

Mieczysław Kowerski, Józef Ostrowski

Czynniki wpływające na wyludnianie się obszarów wiejskich województwa zamojskiego

Annales Universitatis Mariae Curie-Skłodowska. Sectio H, Oeconomia 23, 281-304

1989

Artykuł został zdigitalizowany i opracowany do udostępnienia w internecie przez Muzeum Historii Polski w ramach prac podejmowanych na rzecz zapewnienia otwartego, powszechnego i trwałego dostępu do polskiego dorobku naukowego i kulturalnego. Artykuł jest umieszczony w kolekcji cyfrowej bazhum.muzhp.pl, gromadzącej zawartość polskich czasopism humanistycznych i społecznych.

Tekst jest udostępniony do wykorzystania w ramach dozwolonego użytku.

ANNALES
UNIVERSITATIS MARIAE CURIE-SKŁODOWSKA
LUBLIN — POLONIA

VOL. XXIII, 19

SECTIO H

1989

Wojewódzka Komisja Planowania UW w Zamościu
Instytut Nauk Rolniczych w Zamościu
AR w Lublinie

Mieczysław KOWERSKI, Józef OSTROWSKI

**Czynniki wpływające na wyludnianie się
obszarów wiejskich województwa zamojskiego**

Факторы, вызывающие отлив сельского населения из Замосцкого воеводства

The Factors Influencing Depopulation of the Rural Area of the Zamość Region

Odływ ludności ze wsi do miast jest powszechny i wręcz nieunikniony w warunkach rozwoju gospodarczego kraju. Wiąże się on z procesami industrializacji, urbanizacji, technizacji rolnictwa i jako taki poprzez wchłanianie siły roboczej ze wsi, a przede wszystkim z rolnictwa zasługuje na pozytywną ocenę. Jeśli jednak odływ ten przekroczy określone granice, prowadzi to do zachwiania właściwych proporcji struktury wieku i płci, a w konsekwencji do wyludniania się dużych obszarów. Pociąga to za sobą wiele negatywnych skutków z których najdotkliwszym jest spadek produkcji rolnej. Zdaniem R. Manteuffla¹ „największym zagrożeniem dla naszego rolnictwa nie jest nawet brak środków produkcji, lecz perspektywa, że nie będzie ludzi, którzy będą się rolnictwem zajmować”.

Obszary wiejskie województwa zamojskiego są typowymi obszarami odpływowymi o wysokim ujemnym saldzie migracji. Utrzymywanie się w długim okresie bardzo wysokiego ujemnego salda doprowadziło do deformacji struktury demograficzno-społecznej ludności wiejskiej województwa. Przejawami tych deformacji są między innymi jeden z najwyższych w kraju udziałów ludności w wieku poprodukcyjnym w ogól-

¹ R. Manteuffel: *Dyskusja w Radzie Gospodarki Żywnościowej*. „Więść Współczesna” 1987, 9, s. 32.

nej liczbie ludności (17,5⁰/₀), a także bardzo duża przewaga liczebna mężczyzn nad kobietami w młodszych rocznikach wieku produkcyjnego (na 1000 mężczyzn w wieku 20—29 lat przypada tylko 760 kobiet w tym wieku).

Ludność wiejską województwa charakteryzuje również niższy niż przeciętnie obserwowany na obszarach wiejskich kraju poziom wykształcenia. Utrzymywanie się nadal wysokiego ujemnego salda migracji powodować będzie dalsze pogłębianie się tych deformacji i — co się z tym wiąże — poważne straty gospodarcze, szczególnie w rolnictwie i produkcji żywności, zwłaszcza że wyludniają się obszary o bardzo dobrych warunkach naturalnych dla produkcji rolniczej.

Jednym z podstawowych warunków przeciwdziałania niekorzystnym zjawiskom jest poznanie przyczyn dotychczasowego wyludniania się znacznych obszarów wiejskich. Procesy migracyjne uwarunkowane są jak wiadomo, wieloma czynnikami o charakterze demograficznym, techniczno-ekonomicznym, socjologicznym, psychologicznym i prawno-politycznym. Oddziaływanie tych czynników nie jest rozłączne, a ustalenie relacji między nimi nie zawsze możliwe, chociażby dlatego, że część z nich jest niemierzalna. W prezentowanej pracy założono więc, że decydujące znaczenie dla wielkości oraz kierunków odpływu ludności mają czynniki o charakterze społeczno-gospodarczym. A mottem dla takiej koncepcji stały się słowa E. L. Ravensteina² „Złe lub uciążliwe prawa, wysokie podatki, nieatrakcyjny klimat, nieodpowiednie otoczenie społeczne, a nawet przymus, wszystko to tworzyło i nadal tworzy przepływy migracyjne. Lecz żaden z tych przepływów nie może równać się w swej masie z tym, który powstaje z pragnienia tkwiącego u większości ludzi do poprawienia sobie bytu pod względem materialnym”.

CEL I ZAKRES BADAŃ

Celem prezentowanych badań było więc określenie czynników o charakterze społeczno-ekonomicznym, które w latach 1977—1985 powodowały odpływ ludności wiejskiej poza granice woj. zamojskiego. Odpływ do innych województw analizowano w dwóch przedziałach czasu: w latach 1977—1979 oraz 1983—1985. Wybór takich przedziałów czasowych wynikał z przeświadczenia autorów, iż kryzys społeczno-gospodarczy początku lat osiemdziesiątych zmienił układ czynników, które wpływały na decyzje migracyjne.

² E. S. Lee: *Teoria migracji* [w:] *Przegląd Zagranicznej Literatury Geograficznej*. Zeszyt 3—4, IG PAN, Warszawa 1972.

Przyjęto założenie, że spośród wielu różnych motywów decyzji o opuszczeniu stałego miejsca zamieszkania największe znaczenie ma poprawa szeroko rozumianych warunków życia. W każdym okresie analizowano oddzielnie odpływ kobiet i mężczyzn, a także odpływ do miast i na wieś, wychodząc z założenia, że różne czynniki z różną siłą mogą oddziaływać na wielkość odpływu według wyspecyfikowanych kierunków.

Stosując statystyczne metody doboru zmiennych do modeli ekonometrycznych wybrano zestawy czynników, które najpełniej wyjaśniają przyczyny zmienności odpływu ludności wiejskiej województwa poza jego granice. Do ilościowej analizy wpływu poszczególnych czynników na wielkość i kierunki migracji zastosowano potęgową funkcję odpływu. Wyniki badań skonfrontowano ze spostrzeżeniami i teoriami innych autorów.

W końcowej części opracowania opierając się na uzyskanych wynikach nakreślono ogólną koncepcję polityki, mającej na celu ograniczenie odpływu ludności wiejskiej poza granice woj. zamojskiego.

UWAGI METODYCZNE

W celu określenia wielkości odpływu ludności wiejskiej woj. zamojskiego obliczono wskaźniki odpływu, jako ilorazy sum odpływu w kolejnych trzech latach mężczyzn, kobiet oraz ludności ogółem do liczby mężczyzn, kobiet oraz ludności ogółem zamieszkującej wieś województwa.

W rezultacie dla każdego z analizowanych przedziałów czasu wyspecyfikowano po 9 takich wskaźników opisujących odpływ ludności ogółem, a także kobiet i mężczyzn do innych województw, do miast oraz na wieś w innych województwach.

Przyjęto założenie, że o wielkości i kierunkach odpływu ludności ze wsi województwa zamojskiego decyduje poziom rozwoju społeczno-gospodarczego innych województw oraz odległość na jaką przemieszcza się ludność.

Tym samym przyjęto następującą postać funkcji opisującej kształtowanie się odpływu:

$$y = f(d, X) \quad (1)$$

gdzie: y — wskaźnik odpływu,

d — wektor odległości komunikacyjnych z miasta Zamościa do pozostałych miast wojewódzkich,

X — $x_1, x_2, \dots, x_k$ — macierz wybranych zmiennych opisujących

poziom rozwoju społeczno-gospodarczego pozostałych województw.

Zapisana równaniem (1) funkcja odpływu może przybierać bardzo wiele postaci analitycznych, a wybór jej konkretnej postaci jest jednym z najtrudniejszych etapów budowy modelu ekonometrycznego. Bardzo cennymi w tej sytuacji mogą okazać się teorie demograficzne wykorzystujące empiryczną wiedzę o badanym zjawisku³.

