

AKADEMIA EKONOMICZNA im. OSKARA LANGEGO

w e W R O C Ł A W I U

Mieczysław KOWERSKI

**MODELOWANIE MECHANIZMÓW
ODPŁYWU LUDNOŚCI NA PRZYKŁADZIE
WOJEWÓDZTWA ZAMOJSKIEGO**

**Praca doktorska
napisana pod kierunkiem naukowym
doc. dr hab. Edwarda NOWAKA**

W R O C Ł A W 1 9 8 9

Spis treści:

	<u>Str.</u>
WSTĘP	6.
1. PODSTAWOWE PROCESY DEMOGRAFICZNE I PROBLEMY	
ROZWOJOWE WOJEWÓDZTWA ZAMOJSKIEGO	11.
1.1. Procesy demograficzne	11.
1.2. Poziom rozwoju gospodarczego i warunki życia ludności	19.
1.3. Główne przyczyny zapóźnień i bariery rozwoju . . . województwa	23.
2. PRZEGLĄD MODELI ODPLYWU LUDNOŚCI	26.
2.1. Modele problemowe	27.
2.1.1. Modele geograficzne (przestrzenne)	27.
2.1.2. Modele ekonomiczne	29.
2.1.3. Modele socjologiczne	32.
2.1.4. Modele demograficzne	36.
2.2. Modele interdyscyplinarne	37.
2.2.1. Modele grawitacji	38.
2.2.2. Modele "pośrednich możliwości"	42.
2.2.3. Koncepcja integracji badań nad modelami odpływu	44.
2.3. Inne klasyfikacje modeli odpływu	46.

3. PROCES BUDOWY MODELU WYJAŚNIAJĄCEGO MECHANIZM	
ODPŁYWU LUDNOŚCI	48.
3.1. Założenia modelu	48.
3.2. Postać analityczna modelu	56.
3.3. Specyfikacja zmiennych modelu	61.
3.3.1. Zmienne objaśniane	61.
3.3.2. Zmienne objaśniające	67.
3.4. Zastosowane procedury ekonometryczne	70.
3.4.1. Metoda doboru zmiennych	72.
3.4.2. Szacowanie parametrów modelu	74.
3.4.3. Wykrywanie autokorelacji przestrzennej	
składnika losowego	77.
3.4.4. Kryteria wyboru najlepszych modeli odpływu . . .	86.
4. ZMIANY LICZBY KREWNYCH I ZNAJOMYCH MIESZKAŃCÓW . . .	
WOJ. ZAMOJSKIEGO	88.
4.1. Założenia metody szacowania zmian liczby	
krewnych i znajomych	88.
4.2. Algorytm szacowania zmian liczby krewnych	
i znajomych mieszkańców woj. zamojskiego	
w pozostałych województwach	95.
4.3. Analiza zmian liczby i struktury wiekowo-płciowej	
krewnych i znajomych mieszkańców woj. zamojskiego	
w latach 1978-1986	102.

5. ANALIZA KSZTAŁTOWANIA SIĘ PRZYJĘTYCH W BADANIU	
ZMIENNYCH	113.
5.1. Zmienne objaśniane	113.
5.1.1. Zmiany poziomu i kierunków odpływu ludności . . .	
z woj. zamojskiego w latach 1976-1987	113.
5.1.2. Porównawcza analiza poziomu i kierunków odpływu .	
w latach 1978-1979 oraz 1986-1987	117.
5.1.3. Rozkłady zmiennych objaśnianych	126.
5.2. Potencjalne zmienne objaśniające opisujące rozwój .	
społeczno-gospodarczy	129.
5.3. Analiza korelacji pomiędzy wielkością odpływu . . .	
a poziomem rozwoju społeczno-gospodarczego	139.
5.4. Korelacja między wielkością odpływu a odległością .	153.
5.5. Korelacja między wielkością odpływu a liczbą	
krewnych i znajomych	156.
5.6. Wybór optymalnych zestawów zmiennych	157.
6. MODELE MECHANIZMÓW ODPLYWU LUDNOŚCI Z WOJEWÓDZTWA . .	
ZAMOJSKIEGO	163.
6.1. Ocena oddziaływania odległości oraz liczby	
krewnych i znajomych na wielkość odpływu	163.
6.2. Najlepsze modele odpływu	169.
6.3. Zależność odpływu z woj. zamojskiego od odległości,	
liczby krewnych i znajomych oraz poziomu rozwoju . .	
społeczno-gospodarczego	175.

Str.

6.3.1. Analiza mechanizmów odpływu w latach 1978-1979. . .	176.
6.3.2. Analiza mechanizmów odpływu w latach 1986-1987. . .	185.
6.3.3. Analiza zmian mechanizmów odpływu w czasie	194.
6.4. Wpływ długości przebywania (zameldowania)	
krewnych w danym województwie na wielkość	
i kierunku odpływu z woj. zamojskiego	206.
6.4.1. Wpływ długości przebywania krewnych w danym . . .	
województwie na wielkość odpływu mężczyzn	
i kobiet do miast	207.
6.4.2. Wpływ długości przebywania (zameldowania)	
krewnych w danym województwie na wielkość	
odpływu do miast i na wieś	213.
6.5. Przykłady modeli z autokorelacją i bez	
autokorelacji przestrzennej składnika losowego	215.
6.6. Synteza mechanizmów odpływu	225.
ZAKOŃCZENIE	
Możliwości oddziaływania na ograniczenie odpływu	
ludności z województwa zamojskiego	229.
LITERATURA	234.
WYKAZ TABLIC	254.
WYKAZ RYSUNKÓW	258.

WSTĘP

Długotrwałe, nie rekompensowane odpowiednim napływem ludności, procesy odpływowe powodują liczne deformacje struktur demograficznych, a w konsekwencji stagnację, a nawet regres gospodarczy i społeczny określonych obszarów. Przeciwdziałanie tym niekorzystnym zjawiskom musi być poprzedzone wszechstronnymi analizami i rozpoznaniem czynników oraz mechanizmów, które wywołują procesy odpływu ludności.

Migracje ludności, polegające na zmianie dotychczasowego miejsca zamieszkania, poza okresem wojen i innych nietypowych sytuacji, są najczęściej rezultatem indywidualnych, autonomicznie podejmowanych decyzji, na które jednak oddziałują różnorodne czynniki o charakterze społecznym, ekonomicznym, przestrzennym, kulturowym, a nawet politycznym. Dlatego też rozpoznanie mechanizmów odpływu wymaga kompleksowego podejścia do procesów migracyjnych uwzględniającego zarówno oddziaływanie czynników subiektywnych, odzwierciedlających sam proces podejmowania decyzji o zmianie miejsca zamieszkania, jak i uwarunkowań zewnętrznych wynikających z rozwoju społeczno-gospodarczego i kulturowego.

W dotychczasowym dorobku badań nad migracjami ludności w Polsce, pomimo że jest on znaczny i zawiera szereg zasługujących na uwagę opracowań¹, brak jest prac, w których

¹ Szeroki przegląd wyników dotychczasowych badań nad migracjami w Polsce zawierają prace [16], [71], [113], [135].

zastosowanoby kompleksowe podejście modelowe ukazujące mechanizmy migracji ludności z określonego regionu (województwa, gminy, miasta). Daje o sobie znać przede wszystkim brak ogólnej teorii migracji przestrzennej ludności i rozczłonkowanie problematyki migracji pomiędzy różne dyscypliny naukowe i dziedziny praktyki [35]. Badania te są podporządkowane różnym potrzebom i ujęciom metodycznym i w rezultacie nie posiadają ani jednolitego zaplecza teoretycznego, ani wspólnej płaszczyzny dla integracji. Dominują ujęcia statyczne. Stosowane w szeregu prac proste metody badań empirycznych uniemożliwiają prowadzenie wnikliwych dociekań, niemal brak jest ujęć modelowych [135],

Dlatego zaproponowano własny model odpływu, który jest próbą kompleksowego ujęcia zjawisk i mechanizmów migracji.

Celem prezentowanej pracy jest skonstruowanie modelu opisującego odpływ ludności z określonego obszaru, a następnie zweryfikowanie przydatności zaproponowanej konstrukcji modelowej na przykładzie odpływu na pobyt stały mieszkańców województwa zamojskiego.

Konstruując model opisujący mechanizmy odpływu ludności z określonego obszaru przyjęto następujące podstawowe założenia:

- 1/ decydującą rolę w kształtowaniu wielkości oraz kierunków odpływu odgrywają szeroko pojęte czynniki o charakterze społeczno-gospodarczym,
- 2/ w podejmowaniu decyzji migracyjnych i selekcji obszarów odpływu istotne znaczenie mają kontakty osobiste potencjalnych

migrantów, a zwłaszcza informacje przekazywane przez krewnych i znajomych mieszkających w innych regionach o istniejących tam warunkach życia i pracy,

3/ o skali odpływu do określonych regionów, a także o rozchodzeniu się informacji o tych regionach decyduje ich oddalenie od analizowanego obszaru.

Wychodząc z założenia, że osoby zamierzające zmienić miejsce zamieszkania będą rozpatrywały informacje krewnych i znajomych o możliwościach poprawy warunków pracy i życia w nowym miejscu zamieszkania biorąc pod uwagę równocześnie (a nie alternatywnie) odległość na jaką zamierzają się przenieść, a także możliwość uzyskania pomocy ze strony krewnych i znajomych zdecydowano się przyjąć multiplikatywną postać funkcji odpływu, w której zmiennymi objaśniającymi są: liczba krewnych i znajomych mieszkańców analizowanego regionu zameldowanych w pozostałych regionach, odległość oraz wybrane zmienne społeczno-gospodarcze opisujące rozwój tychże regionów.

Jako analityczny wyraz powyższych zależności przyjęto potęgową funkcję odpływu, co umożliwiło wszechstronną analizę wpływu poszczególnych czynników na wielkość i kierunki odpływu, a także na szeroki opis jego mechanizmów. Parametry modeli odpływu oszacowane zostały za pomocą metod modelowania ekonometrycznego.

Skonstruowany model posłużył do opisu mechanizmów odpływu ludności na pobyt stały z woj. zamojskiego.

Województwo zamojskie jest typowym obszarem odpływowym. Utrzymywanie się na obszarze obecnego województwa zamojskiego, praktycznie od zakończenia II wojny światowej, wysokiego ujemnego salda migracji spowodowało liczne deformacje struktur demograficznych wyrażające się m. in. w najwyższym w kraju udziale ludności w wieku poprodukcyjnym oraz bardzo dużej defeminizacji w młodszych rocznikach wieku produkcyjnego.

Niekorzystnym procesom demograficznym towarzyszy na Zamojszczyźnie nie wykorzystywanie występujących tu potencjalnych możliwości rozwojowych tkwiących głównie w rolnictwie i gospodarce żywnościowej.

Praca składa się z 6 rozdziałów oraz wstępu i zakończenia.

Zachodzące w woj. zamojskim procesy demograficzne, ze szczególnym uwzględnieniem wpływu na nie migracji, a także stan rozwoju społeczno-gospodarczego województwa zaprezentowano w rozdziale pierwszym.

Rozdział drugi poświęcony został przeglądowi modeli odpływu, przy czym zwrócono uwagę zarówno na modele dziedzinowe; wypracowane przez poszczególne dyscypliny naukowe i służące wyjaśnieniu przyczyn migracji z interesującego je punktu widzenia, jak też na rozwiązania o charakterze interdyscyplinarnym, integrujące osiągnięcia poszczególnych dziedzin nauki i służące wielostronnemu wyjaśnieniu procesów odpływu ludności.

W rozdziale trzecim, wykorzystując dotychczasowe doświadczenia w zakresie modelowania odpływu ludności zaprezentowano założenia, zasady konstrukcji oraz metody estymacji zaproponowanego modelu, który posłużył do opisu mechanizmów

odpływu ludności z woj. zamojskiego.

W rozdziale czwartym przedstawiono sposób oraz wyniki obliczeń liczby krewnych i znajomych mieszkańców woj. zamojskiego w pozostałych województwach. Za krewnych i znajomych mieszkańców woj. zamojskiego uznano osoby urodzone na obszarze obecnego woj. zamojskiego i zameldowane na pobyt stały w pozostałych województwach.

Rozdział piąty zawiera opis kształtowania się w obu wyodrębnionych do analizy okresach (lata 1978-1979 oraz 1986-1987) zmiennych objaśnianych (wskaźniki odpływu w 9 wyspecyfikowanych kierunkach) oraz zmiennych objaśniających. Przedstawiono tutaj również wyniki doboru zmiennych o charakterze społeczno-ekonomicznym do modeli odpływu.

Ustalenia podstawowych zależności i określenia mechanizmów odpływu ludności z woj. zamojskiego dokonano w rozdziale szóstym.

Przeprowadzone rozważania i uzyskane wyniki zostały podsumowane w zakończeniu. Tutaj przedstawiono również szereg uwag i sugestii na temat możliwości sterowania procesami migracyjnymi, a zwłaszcza ograniczania odpływu ludności z woj. zamojskiego.

1. PODSTAWOWE PROCESY DEMOGRAFICZNE I PROBLEMY ROZWOJOWE WOJEWÓDZTWA ZAMOJSKIEGO

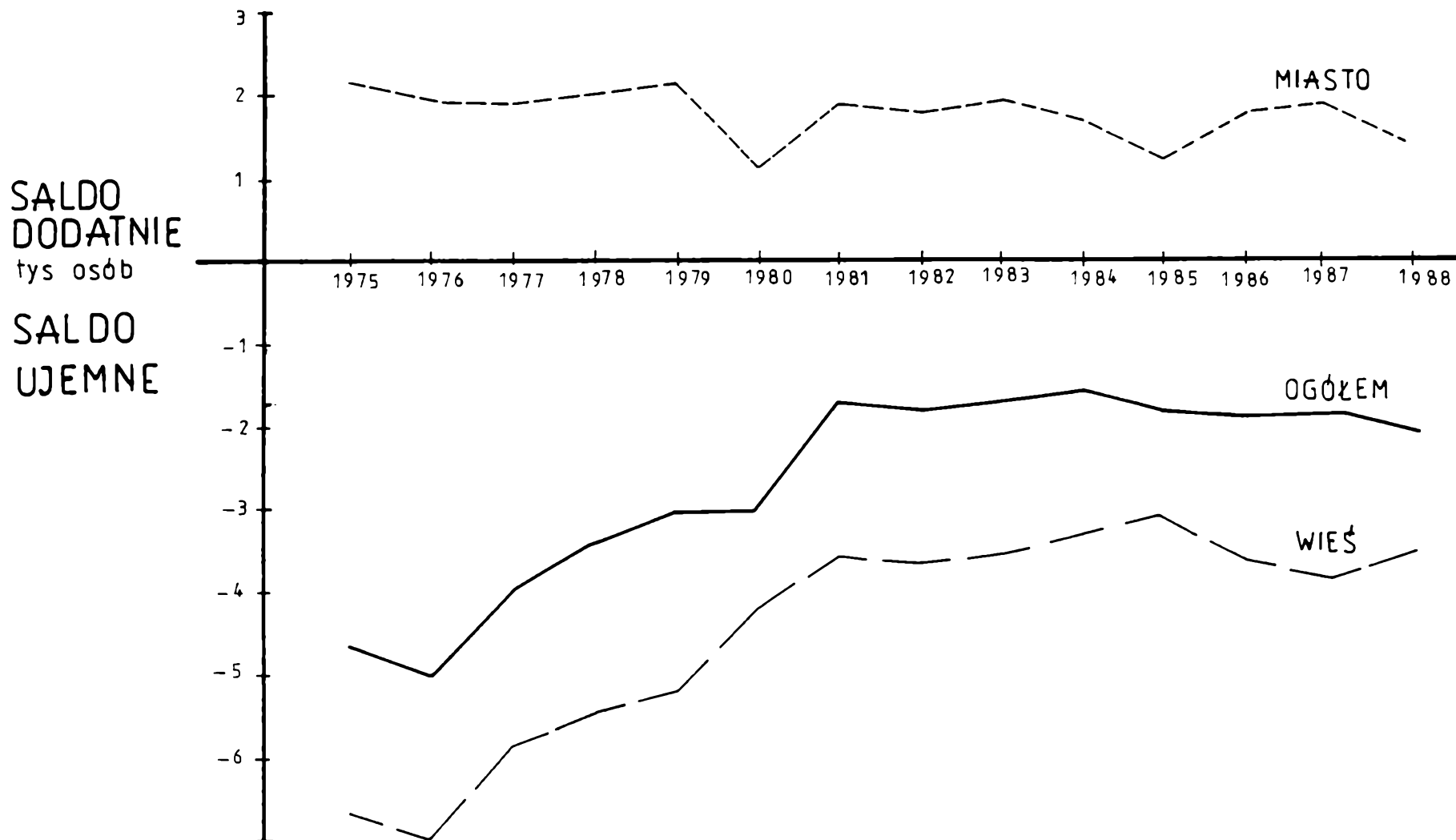
1.1. Procesy demograficzne

W końcu 1987 roku województwo zamojskie liczyło 489,9 tys. mieszkańców (tj. 1,3% ludności Polski) i należało do najsłabiej zaludnionych województw w kraju (70 osób/km²).² W sześciu miastach zamieszkiwało 131,8 tys. osób, a na wsi 358,1 tys. osób. Województwo zamojskie jest najsłabiej zurbanizowanym regionem w kraju (w miastach mieszka 26,9% ogółu ludności).³ Obszary wiejskie województwa są nieco gęściej zaludnione niż przeciętnie w kraju. Bardzo duży udział ludności wiejskiej w ogólnej liczbie mieszkańców powoduje, że przede wszystkim procesy ludnościowe zachodzące na wsi decydują o ogólnym obrazie demograficznym województwa.

Obecne struktury demograficzne Zamojszczyzny są efektem procesów, jakie miały miejsce w całym powojennym 45-leciu. Podstawowym czynnikiem zmian ludnościowych w tym okresie były właśnie procesy migracyjne. Obszar obecnego województwa zamojskiego w całym okresie powojennym charakteryzował się wysokim ujemnym saldem migracji. W okresie istnienia województwa

² Dane dotyczące stanu i struktury wiekowo-płciowej ludności woj. zamojskiego pochodzą z corocznych publikacji WUS w Zamościu [114].

³ Na niski poziom urbanizacji jako przyczynę nadmiernego odpływu ludności z woj. zamojskiego zwracają uwagę U.Wich [126] oraz K.Makowska [66].



RYS.1 Zmiany salda migracji w woj. zamojskim w latach 1975—1988

(tj. w latach 1975-1988) ujemne saldo migracji wewnętrznych w przeliczeniu na 1000 ludności było najwyższe w kraju.

W drugiej połowie lat siedemdziesiątych średnioroczne ujemne saldo migracji (4020 osób) było wyższe od średniorocznego przyrostu naturalnego (3970 osób), co spowodowało, że woj. zamojskie jako jedyne w kraju notowało bezwzględny spadek liczby mieszkańców. W latach osiemdziesiątych średnioroczne ujemne saldo migracji (2000 osób) było już niższe niż średnioroczny przyrost naturalny (3740 osób) tym niemniej w dalszym ciągu migracje wywierały istotny wpływ na zmiany ogólnej liczby mieszkańców i ich struktur. Zmiany ujemnego salda migracji w woj. zamojskim w latach 1975-1988 przedstawiono na rysunku 1.

Bardzo duży odpływ ludzi, pomimo znacznego zahamowania tego zjawiska na początku lat osiemdziesiątych⁴, spowodował deformacje struktur wiekowo-płciowych ludności, zwłaszcza wiejskiej.

Podstawową konsekwencją długoletnich selektywnych, ze względu na wiek, procesów odpływowych jest silnie zaawansowany proces starzenia się ludności. Województwo charakteryzuje się najwyższym w kraju udziałem ludności w wieku poprodukcyjnym (15,5%). Na taką sytuację decydujący wpływ ma bardzo wysoki, bo sięgający 18%, udział ludności w wieku poprodukcyjnym na wsi, a typowo regresywna struktura ludności wiejskiej niesie

⁴ Spadek poziomu migracji w latach osiemdziesiątych jest charakterystyczny dla całego kraju [117].

za sobą konieczność dalszego starzenia się tej populacji.⁵

Strukturę wiekową ludności woj. zamojskiego przedstawiono na rysunku 2, zaś strukturę salda migracji według wieku zawiera poniższa tablica:

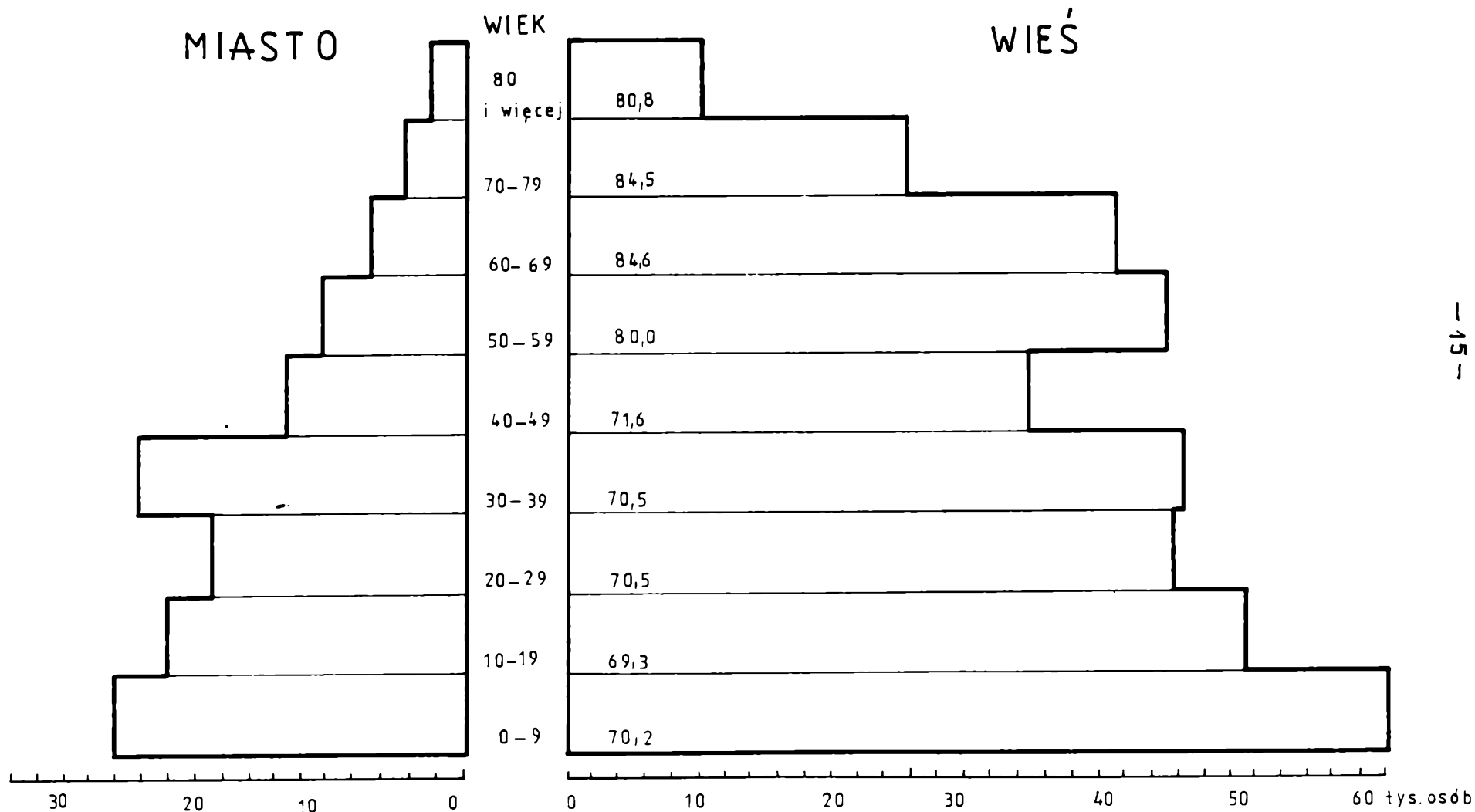
Tablica 1.

Migracje w woj. zamojskim według wieku
oraz miejsca zamieszkania

Struktura wieku	Saldo migracji na pobyt stały					
	Ogółem		Miasto		wieś	
	1978-79	1986-87	1978-79	1986-87	1978-79	1986-87
R a z e m	-6475	-3884	4224	3467	-10699	-7351
z tego w wieku:						
0-17 lat	-1109	-1083	1320	1342	-2429	-2425
18-29 lat	-3886	-1923	1857	1071	-5743	-2994
30-39 lat	-518	-519	505	728	-1023	-1247
40-59/64 lat	-485	-133	384	240	-869	-373
poprodukcyjny: 60/64 i więcej	-477	-226	158	86	-635	-312

Źródło: Obliczenia własne na podstawie [114].

⁵ Z przeprowadzonych prognoz [56] wynika, że nieznaczne obniżenie ujemnego salda migracji nie spowoduje odwrócenia procesów starzenia się ludności wiejskiej, a tym samym ludności całego województwa. Konieczne jest tutaj radykalne ograniczenie ujemnego salda migracji.



RYS.2 Struktura wiekowa ludności woj zamojskiego w końcu 1987r.

Uwaga Liczby wpisane w wykres pokazują udział procentowy ludności wiejskiej w ogólnej liczbie ludności w poszczególnych grupach wieku

Źródło: [56]

Jednocześnie struktura wiekowa ludności wiejskiej wykazuje duże zróżnicowanie przestrzenne [48].

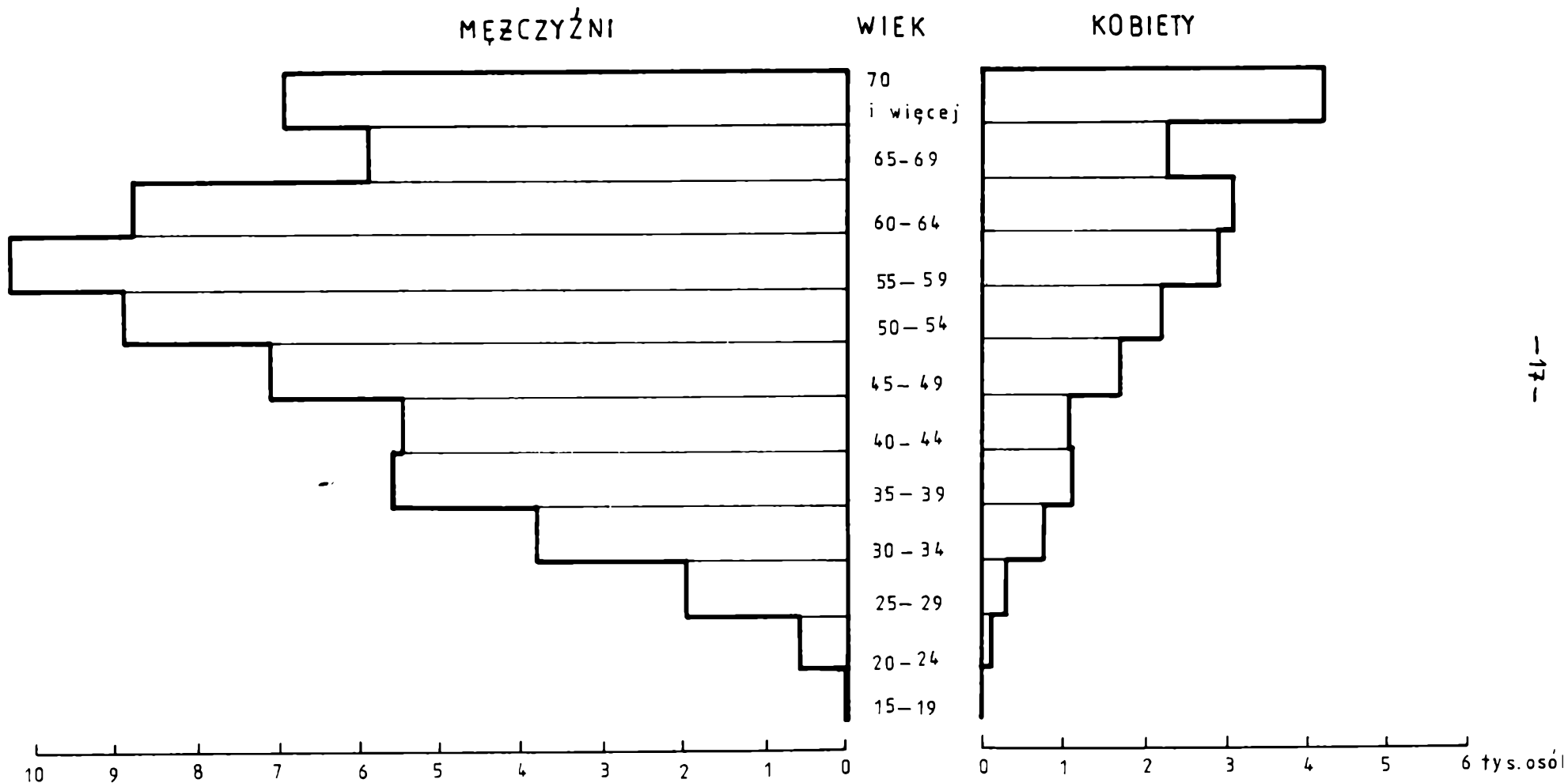
Te same procesy migracyjne spowodowały, że w przeciwieństwie do ludności wiejskiej struktura wiekowa ludności miejskiej jest typową strukturą progresywną z relatywnie niewielkim, bo zaledwie 9,2 procentowym udziałem ludności w wieku poprodukcyjnym.

Rezultatem długoletnich selektywnych ze względu na płeć, procesów odpływowych jest deformacja struktury wiekowo-płciowej, polegająca na defeminizacji ludności wiejskiej, szczególnie silnej w młodszych rocznikach wieku produkcyjnego i zjawisko odwrotne w miastach.

W grupie wieku 20-29 lat na wsi na 100 mężczyzn przypada 79 kobiet w tym samym wieku, podczas gdy w miastach aż 120. Konsekwencją tej deformacji są nieprzewidywalności rozwoju ludności, według stanu cywilnego, znów szczególnie silne na wsi. Na obszarach wiejskich w stanie bezżennym znajduje się 35% mężczyzn w wieku 25-34 lata, a na 100 kawalerów w tym wieku przypadają jedynie 24 panny w tym samym wieku.

Decydujący wpływ na struktury demograficzne całej ludności wiejskiej ma subpopulacja ludności rolniczej, która stanowi 81% mieszkańców wsi [55].

Deformacje struktury demograficzno-zawodowej ludności rolniczej najlepiej widać na przykładzie użytkowników indywidualnych gospodarstw rolnych. Spośród 84,8 tys. użytkowników takich gospodarstw ponad jedna czwarta przekroczyła wiek produkcyjny, a tylko jedna czwarta nie osiągnęła 45 roku życia. Szacuje się, że obecnie w woj. zamojskim blisko dwie trzecie



-17-

RYS.3 Struktura płciowo wiekowa użytkowników indywidualnych gospodarstw rolnych woj. zamojskiego wg. stanu na 30.06.1986r.

Źródło:[55]

gospodarstw prowadzonych przez osoby w wieku emerytalnym nie ma następców [55].

Strukturę płciowo-wiekową użytkowników indywidualnych gospodarstw rolnych przedstawiono na rysunku 3.

Selektywne, ze względu na poziom wykształcenia, procesy migracyjne powodujące, że odpływa przede wszystkim ludność o wyższym poziomie wykształcenia są obok "starej" struktury wiekowej przyczyną jednego z najniższych w Polsce wskaźników ludności z wykształceniem ponadpodstawowym na 1000 mieszkańców. Migracje według poziomu wykształcenia przedstawiono w tabelicy 2.

Tablica 2.

Migracje w woj. zamojskim według
poziomu wykształcenia

Poziom wykształcenia	Saldo migracji na pobyt stały ludności w wieku 18 lat i więcej					
	Ogółem		Miasto		Wieś	
	1978-79	1986-87	1978-79	1986-87	1978-79	1986-87
- wyższe	-554	-336	186	146	-740	-482
- średnie i policealne	-1884	-1018	921	886	-2805	-1904
- zesadnicze zawodowe	-1324	-847	895	690	-2219	-1537

Źródło: Obliczenia własne na podstawie [114].

Struktury ludności według wieku, płci, stanu cywilnego, a także w układzie przestrzennym mają decydujący wpływ na procesy ruchu naturalnego ludności jakie zachodzą wewnątrz województwa.

Duży udział ludzi młodych w strukturach wiekowych ludności miejskiej i odwrotna sytuacja na wsi powoduje, że przeciwnie niż w kraju, w woj. zamojskim stopa przyrostu naturalnego na wsi jest znacznie niższa niż w miastach. Przyrost naturalny na wsi jest niższy niż ujemne saldo migracji, co powoduje systematyczne zmniejszanie się liczby mieszkańców obszarów wiejskich, przy czym deformacje strukturalne na ich dużej części są tak wielkie, że notuje się tutaj trwałe tendencje do wyludniania [53, 54].

1.2. Poziom rozwoju gospodarczego i warunki życia ludności.⁶

Województwo należy do regionów wybitnie rolniczych, którego główną funkcją jest produkcja żywności. Z pracy w rolnictwie utrzymuje się niemal połowa (46%) mieszkańców, praca poza rolnictwem stanowi główne źródło utrzymania dla 38%

⁶ Dane liczbowe prezentowane w tym punkcie, jeżeli nie podano innych źródeł, pochodzą z Rocznika Statystycznego Województw 1988 i dotyczą 1987 roku [103]. W wielu wypadkach celowo zrezygnowano z prezentowania dokładnych wartości liczbowych na rzecz pewnych zaokrągleń w celu jaśniejszego pokazania podstawowych tendencji i istniejącego stanu. Dokładne dane liczbowe wykorzystano przy obliczeniu parametrów modeli odpływu.

ludności, zaś 16% utrzymuje się ze źródeł niezarobkowych.⁷

Pod względem jakości rolniczej przestrzeni produkcyjnej woj. zamojskie klasyfikowane jest na drugim miejscu w Polsce, posiadając aż 67% gruntów ornych w klasach I-III [76].

Rolnictwo w 1986 roku wytworzyło 49,3% ogółu dochodu narodowego brutto wytwarzanego w województwie, podczas gdy w kraju 15,8% [15]

W strukturze władania ziemią dominuje sektor gospodarki nie uspołecznionej, w którego posiadaniu znajduje się 90,1% użytków rolnych (w kraju 76,4%).

Poziom wyposażenia rolnictwa w podstawowe środki produkcji jest znacznie niższy niż przeciętnie w kraju, co jest jedną z podstawowych przyczyn niskiego w stosunku do potencjalnych możliwości, wynikających z bardzo dobrych warunków naturalnych, poziomu produkcji rolniczej [58].

Według badań E. Nowaka [80] woj. zamojskie w 1982 roku zajmowało 33 miejsce w kraju pod względem wartości syntetycznego miernika nawożenia, zaś pod względem wartości syntetycznego miernika wyposażenia w środki produkcji 35 miejsce.

Zużycie energii elektrycznej w gospodarstwach rolnych na 1 ha użytków rolnych jest o ponad jedną czwartą niższe niż przeciętnie w kraju, nadal 30% gospodarstw nie posiada prądu trójfazowego. Ilość zmeliorowanych użytków rolnych stanowi około 57% powierzchni zakwalifikowanej do melioracji. Tylko jedna piąta gospodarstw korzysta z wodociągów zbiorowych,

⁷ Szacunki własne oparte na wynikach badania reprezentacyjnego przeprowadzonego w 1984 roku [112].

a jedna trzecia posiada ciągnik. Niski jest poziom wyposażenia jednostek obsługujących rolnictwo, o czym świadczy fakt, że sprzedaż usług produkcyjnych na 1 ha użytków rolnych jest o ponad jedną trzecią niższy niż przeciętnie w kraju.

Niekorzystnie przedstawia się struktura agrarna indywidualnych gospodarstw rolnych, a ich przeciętne powierzchnie wynosi 5,2 ha użytków rolnych.

Mimo niewystarczającego wyposażenia w środki produkcji, co odbija się na plonach, rolnictwo woj. zamojskiego jest czołowym producentem żywności, zajmując pierwsze miejsce w kraju pod względem zbiorów pszenicy, buraków cukrowych, chmielu i tytoniu.

Zamojszczyzna należy do najsłabiej uprzemysłowionych regionów kraju. Udział przemysłu województwa w produkcji przemysłowej kraju wynosi 0,6%. W strukturze gałęziowej dominuje przemysł spożywczy, dostarczający 55% całej produkcji przemysłowej województwa. Potencjał przetwórczy przemysłu rolno-spożywczego jest jednak dalece niewystarczający w stosunku do ilości produkowanych surowców rolnych. Przemysł spożywczy jest w stanie przetworzyć tylko nieco ponad połowę surowców dostarczanych przez rolnictwo. Pogłębia się surowcowy charakter gospodarki województwa.

