

*Maria Sasin**

GLÓWNE DETERMINANTY MIGRACJI STAŁYCH W POLSCE W LATACH 2003 - 2008

Streszczenie. W artykule podjęto próbę wyodrębnienia podstawowych determinant migracji stałych w Polsce w latach 2003 – 2008. W tym celu zastosowano analizę regresji wielu zmiennych. Na podstawie danych o charakterze panelowym zbudowano modele z ustalonymi efektami (*fixed effects models*).

Wśród zmiennych charakteryzujących migracje w gminach uwzględniono: współczynnik napływu, współczynnik odpływu oraz współczynnik napływu z miast. W zbiorze potencjalnych czynników kształtujących migracje znalazły się zmienne charakteryzujące poziom lokalnej przedsiębiorczości, sytuację na lokalnym rynku pracy, zamożność gminy oraz zasoby mieszkaniowe.

Na podstawie przeprowadzonej analizy ekonometrycznej wykazano, że główną determinantą migracji stałych, wśród których dominowały zmiany miejsca zamieszkania w obrębie tego samego województwa, było dążenie do poprawy warunków mieszkaniowych. Istotną rolę odgrywały również zamożność gminy i poziom bezrobocia, przy czym poziom bezrobocia okazał się czynnikiem wpływającym negatywnie na mobilność ludności, stanowiąc przeszkodę zarówno dla napływów jak i dla odpływów migracyjnych.

1. WPROWADZENIE

Kierunek i natężenie migracji w Polsce ulegały dość istotnym zmianom na przestrzeni wielu lat. W pięcioleciu 1986 – 1990 rozmiary migracji wewnętrznych na pobyt stały¹ uległy zmniejszeniu o 16,7% w stosunku do poprzedniego pięciolecia oraz w latach 1991 – 1995 zaznaczył się ich dalszy spadek o 24,1%². W kolejnych latach migracje wewnętrzne w Polsce utrzymywały na się na zbliżonym poziomie, a nawet w niektórych latach wykazywały niewielkie tendencje wzrostowe (rys. 1).

Największy wzrost w porównaniu z rokiem poprzednim odnotowano w latach 2006 i 2007 o odpowiednio 12,0% i 8%. W 2008 r. wraz z dekonjunkcją migracje uległy radykalnemu spadkowi o 20,7% w porównaniu do roku poprzedniego.

Narodowy Spis Powszechny 2002 dostarczył informacji o przyczynach wewnętrznych migracji stałych w latach 1989 – 2002. Na podstawie przeprowadzonej w 2002 roku Ankiety Migracyjnej³ można stwierdzić, że wśród głównych przyczyn migracji stałych w Polsce znajdują się sprawy rodzinne (44%), warunki mieszkaniowe (35%) oraz praca (13%). Ich rola i siła oddziaływania zmieniają się w zależności od miejsca zamieszkania. Przy czym „sprawy rodzinne” są czynnikiem trudnym do zmierzenia ze względu na różnorodność spraw rodzinnych mogących skłaniać do

* Dr, Zakład Ekonometrii, Politechnika Koszalińska.

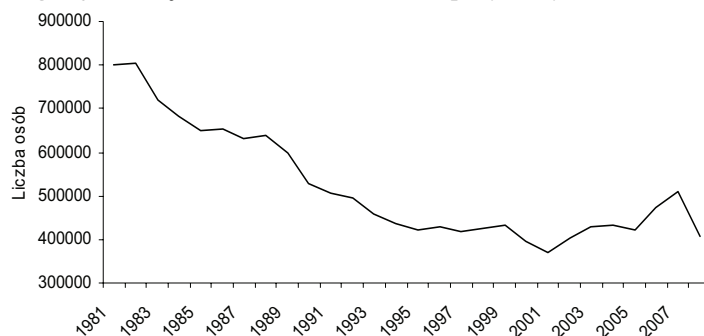
¹ Przez migracje wewnętrzne na pobyt stały rozumie się zmianę miejsca stałego pobytu (przemeldowanie) polegającą na przekroczeniu granicy administracyjnej gminy.

² Obliczenia własne na podstawie: *Bank Danych Regionalnych*, GUS, www.stat.gov.pl oraz *Roczniki Statystycznych Demografii*, GUS, różne lata.

³ Migracje długookresowe ludności w latach 1989 – 2002 na podstawie Ankiety Migracyjnej 2002, 2004, GUS, Warszawa, s. 35-38.

podjęcia decyzji o zmianie stałego miejsca zamieszkania. Ponadto w większym stopniu podlega on zdarzeniom losowym.

Rys. 1. Migracje wewnętrzne ludności w Polsce na pobyt stały w latach 1991 – 2008



Źródło: opracowanie własne na podstawie: Bank Danych Regionalnych, GUS, www.stat.gov.pl oraz Roczniki Statystyczne GUS, różne lata.

Ważnym aspektem migracji ludności jest migracja zasobów siły roboczej. Pozwala ona na dostosowanie się ludności do wymogów zmian na rynku pracy. Odgrywa istotną rolę w kształtowaniu regionalnego zróżnicowania bezrobocia i rozmiarów bezrobocia strukturalnego w gospodarce. Może przyczyniać się do zmniejszania przestrzennego zróżnicowania poziomu bezrobocia.

Społeczno - gospodarcze aspekty migracji porusza wielu autorów opracowań (Dziwoński 1989; Strzelecki 1989; Golinowska 1998; Golinowska, Marek, Rajkiewicz, 1998; Kryńska, 2000; Gawrońska-Nowak, Kaczorowski, Młotkiewicz, 2000; Potrykowska 2001; Kwiatkowski, Kucharki, Tokarski, 2005; Kociszewski 2006; Raczyk, Dobrowolska-Kaniewska, 2006; Kałuża, 2007; Sasin, 2008). Lektura literatury przedmiotu upoważnia do stwierdzenia, że rola podstawowych determinant migracji ludności zmienia się wraz ze zmianą zasięgu migracji (migracje wewnątrzwojewódzkie, międzywojewódzkie).

Na podstawie danych statystycznych można zaobserwować, że wśród ogółu stałych migracji długookresowych w latach 1989 – 2002 zdecydowanie przeważały przemieszczenia wewnątrz wojewódzkie, które stanowiły średnio 76% ogółu stałych migracji długookresowych⁴. Podobnie w latach 2003 – 2008 migracje wewnątrzwojewódzkie stanowiły średnio 75,9% ogółu migracji stałych⁵. Można więc sądzić, iż na charakter ogółu migracji stałych w Polsce w większym stopniu wpływają migracje o mniejszym zasięgu.