Najlepiej zbadanym dotychczas elementem mechanizmu migracji jest czynnik odległości. Zależność wielkości migracji od odległości od dawna jest obserwowana w badaniach demograficznych i informuje o tym, że wielkość migracji (stałych oraz dojazdów do pracy) maleje wraz ze wzrostem odległości⁴.

Najczęściej stosowaną dotychczas, ze względu na dobre dopasowanie do danych empirycznych, funkcją analityczną konkretyzującą zależność pomiędzy odległością a poziomem i kierunkami migracji jest funkcja potęgowa typu Pareto⁵.

Funkcja Pareto ma postać

$$y = ad^b \quad (2)$$

Wielkość parametru **b** mierzy stopień spadku intensywności zasięgu odpływu w miarę wzrostu odległości. Im większa bezwzględna wartość wykładnika, tym większy spadek intensywności odpływu i odwrotnie — niska wartość wykładnika wskazuje na łagodny spadek badanego zjawiska. Inaczej parametry **b** wskazuje, o ile procent średnio zmniejszy się odpływ gdy odległość zwiększy się o 10%.

Pełna konkretyzacja funkcji (1) wymaga rozszerzenia potęgowej funkcji Pareto o zmienne objaśniające, opisujące rozwój społeczno-gospodarczy pozostałych województw, do których odpływają mieszkańcy obszarów wiejskich woj. zamojskiego. Założono tutaj, że powiązania pomiędzy odległością a zmiennymi opisującymi rozwój społeczno-gospodarczy mają charakter multiplikatywny. Założenie to wynika z przeświadczenia, że osoba podejmująca decyzję o nowym miejscu zamieszkania

³ T. Stanisławski: *Funkcje jednej zmiennej w badaniach ekonomicznych*. PWN, Warszawa 1986.

⁴ *Demografia. Metody analizy i prognozowania*. Pod red. M. Cieślaka. PWN, Warszawa 1984.

⁵ Między innymi: E. Lövgren: *Geograficzna mobilność siły roboczej. Studium migracji*. op. cit.; G. Olsson: *Odległość a interakcja społeczna. Studium migracji*. op. cit.; P. Nelson: *Migracja, dochód realny i informacja*. ...op. cit.; A. Gąsiorowski: *Związki przestrzenne między migracjami stałymi i dojazdami do pracy oraz czynniki przemieszczeń ludności*. „Prace Geograficzne”. Zeszyt 109, IG PAN, 1974; A. Szajnowska: *Przemieszczenia ludności między miastami konurbacji górnośląskiej*. PAN, Warszawa 1980.

będzie brała pod uwagę m. in. odległość od obecnego miejsca zamieszkania i (a nie lub) możliwość poprawy materialnych warunków życia.

Zakładając również multiplikatywne powiązania pomiędzy zmiennymi opisującymi rozwój społeczno-gospodarczy otrzymujemy potęgową funkcję odpływu postaci:

$$y = ad^b \cdot x_1^{b_1} \cdot x_2^{b_2} \cdot \dots \cdot x_k^{b_k} \dots \quad (3)$$

a po sprowadzeniu do funkcji liniowej postaci:

$$\ln y = b \ln d + b_1 \ln x_1 + b_2 \ln x_2 + b_k \ln x_k + \ln a \quad (4)$$

Poszczególne wykładniki charakteryzują elastyczność odpływu względem odległości oraz pozostałych zmiennych opisujących rozwój społeczno-gospodarczy. Wartość b_1 oznacza, że odpływ ze wsi woj. zamojskiego zmieni się średnio o b_1 %, jeśli wartość zmiennej x_1 w innym województwie wzrośnie o 1 % (przy stałych wartościach pozostałych zmiennych).

Ciekawych informacji dostarcza również analiza krańcowej stopy substytucji zmiennej x_j przez zmienną x_i

$$\frac{\beta_{x_i}}{x_i} : \frac{\beta_{x_j}}{x_j} = - \frac{b_j}{b_i} \quad (5)$$

Określa ona, iloma jednostkami zmiennej x_i można zastąpić jednostkę zmiennej x_j , aby utrzymać wielkość odpływu na niezmiennym poziomie. Krańcowa stopa substytucji odległości (d) poszczególnymi zmiennymi społeczno-gospodarczymi ma postać:

$$\frac{\beta_{x_i}}{x_i} : \frac{\beta_d}{d} = - \frac{b}{b_i} \quad (6)$$

Informuje ona, ile jednostek poszczególnych zmiennych potrzeba aby przy wzroście odległości o 1 km odpływ ludności utrzymał się na niezmiennym poziomie. Inaczej mówiąc, krańcowa stopa substytucji odległości mówi, jakiej poprawie muszą ulec warunki społeczno-gospodarcze, aby ludność była skłonna do wydłużenia odpływu o 1 km.

Rozwój społeczno-gospodarczy jest kategorią bardzo złożoną i w związku z tym powinien być opisany możliwie dużą liczbą zmiennych. Do charakterystyki poziomu rozwoju społeczno-gospodarczego poszczególnych województw przyjęto w każdym z badanych okresów 59 potencjalnych zmiennych objaśniających, kierując się założeniem, że przy ustalaniu zbioru potencjalnych zmiennych objaśniających mniej niebezpieczne jest wprowadzenie zmiennych, które w wyniku dalszej procedury badawczej okażą się nieistotne, niż opuszczenie czynników istotnych. Listę potencjalnych zmiennych objaśniających zamieszczono w załączniku 1. Wyboru zmiennych objaśniających do modelu (4) dokonano przy pomocy selektywnej metody doboru zmiennych zaproponowanej

przez E. Nowaka⁶. Metoda ta składa się z dwu etapów. W pierwszym etapie dokonuje się wyboru reprezentantek grup zmiennych będących nośnikami podobnych pod względem wartości merytorycznych informacji o zmiennej objaśnianej. W drugim etapie spośród zmiennych reprezentantek wybiera się optymalne zestawy zmiennych objaśniających. Zarówno do wyboru zmiennych reprezentantek jak też optymalnego zestawu zmiennych objaśniających zastosowano metodę pojemności informacji Z. Hellwiga⁷. W związku z tym, że metodzie tej poświęcone są liczne prace⁸ w opracowaniu naszym nie podajemy szczegółów związanych z procedurą obliczeniową. Zaznaczamy jednak, że do estymacji metody najmniejszych kwadratów przyjmowano ten zestaw zmiennych o największej wartości wskaźnika integralnej pojemności informacji, w skład którego wchodziła odległość. Takie postępowanie uzasadnione było przyjętą postacią analityczną funkcji odpływu (4). W końcu należy podkreślić, że oszacowane na podstawie optymalnego wektora zmiennych objaśniających parametry nie zawsze są statystycznie istotne, co wyklucza prawidłową interpretację.

Dlatego też zastosowano następującą procedurę; obliczono 10 kombinacji, które charakteryzowały się najwyższymi wartościami wskaźników integralnej pojemności informacji i szacowano kolejno poczynając od kombinacji o najwyższej integralnej pojemności informacji modele liniowe. O ile model zawierający zmienne o najwyższej integralnej pojemności informacji charakteryzował się istotnością ocen wszystkich parametrów to do celów interpretacyjnych przyjmowano właśnie ten model, w przeciwnym przypadku „przeszukiwano” modele oszacowane na zbiorach zmiennych o mniejszych pojemnościach integralnych, aż znalazł się taki, w którym oceny wszystkich parametrów były istotne.

WYNIKI BADAŃ

ZMIANY POZIOMU I KIERUNKÓW ODPLYWU LUDNOŚCI ZE WSI WOJ. ZAMOJSKIEGO

Analizę porównawczą objęto dane dotyczące odpływu ludności wiejskiej w dwóch okresach, tzn. w latach 1977—1979, oraz 1983—1985. Dane liczbowe do analizy statystycznej zebrano dla dwu lat 1978 i 1984.

⁶ E. Nowak: *Problemy doboru zmiennych do modeli ekonometrycznych*. PWN, Warszawa 1984.

⁷ Z. Hellwig: *Problem optymalnego wyboru predyktant*. „Przegląd Statystyczny” 1969, 3—4.