Istniejący układ dróg i linii kolejowych nie zapewnia należytej obsługi społeczeństwa i gospodarki oraz nie sprzyja aktywizacji gospodarczej.

Województwo zamojskie nie jest zagrożone ekologicznie i posiada dogodne, aczkolwiek dotychczas w niewielkim stopniu wykorzystywane, warunki do rozwoju turystyki i wypoczynku.

Niski jest poziom warunków życia i pracy mieszkańców województwa, zwłaszcza na wsi. Według analizy porównawczej dokonanej przez Komisję Planowania przy Radzie Ministrów [99] województwo zamojskie zajmowało pod tym względem w 1985 roku 41 miejsce w kraju.⁸ W prawie połowie gmin poziom życia określony został jako krytycznie niski. Składa się na to niewystarczający stan infrastruktury społecznej i usługowej, niski poziom wyposażenia gospodarstw domowych w podstawowe urządzenia i braki w zakresie kadr wykwalifikowanych [124].

Wyrazem niskiego poziomu życia jest między innymi niższa niż przeciętnie w kraju:

- wartość produktu krajowego podzielonego na 1 mieszkańca o 26%, przy czym województwo zamojskie zajmuje pod tym względem 47 miejsce w kraju wyprzedzając tylko siedleckie i ostrołęckie [15],
- wielkość przeciętnego wynagrodzenia miesięcznego w gospodarce uspołecznionej o 16% (48 miejsce w kraju), przy czym w przemyśle jest to o 22% mniej, zaś w budownictwie o 23%,
- wartość przychodów ze sprzedaży produktów rolnych do uspołecznionych punktów skupu, w przeliczeniu na 1 zawodowo-czynnego w rolnictwie indywidualnym, o 10%,
- wartość nieprodukcyjnych środków trwałych na 1 km² o 41%,

⁸ Również analizy porównawcze prowadzone w ostatnich latach przez innych autorów wskazują na zajmowanie przez woj. zamojskie jednego z ostatnich miejsc pod względem rozwoju społeczno-gospodarczego i warunków życia ludności [59, 82, 96, 97, 106, 111, 118, 128].

- wartość sprzedaży detalicznej na 1 mieszkańca o 21%,
- gęstość dróg utwardzonych w km na 100 km² powierzchni o 7%, przy czym 80, tj. 9% miejscowości wiejskich nie posiada połączenia drogami utwardzonymi,
- liczba łóżek w szpitalach ogólnych na 10 tys. ludności o 30%,
- liczba lekarzy na 10 tys. ludności o 46%,
- wartość wskaźnika dzieci w wieku 3-6 lat objętych wychowaniem przedszkolnym o 16%,
- liczba abonentów telefonicznych na 10 tys. ludności o 36%,
- wartość syntetycznego wskaźnika wyposażenia mieszkań w podstawowe urządzenia sanitarno-komunalne o około jedną trzecią.

1.3. Główne przyczyny zapóźnień i bariery rozwoju województwa

Przeprowadzone w ostatnich latach badania, studia i analizy nad gospodarką i warunkami życia w województwie⁹ wskazują, że na Zamojszczyźnie mamy do czynienia ze swoistym zastojem i stagnacją gospodarczą, której głównymi przyczynami są:

1. Ogólny niedorozwój cywilizacyjno-gospodarczy oraz monofunkcyjny charakter gospodarki województwa. Stan ten wynika między innymi z następujących przesłanek:

- historycznie ukształtowanych opóźnień rozwojowych regionu,

⁹ Porównaj: [39, 40, 41, 49, 51, 53, 55, 58, 59, 68, 76, 93, 94, 99, 115, 129].

- dotychczasowej struktury gospodarki województwa, charakteryzującej się małym potencjałem ekonomicznym, niezdolnym do kreowania niezbędnego samorozwoju,
- znacznego, wieloletniego odpływu wypracowanych środków i kapitału poza teren mieszczący się obecnie w granicach województwa, co wynika z organizacyjnego podporządkowania jednostek produkcyjno-przemysłowych (dających niemal połowę wartości produkcji przemysłowej województwa) przedsiębiorstwom mającym siedzibę w innych częściach kraju,
- niewłaściwie prowadzonej w przeszłości, w odniesieniu do obszarów województwa, polityki przestrzenno-gospodarczej, zwłaszcza w zakresie lokalizacji i pobudzenia sił wytwórczych w rolnictwie i gospodarce żywnościowej,
- niedoinwestowania i relatywnie niewielkiego majątku trwałego. Przykładowo w ostatnim 25-leciu nakłady na inwestycje w województwie w przeliczeniu na 1 mieszkańca były o blisko 40% niższe, niż przeciętnie w kraju, a liczone na 1 km², o 60% niższe.

2. Brak rozwiniętych komplementarnych do rolnictwa dziedzin gospodarki, a zwłaszcza przetwórstwa rolno-spożywczego dla produkowanych surowców rolniczych:

- przemysł przetwórczy nie stymuluje wzrostu produkcji rolniczej, a posiadając znaczne nadwyżki surowców nie tworzy systemu zachęt i ułatwień dla producentów. Problemy ze zbytem produkcji rolniczej sprawiają wrażenie "pozornego

nadmieru" surowców, co nie zachęca do dalszej intensyfikacji produkcji,

- słaby potencjał przemysłu rolno-spożywczego oraz system finansowy, w jakim działa, nie sprzyja przepływowi kapitału na rzecz rozwoju rolnictwa.

3. Niski poziom zasilania i zastosowania w rolnictwie, jako podstawowej gałęzi gospodarki województwa, środków obrotowych, a zwłaszcza nawozów mineralnych, środków ochrony roślin i pasz treściwych.
4. Zdeformowane struktury demograficzne, wywołana i wywołująca intensywne procesy migracyjne, zwłaszcza młodej ludności wiejskiej.
5. Niski poziom warunków życia i pracy ludności.
6. Konserwatyzm w gospodarowaniu wynikający głównie z utrwalo-nych tradycji i niskiego poziomu wiedzy.

2. PRZEGLĄD MODELI ODPLYWU LUDNOŚCI

Zjawiska zmiany miejsca zamieszkania w odmienny sposób podejmowane są na gruncie poszczególnych nauk zajmujących się migracjami.

Geografowie analizują aspekty przestrzenne zmiany miejsca zamieszkania.

Ekonomiści zwracają uwagę głównie na sytuację społeczno-ekonomiczną w określonych miejscowościach czy regionach (rynek pracy, dochody, warunki życia itp).

Psychologowie zajmują się indywidualnymi reakcjami osób na bodźce zewnętrzne, bądź też dociekają wewnętrznych, osobowościowych uwarunkowań motywów migracji.

Socjologowie kładą nacisk na zagadnienia środowiska społecznego (zwłaszcza powiązań rodzinnych) i czynniki związane z funkcjonowaniem różnych grup społecznych.

Demografowie poszukują związków migracji (odpływu) z poziomem przyrostu naturalnego i przebiegiem innych procesów demograficznych.

Niezależnie od tego podejmowane są próby stworzenia interdyscyplinarnej teorii migracji, integrującej doświadczenia i wyniki badań poszczególnych dyscyplin.

Niemal każda z dyscyplin naukowych starała się ująć własne dociekania na temat zmian miejsca zamieszkania ludności w formie modeli. Są to modele problemowe. Powstają również modele o charakterze interdyscyplinarnym. Przeglądowi tych modeli jest poświęcony niniejszy rozdział. Prezentując różne modele starano się utrzymać oryginalne oznaczenia.

2.1. Modele problemowe

2.1.1. Modele geograficzne (przestrzenne)

Modele geograficzne opisują zależność pomiędzy wielkością odpływu ludności, a odległością na jaką ten odpływ odbywa się. Zależność ta oddawna jest obserwowana w badaniach i mówi o tym, że wielkość odpływu maleje wraz ze wzrostem odległości. Odległość ta może być mierzona również: jako odległość fizyczna (w kilometrach), jako czas potrzebny do przebycia pewnego dystansu lub też jako koszt poniesiony w związku z przemieszczeniem się na określony dystans. W nowszych badaniach wprowadza się pojęcie "odległości społecznej" rozumianej jako odległość między strukturami społecznymi i ekonomicznymi w poszczególnych regionach.

W badaniach migracji na pobyt stały niektórzy badacze uważają, że odległość to wielkość zastępcza reprezentująca "obcość", albo dystans psychologiczny między otoczeniem migrującego i otoczeniem w innych regionach [43].

Czynnik odległości jest najlepiej zbadanym elementem mechanizmu odpływu. Pierwsze modelowe sformułowania wpływu przestrzeni na wielkość i kierunki odpływu pochodzą jeszcze z XIX wieku i zostały skomentowane w pracy Z. Chojnickiego [8].

Zależność odpływu od odległości doczekała się również największej liczby badań empirycznych.¹⁰

¹⁰ Nie podejmując się prezentacji wszystkich tego typu prób można tutaj wymienić najbardziej znane w Polsce prace [21, 22, 64, 119, 134].

Najczęściej do estymacji tej zależności wykorzystywano funkcję potęgową typu Pareto o postaci:

$$y_i = ad_i^{-b} \quad /1/$$

gdzie:

y_i - wielkość odpływu z badanego regionu do regionu i

d_i - odległość pomiędzy analizowanym a i -tym regionem

a, b - parametry modelu

Innymi funkcjami stosowanymi do opisu zależności między odpływem a odległością są [85]:

- funkcja wykładnicza

$$y_i = ae^{-bd_i} \quad /2/$$

- funkcja logarytmiczno-normalna

$$y_i = ae^{-(blogd_i)^2} \quad /3/$$

- funkcja potęgowo-wykładnicza

$$y_i = ad_i^b e^{cd_i} \quad /4/$$

- funkcja hiperboliczna

$$y_i = a + ad_i^{-1} \quad /5/$$

Najobszerniejszym badaniem zależności wielkości migracji od odległości w Polsce jest praca A.Gawryszewskiego [22]. Autor oszacował parametry funkcji potęgowej typu Pareto dla odpływu i napływu do wszystkich województw w starym i nowym podziale administracyjnym w latach 1939-1975.

Obliczona dla 1975 roku dla woj. zamojskiego bezwzględna wartość elastyczności odpływu względem odległości ($b=1,11$) była najniższa w kraju (najwyższą wartość zanotowano dla woj. olsztyńskiego; $b=2,07$). Jednocześnie ze względu na wartość współczynnika determinacji ($R^2=0,247$) model odpływu dla woj. zamojskiego uplasował się na przedostatnim miejscu (niższa wartość współczynnika determinacji wystąpiła w modelu odpływu z woj. chełmskiego; $R^2=0,243$).

Również późniejsze badania prowadzone przez M.Kowerskiego [54] wskazują na stosunkowo słabą zależność pomiędzy wielkością odpływu z woj. zamojskiego a odległością.

Modele geograficzne ukazujące wpływ tylko jednego czynnika (odległość) na wielkość i kierunki odpływu nie mogą pretendować do kompleksowego opisu zjawiska odpływu. Poza tym, jak pokazały wyniki dotychczasowych badań, w przypadku analizy odpływu z woj. zamojskiego ich stopień wyjaśnienia odpływu jest bardzo niewielki.

2.1.2. Modele ekonomiczne

Ekonomiczne modele odpływu związane są z badaniami czynników ekonomicznych warunkujących tenże odpływ, przy czym szczególny nacisk kładzie się tutaj na mechanizmy rynku

pracy [107]. Za podstawę tych modeli przyjmuje się brak przestrzennego zrównoważenia popytu i podaży siły roboczej (a także możliwości uzyskiwania pożądaných dochodów) na tle nierównomiernie zagospodarowanej przestrzeni kraju, tj. nierównomiernego rozkładu elementów poszczególnych działów gospodarki narodowej, charakteryzujących się niejednakową pracochłonnością.

Inaczej mówiąc modele ekonomiczne odpływu opierają się na zróżnicowanej dostępności miejsc pracy i zróżnicowanej wysokości dochodów.

Opisany przez model system składa się ze zbioru regionów o różnej wysokości dochodów i różnej dostępności do poszukiwanych, najatrakcyjniejszych zawodów, do których może odpłynąć ludność badanego regionu.

Najogólniej rzecz biorąc ekonomiczny model odpływu zapisać można w postaci:

$$y_1 = f(wmp_1, doch_1)$$

gdzie:

wmp_1 - wolne miejsca pracy w i-tym regionie, do którego następuje odpływ

$doch_1$ - dochody ludności w i-tym regionie, do którego następuje odpływ.

Przykładem modelu ekonomicznego zastosowanego do analizy salda migracji pomiędzy stanami USA w latach 1940-1950

jest model Sjaastada [121] postaci:

$$m = f(Y, F, \frac{\Delta Y}{Y}, S, U) \quad /6/$$

gdzie:

m - saldo migracji

Y - dochód na 1 mieszkańca

F - stosunek ludności rolniczej do ogółu ludności

$\frac{\Delta Y}{Y}$ - stopa wzrostu dochodu na mieszkańca

S - przeciętne liczba lat nauki

U - bezrobocie

W literaturze polskiej szkic wieloregionalnego modelu ekonomicznego opartego na różnicach występujących na regionalnych rynkach pracy zaproponował Z. Rykiel [107]. Sam autor jednak przyznaje, że nadanie temu modelowi postaci operacyjnej będzie zadaniem trudnym i dość złożonym.

Przy modelowaniu ekonomicznym nie poświęcając należytej uwagi zagadnieniom wzajemnej odległości między regionem wyjściowym a docelowym, zakłada się doskonałą ruchliwość i niezakłócone (np. odległością) rozprzestrzenianie się informacji, co w praktyce ma miejsce nader rzadko.

Również założenie wąskiego ekonomizmu ogranicza znacznie praktyczną przydatność ekonomicznych modeli odpływu.

2.1.3. Modele socjologiczne

Punktem wyjścia socjologicznej koncepcji modelowania mechanizmów odpływu ludności z analizowanego regionu jest postraktowanie migracji jako jednostkowego procesu zmiany miejsca zamieszkania przez osobę lub grupę rodzinną, związanego ze zmianą środowiska społecznego [74]. Zainteresowanie ocenami subiektywnymi powoduje, że modele te nazywa się również modelami psychologicznymi bądź socjopsychologicznymi [74].

U podstaw modeli socjologicznych stoi teza, że dla podjęcia decyzji o zmianie miejsca zamieszkania nie mniej ważne od wystąpienia obiektywnych różnic pomiędzy dwiema miejscowościami (np. w zakresie możliwości podjęcia pracy czy też warunków życia) jest uświadomienie sobie tych różnic przez konkretne osoby i wyciągnięcie z tego odpowiednich wniosków, odnośnie ewentualnych korzyści z decyzji migracyjnych [72]. Dlatego też niezwykle ważne jest dobre poinformowanie o warunkach życia, możliwościach znalezienia choćby chwilowego oparcia w nowym miejscu pracy, uzyskania mieszkania itp.

W warunkach unormowanego życia społecznego, odmiennie niż w okresach intensywnej przemieszczeń ludności mających charakter wędrówek pionierskich, dokonanie migracji poprzedzone jest zazwyczaj pewnymi przygotowaniem: zebraniem odpowiednich informacji o szansach życiowych, często wyjazdem rekonesansowym, zapewnieniem sobie miejsca zamieszkania (choćby czasowego), zabezpieczeniem przynajmniej tymczasowego źródła utrzymania.

Oczywiście, w zakresie rozpowszechniania informacji, obecnie niezmiernie ważną rolę odgrywają środki masowego przekazu (prasa, radio, telewizja) czy też organizowane przez zakłady pracy "akcje werbunkowe". Jednakże w dalszym ciągu bardzo duża część informacji, które ważą wiele w indywidualnych decyzjach migracyjnych, dociera drogami nieformalnymi, poprzez osobiste kontakty z krewnymi, znajomymi, sąsiadami, którzy już wcześniej wyemigrowali. Bardzo często bywa tak, że uzyskana wcześniej ze środków masowego przekazu informacje weryfikują właśnie krewni i znajomi.

Posiadanie krewnych lub znajomych w miejscowości, do której ma zostać dokonana migracja, nie tylko umożliwia uzyskanie godnych zaufania informacji, ale stanowi również poważne ułatwienie w samej zmianie miejsca zamieszkania. Bardzo często pierwsze mieszkanie w początkowym okresie znajdują migranci u krewnych. Zgodnie z powszechnie obowiązującą normą "krewni, nawet dalecy winni sobie nawzajem pomagać" nowo przybyli do danej miejscowości mogą liczyć na pomoc nieraz szeroką krewnych i znajomych.

Dlatego też szczególnie ważną rolę w socjologicznej koncepcji modelowania odpływu ludności odgrywają krewni i znajomi.

P.Nelson [77] wprowadzając do swoich modeli tzw. "mnożnik krewnych i znajomych" uzasadnia to dwiema hipotezami:

1/ ludzie wolą żyć w pobliżu krewnych i przyjaciół,

2/ rozkład informacji ma doniosłe znaczenie w kształtowaniu migracji.

Ten sam autor bazując na wynikach badań ankietowych prowadzonych wśród pracowników fabryk zbrojeniowych Seattle w latach 1940-1942 dochodzi do wniosku, że więcej niż połowa informacji dotyczących rynku pracy pochodziła od krewnych i znajomych. Wyniki badań empirycznych utwierdzają go w prawidłowości przyjętych hipotez.

Włosi E.Capo i G.M.Fonti [7] analizując przyczyny i mechanizmy napływu ludności wiejskiej do Rzymu zwracają uwagę na szeroki zakres pomocy fizycznej, a także moralnej, jaką ta ludność otrzymała od krewnych lub "ziomków", którzy tam wcześniej wyemigrowali.

T.Hägerstrand [26] szacując emigrację ze szwedzkiej parafii Dädesjö do poszczególnych stref odległościowych w latach 1946-1950 przyjął założenie, że jest ona m.in. proporcjonalna do liczby istniejących prywatnych kontaktów pomiędzy ludnością każdej z tych stref, a potencjalnymi migrantami w Dädesjö. Uznał on, że liczba prywatnych kontaktów jest proporcjonalna do liczby emigrantów z Dädesjö do poszczególnych stref odległościowych w latach 1930-1945.

Również R.Morill [75] analizując rolę informacji w procesach podejmowania decyzji migracyjnych zwraca uwagę na istotne znaczenie jakie dla tych decyzji mają informacje od przyjaciół i krewnych, którzy już wcześniej przybyli na dany obszar.

W Polsce stosunkowo najszerszą analizę i dyskusję roli krewnych i znajomych w kreowaniu odpływu ludności z określonego obszaru (miasteczka) przeprowadził W.Mirowski [73].

W przeprowadzonej przez Mirowskiego ankiecie pytano respondentów, którymi były osoby pochodzące z małego miasteczka w woj. piotrkowskim - Szczerców, o to czy i z jakich form pomocy ze strony wciśniej osiedlonych w danej miejscowości "Szczercowian" skorzystali. Respondentów zapytano również o udzielenie następnie (po osiedleniu się) podobnej pomocy innym osobom ze swej rodzinnej miejscowości. Ogółem 77,4% respondentów uzyskało taką pomoc, a 73,0% udzieliło jej. Wyniki tego badania przedstawia tablica nr 3.

Tablica 3

Korzystanie i udzielanie pomocy przy dokonywaniu migracji przez osoby pochodzące ze Szczercowa

Formy pomocy	Skorzystali		Udzielali	
	Liczba	%	Liczba	%
Informacja i zachęta	72	26,7	54	20,0
Ułatwienie zamieszkania	53	19,6	49	18,1
Pomoc w znalezieniu szkoły i podjęciu nauki	22	8,1	37	13,7
Pomoc w uzyskaniu pracy	49	18,1	50	18,5
Inne formy (pieniężne itp)	13	4,8	7	2,6
Razem:	209	77,4	197	73,0

Źródło: W. Mirowski [73].

Z kolei A.Rodzewicz [104] analizując materiał empiryczny do realizowanego w ramach problemu węzłowego tematu badawczego "Czynniki różnicujące motywów decyzji migracyjnych" obliczyła, że spośród 2063 respondentów zmieniających w latach 1970-1983 miejsce zamieszkania, tylko 40% nie miało krewnych w miejscowościach napływu.

Zamieszczone tutaj wyniki badań ankietowych jednoznacznie potwierdzają intuicyjnie zresztą odczuwaną bardzo dużą rolę krewnych i znajomych w kreowaniu strumieni odpływu. Oparte na badaniach ankietowych modele socjologiczne jednak nie zawsze madają się do szerszych uogólnień. Na fakt poważnej luki przy przechodzeniu od mikro- do makromodelu jako jednego z największych mankamentów zwraca uwagę J.Wolpert [127] w swojej krytyce modeli migracyjnych opartych na koncepcji tzw. "efektu krewnych i przyjaciół".

2.1.4. Modele demograficzne

Modele demograficzne opierają się na założeniu zależności wielkości migracji (odpływu) od struktury ludności według wieku i płci [85]. Szerokie badania tych zależności w Polsce przeprowadzili J.Z.Holzer [31] oraz E.Vielrose [124], a mechanizm tego procesu w ujęciu przestrzennego modelu przejścia demograficznego przedstawił A.Jagielski [37].

Najbardziej rozpowszechnionym przedstawicielem demograficznych modeli migracji jest model A.Rogersa [105]. Służy on do badania zmian rozmieszczenia i struktury ludności

w ujęciu wieloregionalnym. Jako taki ma wkomponowany mechanizm przepływu ludności między regionami uwzględniający wpływ migracji na podstawowe elementy ruchu naturalnego ludności, takie jak płodność, umieralność, a także na zmiany stanu cywilnego itp.

Tak w Polsce, jak i na świecie, najczęściej zastosowań model Rogersa znalazł przy konstruowaniu wieloregionalnych tablic życia oraz wieloregionalnych modeli projekcyjnych.¹¹

Dokonywane przy zastosowaniu modelu Rogersa prognozy charakteryzują się na ogół dużą dokładnością. Jednocześnie model umożliwia symulacyjne wielowariantowe prognozowanie rozmieszczenia i struktury ludności. Prace nad zastosowaniami modelu Rogersa są kontynuowane.

Modele demograficzne są modelami opisowymi, co uniemożliwia wyjaśnianie przyczyn procesów migracyjnych. O ile nie podlega wątpliwości ich przydatność w prognozowaniu, to brak możliwości przyczynowego wyjaśniania zjawisk odpływu znacznie ogranicza ich przydatność w procesach sterowania zjawiskami migracji.

2.2. Modele interdyscyplinarne

Zaprezentowane w podrozdziale 2.1 modele problemowe ujmują zjawiska zmian miejsca zamieszkania w sposób jednostronny,

¹¹ Szeroki przegląd literatury z zakresu teorii i zastosowań modelu Rogersa w Polsce i na świecie oraz podstawowych problemów metodologicznych i praktycznych prezentuje M.Kupiszewski [60].

z punktu widzenia własnej dyscypliny naukowej. I chociaż modele takie nieraz bardzo dobrze wyjaśniają wpływ pojedynczego zjawiska na wielkość i kierunki odpływu ludności, to jednak nie są w stanie w sposób kompleksowy wyjaśnić i opisać mechanizmów migracji (odpływu ludności).

Dlatego też niezależnie od wysiłków pojedynczych dyscyplin naukowych, wielu badaczy już od dawna podejmowało próby stworzenia interdyscyplinarnej teorii migracji i opracowania interdyscyplinarnych modeli odpływu ludności.

Starano się przy tym uwzględnić różne grupy czynników dla wyjaśnienia przyczyn i mechanizmów odpływu ludności: przestrzenne, ekonomiczne, psychologiczne, socjologiczne, demograficzne, a także kulturowe i polityczne.

W miarę zdobywania coraz szerszej wiedzy o zjawiskach zmiany przez ludzi miejsc zamieszkania staje się jasne, że tylko interdyscyplinarne teoria migracji może stanowić podstawę dla zbudowania przewidywanych modeli odpływu ludności wszechstronnie wyjaśniających uwarunkowania migracji i jej skutki, a także zwiększających możliwość sterowania tymi procesami, zgodnie z interesem społecznym.

2.2.1. Modele grawitacji

U podstaw koncepcji modeli grawitacji leżą przesłanki tzw. fizyki społecznej - programu badawczego, który pojawił się w pierwszej połowie XIX w. Podstawowe idee fizyki społecznej zostały sformułowane przez astronoma-statystyka A. Queteleta (*La Physique Sociale*, Paris 1838) oraz ekonomistę

C.Careya [34].

C.Carey uważał ludność z prosty zbiór cząsteczek materialnych, których istnienie i ruch podlegają prawom analogicznym do praw fizyki.

Program badawczy fizyki społecznej najbardziej rozwinęły jednak prace J.Q.Stewart'a oraz grupy ekonomistów skupionych w tzw. szkole Regional Science [33].

Według J.Q.Stewart'a "...fizyka społeczna opisuje masowe stosunki między ludźmi w terminach fizyki i traktuje zbiorowości ludzkie jako złożone ze społecznych cząstek, nie zajmując się zachowaniem poszczególnych jednostek." [8].

Prawem fizyki, po które sięgnięto jako pierwsze było prawo powszechnego ciążenia Newtona, które głosi, że wzajemne przyciąganie dwóch ciał jest proporcjonalne do ich mas i odwrotnie proporcjonalne do kwadratu odległości między nimi. Właśnie odpowiednik tego prawa przystosowany do badań migracji przyjął nazwę modelu grawitacji.

W migracyjnym modelu grawitacji wielkość migracji jest wprost proporcjonalna do mas obszarów (regionów), między którymi zachodzą procesy migracyjne, a odwrotnie proporcjonalna do odległości między tymi obszarami.

Klasyczny model grawitacji przyjmuje więc postać:

$$M_{ij} = G \frac{L_i L_j}{d_{ij}^b} \quad //7/$$

gdzie:

M_{ij} - wielkość migracji (odpływu) z regionu i-tego
do j-tego

L_1, L_j - masy regionów i oraz j

d_{1j} - odległość między regionami i oraz j

G - stała grawitacji

Pierwsze zastosowanie powyższej formuły do badań demograficznych przypisuje się E.G.Ravensteinowi i sięgają one końca XIX w. [85]. Jako masy poszczególnych regionów Ravenstein przyjął występującą w nich liczbę mieszkańców.

Tym samym pierwsze modele grawitacji można uznać za połączenie modeli geograficznych (przestrzennych) oraz demograficznych.

W celu analizy odpływu z konkretnego regionu do wszystkich pozostałych regionów wystarczy podzielić obustronnie równanie /7/ przez masę tego regionu (L_j) i otrzymujemy wtedy model postaci:

$$y_1 = G \frac{L_1}{d_{1j}^b} \quad /8/$$

gdzie:

y_1 - wielkość odpływu do regionu i w przeliczeniu na jednostkę masy regionu j .

Modele grawitacji znalazły szereg zastosowań w badaniach empirycznych prowadzonych w wielu krajach dając zazwyczaj zadawalające wyniki [121].

Brak jest natomiast znaczących osiągnięć w zakresie empirycznych zastosowań modeli grawitacji w Polsce.

Jednocześnie prowadzone są prace nad rozwojem tej klasy modeli. Prace te idą w kierunku "uzmiennienia" stałego parametru G oraz "rozbudowy" pojęcia masy (L).

Przykładem podejścia mającego na celu "uzmiennienie" stałej grawitacji (G) jest koncepcja modelu grawitacji A.Alonso [1], gdzie G zależy od migracji pomiędzy pozostałymi regionami.¹²

Z kolei rozbudowując pojęcie masy wychodzono z założenia, że masa regionu, do którego następuje odpływ, nie może być opisana za pomocą jednej zmiennej (np. liczby ludności, jak miało to miejsce w pierwszych wersjach modeli grawitacji), ale ze względu na to, że region jest najczęściej skomplikowaną strukturą społeczno-ekonomiczną, powinna być opisana poprzez zespół zmiennych społeczno-ekonomicznych odzwierciedlających poszczególne elementy struktury regionu [109].

Pozwala to na połączenie w jeden model podejścia geograficznego, demograficznego i społeczno-gospodarczego.

W tej koncepcji mieszczą się również modele budowane na podstawie opracowanej przez Berry'ego [4] tzw. ogólnej teorii pola.

Zachowania przestrzenne w ujęciu teorii pola są zdeterminowane przez istniejące niezależnie od migranta struktury przestrzenne systemu społeczno-gospodarczego; przez rozmieszczenie zakładów pracy, miast, przedsiębiorstw, konsumentów.

¹² Koncepcję W.Alonso w literaturze polskiej omawia Z.Rykiel [107] oraz L.Mazurkiewicz [67].

Ruch w przestrzeni jest następstwem różnic w potencjale pól, który Berry wyznacza za pomocą miar taksonomicznych klasyfikujących (oddzielających) obszary w przestrzeni społeczno-gospodarczej. Migranci poruszają się w tej przestrzeni zgodnie z zasadami grawitacji¹³ [34].

Dokonując krytycznej oceny modeli opartych na teorii pola A.Jagielski [34] zaznacza, że modele te nie są w stanie wyjaśnić stopnia zaangażowania się w procesy migracyjne świadomości i woli człowieka, co zresztą jest niemożliwe ze względu na oparcie się na przesłankach fizyki społecznej (przyp. autora).

2.2.2. Modele "pośrednich możliwości"

Pojęcie "pośrednich możliwości" (intervening opportunities) pojawiło się po raz pierwszy w pracy amerykańskiego socjologa S.A.Stouffera w 1940 roku [116]. Nazwa "możliwości" oznacza miejsca ludzkiej aktywności życiowej lub zawodowej, które z racji związanych z nimi działalności (funkcji) pełnią rolę miejsc potencjalnych zakończeń podróży. Termin "pośrednie możliwości" odnosi się z kolei do zbioru miejsc powyższego rodzaju rozmieszczonych między obszarami, które powiązane są strumieniami migracyjnymi. Liczba tych miejsc stanowi miarę odległości między obszarami. Odległość

¹³ Próbę urzeczywistnienia tej koncepcji na przykładzie ruchów migracyjnych w woj. wrocławskim można znaleźć w pracy [12].

tę Mazurkiewicz [67] nazywa "odległością względną" lub "funkcjonalną", aby podkreślić, że nie jest ona cechą przestrzeni samej w sobie, istniejącej niezależnie od mas obszarów, jak ma to miejsce w modelach grawitacji. Względny charakter odległości wyrażonej w terminach "pośrednich możliwości" bierze się stąd, że mierzona ona jest w przestrzeni, która istnieje jako funkcja sposobu rozmieszczenia miejsc ludzkiej działalności tworzących masy obszarów.

Stouffer konstruując model pośrednich możliwości przyjął założenie, że "liczba osób przemieszczających (przenoszących) się na daną odległość jest wprost proporcjonalna do liczby możliwości w tej odległości, a odwrotnie proporcjonalna do liczby pośrednich możliwości" [116].

Model S.A.Stouffera można zapisać następująco:

$$M_{ij} = gK_i \frac{m_j}{\sum_{h=1}^{j-1} m_h} \quad /9/$$

$h=1,2,\dots,j$

gdzie:

M_{ij} - migracje z regionu i do regionu leżącego w odległości j

K_i - liczba osób w regionie i podejmujących podróże

m_j - liczba możliwości w obszarze strefowym (pierścieniu odległości) j.

W mianowniku wyrażenia /9/ występuje odległość funkcjonalna określona w terminach pośrednich możliwości.

Postać powyższej formuły uległa z biegiem czasu dużym zmianom i we współczesnej literaturze na określenie modelu pośrednich możliwości używa się równania [67]:

$$M_{ij} = K_i [\exp(-LD_{j-1}) - \exp(-LD_j)] \quad /10/$$

gdzie:

$$D_j = \sum_h m_h \quad h=1,2,\dots,j$$

L - parametr

W literaturze polskiej, idea pośrednich możliwości wprowadzona została przez T.Zipsera [138]. Jednakże w dotychczasowych badaniach migracji model pośrednich możliwości wykorzystywany był rzadko, a do nielicznych aplikacji tej koncepcji należy zaliczyć prace E.Bagińskiego [2], K.Głogowskiego [23], T.Zipsera [133] oraz J.Słodczyka [110].

Koncepcje modeli grawitacji i pośrednich możliwości w dalszym ciągu są rozwijane. Szeroki przegląd najnowszych prac w tym zakresie daje w swoim opracowaniu L.Mazurkiewicz [67].

2.2.3. Koncepcja integracji badań nad modelami odpływu

Stopień zaawansowania prac nad różnymi teoriami i modelami odpływu stwarza przesłanki do opracowania ogólnej teorii

migracji nie związanej z partykularnymi interpretacjami i rozwiązaniami poszczególnych nauk lub użytkowników lecz właśnie integrującej różne aspekty w jeden logiczny, spójny system [35].

Można stwierdzić, że prace nad taką teorią, a w konsekwencji i nad odzwierciedlającym ją ogólnym modelem odpływu grupują się wokół trzech dziedzin problemowych tworzących strukturalny kościec ogólnej teorii migracji. Są to:

1. Właściwości i struktura środowiska kształtującego decyzje migracyjne. Dziedzina ta obejmuje m. in. klasyczną problematykę czynników determinujących wielkość, natężenie i kierunki migracji, częstokroć wyrażanych w postaci modeli gravitacji czy też regresji, a w formie zintegrowanej przez koncepcję pola sił oddziałującego na migranta Berry'ego [4].
2. Struktura informacyjna migracji, przez którą rozumie się system przekazu i odbioru informacji o strukturze środowiska.

Problematyka ta obejmuje procesy zachodzące zarówno na zewnątrz odbiorcy jak również w jego psychice, w rezultacie których w świadomości ludzkiej powstaje wyobrażenie czegoś w rodzaju mapy odzwierciedlającej stopień znajomości poszczególnych miejsc w mieście, regionie, kraju lub na świecie. Szczególną uwagę zwraca się tutaj na kontakty osobiste oraz zjawisko "przetartej drogi" w procesie selekcji obszarów i kategorii migrantów oraz kierunków i miejsc docelowych migracji [26, 57, 73, 75, 77].

3. Struktura motywacyjna wyrażająca zarówno subiektywne przesłanki i powody decyzji migracyjnych, jak również kształtująca poglądy i cele jednostek, wartości etyczne, estetyczne, gospodarcze i inne.

Wśród zagadnień tej grupy wymienić można problematykę wyboru miejsc docelowych, których podstawę stanowi swoista subiektywna waloryzacja miejsc. Badanie waloryzacji opiera się na różnych koncepcjach i teoriach m. in. użyteczności krańcowej [127] i wiąże się z obszerną dziedziną badania aspiracji osobistych i preferencji migracyjnych.

2.3. Inne klasyfikacje modeli odpływu

Przedstawiona w podrozdziałach 2.1 oraz 2.2 klasyfikacja modeli odpływu ludności, czy szerzej migracji, oparta została na analizie istoty samych procesów migracyjnych i czynników je kształtujących.

Nie wyczerpuje to oczywiście wszystkich możliwych klasyfikacji modeli odpływu.

Model odpływu może się odnosić do stałej lub czasowej zmiany miejsca zamieszkania. Może się ograniczać do migracji wewnętrznych lub obejmować również odpływ poza granice kraju.

Modele odpływu można klasyfikować z punktu widzenia cech samych modeli. A mianowicie można tu wyróżnić modele deterministyczne i modele probabilistyczne; przy czym każdy z tych typów modeli można ująć statycznie bądź dynamicznie, zależnie od tego czy model dotyczy stanu, czy procesu wzrostu. Model deterministyczny wyraża ścisły związek jaki zachodzi między

analizowanym zjawiskiem, a wybranymi zmiennymi; w relacji tej mamy do czynienia z zachowaniem się jakiegoś agregatu, z jakąś przeciętną. Model probabilistyczny opisuje decyzje migracyjne w kategoriach prawdopodobieństwa i dotyczy zasadniczo zachowania się jednostki.

Każdy model, niezależnie od swojego charakteru (deterministyczny czy probabilistyczny) może mieć jako cel opis zjawiska, tj. charakterystykę jego podstawowych aspektów (w przypadku zmian miejsce zamieszkania: intensywność, kierunki, odległość) bądź też wyjaśnienie zjawiska, tj. wyodrębnienie tych zmiennych objaśniających, które wpływają na taką właśnie intensywność odpływu ludności, taki kierunek i taką odległość.

Na zakończenie przeglądu stosowanych modeli odpływu należy podkreślić niewielki zakres aplikacji tychże modeli w Polsce.