Ponieważ migracje mogą być jednym z mechanizmów zarówno niwelujących, jak też pogłębiających dysproporcje w poziomie rozwoju społeczno-gospodarczego kraju, pojawia się potrzeba bieżącej analizy ich uwarunkowań i determinant. Znajomość czynników wpływających na mobilność ludności może ułatwić między innymi przygotowy-

⁴ Tamże.

⁵ Obliczenia własne na podstawie *Roczników Demograficznych*, GUS: RD 2009, tabl.2, s. 406, tabl. 9, s.417; RD 2008, tabl. 2 s.434, tabl. 9 s. 445, RD 2007, tabl. 2, s. 420, tabl. 9, s. 431, RD 2006, tabl. 2 s. 428, tabl. 8, s.438; RD 2005, tabl. 2 s. 422, tabl. 8, s. 432; RD 2004, tabl. 2 s. 418, tabl. 8, s. 428.

wanie strategii rozwoju dla regionów oraz planowanie działań mających na celu niwelowanie wspomnianych dysproporcji.

Głównym celem analiz podjętych w opracowaniu jest wskazanie podstawowych czynników determinujących migracje stałe w Polsce w przekroju gminnym w latach 2003 – 2008, w tym ocena roli dyspersji poziomu bezrobocia w kształtowaniu natężenia i kierunków migracji. Jest to próba uwzględnienia w badaniu ogółu migracji stałych, niezależnie od ich zasięgu, jednak ze wspomnianą przewagą migracji o zasięgu lokalnym. Może to być również przyczynek do rozważań na temat możliwości badania migracji lokalnych (wewnątrz wojewódzkich) w przekroju gminnym.

2. ZASTOSOWANE METODY ESTYMACJI I WERYFIKACJI MODELI PANELOWYCH

W badaniu zastosowano modele regresji wielu zmiennych. Doboru zmiennych dokonano w oparciu o wstępną analizę tablicy korelacji liniowej i wykresów rozrzutu potencjalnych zmiennych niezależnych względem poszczególnych zmiennych zależnych, oraz krokową regresję wsteczną⁶. W celu poprawienia jakości dopasowania równań regresji do danych empirycznych w przypadku niektórych zmiennych zastosowano przekształcenia logarytmiczne.

Wykorzystano modele panelowe, których charakter określono po przeprowadzeniu stosownych testów statystycznych wspomagających wybór właściwego modelu. Zastosowanie modelu panelowego, zarówno modelu FE (fixed effects) z efektami ustalonymi, czy też modelu RE (random effects) z efektami losowymi pozwala na uwzględnienie, nieobserwowalnych lub nie uwzględnionych w badaniu, indywidualnych cech badanych jednostek, tzw. efektów indywidualnych.

Aby stwierdzić, czy dany model panelowy można estymować za pomocą klasycznej metody najmniejszych kwadratów, czy jednak istnieje potrzeba uwzględnienia efektów indywidualnych, należy zweryfikować hipotezę o zerowej wariancji składnika efektów indywidualnych σ_α^2 (inaczej mówiąc o nie istnieniu efektów indywidualnych α_i). Służy temu test Breuscha–Pagana o następujących hipotezach zerowej i alternatywnej: $H_0: \sigma_\alpha^2 = 0$, $H_1: \sigma_\alpha^2 \neq 0$ ⁷. Natomiast statystykę testową można zapisać w postaci:

$$\lambda = \frac{NT}{2(T-1)} \left(\frac{S_1}{S_2} - 1 \right)^2, \quad (1)$$

$$S_1 = \sum_{i=1}^N \left(\sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_{it} \right)^2, \quad S_2 = \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_{it}^2, \quad (2)$$

gdzie:

$\hat{\varepsilon}_{it}$ - reszty równania regresji oszacowanego klasyczną metodą najmniejszych kwadratów,

N – liczba obserwowanych jednostek statystycznych przez T okresów.

⁶ A. D. Aczel, [2000], *Statystyka w zarządzaniu*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 2000, s. 607-610.

⁷ G. S. Maddala, [2008], *Ekonometria*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa, s.649-650.

Statystyka λ , przy prawdziwości hipotezy zerowej, ma rozkład χ^2 z jednym stopniem swobody.

Po stwierdzeniu istnienia efektów indywidualnych (w wyniku odrzucenia H_0 w teście Breuscha–Pagana) należy dokonać wyboru pomiędzy modelem z efektami ustalonymi FE a modelem z efektami losowymi RE. Pomocny przy tym wyborze jest test Hausmana, badający występowanie korelacji między zmiennymi objaśniającymi a efektami losowymi. Przy prawdziwości hipotezy zerowej H_0 mówiącej o tym, że efekty indywidualne α_i nie są skorelowane ze zmiennymi objaśniającymi x_{it} , wobec hipotezy alternatywnej H_1 o istnieniu korelacji między α_i i x_{it} stosowany w przypadku modelu RE estymator uogólnionej metody najmniejszych kwadratów UMNK jest zgodny i najefektywniejszy. Odrzucenie hipotezy zerowej sugeruje wybór modelu FE⁸

Statystyka testu Hausmana dana jest wzorem:

$$m = \hat{q}'[\hat{V}(\hat{q})]^{-1}\hat{q}, \quad (3)$$

gdzie:

$$\hat{q} = \hat{\beta}_{FE} - \hat{\beta}_{RE},$$

$\hat{\beta}_{FE}$ - parametry strukturalne w modelu z ustalonymi efektami (oszacowane za pomocą KMNK),

$\hat{\beta}_{RE}$ - parametry strukturalne w modelu z losowymi efektami (oszacowane za pomocą UMNK),

$\hat{V}(\hat{q})$ - estymator wariancji $\text{var}(\hat{q})$ wektora \hat{q} .

Statystyka ta jest zbieżna do rozkładu χ^2 o k stopniach swobody, gdzie k jest liczbą parametrów w wektorach β .

W wyniku procedury wyboru odpowiedniego modelu panelowego w niniejszej analizie za każdym razem właściwszy okazał się model panelowy FE z ustalonymi efektami postaci:

$$y_{it} = \alpha_i + \lambda_t + x_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

dla $i = 1, 2, \dots, N$ jednostek statystycznych oraz $t = 1, 2, \dots, T$ okresów,

gdzie:

y_{it} – zmienna objaśniania,

x_{it} – wektor zmiennych objaśniających,

α_i – efekty indywidualne,

λ_t – efekty specyficzne dla jednostek czasu,

β – wektor parametrów strukturalnych modelu,

ε_{it} – błąd losowy.