⁸ Między innymi: Z. Czerwiński: *Przyczynek do dyskusji nad problemem „dobrego” modelu ekonomicznego*. „Przegląd Statystyczny” 1976, 4; M. Kolu-pa, W. Marcinkowska: *O metodzie Z. Hellwiga*. „Przegląd Statystyczny” 1977; 2, Nowak: *op. cit.*

Wyniki dotyczące analizy porównawczej zamieszczono w tab. 1. W analizowanych okresach nastąpiło ograniczenie odpływu ludności wiejskiej zarówno do miast województwa, jak i poza województwo zamojskie, przy czym obniżenie poziomu odpływu poza województwo było znacznie większe niż do miast województwa. W latach 1977—1979 liczba mieszkańców wsi woj. zamojskiego, migrujących na pobyt stały poza województwo, wynosiła 18,6 tys. osób i była niemal dwukrotnie wyższa niż liczba mieszkańców wsi migrujących do miast woj. zamojskiego.

Tab. 1. Wielkość i kierunki odpływu ludności ze wsi, 1977—1985
Size and directions of outflow of population from the rural areas,
1977—1985

Kierunki odpływu	Odpływ w tys. osób w latach		Dynamika %
	1977—1979	1983—1985	
RAZEM			
1. Do miast woj. zamojskiego	9,4	7,3	77,7
2. Poza województwo zamojskie	18,6	10,8	58,1
a) do miast	13,4	7,2	53,7
b) na wieś	5,2	3,6	69,2
MĘŻCZYŹNI			
1. Do miast woj. zamojskiego	4,1	3,4	82,9
2. Poza województwo zamojskie	8,6	5,2	60,4
a) do miast	6,1	3,4	55,7
b) na wieś	2,5	1,8	72,0
KOBIETY			
1. Do miast woj. zamojskiego	5,3	3,9	73,6
2. Poza województwo zamojskie	10,0	5,6	56,0
a) do miast	7,3	3,7	50,7
b) na wieś	2,7	1,9	70,3

Źródło: Rozwój ludności województwa zamojskiego w latach 1975—1985.
WUS Zamość 1986.

W latach 1983—1985 liczba mieszkańców wsi wyjeżdżających poza województwo na pobyt stały wynosiła 10,8 tys. osób i była tylko o 48% wyższa od liczby mieszkańców wsi przenoszących się do miast województwa. Wśród migrujących poza granice woj. zamojskiego w drugim okresie większe ograniczenie dotyczyło migracji do miast niż na wieś. Podobne tendencje chociaż o różnym nasileniu obserwujemy w populacji mężczyzn i kobiet. Szczególnie duże ograniczenie migracji wystąpiło w przypadku odpływu kobiet do miast poza województwo zamojskie. Analizując dane zawarte w tabeli 1 należy zwrócić uwagę na większą

liczbę kobiet migrujących do miast (zarówno woj. zamojskiego, jak i poza województwo) niż wśród migrujących na wieś. Szczególnie duży udział kobiet wśród migrujących do miast występował w latach 1977—1979. Zmiany globalnych wielkości odpływu ludności wiejskiej woj. zamojskiego poza jego granice były wynikiem zmian wielkości odpływu do poszczególnych województw i to zarówno w przekroju miasto-wieś, jak i według płci.

Tab. 2. Podstawowe statystyki opisujące rozkłady zmiennych objaśnianych (tzn. lny)
Basic statistics characterizing distributions of dependent variables (i.e. lny)

Kierunki a) 1977—1979 odpływu b) 1983—1985		Średnia arytme- tyczna	Współczyn. zmienności V	Współczyn. asymetrii A	Współczyn. koncentra- cji K
RAZEM					
1. Ogółem	a)	1,416	0,848	0,749	3,668
	b)	0,952	1,176	1,023	3,967
2. Do miast	a)	0,906	1,437	0,771	3,646
	b)	0,352	3,547	0,835	3,844
3. Na wieś	a)	0,360	2,947	0,727	3,878
	b)	—0,020	53,477	0,770	4,543
MĘŻCZYŹNI					
1. Ogółem	a)	1,366	0,805	0,642	3,611
	b)	0,959	1,156	0,999	3,846
2. Do miast	a)	0,845	1,560	0,627	3,528
	b)	0,313	3,991	0,904	3,739
3. Na wieś	a)	0,307	3,593	0,404	4,356
	b)	0,066	15,468	0,822	4,032
KOBIETY					
1. Ogółem	a)	1,454	0,830	0,789	3,693
	b)	0,917	1,268	0,942	3,914
2. Do miast	a)	0,939	1,402	0,805	3,675
	b)	0,349	3,784	0,485	4,031
3. Na wieś	a)	0,383	2,796	0,748	3,655
	b)	—0,162	7,180	0,576	4,689

Źródło: Obliczenia własne.

W tabeli 2 podano statystyczną charakterystykę zmiennych objaśnianych w obu analizowanych okresach, uwzględniając oddzielnie odpływ do miast i na wieś oraz według płci. Analizując dane zamieszczone w tej tabeli należy odnotować bardzo dużą zmienność rozpatrywanych cech. Zmienność ta była o wiele wyższa w latach 1983—1985 w porównaniu do okresu poprzedniego, większa w przypadku odpływu na wieś niż do miast, w badanym okresie zmienność była również większa wśród mężczyzn niż kobiet.

Wszystkie analizowane rozkłady charakteryzują się asymetrią dodatnią (A), co oznacza, że odpływ do kilku województw jest znacznie wyższy od średniej. Natomiast wartości wszystkich współczynników koncentracji (K) były większe od 3, co z kolei oznacza, że wszystkie zmienne objaśniane charakteryzują się nieco większym skupieniem poszczególnych wartości wokół średniej niż skupienie normalne.

WPLYW ODLEGŁOŚCI NA ROZMIARY ODPLYWU

Wyniki estymacji funkcji Pareto dla wsi woj. zamojskiego w latach 1977—1979 oraz 1983—1985 podano w tabeli 3. Analizując wartość współczynników korelacji pomiędzy odległością a wielkością odpływu nasuwają się następujące spostrzeżenia:

- w obydwu okresach występowała silniejsza zależność wielkości odpływu od odległości w przypadku migracji na wieś niż do miast,

- nieco silniej z odległością powiązany jest odpływ do miast kobiet niż mężczyzn,

- w przypadku migracji na wieś silniej z odległością powiązany jest odpływ mężczyzn niż kobiet,

- znacznie większy wpływ na decyzje opuszczeniu na stałe wsi woj. zamojskiego miała odległość w latach 1983—1985 niż w latach 1977—1979.

Wszystkie współczynniki korelacji są istotne na poziomie $\alpha = 0,05^9$, ale ich wartości nie są zbyt wysokie. Taką ocenę można sformułować porównując je z wynikami badań uzyskanymi przez E. Lövgrena¹⁰, w których bezwzględne wartości współczynników korelacji pomiędzy odległością a odpływem z wybranych gmin w Szwecji były wyższe od 0,5, a ponad połowa wyższa od 0,8¹¹. Przeprowadzone badania w latach 1976—1978 w woj. wrocławskim wykazały także, iż bezwzględne wartości współczynników korelacji pomiędzy odpływem a odległością były nieco wyższe niż te, które otrzymaliśmy w woj. zamojskim i wahały się od 0,57 do 0,63¹².

⁹ Teoretyczna wartość współczynnika korelacji, przy 40 stopniach swobody i na poziomie $\alpha=0,05$, wynosi 0,286

¹⁰ Lövgren: *op. cit.*...

¹¹ Porównania te mogą mieć jedynie charakter przybliżony, gdyż w badaniach E. Lövgrena obszarem, na którym obserwowano migrację ludności była gmina. E. Vielrose¹³ wykazał, że im większy jest obszar jednostki administracyjnej, tym niższe wartości przybierają wskaźniki migracji i tym samym mniej dokładne mogą być wyniki prowadzonych na ich podstawie analiz.

¹² S. Czaja, M. Kowerski: *Odległość geograficzna i miernik rozwoju społeczno-gospodarczego a wielkość ruchów migracyjnych*. „Wiadomości Statystyczne” 1983, 2.