Poza nieliczne rozwiniętymi pracami nad zastosowaniem modeli demograficznych typu Rogersa wykorzystującymi głównie jego właściwości predyktywne, aplikacje pozostałych modeli mają mały zakres. Brak jest niemal w ogóle tego typu opracowań o charakterze regionalnym, dotyczącym np. jednego województwa. W pełni należy się więc zgodzić z M.Letuchem [62], że dotychczasowe badania nie doprowadziły jeszcze do skonstruowania zadowalającego, kwantytatywnego modelu migracji ludności Polski powiązanych z procesami społeczno-gospodarczymi. Dlatego też celowym, a nawet wręcz koniecznym, jest podejmowanie prac nad budową kompleksowego modelu odpływu ludności.

3. PROCES BUDOWY MODELU WYJAŚNIAJĄCEGO MECHANIZM ODPLYWU LUDNOŚCI

3.1. Założenia modelu

Model odpływu ludności na pobyt stały z określonego regionu powinien umożliwiać opis i analizę kształtowania się tego zjawiska.

Model ten powinien mieć charakter kompleksowy, a więc musi uwzględniać zdecydowaną większość istotnych czynników wpływających na decyzje migracyjne i dawać możliwość oceny wpływu tychże czynników na wielkość i kierunki odpływu z analizowanego regionu. Model powinien dawać możliwość wykorzystania danych masowych (a nie ankietowych).

Uwzględniając wyniki dokonanego w rozdziale drugim przeglądu dotychczas budowanych modeli odpływu powinien to być model interdyscyplinarny integrujący różne podejścia do problematyki ruchów migracyjnych ludności.

Podstawowym założeniem, jakie przyjęto przy konstruowaniu modelu odpływu ludności na pobyt stały poza granice analizowanego regionu, jest nadanie decydującego znaczenia w kształtowaniu wielkości oraz kierunków odpływu szeroko pojętym czynnikiem społeczno-gospodarczym. Nie chodzi przy tym tutaj o wąsko pojęty ekonomizm, jakim charakteryzują się modele ekonomiczne, sprowadzające przyczyny i mechanizmy zmian miejsca zamieszkania do problemów związanych z rynkiem pracy, ale o szeroko rozumiany rozwój społeczno-gospodarczy z elementami

zarówno rynku pracy, jak też warunków i poziomu życia ludności.

Mottem takiej koncepcji niech będą słowa E.G.Ravenstaina [63] "Złe lub uciążliwe prawa, wysokie podatki, nieatrakcyjny klimat, nieodpowiednie otoczenie społeczne, a nawet przymus, wszystko to było i jest nadal przyczyną przepływów migracyjnych. Lecz żaden z tych przepływów nie może się równać w swej masie z tym, który powstaje z pragnienia występującego u większości ludzi do poprawienia sobie bytu materialnego."

Taka koncepcja pokrywa się również ze spostrzeżeniami K.Dziewońskiego [18], który podsumowując prowadzone w Polsce w latach siedemdziesiątych badania nad migracjami pisze:

"...Dotychczasowe badania wykazują, że głównymi motywami migracji są:

- 1/ możliwość poprawienia położenia ekonomicznego oraz statusu społecznego (przede wszystkim zawodowego),
- 2/ dążenie do poprawy warunków życia (bezpośredniego środowiska mieszkaniowego i osiedlowego),
- 3/ dążenie do przebywania w lepszym, zdrowym środowisku naturalnym i atrakcyjniejszym środowisku społecznym (kulturalnym, również i naukowym)."

Oczywiście, proces migracji związany jest zawsze z pokonywaniem pewnej odległości. Nawet bardzo znaczna poprawa bytu materialnego warunkowana przemieszczeniem się na dużą odległość może nie wywołać decyzji o zmianie miejsca zamieszkania.

Dlatego konstruowany model odpływu musi mieć wkomponowany mechanizm "ujemnej funkcji odległości", charakterystyczny dla modeli geograficznych (przestrzennych). Odległość będzie niejako pomniejszała (wraz z jej wzrostem) korzyści związane z potencjalną poprawą szeroko rozumianych warunków życia. Dodatkowo "ujemna funkcja odległości" będzie odzwierciedlała naturalną niechęć (a nawet obawę) do przemieszczania się; to co autorzy pracy [43] nazywają "obcością" albo dystansem psychologicznym (patrz 2.1.1).

Przyjmując założenie o decydującej roli czynników o charakterze społeczno-gospodarczym należy jednak w pełni zaakceptować tezę stojącą u podstaw modeli socjologicznych, że: dla podjęcia decyzji migracyjnych nie mniej ważne od występowania obiektywnych różnic pomiędzy poziomem rozwoju społeczno-gospodarczego poszczególnych regionów jest uświadomienie sobie tych różnic przez konkretne osoby; wyciągnięcie przez nie odpowiednich wniosków i podjęcie decyzji o opuszczeniu dotychczasowego miejsca zamieszkania.

Bardzo istotny jest więc tutaj problem informacji i jej rozchodzenia się. Niewątpliwie duże znaczenie będą tutaj miały oficjalne środki masowego przekazu. Można przyjąć założenie, że informacje emitowane przez te źródła będą się "rozchodziły" według podobnego rozkładu jak odległość. A więc wkomponowany w model mechanizm ujemnej funkcji odległości będzie również odzwierciedlał częściowo rozchodzenie się informacji o możliwościach poprawy bytu materialnego.

Jednakże mechanizm ten w żadnym wypadku nie wyczerpuje wszystkich możliwości uzyskiwania informacji. Przedstawione

w punkcie 2.1.3 wyniki badań jednoznacznie wskazują na bardzo dużą rolę krewnych i znajomych w propagacji informacji i kreowaniu strumieni migracyjnych. Tym samym konieczne jest również wkomponowanie do modelu mechanizmu odzwierciedlającego rolę krewnych i znajomych w procesach migracyjnych. A rola ta wydaje się być przynajmniej podwójna [57]. Z jednej strony krewni i znajomi są źródłem różnorodnych informacji o potencjalnym miejscu przeznaczenia. Z drugiej zaś strony udzielają oni wszechstronnej i również bardzo różnorodnej pomocy związanej np. z ułatwieniem zamieszkania, znalezieniem szkoły i podjęciem nauki, znalezieniem pracy, pomocą finansową itp.

W przypadku znajomych dochodzi jeszcze element, który A.Olszańska-Krukowa [83] określa mianem "endogamii wioskowej", a który polega na tym, że młodzież osiadła na jednym obszarze często zawiera związki małżeńskie z osobami pochodzącymi z miejsca ich urodzenia.

W badaniach przeważnie nie można rozróżnić korzyści realnych oraz informacyjnej roli krewnych i znajomych, gdyż bardzo często te obie formy interakcji krewnych w procesy migracyjne "zazębiają się". Ci sami krewni i znajomi najpierw udzielają informacji, a następnie różnorodnej pomocy. Dlatego też w konstruowanym modelu będziemy rozpatrywali łącznie informacyjny i realny aspekt oddziaływania krewnych na procesy migracyjne mówiąc o "roli krewnych i znajomych".

Jedną z podstawowych trudności, jak to sygnalizowano omawiając modele socjologiczne (punkt 2.1.3) jest problem zdefiniowania i skwantyfikowania pojęcia "krewni i znajomi" przy przechodzeniu od badań ankietowych do badań masowych.

O ile w badaniach ankietowych zdajemy się na samego respondenta, który stosując własną definicję "swoich krewnych i znajomych", określa ich liczbę i ocenia ich wpływ na własne decyzje migracyjne, to w badaniach masowych musimy jednoznacznie zdefiniować, a następnie "policzyć" krewnych i znajomych mieszkańców analizowanego regionu mieszkających we wszystkich pozostałych regionach.

Jest rzeczą oczywistą, że nie jesteśmy w stanie określić dokładnej liczby krewnych i znajomych jaką posiadają mieszkańcy analizowanego regionu. Dlatego też musimy się posługiwać pewnym przybliżeniem, które będzie odzwierciedlało faktyczne liczby.

Chodzi tutaj o zmienną o charakterze symptomatycznym, o której możemy założyć, że ma rozkład podobny do rozkładu rzeczywistej nieznannej, a w badaniach masowych o wartościach wręcz niemożliwych do dokładnego ustalenia zmiennej.

Dla celów niniejszego modelu założono, że liczba krewnych i znajomych jest funkcją minionego odpływu z analizowanego obszaru osób urodzonych na tym obszarze. Oczywiście odpływ ten nie musiał odbywać się bezpośrednio do obcego miejsca zamieszkania, ale mógł być wieloetapowy.

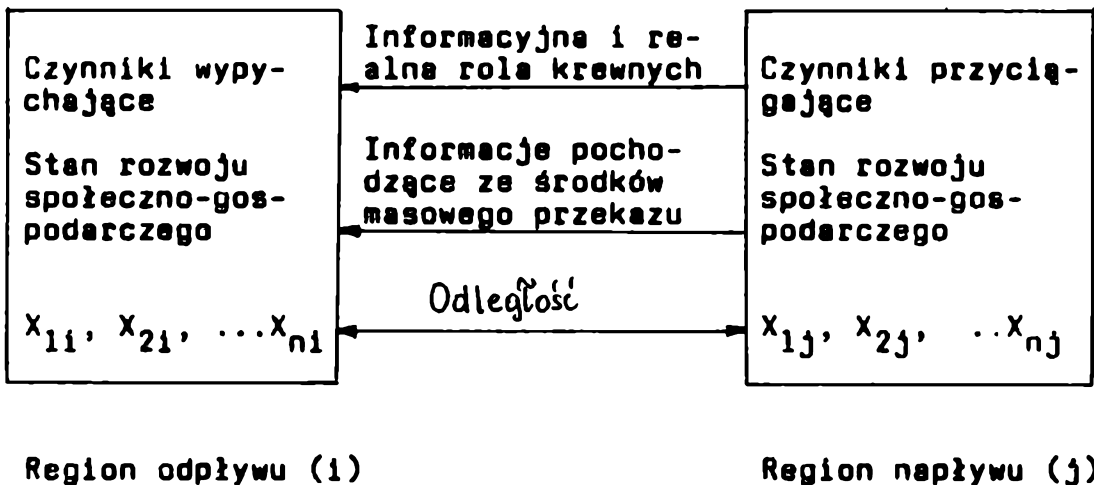
Ostatecznie za krewnych i znajomych mieszkańców analizowanego obszaru w konstruowanym modelu uznano wszystkie osoby urodzone na tym obszarze i w okresie analizy mieszkające poza nim.

Uznanie za krewnych i znajomych tylko osób urodzonych na analizowanym obszarze, a nie na przykład wszystkich osób, które kiedykolwiek przebywały na tym obszarze i również zawierały

szereg znajomości wynika z przeświadczenia, iż osoby urodzone na danym obszarze będą miały więcej okazji (np. wielokrotne odwiedziny) do przekazywania informacji osobom mieszkającym w ich rodzinnym regionie.¹⁴

Wprowadzenie do modelu odpływu wyżej zdefiniowanej kategorii krewnych i znajomych zapewnia również uwzględnienie w tym modelu subiektywnych aspektów podejmowania decyzji w procesach migracyjnych.

Strukturę modelu odpływu przedstawia rysunek 4.



Rys. 4. Struktura modelu odpływu

¹⁴ Przyjęta definicja pojęcia "krewni i znajomi" znacznie lepiej i dokładniej oddaje istotę zjawiska powiązań rodzinnych i kontaktów niż to robi definicja T.Hägerstranda [26] który uznał, że liczba kontaktów, jakie mają mieszkańcy parafii Dädesjö jest proporcjonalna do migracji z tej parafii w ciągu poprzednich 15 lat.

Ogólną postać modelu odpływu możemy zapisać:

$$y = f(D, K, X) \quad /11/$$

gdzie:

- y - wektor wskaźników odpływu na pobyt stały z analizowanego regionu do pozostałych
- D - wektor odległości analizowanego regionu od pozostałych
- K - wektor liczby krewnych i znajomych jakich posiadają mieszkańcy regionu odpływu w pozostałych regionach
- X - X_1, X_2, \dots, X_L - macierz obserwacji wybranych zmiennych opisujących poziom rozwoju społeczno-gospodarczego regionów do których odbywa się odpływ.

Przyjęty podział zmiennych objaśniających na trzy grupy jest zbliżony do podziału podstawowych czynników determinujących migracje zaproponowanego przez R. Morilla [75], który wyróżnia:

- 1/ odległość, jako miarę zmniejszającego się prawdopodobieństwa kontaktu,
- 2/ różnicowanie aktywności obszarów, w których znajdują się obecne i docelowe miejsca pobytu, przy czym najważniejsze znacznie nadaje problematyce ekonomicznej,

3/ informacje uświadamiające migrantom okazyje uzasadniające migracje, przy czym zwraca tutaj uwagę przede wszystkim na informacyjną rolę przyjaciół i krewnych.

Jednocześnie wyodrębnione zmienne objaśniające dają się nijako w sposób naturalny podzielić na duże zasadnicze grupy, które ze względu na swój charakter w mechanizmach odpływu spełniają różne funkcje. Pierwszą grupę tworzą wybrane zmienne społeczno-gospodarcze (X), które w mechanizmach odpływu odzwierciedlają czynniki motywacyjne wpływające bezpośrednio na podjęcie decyzji o zmianie miejsca zamieszkania. Są to więc zmienne o charakterze motywacyjnym. Drugą grupę tworzą odległość oraz liczba krewnych i znajomych (K), a więc zmienne, które same nie stanowią przyczyn podejmowania decyzji o migracji¹⁵ mają istotny wpływ na ich przebieg. Zmienne te mają więc charakter zmiennych operacyjnych.

Istotną sprawą dla dopasowania konstruowanych modeli do realnie występujących procesów jest ich odpowiednia dezagregacja. Dlatego też, oprócz modelu opisującego mechanizmy odpływu ludności ogółem poza analizowany region, konstruowano modele odpływu ludności na wieś i do miast, a także oddzielne modele odpływu mężczyzn i kobiet ogółem oraz do miast i na wieś.

Dla zapewnienia porównania zmian w czasie czynników oddziałujących na wielkość odpływu w każdym z wybranych

¹⁵ Lub stanowią bezpośrednią przyczynę podjęcia decyzji dla stosunkowo niewielkiej liczby migrujących, jak to ma miejsce w przypadku migracji polegających na przybyciu do miejsca zamieszkania współmałżonka.

9 kierunków, modele opracowano oddzielnie dla dwóch okresów, tj. dla lat 1978-1979 oraz 1986-1987.

Rozpatrzono również model opisujący wpływ długości przebywania krewnych i znajomych w obecnym ich regionie pobytu na odpływ ludności z analizowanego regionu.

3.2. Postać analityczna modelu

Wychodząc z założenia, że osoby zamierzające zmienić miejsce zamieszkania będą rozpatrywały informacje krewnych i znajomych o możliwościach poprawy warunków pracy i życia w nowym miejscu zamieszkania biorąc pod uwagę równocześnie (a nie alternatywnie) odległość na jaką przyjdzie się przenieść, a także możliwość uzyskania pomocy ze strony krewnych i znajomych zdecydowano się na multiplikatywny charakter powiązań zmiennych modelu /11/.

Spośród wielu funkcji o multiplikatywnym powiązaniu zmiennych przyjęto funkcję potęgową postaci:

$$y = a_0 d^{a_d} k^{a_k} x_1^{a_1} x_l^{a_l} \quad /12/$$

która po sprowadzeniu do postaci liniowej poprzez zlogarytowanie przedstawia się następująco:

$$\ln y = \ln a_0 + a_d \ln d + a_k \ln k + a_1 \ln x_1 + a_l \ln x_l \quad /13/$$

W przypadku analizy wpływu długości przebywania krewnych i znajomych w obecnym ich regionie pobytu na odpływ ludności z analizowanego regionu, model odpływu przyjmuje postać:

$$y = a_0 d^{a_d} k_t^{a_k} x_1^{a_1} x_t^{a_t} \quad /14/$$

gdzie:

k_t - liczba krewnych i znajomych zameldowanych na pobyt stały w poszczególnych regionach od co najmniej t lat ($t=1, \dots, z$)

Skonstruowany model, szczególnie ze względu na swoją postać potęgową, przypomina koncepcję modeli grawitacji. Rzeczywiście można w nim wyróżnić funkcję odległości (a_d) oraz "masę", która jest reprezentowana nie przez jedną zmienną, jak to ma miejsce w klasycznych koncepcjach modeli grawitacji, ale przez zestaw wybranych zmiennych opisujących rozwój społeczno-gospodarczy regionów, do których następuje odpływ. Jest to więc połączenie koncepcji modeli grawitacji z modelami ekonomicznymi. Dodatkowo formuła ta rozszerzona została o element socjologiczno-psychologiczny, jakim jest wkomponowanie mechanizmu oddziaływania na procesy migracyjne krewnych i znajomych.

Tak skonstruowany model odpływu ludności czyni więc zażość założeniu o potrzebie kompleksowego rozpatrywania czynników oddziaływujących na procesy migracyjne, integrując jednocześnie różne podejścia do analizowanego zjawiska.

Przyjęcie potęgowej funkcji odpływu umożliwiła wszechstronną analizę wpływu poszczególnych czynników na wielkość i kierunki (oraz ich zmiany) odpływu.

Tak więc poszczególne wykładniki charakteryzują elastyczności odpływu względem odległości (a_d), liczby krewnych (a_k) oraz wybranych zmiennych o charakterze społeczno-ekonomicznym (a_1).

W dotychczasowych badaniach szczególnie dużo uwagi poświęcono kształtowaniu się elastyczności odpływu względem odległości (a_d). Wielkość parametru a_d 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 parametr a_d wskazuje o ile procent średnio zmniejszy się odpływ gdy odległość zwiększy się o 1%, przy założeniu, że wartości pozostałych zmiennych nie ulegną zmianie. W badaniach angielskich parametr a_d jest określany jako wskaźnik "tarcia przestrzennego" [64]. Bardzo sugestywną nazwę wprowadzają autorzy pracy [43], którzy elastyczność odpływu względem odległości określają mianem współczynnika wrażliwości na odległość.

Elastyczność odpływu względem liczby krewnych i znajomych (a_k) informuje o ile procent średnio wzrośnie odpływ do i-tego regionu, jeżeli liczba krewnych i znajomych w tym regionie wzrośnie o 1%.

Elastyczność odpływu względem wybranych zmiennych społeczno-ekonomicznych (a_1) informuje z kolei o ile procent

średnio zmieni się¹⁶ odpływ do i-tego regionu jeżeli wartość określonej zmiennej społeczno-ekonomicznej w tym regionie wzrośnie o 1%.

Dalzych istotnych informacji o procesach odpływu, a także o relacjach zachodzących pomiędzy czynnikami determinującymi migracje dostarcza analiza wartości współczynników elastyczności substytucji poszczególnych zmiennych względem siebie.

Do analizy zjawiska substytucji przyjęto definicję elastyczności substytucji podaną przez E.O.Heady'ego [27].

Elastyczność substytucji wyrażona jest za pomocą następującego równania:

$$\sigma_{M,Z} = \frac{\sigma_M}{\sigma_Z} \quad /15/$$

gdzie:

$\sigma_{M,Z}$ - elastyczność substytucji zmiennej Z przez zmienną M

σ_M, σ_Z - elastyczności zmiennych M, Z względem zmiennej objaśnianej.

W przypadku funkcji potęgowej elastyczność substytucji wyraża się wzorem [89]:

$$\sigma_{i,j} = - \frac{a_i}{a_j} \quad /16/$$

¹⁶ Wzrośnie w przypadku stymulanty, zmniejszy się w przypadku destymulanty.

przy czym ujemny znak wskazuje na kierunek substytucji.

W prowadzonych rozważaniach nad mechanizmami odpływu ludności wykorzystywano następujące elastyczności substytucji:

1. Elastyczność substytucji odległości przez liczbę krewnych i znajomych:

$$e_{d,k} = - \frac{a_d}{a_k} \quad /17/$$

Wartość $e_{d,k}$ informuje o ile procent powinna wzrosnąć liczba krewnych i znajomych, aby przy wzroście odległości o 1% odpływ utrzymał się na niezmiennym poziomie. Parametr $e_{d,k}$ przyjmuje wartości dodatnie, a im wyższa jest jego wartość, tym większą rolę odgrywają krewni i znajomi przy rekompensowaniu wzrostu odległości.

2. Elastyczność substytucji zmiennych społeczno-ekonomicznych przez liczbę krewnych i znajomych:

$$e_{i,k} = - \frac{a_i}{a_k} \quad /18/$$

Wartość $e_{i,k}$ informuje o ile procent powinna wzrosnąć liczba krewnych i znajomych, aby przy spadku o 1% (wzroście w przypadku zmiennej z ujemną wartością parametru a_i) zmiennej społeczno-ekonomicznej odpływ utrzymał się na niezmiennym poziomie. Innymi słowy, parametr $e_{i,k}$ informuje o roli krewnych w rekompensowaniu pogarszających się warunków życia i pracy. Im wyższa bezwzględna wartość tego

parametru, tym większa jest tu rola krewnych i znajomych.

3. Elastyczność substytucji odległości przez zmienne społeczno-ekonomiczne:

$$e_{d,1} = - \frac{a_d}{a_1} \quad /19/$$

Wartość $e_{d,1}$ informuje o ile procent powinna wzrosnąć (zmniejszyć się w przypadku zmiennej z ujemną wartością parametru a_1) wartość zmiennej społeczno-ekonomicznej, aby przy wzroście odległości o 1% odpływ utrzymał się na niezmiennym poziomie. Im wyższa bezwzględna wartość parametru $e_{d,1}$, tym większa musi nastąpić poprawa wskaźników rozwoju społeczno-gospodarczego, aby przy wzroście odległości potencjalni migranci podejmowali decyzje o zmianie miejsca zamieszkania.

3.3. Specyfikacja zmiennych modelu

Oszacowanie poszczególnych parametrów modeli odpływu przeprowadzone zostanie za pomocą metod modelowania ekonometrycznego. Dlatego też należy dokładnie określić i zdefiniować zestawy zmiennych objaśnianych i objaśniających.

3.3.1. Zmienne objaśniane

Jako, że analiza mechanizmów odpływu ludności prowadzona będzie na przykładzie woj. zamojskiego zmiennymi

objaśnianymi będą wskaźniki odpływu na pobyt stały z tego województwa do pozostałych.

W dwóch przedziałach czasu, tj. w latach 1978-1979 oraz 1986-1987 analizowane będzie kształtowanie się następujących zmiennych objaśnianych:

1/ y_1 - wskaźnik odpływu na pobyt stały mieszkańców woj. zamojskiego do pozostałych województw ogółem

$$y_{1i} = \frac{Y_{1i}^{t_1} + Y_{1i}^{t_2}}{L^{t_1}} \quad i=1, \dots, 48 \quad /20/$$

- $t_1 = 1978$, $t_2 = 1979$ dla pierwszego analizowanego okresu,

- $t_1 = 1986$, $t_2 = 1987$ dla drugiego analizowanego okresu

gdzie:

y_{1i} - wskaźnik odpływu na pobyt stały mieszkańców woj. zamojskiego do i-tego województwa

$Y_{1i}^{t_1}(Y_{1i}^{t_2})$ - liczba odpływających na pobyt stały mieszkańców woj. zamojskiego do i-tego województwa w ciągu roku $t_1(t_2)$

L^{t_1} - ogólna liczba mieszkańców woj. zamojskiego w końcu roku t_1

2/ y_2 - wskaźnik odpływu na pobyt stały mieszkańców województwa zamojskiego do miast innych województw

$$y_{2i} = \frac{Y_{2i}^{t_1} + Y_{2i}^{t_2}}{L^{t_1}} \quad /21/$$

gdzie:

y_{1i} - wskaźnik odpływu na pobyt stały mieszkańców woj. zamojskiego do miast i-tego województwa

$Y_{2i}^{t_1}(Y_{2i}^{t_2})$ - liczba odpływających na pobyt stały mieszkańców woj. zamojskiego do miast i-tego województwa w ciągu roku $t_1(t_2)$

3/ y_3 - wskaźnik odpływu na pobyt stały mieszkańców woj. zamojskiego na wieś innych województw

$$y_{3i} = \frac{Y_{3i}^{t_1} + Y_{3i}^{t_2}}{L^{t_1}} \quad /22/$$

gdzie:

y_{3i} - wskaźnik odpływu na pobyt stały mieszkańców woj. zamojskiego na wieś i-tego województwa

$Y_{3i}^{t_1}(Y_{3i}^{t_2})$ - liczba odpływających na pobyt stały mieszkańców woj. zamojskiego na wieś i-tego województwa w ciągu roku $t_1(t_2)$

4/ y_4 - wskaźnik odpływu na pobyt stały mężczyzn z woj. zamojskiego do innych województw

$$y_{41} = \frac{Y_{41}^{t_1} + Y_{41}^{t_2}}{LM^{t_1}} \quad /23/$$

gdzie:

y_{41} - wskaźnik odpływu na pobyt stały mężczyzn z woj. zamojskiego do i-tego województwa

$Y_{41}^{t_1}(Y_{41}^{t_2})$ - liczba odpływających na pobyt stały mężczyzn z woj. zamojskiego do i-tego województwa w ciągu roku $t_1(t_2)$

LM^{t_1} - liczba mieszkających w woj. zamojskim mężczyzn w końcu roku t_1

5/ y_5 - wskaźnik odpływu na pobyt stały mężczyzn z woj. zamojskiego do miast innych województw

$$y_{51} = \frac{Y_{51}^{t_1} + Y_{51}^{t_2}}{LM^{t_1}} \quad /24/$$

gdzie:

y_{51} - wskaźnik odpływu na pobyt stały mężczyzn z woj. zamojskiego do miast i-tego województwa

$Y_{51}^{t_1}(Y_{51}^{t_2})$ - liczba odpływających na pobyt stały mężczyzn z woj. zamojskiego do miast i-tego województwa w ciągu roku $t_1(t_2)$

6/ y_6 - wskaźnik odpływu na pobyt stały mężczyzn z woj. zamojskiego na wieś innych województw

$$y_{61} = \frac{Y_{61}^{t_1} + Y_{61}^{t_2}}{LM^{t_1}} \quad /25/$$

gdzie:

y_{61} - wskaźnik odpływu na pobyt stały mężczyzn z woj. zamojskiego na wieś i-tego województwa

$Y_{61}^{t_1}(Y_{61}^{t_2})$ - liczba odpływających na pobyt stały mężczyzn z woj. zamojskiego na wieś i-tego województwa w ciągu roku $t_1(t_2)$

7/ y_7 - wskaźnik odpływu na pobyt stały kobiet z woj. zamojskiego do innych województw

$$y_{71} = \frac{Y_{71}^{t_1} + Y_{71}^{t_2}}{LK^{t_1}} \quad /26/$$

gdzie:

y_8 - wskaźnik odpływu na pobyt stały kobiet z woj. zamojskiego do i-tego województwa

$Y_{71}^{t_1}(Y_{71}^{t_2})$ - liczba odpływających na pobyt stały kobiet z woj. zamojskiego do i-tego województwa w ciągu roku $t_1(t_2)$

LK^{t_2} - liczba mieszkających w woj. zamojskim kobiet w końcu roku t_1

8/ y_8 - wskaźnik odpływu na pobyt stały kobiet z woj. zamojskiego do miast innych województw

$$y_{8i} = \frac{Y_{8i}^{t_1} + Y_{8i}^{t_2}}{LK^{t_1}} \quad /27/$$

gdzie:

y_{8i} - wskaźnik odpływu na pobyt stały kobiet z woj. zamojskiego do miast i-tego województwa

$Y_{8i}^{t_1}(Y_{8i}^{t_2})$ - liczba odpływających na pobyt stały kobiet z woj. zamojskiego do miast i-tego województwa w ciągu roku $t_1(t_2)$

9/ y_9 - wskaźnik odpływu na pobyt stały kobiet z woj. zamojskiego na wieś innych województw

$$y_{9i} = \frac{Y_{9i}^{t_1} + Y_{9i}^{t_2}}{LK^{t_1}} \quad /28/$$

gdzie:

y_{9i} - wskaźnik odpływu na pobyt stały kobiet z woj. zamojskiego na wieś i-tego województwa

$Y_{9i}^{t_1}(Y_{9i}^{t_2})$ - liczba odpływających na pobyt stały kobiet z woj. zamojskiego na wieś i-tego województwa w ciągu roku $t_1(t_2)$

Przyjęcie do analizy wielkości odpływu w ciągu dwu kolejnych lat (1978-1979 oraz 1986-1987) podyktowane było chęcią wyeliminowania wartości przypadkowych, a także wynikało z przyjętej postaci funkcji odpływu (potęgowa), jako że w przypadku kilku województw odpływ w ciągu roku na ich obszary wiejskie był równy zero.

3.3.2. Zmienne objaśniające

Odległość

W przeprowadzonych obliczeniach za odległość pomiędzy woj. zamojskim a pozostałymi województwami przyjęto odległość komunikacyjną (wyrażaną w kilometrach) pomiędzy miastem Zamościem, a pozostałymi miastami wojewódzkimi.

Zmienna ta ma odzwierciedlać rzeczywistą odległość, jaką mają do pokonania migrujący z woj. zamojskiego do konkretnych miejscowości i jako taka czyni to tylko w sposób przybliżony.

W literaturze istnieje wiele innych propozycji miar odległości. Najbardziej precyzyjną w tego typu badaniu byłaby odległość pomiędzy punktami ciężkości ludności każdego województwa, a punktem ciężkości ludności woj. zamojskiego.¹⁷

¹⁷ Opis metody liczenia odległości w taki sposób podaje E.Lövgren [64].

Jednak ze względu na dużą uciążliwość obliczeń, a przede wszystkim ze względu na brak możliwości skompletowania pełnego zestawu dokładnych danych liczbowych zrezygnowano z precyzyjniejszego określania odległości.¹⁸

Krewni i znajomi

Zgodnie z przyjętymi wcześniej założeniami (punkt 3.1) za krewnych i znajomych mieszkańców woj. zamojskiego uznano osoby urodzone na obszarze obecnego woj. zamojskiego i zameldowane na pobyt stały w końcu 1978 roku (dla pierwszego z analizowanych okresów) oraz w końcu 1986 roku (dla drugiego z analizowanych okresów) w pozostałych województwach.

W celu ustalenia wpływu długości przebywania krewnych i znajomych w województwie obecnego stałego zameldowania na wielkość odpływu mieszkańców woj. zamojskiego, obliczono również liczby krewnych i znajomych w końcu 1986 roku w każdym województwie zameldowanych tam na pobyt stały co najmniej rok, dwa lata, trzy lata, ..., osiem lat.

Zmienne opisujące rozwój społeczno-gospodarczy poszczególnych województw

Rozwój społeczno-gospodarczy jest kategorią bardzo złożoną i dlatego też większość osób prowadzących badania w tym

¹⁸ Wydaje się, że przyjęta definicja odległości może powodować przeszacowywanie rzeczywistej odległości w przypadku odpływu do sąsiednich województw.

zakresie, zwłaszcza z wykorzystywaniem modelowania ekonometrycznego zaleca na etapie wstępnej identyfikacji tego zjawiska, jego opis za pomocą możliwie największej liczby zmiennych i wskaźników. Należy się tutaj kierować spostrzeżeniem [3], że przy ustalaniu zbioru potencjalnych zmiennych objaśniających mniej niebezpieczne jest wprowadzenie zmiennych, które w wyniku dalszej procedury badawczej okażą się nieistotne i zostaną wyeliminowane, niż opuszczenie ważnych czynników.

Oczywiście maksymalizacja zbioru potencjalnych zmiennych objaśniających powoduje, że na etapie ich wstępnej analizy będziemy zmuszeni rozpatrywać również zmienne o zbliżonej interpretacji ekonomicznej i wysokim poziomie skorelowania [47].

Do modelu odpływu należy natomiast wybrać jedynie zmienne mające w każdym z analizowanych okresów największy wpływ na wielkość i kierunki odpływu.

Dlatego też w dalszych etapach badania zaproponowana musi zostać odpowiednia procedura wyboru spośród wielu zmiennych opisujących rozwój społeczno-gospodarczy tych, które będą to robiły najlepiej z punktu widzenia przyjętych kryteriów i tym samym przyjmą funkcję zmiennych o charakterze motywacyjnym.

Przyjęty do badania zbiór potencjalnych zmiennych objaśniających składa się z 64 zmiennych podzielonych na 13 grup o zbliżonej interpretacji ekonomicznej, opisujących w obu analizowanych okresach rozwój społeczno-gospodarczy 48 województw, do których migrowali mieszkańcy woj. zamojskiego. Pełną listę zmiennych oraz ich opis zamieszczono w punkcie 5.2.

3.4. Zastosowane procedury ekonometryczne

Do estymacji parametrów modeli odpływu na pobyt stały ludności z woj. zamojskiego przyjęto jego postać zlogarytmowaną:

$$\ln y_s = \ln a_0 + a_d \ln d + a_k \ln k + a_1 \ln x_1 + \dots + a_l \ln x_l \quad /29/$$

gdzie:

s - indeks wskazujący wyspecyfikowany kierunek odpływu (patrz 3.3.1); s=1, ..., 9

l - liczba wybranych do konkretnego modelu zmiennych społeczno-gospodarczych.

Potrzebne do obliczeń wartości zmiennych zgrupowano w następujących blokach:

$$\ln y = \begin{bmatrix} \ln y_{11} & \ln y_{1s} & \ln y_{19} \\ \vdots & & \vdots \\ \ln y_{i1} & \ln y_{is} & \ln y_{i9} \\ \vdots & & \vdots \\ \ln y_{n1} & \ln y_{ns} & \ln y_{n9} \end{bmatrix} \quad /30/$$

$$i=1 \dots 48, s=1 \dots 9$$

gdzie:

$\ln y_{is}$ - zlogarytmowana wartość wskaźnika odpływu z woj. zamojskiego do i-tego województwa według wyspecyfikowanego s-tego kierunku.

$$\ln d = \begin{bmatrix} \ln d_1 \\ \ln d_1 \\ \ln d_n \end{bmatrix} \quad /31/$$

gdzie:

$\ln d_i$ - zlogarytmowana wartość odległości komunikacyjnej pomiędzy miastem Zamościem, a i-tym miastem wojewódzkim.

$$\ln k = \begin{bmatrix} \ln k_1 \\ \ln k_i \\ \ln k_n \end{bmatrix} \quad /32/$$

gdzie:

$\ln k_i$ - zlogarytmowana wartość oszacowanej liczby krewnych i znajomych mieszkańców woj. zamojskiego w i-tym województwie.

$$\ln x = \begin{bmatrix} \ln x_{11} & \ln x_{1j} & \ln x_{1m} \\ \ln x_{i1} & \ln x_{ij} & \ln x_{im} \\ \ln x_{n1} & \ln x_{nj} & \ln x_{nm} \end{bmatrix} \quad /33/$$

gdzie:

$\ln x_{ij}$ - zlogarytmowana wartość j-tej potencjalnej zmiennej społeczno-ekonomicznej w i-tym województwie, do którego przenoszą się na pobyt stały mieszkańcy woj. zamojskiego.

Powyższe dane obliczono oddzielnie dla obu analizowanych okresów.

3.4.1. Metoda doboru zmiennych

W obu analizowanych okresach do każdego modelu odpływu należało wybrać odpowiednie zmienne społeczno-ekonomiczne spełniające rolę czynników motywacyjnych.

Ze względu na zaproponowaną postać analityczną modelu, w którym muszą się znaleźć elementy odzwierciedlające wpływ przestrzeni (odległość) oraz krewnych i znajomych na wielkość i kierunki odpływu przyjęto metodę wyboru zmiennych polegającą na dobieraniu do obu zmiennych o charakterze operacyjnym

(d, k) odpowiednich zmiennych opisujących rozwój społeczno-gospodarczy.

Wyboru zmiennych objaśniających dokonano wykorzystując idee selektywnej metody doboru zmiennych zaproponowanej przez E.Nowaka [78]. Selektowny dobór zmiennych przebiega w dwu etapach. W pierwszym etapie dokonuje się wyboru reprezentantek grup zmiennych będących nośnikami podobnych pod względem merytorycznym informacji o zmiennej objaśnianej. W naszym przypadku dotyczyło to 13-tu grup zmiennych społeczno-ekonomicznych, przy czym w każdej grupie znajdowały się również obie zmienne o charakterze operacyjnym (d, k). W drugim etapie spośród zbioru zmiennych reprezentantek, również rozszerzonego o obie zmienne o charakterze operacyjnym, wybiera się optymalne zestawy zmiennych objaśniających.

Zarówno do wyboru zmiennych reprezentantek, jak też optymalnych zbiorów zmiennych objaśniających, zastosowano metodę pojemności integralnych informacji Z.Hellwiga [28]. Metoda Z.Hellwiga jest jedną z bardziej znanych i często wykorzystywanych procedur doboru zmiennych w badaniach empirycznych [79]. Wysoką pozycję procedury pojemności informacji wśród innych metod doboru zmiennych potwierdziły badania przeprowadzone przez krakowskich ekonometryków i przedstawione w pracy [25].