Czas w modelu jest uwzględniony jako $T-1$ dodatkowych zmiennych zerojedynkowych przypisanych dla $T-1$ niebazowych okresów. Jeden z analizowanych okresów jest okresem bazowym. Wyraz wolny odnosi się do okresu bazowego. Dla roku niebazowego jest on skorygowany o λ_t . W niniejszym opracowaniu jako okres bazowy przyjęto 2008 rok.

⁸ T. Kufel, [2004], *Ekonometria. Rozwiązywanie problemów z wykorzystaniem programu GRETL*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa, s. 170-171 i G. S. Maddala, [2008], *Ekonometria...*, s. 649.

W ramach oceny jakości dopasowania modelu do danych empirycznych obliczono współczynnik determinacji R^2 i skorygowany współczynnik determinacji R^2 , oraz kryterium informacyjne Akaike'a postaci:

$$AIC = 2k + n \left[\ln \left(2\pi \sum_{i=1}^n \frac{\hat{\varepsilon}_i^2}{n} \right) + 1 \right], \quad (5)$$

gdzie: n – liczba obserwacji,

k – liczba szacowanych parametrów (w tym efektów indywidualnych w przypadku modelu z ustalonymi efektami),

$\hat{\varepsilon}_{it}$ – reszty oszacowanego równania regresji.

Ideą kryterium informacyjnego jest dostarczenie miary stanowiącej równowagę między stopniem dopasowania a prostotą modelu. W modelach szacowanych klasyczną metodą najmniejszych kwadratów niższa wartość kryterium odpowiada lepszemu modelowi. W literaturze funkcjonuje kilka wersji wzoru opisującego kryterium informacyjne⁹. W niniejszym opracowaniu wybrano formułę, według której kryterium AIC obliczane jest w programie GRETL.

W celu sprawdzenia, czy składniki losowe rozpatrywanego modelu podlegają autokorelacji, przeprowadzono test Durбина-Watsona¹⁰. Jednocześnie zaniechano badania normalności składnika losowego z powodu dużej liczebności jednostek statystycznych stanowiących podstawę estymacji parametrów analizowanych równań regresji. Spełnienie założenia o normalności rozkładu składnika losowego ma kluczowe znaczenie jedynie dla modeli szacowanych na podstawie małej próby. W przypadku dużych prób, niespełnienie założenia o normalności rozkładu składnika losowego nie dyskwalifikuje wyników testów istotności parametrów równania¹¹.

Wśród zmiennych charakteryzujących migracje uwzględniono: współczynnik napływu, współczynnik odpływu oraz współczynnik napływu z miast, charakteryzujący liczbę napływu migracyjnego z miast w przeliczeniu na 1000 mieszkańców^{12,13}.

Do zbioru potencjalnych czynników kształtujących migracje w województwie zachodniopomorskim zaliczono:

- liczbę podmiotów gospodarczych zarejestrowanych w rejestrze REGON przypadających na 1000 mieszkańców,
- udział bezrobotnych zarejestrowanych w liczbie ludności w wieku produkcyjnym (w%),
- dochód własny gminy przypadający na jednego mieszkańca (w zł/mieszkańca),
- wielkość zasobów mieszkaniowych w m² na jednego mieszkańca,
- powierzchnię mieszkań oddanych do użytku w m² na jednego mieszkańca,
- gęstość zaludnienia,
- ogólny współczynnik zawierania małżeństw, stanowiący liczbę zawartych małżeństw w przeliczeniu na 1000 mieszkańców.

⁹ M. Gruszczyński, T. Kuszewski, M. Podgórska, [2009], *Ekonometria i badania operacyjne*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa, s. 55.

¹⁰ G. S. Maddala, [2008], s. 271-273.

¹¹ M. Gruszczyński, T. Kuszewski, M. Podgórska, [2009], s. 89 – 90.

¹² Por. J. Z. Holzer, [1999], *Demografia*, PWE, Warszawa, s. 286.

¹³ Przez *napływ* rozumie się nowe zameldowanie na pobyt stały, przez *odpływ* – wymeldowania z pobytu stałego (Rocznik Demograficzny [2009], GUS, s. 398).

Zmienne te charakteryzują poziom lokalnej przedsiębiorczości, sytuację na lokalnym rynku pracy, zamożność gminy, zasoby mieszkaniowe oraz wybrane uwarunkowania demograficzne.

W doborze potencjalnych czynników kształtujących zmienność migracji kierowano się między innymi przytoczonymi we wstępie informacjami na temat przyczyn migracji stałych w Polsce w latach 1989 – 2002, uzyskanymi podczas NSP 2002.

3. CHARAKTERYSTYKA DANYCH STATYSTYCZNYCH I ZMIENNYCH UŻYTYCH W BADANIU

Badanie przeprowadzono w układzie gmin dla lat 2003 – 2008. Wybór okresu badania podyktowany był przede wszystkim dostępnością danych statystycznych. Z tych samych względów analiza mobilności przestrzennej dotyczy migracji stałych związanych ze zmianą miejsca zameldowania, gdyż tylko takie dane charakteryzujące migracje w przekroju gminnym dostarcza statystyka publiczna. Wszystkie dane statystyczne stanowiące podstawę zastosowanych w badaniu współczynników demograficznych oraz pozostałych wskaźników charakteryzujących sytuację społeczno-gospodarczą zaczerpnięto z Banku Danych Regionalnych GUS. Podstawową charakterystykę statystyczną zmiennych użytych w badaniu przedstawiano w tabeli 1.

