

**Andrzej MANTAJ**  
**Artur OSTROMĘCKI**  
**Dariusz ZAJĄC**

## Czynniki kształtujące migracje ludności w gminach wiejskich Polski Wschodniej

**Streszczenie.** *Celem artykułu jest określenie uwarunkowań migracji ludności w gminach wiejskich Polski Wschodniej przy wykorzystaniu analizy statystycznej. Materiał empiryczny badania stanowiły dane GUS za 2014 r. oraz IUNG-PIB w Puławach. Badaniem objęto pięć województw: lubelskie, podkarpackie, podlaskie, świętokrzyskie i warmińsko-mazurskie.*

*Uzyskane wyniki pozwoliły stwierdzić, że napływowi ludności i poprawie sytuacji demograficznej w gminach wiejskich Polski Wschodniej sprzyjał przede wszystkim rozwój pozarolniczej działalności gospodarczej, co miało wpływ na powiększenie rynku pracy, a tym samym zbytu, jak również na lepszą sytuację finansową tych jednostek samorządu terytorialnego.*

**Słowa kluczowe:** migracje ludności, gminy wiejskie, Polska Wschodnia.

**JEL:** O12, O15, O18, R11, R12, R23, R51

---

Przepływy ludności w formie migracji stałych mają istotne znaczenie dla rozwoju społeczno-gospodarczego zarówno w skali regionalnej, jak i lokalnej. Napływ ludności może stanowić impuls rozwoju związany z efektami aglomeracji przejawiającymi się m.in. wielkością rynku zbytu, zróżnicowaniem rynku pracy, a także rozwojem działalności gospodarczej, w tym rozszerzaniem oferty usługowej. Z migracjami stałymi wiąże się też bardzo często przepływy kapitałowe dotyczące np. zakupu czy budowy domów bądź mieszkań. Zmniejszenie liczby ludności może natomiast negatywnie wpływać na gospodarkę, prowadząc m.in. do utraty kapitału ludzkiego oraz do kurczenia się rynku zbytu, a w konsekwencji także do ograniczania możliwości rozwoju działalności gospodarczej. Odpływ ludności może być jednak częściowo kompensowany transferami dochodów emigrantów do ich rodzin, które pozostały w poprzednim miejscu za-

mieszkania. W długim okresie korzystne może być zjawisko powrotów emigrantów, którzy np. wykorzystując zdobyte doświadczenie i kapitał, mogą rozpocząć działalność gospodarczą, w tym także w nieznanym dotąd niszach rynkowych, jak również mogą inwestować na rynku nieruchomości (Celińska-Janowicz, Miszczuk, Płoszaj i Smętkowski, 2010).

Pomiędzy zaludnieniem i rozwojem społeczno-gospodarczym na obszarach wiejskich zachodzi silna zależność, a zmiany zaludnienia wsi są zarówno przyczyną, jak i skutkiem zróżnicowania procesów rozwojowych. Jest to zależność o specyficznym charakterze, albowiem jest w nią wbudowany mechanizm pogłębiania się zróżnicowania. Mała gęstość zaludnienia sprzyja jej dalszemu zmniejszaniu się, a duża — zwiększaniu. Na obszarach wiejskich (demograficznie starych) widoczna jest tendencja do powiększania udziału ludności starej, a na obszarach o dużym odsetku ludności młodej — do powiększania jej udziału. Ta cecha mechanizmów zróżnicowania przestrzennego zaludnienia może decydować o jego trwałości, ponieważ z relatywnie niewielkimi zmianami obszary wiejskie wyludniają się w latach 70. i 80. XX w. oraz te, które obecnie zmniejszają zaludnienie — to te same rejony kraju (Rosner, 2011, 2012).

Zmiany rozkładu przestrzennego liczby ludności wiejskiej są zjawiskiem trwałym i silnie związanym z terytorialnym zróżnicowaniem społecznym i gospodarczym. Ich główny mechanizm związany jest z procesami migracyjnymi, które dokonują się zwykle w układzie wieś—miasto, a w mniejszym stopniu wieś—wieś. Zaludnienie wsi zmniejsza się na terenach zapóźnionych pod względem rozwoju społeczno-gospodarczego o dominującej funkcji rolniczej. Są to rejony pogranicza wschodniego Polski oraz łańcuchy gmin peryferyjnych w układzie regionalnym, często zlokalizowane wzdłuż granic byłych 49 województw.