W związku z tym, że własnościom tej metody poświęcone są liczne prace, z których na szczególną uwagę zasługują opracowania Z.Czerwińskiego [13], M.Kolupy i W.Marcińkowskiej [47], W.Ostasiewicza [86, 87], A.Ćmilla [14], A.Zeliasia [130] oraz E.Nowaka [79] nie będziemy przedstawiali procedury obliczeniowej.

Należy natomiast podkreślić, że doboru zmiennych dokonuje się do funkcji liniowej względem logarytmów, tak więc wartości występujących w metodzie Z.Hellwiga współczynników korelacji obliczono dla logarytmów rzeczywistych zmiennych. Poszukiwano więc zmiennych wyjaśniających w możliwie najwyższym stopniu nie zmienność wskaźników odpływu (y_g) lecz zmienność ich logarytmów ($\ln y_g$).

Jednocześnie zarówno na etapie wyboru reprezentantek, jak też optymalnych zbiorów, brano pod uwagę te kombinacje zmiennych, które posiadając możliwie największe wartości wskaźników integralnej pojemności informacji zawierały obie zmienne o charakterze operacyjnym.¹⁹

3.4.2. Szacowanie parametrów modelu

Estymacji parametrów modeli odpływu (w postaci zlogarytmowanej) dokonano za pomocą klasycznej metody najmniejszych kwadratów. Jest to najbardziej popularna metoda estymacji, opisana niemal w każdym podręczniku z zakresu ekonometrii [3, 17, 24, 90, 91, 122], dlatego też nie będziemy podawali jej założeń i formuł matematycznych.

Do celów interpretacyjnych przyjmowano tylko takie modele odpływu, które posiadając wszystkie parametry istotne,

¹⁹ W niektórych przypadkach maksymalną wartość wskaźnika integralnej pojemności informacji posiadały kombinacje dwuelementowe (d, k) i te właśnie brano pod uwagę w dalszych rozważaniach.

charakteryzują się koincydencją, nie posiadają zmiennych mocnych katalizatorów oraz nie wykazują autokorelacji przestrzennej składnika losowego. Są to podstawowe własności parametrów "dobrego" modelu.

Zasada koincydencji oznacza, że znak wartości oceny parametru przy danej zmiennej objaśniającej powinien być zgodny ze znakiem współczynnika korelacji tej zmiennej ze zmienną objaśnianą [29]. Gdy znaki te są różne, wartości ocen parametrów nie mają większego znaczenia poznawczego, ponieważ dostarczone przez nie informacje o kierunku oddziaływania zmiennych objaśniających na zmienną objaśnianą są sprzeczne z rzeczywistymi powiązaniem występującymi między tymi zmiennymi [79]. Warunki jakie musi spełniać model liniowy aby posiadał własności koincydencji podaje M.Kolupa [45]. Własności modelu koincydentnego podano w pracy [79].

Efekt katalizy w liniowym modelu ekonometrycznym polega na tym, że współczynnik determinacji może osiągać duże wartości na skutek nie tylko silnego wzajemnego skorelowania zmiennych objaśniających ze zmienną objaśnianą, lecz także silnego wzajemnego skorelowania zmiennych objaśniających [30]. W przypadku dużego natężenia efektu katalizy wartość poznawcza współczynnika determinacji, a zarazem całego modelu, jest bardzo ograniczona. Niekiedy efekt katalizy powoduje całkowite sfałszowanie realnych procesów gospodarczych.²⁰

Badanie zjawiska katalizy jest szczególnie wskazane, gdy rozpatrujemy zmienne opisujące rozwój społeczno-gospodarczy

²⁰ Przykłady takich zniekształceń można znaleźć w pracy M.Kowerskiego [52].

gdyż z natury swojej (podobnie jak poszczególne elementy procesów gospodarczych, które te zmienne opisują) są one dość często silnie ze sobą skorelowane. Efekt katalizy powodują tzw. zmienne katalizatory. Odkrywca efektu katalizy Z.Hellwig podał następujące warunki, aby zmienna x_i była katalizatorem [30]:

jeżeli $0 < r_i \leq r_{ij}$, to:

$$r_{ij} < 0 \quad /34/$$

$$r_{ij} > \frac{r_i}{r_j} \quad /35/$$

Autorzy pracy [6] wprowadzają pojęcia tzw. słabego i mocnego katalizatora, przy czym słaby katalizator spełnia warunek /34/, zaś mocny warunek /35/. Wprowadzenie podziału katalizatorów na słabe i mocne jest korzystne z punktu widzenia analizy koincydencji, a więc możliwości prawidłowej interpretacji parametrów modelu. Otóż, jeżeli w modelu występuje mocny katalizator, to model nie może być koincydentny, natomiast występowanie słabego katalizatora nie powoduje braku koincydencji [6].

W prezentowanym badaniu bezwzględnie zrezygnowano z interpretowania modeli posiadających zmienne o właściwościach mocnych katalizatorów, przyjmowano natomiast modele ze słabym katalizatorem w postaci zmiennej d (odległość), co wynikało z istoty zaproponowanego modelu odpływu.

Tym niemniej należy sobie zdawać sprawę, że modele ze słabym katalizatorem również powodują "sztuczne" zawyżenie współczynnika determinacji. Do pomiaru natężenia efektu katalizy zastosowano zaproponowany przez Z.Hellwiga [30] wskaźnik będący różnicą pomiędzy wartościami współczynnika determinacji (R^2), a wskaźnika integralnej pojemności informacji (H).

Oceny zgodności modelu z zaobserwowanymi wartościami zmiennej objaśnianej dokonywano za pomocą współczynnika determinacji (R^2).

3.4.3. Wykrywanie autokorelacji przestrzennej składnika losowego

Absorbujące wielu badaczy zjawisko autokorelacji przestrzennej²¹ w polskiej literaturze ekonometrycznej jak dotychczas nie znajduje należytego miejsca. Być może większą ilością aplikacji zaowocuje upowszechnienie wyników badań prowadzonych pod kierunkiem A.Zeliasia [131].

Nieco więcej uwagi zjawisku autokorelacji przestrzennej składnika losowego poświęcają geografowie [5, 101].

Eliminowanie natomiast zmiennych objaśniających, będących mocnymi katalizatorami, chociaż bardzo wskazane z formalnego punktu widzenia, może zubożyć pod względem merytorycznym zbiór informacji służących do wyjaśnienia badanych relacji,

²¹ Wymienić tutaj należy fundamentalne w tym względzie prace A.D.Cliffa i J.K.Orde [9], [10], J.K.Orde [95], a także nowsze opracowanie J.H.P.Paelinck'a oraz L.H.K.Klaessena [88].

co też może powodować niebezpieczeństwo autokorelacji przestrzennej składnika losowego.

Dlatego też szerzej przedstawimy problemy z tym zjawiskiem związane.

W przypadku szeregów czasowych zależność obserwacji w czasie, czyli autokorelacja, posiada dosyć oczywiste znaczenie, a mianowicie, występowanie pewnego zjawiska w czasie t powoduje zwiększenie lub zmniejszenie prawdopodobieństwa występowania tego zjawiska w chwilach przyszłych $t+1$, $t+2$, ..., czyli:

$$P_t(y) = f[P_{t-1}(y), P_{t-2}(y), \dots, P_{t-u}(y)] \quad /36/$$

$$t=1, 2, \dots, T-u$$

Autokorelację w ujęciu przestrzennym można określić w następujący sposób: jeżeli występowanie pewnego zjawiska w jednostce przestrzennej powoduje zwiększenie lub zmniejszenie prawdopodobieństwa występowania tego zjawiska w sąsiednich jednostkach, to zjawisko to pokazuje autokorelację przestrzenną, czyli:

$$P_i(y) = f[\sum_{j=1}^n r_{ij} P_j(y)] \quad /37/$$

$$i=1, \dots, n$$

$$j=1, \dots, n$$

gdzie waga r_{ij} przybiera wartości wynikające ze stosunków (najczęściej sąsiedztwa) jednostki i do jednostki j [5].

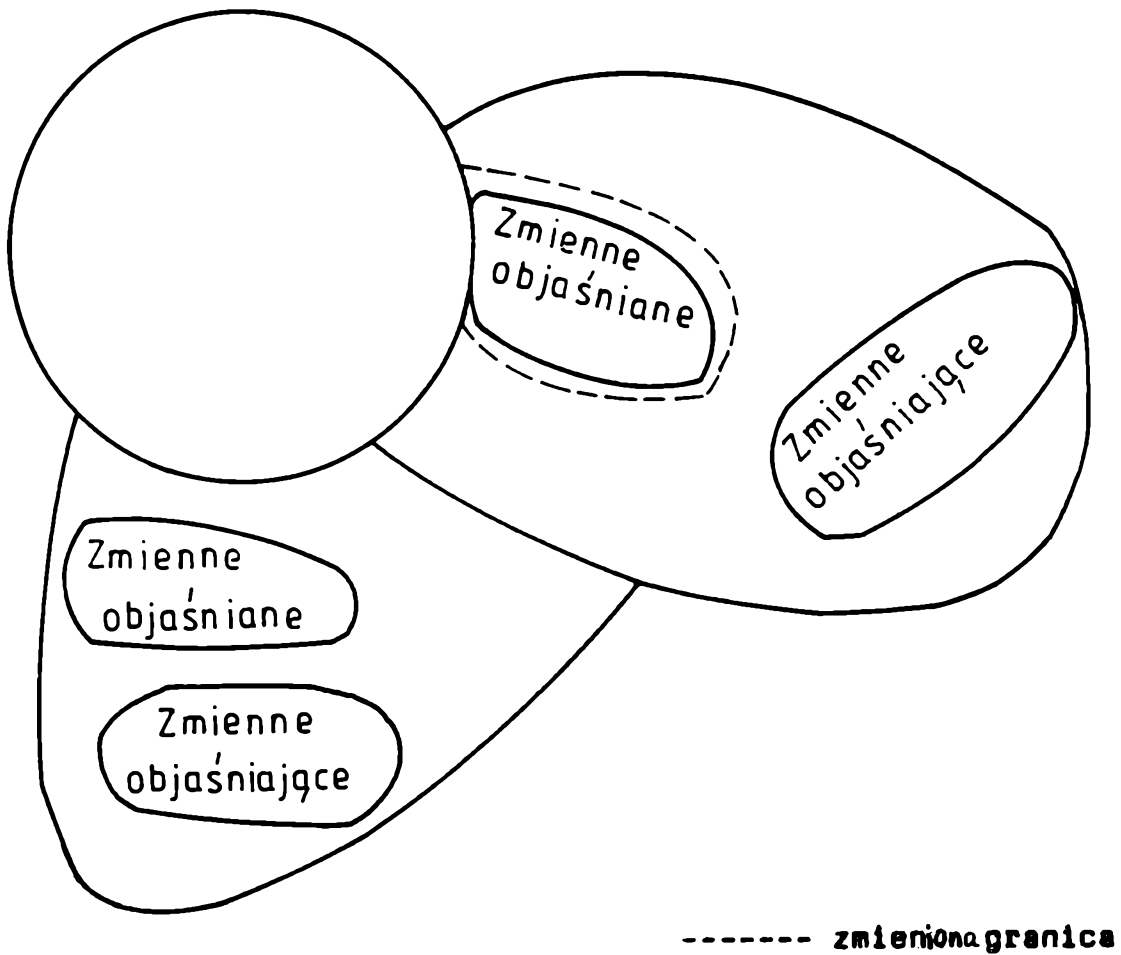
Autokorelacja przestrzenna składnika losowego będzie występowała wtedy, gdy będziemy mieli do czynienia z określoną zależnością oszacowanych na podstawie modelu reszt występujących w sąsiednich jednostkach.²²

Zjawisko autokorelacji przestrzennej składnika losowego, podobnie zresztą jak autokorelacja składnika losowego w czasie, jest zjawiskiem niekorzystnym, obniżającym efektywność estymatorów otrzymanych klasyczną metodą najmniejszych kwadratów, a co za tym idzie ograniczającym przydatność otrzymanych wyników do celów analizy [90]. W literaturze wymienia się szereg przyczyn zjawiska autokorelacji składnika losowego, takich jak: przyjęcie złego założenia o analitycznej postaci danego modelu, pominięcie w modelu zmiennej, która dość silnie oddziałuje na wartości zmiennej objaśnianej, ale najczęstszym powodem jest fakt zbyt powolnego wygasania efektów działania pewnych czynników przypadkowych powodujących zaburzenia w normalnym przebiegu prawidłowości ekonomicznych [90].

"Tłumacząc" to na układ przestrzenny, najczęstszą przyczyną autokorelacji przestrzennej składnika losowego jest sytuacja, gdy efekty działania czynników ubocznych (losowych) rozprzestrzeniają się poza region przyjęty za podstawową jednostkę obserwacji, co powoduje występowanie zależności między "sąsiadującymi" ze sobą oszacowanymi na podstawie modelu resztami.

²² Wartości składnika losowego nie są bezpośrednio obserwowane.

Przy szacowaniu modeli na podstawie danych regionalnych ("wojewódzkich") często właśnie zdarza się, że regionalne rozbieżności danych mających wejść do modelu nie jest adekwatne do założonego celu [88]. Niewielka zmiana granic może na przykład zmienić wartości zmiennych objaśnianych, ale niekoniecznie zmiennych objaśniających, co pokazuje rysunek 5.



Rys. 5 Wpływ zmiany granic na kształtowanie się wartości zmiennych objaśniających i objaśnianych w sąsiadujących regionach

Źródło: [88]

Właśnie w przypadku procesów migracyjnych dość często zdarza się, że przepływy ludności (zakończenia migracji) nie mieszczą się lub nie są zgodne z przebiegiem granic administracyjnych [36]. Tym samym zjawisko odpływu do określonego województwa nie będzie "wygasało" na jego granicach, ale również może rozprzestrzeniać się na województwa sąsiednie.

Innymi słowy może zajść sytuacja, że odpływ do określonego województwa wynika nie z tego, że posiada ono określone wartości zmiennych objaśniających o charakterze motywacyjnym, ale dlatego, że sąsiaduje ono z innym województwem.

Opisana sytuacja może być przyczyną tego, że rozkład wartości (i znaków) reszt modelu dla poszczególnych województw nie będzie losowy, ale uzależniony od tego z jakimi dane województwo sąsiaduje.

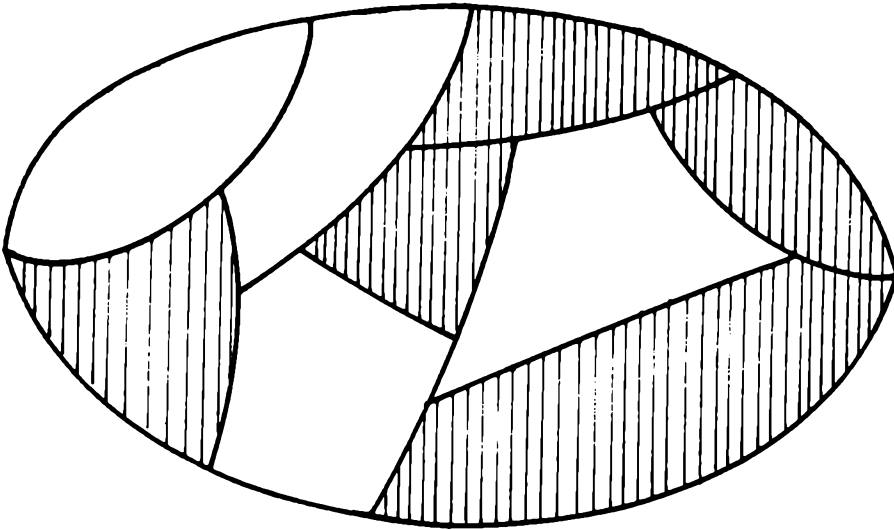
W proponowanym modelu odpływu, częściowo zjawisko autokorelacji przestrzennej składnika losowego eliminować powinno wprowadzenie, jako zmiennej objaśniającej, odległości (d), która przecież "orientuje" migracje przestrzennie. Jednak nie czyni tego całkowicie i nie w pełni odzwierciedla zjawisko sąsiedztwa, gdyż w tej samej odległości od analizowanego województwa (zamojskiego) mogą się znajdować bardzo odległe od siebie województwa.

Modele, w których wystąpi autokorelacja przestrzenne składnika losowego nie będą rozpatrywane.

Do wykrywania autokorelacji przestrzennej składnika losowego wykorzystano statystykę "J.C" [9].²³

²³ "J.C." oznacza skrót od "joint counts" i ze względu na brak właściwego odpowiednika tego terminu w języku polskim został zaproponowany przez Ratajczaka [101] jako nazwa testu.

Rozpatrzmy przykładową mapę reszt z modelu (regresji) przedstawioną na rysunku 6.



Rys. 6 Przykładowa mapa reszt z modelu

Na mapie tej obszarom zacieniowanym (B - Black) odpowiadają reszty o wartościach większych lub równych zero, natomiast obszarom niezakreskowanym (W - White) odpowiadają reszty o wartościach mniejszych od zera. Jest to zatem mapa dwukolorowa (czarno-biała)²⁴, a więc obszary sąsiadujące łączą się ze sobą

²⁴ Szerzej o zastosowaniu map reszt z regresji pisze E.N.Thomas [123].

w układy (zgrupowania) typu BB, WW, BW.²⁵

Statystykami BB, WW, BW nazywa się liczby odpowiadające poszczególnym typom połączeń (sąsiedztwa) określanych zestawieniem liter B, W. Duża liczba połączeń jednego typu może więc świadczyć o autokorelacji. Właśnie test "J.C" pozwala ściśle rozstrzygnąć ten problem.

W tym celu wykorzystuje się następującą formułę:

$$O(BB) = \frac{BB - E(BB)}{\text{Var}(BB)^{1/2}} \quad /38/$$

$$O(WW) = \frac{WW - E(WW)}{\text{Var}(WW)^{1/2}} \quad /39/$$

$$O(BW) = \frac{BW - E(BW)}{\text{Var}(BW)^{1/2}} \quad /40/$$

gdzie:

BB, BW, WW - obserwowane liczby połączeń

O(BB), O(BW), O(WW) - standaryzowane wartości statystyk BB, BW, WW.

Rozkłady statystyk BB, BW, WW są asymptotycznie zbliżone do rozkładu normalnego [93] przeto istotność otrzymanego wyniku sprawdza się, wykorzystując standaryzowany rozkład normalny. Jeśli więc testuje się hipotezę o braku autokorelacji

²⁵ Test dotyczy wykrywania autokorelacji przestrzennej pierwszego rzędu, a więc za sąsiadujące uznaje się obszary bezpośrednio ze sobą stykające się za pomocą wspólnej krawędzi lub wspólnego wierzchołka.

przestrzennej składnika losowego na poziomie istotności 0,05, to wartości $O(BB)$, $O(BW)$, $O(WW)$ nie powinny przekroczyć granicy $\pm 1,96$, aby można było stwierdzić, że zaobserwowany rozkład jest losowy.

Obserwowane liczby połączeń typu BB, WW, BW można po prostu obliczyć z mapy. Jeśli jednak rozpatruje się dużą liczbę jednostek przestrzennych (a w naszym przypadku jest to 48 województw), wówczas pomocne są następujące wzory:

$$BB = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n r_{ij} z_i z_j \quad /41/$$

$$BW = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n r_{ij} (z_i - z_j)^2 \quad /42/$$

gdzie:

r_{ij} - element macierzy połączeń (sąsiedztwa) R ; przyjmujący wartość 1, gdy obszary (region) sąsiaduje z obszarem j , jeśli i nie sąsiaduje z j , wówczas $r_{ij} = 0$. W naszym badaniu macierz R ma wymiary 48×48 jest odzwierciedleniem "sąsiedowania" ze sobą wszystkich województw kraju, do których od-pływa ludność woj. zamojskiego (woj. zamojskie traktuje się jako "zagranicę").

z_i, z_j - wartości wynikające z kodowania. Jeśli i zakodowany jest jako obszar B (reszty z modelu większe lub równe zero), to $z_i = 1$, a jeśli jako W, to $z_i = 0$.

$$WW = A - (BB + BW)$$

/43/

gdzie:

$$A = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n F_i$$

F_i - suma elementów np. wiersza i macierzy R , określająca liczbę wszystkich sąsiadów obszaru i .

Wartości oczekiwane $E(BB)$, $E(WW)$, $E(BW)$ oraz wariancje $Var(BB)$, $Var(WW)$, $Var(BW)$ oblicza się zakładając, że każdy obszar może być zakodowany jako B_z prawdopodobieństwem $\frac{1}{2}$ i z takim samym prawdopodobieństwem może być zakodowany jako W . Odpowiada to losowaniu ze zwracaniem (free sampling), a potrzebne wartości oblicza się według następujących wzorów:

$$E(BB) = E(WW) = \frac{1}{4}A \quad /44/$$

$$E(BW) = \frac{1}{2}A \quad /45/$$

$$Var(BB) = Var(WW) = \frac{3}{16}A + \frac{1}{8}D \quad /46/$$

gdzie:

$$D = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n F_i(F_i - 1)$$

3.4.4. Kryteria wyboru najlepszych modeli odpływu

Wystymowane na podstawie wybranych metodą selektywną zbiorów zmiennych modele odpływu nie zawsze charakteryzują się istotnością wszystkich parametrów, koincydencją, brakiem autokorelacji przestrzennej składników losowych czy też brakiem zmiennych katalizatorów, chociaż wykorzystywana na obu etapach selektywnego doboru zmiennych metoda integralnej pojemności informacji zapewnia możliwie małe natężenie efektu katalizy [46].

Dlatego też dla wyboru najlepszych modeli odpływu stosowano następującą procedurę

1. Oszacowano parametry modelu zawierającego zbiór zmiennych charakteryzujący się najwyższą integralną pojemnością informacji (i oczywiście zawierający obie zmienne o charakterze operacyjnym d , k).
2. Sprawdzono, czy model ten posiada istotne wszystkie parametry, jest koincydentny, nie ma zmiennych katalizatorów (poza słabym katalizatorem d), a jego składnik losowy nie wskazuje autokorelacji przestrzennej.
3. Jeśli model spełniał wszystkie założone w poprzednim punkcie kryteria "dobroci", uznawano go za najlepszy model odpływu ludności na pobyt stały w wyspecyfikowanym kierunku.
4. Jeśli model ten nie spełniał któregoś z założonych kryteriów "przeszukiwano" modele o kolejnych coraz mniejszych integralnych pojemnościach informacji, aż znaleziono ten,

który spełniał wszystkie kryteria dobroci i on był uznawany za najlepszy model odpływu.

Dla każdego z obu analizowanych okresów wyspecyfikowano po 9 najlepszych modeli odpływu.

Na różnych etapach analizy mechanizmów odpływu ludności z woj. zamojskiego korzystano także z modeli odpływu, które nie zostały określane mianem modeli najlepszych, ale zawsze musiały one spełniać przyjęte cztery kryteria "dobroci" modelu (istotność parametrów, koincydencja, brak autokorelacji przestrzennej składnika losowego oraz brak katalizatorów).

4. ZMIANY LICZBY KREWNYCH I ZNAJOMYCH MIESZKAŃCÓW

WOJ. ZAMOJSKIEGO

4.1. Założenia metody szacowania zmian liczby krewnych i znajomych

Zgodnie z przedstawioną w podrozdziale 3.1 definicją za krewnych i znajomych mieszkańców woj. zamojskiego uznano osoby urodzone na obszarze obecnego woj. zamojskiego i zameldowane na pobyt stały poza jego granicami.

Celem prezentowanej procedury obliczeniowej jest określenie dwu kategorii wielkości liczbowych:

1. Liczby krewnych i znajomych mieszkańców woj. zamojskiego w poszczególnych województwach w końcu kolejnych lat 1979-1986.
2. Liczby krewnych i znajomych mieszkańców woj. zamojskiego w końcu 1986 roku w poszczególnych województwach zameldowanych tam na pobyt stały co najmniej rok, dwa lata, trzy lata, ..., osiem lat.

W bieżącej sprawozdawczości ludnościowej prowadzonej przez GUS brak jest podziałów ludności według miejsca urodzenia i obecnego miejsca zamieszkania. W zbieranych informacjach o ruchu naturalnym oraz ruchu wędrownym ludności również nie publikuje się danych o ich miejscu urodzenia.

Jedynym dostępnym badaniem przeprowadzonym w ostatnich latach, w którym oszacowano liczby mieszkańców poszczególnych województw według płci, wieku oraz miejsca urodzenia było badanie reprezentacyjne wykonane w ramach Narodowego Spisu Powszechnego w 1978 roku [70].

W omawianym badaniu przyjęto, jako kryterium miejsca zamieszkania, faktyczne miejsce zamieszkania bez wyodrębniania osób zameldowanych na pobyt stały i pobyt czasowy.

Dla potrzeb niniejszej pracy z ogólnej liczby osób urodzonych na obszarze obecnego woj. zamojskiego i mieszkających faktycznie w pozostałych województwach w końcu 1978 roku wyodrębniono zameldowanych tam na pobyt stały.²⁶

Tak więc danymi wyjściowymi dla dalszych obliczeń była uzyskana w NSP 1978 (skorygowana o zameldowanych w poszczególnych województwach na pobyt czasowy powyżej 2 miesięcy) liczba osób urodzonych na obszarze obecnego woj. zamojskiego i zameldowanych na pobyt stały w pozostałych 48 województwach kraju według płci oraz w podziale na 5-letnie grupy wiekowe.

W kolejnych latach zarejestrowani w NSP 1978 roku krowni i znajomi mieszkańców woj. zamojskiego mogli wyemigrować na pobyt stały do innych województw (również powrócić do woj. zamojskiego) pozostać w tym samym województwie²⁷ lub umrzeć.

²⁶ Było to możliwe w wyniku odjęcia liczby osób urodzonych na obszarze woj. zamojskiego i zameldowanych w poszczególnych województwach na pobyt czasowy powyżej 2 miesięcy [65].

²⁷ Do tej grupy zaliczono również tych, którzy brali udział w migracjach wewnątrzwojewódzkich.

W związku z tym, że jak to wspomniano wcześniej, bieżąca statystyka nie rejestruje korelacji pomiędzy ruchami wędrownymi i zgonami a miejscem urodzenia ludności (w podziale na poszczególne województwa), która podlega tym procesom, należało oszacować liczby krewnych i znajomych, którzy w kolejnych latach zmieniali województwa stałego zameldowania oraz którzy umarli.

W tym celu zastosowano specjalnie opracowaną procedurę szacowania wykorzystującą dostępne dane statystyczne.

Przed wszystkim, ze względu na bardzo małe w niektórych województwach (a w pojedynczych przypadkach zerowe) liczebności, skumulowano 5-letnie grupy wiekowe danych wyjściowych w szersze przedziały wiekowe, utrzymując jednocześnie podział według płci.²⁸ Dokonując ponownego podziału na szersze niż 5-letnie przedziały wiekowe, starano się ustalić je w ten sposób, aby uwzględniały zróżnicowanie procesów migracyjnych i umieralności według wieku i płci i były znacznie liczebniejsze od przedziałów wyjściowych.²⁹

²⁸ Dokładność danych uzyskanych w ramach NSP dotyczących migracji spada wraz ze zmniejszeniem się poszczególnych zbiorowości [69].

²⁹ Szerzej na temat rozkładów podstawowych wskaźników demograficznych według wieku i płci pisze m.in. J.Z.Holzer [32], B.Radzikowska [100], J.Kuropka [61] i A.Jelonek [38]. Szeroką dokumentację statystyczną i analizę bieżących zmian można znaleźć w kolejnych raportach Rządowej Komisji Ludnościowej [120].

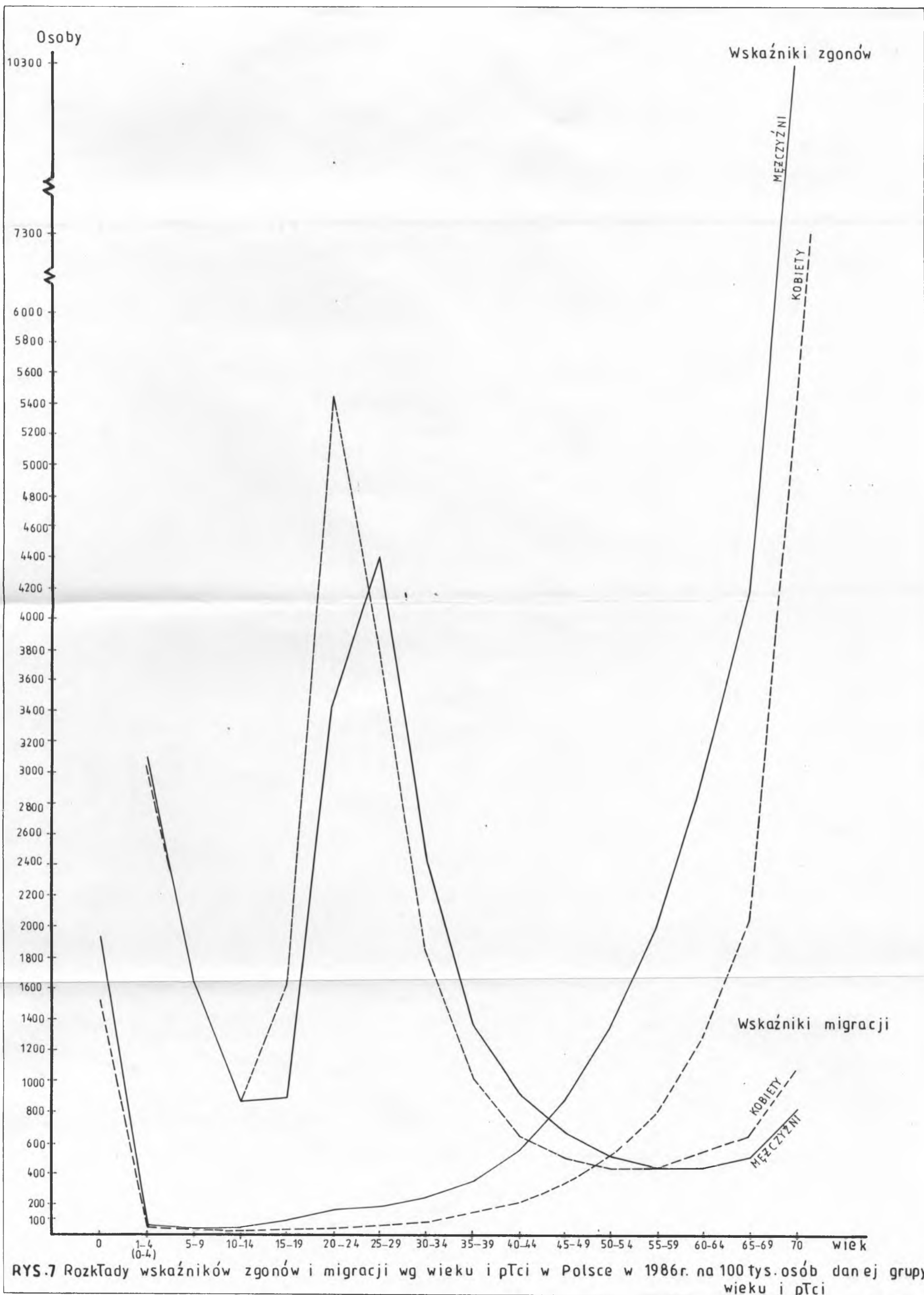
Ostatecznie ustalono po cztery następujące przedziały wiekowe dla kobiet i mężczyzn:

- 0-19 lat
- 20-34 lat
- 35-59 lat
- powyżej 60 lat.

Młodzież w wieku 0-19 lat charakteryzuje się niskim poziomem zgonów (poza zgonami niemowląt), przy czym współczynniki zgonów chłopców do 14 roku życia są tylko minimalnie wyższe niż dziewcząt, a w rocznikach powyżej 15 lat daje się zauważyć pierwsze oznaki nadumieralności mężczyzn [120].

W przedziale wiekowym 0-19 lat wraz ze wzrostem wieku następuje szybki spadek współczynników migracji, związany niewątpliwie ze stabilizacją rodzinną i zawodową rodziców. Spadek ten obserwuje się zarówno wśród chłopców, jak i dziewcząt do 14 roku życia. W wieku 15-17 lat następuje stabilizacja współczynników migracji mężczyzn i szybki wzrost współczynników migracji kobiet.

W grupie wiekowej 20-34 lata następuje wzrost i rozwiernienie się wartości współczynników zgonów mężczyzn i kobiet na niekorzyść tych pierwszych. Jest to jednocześnie przedział wiekowy, w którym występuje najwyższe natężenie współczynników migracji, przy czym maksymalne natężenie współczynników migracji wśród kobiet przypada na przedział wiekowy 20-24 lata, natomiast mężczyzn na przedział 25-29 lat.



RYS.7 Rozkłady wskaźników zgonów i migracji wg wieku i płci w Polsce w 1986r. na 100 tys. osób danej grupy wieku i płci

W przedziale wiekowym 35-59 lat następuje dalszy o wiele szybszy niż w bezpośrednio poprzedzającym go przedziale wzrost współczynników zgonów i najwyższe natężenie zjawiska nadumieralności mężczyzn. Jednocześnie następuje zmniejszenie się współczynników migracji, przy czym w wieku 50-59 lat osiąga one najniższy poziom w życiu, zarówno mężczyzn, jak i kobiet.

W wieku powyżej 60 lat notuje się wzrosty współczynników zgonów związane z naturalnymi procesami wymierania oraz nieznaczny i większy wśród kobiet, ponowny wzrost współczynników migracji.

Graficzną ilustrację powyższych tendencji dla roku 1986 w Polsce zamieszczono na rysunku 7.

Wszystkie stosowane w prezentowanej procedurze obliczeniowej współczynniki zgonów, jak również napływu i odpływu ludności, obliczono dla wyspecyfikowanych wyżej grup wiekowych.

Ze względu na duże wahania współczynników zgonów w poszczególnych województwach w wyodrębnionych grupach wieku współczynniki zgonów krewnych i znajomych przyjęto na poziomie przeciętnych krajowych w danym roku.³⁰

Współczynniki odpływu krewnych i znajomych z poszczególnych województw przyjęto na poziomie współczynników ogólnego odpływu ludności z tych województw.

Obliczanie liczby krewnych i znajomych w wyspecyfikowanych grupach wiekowych, w poszczególnych województwach,

³⁰ Przy obliczaniu współczynników zgonów w grupach wieku 0-19 lat, nie uwzględniono zgonów niemowląt, wychodząc z założenia, że rodzice nie będą zmieniali miejsca stałego pobytu, gdy ich dziecko będzie w wieku poniżej 1 miesiąca.

w końcu kolejnego roku polegało na odjęciu od liczby krewnych i znajomych w danej grupie wiekowej w końcu roku poprzedniego krewnych i znajomych, którzy wyemigrowali na pobyt stały poza województwo poprzedniego stałego zameldowania, tych którzy w wyniku "postarzenia" o rok przeszli do starszej grupy wiekowej oraz tych, którzy umarli i dodaniu krewnych i znajomych, którzy przybyli na pobyt stały do danego województwa z innych (w tym dotychczasowych mieszkańców woj. zamojskiego) oraz tych, którzy w wyniku "postarzenia" o rok przeszli z młodszej grupy wiekowej.

Liczbę krewnych i znajomych w wyspecyfikowanych grupach wieku, którzy przybyli do danego województwa obliczono jako sumę osób urodzonych na obszarze obecnego woj. zamojskiego, którzy przybyli na pobyt stały bezpośrednio z woj. zamojskiego oraz krewnych i znajomych, którzy przybyli do danego województwa z innych.

O ile pierwszy ze składników sumy zaczerpnięto z bieżącej sprawozdawczości GUS, korygując go wskaźnikiem udziału urodzonych i mieszkających na terenie województwa w ogólnej liczbie mieszkańców województwa, to do obliczania liczby krewnych i znajomych przemieszczających się pomiędzy województwami zastosowano własną procedurę szacowania.

Od sumy krewnych i znajomych odpływających na pobyt stały poza granice poprzedniego zamieszkania (bez odpływających poza granice ^{województwa} woj. zamojskiego) odjęto oszacowaną liczbę osób, które powróciły do woj. zamojskiego, natomiast różnicę "rozliczono" pomiędzy pozostałe województwa proporcjonalnie do ogólnej wielkości napływu do tych województw spoza ich

granic. Rachunki przeprowadzono oddzielnie dla wyspecyfikowanych grup wiekowych.

Obliczanie liczby krewnych i znajomych w poszczególnych województwach w końcu 1986 roku i zameldowanych tam na pobyt stały co najmniej t lat ($t=1, 2, \dots, 8$) polegało na odejmowaniu od liczby krewnych i znajomych w każdym województwie w końcu roku 1986 - t ($t=1, 2, \dots, 8$) krewnych, którzy w następnych latach aż do końca 1986 roku wyemigrowali poza granice danego województwa lub umarli. Rachunki powyższe prowadzono oddzielnie w poszczególnych grupach wiekowych, dokonując jednocześnie przesuwania części osób pomiędzy tymi grupami, jako rezultat procesu starzenia się.