Tab. 1. Charakterystyka zmiennych użytych w badaniu

Zmienna *	Nazwa	Średnia	Minimum	Maksimum	Współczynnik zmienności (w %)
Współczynnik napływu	<i>Napływ</i>	12,87	0,25	96,48	58,46
Współczynnik odpływu	<i>Odpływ</i>	12,88	3,32	93,55	32,33
Współczynnik napływu z miast	<i>Z Miast</i>	7,67	0,00	87,93	91,47
Liczba podmiotów gospodarczych	<i>Podmioty</i>	68,03	20,75	377,14	45,44
Udział bezrobotnych	<i>Bezrobocie</i>	11,93	0,90	51,20	47,60
Dochód własny gmin	<i>Dochód</i>	805,22	164,60	36652,28	109,38
Mieszkania oddane	<i>Oddane</i>	0,35	0,00	6,35	121,50
Zasoby mieszkaniowe	<i>Zasoby</i>	24,03	16,32	61,28	14,30
Gęstość zaludnienia	<i>Gęstość</i>	221,93	5,00	4238,00	214,14
Współczynnik zawierania małżeństw	<i>Małżeństwa</i>	5,93	0,51	12,97	22,66

*W tabeli podano skrócone opisy zmiennych. Dokładny opis zmiennych przedstawiono w poprzednim punkcie.
Źródło: obliczenia własne.

Warto w tym miejscu wspomnieć, iż charakter dostępnych danych statystycznych w znacznym stopniu ogranicza możliwości badawcze rozpatrywanego problemu. Znaczna część mieszkańców zmieniających miejsce zamieszkania nie dopełnia bowiem formalności administracyjnych lub dopełnia je ze znacznym opóźnieniem.

Wszystkie zmienne wykorzystane w badaniu stanowią zbiór danych o charakterze panelowym. Są to dane charakteryzujące te same jednostki statystycznych (2489 gmin) w okresie sześcioletnim. Z powodu zmian administracyjnych liczba obserwacji w poszczególnych latach nieznacznie się różni. Z tego względu wykorzystane w pracy dane panelowe mają charakter danych „niezbilansowanych”.

Dane panelowe umożliwiają dokładniejszą estymację parametrów modelu, uwzględnianie specyficznych cech badanych podmiotów oraz obserwowanie przemian w czasie.

Ponadto ich dodatkową zaletą jest możliwość złagodzenia założeń, które są domyślnie przyjmowane w analizie danych przekrojowych¹⁴.

4. WYNIKI ANALIZY EMPIRYCZNEJ

W wyniku wstępnej analizy tablicy korelacyjnej potencjalnych zmiennych objaśnianych i objaśniających oraz wykresów rozrzutu poszczególnych zmiennych objaśnianych względem zmiennych objaśniających wyeliminowano dwie zmienne: współczynnik natężenia małżeństw oraz gęstość zaludnienia. Zaobserwowano bowiem bardzo małą, choć istotną statystycznie korelację liniową między tymi zmiennymi i zmiennymi objaśnianymi. Jednocześnie wykresy korelacyjne nie wykazywały istnienia zależności nieliniowej.

Ostatecznie w grupie potencjalnych zmiennych objaśnianych znalazło się 5 zmiennych, dla których współczynniki korelacji Pearsona względem zmiennych objaśnianych przedstawiono w tabeli 2.

Tab. 2. Wartości współczynników korelacji liniowej Pearsona^{*)}

		Zmienne objaśniane		
		Napływ	Odływ	Z_miast
Zmienne objaśniające objaśniane	Bezrobocie	-0,17	0,12	-0,17
	Dochód	0,28	0,10	0,27
	Podmioty	0,31	0,14	0,31
	Oddane	0,67	-0,05	0,70
	Zasoby	0,35	-0,06	0,39

*) Wszystkie wymienione w tabeli wartości współczynnika korelacji Pearsona są istotne statystycznie na poziomie istotności 0,05.

Źródło: obliczenia własne.

Tab. 3. Wyniki testów Breuscha-Pagana i Hausmana

Zmienna objaśniana	Test Breuscha-Pagana	Test Hausmana
Napływ	$\lambda=11842,6; p<0,00001$	M=2505,51; $P(\chi^2(9) > 505,51)=0$
Odływ	$\lambda=11962,9; p<0,00001$	M=244,373; $P(\chi^2(7) > 244,37)=0$
Z_miast	$\lambda=14479,4; p<0,00001$	M=2858,86; $P(\chi^2(9) > 2858,86)=0$

Źródło: obliczenia własne w programie GRETL.

Wyniki testu Breuscha-Pagana oraz testu Hausmana skłaniają do wyboru modelu panelowego z ustalonymi efektami w przypadku każdej z rozpatrywanych zmiennych objaśnianych (tab. 3).

Parametry modelu charakteryzującego zmienność współczynnika napływu wskazują na bardzo duże znaczenie zmiennej *Oddane*, charakteryzującej wielkość zasobów nowo oddanych mieszkań w przeliczeniu na mieszkańca (tab. 4).

Zgodne z oczekiwaniami są wartości współczynników zmiennych charakteryzujących poziom bezrobocia oraz wielkość dochodów własnych gminy przypadającej na mieszkańca. Świadczą one o większym napływie w gminach bogatszych o relatywnie mniejszym poziomie bezrobocia.

¹⁴ G. S. Maddala, [2008], s.633.

Tab. 4. Wyniki estymacji równań regresji

Zmienna objaśniana	Napływ	Odpływ	Z_miast
Stała	23,6733 [10,37]	9,5153 [20,83]	13,0580 [7,39]
Zasoby	-0,5758 [-7,57]	—	-0,3304 [-5,61]
Oddane	2,1310 [18,00]	—	1,5346 [16,75]
Podmioty	—	0,0377 [6,22]	—
Bezrobocie	—	-0,0782 [-5,503]	—
Ln_bezrobocie	-1,0753 [-6,49]	—	-0,9087 [-7,09]
Ln_dochody	0,5026* [2,47]	—	0,4554 [2,89]
dt_2007	3,6388 [39,38]	3,5831 [48,68]	2,1107 [29,51]
dt_2006	2,3653 [18,06]	2,8537 [31,54]	1,6616 [16,39]
dt_2005	0,9441 [5,83]	1,1068 [9,94]	0,9742 [7,77]
dt_2004	1,5780 [8,53]	1,3422 [10,81]	1,5253 [10,66]
dt_2003	0,7244 [3,40]	1,5384 [11,49]	0,8145 [4,94]
Liczba obserwacji	14874	14874	14874
Współczynnik determinacji R ² :	0,89	0,70	0,93
Skorygowany współczynnik R ² :	0,87	0,64	0,91
Kryterium inf. Akaike'a:	74172,44	71537,94	66547,4
Test autokorelacji Durbina-Watsona:	1,80	1,87	1,78

^{*)} Współczynnik regresji istotny przy poziomie istotności 0,05. Poziom istotności pozostałych współczynników regresji jest znacznie niższy od 0,01.