W układzie przestrzennym gmin, gdzie zmniejsza się zaludnienie, ważną rolę odgrywa położenie względem miast, zwłaszcza dużych i średnich. Gminy te występują na obszarach wiejskich oddalonych od miast i słabo skomunikowanych. Na drugim biegunie znajdują się obszary wiejskie, gdzie z kolei zwiększa się zaludnienie, czyli przede wszystkim w pobliżu miast, zwłaszcza dużych i średnich. Gęsto zaludnione wiejskie obszary położone na przedmieściach stanowią bogaty miejscowy rynek pracy, co wiąże się z wieloma funkcjami gospodarczymi wynikającymi z obsługi miasta. Rozwój stref podmiejskich nie dokonuje się jednak równomiernie we wszystkich kierunkach. Wyznacznikiem kierunku tego rozwoju jest z jednej strony sieć komunikacyjna, wzdłuż której powstają nowe osiedla i ośrodki gospodarcze, a z drugiej — tereny słabiej skomunikowane i nieatrakcyjne dla dojeżdżających do pracy w mieście, które stają się atrakcyjne dla lokalizacji funkcji rekreacyjnej (np. związanej z posiadaniem drugiego domu wykorzystywanego do spędzania czasu wolnego poza miastem) (Heffner i Czarnecki, 2011; Rosner, 2011, 2012).

Obecna faza różnicowania się procesów zaludnienia, a także rozwoju społeczno-gospodarczego na obszarach wiejskich powoduje, że w tych samych regionach z jednej strony powstają strefy wzrostu zaludnienia, zwłaszcza wokół miast, które stanowią centra regionalne, a z drugiej pojawiają się tereny o ce-

chach peryferyjnych — oddalone od tych miast. Oznacza to, że w rozważaniach dotyczących przestrzennej nierównomierności rozwoju obszarów wiejskich, prowadzonych wyłącznie z punktu widzenia agregacji regionalnej, można utracić z pola widzenia znaczną część problemu. Obecnie nie wystarcza zatem ani rozróżnienie na Polskę wschodnią i zachodnią, ani podział regionalny, ponieważ najważniejsze zmiany zachodzą wewnątrz regionów. Należy dodać, że procesy związane ze zmniejszaniem się zaludnienia na peryferiach układu i jego wzrostu w pobliżu centrum dotyczą nie tylko układów regionalnych, ale również lokalnych (Rosner, 2011, 2012).

Polska Wschodnia<sup>1</sup> to region słabiej rozwinięty gospodarczo, charakteryzujący się niskim poziomem kapitału ludzkiego, ograniczoną dostępnością terytorialną, słabym rozwojem infrastruktury oraz niskimi dochodami ludności i jednostek samorządu terytorialnego. Są to obszary wiejskie, których gospodarka jest w dużym stopniu zależna od rolnictwa. Procesy zachodzące na wsi i w rolnictwie mają w tym regionie większy wpływ na jego ogólną sytuację ekonomiczną niż w innych regionach kraju. Strategia rozwoju Polski Wschodniej nie powinna dotyczyć jedynie unowocześniania jej dotychczasowego potencjału, ale dążyć do dywersyfikacji specjalizacji regionalnej, w tym zwłaszcza w kierunku konsekwentnego budowania nowego potencjału endogenicznego w odniesieniu do gospodarki innowacyjnej i technologicznej. Zasadniczym celem strategicznym obszarów wiejskich tego regionu powinno być budowanie kapitału społecznego oraz różnicowanie wiejskiej struktury gospodarczej poprzez ułatwianie i wspieranie rozwoju działalności pozarolniczej (Grosse, 2007; Wilkin, 2007).

Problemy dysproporcji rozwoju Polski Wschodniej po 1990 r. nabrały nowego wymiaru po akcesji naszego kraju do Unii Europejskiej (UE). W sytuacji uzyskania możliwości ubiegania się o fundusze strukturalne problem ten uzyskał status polityczny i ekonomiczny. Dotychczasowe badania w zakresie dywersyfikacji ekonomicznej w większości koncentrowały się na poszukiwaniu szans i barier rozwoju ze względu na potrzeby np. Krajowej Strategii Rozwoju Regionalnego czy Strategii Rozwoju Społeczno-Gospodarczego Polski Wschodniej. Badania czynników warunkujących te procesy w środowiskach lokalnych są istotne dla elastycznego weryfikowania planów operacyjnych rozwoju. Mogą posłużyć także do weryfikacji przyjętych w strategiach celów i skupić się na tych czynnikach, które w sposób istotny uruchamiają procesy rozwojowe lub je hamują.