4.2. Algorytm szacowania zmian liczby krewnych i znajomych mieszkańców woj. zamojskiego w pozostałych województwach

Algorytm służy do obliczenia wartości dwóch kategorii zmiennych:

- 1/ $K = [k_i]$ - wektor krewnych i znajomych mieszkańców woj. zamojskiego w pozostałych województwach w końcu 1986 roku, gdzie $i=1, \dots, 48$
- 2/ $K R = [kr_{i,9-t}]$ - macierz krewnych i znajomych dla mieszkańców woj. zamojskiego w pozostałych województwach w końcu 1986 roku i zameldowanych tam od co najmniej $9-t$ lat ($t=1, 2, \dots, 8$).

Oznaczmy:

$OKIZ_{i,t}$ - ogólna liczba krewnych i znajomych w i -tym województwie w końcu roku t .

Do obliczania konkretnych wartości zmiennej $OKIZ$ w poszczególnych latach zastosowano następujące formuły:

$$OKIZ_{i,t} = \sum_{ii=1}^8 KIZ_{ii,i,t} \quad /48/$$

gdzie:

$KIZ_{ii,i,t}$ - liczba krewnych i znajomych w wyodrębnionej ii -tej grupie wiekowej w i -tym województwie w końcu roku t ,

przy czym:

$ii=1$; mężczyźni w wieku 0-19 lat

$ii=2$; mężczyźni w wieku 20-34 lata

$ii=3$; mężczyźni w wieku 35-59 lat

$ii=4$; mężczyźni w wieku 60 lat i więcej

$ii=5$; kobiety w wieku 0-19 lat

$ii=6$; kobiety w wieku 20-34 lata

$ii=7$; kobiety w wieku 35-59 lat

$ii=8$; kobiety w wieku 60 lat i więcej

$i=1$; woj. stołeczne warszawskie

$i=2$; woj. białkopodlaskie

$i=47$; woj. wrocławskie

$i=48$; woj. zielonogórskie

$t=1$; stan na koniec 1978 roku

$t=2$; stan na koniec 1979 roku

$t=9$; stan na koniec 1986 roku

oraz $KIZ_{ii,i,1}$ - liczba krewnych i znajomych dla mieszkańców woj. zamojskiego w wyodrębnionej ii -tej grupie wiekowej, w i -tym województwie w końcu 1978 roku stanowią dane wyjściowe.

Jednocześnie:

$$OKIZ_{i,1986} = k_i \quad /49/$$

$$\begin{aligned} KIZ_{ii,i,t+1} &= KIZ_{ii,i,t} - ODK_{ii,i,t+1} - \\ &ZGK_{ii,i,t+1} + NAK_{ii,i,t+1} + INK_{ii,i,t+1} + \\ &SPMG_{ii,i,t+1} \end{aligned} \quad /50/$$

gdzie:

$ODK_{ii,i,t+1}$ - liczba krewnych i znajomych w ii -tej grupie wieku, odpływających na pobyt stały poza granice i -tego województwa w ciągu roku $t+1$

$$ODK_{ii,i,t+1} = OW_{i,t+1} \quad U_{ii,t+1} \quad KIZ_{ii,i,t} \quad /51/$$

We wzorach powyższych:

$OW_{1..,t+1}$ - ogólny odpływ na pobyt stały mieszkańców i tego województwa poza jego granice w ciągu roku $t+1$

$U_{ii,t+1}$ - średni w kraju udział ii -tej grupy wiekowej w ogólnej liczbie odpływających (napływających) na pobyt stały poza (spoza granic) granice województwa

$ZGK_{ii,i,t+1}$ - liczba krewnych i znajomych, którzy będąc w ii -tej grupie wieku umarli w i -tym województwie w ciągu roku $t+1$,

przy czym:

$$ZGK_{ii,i,t+1} = WZG_{ii,t+1} \quad KIZ_{ii,i,t} \quad /52/$$

gdzie:

$WZG_{ii,t+1}$ - średni w kraju wskaźnik zgonów w ii -tej grupie wiekowej w ciągu roku $t+1$

$NAK_{ii,i,t+1}$ - napływ urodzonych na terenie woj. zamojskiego w ii -tej grupie wieku bezpośrednio z woj. zamojskiego do i -tego województwa w ciągu roku $t+1$

$$NAK_{ii,i,t+1} = OWZ_{i,t+1} \cdot U_{ii,t+1} \cdot STZ_{ii} \quad /53/$$

gdzie:

$OWZ_{i,t+1}$ - odpływ z woj. zamojskiego na pobyt stały do i-tego województwa w ciągu roku t+1

STZ_{ii} - udział urodzonych na terenie woj. zamojskiego w ogólnej liczbie mieszkających w tym województwie w ii-tej grupie wieku

$INK_{ii,i,t+1}$ napływ na pobyt stały krewnych i znajomych dla mieszkańców woj. zamojskiego w ii-tej grupie wieku z innych województw (poza woj. zamojskim) do i-tego województwa w ciągu roku t+1

$$INK_{ii,i,t+1} = \left(\sum_{i=1}^{48} ODK_{ii,i,t+1} - POW_{t+1} \right) \cdot (NW_{ii,i,t+1} / ON_{ii,t+1})$$

gdzie:

POW_{t+1} - ogólna liczba krewnych i znajomych, która powróciła na pobyt stały do woj. zamojskiego w ciągu roku t+1

$NW_{ii,i,t+1}$ - napływ do i-tego województwa spoza jego granic ludności w ii-tej grupie wieku w ciągu roku t+1

$ON_{ii,t+1}$ - suma napływów na pobyt stały do wszystkich województw (spoza ich granic) w ii-tej grupie wieku w ciągu roku t+1

$$ON_{ii,t+1} = \sum_{i=1}^{48} ONW_{ii,i,t+1} \quad /54/$$

$SPMG_{ii,i,t+1}$ - saldo przejść krewnych i znajomych z grupy wieku $ii-1$ do grupy wieku ii oraz z grupy wieku ii do grupy wieku $ii+1$ w wyniku "postarzenia" o rok w i -tym województwie w ciągu roku $t+1$. Grupy 0 oraz 9 są grupami abstrakcyjnymi wprowadzonymi ze względów rachunkowych. Liczba krewnych i znajomych przechodzących z grupy 0 do 1 oraz 8 do 9 zawsze wynosi 0.

$$SPMG_{ii,i,t+1} = POM_{ii,i,t+1}(1-WSP_{ii}) + POM_{ii-1,i,t+1} WSP_{ii-1} \quad /55/$$

gdzie:

$POM_{ii,i,t+1}$ - zmienna pomocnicza pokazująca, ile pozostało w i -tym województwie, w ii -tej grupie krewnych i znajomych jeżeli odejmiemy tych co odpłynęli na pobyt stały poza granice i -tego województwa oraz zmarli.

$$POM_{ii,i,t+1} = KIZ_{ii,i,t} - ODK_{ii,i,t+1} - ZGK_{ii,i,t+1} \quad /56/$$

$$POM_{0,i,t} = 0$$

WSP_{ii} - empiryczne ustalone wskaźniki przejść z grupy wieku $ii-1$ do grupy wieku ii oraz z grupy wieku ii do $ii+1$ obliczone jako udział krewnych i znajomych należących do grupy $ii-1$, którzy w ciągu

roku przejdą do grupy wieku i_1 , w ogólnej liczbie krewnych i znajomych w wieku i_1-1 itd. Ustalono, że wektor WSP_{i_1} ($i_1=0, \dots, 8$) przyjmuje wartości: 0, 0.08, 0.066, 0.04, 0, 0.08, 0.066, 0.40, 0³¹

$$kr_{i,9-t} = \sum_{i_1=1}^8 OKR_{i_1,i,9-t}$$

gdzie:

$OKR_{i_1,i,9-t}$ - liczba krewnych i znajomych dla mieszkańców woj. zamojskiego w końcu 1986 roku w i_1 -tej grupie wieku, i -tym województwie zameldowanych na pobyt stały w tymże województwie co najmniej 9-t lat,

przy czym:

$$OKR_{i_1,i,0} = KIZ_{i_1,i,9} \quad /57/$$

a więc liczba krewnych i znajomych w końcu 1986 roku zameldowanych do co najmniej 0 lat jest równa liczbie krewnych i znajomych

Dla $t=1,2, \dots, 8$:

$$OKR_{i_1,i,9-t} = KIZ_{i_1,i,t} - \sum_{h=t}^8 (ODK_{i_1,i,h+1} - ZGK_{i_1,i,h+1} + SPGM_{i_1,i,h+1}) \quad /58/$$

³¹ Wartości $WSP_0=0$, $WSP_4=0$, $WSP_8=0$ wektora WSP wprowadzono ze względów rachunkowych.

**4.3. Analiza zmian liczby i struktury wiekowo-płciowej
krewnych i znajomych mieszkańców woj. zamojskiego
w latach 1978-1979**

Zmiany liczby i struktury wiekowo-płciowej osób urodzonych na obszarze obecnego woj. zamojskiego i zameldowanych na pobyt stały w pozostałych województwach, a więc krewnych i znajomych, w omawianym okresie były wynikiem stanu struktury wiekowo-płciowej w roku wyjściowym (1978) oraz tendencji w zakresie ruchów naturalnych i wędrownych, jakie wystąpiły w tej populacji w latach następnych, a które zaprezentowano w tabeli 4.

Tablica 4

**Ruch naturalny i wędrowny
krewnych i znajomych mieszkańców woj. zamojskiego
w latach 1978-1986**

Lata	Odpływ krewnych poza województwo ostatniego zamieszkania	Powroty krewnych	Zgony krewnych	Udział powrotów w ogólnym
1979	1934	1122	1826	58,0
1980	1781	1075	2084	60,0
1981	1542	1029	2024	66,7
1982	1446	986	2117	68,2
1983	1329	944	2254	71,0
1984	1202	905	2393	75,3
1985	1127	867	2544	76,9
1986	1116	830	2529	74,4

Źródło: Obliczenia własne.

W omawianym okresie następował systematyczny spadek liczby krewnych i znajomych odpiływających na stałe poza granice poprzedniego zamieszkania. Zmniejszała się również liczba krewnych, którzy opuszczając województwo poprzedniego stałego zameldowania, powracali do województwa swego urodzenia, przy czym tempo tego spadku było znacznie niższe niż pierwszej kategorii. I tak, o ile ogólna liczba krewnych i znajomych wyjeżdżających na pobyt stały poza województwo dotychczasowego zameldowania była w 1986 roku o 42,3% niższa niż w 1979 roku, to liczba krewnych powracających do woj. zamojskiego spadła tylko o 26,9%. Tym samym wzrósł z 58,0% w 1979 roku do 74,4% w 1986 roku udział krewnych powracających do woj. zamojskiego w ogólnej liczbie krewnych wyjeżdżających poza granice województwa poprzedniego stałego zameldowania.

Innymi słowy krewni z roku na rok coraz rzadziej podejmowali decyzje o migracjach do innych województw, a jeżeli już, to relatywnie coraz częściej województwem docelowym było zamojskie, a więc była to migracja powrotna.

W latach 1978-1986 następował systematyczny wzrost liczby i wskaźników zgonów krewnych i znajomych dla mieszkańców woj. zamojskiego. Był to rezultat nałożenia się dwu procesów; wzrostu wskaźników zgonów kobiet i jeszcze szybszego mężczyzn powyżej 30 roku życia oraz wzrostu liczby krewnych w wieku powyżej 60 roku życia. O ile pierwszy z tych procesów był charakterystyczny dla całej Polski i nosi nazwę nadumieralności mężczyzn [61], to drugi wynikał ze struktury wiekowej

krewnych i znajomych w okresie wyjściowym i spadku odpływu ludności z woj. zamojskiego w latach 1979-1986, a tym samym ze zmniejszonego dopływem młodych ludzi urodzonych na terenie woj. zamojskiego do innych województw.

Zmiany liczby i struktury krewnych i znajomych mieszkańców woj. zamojskiego według wieku i płci zawiera tablica 5.

W końcu 1978 roku liczba ludności urodzonej na obszarze obecnego woj. zamojskiego i zameldowanej na pobyt stały w pozostałych województwach wyniosła 161,1 tys. osób. W kolejnych latach liczba ta wzrastała, przy czym tempo tego przyrostu malało. I tak, o ile w ciągu 1979 roku przyrost krewnych i znajomych wyniósł 3,7 tys. osób, to w 1986 roku przyrost ten wyniósł już tylko 0,5 tys. osób.

W końcu 1986 roku liczba ludności urodzonej na obszarze obecnego woj. zamojskiego i zameldowanej na pobyt stały w pozostałych województwach wyniosła 174,5 tys. osób, tj. o 8,3% więcej niż w roku wyjściowym. Liczba mężczyzn wzrosła w tym czasie o 7,0% (do 79,9 tys. osób), natomiast liczba kobiet o 9,4% (do 94,6 tys. osób), co spowodowało wzrost udziału kobiet w omawianej populacji z 53,7% w końcu 1978 roku do 54,2% w końcu 1986 roku.

Bardzo dynamiczne i istotne zmiany zachodziły w strukturach wiekowych krewnych i znajomych. Nastąpił szybki wzrost liczby krewnych w wieku do 19 lat (kobiet o 30,7%, mężczyzn o 24,2%), nieznaczny spadek liczby krewnych w wieku 20-59 lat (kobiet o 0,7%, mężczyzn o 2,3%) i bardzo szybki wzrost w wieku powyżej 60 lat (kobiet o 43,4%, mężczyzn o 45,8%).

Tablica 5

Zmiany liczby i struktury krewnych i znajomych według wieku i płci
w latach 1978-1986

Stan na 31.12	Ogółem w tys. osób	Udział w wieku					Kobiety w tys. osób	Udział w ogółem	Mężczyźni w tys. osób	Udział w ogółem
		Razem	0-19	20-34	35-59	60 i więcej				
1978	161,1	100,0	7,4	29,9	46,6	16,1	86,4	53,7	74,7	46,3
1979	164,8	100,0	8,0	29,6	45,5	16,9	88,4	53,7	76,4	46,3
1980	167,9	100,0	8,4	29,3	44,6	17,7	90,2	53,7	77,7	46,3
1981	169,9	100,0	8,6	28,9	44,1	18,4	91,4	53,8	78,5	46,2
1982	171,7	100,0	8,7	28,5	43,5	19,3	92,5	53,9	79,2	46,1
1983	172,8	100,0	8,7	28,1	43,2	20,0	93,2	54,0	79,6	46,0
1984	173,5	100,0	8,7	27,7	42,9	20,7	93,7	54,0	79,8	46,0
1985	174,0	100,0	8,7	27,4	42,7	21,2	94,1	54,1	79,9	46,9
1986	174,5	100,0	8,7	27,1	42,5	21,7	94,6	54,2	79,9	45,8

Źródło: Obliczenia własne.

W konsekwencji nastąpiły bardzo istotne zmiany udziału poszczególnych grup wiekowych w ogólnej liczbie krewnych i znajomych dla mieszkańców woj. zamojskiego. Polegały one na powolnym wzroście udziału roczników najmłodszych i bardzo szybkim wzroście udziału roczników najstarszych, kosztem ludności w wieku produkcyjnym. Udział ludności w wieku powyżej 60 lat w ogólnej liczbie krewnych wzrósł z 16,1% w końcu 1978 roku do 21,7% w końcu 1986 roku.

Ogólnym zmianom liczby i struktury płciowo-wiekowej krewnych towarzyszyły różnokierunkowe zmiany tych wielkości w poszczególnych województwach.

W końcu 1978 roku największa liczba osób urodzonych na obszarze obecnego woj. zamojskiego była zameldowana na pobyt stały w województwach: lubelskim (23,2 tys. osób), szczecińskim (11,7 tys. osób), katowickim (11,5 tys. osób), chełmskim (11,4 tys. osób), warszawskim (9,7 tys. osób) oraz we wrocławskim (7,0 tys. osób).

Z kolei najmniejsza liczba urodzonych na obszarze obecnego województwa zamojskiego była zameldowana na pobyt stały w województwach: łomżyńskim (0,2 tys. osób), konińskim (0,3 tys. osób), ostrołęckim (0,3 tys. osób), nowosądeckim, skierniewickim oraz ciechanowskim (po 0,4 tys. osób).

Ogólniej rzecz biorąc największe liczby krewnych i znajomych dla mieszkańców woj. zamojskiego zameldowane były na pobyt stały w województwach sąsiednich, ale także relatywnie bardzo dużo ludności urodzonej na obszarze obecnego woj. zamojskiego zameldowanych było w województwach zachodniej i północnej Polski. Najmniejsze liczby krewnych zameldowane były w województwach centralnej Polski.

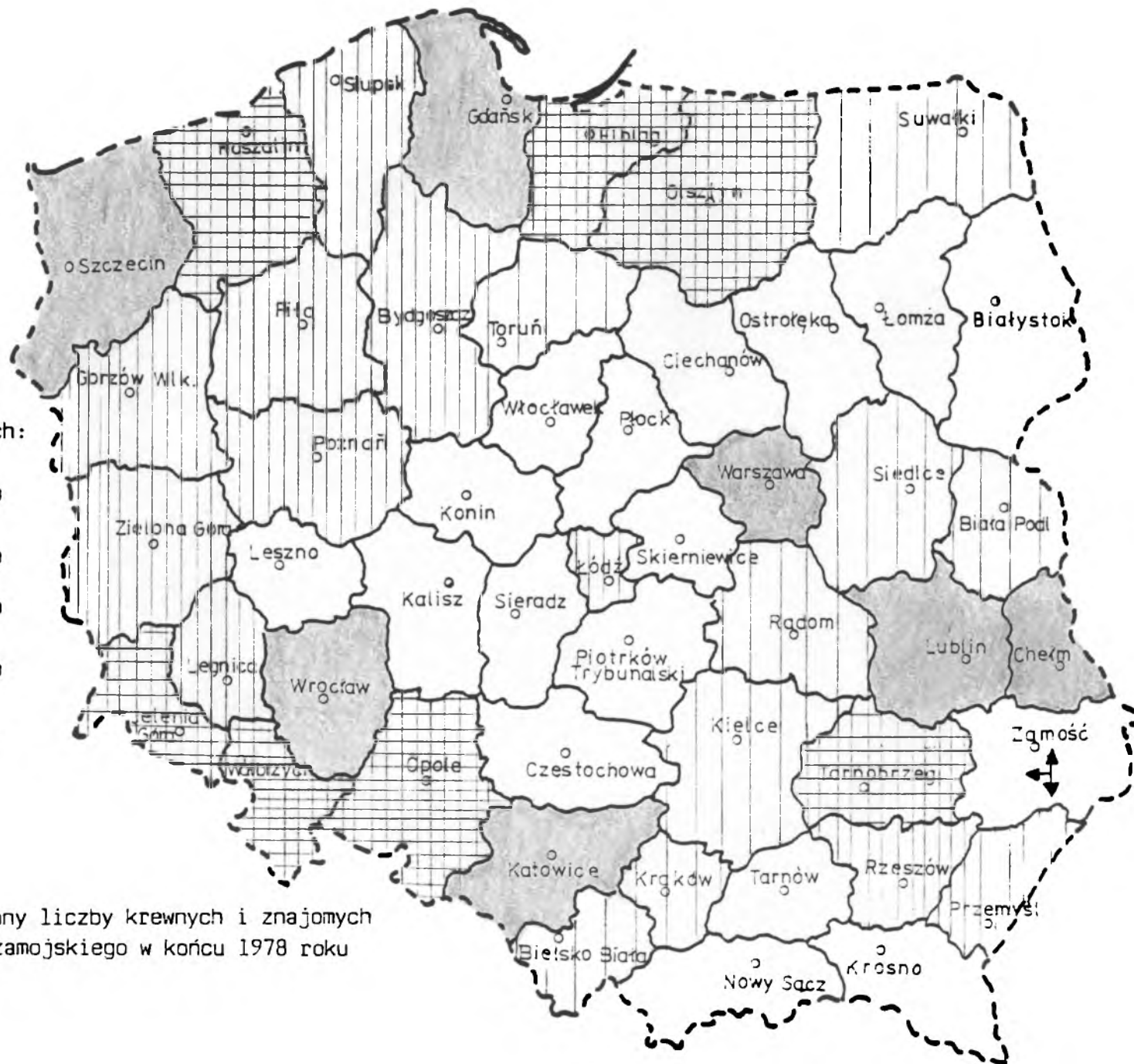
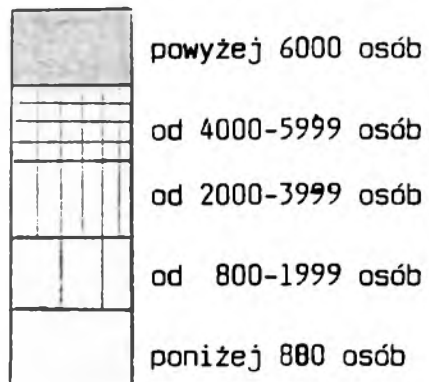
W końcu 1986 roku w porównaniu z okresem wyjściowym, liczba krewnych i znajomych dla mieszkańców woj. zamojskiego zmniejszyła się w 18 województwach, przy czym najwyższy ponad 10-procentowy spadek zanotowano w województwach: elbląskim (dynamika 84,6%), koszalińskim (dynamika 86,8%), jeleniogórskim (dynamika 88,4%), wałbrzyskim (dynamika 89,6%) oraz w słupekim (dynamika 89,8%).

W pozostałych 30 województwach liczba krewnych wzrosła, przy czym ponad 40-procentowy wzrost zanotowano w województwach: łomżyńskim (dynamika 147,2%), nowosądeckim (dynamika 146,7%), rzeszowskim (dynamika 144,9%), katowickim (dynamika 144,0%), bielskim (dynamika 143,0%) oraz przemyskim (dynamika 142,8%).

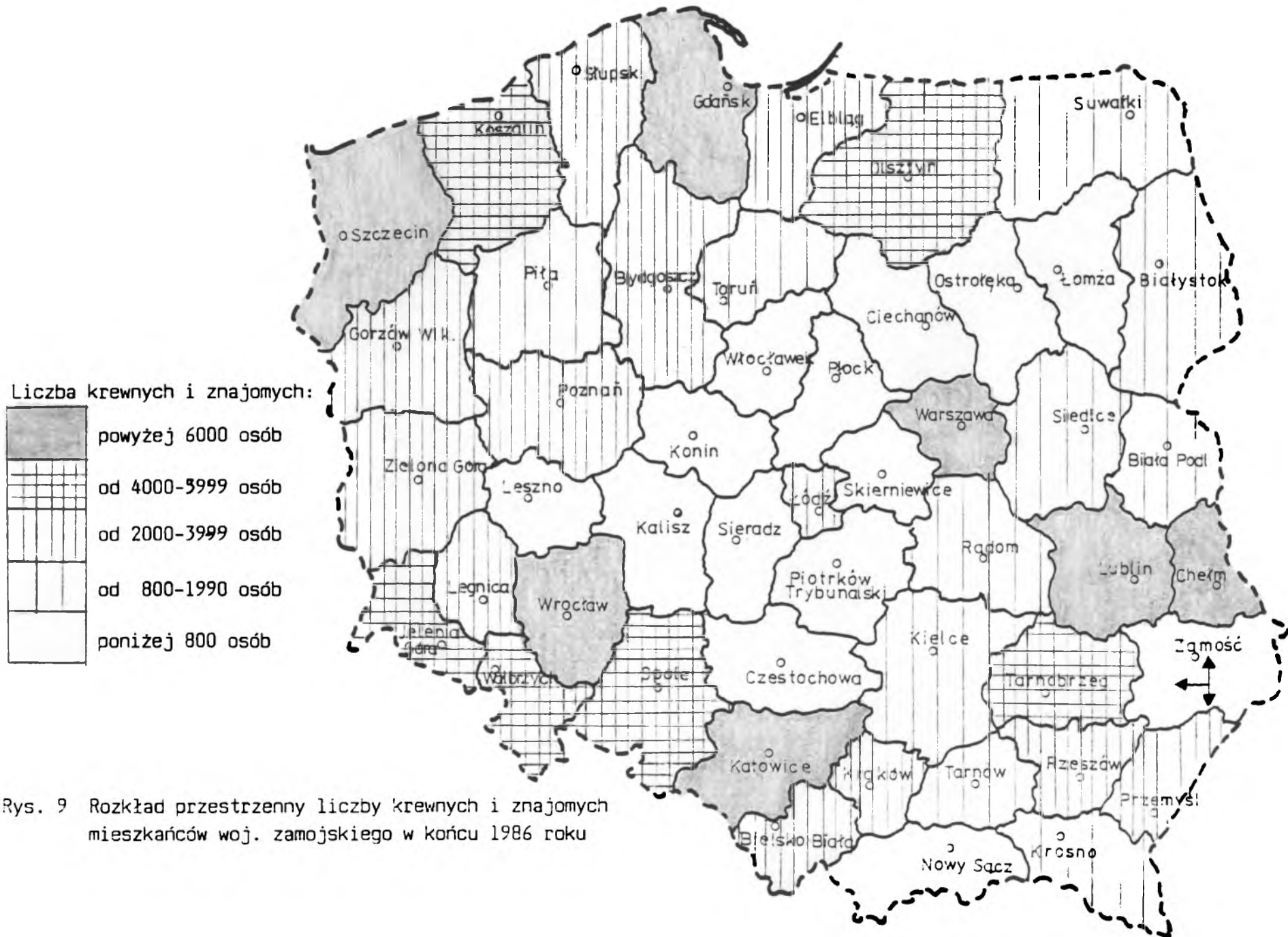
Generalnie, najwyższe przyrosty notowano w województwach sąsiednich, w obu woj. górnośląskich oraz w jednostkach o dotychczasowej bardzo małej liczbie krewnych. Najniższe przyrosty oraz spadki liczby krewnych notowano w województwach zachodniej i północnej Polski.

W rezultacie nastąpiły zmiany uszeregowania województw, pod względem liczby zameldowanych tam na pobyt stały osób urodzonych na obszarze obecnego woj. zamojskiego. W dalszym ciągu największa liczba krewnych zamieszkiwała w woj. lubelskim (28,7 tys. osób), ale dalsza kolejność na czołowych miejscach przedstawiała się następująco: katowickie (16,6 tys. osób), chełmskie (13,4 tys. osób), szczecińskie (10,6 tys. osób), oraz warszawskie (9,8 tys. osób). Przestrzenne rozkłady liczby krewnych i znajomych mieszkańców woj. zamojskiego w końcu 1978 roku oraz 1986 zaprezentowano na rysunkach 8 i 9.

Liczba krewnych i znajomych:



Rys. 8 Rozkład przestrzenny liczby krewnych i znajomych mieszkańców woj. zamojskiego w końcu 1978 roku



Rys. 9 Rozkład przestrzenny liczby krewnych i znajomych mieszkańców woj. zamojskiego w końcu 1986 roku

W końcu 1986 roku na ogólną liczbę 174,5 tys. osób urodzonych na obszarze obecnego woj. zamojskiego i zameldowanych na pobyt stały w pozostałych województwach 134,4 tys. osób, tj. 77,0% zameldowanych tam było co najmniej 8 lat. Liczby krewnych i znajomych w 1986 roku według liczby lat zameldowania w województwie obecnego pobytu zawiera tablica 6.

Tablica 6.

Liczba krewnych i znajomych
w końcu 1986 roku według liczby lat zameldowania
w województwie obecnego pobytu

Zameldowani na pobyt stały co najmniej od 31.12.	Ogółem w tys.osób	Udział w ogólnej liczbie krewnych i znajomych w końcu 1976 r.	Mężczyźni	Kobiety
1978	134,4	77,0	61,0	73,4
1979	141,1	80,9	64,2	76,9
1980	147,4	84,5	67,1	80,3
1981	152,5	87,4	69,5	83,0
1982	157,6	90,3	71,9	85,7
1983	162,1	92,9	74,1	88,0
1984	166,2	95,3	76,0	90,2
1985	170,3	97,6	77,9	92,4
1986	174,5	100,0	79,9	94,6

Źródło: Obliczenia własne.

Jednocześnie występowały duże różnice pomiędzy województwami ze względu na udział w ogólnej liczbie krewnych osób, które zameldowane były conajmniej przez 8 lat.

Największy, bo przekraczający 90% udział takich osób, wystąpił w województwach zachodniej i północnej Polski, przy czym w woj. elbląskim wyniósł 92,2%, szczecińskim 91,8%, wałbrzyskim 91,0% oraz w gorzowskim 90,7%. W województwach olsztyńskim, wrocławskim oraz zielonogórskim udział ten wyniósł 89,9%, a w słupekim 89,2%. Z drugiej strony najniższy, nie przekraczający 60%, udział zameldowanych od conajmniej 8 lat w ogólnej liczbie krewnych wystąpił w województwach: łomżyńskim i nowosądeckim (po 54,2%) oraz w województwach sąsiednich, tj. przemyskim (59,2%), tarnobrzeskim (59,3%) oraz rzeszowskim (60,0%). Tylko nieznacznie wartość 60% przekroczył ten wskaźnik w województwach: bielskim (60,2%), piotrkowskim (61,0%), bielskopodlaskim (61,5%) oraz ketowickim (62,2%).

Na podkreślenie zasługuje również fakt, że na ogół największy udział krewnych zameldowanych w miejscu obecnego pobytu od dłuższego czasu występuje w województwach, które charakteryzują się jednocześnie najwyższym udziałem krewnych w wieku powyżej 60 lat w ich ogólnej liczbie. I tak, w końcu 1986 roku największy udział krewnych w wieku powyżej 60 lat w ogólnej ich liczbie zanotowano w województwach: elbląskim (31,0%), suwalskim (30,6%), koszalińskim (29,1%), toruńskim (28,7%), wrocławskim (28,5%) oraz słupekim (28,1%). Z drugiej strony stosunkowo młode populacje krewnych charakteryzowały się mniejszym udziałem ludności zameldowanej długo w miejscu obecnego pobytu. Najniższy udział ludności w wieku powyżej 60 lat

w populacjach krewnych i znajomych mieszkańców woj. zamojskiego notowano w województwach: katowickim (12,9%), rzeszowskim (13,4%), przemyskim (13,44) oraz bielskim (13,54).

Niewielki udział krewnych zameldowanych od dłuższego czasu na pobyt stały w sąsiednich województwach można tłumaczyć również etapowością migracji. Odpływ do sąsiednich województw jest dla wielu migrujących tylko początkiem procesu, który w wielu wypadkach ma dalsze etapy.

5. ANALIZA KSZTAŁTOWANIA SIĘ PRZYJĘTYCH W BADANIU ZMIENNYCH

5.1. Zmienne objaśniane

W prezentowanym badaniu zmiennymi objaśnianymi są wskaźniki odpływu ludności z woj. zamojskiego na pobyt stały poza jego granice w 9 wyspecyfikowanych kierunkach i w dwu wyodrębnionych okresach. Dlatego przed prezentacją rozkładów tych zmiennych przedstawiono kształtowanie się odpływu ludności z woj. zamojskiego w dłuższym okresie, aby lepiej naświetlić zło analizowanego zjawiska.

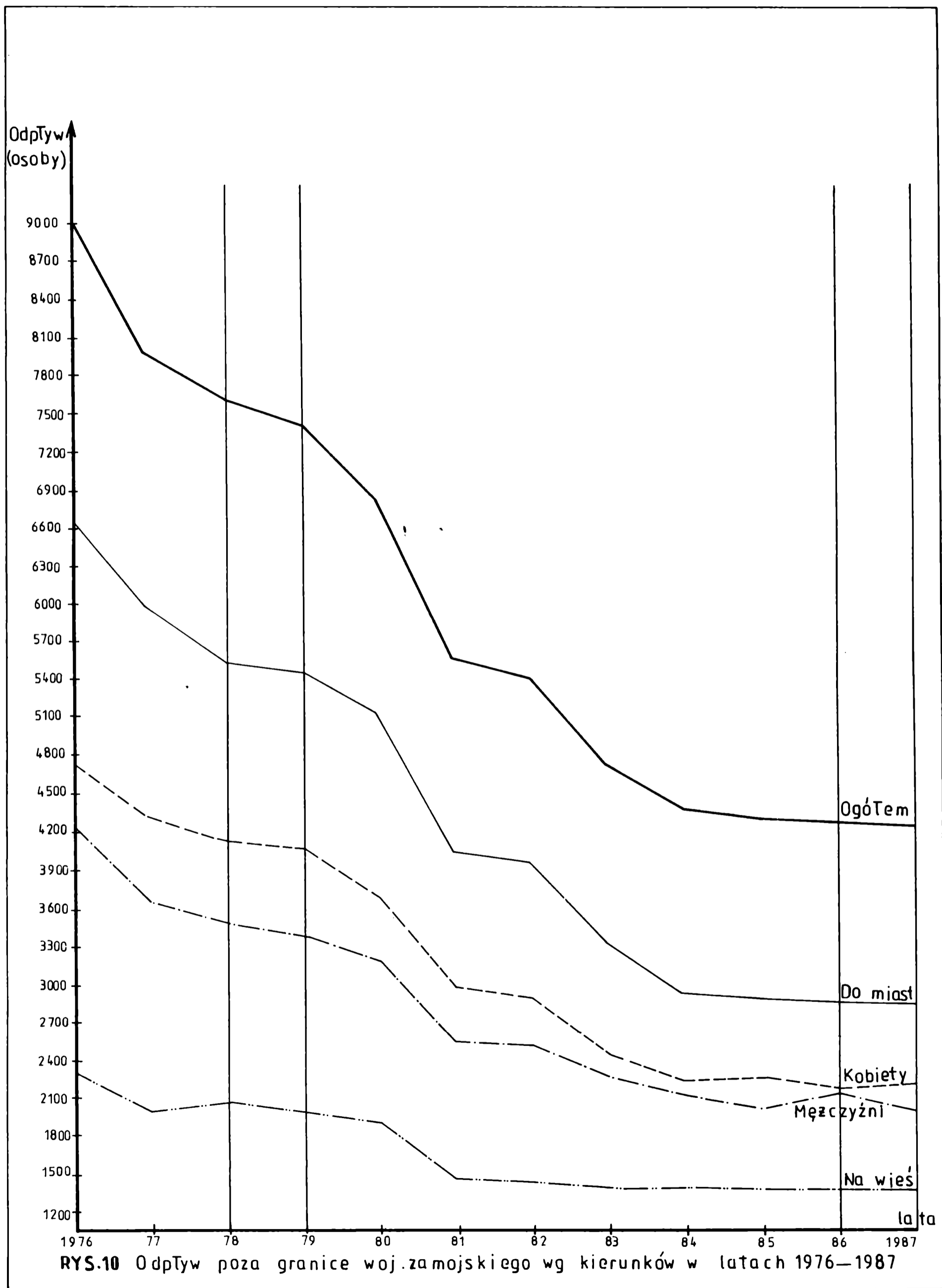
5.1.1. Zmiany poziomu i kierunków odpływu ludności z woj. zamojskiego w latach 1976-1987

W latach 1976-1987 następowało systematyczne obniżanie liczby odpływających na pobyt stały poza granice woj. zamojskiego mieszkańców Zamojszczyzny.

W 1987 roku poza granice województwa odpłynęło 4,2 tys. osób, tj. ponad dwukrotnie mniej niż w roku 1976.

Ograniczanie odpływu następowało we wszystkich kierunkach, ale tempo zmniejszenia liczby odpływających na pobyt stały mieszkańców województwa było różne w zależności od dotychczasowego miejsca zamieszkania (miasto-wieś), wybieranego miejsca zamieszkania, a także od płci migranta.

W analizowanym okresie różne było również tempo zmniejszenia się odpływu w poszczególnych latach. Relatywnie duże



ograniczenie poziomu odpływu notowano w latach 1976-1981.

W latach 1982-1987 tempo spadku odpływu było znacznie mniejsze. Zmiany poziomu odpływu ludności poza granice woj. zamojskiego w latach 1976-1987 obrażuje rysunek 10.

Pełniejszy obraz zmian poziomu odpływu daje analiza modeli trendu w latach 1976-1987, której wyniki zamieszczono w tabelicy 7.

Tablica 7.