Źródło: obliczenia własne w programie GRETL.

Ujemna wartość współczynnika zmiennej objaśniającej *Zasoby* wymaga dokładniejszej analizy charakteru gmin odznaczających się dużymi wartościami tej zmiennej.

Gminami o dużej powierzchni zasobów mieszkaniowych w relacji do liczby mieszkańców są gminy leżące w pobliżu Warszawy (Podkowa Leśna, Nadarzyn, Łomianki, Michałowice, Stare Babice, Nadarzyn, Izabelin, Nieporęt – nad Jez. Zegrzyńskim, Jabłonna, Wiązowna, Józefów, Słupno), Szczecina (Dobra Szczecińska), Krakowa (Zielonki, Jaworze – przy granicy z Republiką Czeską), Łodzi (Zgierz), Poznania (Tarnowo Podgórne, Puszczykowo, Dopiewo), Bydgoszczy (Osielsko) oraz Białegostoku (Zabłudów). Są to jednocześnie gminy o relatywnie dużej liczbie oddanych mieszkań i dużym napływie migracyjnym w relacji do ogólnej liczby mieszkańców.

Do gmin o bardzo dużej powierzchni zasobów mieszkaniowych przypadających na mieszkańca należą również gminy turystyczne, takie jak Krynica Morska, Rewal, Mielno, Władysławowo, Łeba, Jastarnia, Brenna, Szczyrk, Dziwnów, Białowieża, Kołobrzeg, Ustroń. Niektóre z gmin turystycznych, mimo bardzo dużej wartości zmiennej *Zasoby*, charakteryzują się relatywnie mniejszą liczbą zasobów nowo oddanych i często ujemnym saldem migracji (np. Krynica Morska, Władysławowo, Łeba, Jastarnia,

Szczyrk, Dziwnów, Karpacz, Wisła). A więc mimo bardzo dużych zasobów mieszkaniowych charakteryzują się odpowiednio mniejszym napływem ludności.

Ponadto istnieje znaczna liczba gmin o dużym zasobie mieszkań w stosunku do liczby mieszkańców, które charakteryzują się jednocześnie wielkościami zmiennych *Oddane* i *Napływ* poniżej średniej. Wiele takich gmin znajduje się w województwie podlaskim (Narewka, Orla, Dubicze Cerkiewne, Narew, Bielsk Podlaski, Czyże, Drohiczyn, Cisek, Szudziałowo), ale również w innych województwach: Pęczniew (łódzkie), Iwonicz Zdrój (podkarpackie), Nur (mazowieckie), Pokrzywnica, Cisek, Głogówek, Strzeleczyki, (opolskie), Zduny (wielkopolskie), Tuczna (lubelskie), itd. To właśnie te gminy oraz niektóre gminy turystyczne mogą być reprezentowane w modelu zmiennej zależnej *Napływ* przez zmienną *Zasoby*.

Mimo oczekiwań, iż migracje będą niwelowały dość znaczną dyspersję gmin pod względem poziomu bezrobocia, parametry modelu zmiennej zależnej *Odptyw* wskazują na odmienną tendencję w Polsce. Relatywnie większy odpływ migracyjny obserwujemy w gminach o mniejszym poziomie bezrobocia i odpowiednio większej liczbie podmiotów gospodarczych w stosunku do liczby mieszkańców. Jest to potwierdzenie wniosków wynikających ze struktury równania regresji zmiennej objaśnianej *Napływ* i wskazujących na dominującą rolę dążenia do poprawy warunków mieszkaniowych mieszkańców miast, które w większości charakteryzują się niskim poziomem bezrobocia. Ludność gmin o najwyższym poziomie bezrobocia nie charakteryzuje się odpowiednio wysokim poziomem mobilności przestrzennej, a więc również dużym natężeniem odpływu migracyjnego. Ponadto dość niska wartość współczynnika determinacji R^2 może wskazywać na większe oddziaływanie na decyzje o odpływie migracyjnym czynników przypadkowych, często niemierzalnych.

Porównując parametry skonstruowanego równania zmiennej objaśnianej *Odptyw* z wartościami współczynników korelacji liniowej przedstawionymi w tabeli 2, a w szczególności z wartością współczynnika korelacji Pearsona między wskaźnikiem charakteryzującym natężenie bezrobocia a natężeniem odpływu migracyjnego, należy pamiętać o adekwatności wybranej metody badawczej, której potwierdzenie znajdujemy w wynikach testów Breuscha-Pagana i Hausmana. Wartość wspomnianego współczynnika korelacji wskazuje na niewysoką dodatnią korelację między poziomem bezrobocia a natężeniem odpływu migracyjnego. Zastosowanie w badaniu modelu regresji wielu zmiennych oraz efektów indywidualnych i zmiennych dyskretnych uwzględniających odmienny charakter migracji w poszczególnych latach ukazuje najprawdopodobniej rzeczywiste cechy migracji w Polsce. Zastosowanie do danych o charakterze panelowym klasycznej metody analizy korelacji liniowej może prowadzić do błędnych wniosków, choć sprawdza się jako wstępny etap doboru zmiennych objaśniających.

Wybrane do analizy determinanty migracji w najlepszym stopniu objaśniają zmienność współczynnika napływu z miast, na co wskazuje zarówno wartość współczynnika determinacji jak i kryterium informacyjnego Akaike'a, którego najniższa wartość (w relacji z analogicznym kryterium pozostałych równań) świadczy o najlepszym dopasowaniu do danych empirycznych.

Mieszkańcy miast migrują najczęściej do gmin o dużej liczbie nowo oddanych mieszkań, które niejednokrotnie charakteryzują się dużym dochodem własnym. Jednocześnie, podobnie jak w przypadku ogółu napływu migracyjnego, gminy o dużej powierzchni zasobów mieszkaniowych przypadających na jednego mieszkańca charaktery-

zują się relatywnie mniejszym napływem ludności z miast. Prawdopodobnie na wartość współczynnika zmienne objaśniającej *Zasoby* wpłynęły cechy tych gmin, w których obserwujemy dużą powierzchnię zasobów mieszkaniowych przypadającą na mieszkańca, przy relatywnie małej liczbie nowo oddanych zasobów mieszkaniowych. Zgodnie z wcześniejszymi rozważaniami, wśród nich znajdują się na przykład niektóre gminy turystyczne, czy też gminy leżące w województwie podlaskim, charakteryzującym się w ostatnich latach ujemnym saldem migracji¹⁵.