Tab. 3. Zależność migracji od odległości. Wyniki estymacji funkcji postaci
 $\ln y = b \ln d + \ln a$

The dependence of migration upon the distance. Results of the estimation of the
 function: $\ln y = b \ln d + \ln a$

Kierunki a) 1977—1979 odpływu b) 1983—1985		Wartość oszacowanych parametrów		Wartość statystyki t — Studenta		Współczyn. korelacji r
		b	lna	t (b)	t (lna)	
RAZEM						
1. Ogółem	a)	—0,909	6,752	3,000	3,781	—0,405
	b)	—1,089	7,344	4,125	4,720	—0,520
2. Do miast	a)	—0,854	5,918	2,539	2,985	—0,351
	b)	—0,992	6,175	3,177	3,355	—0,424
3. Na wieś	a)	—0,970	6,052	3,800	4,023	—0,489
	b)	—1,208	7,070	5,198	5,162	—0,608
MĘŻCZYŻNI						
1. Ogółem	a)	—0,892	6,599	2,906	3,650	—0,394
	b)	—1,057	7,163	4,015	4,617	—0,509
2. Do miast	a)	—0,814	5,620	2,367	2,775	—0,330
	b)	—0,944	5,850	2,996	3,152	—0,404
3. Na wieś	a)	—1,004	6,197	3,770	3,951	—0,486
	b)	—1,183	7,008	5,404	5,432	—0,623
KOBIECY						
1. Ogółem	a)	—0,929	6,904	3,060	3,860	—0,411
	b)	—1,145	7,637	4,197	4,750	—0,526
2. Do miast	a)	—0,902	6,233	2,670	3,311	—0,366
	b)	—1,055	6,540	3,207	3,374	—0,428
3. Na wieś	a)	—0,964	6,040	3,716	3,951	—0,480
	b)	—1,322	7,598	5,187	5,058	—0,607

Zródło: Obliczenia własne.

UWAGA: Wartość teoretyczna statystyki t — Studenta, przy 40 stopniach swobody wynosi 2,021.

Analiza wartości ocen parametru **b** skłania do następujących uwag:

1. W latach 1983—1985, w porównaniu z okresem poprzednim, nastąpił wzrost wartości ocen parametru **b** we wszystkich kierunkach odpływu, co oznacza ograniczenie odpływu na większe odległości, przy czym podobne zjawisko w ostatnich latach jest charakterystyczne dla całego kraju¹³.

2. W analizowanym okresie znacznie szybciej wzrastały wartości ocen parametru **b** w przypadku odpływu na wieś niż do miast oraz

¹³ E. Vielrose: *Miara natężenia migracji wewnętrznych*. „Wiadomości Statystyczne” 1983, 7.

w przypadku odpływu kobiet niż mężczyzn. Oznacza to, że ograniczające oddziaływanie odległości znacznie mocniej wpływało w ostatnich latach na decyzje o przeniesieniu na wieś niż do miast, a także na decyzje migracyjne kobiet niż mężczyzn.

3. W obu okresach wartość ocen parametru **b** w przypadku kobiet (poza odpływem na wieś w latach 1977—1979) były wyższe niż w przypadku odpływu mężczyzn. Jest to potwierdzenie znanej hipotezy Ravensteina¹⁴, że kobiety bardziej niechętnie podejmują decyzję o przenoszeniu się na duże odległości niż mężczyźni. Hipotezę tą można rozszerzyć o spostrzeżenie, że „niechęć” do przemieszczania kobiet na duże odległości wzrasta, gdy miejscem przeznaczenia jest wieś.

Porównanie wartości ocen parametru **b** dla wsi woj. zamojskiego z oszacowanymi wartościami tego parametru dla woj. wrocławskiego¹⁵ wskazuje na to, że mieszkańcy wsi naszego województwa znacznie chętniej podejmowali decyzję o przemieszczaniu na duże odległości. Przyczyn tego stanu rzeczy należy doszukiwać się wśród ekonomicznych determinant procesów migracyjnych¹⁶. Można postawić za Stoufferem¹⁷ hipotezę, że mieszkańcy woj. zamojskiego napotykali na swej drodze mniejszą liczbę tzw. „sposobności pośrednich (intervening opportunities)” niż migrujący mieszkańcy województw centralnych.

ODDZIAŁYWANIE PODSTAWOWYCH CZYNNIKÓW ROZWOJU SPOŁECZNO-GOSPODARCZEGO NA ROZMIARY ODPLYWU LUDNOŚCI Z WOJ. ZAMOJSKIEGO

Poziom rozwoju społeczno-gospodarczego województw, do których odpływała ludność wiejska woj. zamojskiego w obu analizowanych okresach opisano za pomocą 59 zmiennych (wykaz zmiennych podano w załączniku 1). Dla obu analizowanych okresów obliczono wartości współ-

¹⁴ Lee: *op. cit.*

¹⁵ Czaja, Kowerski: *op. cit.*

¹⁶ S. Czaja, M. Kowerski: *Próba ekonomicznego określenia społeczno-ekonomicznych determinant ruchów migracyjnych i salda migracji*. „Wiadomości Statystyczne” 1982, 3.

¹⁷ Teoria „sposobności pośrednich” skonstruowana została ok. 1940 roku przez amerykańskiego socjologa S. A. Stouffera. Najogólniej rzecz biorąc oparta jest ona na założeniu, że „liczba osób przemieszczających się na daną odległość jest wprost proporcjonalna do liczby możliwości w tej odległości, a odwrotnie proporcjonalna do liczby możliwości pośrednich” patrz: S. A. Stuffer: *Sposobności pośrednie — Teoria dotycząca ruchliwości i odległości*. [W:] *Przegląd Zagranicznej Literatury Geograficznej*. Zeszyt 3—4, IG PAN, Warszawa 1972, oraz L. Markiewicz: *Teoretyczne podstawy modeli przestrzennego oddziaływania*. Zakład Narodowy im. Ossolińskich PAN, Warszawa 1986.

czynników korelacji pomiędzy logarytmami wskaźników odpływu, a logarytmami 59 potencjalnych zmiennych objaśniających. Macierzy współczynników korelacji nie podajemy ze względu na objętość opracowania. W obu okresach znacznie więcej zmiennych objaśniających istotnie skorelowanych z wielkościami migracji wystąpiło w przypadku odpływu do miast niż na wieś. W pierwszym z analizowanych okresów najsilniej skorelowany był odpływ kobiet do miast z liczbą ludności zamieszkującej w miastach powyżej 30 tys. mieszkańców (x_{57}); $r=0,613$. Stosunkowo wysoka korelacja wystąpiła również pomiędzy odpływem mężczyzn do miast, a przeciętną płacą miesięczną w przemyśle społecznym (x_4); $r=0,583$. Bardzo niewielką liczbę istotnych zależności uzyskanych natomiast w przypadku odpływu na wieś. Logarytmy wskaźników odpływu ze wsi woj. zamojskiego na wieś innych województw wykazywały najsilniejszą (ujemną) zależność z udziałem gospodarstw o powierzchni powyżej 10 ha w ogólnej liczbie gospodarstw (x_{25}). Jednak wartości współczynników korelacji nie przekraczały $-0,33$.

W latach 1983—1985 największą wartość współczynnika korelacji uzyskano pomiędzy migracją ogółem do miast, a liczbą wolnych miejsc pracy (x_9); $r=0,616$. Również w przypadku odpływu do miast mężczyzn ($r=0,605$) oraz ($r=0,612$) korelacja tej zmiennej wykazywała duże wartości.

W latach 1983—1985 ludność wiejska woj. zamojskiego odpływała najczęściej na wieś tych województw, gdzie występowała duża liczba wolnych miejsc pracy na 100 poszukujących pracy (x_8); współczynnik korelacji dla mężczyzn $r=0,377$, dla kobiet $r=0,403$ oraz do województw o małym udziale indywidualnych gospodarstw rolnych o powierzchni powyżej 10 ha (x_{25}).

Analiza współczynników korelacji pomiędzy wielkością odpływu a zmiennymi opisującymi poziom rozwoju społeczno-gospodarczego skłania do wniosku, że chociaż w obu okresach uzyskano szereg istotnych statystycznie zależności (szczególnie dużo w przypadku odpływu do miast), to jednak wartości tych współczynników nie były zbyt wysokie. W celu wyodrębnienia jedynie najistotniejszych zmiennych (silnie skorelowanych z wielkością odpływu i słabo między sobą) zastosowano wcześniej opisaną selektywną metodę doboru zmiennych. Wyniki obliczeń zamieszczono w tabeli 4.