Modele trendu odpływu poza granice województwa w latach 1976-1987

$$\ln y = t \ln a + \ln b \qquad y = b \cdot a^t$$

Kierunki odpływu	Oceny parametrów			Wartość statystyk t - Studenta		R ²
	lna	a	lnb	t(lna)	t(lnb)	
1.	2.	3.	4.	5.	6.	7.
<u>Ogółem</u>	-0,0759	0,927	9,153	13,39	214,41	0,947
- z miast	-0,0799	0,923	7,522	13,70	175,37	0,949
- ze wsi	-0,0750	0,928	8,935	12,69	205,47	0,942
<u>Do miast</u>	-0,0874	0,916	8,889	14,35	198,42	0,954
- z miast	-0,0850	0,918	7,325	13,62	159,46	0,949
- ze wsi	-0,0880	0,916	8,653	13,89	185,57	0,951
<u>Na wieś</u>	-0,0479	0,953	7,715	7,33	160,28	0,843
- z miast	-0,0596	0,942	5,807	8,85	117,25	0,887
- ze wsi	-0,0462	0,955	7,555	6,09	135,43	0,788
<u>Mężczyźni</u>	-0,0699	0,932	8,360	12,27	199,21	0,938
- z miast	-0,0719	0,931	6,680	10,98	138,63	0,923
- ze wsi	-0,0695	0,933	8,153	11,61	184,99	0,931
<u>Do miast</u>	-0,0809	0,922	8,081	13,56	184,09	0,948
- z miast	-0,0785	0,925	6,494	11,62	130,68	0,931
- ze wsi	-0,0815	0,922	7,852	12,94	169,37	0,944

1.	2.	3.	4.	5.	6.	7.
Na wieś	-0,0438	0,957	6,962	6,69	144,37	0,817
- z miast	-0,0459	0,955	4,916	5,62	81,63	0,759
- ze wsi	-0,0434	0,957	6,822	5,95	126,79	0,779
<u>Kobiety</u>	-0,0813	0,922	8,552	13,40	191,59	0,947
- z miast	-0,0866	0,917	6,960	13,06	142,64	0,945
- ze wsi	-0,0800	0,923	8,324	12,87	182,05	0,943
Do miast	-0,0931	0,911	8,299	13,79	167,06	0,950
- z miast	-0,0905	0,913	6,753	13,29	134,73	0,946
- ze wsi	-0,0938	0,910	8,059	13,38	156,19	0,947
Na wieś	-0,0517	0,950	7,080	7,50	139,46	0,849
- z miast	-0,0710	0,931	5,282	7,38	74,61	0,845
- ze wsi	-0,0487	0,952	6,900	5,93	114,11	0,778

Źródło: Obliczenia własne.

Oszacowane parametry trendu wykładniczego wskazują na:

1. Znacznie wyższe średnioroczne tempo zmniejszania się odpływu do miast niż na wieś.
2. Wyższe tempo zmniejszania się odpływu na pobyt stały poza granice województwa kobiet niż mężczyzn.
3. Nieznacznie wyższe tempo zmniejszania się odpływu z miast województwa niż z obszarów wiejskich.

Należy również podkreślić wysoki stopień dopasowania do przyjętego modelu danych empirycznych oraz istotność parametrów strukturalnych we wszystkich modelach trendu.

Opisane powyżej tendencje spowodowały zmiany w strukturach odpływu w zależności od kierunku, polegające m.in. na:

1. Zmniejszeniu udziału odpływu do miast w ogólnej liczbie odpływających osób z 75,5% w 1976 roku do 67% w 1987 roku.
2. Zmniejszeniu udziału kobiet w ogólnej liczbie odpływających z 52,9% w 1976 roku do 52,0% w 1987 roku.
3. Nieznacznym zmniejszeniu udziału odpływu z miast w ogólnej liczbie odpływających z 18,9% w 1976 roku do 18,4% w 1987 roku.

5.1.2. Porównawcza analiza poziomu i kierunków odpływu w latach 1978-1979 oraz 1986-1987

Zmiany odpływu ludności w obu wybranych okresach generalnie rzecz biorąc mieszczą się w opisanej w punkcie 5.1.1 tendencji zmian odpływu w latach 1976-1987. Dokładne dane liczbowe w tym zakresie zawiera tablica 8.

W ciągu dwu lat 1986-1987 z obszaru województwa zamojskiego odpłynęło na pobyt stały 8,5 tys. osób, tj. o 43,6% mniej niż w latach 1978-1979, przy czym odpływ z miast zmniejszył się o 48,3%, zaś ze wsi ograniczenie odpływu było nieco mniejsze i wyniosło 42,4%.

Niejednakowe było również tempo zmian odpływu do miast i na wieś. Znacznie większe, bo niemal 48-procentowe było ograniczenie odpływu do miast, podczas gdy na wieś innych województw na pobyt stały odpłynęło w latach 1986-1987 tylko o 31,3%

Tablica 8.

Zmiany odpływu ludności woj. zamojskiego
poza jego granice według kierunków
w latach 1978-1979 oraz 1986-1987

Kierunki odpływu	Odpływ w latach		Dynamika
	1978-1979	1986-1987	
1.	2.	3.	4.
<u>Ogółem</u>	15089	8517	56,4
- z miast	2979	1539	51,7
- ze wsi	12110	6978	57,6
Do miast	11019	5721	51,9
- z miast	2420	1200	49,6
- ze wsi	8599	4521	52,6
Na wieś	4070	2796	68,7
- z miast	559	339	60,6
- ze wsi	3511	2457	70,0
<u>Mezcyźni</u>	6860	4166	60,7
- z miast	1273	743	58,4
- ze wsi	5587	3423	61,3
Do miast	4918	2789	56,7
- z miast	1053	574	54,5
- ze wsi	3865	2215	57,3
Na wieś	1942	1377	70,9
- z miast	220	169	76,8
- ze wsi	1722	1208	70,2
<u>Kobiety</u>	8229	4351	52,9
- z miast	1706	796	46,7
- ze wsi	6523	3555	54,5

1.	2.	3.	4.
Do miast	6101	2932	48,1
- z miast	1367	626	45,8
- ze wsi	4734	2306	48,7
Na wieś	2128	1419	66,7
- z miast	339	170	50,1
- ze wsi	1789	1249	69,8

Źródło: Obliczenia własne w oparciu o [114].

mieszkańców woj. zamojskiego mniej niż w latach 1978-1979.

W przypadku zamieszkujących dotychczas na obszarach wiejskich woj. zamojskiego i podejmujących decyzje o zamieszkanu na obszarach wiejskich innych województw ograniczenie odpływu wyniosło 30%.

Podobne kierunki zmian odpływu, chociaż z różnym nasileniem, występowały w populacjach mężczyzn i kobiet. W obu analizowanych okresach z obszaru województwa zamojskiego poza jego granice odpływało więcej kobiet niż mężczyzn, ale jednocześnie nastąpiło o wiele większe ograniczenie odpływu kobiet niż mężczyzn.

Tablica 9.

Liczba odpływających poza granice
województwa kobiet na 1000 odpływających mężczyzn
w analizowanym okresie

Kierunek odpływu	1978-1979	1986-1987
<u>Ogółem</u>	1200	1044
- z miast	1340	1071
- ze wsi	1168	1039
Do miast	1241	1051
- z miast	1298	1091
- ze wsi	1225	1041
Na wieś	1096	1031
- z miast	1541	1006
- ze wsi	1039	1034

Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych z tablicy 8.

I tak, o ile w latach 1978-1979 poza granice województwa zamojskiego na pobyt stały odpłynęło 8,2 tys. kobiet, tj. o 20% więcej niż mężczyzn, to w latach 1986-1987 odpływ kobiet wyniósł 4,4 tysiące i był tylko o 4,4% wyższy niż odpływ mężczyzn.

Szczególnie duże ograniczenie odpływu kobiet nastąpiło w przypadku migracji do miast i to zarówno ze wsi jak i miast woj. zamojskiego. W latach 1978-1979 do miast innych województw

odpłynęło o 24,1% więcej kobiet niż mężczyzn, a w drugim z analizowanych okresów przewaga liczebna kobiet wyniosła już tylko 5,1%.

Zmiany ogólnych wielkości odpływu mieszkańców woj. zamojskiego poza jego granice były wynikiem zmian wielkości odpływu do poszczególnych województw i to zarówno w przekroju miasto-wieś jak i według płci, a te nie zawsze odpowiadały wyżej opisanym generalnym tendencjom.

I tak:

1. Ogólnemu zmniejszeniu odpływu mieszkańców woj. zamojskiego poza jego granice towarzyszył wzrost odpływu do województw radomskiego (o 14,7%) oraz skierniewickiego (o 3,7%), a odpływ do woj. przemyskiego nie zmienił się.
2. W przypadku odpływu do miast zanotowano wzrost odpływu do miast województw: skierniewickiego (o 65,2%) i radomskiego (o 12,2%), a odpływ do miast woj. piłskiego nie uległ zmianie. Z kolei przy odpływie na wieś jego poziom zwiększył się w przypadku migracji do obszarów wiejskich województw: tarnowskiego (o 55,2%), radomskiego (o 19,2%), przemyskiego (o 15,6%), rzeszowskiego (o 11,8%) i suwalskiego (o 10,0%).
3. Najwyższe ograniczenie odpływu nastąpiło do województw: gdańskiego (o 67,6%), łomżyńskiego (o 66,7%) wrocławskiego (o 65,6%), zielonogórskiego (o 62,2%) oraz elbląskiego (o 60,0%).
4. Zanotowanemu ogólnemu wyższemu spadkowi odpływu do miast niż na wieś w przypadku 14 województw towarzyszyła sytuacja odwrotna.

5. Większemu ogólnemu ograniczeniu odpływu kobiet niż mężczyzn w przypadku odpływu do 19 województw odpowiadała sytuacja odwrotna, przy czym odpływ kobiet do województwa radomskiego wzrósł o 20%, a do przemyskiego pozostał na niezmiennym poziomie.

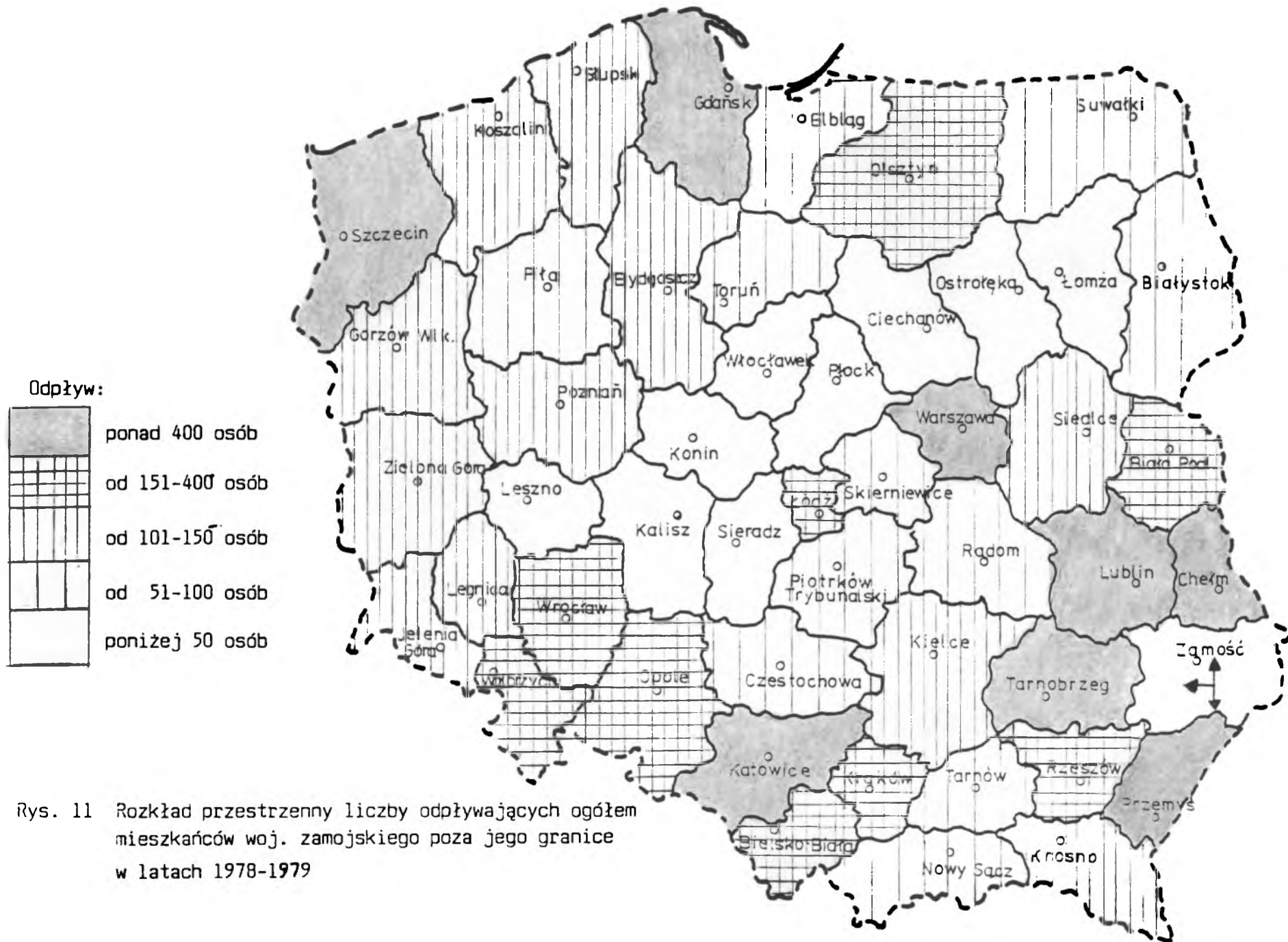
Przestrzenne rozkłady odpływu mieszkańców woj. zamojskiego w obu analizowanych okresach przedstawiono na rysunkach 11 i 12.

Zwraca uwagę duża stabilność kolejności czołowych, pod względem napływu mieszkańców woj. zamojskiego, województw w obu okresach.

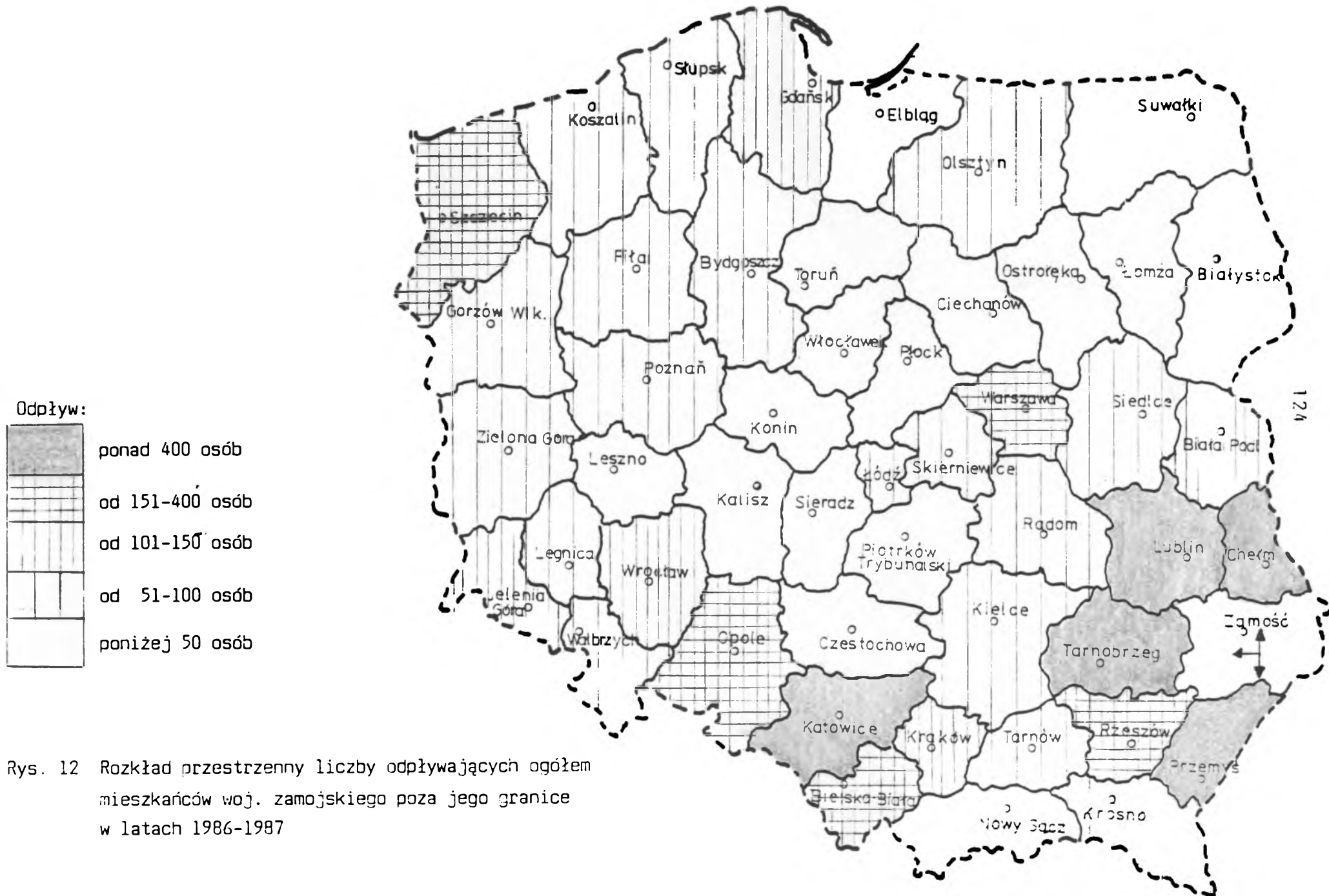
Przy napływie z woj. zamojskiego do miast czołowe miejsca w obu okresach zajmują województwa: lubelskie, katowickie, chełmskie, warszawskie, przy czym w latach 1978-1979, przy odpływie mężczyzn do miast, warszawskie zostało wyprzedzone przez gdańskie.

W przypadku napływu z woj. zamojskiego na obszary wiejskie w latach 1986-1987, w porównaniu z okresem poprzednim, woj. lubelskie na pierwszym miejscu zostało zastąpione przez chełmskie, zaś tarnobrzeskie na trzecim przez woj. przemyskie.

Województwa o największym napływie mieszkańców woj. zamojskiego w obu okresach wraz z wielkością tego napływu wymieniono w tablicy 10.



Rys. 11 Rozkład przestrzenny liczby odpływających ogółem mieszkańców woj. zamojskiego poza jego granice w latach 1978-1979



Rys. 12 Rozkład przestrzenny liczby odpywających ogółem mieszkańców woj. zamojskiego poza jego granice w latach 1986-1987

Tablica 10

Województwa o największym napływie mieszkańców woj. zamojskiego

Kierunek		Nazwa województwa zajmującego pod względem napływu mieszkańców woj. zamojskiego			
		miejsce			
		pierwsze	drugie	trzecie	czwarte
<u>Ogółem</u>	1978-1979	lubelskie (3787)	katowickie (2436)	chełmskie (1691)	tarnobrzeskie (674)
	1986-1987	lubelskie (1830)	katowickie (1189)	chełmskie (1166)	tarnobrzeskie (514)
Do miast	1978-1979	lubelskie (2964)	katowickie (2323)	chełmskie (945)	warszawskie (413)
	1986-1987	lubelskie (1366)	katowickie (1127)	chełmskie (617)	warszawskie (340)
Na wieś	1978-1979	lubelskie (823)	chełmskie (746)	tarnobrzeskie (399)	przemyskie (256)
	1986-1987	chełmskie (549)	lubelskie (464)	przemyskie (296)	tarnobrzeskie (247)
<u>Mezcyżni</u>	1978-1979	lubelskie (1586)	katowickie (1194)	chełmskie (718)	tarnobrzeskie (309)
	1986-1987	lubelskie (912)	chełmskie (598)	katowickie (591)	tarnobrzeskie (254)
Do miast	1978-1979	lubelskie (1190)	katowickie (1137)	chełmskie (399)	gdańskie (192)
	1986-1987	lubelskie (681)	katowickie (567)	chełmskie (321)	warszawskie (154)
Na wieś	1978-1979	lubelskie (396)	chełmskie (319)	tarnobrzeskie (184)	przemyskie (128)
	1986-1987	chełmskie (277)	lubelskie (231)	przemyskie (139)	tarnobrzeskie (122)
<u>Kobiety</u>	1978-1979	lubelskie (2201)	katowickie (1242)	chełmskie (973)	tarnobrzeskie (365)
	1986-1987	lubelskie (918)	katowickie (598)	chełmskie (568)	tarnobrzeskie (260)
Do miast	1978-1979	lubelskie (1774)	katowickie (1186)	chełmskie (546)	warszawskie (234)
	1986-1987	lubelskie (685)	katowickie (560)	chełmskie (296)	warszawskie (186)
Na wieś	1978-1979	chełmskie (427)	lubelskie (427)	tarnobrzeskie (215)	przemyskie (128)
	1986-1987	chełmskie (272)	lubelskie (233)	przemyskie (157)	tarnobrzeskie (125)

Źródło: Obliczenia własne w oparciu o materiały WUS w Zamościu.

Uwaga: Liczby w nawiasach przy województwach oznaczają wielkość napływających do nich mieszkańców woj. zamojskiego.

5.1.3. Rozkłady_zmiennych_objaśnianych

W związku z tym, że stosowane procedury obliczeniowe wykorzystują logarytmy wskaźników odpływu, przeanalizujemy ich rozkłady. Charakteryzowały się one następującymi cechami i tendencjami:

1. W latach 1978-1979 wartości współczynników zmienności wahały się w zależności od kierunków odpływu od 20,3% do 24,1%. W drugim z analizowanych okresów nastąpił wzrost zmienności we wszystkich kierunkach odpływu i wartości współczynników zmienności wahały się od 23,3% do 32,2%.

Na podkreślenie zasługuje fakt, że wzrost zmienności analizowanych zmiennych nastąpił wraz z obniżeniem ich średniej arytmetycznej, co świadczy o nierównomiernym tempie zmian odpływu do poszczególnych województw, na co wskazywała już analiza, której wyniki przedstawiono w punkcie 5.1.2. Jednocześnie wzrost wartości współczynników zmienności następuje wraz z dezagregacją ogólnej wartości odpływu na poszczególne kierunki.

2. W latach 1986-1987 w przypadku wszystkich analizowanych rozkładów nastąpił w porównaniu z poprzednim okresem spadek wartości współczynników asymetrii, przy czym szczególnie duże zmniejszenie jego wartości miało miejsce przy odpływie na wieś, a rozkład logarytmu wskaźnika odpływu męzczyzn na wieś zmienił kierunek asymetrii z dodatniej na ujemną.

Zmniejszenie dodatnich wartości współczynników asymetrii wynika z tego, że latach 1986-1987 zmniejszyła się liczba województw, do których notowano szczególnie duży, w porównaniu ze średnim, odpływ jak również relatywnie zmniejszyły się wartości skrajnie dużych odpływów.

3. Wartości wszystkich współczynników koncentracji są większe od 3, co oznacza, że wszystkie rozkłady są nieco "smuklejsze" niż rozkład normalny.

Dokładne wartości podstawowych statystyk opisujących rozkłady zmiennych objaśnianych zamieszczonych w tabeli 11.

Pomimo, że rozkłady wszystkich zmiennych objaśnianych nie są dokładnie rozkładami normalnymi, to jednak w obu analizowanych okresach nie dostrzeżono znacznych odchyżeń od charakterystyk rozkładu normalnego i tym samym do wyjaśnienia zmienności logarytmów wskaźników odpływu na pobyt stały z województwa zamojskiego można stosować metody analizy regresji liniowej.

Tablica 11

Podstawowe statystyki opisujące rozkłady
zmiennych objaśnianych (tzn. lny_g)

Kierunki odpływu a/ 1978-1979 b/ 1986-1987		Średnia arytmetyczna	Współczynnik zmienności V	Współczynnik esymetrii A	Współczynnik koncentracji K
<u>Ogółem poza</u>					
województwo	a/	5,652	0,203	0,863	3,652
(lny_1)	b/	5,030	0,233	0,745	3,4811
Do miast	a/	5,186	0,237	0,864	3,656
(lny_2)	b/	4,459	0,293	0,559	3,393
Na wieś	a/	4,510	0,227	0,899	4,091
(lny_3)	b/	3,960	0,305	0,178	4,166
<u>Mezcyżni ogółem</u>					
	a/	5,606	0,201	0,825	3,703
(lny_4)	b/	5,009	0,236	0,692	3,703
Do miast	a/	5,125	0,238	0,802	3,634
(lny_5)	b/	4,431	0,306	0,079	4,936
Na wieś	a/	4,478	0,230	0,776	4,269
(lny_6)	b/	3,933	0,322	-0,151	4,658
<u>Kobiety ogółem</u>					
	a/	5,683	0,207	0,823	3,565
(lny_7)	b/	5,034	0,236	0,700	3,251
Do miast	a/	5,223	0,241	0,829	3,584
(lny_8)	b/	4,438	0,312	0,329	3,125
Na wieś	a/	4,517	0,238	0,756	3,750
(lny_9)	b/	3,935	0,313	0,061	4,647

Źródło: Obliczenia własne.

5.2. Potencjalne zmienne objaśniające opisujące rozwój społeczno-gospodarczy

Rozwój społeczno-gospodarczy województw, do których od-
pływała ludność województwa zamojskiego w obu okresach, został
opisany za pomocą 64 zmiennych.

Przy zbieraniu danych liczbowych przyjęto zasadę, że
dla zmiennych opisujących stan zjawiska społeczno-gospodarcze-
go przyjmowano wartości zarejestrowane w środku każdego z ana-
lizowanych okresów, tj. na dzień 31.12.1978 roku dla lat
1978-1979 oraz na dzień 31.12.1986 dla lat 1986-1987.³²

Dla zmiennych opisujących zjawisko społeczno-gospodarcze w pos-
taci strumieni, wartości poszczególnych zmiennych przyjmowano
jako przeciętne dwuletnie.

Spośród przyjętych do badania potencjalnych zmiennych
opisujących rozwój społeczno-gospodarczy przeważały jednak zde-
cydowanie zmienne opisujące stany; liczba zmiennych w postaci
strumieni ograniczyła się do czterech (x_{10} , x_{40} , x_{41} , x_{64}).

Wszystkie potencjalne zmienne objaśniające podzielono
na 13 grup zmiennych o zbliżonej treści ekonomicznej.

³² Nieznacznym odstępstwem od tej zasady wynikającej z trybu
zbierania danych przez organy statystyki było przyjęcie da-
nych dotyczących liczby absolwentów szkół wyższych (x_{35}) na
dzień 30.06.1978(1986) odsetka dzieci w wieku 3-6 lat obję-
tych wychowaniem przedszkolnym (x_{56} - x_{58}) według stanu na
dzień 30.09.1978(1986), informacji o źródłach utrzymania
ludności poszczególnych województw (x_{22}) według stanu na
7.12.1978 oraz 30.06.1986 r. oraz struktury agrarnej indy-
widualnych gospodarstw rolnych według stanu na 30.06.1978
(1986).

Grupa pierwsza obejmuje cztery zmienne (x_1-x_4) charakteryzujące stan oraz gęstość zaludnienia poszczególnych województw.

Grupa druga zawiera pięć zmiennych (x_5-x_9), opisujących poziom zurbanizowania województw. Oprócz powszechnie stosowanych do oceny stopnia urbanizacji, wskaźników w postaci liczby ludności miejskiej (x_5) oraz udziału ludności miejskiej w ogólnej liczbie mieszkańców (x_9) w grupie tej znalazły się również zmienne opisujące liczbę ludności zamieszkującej miasta różnej wielkości (x_6-x_8). Przyjęcie szerokiej gamy wskaźników opisujących stopień zurbanizowania województw wynikał z przeświadczenia, że wielkość i struktura odpływu do miast może również zależeć od wielkości tych miast.³³

Poziom wynagrodzeń został opisany tylko przez jedną zmienną, tj. przeciętne wynagrodzenie miesięczne w przemyśle (x_{10}). Rozszerzenie tej grupy o inne zmienne (np. przeciętne wynagrodzenia w gospodarce uspołecznionej, w sferze produkcji materialnej itp.), choć niewątpliwie pożyteczne, było niemożliwe ze względu na niedostępność tego typu danych w układzie wojewódzkim dla 1978 roku. Wydaje się jednak, że zmienna opisująca przeciętne wynagrodzenie w przemyśle może być reprezentantem zmiennych opisujących kształtowanie się wynagrodzeń w gospodarce uspołecznionej, jako że obejmuje największy jej dział. Obliczone dla dwuletniego okresu (1986-1987) współczynniki korelacji pomiędzy logarytmami przeciętnego wynagrodzenia

³³ Na zróżnicowany charakter napływu ludności do miast w zależności od ich wielkości zwraca uwagę K. Makowska [66].

w przemyśle i w całej gospodarce uspołecznionej, a także sferze produkcji materialnej gospodarki uspołecznionej wyniosły odpowiednio 0,956 oraz 0,967.

W grupie czwartej zebrano zmienne opisujące rynek pracy poszczególnych województw (x_{11} - x_{16}). Grupa ta zawiera zarówno zmienne informujące o bezwzględnej ilości wolnych miejsc pracy zgłaszanych przez jednostki gospodarki uspołecznionej do wydziałów zatrudnienie (x_{11} - x_{13}) jak też wskaźniki wolnych miejsc pracy do liczby zatrudnionych (x_{14} - x_{16}).

Grupa piąta zawiera informacje o ogólnej liczbie zatrudnionych w jednostkach gospodarki uspołecznionej poszczególnych województw (x_{17}), a także o stanie zatrudnienia według płci (x_{18} - x_{19}) oraz w przekroju miasto (x_{20})-wieś (x_{21}).

Zmienne opisujące strukturę ludności według źródeł utrzymania (x_{22}), a także strukturę zatrudnienia w odniesieniu do liczby mieszkańców poszczególnych województw (x_{23} - x_{28}) zaliczono do grupy szóstej.

W grupie siódmej znalazły się informacje o poziomie zatrudnienia w gospodarce uspołecznionej osób z wyższym wykształceniem ogółem oraz według płci (x_{29} - x_{31}) jak również wskaźniki nasycenia gospodarki uspołecznionej kadrami z wyższym wykształceniem (x_{32} - x_{34}), a także dane o stanie szkolnictwa wyższego w poszczególnych województwach (x_{35}).

O nasyceniu gospodarki narodowej majątkiem trwałym (x_{36} - x_{39}) jak również o procesach i poziomie inwestowania w układzie województw (x_{40} - x_{41}) dostarczają informacji zmienne grupy ósmej.

Liczba osób oczekujących na mieszkanie w relacji do ilości oddawanych do użytku w gospodarce uspołecznionej mieszkań (x_{42}), a także informacje o wyposażeniu mieszkań w podstawowe urządzenia sanitarno-komunalne, zarówno w całym województwie, jak też w przekroju miasto-wieś (x_{43} - x_{46}), tworzą grupę dziewiątą.

Infrastruktura techniczna (grupa dziesiąta) opisana została za pomocą wskaźników telefonizacji (x_{47} - x_{49}), a także wskaźników nasycenia obszarów województw liniami kolejowymi (x_{50}) i drogami utwardzonymi (x_{51}).

Grupa jedenasta obejmuje zmienne opisujące nasycenie placówkami i kadrami handlowo-usługowymi (x_{52} - x_{55}).

Grupa dwunasta zaś obrazuje wyposażenie województw w podstawowe placówki infrastruktury społecznej (x_{56} - x_{60}) oraz nasycenie kadrami lekarskimi (x_{61}).

Warunki dla rozwoju i efektywność rolnictwa opisują trzy zmienne (x_{62} - x_{64}) grupy trzynastej.

Lista potencjalnych zmiennych objaśniających

Grupa 1: Ogólna charakterystyka zaludnienia

- x_1 - Gęstość zaludnienia (liczba osób na 1 km² powierzchni województwa) w końcu 1978 i 1986 roku.
- x_2 - Udział ludności w wieku poprodukcyjnym w ogólnej liczbie mieszkańców województwa w końcu 1978 i 1986 roku.
- x_3 - Ogólna liczba mieszkańców województwa w końcu 1978 i 1986 roku.

x_4 - Liczba ludności wiejskiej województwa w końcu 1978 i 1986 roku.

Grupa 2: Poziom urbanizacji

x_5 - Liczba ludności w miastach województwa w końcu 1978 i 1986 roku.

x_6 - Liczba ludności mieszkającej w miastach powyżej 20 tys. mieszkańców w końcu 1978 i 1986 roku.

x_7 - Liczba ludności mieszkającej w miastach powyżej 50 tys. mieszkańców w końcu 1978 i 1986 roku.³⁴

x_8 - Liczba ludności mieszkającej w miastach powyżej 100 tys. mieszkańców w końcu 1978 i 1986 roku.³⁴

x_9 - Udział ludności miejskiej w ogólnej liczbie mieszkańców województwa w końcu 1978 i 1986 roku.

Grupa 3: Poziom wynagrodzeń

x_{10} - Przeciętne wynagrodzenie miesięczne w przemyśle uspołecznionym w latach 1978-1979 oraz 1986-1987.

Grupa 4: Charakterystyka lokalnych rynków pracy

x_{11} - Ogólna liczba wolnych miejsc pracy zgłoszonych przez jednostki gospodarki uspołecznionej do wydziałów zatrudnienia województwa w końcu 1978 i 1986 roku.

x_{12} - Liczba wolnych miejsc pracy dla mężczyzn zgłoszonych przez j.g.u. w końcu 1978 i 1986 roku.

³⁴ W przypadku braku takich miast przyjmowano umowną wartość 1.

- x₁₃ - Liczba wolnych miejsc pracy dla kobiet zgłaszanych przez J.g.u. w końcu 1978 i 1986 roku.
- x₁₄ - Wolne miejsca pracy na 10 tys. zatrudnionych w gospodarce uspołecznionej w końcu 1978 i 1986 roku.
- x₁₅ - Wolne miejsca pracy dla mężczyzn na 10 tys. zatrudnionych w gospodarce uspołecznionej mężczyzn w końcu 1978 i 1986 roku.
- x₁₆ - Wolne miejsca pracy dla kobiet na 10 tys. zatrudnionych w gospodarce uspołecznionej kobiet w końcu 1978 i 1986 roku.

Grupa 5: Poziom zatrudnienia w gospodarce uspołecznionej

- x₁₇ - Ogólna liczba zatrudnionych w gospodarce uspołecznionej województwa w końcu 1978 i 1986 roku.
- x₁₈ - Liczba zatrudnionych w gospodarce uspołecznionej województwa mężczyzn w końcu 1978 i 1986 roku.
- x₁₉ - Liczba zatrudnionych w gospodarce uspołecznionej województwa kobiet w końcu 1978 i 1986 roku.
- x₂₀ - Liczba zatrudnionych w gospodarce uspołecznionej miast w końcu 1978 i 1986 roku.
- x₂₁ - Liczba zatrudnionych w gospodarce uspołecznionej na wsi w końcu 1978 i 1986 roku.

Grupa 6: Struktura zatrudnienia w gospodarce narodowej

- x₂₂ - Udział ludności posiadającej pozarolnicze główne źródło utrzymania w ogólnej liczbie mieszkańców województwa według stanu na 7.12.1978 roku oraz 30.06.1986 roku.

- x₂₃ - Liczba zatrudnionych w gospodarce uspołecznionej na 1000 mieszkańców województwa w końcu 1978 i 1986 roku.
- x₂₄ - Liczba zatrudnionych w gospodarce uspołecznionej mężczyzn na 1000 zamieszkujących województwo mężczyzn w końcu 1978 i 1986 roku.
- x₂₅ - Liczba zatrudnionych w gospodarce uspołecznionej kobiet na 1000 zamieszkujących województwo kobiet w końcu 1978 i 1986 roku.
- x₂₆ - Liczba zatrudnionych w gospodarce uspołecznionej w miastach na 1000 mieszkańców miast w końcu 1978 i 1986 roku.
- x₂₇ - Liczba zatrudnionych w gospodarce uspołecznionej na wsi na 1000 mieszkańców obszarów wiejskich województwa w końcu 1978 i 1986 roku.
- x₂₈ - Liczba zatrudnionych w uspołecznionych przedsiębiorstwach przemysłowych na 1000 ludności województwa w końcu 1978 i 1986 roku.

Grupa 7: Poziom i nasycenie gospodarki uspołecznionej kadrami z wyższym wykształceniem

- x₂₉ - Ogólna liczba osób zatrudnionych w gospodarce uspołecznionej posiadających wyższe wykształcenie w końcu 1978 i 1986 roku.
- x₃₀ - Liczba zatrudnionych w gospodarce uspołecznionej mężczyzn posiadających wyższe wykształcenie w końcu 1978 i 1986 roku.