Mniejszym napływem ludności z miast charakteryzują się również gminy o odpowiednio większym poziomie bezrobocia, co jest zgodne z logiką wolnorynkowego procesu alokacji zasobów pracy.

W grupie gmin o największym napływie z miast dominują gminy leżące w pobliżu aglomeracji miejskich i innych zarówno dużych jak i mniejszych miast, ale również gminy stanowiące obszary wiejskie miast (o tej samej nazwie), wśród których dużym napływem z obszarów miejskich wyróżniają się: Chełm, Ciechanów, Głogów (również gmina Jerzmanowa leżąca pod Głogowem), Gniezno, Gostynin, Grudziądz, Kłodawa, Kołobrzeg, Leszno, Lipno (leżące jednocześnie w pobliżu Włocławka), Lubin, Malbork, Mińsk Mazowiecki, Pabianice, Słupsk, Sochaczew, Starogard Gdański, Suwałki, Szczytno, Świdnica, Tczew, Turek, Wejherowo (leżące jednocześnie w pobliżu Gdyni), Zgierz, Zielona Góra.

Wśród gmin leżących w pobliżu aglomeracji miejskich¹⁶ dużym napływem z miast wyróżnia się znaczna liczba gmin z okolic Warszawy (Brwinów, Głusk, Grodzisk Mazowiecki, Halinów, Kobyłka, Izabelin, Jabłonna, Józefów, Konstancin-Jeziorna, Lesznowola, Łomianki, Marki, Nadarzyn, Nieporęt, Piaseczno, Podkowa Leśna, Prażmów, Radziejowice, Radzymin, Serock, Słupno, Stare Babice, Wiązowna, Wieliszew, Żabia Wola), aglomeracji górnośląskiej (Czernica, Bielsko-Biała, Jaworze, Pilchowice, Wry, Rybnik, Jejkowice), aglomeracji Trójmiasta (Kolbudy, Pruszcz Gdański, Żukowo, Reda, Rumia, Szemud), aglomeracji łódzkiej (Aleksandrów Łódzki, Andrespol, Brzeziny, Ksawerów, Lutomiersk, Ozorków, Rzgów, Dobroń), poznańskiej (Czerwonak, Dopiewo, Kleszczewo, Komorniki, Kórnik, Luboń, Mosina, Pobiedziska, Puszczykowo, Suchy Las, Swarzędz, Tarnowo Podgórne), krakowskiej (Michałowice, Mogilana, Zielonki), wrocławskiej (Długołęka, Kąty Wrocławskie, Kobierzyce, Miękinia, Święta Katarzyna, Wisznia Mała, Żórawina), szczecińskiej (Dobra Szczecińska, Kołbaskowo) oraz lubelskiej (Jastków, Konopnica, Mełgiew, Wólka).

Pozostałe gminy o wyjątkowo dużym poziomie napływu z miast to gminy leżące w pobliżu Torunia (Aleksandrów Kujawski, Lubicz, Łysomice, Obrowo, Raciążek, Wielka Nieszawka, Zławieś Wielka), Bydgoszczy (Białe Błota, Dobrcz, Nowa Wieś Wielka, Osielsko, Sicienko, Wielka Wieś), Białegostoku: (Choroszcz, Juchnowiec, Supraśl, Turośń Kościelna, Wasilków), Olsztyna (Dywity, Jonkowo, Purda, Stawiguda) i innych większych i mniejszych miast takich jak Gorzów Wielkopolski (Deszczno), Jelenia Góra (Jeżów Sudecki), Kielce (Morawica), Konin (Kazimierz Biskupi), Koszalin (Biesiekierz, Manowo, Mielno, Świeszyno), Legnica (Kunice), Ostrołęka (Olszewo-

¹⁵ Saldo migracji stałych (zameldowań i wymeldowań) w woj. podlaskim w latach 1997 – 2008 wynosiło odpowiednio: -739, -822, -974, -1 592, -1 464, -1 803, -1 894, -1 655, -1 941, -2 838, -2 528, -1 698 (obliczenia własne na podstawie: Bank Danych Regionalnych, www.stat.gov.pl).

¹⁶ Charakterystykę aglomeracji miejskich w Polsce przedstawia Jerzy J. Parysek w publikacji *Agglomeracje miejskie w Polsce oraz problemy ich funkcjonowania i rozwoju*, (Parysek, [2008]).

Borki, Rzekuń), Piła (Szydłowo), Płock (Radzanowo), Radom (Jedlnia-Letnisko), Słupsk (Kobylnica), Wałbrzych (Szczawno-Zdrój), Włocławek (Fabianki), Zielona Góra (Zabór).

Z oszacowań parametrów równań przy zmiennych zerojedynkowych dt_{2007} , dt_{2006} , dt_{2005} , dt_{2004} oraz dt_{2003} wynika, że w latach 2003 – 2007 zarówno napływy migracyjne ogółem jak też napływy migracyjne z miast oraz odpływy ogółem były *ceteris paribus* wyższe, niż w obranym jako bazowy 2008 roku.

5. PODSUMOWANIE WYNIKÓW ANALIZY

Przeprowadzone badanie pozwala wskazać podstawową determinantę kształtującą kierunek i natężenie migracji w Polsce w ostatnich latach. Z wartości statystyk t-Studenta przy oszacowanych parametrach równań oraz z wartości współczynników determinacji i kryteriów Akaike'a wyciągnąć można wniosek, że wśród wszystkich analizowanych zmiennych objaśniających największy wpływ na napływy migracyjne miała powierzchnia mieszkań oddanych do użytku przypadająca na jednego mieszkańca. Podstawowym czynnikiem kształtującym natężenie napływu migracyjnego jest więc dążenie do poprawy warunków mieszkaniowych i poziomu życia, objawiające się przepływem ludności z miast do gmin o relatywnie mniejszej liczbie podmiotów gospodarczych. Duży napływ do gmin ludności z miast odzwierciedla tendencję do przemieszczeń ludności miast do strefy podmiejskiej. Zjawisko takie dotyczy większości aglomeracji miejskich oraz innych dużych, a także mniejszych miast.

Wartości parametrów równania zmiennej objaśnianej *Napływ* pozwalają stwierdzić, że gminami napływowymi są gminy o relatywnie niskim poziomie bezrobocia, do których z pewnością zaliczyć można gminy stanowiące strefę podmiejską dużych miast. Jednak istotność współczynnika zmiennej charakteryzującej natężenie bezrobocia w modelu zmiennej objaśnianej *Napływ*, świadczy również o tym, iż kierunek napływu jest zgodny z logiką wolnorynkowego procesu alokacji zasobów pracy: ludzie przepływają do gmin charakteryzujących się lepszą sytuacją na rynku pracy.