Przyjmując w uproszczeniu, że współczesny model polityki regionalnej to model wzrostu endogenicznego z elementami modelu egzogenicznego, należy uznać, że mechanizm poprawiający konkurencyjność środowisk zmarginalizowanych tkwi w specyficznych przemianach zasobów fizycznych i społecznych. W związku z tym w badaniach empirycznych należałoby poszukiwać takich czynników, które pobudzają potencjał regionu i uruchamiają samoczynnie trwałe procesy rozwojowe (Błaszczuk i Rawicz, 2010).

---

<sup>1</sup> W artykule Polska Wschodnia oznacza region, który został objęty programem tak nazwanym, czyli obszar pięciu województw: lubelskiego, podlaskiego, podkarpackiego, świętokrzyskiego i warmińsko-mazurskiego (MRR, 2007, 2008, 2011).

Specyfika czynników warunkujących rozwój Polski Wschodniej w dużej mierze wynika z zakorzenionych postaw jej mieszkańców. Fakt długotrwałego zapóźnienia w rozwoju tego regionu wykreował postawy zachowawcze, tradycyjne, a co nader istotne we współczesnym świecie — niską tolerancję dla odmiennych postaw i zachowań (Gorzelać, 2007). Komplikuje to analizę czynników materialnych i instytucjonalnych, pokazując jednocześnie konsekwencje wprowadzania priorytetów rozwojowych przychodzących z zewnątrz i powszechnie uznawanych za właściwe, ale nie do końca akceptowanych przez badane społeczeństwo.

### *CEL, MATERIAŁ I METODA*

Celem artykułu jest próba określenia uwarunkowań migracji ludności w gminach wiejskich Polski Wschodniej na podstawie statystycznej analizy współzmienności badanych zjawisk.

Materiały źródłowe badań stanowiły dane za 2014 r., zaczerpnięte z Banku Danych Lokalnych GUS oraz Instytutu Uprawy, Nawożenia i Gleboznawstwa (IUNG-PIB) w Puławach, dotyczące wszystkich gmin wiejskich Polski Wschodniej. Ze zbioru liczącego 495 jednostek, badaniem objęto 195 gmin, które wyznaczono na podstawie tablic liczb losowych. Jako determinanty przemieszczania się ludności przyjęto występujące w tych jednostkach: uwarunkowania demograficzne, przyrodniczo-rolnicze, stan infrastruktury technicznej, zasoby mieszkaniowe, wskaźniki ekonomiczno-finansowe jednostek samorządu terytorialnego, pozarolniczą działalność gospodarczą oraz źródła utrzymania rodzin rolniczych. W analizie statystycznej tych zjawisk posłużono się analizą krokowej regresji liniowej z uwzględnieniem współliniowości zmiennych.

Z uwagi na cel badań, za zmienną zależną przyjęto saldo migracji na pobyt stały w przeliczeniu na 1000 mieszkańców. Zauważyć należy, że dla zmniejszenia okresowych wahań tego wskaźnika, a także niektórych innych wykorzystanych w pracy mierników natężenia, zamiast wartości można wykorzystać ich ruchome średnie arytmetyczne. Ponadto należy mieć na uwadze, że dostępne dane GUS opisujące stopę migracji są zaniżone wskutek niedopełniania przez obywateli obowiązku wymeldowywania się w przypadku opuszczania swego miejsca zamieszkania (Jończy, 2010, 2014). Przyjmując, że powszechność tego zjawiska jest na badanym obszarze w miarę wyrównana, nie powinno to jednak w sposób zasadniczy wpłynąć na analizę siły współzmienności migracji ze zmiennymi niezależnymi, za które zdecydowano się wstępnie przyjąć<sup>2</sup>:

- gęstość zaludnienia — liczba osób/km<sup>2</sup>;
- wskaźnik obciążenia demograficznego — ludność w wieku nieprodukcyjnym / 100 osób w wieku produkcyjnym;

---

<sup>2</sup> W kontekście stopy bezrobocia warto mieć na uwadze także fakt, że bezrobocie rejestrowane dotyczy głównie osób w gospodarstwach domowych nieużytkujących gospodarstwa rolnego.