- x₃₁ - Liczba zatrudnionych w gospodarce uspołecznionej kobiet posiadających wyższe wykształcenie w końcu 1978 i 1986 roku.
- x₃₂ - Liczba zatrudnionych osób posiadających wyższe wykształcenie na 1000 zatrudnionych w gospodarce uspołecznionej w końcu 1978 i 1986 roku.
- x₃₃ - Liczba zatrudnionych mężczyzn z wyższym wykształceniem na 1000 zatrudnionych w gospodarce uspołecznionej mężczyzn w końcu 1978 i 1986 roku.
- x₃₄ - Liczba zatrudnionych kobiet z wyższym wykształceniem na 1000 zatrudnionych w gospodarce uspołecznionej kobiet w końcu 1978 i 1986 roku.
- x₃₅ - Liczba absolwentów szkół wyższych na 100 tys. mieszkańców województwa według stanu na 30.06.1978 oraz 30.06.1986 roku.³⁵

Grupa 8: Nasylenie gospodarki majątkiem trwałym oraz poziom inwestowania

- x₃₆ - Wartość brutto środków trwałych na 1 mieszkańca w końcu 1978 i 1986 roku.
- x₃₇ - Wartość brutto środków trwałych na 1 km² powierzchni województwa w końcu 1978 i 1986 roku.
- x₃₈ - Wartość brutto nieprodukcyjnych środków trwałych na 1 mieszkańca w końcu 1978 i 1986 roku.

³⁵ W przypadku braku absolwentów szkół wyższych w danym województwie przyjmowano umowną wartość 1.

- x₃₉ - Wartość brutto nieprodukcyjnych środków trwałych na 1 km² powierzchni województwa w końcu 1978 i 1986 roku.
- x₄₀ - Średnioroczne nakłady inwestycyjne na 1 mieszkańca w latach 1978-1979 oraz 1986-1987.
- x₄₁ - Średnioroczne nakłady inwestycyjne na 1 km² powierzchni województwa w latach 1978-1979 oraz 1986-1987.

Grupa 9: Ilość oraz wyposażenie mieszkań w podstawowe urządzenia sanitarno-komunalne

- x₄₂ - Oczekujący na mieszkania kandydaci w wieku powyżej 18 lat i członkowie spółdzielni na 100 izb oddanych do użytku w budownictwie uspołecznionym w końcu 1978 i 1986 roku.
- x₄₃ - Odsetek mieszkań wyposażonych w wodociąg w miastach w końcu 1978 i 1986 roku.
- x₄₄ - Odsetek mieszkań wyposażonych w centralne ogrzewanie w miastach w końcu 1978 i 1986 roku.
- x₄₅ - Odsetek mieszkań wyposażonych w wodociąg na wsi w końcu 1978 i 1986 roku.
- x₄₆ - Odsetek mieszkań wyposażonych w centralne ogrzewanie na wsi w końcu 1978 i 1986 roku.

Grupa 10: Poziom nasycenie infrastruktura techniczna

- x₄₇ - Liczba abonentów telefonicznych w województwie na 1000 ludności ogółem w końcu 1978 i 1986 roku.
- x₄₈ - Liczba abonentów telefonicznych w miastach na 1000 ludności miejskiej w końcu 1978 i 1986 roku.

- x₄₉ - Liczba abonentów telefonicznych na wsi na 1000 ludności wiejskiej w końcu 1978 i 1986 roku.
- x₅₀ - Długość linii kolejowych na 100 km² powierzchni województwa w końcu 1978 i 1986 roku.
- x₅₁ - Długość dróg o nawierzchni utwardzonej na 100 km² powierzchni województwa w końcu 1978 i 1986 roku.

Grupa 11: Nasylenie placówkami i kadrami handlowo-usługowymi

- x₅₂ - Wartość sprzedaży detalicznej na 1 mieszkańca województwa w końcu 1978 i 1986 roku.
- x₅₃ - Wartość usług na 1 mieszkańca województwa w końcu 1978 i 1986 roku.
- x₅₄ - Powierzchnie ogólna sklepów na 1000 mieszkańców województwa w końcu 1978 i 1986 roku.
- x₅₅ - Liczba osób zatrudnionych w usługach na 1000 mieszkańców województwa w końcu 1978 i 1986 roku.

Grupa 12: Poziom nasylenie kadrami i placówkami z zakresu infrastruktury społecznej

- x₅₆ - Liczba dzieci w placówkach wychowania przedszkolnego na 1000 dzieci w wieku 3-6 lat według stanu na 30.09.1978 oraz 30.09.1986 roku.
- x₅₇ - Liczba dzieci w placówkach wychowania przedszkolnego w miastach na 1000 dzieci w wieku 3-6 lat w miastach według stanu na 30.09.1978 oraz 30.09.1986 roku.
- x₅₈ - Liczba dzieci w placówkach wychowania przedszkolnego na wsi^{na} 1000 dzieci w wieku 3-6 lat na wsi według stanu

stanu na 30.09.1978 oraz 30.09.1986 roku.

- x₅₉ - Liczba widzów w teatrach na 1000 ludności w końcu 1978 i 1986 roku.
- x₆₀ - Liczba łóżek w szpitalach ogólnodostępnych na 10000 ludności w końcu 1978 i 1986 roku.
- x₆₁ - Liczba lekarzy na 10000 ludności w końcu 1987 i 1986 roku.

Grupa 13: Warunki dla rozwoju i efektywność rolnictwa

- x₆₂ - Wartość rolniczej przestrzeni produkcyjnej według [76]³⁶
- x₆₃ - Udział gospodarstw o powierzchni ogólnej powyżej 10 hektarów w ogólnej liczbie indywidualnych gospodarstw rolnych według stanu na 30.06.1978 oraz 30.06.1986 roku.
- x₆₄ - Średnioroczna wartość skupu produktów rolnych na 1 hektar użytków rolnych w latach 1978-1979 oraz 1986-1987.

5.3. Analiza korelacji pomiędzy wielkością odpływu a poziomem rozwoju społeczno-gospodarczego³⁷

Dla obu analizowanych okresów obliczono wartości współczynników korelacji pomiędzy logarytmami wskaźników odpływu, a logarytmami 64 potencjalnych zmiennych opisujących rozwój

³⁶ Dla obu okresów przyjęto takie same wskaźniki.

³⁷ W punkcie tym analizowano wartości współczynników korelacji pomiędzy logarytmami wskaźników odpływu, a logarytmami poszczególnych zmiennych opisujących rozwój społeczno-gospodarczy i gdy nawet podczas opisu tego wyraźnie nie zaznaczono, to właśnie takie relacje miano na myśli.

społeczno-gospodarczy województw, do których odpływali na pobyt staży mieszkańcy woj. zamojskiego.

W obu okresach zdecydowanie więcej istotnie skorelowanych z wielkością odpływu potencjalnych zmiennych objaśniających wystąpiło w przypadku odpływu do miast niż na wieś, a udział zmiennych istotnie skorelowanych przy odpływie do miast (na poziomie 0,05) w ogólnej liczbie zmiennych objaśniających wahał się w zależności od płci i okresu od 57,8% do 70,3%.

Tablica 12

Liczba potencjalnych zmiennych objaśniających opisujących rozwój społeczno-gospodarczy istotnie skorelowanych z wielkością odpływu

Kierunki odpływu	Lata		Liczba zmiennych, które w latach 1986-1987 w porównaniu z okresem poprzednim	
	1978-1979	1986-1987	wzrosły istotność	utraciły istotność
<u>Opółem</u>	41	38	4	7
Do miast	43	43	6	6
Na wieś	2	3	2	1
<u>Mężczyźni opółem</u>	40	38	4	6
Do miast	42	41	5	6
Na wieś	2	2	1	1
<u>Kobiety opółem</u>	41	37	3	7
Do Miast	43	45	7	5
Na wieś	4	4	3	3

Źródło: Obliczenia własne.

UWAGA: Wartość teoretyczna współczynnika korelacji przy 46 stopniach swobody i na poziomie istotności 0,05 wynosi 0,285

Szczególnie mała liczba (po 2 w każdym okresie) istotnych korelacji wystąpiła w przypadku odpływu mężczyzn na wieś.

Poza odpływem na wieś w latach 1986-1987 znacznie więcej potencjalnych zmiennych objaśniających było silniej skorelowanych z odpływem kobiet niż mężczyzn.

Tablica 13

Liczba potencjalnych zmiennych objaśniających opisujących rozwój społeczno-gospodarczy silniej skorelowanych z odpływem kobiet niż mężczyzn

Kierunki odpływu	1978-1979	1986-1987
<u>Ogółem</u>	52	46
Do miast	52	49
Na wieś	48	19

Źródło: Obliczenia własne.

Różnice bezwzględnych wartości współczynników korelacji pomiędzy odpływem mężczyzn a kobiet nie były zbyt wielkie i w latach 1978-1979 nie przekraczały 0,1, zaś w latach 1986-1987 nie przekraczały 0,15.

Generalnie rzecz biorąc w latach 1986-1987, w porównaniu z okresem poprzednim, większa część potencjalnych zmiennych objaśniających opisujących rozwój społeczno-gospodarczy zmniejszyła poziom skorelowania z wielkością odpływu, przy czym dotyczyło to wszystkich kierunków odpływu, a najwyraźniej

zjawisko to wystąpiło w przypadku odpływu mężczyzn do miast, gdzie bezwzględne wartości współczynników korelacji zmniejszyły się aż dla 51 zmiennych, a tylko dla 13 wzrosły. Z kolei w przypadku odpływu mężczyzn na wieś zmniejszeniu skorelowania 33 zmiennych towarzyszył wzrost skorelowania innych 31 zmiennych. Dokładne dane w tym zakresie zawiera tablica 14.

Tablica 14

Liczba zmiennych opisujących rozwój społeczno-gospodarczy, których skorelowanie z odpływem w latach 1986-1987 w porównaniu z okresem poprzednim, wzrosło

Kierunki odpływu	Liczby zmiennych
<u>Ogółem</u>	21
Do miast	21
Na wieś	18
<u>Meżczyźni ogółem</u>	20
Do miast	13
Na wieś	31
<u>Kobiety ogółem</u>	21
Do miast	26
Na wieś	20

Źródło: Obliczenia własne.

Opisanym ogólnym charakterystykom wektorów korelacji pomiędzy logarytmami wskaźników odpływu a logarytmami zmiennych opisujących rozwój społeczno-gospodarczy towarzyszył różny stopień skorelowania zmiennych wchodzących w skład poszczególnych grup, jak też różnokierunkowe zmiany wartości współczynników korelacji w czasie, co przedstawia tablica 16.

W latach 1978-1979 najwyższe skorelowania z odpływem do miast, zarówno mężczyzn, jak i kobiet, wykazywały zmienne opisujące poziom i nasycenie gospodarki uspołecznionej kadrami z wyższym wykształceniem. Odpływ kobiet do miast najsilniej skorelowany był z ogólną liczbą osób zatrudnionych w gospodarce uspołecznionej legitymujących się wyższym wykształceniem ($r_{29} = 0,636$). Odpływ mężczyzn był natomiast najsilniej skorelowany z liczbą zatrudnionych w gospodarce uspołecznionej mężczyzn posiadających wyższe wykształcenie ($r_{30} = 0,630$).

Tablica 15.

Maksymalne wartości współczynników korelacji

Kierunki odpływu	1978-1979		1986-1987	
	Nazwa zmiennej	Wartość wsp. korelacji	Nazwa zmiennej	Wartość wsp. korelacji
<u>Opółem</u>	x_{30}	0,550	x_{12}	0,573
Do miast	x_{30}	0,637	x_{12}	0,675
Na wieś	x_{62}	0,355	x_{63}	-0,424
<u>Mężczyźni</u> ogółem	x_{30}	0,537	x_{12}	0,564
Do miast	x_{30}	0,630	x_{12}	0,644
Na wieś	x_{62}	0,339	x_{63}	-0,389
<u>Kobiety</u> ogółem	x_{30}	0,558	x_{12}	0,575
Do miast	x_{29}	0,636	x_{12}	0,682
Na wieś	x_{62}	0,359	x_{63}	-0,425

Źródło: Obliczenia własne.

Tablica 16

Grupowe średnie arytmetyczne bezwzględnych wartości współczynników korelacji
pomiędzy logarytmami wskaźników odpływu a logarytmami potencjalnych zmiennych objaśniających

Wyodrębnione grupy potencjalnych zmiennych objaśniających	Ogółem						Mężczyźni						Kobiety					
	Razem		Do miast		Na wieś		Razem		Do miast		Na wieś		Razem		Do miast		Na wieś	
	78-79	86-87	78-79	86-87	78-79	86-87	78-79	86-87	78-79	86-87	78-79	86-87	78-79	86-87	78-79	86-87	78-79	86-87
1. Zaludnienie	0,303	0,288	0,352	0,338	0,117	0,105	0,299	0,280	0,349	0,320	0,113	0,109	0,304	0,291	0,351	0,345	0,121	0,090
2. Poziom urbanizacji	0,455	0,363	0,542	0,480	0,154	0,052	0,439	0,354	0,533	0,430	0,138	0,082	0,457	0,367	0,544	0,514	0,170	0,044
3. Poziom wynagrodzeń	0,498	0,354	0,572	0,440	0,193	0,079	0,496	0,372	0,570	0,435	0,191	0,102	0,496	0,329	0,567	0,425	0,194	0,032
4. Rynek pracy	0,180	0,522	0,248	0,607	0,088	0,230	0,174	0,513	0,237	0,581	0,089	0,266	0,189	0,525	0,257	0,607	0,090	0,172
5. Poziom zatrudnienia w gospodarce uspołecz.	0,462	0,442	0,534	0,524	0,196	0,161	0,456	0,432	0,531	0,487	0,185	0,184	0,465	0,447	0,533	0,544	0,207	0,112
6. Struktura zatrudnienia w gospodarce narodowej	0,346	0,316	0,390	0,352	0,197	0,168	0,336	0,316	0,385	0,316	0,178	0,219	0,353	0,313	0,393	0,375	0,209	0,102
7. Poziom i nasycenie gosp.usp.kadrami z wyż- szym wykształceniem	0,508	0,449	0,584	0,538	0,245	0,173	0,494	0,434	0,575	0,501	0,216	0,200	0,516	0,461	0,584	0,557	0,270	0,132
8. Nasycenie majątkiem trwałym	0,405	0,295	0,475	0,355	0,150	0,089	0,396	0,283	0,470	0,330	0,126	0,115	0,408	0,301	0,474	0,355	0,165	0,058
9. Ilość i wyposażenie mieszkań	0,180	0,134	0,222	0,187	0,087	0,068	0,175	0,136	0,218	0,158	0,087	0,057	0,183	0,129	0,224	0,204	0,084	0,100
10. Nasycenie infrastruk- turą techniczną	0,191	0,200	0,234	0,249	0,139	0,100	0,173	0,189	0,220	0,262	0,125	0,109	0,205	0,206	0,242	0,268	0,150	0,119
11. Nasycenie placówkami i kadrami handlowo-usłu- gowymi	0,145	0,150	0,207	0,187	0,103	0,162	0,140	0,149	0,189	0,173	0,108	0,119	0,156	0,151	0,218	0,201	0,095	0,215
12. Nasycenie kadrami i placówkami infrastruk- tury społecznej	0,279	0,291	0,335	0,360	0,146	0,102	0,270	0,281	0,324	0,312	0,125	0,135	0,285	0,297	0,341	0,382	0,161	0,078
13. Warunki rozwoju i efek- tywności rolnictwa	0,296	0,285	0,324	0,312	0,307	0,313	0,298	0,284	0,316	0,269	0,305	0,292	0,296	0,279	0,329	0,302	0,302	0,315

Źródło: Obliczenia własne.

Analiza skorelowania odpływu do miast w latach 1978-1979 z poszczególnymi grupami zmiennych wykazuje również na relatywnie wysoki poziom współczynników korelacji z poziomem wynagrodzeń, poziomem urbanizacji oraz poziomem zatrudnienia w gospodarce uspołecznionej. Z kolei najniższy poziom skorelowania przy odpływie do miast wystąpił ze zmiennymi opisującymi nasyconie placówkami i kadrami handlowo-usługowymi, liczbę i wyposażenie mieszkań w podstawowe urządzenia oraz infrastrukturę techniczną.

Odpływ mężczyzn i kobiet na wieś wykazywał najwyższy poziom skorelowania ze zmiennymi opisującymi warunki dla rozwoju i efektywności rolnictwa. Jednakże znaki współczynników korelacji wskazują, że największe natężenie odpływu mieszkańców woj. zamojskiego nie było wcale kierowane na obszary wiejskie, które powszechnie uznaje się za posiadające korzystne warunki dla rozwoju rolnictwa. Odpływ kobiet i mężczyzn na wieś był najsilniej skorelowany z wartością rolniczej przestrzeni produkcyjnej odpowiednio $r_{62} = 0,359$ oraz $0,339$. Ale jednocześnie odpływ na wieś był ujemnie skorelowany z wartością skupowanych produktów rolnych (x_{64}) oraz powierzchnią indywidualnych gospodarstw rolnych (x_{63}). Może to sugerować, że odpływ na wieś innych województw stosunkowo rzadko wiązał się z podjęciem pracy w rolnictwie.

Skorelowanie odpływu na wieś z pozostałymi zmiennymi było już znacznie słabsze.

W latach 1986-1987, w porównaniu z poprzednim okresem, nastąpił wzrost i to bardzo znaczny przeciętnego poziomu skorelowania wielkości odpływu do miast kobiet i mężczyzn z grupą

zmiennych opisujących rynek pracy poszczególnych województw. Współczynniki korelacji pomiędzy odpływem do miast kobiet i mężczyzn, a liczbą wolnych miejsc pracy dla mężczyzn zgłoszonych przez jednostki gospodarki uspołecznionej do wydziałów zatrudnienia (x_{12}), okazały się maksymalnymi dla tych kierunków odpływu i wyniosły odpowiednio 0,682 oraz 0,644. Jednocześnie wartości współczynników korelacji trzech zmiennych opisujących ilość wolnych miejsc pracy w relacji do liczby zatrudnionych w gospodarce uspołecznionej (x_{14} - x_{16}) z wielkością odpływu do miast z poziomu nieistotnego statystycznie w latach 1978-1979 wzrosły w zależności od kierunku odpływu od 0,472 do 0,585.

Drugą grupą zmiennych, która nieznacznie powiększyła przeciętne wskaźniki skorelowania z odpływem do miast ogółem oraz mężczyzn i kobiet było nasycenie infrastrukturą techniczną. Jednakże przyrosty były tutaj nieznaczne, a wartości współczynników korelacji zmiennych wchodzących w skład tej grupy na ogół bardzo niskie, przy czym w przypadku odpływu kobiet do miast statystycznie istotne było skorelowane z liczbą abonentów telefonicznych ($r_{47} = 0,406$) oraz gęstością linii kolejowych ($r_{50} = 0,387$), zaś w przypadku odpływu mężczyzn do miast tylko skorelowanie ze zmienną x_{47} ($r_{47} = 0,314$). Odpływ ogółem do miast był istotnie skorelowany z dwoma zmiennymi, tj. x_{47} oraz x_{50} .

W przypadku odpływu kobiet do miast zanotowano jeszcze nieznaczne przyrosty przeciętnych wskaźników skorelowania z poziomem nasycenia kadrami i placówkami z zakresu infrastruktury społecznej oraz poziomem zatrudnienia w gospodarce uspołecznionej.

Jednocześnie grupa zmiennych opisujących stan infrastruktury społecznej okazała się bardzo niejednorodna pod względem skorelowania z wielkością odpływu do miast (zwłaszcza przy odpływie kobiet); niski poziom skorelowania wykazały zmienne opisujące stan bazy przedszkolnej (x_{56} - x_{58}). Relatywnie wysoki poziom skorelowania wykazały natomiast zmienne opisujące stan bazy i kadr służby zdrowia (x_{60} , x_{61}) oraz dostępności do kultury (x_{59}). Poziom skorelowania tych zmiennych przy odpływie kobiet do miast w latach 1986-1987, w porównaniu z okresem poprzednim, wzrósł, przy czym szczególnie wyraźnie wzrosło skorelowanie z liczbą widzów w teatrach na 1000 ludności (x_{59}) z 0,438 do 0,561. Wartość współczynników korelacji odpływu do miast kobiet z liczbą łóżek w szpitalach na 10 tys. ludności (x_{60}) wzrosła z 0,489 do 0,494, a z liczbą lekarzy na 10 tys. ludności (x_{61}) z 0,528 do 0,555.

Przeciętny poziom skorelowania pozostałych grup zmiennych z odpływem do miast uległ zmniejszeniu, przy czym szczególnie duży spadek współczynników korelacji zanotowano w przypadku wynagrodzeń i poziomu urbanizacji. Współczynnik korelacji przeciętnej miesięcznej płacy w przemyśle (x_{10}) z odpływem do miast mężczyzn zmniejszył się z 0,570 do 0,435, zaś z odpływem kobiet z 0,567 do 0,425.

Zmniejszenie skorelowania odpływu do miast z poziomem urbanizacji następowało w sposób zróżnicowany w zależności od płci oraz od zmiennych opisujących liczbę ludności zamieszkującej miasta różnej wielkości. W obu okresach najsilniej skorelowany był odpływ do miast kobiet i mężczyzn z liczbą ludności mieszkającej w miastach powyżej 20 tys. mieszkańców (x_6);

wartości współczynników korelacji w latach 1978-1979 wynosiły odpowiednio 0,610 oraz 0,590 i należały do najwyższych w tych kierunkach odpływu, a w latach 1986-1987: 0,590 oraz 0,512.

Poziom skorelowania ze zmiennymi opisującymi liczbę mieszkańców w większych miastach (x_7 , x_8) był niższy.

W miarę upływu czasu; w drugim z analizowanych okresów nastąpił znacznie większy spadek skorelowania ze zmiennymi x_7 oraz x_8 , przy czym o wiele większy w przypadku odpływu do miast mężczyzn niż kobiet. I tak współczynnik korelacji logarytmu odpływu mężczyzn do miast z logarytmem zmiennej x_7 zmniejszył się z 0,568 do 0,414, a zmiennej x_8 z 0,504 do 0,383, a odpływu kobiet odpowiednio z 0,589 do 0,529 oraz z 0,490 do 0,444.

Spadek przeciętnego skorelowania odpływu do miast z nasyconiem gospodarki majątkiem trwałym oraz poziomem inwestowania wynikał przede wszystkim ze znacznego spadku wartości współczynników korelacji (aż do utraty istotności) odpływu do miast mężczyzn i kobiet ze zmiennymi informującymi o wielkości majątku i poziomie inwestowania w przeliczeniu na 1 mieszkańca (x_{36} , x_{38} , x_{40}). Jednocześnie skorelowanie odpływu do miast z tymi samymi wielkościami odnoszonymi do powierzchni województw (x_{37} , x_{39} , x_{41}) podlegało różnokierunkowym niewielkim zmianom, a współczynniki korelacji wahały się od 0,485 do 0,549 przy odpływie mężczyzn do miast oraz od 0,553 do 0,581 przy odpływie kobiet do miast i należały (szczególnie w przypadku odpływu kobiet) do najwyższych w obu okresach.

W końcu należy podkreślić bardzo niski poziom skorelowania wielkości odpływu do miast z ilością i wyposażeniem mieszkań w podstawowe urządzenia. Przy czym, o ile w latach

1978-1979 skorelowanie odpływu do miast (ogółem) oraz mężczyzn i kobiet z odsetkiem mieszkań w miastach wyposażonych w wodociąg (x_{43}) oraz w centralne ogrzewanie (x_{44}) było istotne statystycznie, to w latach 1986-1987 nastąpił taki spadek wartości współczynników korelacji, że utraciły one istotność. Odrębną sprawą, której należy poświęcić uwagę przy omawianiu relacji pomiędzy odpływem a problemami mieszkaniowymi, jest zależność pomiędzy wielkością odpływu a możliwościami otrzymania samodzielnego mieszkania. Powszechnie uważa się, że możliwości poprawy warunków mieszkaniowych i uzyskanie samodzielnego mieszkania są jednym z najważniejszych czynników skłaniających do podejmowania decyzji o zmianie miejsca zamieszkania. Potwierdzają to wyniki licznych badań ankietowych, gdzie respondenci wśród motywów podjęcia decyzji migracyjnych podają właśnie sprawy mieszkaniowe. W prezentowanym badaniu w pierwszym z analizowanych okresów nie uzyskano istotnych zależności pomiędzy wielkością odpływu a liczbą oczekujących na mieszkania kandydatów i członków spółdzielni w przeliczeniu do liczby oddawanych do użytku izb w gospodarce uspołecznionej (x_{42}), a w latach 1986-1987 uzyskano nawet istotną dodatnią wartość współczynnika korelacji dla odpływu kobiet, co wskazywałoby na większy odpływ do tych województw, gdzie są większe trudności z uzyskaniem mieszkania. Uzyskane wyniki nie dyskwalifikują poprawy warunków mieszkaniowych jako jednej z determinant decyzji migracyjnych. Wskazują jedynie na konieczność głębszej analizy tego zjawiska w warunkach powszechnego braku mieszkań. Przecież nawet w województwach o największej liczbie oddawanych do użytku mieszkań średni czas oczekiwania na nie przekracza

7 lat. A więc zależności pomiędzy kierunkami i natężeniem odpływu a sytuacją mieszkaniową są bardziej skomplikowane.

Obliczone dla lat 1986-1987 wartości współczynników korelacji pomiędzy odpływem do miast kobiet i mężczyzn a miesięcznymi wydatkami zakładowego funduszu mieszkaniowego (łącznie z pożyczkami) na 1 zatrudnionego w gospodarce uspołecznionej wyniosły odpowiednio 0,489 oraz 0,384, zaś wartości współczynników korelacji z miesięcznymi wydatkami funduszu socjalnego na 1 zatrudnionego w gospodarce uspołecznionej kształtowały się odpowiednio 0,589 oraz 0,509. Oznacza to, że na pobyt stały mieszkańcy woj. zamojskiego przenosili się do miast tych województw, w których jednostki gospodarki uspołecznionej przeznaczają więcej środków na bieżące sprawy mieszkaniowe swoich pracowników. Chodzi tutaj zarówno o budownictwo zakładowe, jak też wydatki na hotele pracownicze, dopłaty do wynajmowanych mieszkań itp. Czyli wydaje się tutaj, że istotniejsze w obecnej sytuacji mieszkaniowej Polski dla wielkości odpływu jest postrzeganie przez potencjalnych migrantów samych tworzonych warunków dla pozyskania w stosunkowo niedalekiej przyszłości samodzielnego mieszkania lub tylko poprawy zamieszkiwania.³⁸

Podjęcie decyzji o przeniesieniu się do miast województw, w których występują duże trudności mieszkaniowe, może

³⁸ Oba zmienne nie wprowadzono do zestawu potencjalnych zmiennych objaśniających ze względu na niedostępność podobnych dla lat 1978-1979. Jak się jednak później okazało obliczone integralne pojemności informacji z udziałem tych zmiennych (oraz d i k) dla lat 1986-1987 były znacznie niższe niż optymalne, co wskazywałoby, że informacje, które one niosą "zawierają w sobie pośrednio" również inne zmienne.

być również wyjaśnione przez działalność krewnych i znajomych, których rola w kreowaniu strumieni migracyjnych nie ogranicza się tylko do informowania, ale którzy również mogą nieść konkretną pomoc w zakresie pozyskania mieszkania, a nawet umożliwić zamieszkanie we własnych domach, przynajmniej w początkowym okresie pobytu.

W latach 1986-1987, podobnie jak w okresie poprzednim, przy odpływie na wieś największe przeciętne skorelowanie uzyskano z warunkami dla rozwoju i efektywności rolnictwa, przy czym najwyższe wartości współczynników korelacji odpływu na wieś kobiet i mężczyzn wystąpiły z odsetkiem indywidualnych gospodarstw rolnych o powierzchni powyżej 10 ha i wyniosły odpowiednio -0,425 oraz -0,389.

Ogólny odpływ poza granice województwa oraz odpływ mężczyzn i kobiet, jako suma odpływów do miast i na wieś, wykazywały pośrednie wartości współczynników korelacji i były niższe niż współczynniki korelacji odpływu do miast z poszczególnymi zmiennymi, ale jednocześnie znacznie wyższe od odpowiednich współczynników korelacji przy odpływie na wieś, co wynika ze znacznie większego udziału odpływu do miast niż na wieś w ogólnych wielkościach odpływu i tym samym większego oddziaływania odpływu do miast na rozkłady ogólnych wielkości odpływu.

Podsumowując wyżej przeprowadzoną analizę zależności pomiędzy wielkością odpływu a poziomem rozwoju społeczno-gospodarczego należy podkreślić dużą współzależność obu zjawisk (nieco silniejszą w latach 1978-1979), przy czym w obu rozpatrywanych okresach była ona znacznie bardziej widoczna

w przypadku odpływu do miast niż na wieś.

Mieszkańcy województwa zamojskiego odpływali na pobyt stały przede wszystkim do miast województw:

- gęsto zaludnionych i wysoko zurbanizowanych, przy czym w ostatnich latach relatywnie częściej wybierali miasta mniejsze,
- o chłonnym rynku pracy, co miało szczególne znaczenie w latach 1986-1987,
- o wysokim poziomie zatrudnienia w gospodarce uspołecznionej oraz dużym nasyceniem tego sektora gospodarki kadrami kwalifikowanymi,
- o wysokim poziomie wynagrodzeń, przy czym rola płac w stymulowaniu strumieni migracyjnych w drugim okresie nieco zmalało,
- legitymujących się dużą wartością majątku trwałego oraz szerokim frontem inwestycyjnym,
- posiadających dobry poziom wyposażenia w niektóre placówki i urządzenia infrastruktury społecznej, co miało szczególne znaczenie przy podejmowaniu decyzji o odpływie przez kobiety.

Spośród wyodrębnionych grup zmiennych o wiele słabszy wpływ na wielkość odpływu do miast innych województw miało nasycenie tych województw infrastrukturą techniczną i usługową, a także wyposażenie mieszkań.

W przypadku odpływu na wieś mieszkańcy woj. zamojskiego przenosili się do tych województw, które charakteryzowały się stosunkowo małymi gospodarstwami, o dobrych glebach, ale raczej niskiej towarowości.

Z drugiej strony należy zasygnalizować wystąpienie wysokich zależności pomiędzy poszczególnymi zmiennymi opisującymi rozwój społeczno-gospodarczy, zwłaszcza w przypadku zmiennych o zbliżonej interpretacji ekonomicznej, a więc wchodzących w skład tych samych grup.³⁹

5.4. Korelacja między wielkością odpływu a odległością

W obu analizowanych okresach we wszystkich kierunkach zauważono istotne ujemne zależności wielkości odpływu od odległości, co potwierdza powszechnie uznaną tezę o ograniczającym oddziaływaniu odległości na wielkość odpływu.

Tablica 17

Współczynniki korelacji logarytmów wskaźników odpływu i logarytmów odległości

Kierunki odpływu	1978-1979	1986-1987
<u>Ogółem</u>	-0,416	-0,493
Do miast	-0,356	-0,414
Na wieś	-0,526	-0,543
<u>Mezcyżni ogółem</u>	-0,411	-0,481
Do miast	-0,353	-0,426
Na wieś	-0,504	-0,475
<u>Kobiety ogółem</u>	-0,417	-0,500
Do miast	-0,354	-0,383
Na wieś	-0,527	-0,578

Źródło: Obliczenia własne.

³⁹ W niektórych wypadkach wartości współczynników korelacji pomiędzy parami potencjalnych zmiennych objaśniających przekraczają ich poziom skorelowania z wielkością odpływu.

Szczegółowa analiza otrzymanych wartości współczynników korelacji wskazuje na następujące prawidłowości ich kształtowania:

1. Większy wpływ na decyzje o opuszczeniu na stałe woj. zamojskiego (poza odpływem mężczyzn na wieś) miała odległość w latach 1986-1987 niż w latach 1978-1979.
2. W obu okresach występowała znacznie silniejsza ujemna zależność wielkości odpływu od odległości w przypadku migracji na wieś niż do miast.
3. Nieco silniej z odległością powiązany jest odpływ na wieś kobiet niż mężczyzn, przy czym w latach 1986-1987 zanotowano wzrost tej współzależności w przypadku odpływu na wieś kobiet, podczas gdy ujemna wartość współczynnika korelacji odpływu mężczyzn na wieś uległa nieznacznemu obniżeniu.
4. W latach 1978-1979 wartości współczynników korelacji odpływu do miast kobiet i mężczyzn były niemal równe i stosunkowo niskie. W latach 1986-1987 zanotowano szybszy wzrost współzależności odpływu do miast mężczyzn z odległością, podczas gdy ujemna zależność odpływu do miast kobiet od odległości wzrosła nieznacznie i w dalszym ciągu odległość, w przypadku odpływu kobiet, nie stanowiła dużego ograniczenia przy podejmowaniu decyzji o zmianie miejsca pobytu stałego na miasto.

Należy również podkreślić, że obliczona siła zależności odpływu od odległości nie jest zbyt duża i jest zbliżona do wartości oszacowanej dla woj. zamojskiego przez

A.Gawryszewskiego [22] w 1975 roku, tj. $-0,497$, która wówczas była jedną z najsłabszych w kraju.

Taką ocenę można również sformułować chociażby po lekturze artykułu E.Lövgrena [64]. Wartości bezwzględne wszystkich otrzymanych przez niego współczynników korelacji są wyższe od $0,5$, a ponad połowa przekracza $0,8$.⁴⁰ Także bezwzględne wartości współczynników korelacji pomiędzy odpływem z woj. wrocławskiego, a odległością w latach 1976-1978 były nieco wyższe niż te, które otrzymano dla ogólnego odpływu z woj. zamojskiego i wahały się od $0,57$ do $0,63$ [12].

Prezentowane wyniki świadczą, że mieszkańcy woj. zamojskiego znacznie chętniej podejmowali decyzje o przemieszczaniu się na duże odległości niż mieszkańcy innych części kraju. Tego stanu rzeczy należy szukać wśród ekonomicznych determinant procesów migracyjnych [11]. Można, stosując terminologię modeli "pośrednich możliwości" postawić hipotezę, że mieszkańcy woj. zamojskiego napotykali w sąsiednich województwach (z których wiele, podobnie jak zamojskie, charakteryzuje się niskim poziomem rozwoju społeczno-gospodarczego) mniejszą liczbą tzw. "pośrednich możliwości" niż migrujący mieszkańcy województw centralnych.

⁴⁰ Porównania te mogą mieć jedynie charakter przybliżony, gdyż w badaniach E.Lövgrena jednostką obserwacji był obszar znacznie mniejszy - gmina. E.Vielrose [125] pokazał, że im większe są rozpatrywane jednostki administracyjne, tym niższe wartości przybierają wskaźniki migracji (odpływu) i tym samym mniej dokładne mogą być wyniki prowadzonych na ich podstawie analiz.

5.5. Korelacja między wielkością odpływu a liczbą krewnych i znajomych

Oszacowane wartości współczynników korelacji pomiędzy logarytmami wskaźników odpływu we wszystkich kierunkach a logarytmami liczby krewnych i znajomych wskazują na silną zależność wielkości odpływu mieszkańców woj. zamojskiego do innych województw na pobyt stały a liczbą zameldowanych tam osób, które urodziły się na Zamojszczyźnie.

Tablica 18

Współczynniki korelacji
logarytmów wskaźników odpływu i logarytmów liczby krewnych i znajomych

Kierunki odpływu	1978-1979	1986-1987
<u>Ogółem</u>	0,817	0,845
Do miast	0,819	0,851
Na wieś	0,726	0,644
<u>Mezcyżni ogółem</u>	0,813	0,847
Do miast	0,813	0,813
Na wieś	0,714	0,679
<u>Kobiety ogółem</u>	0,815	0,831
Do miast	0,818	0,847
Na wieś	0,719	0,570

Źródło: Obliczenia własne.

W obu analizowanych okresach zdecydowanie silniejsze było skorelowanie liczby krewnych i znajomych z odpływem do miast niż na wieś, przy czym w latach 1986-1987, w porównaniu z okresem poprzednim, w wyniku wzrostu skorelowania odpływu do miast z liczbą krewnych i znajomych i spadku skorelowania odpływu na wieś z liczbą krewnych, różnice te pogłębiają się.

Współczynnik korelacji logarytmu liczby krewnych i znajomych z logarytmem wskaźnika odpływu do miast mężczyzn nie uległ zmianie, natomiast z logarytmem wskaźnika odpływu do miast kobiet nieznacznie wzrósł. Współczynniki korelacji liczby krewnych z odpływem mężczyzn i kobiet na wieś zmniejszyły się, przy czym znacznie większy spadek zanotowano w przypadku odpływu na wieś kobiet.

5.6. Wybór optymalnych zestawów zmiennych

W celu wyodrębnienia zestawów zmiennych najpełniej opisujących odpływ mieszkańców województwa zamojskiego na pobyt stały według wyspecyfikowanych kierunków, zastosowano selektywną procedurę doboru zmiennych opisaną w punkcie 3.4.1.

Tablica 19 przedstawia wybrane po trzy zestawy zmiennych o najwyższej integralnej pojemności informacji w każdym z wyspecyfikowanych kierunków w obu okresach.