Parametry równania zmiennej objaśnianej *Odpływ* wykazują, że wspomniany kierunek przemieszczania się ludności zasadniczo nie dotyczy odpływu z gmin. Większy poziom bezrobocia, wbrew oczekiwaniom, determinuje mniejsze natężenie odpływu ludności. Najprawdopodobniej trudna sytuacja na lokalnym rynku pracy nie sprzyja mieszkańcom gmin o wysokim bezrobociu w realizowaniu zamiaru zmiany miejsca zamieszkania. Dodatkowo struktura równania wskazuje na większy odpływ mieszkańców z gmin o relatywnie dużej liczbie podmiotów gospodarczych, co potwierdza, iż dominującym kierunkiem migracji są migracje związane z poprawą warunków mieszkaniowych.

Kolejnym istotnym czynnikiem kształtującym poziom i kierunek migracji jest wielkość dochodów własnych przypadających na mieszkańca. Potwierdza ten fakt istotność współczynników regresji zmiennej charakteryzującej zamożność gmin w modelach opisujących natężenie napływu ludności (*Napływ*, Z_{miast}). Dodatnie wartości tych współczynników wskazują, że ludność migruje przeważnie do gmin o relatywnie większym dochodzie własnym w przeliczeniu na jednego mieszkańca.

W niniejszej analizie nie wykazano istotnej roli poziomu aktywności gospodarczej mieszkańców gmin w kształtowaniu napływów migracyjnych. Z dwóch zmiennych

Dochód i Podmioty, charakteryzujących poziom rozwoju gospodarczego i w dość dużym stopniu skorelowanych ze sobą, bardziej istotna okazała się zmienna opisująca zamożność gmin. Gminy o dużej liczbie podmiotów gospodarczych przypadających na jednego mieszkańca nie charakteryzują się tak dużą siłą przyciągania migrantów, jak gminy stanowiące strefę podmiejską. Ponownie decydującą rolę w tym zakresie odgrywa najsilniejszy czynnik kształtujący migrację: dążenie do poprawy warunków mieszkaniowych.

Wyniki analizy związku aktywności gospodarczej i migracji w skali lokalnej zaprezentowane przez Raczyka i Dobrowolską-Kaniewską¹⁷ sugerują odmienną rolę aktywności gospodarczej w zależności od typu gminy. „Przeprowadzone badania wskazują, iż empiryczny wymiar siły związku pomiędzy mobilnością przestrzenną a aktywnością gospodarczą w dość istotny sposób różnicuje się w zależności od rodzaju jednostki obserwacji. Istotna statystycznie współzależność salda migracji oraz aktywności gospodarczej obserwowana jest przede wszystkim w obrębie gmin wiejskich oraz, w nieco mniejszym zakresie, miejsko – wiejskich. W przypadku jednostek miejskich zależność ta w zasadzie nie występuje.” W związku z przytoczonymi wnioskami, pojawia się sugestia, że dla zupełności badania determinant migracji w przekroju gminnym należałoby przeprowadzić dodatkowo analizę regresji w odrębnych grupach gmin miejskich, wiejskich i miejsko-wiejskich, co wykracza jednak poza ramy niniejszego artykułu.

W cytowanej publikacji znajdują się również wnioski dotyczące odmiennej roli poziomu aktywności gospodarczej w zależności od kierunku migracji, w pewnym sensie zbieżne z wnioskami niniejszej analizy. Raczyk oraz Dobrowolska-Kaniewska twierdzą, iż „wysoki poziom aktywności gospodarczej jest istotnym elementem oddziaływującym na ruch napływowy ludności w obszarach wiejskich. Jednocześnie jednak, niski poziom aktywności nie warunkuje odpływu ludności z danego obszaru”. Podobną prawidłowość zaobserwowano w przeprowadzonej analizie regresji, dotyczącej jednak poziomu bezrobocia ogółu gmin. Otóż niski poziom bezrobocia jest czynnikiem oddziaływującym na ruch napływowy ludności, a wysoki poziom bezrobocia nie warunkuje odpływu ludności z gminy.

Zaobserwowana prawidłowość dotycząca roli poziomu bezrobocia w kształtowaniu natężenia i kierunków migracji w gminach powoduje pogłębianie się zróżnicowania gmin pod względem sytuacji na rynku pracy. Jest jedną z przyczyn sprzyjających silnym procesom inercyjnym, którym podlega zróżnicowanie regionalne bezrobocia¹⁸.

7. WNIOSKI

Podsumowując wyniki analizy należy mieć na uwadze, iż migracje wewnątrzwojewódzkie stanowią około 76% ogółu migracji w Polsce, co oznacza, że wyniki przeprowadzonego badania w większym stopniu dotyczą migracji o charakterze lokalnym.

Na podstawie przeprowadzonych analiz ekonometrycznych można wyciągnąć następujące wnioski:

¹⁷ A. Raczyk, H. Dobrowolska-Kaniewska, [2006], *Economic activity and migration at the local scale*, Bulletin of Geography, socio-economic series, no. 5/2006, Nicolaus Copernicus University, Toruń, s. 6.

¹⁸ Por. E. Kwiatkowski, L. Kucharki, T. Tokarski, [2005], *Determinanty migracji międzywojewódzkich w Polsce*, [w:] D. Kopycińska, (red.), *Konkurencyjność rynku pracy i jego podmiotów*, Uniwersytet Szczeciński, Szczecin, s. 58.

- Największy wpływ na napływy migracyjne miało regionalne zróżnicowanie powierzchniowo oddanych mieszkań przypadającej na mieszkańca gminy, najmniejszy zaś dochody własne gminy per capita. Poprawa warunków mieszkaniowych jest dominującym czynnikiem kształtującym kierunek i natężenie migracji.
- Odsetek bezrobotnych w grupie osób w wieku produkcyjnym był ujemnie skorelowany zarówno z natężeniem napływu w gminach (również napływu z miast) jak i z natężeniem odpływu. Wysoki poziom bezrobocia jest czynnikiem wpływającym negatywnie na mobilność ludności, stanowiąc przeszkodę zarówno dla napływów jak i dla odpływów migracyjnych.
- Duża liczba zasobów mieszkaniowych przypadająca na jednego mieszkańca zasadniczo nie stanowi czynnika sprzyjającego napływowi migracyjnemu. Jest ujemnie skorelowana z natężeniem napływu migracyjnego i nie wykazuje istotnego związku z poziomem odpływu.
- Przypadająca na jednego mieszkańca liczba zarejestrowanych podmiotów gospodarczych w gminie nie odznacza się istotnym wpływem na napływy migracyjne. Stanowi natomiast ważną przesłankę objaśniającą zmienność natężenia odpływu migracyjnego, wskazując na większe odpływy migracyjne w gminach charakteryzujących się relatywnie dużą liczbą podmiotów gospodarczych.