- stopę bezrobocia — udział osób bezrobotnych w liczbie osób w wieku produkcyjnym w %;
- współczynnik feminizacji — liczba kobiet/100 mężczyzn;
- odsetek ludności korzystającej z sieci wodociągowej, kanalizacyjnej oraz gazowej;
- liczbę mieszkań przypadających na 1000 osób;
- przeciętną powierzchnię użytkową mieszkania w m<sup>2</sup>/osobę;
- lesistość — udział lasów w powierzchni ogólnej w %;
- udział obszarów prawnie chronionych w powierzchni ogólnej w %;
- wskaźnik waloryzacji rolniczej przestrzeni produkcyjnej w punktach (dane z IUNG-PIB w Puławach);
- udział użytków rolnych w powierzchni ogólnej w %;
- udział gruntów ornych w powierzchni ogólnej użytków rolnych w %;
- obsadę pogłównia zwierząt gospodarskich w indywidualnych gospodarstwach rolnych — SD/100 ha UR (dane z PSR 2010);
- średnią powierzchnię użytków rolnych w indywidualnych gospodarstwach rolnych w ha (dane z PSR 2010);
- dochody ogółem budżetów gmin na mieszkańca w zł/osobę;
- dochody własne budżetów gmin na mieszkańca w zł/osobę;
- udział środków z UE na finansowanie programów i projektów unijnych w dochodach ogółem budżetów gmin w %;
- udział wydatków inwestycyjnych w ogólnych wydatkach budżetów gmin w %;
- liczbę podmiotów gospodarczych przypadających na 1000 mieszkańców w wieku produkcyjnym;
- liczbę nowo zarejestrowanych podmiotów gospodarczych przypadających na 10 tys. osób w wieku produkcyjnym;
- udział wyrejestrowanych podmiotów gospodarczych w ogólnej liczbie podmiotów wpisanych do rejestru REGON w %;
- odsetek gospodarstw domowych rodzin rolniczych z dochodami z rolnictwa, z pozarolniczej działalności gospodarczej oraz z niezarobkowych źródeł utrzymania, jak emerytury, renty itp. (dane z PSR 2010).

W celu wyboru spośród 26 determinant tych, których współzmiennosc ze stopą migracji jest statystycznie istotna, posłużono się regresją krokową wsteczną. W procedurze tej postępowanie rozpoczyna się od analizy modelu zawierającego wszystkie zmienne. Następnie dokonuje się kolejnych eliminacji z równania tej spośród zmiennych niezależnych, która w danym kroku wykazała najmniej istotny wpływ na zmienną zależną, kontynuując te działania do chwili znalezienia najlepszego modelu (Rabiej, 2012). Oczywiście w trakcie tego postępowania stale sprawdzane jest znaczenie dla jakości modelu zmiennych wyeliminowanych do tej pory. Metodę tę wskazuje się jako dającą lepsze wyniki od regresji krokowej w przód (Stanisz, 2007).

Parametry równania regresji wyznaczano według wzoru (Józwiak i Podgórski, 1998):

$$\hat{\beta} = (\mathbf{X}^T \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}^T \mathbf{y}$$

gdzie:

- $\hat{\beta}$  — wektor estymatorów parametrów strukturalnych modelu (parametrów modelu, współczynników regresji),  
 $\mathbf{X}$  — macierz wartości zmiennych niezależnych,  
 $\mathbf{y}$  — wektor wielkości zmiennej zależnej,  
 $(\mathbf{X}^T \mathbf{X})^{-1}$  — macierz odwrócona wartości zmiennych niezależnych.

Parametr modelu znajdujący się przy zmiennej niezależnej wskazuje, jakie jest średnie oddziaływanie jej jednostkowego wzrostu na zmiany wielkości zmiennej zależnej przy eliminacji wpływu innych zmiennych niezależnych uwzględnionych w równaniu regresji.

Statystyczną istotność parametrów strukturalnych, przy założeniu hipotezy o ich zerowej wartości w populacji, weryfikowano statystyką testu *t*-Studenta jako:

$$t_j = \frac{\hat{\beta}_j - \beta_j}{s_{\beta_j}}$$

gdzie:

$\beta_j$  — *j*-ta składowa wektora parametrów  $\beta = (\beta_1, \beta_2, \dots, m)$ ,

$s_{\beta_j}$  — estymator standardowego błędu jej oceny,  $j=1, 2, \dots, m$ , gdzie *m* to liczba parametrów modelu.

W związku z tym, że parametry strukturalne modelu nie pozwalają bezpośrednio ustalić mocy współzmienności między zmiennymi, do jej określenia posłużono się cząstkowymi i semicząstkowymi współczynnikami korelacji. Kwadrat pierwszego z nich można interpretować jako iloraz wariancji (zmiennej zależnej) wyjaśnionej przez daną zmienną niezależną i wariancji niewyjaśnionej przez pozostałe znajdujące się w równaniu modelu zmienne niezależne. Z kolei kwadrat semicząstkowego współczynnika korelacji jest odsetkiem całkowitej wariancji zmiennej zależnej jaką wyjaśnia dana zmienna niezależna (Stanisz, 2007). Wynika stąd, że podstawa odniesienia wariancji wyjaśnionej w przypadku semicząstkowych współczynników korelacji jest stała, a w przypadku współczynników cząstkowych — zmienia się w zależności od jego rzędu oraz badanej zmiennej niezależnej.

