Papers*, (3), 343—357.
- Kryńska, E., Kwiatkowski, E., Tokarski, T. (2001). Les transformations de la structure d'emploi et leur influence sur la flexibilité du marché du travail en Pologne. W: *La Pologne. Ses transformations économiques et institutionnelles et le processus de son intégration à l'Union européenne* (s. 37—67). Montpellier: Université Paul-Valéry Montpellier III.
- Kwiatkowski, E., Kucharski, L., Tokarski, T. (2002). Bezrobocie i zatrudnienie a PKB w Polsce w latach 1993—2001. *Ekonomista*, (3), 329—346.
- Kwiatkowski, E., Kucharski, L., Tokarski, T. (2005). Determinanty migracji międzywojewódzkich w Polsce. W: S. Krajewski, L. Kucharski (red.). *Wzrost gospodarczy, restrukturyzacja i rynek pracy w Polsce. Ujęcie teoretyczne i empiryczne* (s. 257—284). Łódź: Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego.
- Kwiatkowski, E., Tokarski, T. (1997). Efekty polityki państwa wobec rynku pracy w Polsce. Analiza na podstawie funkcji dostosowań. *Ekonomista*, (3), 345—372.
- Kwiatkowski, E., Tokarski, T. (2000). Employment Structure and Employment Flexibility in Poland in Transition. *International Review of Economics and Business*, 67(2), 317—349.
- Pietrzak, M. B., Drzewaszewska, N., Wilk, J. (2012). The Analysis of Interregional Migrations in Poland in the Period 2004—2010 Using Panel Gravity Model. *Dynamic Econometrics Models*, (12), 111—122.
- Pietrzak, M. B., Wilk, J. (2014). Odległość ekonomiczna w modelowaniu zjawisk przestrzennych z wykorzystaniem grawitacji. *Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu*, (327), 177—185.
- Pindyck, R. S., Rubinfeld, D. L. (1991). *Econometric Models and Economic Forecast*. New York: McGraw-Hills.
- Rogut, A., Tokarski, T. (2001). Regional Diversity of Wages in Poland in 90's. *International Review of Economics and Business*, 68(4), 556—582.
- Rogut, A., Tokarski, T. (2007). Determinanty regionalnego zróżnicowania płac w Polsce. *Ekonomista*, (1), 75—88.
- Roszkowska, S. (2009). Ekonomiczne uwarunkowania migracji międzywojewódzkich w Polsce. *Gospodarka Narodowa*, (4), 55—74.
- Tokarski, T. (1998). Determinanty zatrudnienia i płac w przemyśle polskim. *Gospodarka Narodowa*, (11—12), 81—94.
- Tokarski, T. (2005). *Statystyczna analiza regionalnego zróżnicowania wydajności pracy, zatrudnienia i bezrobocia w Polsce*. Warszawa: Wydawnictwo Polskiego Towarzystwa Ekonomicznego.
- Tokarski, T. (2011). Przestrzenne zróżnicowanie płac w polskich powiatach. *Studia Prawno-Ekonomiczne*, 85, 287—308.
- Trojak, M. (red.). (2015). *Regionalne zróżnicowanie rozwoju ekonomicznego Polski*. Kraków: Wydawnictwo Uniwersytetu Jagiellońskiego.
- Trojak, M., Tokarski, T. (red.). (2013). *Statystyczna analiza regionalnego zróżnicowania rozwoju ekonomicznego i społecznego Polski*. Kraków: Wydawnictwo Uniwersytetu Jagiellońskiego.
- Wilk, J., Pietrzak, B. M., Matusik, S. (2013). Sytuacja społeczno-gospodarcza jako determinanta migracji wewnętrznych w Polsce. *Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu*, (278), 330—342.

Summary. *The aim of the research is to indicate the influence of economic determinants of interregional migration flows in Poland in the years 1999—2015. The analysis was conducted on the basis of data from the Local Data Bank of Statistics Poland using descriptive methods of migration flows differentiation analysis, wages and unemployment rates in time and space and spatial econometrics methods: the least squares method (LSM), generalised method of moments (GMM), logistic models and fixed effects models.*

The conclusions of the research are as follows: migration inflows are most strongly influenced by relative wages, and outflows by the relative unemployment rate. Moreover, migrants decide to change their place of residence, taking into account a spatial factor.

Keywords: regional analyses, intervoivodship migrations, spatial econometric models.