W latach 1977—1979 występowały niewielkie zmiany w optymalnych zbiorach zmiennych opisujących odpływ ogółem do innych województw oraz do miast mężczyzn i kobiet. Należy jednak zwrócić uwagę na stosunkowo niskie wartości wskaźników integralnej pojemności informacji, szczególnie w przypadku odpływu na wieś. Podobnie w latach 1983—1985 optymalne zbiory zmiennych dla odpływu we wszystkich kierunkach są

Tab. 4. Optymalne zbiory zmiennych objaśniających otrzymane metodą pojemności informacji

Optimum sets of explanatory variables obtained by method of information capacity

Kierunki odpływu a) 1977—1979 b) 1983—1985		Optymalne zbiory zmiennych objaśniających	Maksymalne wartości wskaźników integral- nej pojemności informacji
RAZEM			
1. Ogółem	a)	d, x ₄ , x ₈ , x ₁₆ , x ₅₅	0,449
	b)	d, x ₈ , x ₉ , x ₁₇	0,620
2. Do miast	a)	d, x ₄ , x ₈ , x ₁₆ , x ₅₅	0,524
	b)	d, x ₈ , x ₉ , x ₁₇	0,618
3. Na wieś	a)	d, x ₈ , x ₂₅ , x ₅₅	0,284
	b)	d, x ₈ , x ₁₇	0,531
MĘŻCZYŻNI			
1. Ogółem	a)	d, x ₄ , x ₈ , x ₁₆ , x ₅₅	0,430
	b)	d, x ₈ , x ₉ , x ₁₇	0,594
2. Do miast	a)	d, x ₄ , x ₈ , x ₁₆ , x ₅₅	0,505
	b)	d, x ₈ , x ₉ , x ₁₇	0,592
3. Na wieś	a)	d, x ₅₅	0,288
	b)	d, x ₈ , x ₁₇	0,536
KOBIETY			
1. Ogółem	a)	d, x ₈ , x ₁₆ , x ₅₅	0,461
	b)	d, x ₈ , x ₉ , x ₁₇	0,628
2. Do miast	a)	d, x ₄ , x ₈ , x ₁₆ , x ₃₀ , x ₅₅	0,531
	b)	d, x ₈ , x ₉ , x ₁₇	0,606
3. Na wieś	a)	d, x ₈ , x ₂₅ , x ₃₂ , x ₅₅	0,294
	b)	d, x ₈	0,531

Zródło: Obliczenia własne.

UWAGA: Nazwy zmiennych podano w Załączniku 1.

podobne. Wartości wszystkich maksymalnych wskaźników integralnej pojemności informacji są wyższe od swoich odpowiedników w latach 1977—1979. Szczególnie duży, bo niemal dwukrotnie, wzrost maksymalnych wskaźników uzyskano w przypadku odpływu na wieś do innych województw.

Na podstawie optymalnych wektorów zmiennych objaśniających oszacowano parametry funkcji odpływu. Niemal we wszystkich modelach oszacowanych w oparciu o optymalne wektory zmiennych objaśniających wystąpiły nieistotne oceny parametrów, co uniemożliwiło prawidłową interpretację. Dlatego też zgodnie z procedurą estymacyjną opisaną w rozdziale dotyczącym metodyki badań szacowano modele oparte na kolejnych pod względem wartości wskaźnika integralnej pojemności informacji

Tab. 5. Optimalne modele odpływu postaci: $\ln y = b \ln d + b \ln x_1 + \dots + b \ln x_n + \ln a$
 Optimum outflow models expressed as: $\ln y = b \ln d + b \ln x_1 + b \ln x_n + \ln a$

Kierunek a) 1977—1979 odpływu b) 1983—1985		Wartość ocen parametrów przy zmiennych							R ²
		Ind	lnx ₄	lnx ₈	lnx ₁₀	lnx ₅₅	wyraz wolny		
1		2	3	4	5	6	7	8	
RAZEM									
1. Ogółem	a)	-1,423 (7,219)	4,512 (3,497)	0,363 (3,862)	•	0,127 (2,182)	-31,944	0,706	
	b)	-1,088 (5,530)	•	0,287 (4,343)	1,040 (3,188)	•	0,930	0,612	
2. Do miast	a)	-1,432 (7,274)	5,287 (4,101)	0,365 (3,881)	•	0,172 (2,971)	-39,250	0,750	
	b)	-0,991 (4,457)	•	0,316 (4,241)	1,504 (4,079)	•	-2,694	0,602	
3. Na wieś	a)	-1,056 (4,422)	•	•	•	0,166 (2,894)	5,851	0,358	
	b)	-1,208 (5,906)	•	0,252 (3,801)	•	•	6,032	0,523	
MEŻCZYŹNI									
1. Ogółem	a)	-1,256 (5,507)	•	0,406 (3,801)	•	0,246 (4,443)	4,928	0,587	
	b)	-1,056 (5,227)	•	0,269 (3,959)	1,044 (3,116)	•	0,804	0,583	
2. Do miast	a)	-1,397 (6,657)	5,790 (4,214)	0,341 (3,407)	•	0,159 (2,566)	-43,614	0,724	
	b)	-0,943 (4,124)	•	0,303 (3,951)	1,538 (4,059)	•	-3,137	0,578	

1	2	3	4	5	6	7	8
3. Na wieś	a) -1,097 (4,435)	•	•	•	0,180 (3,021)	5,980	0,365
b) -1,182 (6,094)	•	•	0,232 (3,684)	•	•	6,053	0,530
KOBIECY							
1. Ogółem	a) -1,446 (7,459)	4,191 (3,304)	0,388 (4,192)	•	0,137 (2,405)	-29,238	0,719
b) -1,144 (5,719)	•	•	0,310 (3,626)	1,041 (3,140)	•	1,119	0,628
2. Do miast	a) -1,484 (7,619)	4,966 (3,895)	0,389 (4,180)	•	0,184 (3,211)	-36,372	0,761
b) -1,054 (4,394)	•	•	0,335 (4,164)	1,497 (3,766)	•	-2,376	0,584
3. Na wieś	a) -1,051 (4,329)	•	•	•	0,169 (2,885)	5,836	0,351
b) -1,322 (5,947)	•	•	0,284 (3,941)	•	•	6,428	0,531

Źródło: Obliczenia własne.

UWAGA: W nawiasach podano wartości rzeczywiste statystyki t — Studenta, wartość teoretyczna statystyki t — Studenta na poziomie istotności 0,05 i przy 40 stopniach swobody wynosi 2,021. Nazwy zmiennych zamieszczono w Załączniku 1.

zestawach zmiennych, aż uzyskano modele w których wszystkie oceny parametrów były istotne. Wyniki obliczeń zamieszczono w tabeli 5.

W latach 1977—1979 odpływ ze wsi woj. zamojskiego do miast innych województw, zarówno mężczyzn, jak i kobiet zdeterminowany był podobnymi czynnikami, tzn. odległością (d), przeciętną płacą miesięczną w przemyśle (x_4) ilością wolnych miejsc pracy zgłoszonych przez przedsiębiorstwa i instytucje gospodarki społecznej (x_8) oraz liczbą ludności zamieszkującej w miastach powyżej 50 tys. mieszkańców (x_{55}). Wszystkie trzy zmienne o charakterze społeczno-gospodarczym mają wartości parametrów, co oznacza, że ludność wiejska woj. zamojskiego migrowała przede wszystkim do miast w województwach o wysokich przeciętnych płacach w przemyśle, relatywnie dużej ilości wolnych miejsc pracy oraz do dużych miast. Co prawda na wielkość odpływu do miast mężczyzn i kobiet miały wpływ te same czynniki, to jednak na obie populacje oddziaływały one z różnym nasileniem.