Do pożądaných cech estymatorów parametrów modelu regresji należy spełnienie przez nie warunków użytecznych do konstruowania testów statystycznych. W rozważanym przypadku za jeden z najważniejszych z nich należy uznać

normalność rozkładu reszt z modelu. Warunek ten weryfikowano statystyką testu Shapiro-Wilka, przy przyjęciu w hipotezie zerowej założenia o pochodzeniu próby z populacji o rozkładzie normalnym (Gruszczyński i Podgórska, 1996). Uzyskanie jednak statystycznie istotnych parametrów modelu może być zakłócone przez współliniowość zmiennych niezależnych. Jeśli zjawisko to występuje, wówczas oceny średnich błędów szacunku parametrów są relatywnie duże, powodując zaniżanie statystyki  $t$ -Studenta, a przez to utrudniając dowiedzenie istotności parametrów równania. Z tego względu dla każdej ze zmiennych objaśniających wyznaczano tzw. czynnik inflacji wariancji (CIW) według wzoru:  $1/(1-R_j^2)$ , gdzie  $R_j$  jest współczynnikiem korelacji wielorakiej każdej kolejnej spośród zmiennych niezależnych z pozostałymi. Przyjmuje się, że wartością graniczną, której CIW nie powinien przekroczyć, jest 10 (Gruszczyński i Podgórska, 1996). Występujący w tym wzorze kwadrat współczynnika korelacji wielorakiej  $R^2$ , czyli współczynnik determinacji, można wyznaczyć ze wzoru:

$$R^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (\hat{Y}_i - \bar{Y})^2}{\sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2}$$

gdzie:

$\hat{Y}_i$  — wartości zmiennej zależnej wyznaczone z równania regresji,

$Y$  — wartości empiryczne zmiennej zależnej.

We wszystkich przypadkach obliczanych w badaniu testów statystycznych hipotezę zerową odrzucano przy istotności  $\alpha = 0,05$ .

### WYNIKI BADAŃ I DYSKUSJA

Przed przystąpieniem do analizy wyznaczonego równania modelu sprawdzono podstawowy warunek użyteczności estymatorów parametrów modelu regresji do konstruowania testów statystycznych, czyli hipotezę o normalności rozkładu reszt modelu. Prawdopodobieństwo testowe statystyki testu Shapiro-Wilka równe 0,51 nie pozwoliło na odrzucenie tej hipotezy, a więc uzyskane parametry strukturalne spełniły ten warunek.

Spośród wstępnie przyjętych 26 zmiennych niezależnych, które mogły znaleźć się w równaniu regresji, skutkiem zastosowania metody krokowej regresji liniowej w jej wariancie „wstecz”, ostatecznie w modelu zostało uwzględnionych 7 z nich (tabl. 1).

TABL. 1. PARAMETRY STRUKTURALNE RÓWNIANIA REGRESJI

Zmienne niezależne	Parametry równania modelu	Statystyka testu <i>t</i> -Studenta	Prawdopodobieństwo testowe statystyki <i>t</i> -Studenta
Stała .....	-7,982	-4,728	0,00000450000
Nowo zarejestrowane podmioty gospodarcze .....	0,056	6,688	0,00000000025
Dochody własne budżetów gmin/osobę .....	0,003	4,933	0,00000180000
Gęstość zaludnienia .....	0,036	4,509	0,00001100000
Odsetek ludności korzystającej z wodociągu .....	0,027	2,323	0,02100000000
Średnia powierzchnia użytków rolnych .....	-0,302	-4,740	0,00000420000
Stopa bezrobocia .....	-0,213	-2,864	0,00470000000
Odsetek wyrejestrowanych podmiotów gospodarczych .....	-0,280	-2,631	0,00921000000

Źródło: opracowanie własne.