LITERATURA

- Aczel A. D., [2000], *Statystyka w zarządzaniu*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 2000.
- Baranowska A., Bober M., Bukowski M., [2007], *Mobilność przestrzenna w: Produktynowość dla pracy. Zatrudnienie w Polsce 2006*, Instytut Badań Strukturalnych, Warszawa.
- Dziewoński K., [1989], *Migracje ludności w Polsce. Zmiany strukturalne w latach 1975 – 1985*, Przegląd Geograficzny, t. LXI, z.3, Warszawa.
- Gawrońska-Nowak B., Kaczorowski B., Młotkiewicz M., [2000], *Migracje międzyregionalne i wewnątrzregionalne a sytuacja na regionalnych rynkach pracy*, w: *Wzrost gospodarczy, restrukturyzacja i bezrobocie w Polsce, ujęcie teoretyczne i praktyczne. Materiały z konferencji*, Katedra Ekonomii Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
- Golinowska S., Marek E., Rajkiewicz A., [1998], *Procesy migracyjne w Polsce w latach 1990 - 1995*, [w:] Golinowska S. (red.), *Rozwój ekonomiczny regionów. Rynek pracy. Procesy migracyjne (Polska, Czechy, Niemcy)*, Raport IPiSS, Zeszyt nr 16, Warszawa.
- Golinowska S., [1998], *Zróżnicowanie regionalne a procesy migracyjne*, [w:] S. Golinowska (red.), *Rozwój ekonomiczny regionów. Rynek pracy. Procesy migracyjne (Polska, Czechy, Niemcy)*, Raport IPiSS, Zeszyt nr 16, Warszawa.
- Gruszczyński M., Kuszewski T., Podgórska M., [2009], *Ekonometria i badania operacyjne*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Holzer J. Z., [1999], *Demografia*, PWE, Warszawa.
- Kałuża D., [2007], *Migracje wewnętrzne w Polsce a rozwój społeczno-ekonomiczny województw*, [w:] Sobczak I. (red.), *Czynnik demograficzne w rozwoju społeczno-gospodarczym Polski: przeszłość – teraźniejszość – przyszłość*, Polskie Towarzystwo Demograficzne, Wydział Zarządzania Uniwersytet Gdańskiego, Gdańsk.
- Kufel T., [2004], *Ekonometria. Rozwiązywanie problemów z wykorzystaniem programu GRETL*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Kociszewski J., [2006], *Mobilność siły roboczej w Polsce w procesie transformacji w układzie przestrzennym* [w:] Woźniak M. G., (red.), *Problemy globalizacji i regionalizacji, Cz.1*, Uniwersytet Rzeszowski, Rzeszów.

- Kryńska E., [2000], *Metody stymulacji mobilności zasobów pracy*, [w:] *Mobilność zasobów pracy*, Warszawa.
- Kwiatkowski E., Kucharki L., Tokarski T., [2005], *Determinanty migracji międzywojewódzkich w Polsce*, [w:] Kopycińska D., (red.), *Konkurencyjność rynku pracy i jego podmiotów*, Uniwersytet Szczeciński, Szczecin.
- Maddala G. S., [2008], *Ekonometria*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Migracje długookresowe ludności w latach 1989 – 2002 na podstawie Ankiety Migracyjnej 2002*, [2004], GUS, Warszawa.
- Parysek J. J., [2008], *Aglomeracje w Polsce oraz problemy ich funkcjonowania i rozwoju*, [w:] Parysek J. J., Tölle A., *Wybrane problemy rozwoju i rewitalizacji miast: aspekty poznawcze i praktyczne*, Biuletyn Geografii Społeczno-Ekonomicznej i Gospodarki Przestrzennej, Seria Rozwój Regionalny i Polityka Regionalna nr 5, Uniwersytet Adama Mickiewicza w Poznaniu, Poznań.
- Potrykowska A., [2001], *Migracje wewnętrzne i zagraniczne*, [w:] Ochocki A. (red.), *Sytuacja demograficzna Polski. Raport 2000 – 2001*, Rządowa Rada Ludności, RCSS, Warszawa.
- Raczyk A., Dobrowolska-Kaniewska H., [2006], *Economic activity and migration at the local scale*, Bulletin of Geography, socio-economic series, no. 5/2006, Nicolaus Copernicus University, Toruń, www.zzp.geogr.uni.wroc.pl.
- Sasin M., [2008], *Natężenie bezrobocia a procesy migracyjne w województwie zachodniopomorskim w latach 1995 – 2005*, [w:] Roeske-Słomka I., (red.), *Prace statystyczne i demograficzne*, Zeszyty Naukowe 110, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Poznaniu, Poznań.
- Strzelecki Z., [1989], *Cykl życia rodziny a migracje*, SGPiS, Monografie i Opracowania, Warszawa.

THE MAIN DETERMINANTS OF PERMANENT MIGRATIONS IN POLAND DURING THE PERIOD OF 2003-2008

The present article covers an attempt to identify the basic determinants for permanent migrations in Poland in the period of 2003 – 2008. For this purpose, a multi-variable regression analysis was applied. On the basis of data of a panel nature, fixed effects models were constructed.

The following were taken into account among those variables which characterize migrations in communes: the inflow index, the outflow index and the index of inflow from towns. The set of potential factors of migrations included those variables which characterize the level of local enterprise, the situation on the local labor market, the affluence of the commune and housing resources.

It was demonstrated on the basis of an econometric analysis that attempts to improve one's housing conditions constituted the main determinant of permanent migrations, which were dominated by the cases of the change of the place of residence within the same province. The affluence of the commune and the unemployment rate also constituted very important factors, while the unemployment rate proved to be a factor having a negative impact on the mobility of population, which inhibited both migration inflows and outflows.