Zmiany przeciętnych płac w przemyśle w większym stopniu oddziaływały na odpływ mężczyzn niż kobiet. Wzrost przeciętnej płacy o 1% powodował wzrost odpływu mężczyzn średnio o 5,79%, a kobiet średnio o 4,97%. Wzrost liczby wolnych miejsc pracy (x_8) powodował z kolei wyższą stopę odpływu kobiet niż mężczyzn. Wielkość miast (x_{55}) miała również większy wpływ na stopę odpływu kobiet niż mężczyzn. Wzrost liczby ludności zamieszkującej miasta powyżej 50 tys. mieszkańców o 1% powodował wzrost odpływu kobiet ze wsi woj. zamojskiego średnio o 0,18%, natomiast mężczyzn średnio o 0,16%.

Szczególnie migracja mężczyzn, charakteryzowała się niską krańcową stopą substytucji odległości względem przeciętnej płacy, co oznacza, że chęć podwyższenia zarobków była o wiele silniejsza niż niedogodności związane z pokonywaniem odległości, aby ten wzrost osiągnąć. Tak więc mężczyźni, podejmując decyzję o opuszczeniu na stałe wsi woj. zamojskiego, w większym stopniu niż kobiety, zwracali uwagę na wynagrodzenie, kobiety natomiast na możliwość otrzymania pracy w dużych miastach bliżej poprzedniego miejsca zamieszkania.

Modele opisujące odpływ mężczyzn i kobiet na wieś innych województw w latach 1977—1979 zawierają dwie zmienne; d oraz (x_{55}). Oznacza to, że wysoka migracja występowała na wieś sąsiednich województw o wysokim poziomie urbanizacji. Fakt wystąpienia zmiennej (x_{55}) w modelach odpływu na wieś można tłumaczyć tym, że ludność wiejska, podejmując decyzję o zamieszkaniu na wsi innych województw, wybierała miejscowości wiejskie, położone w pobliżu dużych miast. Mogłoby to być związane z podejmowaniem pracy w zakładach gospodarki społecznej, zważywszy że wskaźniki odpływu były ujemnie skorelowane

z wielkością produkcji towarowej oraz przeciętną powierzchnią gospodarstwa.

Porównanie wartości ocen parametrów modeli odpływu do miast i na wieś jest możliwe tylko wtedy, gdy rozpatrujemy modele odpływu o tych samych zmiennych objaśniających. Oszacowany w oparciu o te zmienne model odpływu ludności do miast ma postać:

$$\ln y = -1,048 \ln d + 0,373 \ln x_{55} + 5,466$$

$$(4,139) \quad (6,130)$$

$$R^2 = 0,522 \quad (7)$$

Wzrost liczby ludności w miastach, liczących powyżej 50 tys. mieszkańców w innych województwach, powodował ponad dwukrotnie wyższą stopę odpływu do miast innych województw niż na wieś. Jednocześnie stopa substytucji odległości względem zmiennej (x_{55}) była przy odpływie na wieś ponad dwukrotnie większa niż przy odpływie do miast. Oznacza to, że jeżeli ludność wiejska woj. zamojskiego decydowała się na zamieszkanie w odległych województwach, to wybierała takie w których koncentracja ludności w miastach była bardzo duża. Wartość interpretacyjną tych modeli obniża niestety niska wartość współczynników determinacji.

W latach 1983—1985 odpływ ze wsi woj. zamojskiego do miast innych województw, zarówno kobiet, jak i mężczyzn, determinowały podobne czynniki: odległość (d), liczba wolnych miejsc pracy na 100 poszukujących pracy (x_8) oraz liczba lekarzy na 100 tys. ludności (x_{10}). Nieco większy wpływ na stopę odpływu kobiet miały wolne miejsca pracy, natomiast na stopę odpływu mężczyzn, liczba lekarzy, przy czym różnice były nieznaczne.

Modele odpływu ludności wiejskiej woj. zamojskiego do miast innych województw wyjaśniają zmienność zmiennej objaśnianej od 57,8% do 60,2%. Modele odpływu na wieś innych województw w latach 1983—1985 zawierają dwie zmienne objaśniające: (d) oraz (x_8). Ludność wiejska województwa migrowała przede wszystkim na wieś województw sąsiednich, a także do tych województw, gdzie występowała duża liczba wolnych miejsc pracy, w porównaniu z liczbą poszukujących pracy. Wzrost wartości zmiennej (x_8) o 1% powodował wzrost odpływu na wieś kobiet średnio o 0,28%, a mężczyzn średnio o 0,23%.

Oszacowany, w oparciu o zmienne (d) oraz (x_8), model odpływu ludności do miast w latach 1983—1985 ma postać:

$$\ln y = -0,991 \ln d + 0,3951 \ln x_8 + 4,546$$

$$(3,839) \quad (4,723)$$

$$R^2 = 0,4517 \quad (8)$$

W latach 1983—1985 wzrost wartości zmiennej (x_8) w innych województwach o 1% powodował wzrost odpływu ludności wiejskiej woj. zamojskiego do miast tych województw średnio o 0,4%, natomiast na

wieś tylko średnio o 0,25⁰/. Jednocześnie krańcowa stopa substytucji odległości zmienna (x_8) w miastach wynosiła 2,51, a na wsi 4,79. Oznacza to, że ludność wiejska decydowała się na wydłużenie migracji na wieś o 1 km pod warunkiem, że liczba wolnych miejsc pracy na 100 poszukujących wzrosła średnio niemal o 5. W przypadku odpływu do miast wydłużenie o 1 km migracji następowało już przy wzroście wskaźnika wolnych miejsc pracy średnio o 2,5 miejsca.

Oceniając modele opisujące odpływ na wieś w latach 1983—1985 trzeba podkreślić znaczny wzrost ich dopasowania do danych empirycznych w porównaniu z modelami opisującymi odpływ na wieś w latach 1977—1979. Modele te wyjaśniają zmienność odpływu na wieś innych województw od 52,3⁰/o do 53,1⁰/o. Podejmując się interpretacji wyników estymacji, należy zwrócić uwagę na zróżnicowany charakter zmiennych objaśniających. Część zmiennych ma charakter przyczynowy, natomiast inne charakter symptomatyczny¹⁸. Przeciętne płace miesięczne w przemyśle (x_4) oraz liczba wolnych miejsc pracy (x_8), to zmienne przyczynowe; wzrost wartości tych zmiennych w innych województwach może być bezpośrednią przyczyną wzrostu odpływu ludności wiejskiej województwa. Inny charakter wydają się mieć takie zmienne, jak liczba lekarzy na 100 tys. mieszkańców (x_{10}), czy też liczba ludności zamieszkującej miasta powyżej 50 tys. mieszkańców (x_{35}). Zmienna (x_{10}) jest symptomem poziomu ochrony zdrowia ludności. Zmienne (x_{10}) oraz (x_{35}) są silnie skorelowane z innymi zmiennymi opisującymi poziom rozwoju społeczno-gospodarczego. Dla przykładu w latach 1977—1979 współczynnik korelacji zmiennej (x_{35}) z liczbą abonentów telefonicznych na 10 tys. mieszkańców (x_{31}) wynosił 0,624, a z wartością nieprodukcyjnych środków trwałych na 1 km² (x_{48}), 0,625. Z kolei w latach 1983—1985 współczynnik korelacji zmiennej (x_{10}) z liczbą łóżek w szpitalach na 10 tys. mieszkańców wyniósł (x_{42}) 0,744, a z wartością nieprodukcyjnych środków trwałych na 1 km² (x_{46}) 0,714. Tak więc interpretując wyniki estymacji modeli odpływu należy podkreślić, że zmienne (x_{10}) oraz (x_{35}) są symptomami poziomu rozwoju społeczno-gospodarczego, a wprowadzenie w ich miejsce innych zmiennych opisujących rozwój społeczny tylko nieznacznie pogarsza jakość estymowanych modeli.

Porównując oszacowane modele odpływu ludności wiejskiej woj. za-mojskiego należy stwierdzić, że w obu okresach różne czynniki miały decydujące znaczenie dla tego zjawiska, co może potwierdzić postawioną na wstępie hipotezę o istotnym wpływie kryzysu początku lat osiemdziesiątych na decyzje migracyjne. Oprócz odległości jedyną zmienną, która

¹⁸ W. Pluta: *Metoda wyboru zmiennych objaśniających w modelach symptomatycznych*. „Przegląd Statystyczny” 1972, 19.

wchodziła w skład modeli odpływu ludności ogółem, mężczyzn i kobiet łącznie, a także do miast była liczba wolnych miejsc pracy na 100 poszukujących pracy.