Okazało się, że z siedmiu zmiennych objaśniających sześć jest powiązanych z poziomem migracji w sposób statystycznie silnie istotny, a jedna w stopniu istotnym. Wraz ze wzrostem liczby ludności w gminach wiejskich Polski Wschodniej dodatkowo skorelowane były cztery, a ujemnie — trzy zmienne niezależne. Liczba osób przemieszczających się przypadających na 1000 mieszkańców wzrastała średnio o ok. 0,06 w przypadku zwiększenia się o jeden liczby nowo zarejestrowanych podmiotów gospodarczych, o trzy przy zwiększeniu się o 1000 zł dochodów własnych budżetów gmin przypadających na mieszkańca, o 0,036 w przypadku wzrostu gęstości zaludnienia o jedną osobę na km<sup>2</sup> oraz o 0,27, kiedy zwiększał się o 1 p.proc. odsetek ludności korzystającej z wodociągu. Z kolei liczba tych osób przypadających na 1000 mieszkańców malała o ok. 0,3 przy wzroście o 1 ha średniej powierzchni użytków rolnych w indywidualnych gospodarstwach rolnych, o 0,21 w przypadku zwiększania się o 1 p.proc. stopy bezrobocia oraz średnio o 0,28, gdy wzrastał o 1 p.proc. odsetek wyrejestrowanych podmiotów gospodarczych. Trudno oczywiście porównywać wartości tych parametrów strukturalnych modeli, ponieważ zmienne niezależne różniły się nie tylko mianami, ale i ich wielkościami bezwzględnyymi.

W celu ułatwienia interpretacji uzyskanych wyników, z uwagi na moc powiązania między zmiennymi, w tabl. 2 podano odpowiednie cząstkowe i semicząstkowe współczynniki korelacji, a także czynniki inflacji wariancji.

TABL. 2. WSPÓŁCZYNNIKI KORELACJI CZĄSTKOWEJ I SEMICZĄSTKOWEJ ORAZ CZYNNIKI INFLACJI WARIANCJI

Zmienne niezależne	Współczynniki korelacji cząstkowej	Współczynniki korelacji semicząstkowej	Czynniki inflacji wariancji
Nowo zarejestrowane podmioty gospodarcze .....	0,44	0,32	1,19
Dochody własne budżetów gmin/osobę .....	0,34	0,24	1,14
Gęstość zaludnienia .....	0,31	0,22	1,77
Odsetek ludności korzystającej z wodociągu .....	0,17	0,11	1,09
Średnia powierzchnia użytków rolnych .....	-0,33	-0,23	1,13
Stopa bezrobocia .....	-0,21	-0,14	1,13
Odsetek wyrejestrowanych podmiotów gospodarczych .....	-0,19	-0,13	1,73

Źródło: jak przy tabl. 1.



Na podstawie danych zawartych w tabl. 2 można stwierdzić, że CIW dla wszystkich zmiennych objaśniających przyjął wielkości zbliżone do 1, a więc dalekie od krytycznej wartości 10. Świadczy to o tym, że zjawisko tzw. przybliżonej współliniowości wśród zmiennych niezależnych nie występowało i nie utrudniało statystycznej weryfikacji parametrów modelu, a tym samym współczynników korelacji.

Przed przystąpieniem do bardziej szczegółowej oceny badanych powiązań należy stwierdzić, że model regresji z zawartymi w nim zmiennymi niezależnymi wyjaśnił ponad 56% ogólnej zmienności zjawiska migracji, na co wskazuje w miarę wysoki współczynnik korelacji wielorakiej o wartości 0,75.

Dalej przedstawiona zostanie analiza siły i kierunków współbieżności salda migracji na pobyt stały na 1000 mieszkańców z kolejnymi zmiennymi niezależnymi odrębnie. W związku z tym, że współczynniki korelacji semicząstkowej i cząstkowej wskazują na identyczne uporządkowanie siły powiązań między badanymi cechami, w analizie wykorzystano tylko te ostatnie.

Migracja najmocniej i w sposób dodatni powiązana była z liczbą nowo zarejestrowanych podmiotów gospodarczych (współczynnik korelacji cząstkowej równy 0,44). Tak więc w gminach wiejskich Polski Wschodniej występujący rozwój pozarolniczej działalności gospodarczej powodował napływ na ich teren nowych mieszkańców.

Drugą co do siły i dodatnio powiązaną z saldem migracji na pobyt stały na 1000 ludności była zmienna opisująca dochody własne budżetów gmin przypadające na mieszkańca (współczynnik korelacji cząstkowej równy 0,34). Źródła dochodów własnych związane są bardzo silnie z aktywnością gospodarczą prowadzoną w gminie. Dochody te tworzone są głównie przez wpływy z podatków i opłat lokalnych oraz z majątku gminy, a także w znacznej mierze przez transfery z budżetu państwa środków pochodzących z podatków dochodowych od osób fizycznych i osób prawnych przynależnych do danego terenu. Należy więc uznać, że tworzenie właściwego dla rozwoju gospodarczego otoczenia prawnomaterialnego gwarantuje z jednej strony dodatnie saldo migracji, a z drugiej wzrost potencjału ekonomicznego gminy.

Dwie kolejne zmienne niezależne, skorelowane dodatnio i nieco słabiej aniżeli poprzednie z przyrostem liczby ludności, to gęstość zaludnienia i odsetek ludności korzystającej z wodociągu (współczynniki korelacji cząstkowej równe odpowiednio 0,31 i 0,17). Obie te zmienne przyjmują większe wartości na terenach mających bardziej atrakcyjny rynek pracy i lepsze warunki zamieszkania, a w niektórych gminach także dostępność wody bieżącej mogła być mniejsza.

Trzy zmienne niezależne powiązane są w sposób ujemny z saldem migracji na pobyt stały na 1000 ludności. Najmocniej ze spadkiem liczby mieszkańców skorelowany okazał się wzrost średniej powierzchni użytków rolnych w indywidualnych gospodarstwach rolnych (współczynnik korelacji cząstkowej równy -0,33). Wynika stąd, że w gminach wiejskich Polski Wschodniej (gdzie znajdują

się duże gospodarstwa rolne) większego znaczenia dla ich gospodarki nabiera rolnictwo. Jeśli więc istnieje tam nadwyżka siły roboczej, to mieszkańcy muszą szukać zatrudnienia poza własną gminą, ponieważ jej rolniczy charakter im go nie zapewni. W tym przypadku ujemne saldo migracji ma bezpośredni wpływ na poprawę relacji czynników wytwórczych i efektywności w rolnictwie.

Kolejną zmienną niezależną ujemnie związaną z migracją jest stopa bezrobocia (współczynnik korelacji cząstkowej równy  $-0,21$ ). Wyższy odsetek bezrobotnych wskazuje na potrzebę poszukiwania pracy poza miejscem zamieszkania i w przypadku jej otrzymania związane jest ze zmianą miejsca pobytu. Także wyższy odsetek wyrejestrowanych podmiotów gospodarczych, będący ostatnią ze zmiennych niezależnych w modelu, świadczy o trudniejszej egzystencji na danym terenie i jest jedną z przyczyn i jednocześnie skutków ujemnej migracji, świadcząc o zmniejszającym się potencjale ekonomicznym gminy.

## Podsumowanie

Oszacowany model regresji stopnia i rodzaju współzmienności migracji pozwolił ustalić wśród 26 determinant 7 statystycznie istotnych powiązań. Niektóre ze zmiennych niezależnych mogły z jednej strony warunkować procesy migracyjne, a z drugiej być ich skutkiem. Co prawda współczynnik korelacji wielorakiej równy 0,75 wskazywał na w miarę wyraźną współbieżność analizowanych zmiennych, to jednak współczynniki korelacji cząstkowej nie były już tak wysokie. Świadczyć to może i o tym, że istnieją jeszcze inne czynniki warunkujące migracje ludności. Stwierdzone w opracowaniu zależności pozwalają jednak na ogólną identyfikację przyczyn migracji. Tak więc za uwarunkowania towarzyszące i sprzyjające wzrostowi liczby ludności w gminach wiejskich Polski Wschodniej należy uznać większą liczbę nowo zarejestrowanych podmiotów gospodarczych, wyższe dochody własne budżetów gmin przypadające na mieszkańca, większą gęstość zaludnienia oraz wyższy odsetek ludności korzystającej z sieci wodociągowej. Z kolei zjawisko depopulacji w gminach wiejskich Polski Wschodniej pojawia się w przypadku występowania takich uwarunkowań, jak: większa średnia powierzchnia użytków rolnych w indywidualnych gospodarstwach rolnych, wyższa stopa bezrobocia oraz wyższy odsetek wyrejestrowanych podmiotów gospodarczych. Należy zatem stwierdzić, że napływowi ludności i poprawie sytuacji demograficznej w gminach wiejskich Polski Wschodniej towarzyszy i sprzyja przede wszystkim rozwój pozarolniczej działalności gospodarczej, a tym samym większy i bardziej zasobny rynek pracy i zbytu oraz lepsza sytuacja finansowa i większa zamożność tych jednostek samorządu terytorialnego.