Wartościowa ocena wpływu poszczególnych zmiennych na odpływ jest utrudniona ze względu na różne grupy zmiennych statystycznie istotnych w obu okresach. We wszystkich oszacowanych w oparciu o zmienne: (d) , (x_4) , (x_8) oraz (x_{55}) (zestawy optymalne w latach 1977—1979) modelach odpływu dla lat 1983—1985, oceny parametrów przy zmiennej (x_4) były statystycznie nieistotne na poziomie istotności 0,05. Ponieważ prawidłowe wnioskowanie w oparciu o modele z nieistotnymi parametrami, jest niemożliwe, stąd też szacowano modele o innym składzie czynników, lecz zawierających w obu okresach te same zmienne.

Porównanie wartości ocen niektórych zmiennych w obu okresach skłania do następujących spostrzeżeń:

— w latach 1983—1985 wzrost o 1% liczby wolnych miejsc pracy (x_8) powodował średnio niemal o 40% niższą stopę odpływu niż w latach 1977—1979,

— w obu okresach wzrost o 1% liczby zatrudnionych lekarzy na 100 tys. ludności (x_{10}) powodował wzrost odpływu ludności wiejskiej woj. zamojskiego do miast średnio o około 1,5%,

— wzrost o 1% liczby mieszkańców miast powyżej 50 tys. osób (x_{55}) powodował w latach 1983—1985 średnio o około 13% niższą stopę odpływu (zarówno do miast, jak i na wieś) niż w latach 1977—1979.

W latach 1983—1985, w porównaniu z okresem poprzednim, odnotowano wzrost krańcowej stopy substytucji odległości względem większości zmiennych opisujących rozwój społeczno-gospodarczy. Oznacza to, że w ostatnich latach nastąpiło większe uzależnienie decyzji o wydłużeniu odpływu od ewentualnej poprawy warunków życia i pracy.

UWAGI KOŃCOWE

Przeprowadzone badania wskazują, że w obu analizowanych okresach różne grupy czynników z różnym nasileniem oddziaływały na wielkość i kierunki odpływu mieszkańców obszarów wiejskich woj. zamojskiego poza jego granice. W końcu lat siedemdziesiątych dominowały czynniki związane bezpośrednio z możliwościami uzyskania dobrze płatnej pracy. Natomiast w pierwszej połowie lat osiemdziesiątych większą rolę zaczęły odgrywać czynniki o charakterze socjalnym, związane z opieką zdrowotną i innymi usługami społecznymi.

W pierwszym z analizowanych okresów oddziaływanie czynników, które motywowały uzyskiwanie wysokopłatnej pracy, było na tyle silne, że relatywnie małe znaczenie miał ograniczający wpływ odległości.

W drugim okresie obniżeniu liczby odpływających poza granice województwa mieszkańców wsi towarzyszył wzrost ujemnej wartości współczynnika korelacji pomiędzy wielkością odpływu a odległością. Oznacza to, że dobre warunki społeczno-ekonomiczne w odległych województwach traciły w oczach potencjalnych migrantów na znaczeniu.

Przeprowadzona analiza skłania do wniosku, że jedną z przyczyn obniżenia odpływu ludności ze wsi woj. zamojskiego na początku lat osiemdziesiątych było nieco szybsze niż w pozostałych częściach kraju tempo rozwoju społeczno-gospodarczego. Świadczą o tym dane zawarte w tabeli 6, z których wynika, iż w latach 1978—1984 wartość zdecydowanej większości zmiennych, które w naszych badaniach wykazywały silne oddziaływanie na odpływ ludności ze wsi woj. zamojskiego rosła szybciej niż przeciętnie w kraju. Mimo zaznaczających się w ostatnich latach korzystnych zmian w zakresie rozwoju większości dziedzin gospodarki, w dalszym ciągu woj. zamojskie należy do najsłabiej rozwiniętych pod względem gospodarczym i społecznym (tab. 6).

Na podstawie wyników przeprowadzonych badań można również sprecyzować podstawowe kierunki polityki mającej na celu zahamowanie odpływu ludności wiejskiej poza granice województwa zamojskiego. Polityka ta powinna być nakierowana przede wszystkim na poprawę infrastruktury technicznej i społecznej na wsi, a także na wzrost wyposażenia rolnictwa w środki produkcji i nowoczesne technologie, gdyż właśnie rolnictwo jest i pozostanie w dającej się przewidzieć perspektywie najważniejszym działem gospodarki województwa.

W sferze społecznej należy przede wszystkim dążyć do rozszerzenia bazy materialnej dla opieki zdrowotnej i społecznej, oświaty i wychowania oraz kultury. W zakresie infrastruktury technicznej pożądanym jest m.in. wzrost wyposażenia wsi w wodociągi, poprawa zasilania gospodarstw rolnych w energię elektryczną, a także rozbudowa sieci dróg utwardzonych tak, aby możliwe było połączenie nimi wszystkich miejscowości w województwie.

Zahamowaniu odpływu ze wsi młodych kobiet i mężczyzn służyć powinno również tworzenie silnych ośrodków gminnych, które skupiając warsztaty rzemieślnicze, przedsiębiorstwa obsługi rolnictwa, szkolnictwo ponadpodstawowe i ochronę zdrowia, handel i gastronomię, odgrywały rolę ośrodków obsługi ludności.¹⁹ Winny one jednak posiadać dogodne połączenia komunikacyjne z obszarami obsługiwanymi. W ośrodkach tych wskazane jest tworzenie małych i średnich zakładów przetwórstwa rolnego.

¹⁹ M. Kowerski: *Przyczyny wyludniania się obszarów wiejskich województwa zamojskiego*. „Wieś Współczesna” 1987, 9.

Tab. 6. Zmiany wybranych wskaźników rozwoju społeczno-gospodarczego woj. zamojskiego na tle kraju
 Changes of selected indicators of socioeconomic development of Zamosc voivodship against a background of the country

Zmienna	Województwo				Kraj				Woj. zamojskie do przeciętnej w kraju	
	1978	1984	1984	1978	1978	1984	1984	1978	1978	1984
1. Przeciętna płaca mies. w przemyśle uspołecznionym — x ₄ (zł)	4737	14 988	316,4	5 923	18 823	317,8		0,800		0,796
2. Liczba wolnych miejsc pracy przypadająca na 100 poszukujących pracy — x ₈	1140	2 500	219,3	999	5 415	542,0		1,141		0,462
3. Liczba lekarzy na 100 tys. osób — x ₁₀	73	101	138,4	169	192	113,6		0,432		0,526
4. Liczba abonentów telefon. na 1000 ludności — x ₃₁	25,0	36,3	145,2	50,2	63,4	126,3		0,498		0,573
5. Łóżka w szpitalach na 10 tys. ludności — x ₄₂	37,5	39,9	106,4	56,2	56,3	100,2		0,667		0,709
6. Ludność zamieszkująca miasta liczące ponad 50 tys. mieszkańców — x ₅₅	0	55	•	12 475,6	13 934,7	111,7		0,000		0,004
7. Ludność miejska (tys. osób)	99,9	120,9	121,1	20 154,5	22 233,6	110,3		0,005		0,005
8. Odsetek mieszkań wyposażonych w centralne ogrzewanie w miastach — x ₅₀	54,1	64,1	118,5	56,9	63,3	111,2		0,951		1,013
9. Wartość nieprodukcyjnych środków trwałych w mln zł na 1 km ² — x ₄₆	3,382	35,723	1056,3	6,651	60,211	905,3		0,508		0,593

Źródło: Roczniki statystyczne województw 1979, 1985.

ZAŁ. 1. WYKAZ POTENCJALNYCH ZMIENNYCH OBJAŚNIAJĄCYCH

- x_1 — gęstość zaludnienia w osobach na 1 km²,
- x_2 — przeciętne wynagrodzenie miesięczne w gospodarce uspołecznionej w zł,
- x_3 — przeciętne wynagrodzenie miesięczne w budownictwie uspołecznionym w zł,
- x_4 — przeciętne wynagrodzenie miesięczne w przemyśle uspołecznionym w zł,
- x_5 — zatrudnienie ogółem w gospodarce uspołecznionej na 1000 mieszkańców,
- x_6 — zatrudnienie kobiet w gospodarce uspołecznionej na 1000 kobiet,
- x_7 — zatrudnienie mężczyzn w gospodarce uspołecznionej na 1000 mężczyzn,
- x_8 — liczba wolnych miejsc pracy przypadająca na 100 poszukujących pracy,
- x_9 — wolne miejsca pracy w liczbach bezwzględnych,
- x_{10} — liczba lekarzy na 100 tys. ludności,
- x_{11} — udział w % ludności rolniczej w ogólnej liczbie ludności,
- x_{12} — liczba wolnych miejsc pracy na których mogą być zatrudnione kobiety na 100 poszukujących pracy kobiet,
- x_{13} — Zatrudnienie ogółem w przemyśle na 1000 ludności,
- x_{14} — zatrudnienie kobiet w przemyśle na 1000 kobiet,
- x_{15} — zatrudnienie mężczyzn w przemyśle na 1000 mężczyzn,
- x_{16} — zatrudnienie osób z wyższym wykształceniem na 10 tys. zatrudnionych w gospodarce uspołecznionej,
- x_{17} — zatrudnienie kobiet z wyższym wykształceniem na 10 tys. kobiet zatrudnionych w gospodarce uspołecznionej,
- x_{18} — zatrudnienie mężczyzn z wyższym wykształceniem na 10 tys. mężczyzn zatrudnionych w gospodarce uspołecznionej,
- x_{19} — zatrudnienie w przemyśle ogółem w miastach na 1000 ludności w miastach,
- x_{20} — zatrudnienie w przemyśle kobiet w miastach na 1000 kobiet w miastach,
- x_{21} — zatrudnienie w przemyśle mężczyzn w miastach na 1000 mężczyzn w miastach,
- x_{22} — zatrudnienie w przemyśle ogółem na wsi na 1000 ludności wiejskiej,
- x_{23} — zatrudnienie w przemyśle kobiet na wsi na 1000 kobiet wiejskich,
- x_{24} — zatrudnienie w przemyśle mężczyzn na wsi na 1000 mężczyzn na wsi,
- x_{25} — udział indywidualnych gospodarstw rolnych o powierzchni powyżej 10 ha w ogólnej liczbie gospodarstw,
- x_{26} — kredyty udzielone rolnikom indywidualnym w tys. zł na 1 ha użytków rolnych,
- x_{27} — produkcja globalna w tys. zł na 1 hektar przeliczeniowy,
- x_{28} — długość linii kolejowych na 100 km²,
- x_{29} — długość dróg publicznych o twardej nawierzchni na 100 km²,
- x_{30} — liczba placówek pocztowo-telekomunikacyjnych na 100 km²,
- x_{31} — liczba abonentów telefonicznych na 1000 ludności ogółem,
- x_{32} — liczba abonentów telefonicznych na 1000 ludności w miastach,
- x_{33} — liczba abonentów telefonicznych na 1000 ludności na wsi,
- x_{34} — sprzedaż detaliczna w tys. zł na 1 mieszkańca,
- x_{35} — wartość usług dla ludności w tys. zł na 1 mieszkańca,
- x_{36} — liczba pomieszczeń na 1000 uczniów w szkołach podstawowych w miastach,
- x_{37} — liczba oddanych do użytku izb w budownictwie uspołecznionym na 1000 oczekujących członków i kandydatów w wieku powyżej 18 lat w spółdzielniach mieszkaniowych,
- x_{38} — dzieci w placówkach wychowania przedszkolnego ogółem na 1000 dzieci w wieku 3—6 lat,
- x_{39} — dzieci w placówkach wychowania przedszkolnego na 1000 dzieci w wieku 3—6 lat w miastach,

- x_{40} — дзеці ў плацёвках выхавання прадзшкольнага на 1000 дзеці ў веку 3—6 гаў на вёс,
- x_{41} — відзівіе ў тэатрах на 1000 лудно́сці,
- x_{42} — лóжка ў шпіталах на 10 тыс. лудно́сці,
- x_{43} — вартос́ць брутто сродко́ў трывалых на 1 мешка́нца ў тыс. зл,
- x_{44} — вартос́ць непрадукцыйных сродко́ў трывалых на 1 мешка́нца ў тыс. зл,
- x_{45} — вартос́ць брутто сродко́ў трывалых на 1 км² ў тыс. зл,
- x_{46} — вартос́ць непрадукцыйных сродко́ў трывалых на 1 км² ў тыс. зл,
- x_{47} — прэцятныя наклады інвестыцыйныя ў гадах 1981—1985 на 1 мешка́нца ў тыс. зл (патэцьялна змянна для гаў 1983—1985),
- x_{48} — прэцятныя наклады інвестыцыйныя ў гадах 1975—1979 на 1 мешка́нца ў тыс. зл (патэцьялна змянна для гаў 1977—1979),
- x_{49} — одсетек мешка́н выпаса́жонных ў вододцягі ў мястак,
- x_{50} — одсетек мешка́н выпаса́жонных ў с. о. ў мястак,
- x_{51} — одсетек мешка́н выпаса́жонных ў вододцягі на вёс,
- x_{52} — одсетек мешка́н выпаса́жонных ў с. о. на вёс,
- x_{53} — одсетек мешка́н выпаса́жонных ў вододцягі о́гóлем,
- x_{54} — одсетек мешка́н выпаса́жонных ў с.о. о́гóлем,
- x_{55} — лїчба лудно́сці мешка́ючай ў мястак павыжэй 50 тыс. мешка́нцоў ў тыс. о́сóб,
- x_{56} — лїчба лудно́сці замешка́ючай ў мястак павыжэй 100 тыс. мешка́нцоў ў тыс. о́сóб,
- x_{57} — лїчба лудно́сці замешка́ючай ў мястак павыжэй 30 тыс. мешка́нцоў ў тыс. о́сóб,
- x_{58} — лїчба лудно́сці замешка́ючай ў мястак о́гóлем ў тыс. о́сóб,
- x_{59} — лїчба лудно́сці замешка́ючай на вёс ў тыс. о́сóб,
- x_{60} — о́гóлна лїчба мешка́нцоў воевóдзтва ў тыс. о́сóб.

РЕЗЮМЕ

Тэрыторыя дэревень Замосьцкога воевóдства являецца тыпичной отливной тэрыторыяй с высокім отрицательным сальдо мїграцїи и значительными деформациями социально-демографической структуры населения.

Целью предлагаемой статьи было спределение факторов, обуславливающих отлив сельского населения на постоянное жительство за пределы воевóдства в течение двух временных отрезков: 1977—1979 и 1983—1985.

В первый из рассматриваемых периодов при решении о выезде большое внимание уделялось чисто экономическим моментам: зарплата, свободные рабочие места; в отличие от этого, во второй период большую роль стали играть факторы социального характера, связанные с охраной здоровья и другими формами социального обеспечения. Добавим, что в годы 1977—1979 действие экономических факторов было настолько сильным, что сравнительно небольшое значение имело ограничивающее влияние расстояний.

В 80-е годы отлив сельского населения с рассматриваемой территории значительно сократился. На основании проведенных исследований можно ожидать, что дальнейшее его ограничение, а вследствие этого постепенное улучшение социально-демографической структуры сельского населения области станет возможным лишь в условиях ускоренного общественного и экономического развития села.

Summary

The rural area of the Zamość region is the typical outflow area with a high negative balance of migration and considerable deformations of the demographic and social structure of the population.

The purpose of the paper is to point at the factors which determine the outflow of rural population across the borders of the region in two periods: one between 1977 and 1979, and the other between 1983 and 1985.

In the first period, the rural population attached a greater importance to purely economic factors (salaries and vacant posts) when taking the decision about leaving the rural area. In the other period a greater role was played by the social factors connected with health care and other forms of social security. In the period between 1977 and 1979, the influence of economic factors was so strong that the restricting influence of the distance was of a relatively little importance.

In the 1980s there has been a considerable limitation of the rural population outflow in this region. On the basis of the studies it can be supposed that the further limitation of the outflow and with this a gradual improvement of the demographic and social structure of the rural population in this region will only be possible by way of accelerated socio-economic development of the rural area.