## LITERATURA

- Błaszczuk, D., Rawicz, B. (2010). Koncepcje konwergencji i dywergencji i ich inspiracje dla polityki regionalnej UE. W: *Strategiczna problematyka rozwoju Polski Wschodniej*. WSzEiI, Lublin.
- Celińska-Janowicz, D., Mischczuk, A., Płoszaj, A., Smętkowski, M. (2010). Aktualne problemy demograficzne regionu Polski wschodniej. *Raporty i analizy EUROREG 5/2010*. Warszawa.
- Gorzela, G. (2007). Strategiczne kierunki rozwoju Polski Wschodniej. W: *Ekspertyzy do Strategii Rozwoju Społeczno-Gospodarczego Polski Wschodniej do roku 2020*. Ministerstwo Rozwoju Regionalnego, Warszawa.
- Grosse, T. G. (2007). Wybrane koncepcje teoretyczne i doświadczenia praktyczne dotyczące rozwoju regionów peryferyjnych. W: *Ekspertyzy do Strategii Rozwoju Społeczno-Gospodarczego Polski Wschodniej do roku 2020*. Ministerstwo Rozwoju Regionalnego, Warszawa.
- Gruszczyński, M., Podgórska, M. (red.) (1996). *Ekonometria*. SGH, Warszawa.
- Heffner, K., Czarnecki, A. (red.) (2011). *Drugie domy w rozwoju obszarów wiejskich*, IRWiR PAN, Warszawa.
- Jończy, R. (2010). *Migracje zagraniczne z obszarów wiejskich województwa opolskiego po akcesji Polski do Unii Europejskiej. Wybrane aspekty ekonomiczne i demograficzne*. Wydawnictwo: Instytut Śląski, Opole-Wrocław.
- Jończy, R. (2014). Problem nierejestrowanej emigracji definitywnej (emigracji zawieszony) w badaniu procesów społeczno-gospodarczych na obszarach wiejskich. *Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu* 360.
- Józwiak, J., Podgórski, J. (1998). *Statystyka od podstaw*. PWE, Warszawa.
- MRR (2007). *Ekspertyzy do Strategii Rozwoju Społeczno-Gospodarczego Polski Wschodniej do roku 2020*. Ministerstwo Rozwoju Regionalnego, Warszawa.
- MRR (2008). *Strategia Rozwoju Społeczno-Gospodarczego Polski Wschodniej do roku 2020*. Ministerstwo Rozwoju Regionalnego, Warszawa.
- MRR (2011). *Program Operacyjny Rozwój Polski Wschodniej. Narodowe Strategiczne Ramy Odniesienia 2007–2013*. Ministerstwo Rozwoju Regionalnego, Warszawa.
- Rabiej, M. (2012). *Statystyka z programem Statistica*. Wydawnictwo: Helion, Gliwice.
- Rosner, A. (2011). Zróżnicowanie zaludnienia obszarów wiejskich w Polsce. Obszary zmniejszające zaludnienie i koncentrujące ludność. W: W. Kamińska (red.), K. Heffner, *Dychotomiczny rozwój obszarów wiejskich? Czynniki progresji, czynniki peryferyzacji*. STUDIA KPZK PAN, Tom CXXXVIII, Warszawa.
- Rosner, A. (2012). *Zmiany rozkładu przestrzennego zaludnienia obszarów wiejskich. Wiejskie obszary zmniejszające zaludnienie i koncentrujące ludność wiejską*. IRWiR PAN, Warszawa.
- Stanisz, A. (2007). *Przystępny kurs statystyki z zastosowaniem STATISTICA PL na przykładach z medycyny*. Wydawnictwo: StatSoft Polska, Kraków.
- Wilkin, J. (2007). Obszary wiejskie w warunkach dynamizacji zmian strukturalnych. W: *Ekspertyzy do Strategii Rozwoju Społeczno-Gospodarczego Polski Wschodniej do roku 2020*. Ministerstwo Rozwoju Regionalnego, Warszawa.

**Summary.** *The aim of the article is to define the conditions of population migration in rural gminas of Eastern Poland with the use of statistical analysis. The empirical material of the study was based on the CSO data for 2014 and*

*JUNG-PIB in Puławy. The research covered five voivodships: Lubelskie, Podkarpackie, Podlaskie, Świętokrzyskie and Warmińsko-Mazurskie. The obtained results allowed to confirm that both the inflow of population and the improved demographic situation in rural gminas of Eastern Poland was fostered by the development of non-agricultural economic activity, which had an impact on the increase of the labour and sales market, as well as on the better financial situation of local government units.*

**Keywords:** population migrations, rural gminas, Eastern Poland.