Należy tutaj zaznaczyć, że przy realizacji procedury doboru formalnym okazało się założenie o konieczności rozważania jedynie kombinacji, wśród których wchodzi zmienne d (odległość) oraz k (liczba krewnych i znajomych), jako że wśród najlepszych

Tablica 19

Wybrane zestawy zmiennych o najwyższych integralnych pojemnościach informacji

Kierunki a/ 1978-1979 odpływu b/ 1986-1987		Integralne pojemności informacji					
		Maksymalna		Druga		Trzecia	
		Zestaw zmiennych	H	Zestaw zmiennych	H	Zestaw zmiennych	H
<u>Ogółem</u>	a/	k, d, x ₆₃	0,830	k, d	0,819	k, d, x ₁	0,793
	b/	k, d, x ₆₃	0,897	k, d	0,889	k, d, x ₅₁	0,888
Do miast	a/	k, d, x ₃₉	0,816	k, d, x ₁	0,815	k, d, x ₆₃	0,811
	b/	k, d, x ₄₁	0,866	k, d, x ₁	0,857	k, d, x ₁₄	0,855
Na wieś	a/	k, d, x ₅₁	0,792	k, d, x ₆₄	0,789	k, d	0,782
	b/	k, d, x ₅₅ , x ₆₃	0,681	k, d, x ₅₅	0,664	k, d	0,659
<u>Meżczyźni ogółem</u>	a/	k, d, x ₆₃	0,815	k, d	0,808	k, d, x ₅₁	0,802
	b/	k, d, x ₆₃	0,885	k, d	0,881	k, d, x ₁₄	0,853
Do miast	a/	k, d, x ₆₃	0,797	k, d, x ₃₉	0,791	k, d, x ₁	0,790
	b/	k, d, x ₁₄	0,816	k, d, x ₁₅	0,814	k, d, x ₄₁	0,793
Na wieś	a/	k, d, x ₆₄	0,770	k, d, x ₅₁	0,760	k, d, x ₅₁ , x ₆₄	0,760
	b/	k, d, x ₅₅ , x ₆₃	0,644	k, d	0,637	k, d, x ₆₃	0,633
<u>Kobiety ogółem</u>	a/	k, d, x ₆₃	0,831	k, d	0,815	k, d, x ₁	0,801
	b/	k, d, x ₆₃	0,886	k, d	0,874	k, d, x ₁	0,843
Do miast	a/	k, d, x ₁	0,821	k, d, x ₃₉	0,820	k, d, x ₄₁	0,811
	b/	k, d, x ₄₁	0,845	k, d, x ₁	0,844	k, d, x ₅₁	0,829
Na wieś	a/	k, d, x ₅₁	0,780	k, d	0,773	k, d, x ₆₄	0,765
	b/	k, d, x ₅₅ , x ₆₃	0,638	k, d, x ₅₅	0,626	k, d, x ₄ , x ₅₅	0,625

Źródło: Obliczenia własne.

kilku kombinacji w każdym kierunku odpływu i w obu okresach wszystkie zestawy zawierały zawsze obie te zmienne.

Stosunkowo silna korelacja pomiędzy poszczególnymi zmiennymi opisującymi rozwój społeczno-gospodarczy, jak również sama konstrukcja metody doboru zmiennych powodowała, że zestawy zmiennych o najwyższych integralnych pojemnościach informacji były najczęściej zbiorami trójelementowymi. Stwarza to właśnie wrażenie, że do zestawu dwu zmiennych, tj. odległości i liczby krewnych (słabo ze sobą skorelowanych) dobierano jedną zmienną o charakterze społeczno-ekonomicznym. Dodanie kolejnej zmiennej z zestawu zmiennych opisujących poziom rozwoju społeczno-gospodarczego, ze względu na jej na ogół stosunkowo duże skorelowanie z poprzednią tego samego typu zmienną, nie tylko nie podwyższało, ale wręcz obniżało i to w wielu przypadkach znaczenie, wielkość integralnej pojemności informacji.

Taki mechanizm doboru zmiennych skłania właśnie do rozpatrywania kilku najlepszych kombinacji, co pozwoli na analizę relacji pomiędzy odpływem a różnymi elementami procesów społeczno-ekonomicznych, tym bardziej, że jak pokazała analiza poziomu korelacji pomiędzy odpływem a poziomem rozwoju społeczno-gospodarczego, istnieje dużo tego typu istotnych zależności (szczególnie w przypadku odpływu do miast oraz ogółem), a różnice pomiędzy wartościami współczynników korelacji są niewielkie.

Z drugiej strony w przypadku odpływu w niektórych kierunkach (ogółem, na wieś) skorelowanie pomiędzy odpływem a liczbą krewnych oraz odległością, a także pomiędzy obiema tymi zmiennymi objaśniającymi, jest na tyle korzystne, z punktu widzenia

zastosowanej procedury doboru, że kombinacje tych dwóch zmiennych charakteryzują się drugą względnie trzecią integralną pojemnością informacji. Dodanie zmiennej o charakterze społeczno-ekonomicznym tylko nieznacznie poprawia wartość wskaźnika H.

"Odpowiedzialność" za taki stan rzeczy ponosi niewątpliwie zmienna k, która będąc sama wysoko skorelowana z wielkością odpływu, jest jednocześnie stosunkowo wysoko skorelowana ze zmiennymi opisującymi rozwój społeczno-gospodarczy. Tym samym zmienna k niesie ze sobą niejako informacje o poziomie rozwoju społeczno-gospodarczego. Przecież krewni i znajomi wyjeżdżając wcześniej na pobyt stały z woj. zamojskiego lub zmieniając miejsca zamieszkania poza województwem kierowali się również zasadą poprawy szeroko rozumianych warunków życia.

Spośród zmiennych opisujących rozwój społeczno-gospodarczy w zestawach zmiennych o największych integralnych pojemnościach informacji znalazło się łącznie 8 takich zmiennych. Co więcej w drugich i trzecich, pod względem wartości wskaźnika H, zestawach zmiennych oprócz tych 8, które znalazły miejsce w zbiorach optymalnych, pojawiła się dodatkowo tylko jedna nowa zmienna.

W obu okresach jednakowe zestawy zmiennych, w skład których, oprócz odległości i liczby krewnych, wchodził odsetek gospodarstw o powierzchni powyżej 10 ha (x_{63}), okazały się optymalne dla odpływu ogółem poza województwo zamojskie, jak również odpływu mężczyzn i kobiet.

Znacznie bardziej zróżnicowane były optymalne zestawy zmiennych opisujących odpływ do miast oraz na wieś.

W latach 1978-1979 w optymalnym zestawie opisującym odpływ mężczyzn do miast znalazło się x_{63} , podczas gdy optymalny zbiór opisujący odpływ kobiet do miast zawiera gęstość zaludnienia (x_1). Z kolei zmienna x_1 wchodzi w skład trzeciego, pod względem wartości wskaźnika H, zestawu zmiennych opisujących odpływ mężczyzn do miast.

W latach 1986-1987 optymalny zestaw zmiennych opisujących odpływ mężczyzn do miast zawiera zmienną opisującą liczbę wolnych miejsc pracy przypadających na 10 tys. zatrudnionych w gospodarce uspołecznionej (x_{14}). Maksymalną ilość informacji o zmienności odpływu kobiet do miast w drugim z analizowanych okresów niesie trójelementowy zestaw zmiennych, w którym zmienną o charakterze społeczno-ekonomicznym są średnioroczne nakłady inwestycyjne poniesione w latach 1986-1987 w przeliczeniu na 1 km² (x_{41}). Jednocześnie zmienna x_{41} wchodzi w skład kombinacji, która posiada trzecią, pod względem kolejności, wartość H przy odpływie mężczyzn do miast. Jednocześnie drugie, pod względem wartości H, kombinacje opisujące odpływ kobiet i mężczyzn do miast tworzy, obok odległości i liczby krewnych, wartość brutto nieprodukcyjnych środków trwałych na 1 km² (x_{39}).

W latach 1978-1979 w najlepszej kombinacji zmiennych opisujących odpływ kobiet na wieś, jako zmienna o charakterze społeczno-ekonomicznym, występuje długość dróg o nawierzchni utwardzonej na 100 km² powierzchni województwa (x_{51}), zaś przy odpływie mężczyzn średnioroczna wartość skupu produktów rolnych na 1 ha użytków rolnych (x_{64}). Należy jednak podkreślić, że obie te zmienne mają ujemne i statystycznie nieistotne wartości współczynników korelacji ze zmiennymi objaśnianymi, co może

mieć wpływ na jakość szacownych w oparciu o nie modeli, a także wymagać będzie dogłębnej interpretacji tego zjawiska, jako że może ono wskazywać na odwrotne niż założone w modelu zachowanie potencjalnych migrantów przy podejmowaniu decyzji o zmianie miejsca pobytu.

W latach 1986-1987 najwięcej informacji na temat zmienności odpływu na wieś niosły kombinacje zawierające dwie zmienne o charakterze społeczno-gospodarczym, tj. liczba osób zatrudnionych w usługach na 1000 ludności (x_{55}) oraz udział gospodarstw o powierzchni ogólnej powyżej 10 ha (x_{63}), przy czym, podobnie jak w okresie poprzednim, zmienne x_{51} i x_{64} również zmienne x_{55} oraz x_{63} miały ujemne wartości współczynników korelacji ze zmiennymi objaśnianymi, ale w przeciwieństwie do tych pierwszych były statystycznie istotne.

Obliczone dla obu okresów wartości wskaźników integralnych pojemności informacji należy ocenić jako stosunkowo wysokie. Wartości wskaźników H maleją wraz z dezagregacją odpływu na poszczególne kierunki, przy czym najniższe są przy odpływie mężczyzn i kobiet na wieś.

W latach 1986-1987 nastąpił spadek maksymalnych wartości wskaźników integralnych pojemności informacji przy odpływie na wieś ogółem oraz mężczyzn i kobiet, przy czym szczególnie duże zmniejszenie wskaźnika H nastąpiło w przypadku odpływu na wieś kobiet (z 0,780 do 0,638). W pozostałych kierunkach odpływu nastąpił wzrost maksymalnych wartości wskaźników integralnej pojemności informacji.

6. MODELE MECHANIZMÓW ODPIYU LUDNOŚCI Z WOJEWÓDZTWA ZAMOJSKIEGO

6.1. Ocena oddziaływania odległości oraz liczby krewnych i znajomych na wielkość odpiyu

Analizę zależności pomiędzy odległością, liczbą krewnych i znajomych a wielkością odpiyu przeprowadzono w oparciu o oszacowane modele odpiyu, w których zmiennymi objaśniającymi była odległość oraz liczba krewnych. Wyniki estymacji zawiera tablica 20.

Analiza wartości oszacowań parametru a_d skłania do następujących wniosków:

1. W obu okresach zanotowano znacznie niższe bezwzględne wartości ocen parametrów a_d przy odpiwie do miast (ogółem, mężczyzn oraz kobiet) niż na wieś, co oznacza, że ograniczające oddziaływanie odległości znacznie silniej wpływa na zmniejszenie odpiyu na wieś niż do miast, przy czym w drugim z analizowanych okresów zanotowano szczególnie duży wzrost bezwzględny wartości oceny parametru a_d w przypadku odpiyu kobiet na wieś.
2. W obu okresach nieco wyższe bezwzględne wartości ocen parametrów a_d występowały przy odpiwie kobiet niż mężczyzn, co może potwierdzać starą hipotezę Ravensteina [63], że kobiety raczej mniej chętnie podejmują decyzje o przenoszeniu się na duże odległości niż mężczyźni.

Tablica 20

Zależność odpływu od odległości i liczby krewnych.
 Wyniki estymacji funkcji postaci $\ln y = a_d \ln d + a_k \ln k + \ln a_0$

Kierunki odpływu		Wartość ocen parametrów			Wartość sta- tystyk t-Studenta		R ²	R ² -H	Elastycz- ność substytu- cji e _{d,k}	Autokorelacja przestrzenna składnika losowego		
		a _d	a _k	lna ₀	t(a _d)	t(a _k)				O(BB)	O(BW)	O(WW)
Ogółem	a/ 1978-1979	-0,940	0,819	5,04	7,88	14,89	0,861	0,042	1,150	-0,594	0,368	0,378
	b/ 1986-1987	-0,944	0,865	4,01	9,03	17,05	0,899	0,010	1,092	-0,054	-2,578	1,567*
Do miast	a/	-0,872	0,879	3,72	5,91	12,92	0,815	0,038	0,992	-1,243	-1,289	1,999*
	b/	-0,857	0,979	2,07	5,98	14,08	0,847	0,015	0,875	-0,594	0,000	0,594
Na wieś	a/	-1,047	0,654	5,76	8,77	11,90	0,825	0,043	1,605	-1,567	0,184	1,459
	b/	-1,120	0,663	5,51	5,69	6,95	0,660	0,001	1,695	0,594	-0,184	-0,486
Mężczyźni ogółem	a/	-0,914	0,803	4,96	7,48	14,25	0,849	0,041	1,140	-0,811	0,000	0,811
	b/	-0,925	0,876	3,80	8,50	16,57	0,892	0,011	1,056	0,270	-1,658	0,702
Do miast	a/	-0,858	0,867	3,67	5,65	12,39	0,801	0,038	0,990	-0,811	-1,289	1,567
	b/	-0,928	0,965	2,56	5,38	11,54	0,793	0,011	0,961	0,702	-0,368	-0,486
Na wieś	a/	-1,009	0,646	5,57	7,58	10,53	0,785	0,041	1,567	-1,243	0,921	0,702
	b/	-1,008	0,743	4,21	4,74	7,20	0,640	0,003	1,359	0,702	-1,473	0,162
Kobiety ogółem	a/	-0,966	0,838	5,08	7,80	14,68	0,857	0,042	1,154	-1,027	-1,105	1,675
	b/	-0,976	0,861	4,23	8,55	15,55	0,882	0,008	1,134	0,054	-2,209	1,027*
Do miast	a/	-0,889	0,900	3,71	5,82	12,79	0,811	0,038	0,988	-1,351	-0,368	1,567
	b/	-0,828	1,033	1,46	5,01	12,88	0,818	0,017	0,801	-0,919	0,552	0,594
Na wieś	a/	-1,103	0,682	5,89	8,55	11,47	0,816	0,043	1,623	-0,919	0,368	0,702
	b/	-1,238	0,591	6,72	5,76	5,67	0,611	0,000	2,106	0,270	-1,289	0,486

Źródło: Obliczenia własne.

Uwaga: 1. Wartość teoretyczna statystyki t-Studenta przy 40 stopniach swobody wynosi 2,021.

2. W oszacowanych modelach oznaczonych (*) należy odrzucić na poziomie istotności 0,05 hipotezę o braku autokorelacji przestrzennej składnika losowego.

3. O ile w latach 1978-1979 zarówno przy odpływie do miast jak i na wieś, ograniczające oddziaływanie odległości na wielkość odpływu kobiet byłoniec większe niż w przypadku odpływu mężczyzn, to w latach 1986-1987 pogłębieniu tej prawidłowości przy odpływie na wieś towarzyszyło odwrócenie relacji w przypadku odpływu do miast. W latach 1986-1987 nastąpiło zwiększenie bezwzględnej wartości oceny parametru a_d (o 0,07) przy odpływie mężczyzn do miast, natomiast przy odpływie kobiet do miast bezwzględna wartość oceny parametru a_d zmniejszyła się (o 0,06). Oznacza to, że odległość na jaką przenosiły się kobiety, w przypadku podejmowania decyzji o zamieszkaniu w miastach innych województw, odgrywała w drugiej połowie lat osiemdziesiątych mniejszą rolę niż pod koniec lat siedemdziesiątych. Wzrosła natomiast znacznie "niechęć" kobiet do przenoszenia się na duże odległości, jeśli miejscem przeznaczenia były obszary wiejskie odległych województw. Uściślamy więc przytaczaną hipotezę Ravensteina, kobiety mniej chętnie podejmują decyzje o przemieszczeniu się na dużą odległość, gdy miejscem przeznaczenia są obszary wiejskie.
4. Znaczny wzrost w latach 1986-1987 bezwzględnej wartości oceny parametru a_d przy odpływie kobiet na wieś (przy jej zmniejszeniu w przypadku odpływu kobiet do miast) zdecydował również o wzroście bezwzględnej wartości oceny parametru a_d przy odpływie kobiet ogółem.

Analiza zmian wartości ocen parametrów a_k wskazuje, że:

1. W obu okresach były one wyższe w przypadku odpływu do miast niż na wieś. Wzrost o 1% liczby krewnych (przy niezmiennych wartościach odległości) powodował większy odpływ do miast niż na wieś.
2. Poza odpływem kobiet na wieś, w latach 1986-1987 w porównaniu z okresem poprzednim nastąpił wzrost wartości ocen parametru a_k , co oznacza, że w drugim z analizowanych okresów jednoprocenowy wzrost liczby krewnych powodował wyższy odpływ mieszkańców woj. zamojskiego niż w pierwszym okresie. Najwyższy przyrost wartości oceny parametru a_k zanotowano w przypadku odpływu kobiet do miast (o 0,133).
Wzajemne zmiany wpływu odległości oraz liczby krewnych i znajomych na wielkość odpływu w poszczególnych okresach odzwierciedla elastyczność substytucji odległości przez liczbę krewnych ($e_{d,k}$).

Analiza wartości parametrów $e_{d,k}$ wskazuje, że w obu okresach są one znacznie wyższe (o 61,3%) w latach 1978-1979 i o 93,0% w latach 1986-1987 w przypadku odpływu na wieś niż do miast. Oznacza to, że przy odpływie na wieś utrzymanie jego na niezmiennym poziomie przy wzroście odległości o 1% wymagało w latach 1978-1979 o ponad połowę, a w latach 1986-1987 niemal dwukrotnie większego przyrostu liczby krewnych i znajomych niż przy odpływie do miast.

Tym samym substytucja odległości przez liczbę krewnych przy odpływie do miast była znacznie łatwiejsza niż przy odpływie na wieś.

W latach 1986-1987 w porównaniu z poprzednim analizowanym okresem nastąpiło nieznaczne zmniejszenie wartości parametru $e_{d,k}$ w przypadku odpływu do miast mężczyzn i nieco większy spadek jego wartości przy odpływie kobiet do miast. Tak więc w ostatnich latach przy wzroście odległości utrzymanie odpływu do miast innych województw na niezmiennym poziomie wymagało nieco mniejszego procentowego przyrostu liczby krewnych w tych województwach niż pod koniec lat siedemdziesiątych. Może to świadczyć o zmniejszeniu nieco w latach osiemdziesiątych roli krewnych i znajomych przy rekompensowaniu migrantom z woj. za-mojskiego ograniczającego wpływu odległości.

Jednocześnie w obu okresach nieco wyższe wartości parametru $e_{d,k}$ występują przy odpływie do miast mężczyzn niż kobiet, przy czym w latach 1986-1987 nastąpiło pogłębienie tych różnic. Może to z kolei świadczyć o tym, że nieco większej pomocy krewni i znajomi udzielają mężczyznom przy podejmowaniu przez nich decyzji o przeniesieniu się do odległych miast niż kobietom.

Nieco inaczej sytuacja wygląda przy odpływie na wieś. Tutaj z kolei w obu analizowanych okresach wyższe są wartości parametru $e_{d,k}$ w przypadku odpływu kobiet niż mężczyzn. Jednocześnie o ile przy odpływie mężczyzn na wieś nastąpiło w latach 1986-1987 zmniejszenie (o 0,208) wartości parametru $e_{d,k}$, to przy odpływie kobiet zanotowano znaczny jego wzrost (o 0,483).

Spowodowało to pogłębienie różnic w elastycznościach substytucji odległości przez krewnych pomiędzy odpływem kobiet na wieś i do miast. W latach 1986-1987 jednoprocenowy wzrost odległości wymagał dla utrzymania odpływu kobiet na wieś na

niezmienionym poziomie ponad dwukrotnie większego przyrostu liczby krewnych i znajomych niż dla utrzymania odpływu do miast. W przypadku mężczyzn utrzymanie odpływu na wieś na niezmiennym poziomie wymagało tylko o 41,4% większego procentowego przyrostu liczby krewnych niż przy odpływie do miast.

Wyniki analiz wskazują na to, że znacznie większego zaangażowania i pomocy krewnych przy podejmowaniu decyzji o zamieszkeniu w odległych województwach wymagali potencjalni migranci na wieś niż do miast, przy czym szczególnie duże znaczenie miało to przy odpływie kobiet do odległych obszarów wiejskich.

Należy również podkreślić na ogół wysoką jakość oszacowanych modeli. Nieznaczne jest natężenie efektu katalizy, której miara dla lat 1978-1979 nie przekracza 0,043, a dla lat 1986-1987 jest jeszcze niższa i nie przekracza 0,017. Wysoki jest stopień zgodności wartości teoretycznych, otrzymanych na podstawie modeli, z danymi empirycznymi, mierzony za pomocą współczynnika determinacji. Wartości współczynnika determinacji zmniejszają się wraz z dezagregacją odpływu na poszczególne kierunki. Nieco niższa od pozostałych jest wartość R^2 w modelu opisującym odpływ kobiet na wieś w latach 1986-1987, który wyjaśnia zmienność tego zjawiska w 61,1%.

Z kolei jakość oszacowanego dla lat 1978-1979 modelu opisującego odpływ ogółem do miast innych województw, a także modeli opisujących odpływ w latach 1986-1987 ogółem poza województwo oraz ogółem kobiet obniża pojawienie się wartości statystyki autokorelacji przestrzennej obligujących do odrzucenia na poziomie istotności 0,05 hipotezy o braku autokorelacji przestrzennej składnika losowego.

6.2. Najlepsze modele odpływu

Najlepsze modele odpływu we wszystkich kierunkach dla obu analizowanych okresów oszacowano stosując opisaną w punkcie 3.4.4. procedurę estymacyjną. Wyniki obliczeń zawierają tablice 21 i 22.

W obu okresach przy odpływie ogółem oraz mężczyzn i kobiet, a także przy odpływie do miast (ogółem, mężczyzn i kobiet), najlepsze w sensie przyjętych kryteriów, okazały się modele oszacowane na podstawie zestawów zmiennych o największych wartościach wskaźników integralnej pojemności informacji.

W przypadku odpływu na wieś w latach 1978-1979 tylko przy odpływie mężczyzn najlepszym okazał się model oszacowany na podstawie optymalnego, ze względu na wartość H , zestawu zmiennych. Kombinacje zmiennych o największych wartościach wskaźników integralnej pojemności informacji przy odpływie na wieś ogółem i kobiet w latach 1978-1979 posiadają w swoich zestawach zmienną x_{51} , która jest słabym katalizatorem. Dlatego też dla tych dwóch kierunków odpływu najlepsze okazały się modele oszacowane na podstawie zbiorów zmiennych, które posiadały drugie pod względem wielkości wartości wskaźników integralnej pojemności informacji.

Podobnie w latach 1986-1987 oszacowane na podstawie zestawów zmiennych o największych wartościach wskaźnika H modele odpływu na wieś (ogółem, mężczyzn oraz kobiet) nie spełniały wszystkich założonych kryteriów "dobroci" modelu. Oszacowane na podstawie zmiennych: d , k , x_{55} , x_{63} modele

Tablica 21

Oszacowane najlepsze modele odpływu w latach 1978-1979
 postaci $\ln y = a_d \ln d + a_k \ln k + a_1 \ln x_1 + \dots + a_n \ln x_n + \ln a_0$

Kierunki odpływu	Wartości ocen parametrów przy zmiennych						Ocena wyrazu wolnego	R ²	R ² -H	Statystyki autokorelacji przestrzennej		
	ln d	ln k	ln x ₁	ln x ₃₉	ln x ₆₃	ln x ₆₄				O(BB)	O(BW)	O(WW)
Odpływ ogółem	-0,755 (6,390)	0,794 (16,059)	.	.	-0,198 (3,576)	.	5,072	0,892	0,062	-1,135	0,552	0,811
Do miast	-0,851 (6,990)	0,775 (12,872)	.	0,474 (4,719)	.	.	2,457	0,877	0,061	-1,027	-0,552	1,351
Na wieś	-1,045 (9,455)	0,639 (12,467)	.	.	.	-1,154 (2,912)	12,672	0,854	0,065	-0,270	0,921	-0,270
Mężczyźni ogółem	-0,741 (5,976)	0,780 (15,030)	.	.	-0,185 (3,187)	.	4,990	0,878	0,062	-1,567	0,368	1,351
Do miast	-0,611 (4,118)	0,834 (13,449)	.	.	-0,265 (3,808)	.	3,708	0,851	0,054	-0,594	0,000	0,594
Na wieś	-1,008 (8,374)	0,627 (11,239)	.	.	.	-1,437 (3,332)	14,179	0,828	0,058	-0,702	1,473	-0,162
Kobiety ogółem	-0,767 (6,310)	0,811 (15,953)	.	.	-0,212 (3,724)	.	5,109	0,891	0,060	-0,919	0,552	0,599
Do miast	-0,840 (6,836)	0,806 (13,568)	0,554 (5,096)	.	.	.	1,554	0,881	0,060	-1,351	-0,921	1,891
Na wieś	-1,103 (8,551)	0,682 (11,469)	5,888	0,816	0,036	-0,919	0,368	0,702

Źródło: Obliczenia własne.

Uwaga: Wartość teoretyczna statystyki t-Studenta przy 40 stopniach swobody wynosi 2,021.

Tablica 22

Oszacowane najlepsze modele odpływu w latach 1986-1987
 postaci $\ln y = a_0 \ln d + a_k \ln k + a_1 \ln x_1 + \dots + a_n \ln x_n + \ln a_0$

Kierunki odpływu	Wartości ocen parametrów przy zmiennych						Ocena wyrazu wolnego	R ²	R ² -H	Statystyki autokorelacji przestrzennej		
	ln d	ln k	ln x ₁₄	ln x ₄₁	ln x ₅₅	ln x ₆₃				O(BB)	O(BW)	O(WW)
Ogółem	-0,674 (6,603)	0,858 (20,694)	.	.	.	-0,346 (4,846)	3,733	0,934	0,037	-0,054	0,736	-0,378
Do miast	-0,846 (7,403)	0,852 (14,041)	.	0,521 (5,173)	.	.	-0,492	0,905	0,039	0,594	-1,841	0,486
Na wieś	-1,120 (5,695)	0,663 (6,950)	5,506	0,660	0,001	-0,594	-0,184	-0,486
Mężczyźni ogółem	-0,667 (6,027)	0,869 (19,334)	.	.	.	-0,331 (4,279)	3,534	0,924	0,039	0,054	0,000	-0,054
Do miast	-0,920 (6,118)	0,822 (10,082)	0,775 (3,907)	.	.	.	-0,371	0,847	0,031	1,783	0,000	-1,783
Na wieś	-1,008 (4,738)	0,743 (7,201)	4,214	0,640	0,003	0,702	-1,473	0,162
Kobiety ogółem	-0,693 (6,089)	0,853 (18,442)	.	.	.	-0,361 (4,528)	3,941	0,920	0,034	0,594	-0,552	-0,270
Do miast	-0,816 (6,050)	0,892 (12,467)	.	0,578 (4,869)	.	.	-1,378	0,882	0,037	0,702	-0,552	-0,378
Na wieś	-1,110 (5,121)	0,561 (5,507)	.	.	-1,262 (2,065)	.	9,636	0,646	0,020	0,270	-1,289	0,486

Źródło: Obliczenia własne.

Uwaga: Wartość teoretyczna statystyki t-Studenta przy 40 stopniach swobody wynosi 2,021.

charakteryzowały się nieistotnością parametrów, a oszacowany na podstawie drugiej, pod względem wartości integralnej pojemności informacji, kombinacji zmiennych d , k , x_{55} , model odpływu na wieś ogółem charakteryzował się autokorelacją przestrzenną składnika losowego. Dlatego też najlepszymi modelami odpływu na wieś w latach 1986-1987 okazały się modele oszacowane na podstawie zestawów zmiennych posiadających drugie, a przy odpływie ogółem, trzecią pod względem kolejności wartość integralnej pojemności informacji.

W latach 1978-1979 odpływ mieszkańców woj. zamojskiego na pobyt stały do miast innych województw najlepiej opisuje model oparty na trzech zmiennych, tj. d , k , oraz x_{39} . Wzrost wartości nieprodukcyjnych środków trwałych na 1 km² (x_{39}) o 1% powodował wzrost odpływu do miast średnio o 0,47% (przy pozostałych zmiennych na tym samym poziomie).

Wśród zmiennych modelu najlepiej opisującego odpływ do miast kobiet w latach 1978-1979 oprócz odległości i liczby krewnych znalazła się gęstość zaludnienia innych województw (x_1), przy czym jej wzrostowi o 1% towarzyszył wzrost odpływu na pobyt stały kobiet do miast średnio o 0,55%, gdy inne zmienne objaśniające nie uległy zmianie.

Odpływ mężczyzn do miast w tym samym okresie najlepiej scharakteryzował model składający się ze zmiennych d , k , oraz x_{63} . Wraz ze wzrostem udziału gospodarstw rolnych o powierzchni 10 ha w innych województwach następował spadek odpływu mężczyzn z woj. zamojskiego do miast tych województw o 0,26%. Wyniki estymacji najlepszego modelu odpływu mężczyzn do miast w pierwszym z analizowanych okresów mogą w sposób pośredni świadczyć

o tym, że podobnie jak w przypadku odpływu do miast kobiet, mężczyźni wybierali również miasta województw dobrze zurbanizowanych oraz zindustrializowanych (a nie rolniczych).

Również analiza najlepszych modeli odpływu na wieś w latach 1978-1979 może skłaniać do wniosku, że mieszkańcy woj. zamojskiego przenosili się przede wszystkim na obszary wiejskie województw zindustrializowanych, nie uzyskujących najwyższej produkcji rolniczej. Odpływ na wieś ogółem najlepiej opisuje model składający się ze zmiennych d , k , x_{64} . Wzrost średniorocznej wartości skupu produktów rolnych w przeliczeniu na 1 ha użytków rolnych powodował spadek odpływu na wieś o 1,15%.

W latach 1986-1987 odpływ ogółem do miast najlepiej opisuje model zawierający zmienne d , k oraz x_{41} . Wzrostowi średniorocznych nakładów inwestycyjnych w przeliczeniu na 1 km² (x_{41}) o 1% towarzyszy wzrost odpływu do miast o 0,52%. Te same zmienne wystąpiły w najlepszym modelu odpływu kobiet do miast, przy czym wzrost wartości zmiennej x_{41} o 1% powodował wzrost odpływu kobiet do miast o 0,58%. W modelu najlepiej charakteryzującym odpływ mężczyzn do miast znalazła się, obok odległości i liczby krewnych, liczba wolnych miejsc pracy przypadająca na 1000 zatrudnionych (x_{14}), a jej wzrost o 1% powodował wzrost odpływu o 0,78%.

Podobnie jak w latach 1978-1979 w drugim z analizowanych okresów odpływ ogółem oraz mężczyzn i kobiet poza województwo najlepiej opisywały modele zawierające trzy zmienne, tj. d , k , x_{63} . W drugim z analizowanych okresów wzrost udziału dużych gospodarstw w ogólnej liczbie gospodarstw powodował o około

trzy czwarte większy spadek odpływu poza granice woj. zamojskiego.

Oszacowane, najlepsze modele odpływu charakteryzują się wysokimi i rosnącymi w miarę agregacji odpływu wartościami współczynników determinacji i małym (szczególnie w latach 1986-1987) natężeniem efektu katalizy. Jednocześnie przy spełnieniu wszystkich, uznanych za konieczne z punktu widzenia "dobroci" modelu kryteriów, modele odpływu oszacowane na podstawie zmiennych o charakterze operacyjnym i motywacyjnym charakteryzują się większym niż modele oszacowane jedynie w oparciu o odległość i liczbę krewnych (zmiennie operacyjne), stopniem wyjaśnienia zmienności odpływu, czego wyrazem są wyższe wartości współczynników determinacji. Jest to szczególnie widoczne przy odpływie ogółem i do miast, przy czym w latach 1986-1987 w porównaniu z okresem poprzednim zanotowano w tych kierunkach wzrost wartości R^2 , zmniejszyły się natomiast wartości R^2 w najlepszych modelach odpływu na wieś.

Potwierdza to przyjętą hipotezę, że poziom rozwoju społeczno-gospodarczego poszczególnych województw decyduje o wielkości i kierunkach odpływu do nich na pobyt stały mieszkańców woj. zamojskiego.

Jednocześnie wyniki przeprowadzonych obliczeń potwierdzają wysokie uznanie, jakim powszechnie cieszy się wśród metod doboru zmiennych metoda pojemności informacji. Modele oszacowane na podstawie zmiennych wybranych tą metodą charakteryzują się wieloma pożądanymi, z punktu widzenia jakości i możliwości prawidłowej interpretacji, własnościami.

6.3. Zależność odpływu z woj. zamojskiego od odległości, liczby krewnych i znajomych oraz poziomu rozwoju społeczno-gospodarczego

Z otrzymanych w punkcie 6.2. najlepszych modeli odpływu ludności woj. zamojskiego na pobyt stały do innych województw wynika, że w obu okresach w zależności od kierunku różne czynniki miały decydujące znaczenie dla tego odpływu i tylko w niektórych przypadkach zestawy zmiennych powtarzały się.

Pełniejszych ocen wpływu poziomu rozwoju społeczno-gospodarczego, a także zmiennych o charakterze operacyjnym na wielkość odpływu w czasie oraz według wyodrębnionych kierunków, można jedynie dokonać opierając się na modelach szacowanych na takich samych zestawach zmiennych.

Dlatego też oprócz modeli najlepszych oszacowano szereg modeli opartych na zestawach zmiennych posiadających nieco niższe wartości integralnych pojemności informacji, które służyły do wyjaśniania zmian ocen poszczególnych parametrów w zależności od płci migranta, miejsca przeznaczenia migracji (miasto-wieś), a także w czasie. Kierowano się jednak zasadą, że wybierane do estymacji modeli zestawy zmiennych przynajmniej w jednym z analizowanych kierunków odpływu lub okresów charakteryzowały się możliwie największymi wartościami wskaźników integralnej pojemności informacji.

Oczywiście, do rozważań interpretacyjnych przyjmowano tylko te modele, które spełniały wszystkie założone kryteria "dobroci" modelu, tj. istotność ocen parametrów, koincydencja,

brak katalizatorów (poza słabym katalizatorem w postaci odległości) oraz brak autokorelacji przestrzennej składników losowych.

Takie postępowanie, chociaż stosunkowo rzadko stosowane w badaniach ekonometrycznych, było konieczne z punktu widzenia porównywalności zmian wpływu niektórych czynników społeczno-ekonomicznych na wielkość odpływu w zależności od wybranych cech migrantów i kierunków migracji.

Umożliwiło to również rozszerzenie wiedzy o mechanizmach odpływu ludności.

6.3.1. Analizę mechanizmów odpływu w latach 1978-1979

Porównanie odpływu ogółem kobiet i mężczyzn

Analizę oparto na następujących modelach:

1.1. Mężczyźni

$$\ln y_4 = -0,741 \ln d + 0,780 \ln k - 0,185 \ln x_{63} + 4,990 \quad /48/$$

(5,976) (15,030) (3,187)

$$R^2 = 0,8775; \quad R^2-H = 0,0623 \quad O(BB)=-1,567, \quad O(BW)=0,368$$

O(WW)=1,351

1.2. Kobiety

$$\ln y_7 = -0,767 \ln d + 0,811 \ln k - 0,212 \ln x_{63} + 5,109 \quad /49/$$

(6,310) (15,953) (3,724)

$$R^2 = 0,8914; \quad R^2-H = 0,0602 \quad O(BB)=-0,919, \quad O(BW)=0,552$$

$$O(WW)=0,599$$

2.1 Mężczyźni

$$\ln y_4 = -0,8931 \ln d + 0,7621 \ln k + 0,2431 \ln x_1 + 4,021 \quad /50/$$

$$(7,637) \quad (13,475) \quad (2,346)$$

$$R^2 = 0,8659; \quad R^2-H = 0,0968 \quad O(BB)=0,270, \quad O(BW)=-1,105$$

$$O(WW)=0,378$$

2.2. Kobiety

$$\ln y_7 = -0,9361 \ln d + 0,7811 \ln k + 0,3361 \ln x_1 + 3,774 \quad /51/$$

$$(8,365) \quad (14,435) \quad (3,393)$$

$$R^2 = 0,8868; \quad R^2-H = 0,0854 \quad O(BB)=-0,811, \quad O(BW)=0,184$$

$$O(WW)=0,702$$

Tablica 23

Elastyczność substytucji odpływu ogółem
mężczyzn i kobiet dla lat 1978-1979

Nr modelu M-mężczyźni K-kobiety	Nazwa zmiennąj społeczno- -ekonom.	Elastyczność substytucji					
		$\epsilon_{1,k}$		$\epsilon_{d,i}$		$\epsilon_{d,k}$	
		M	K	M	K	M	K
1	x_{63}	0,238	0,262	-4,001	-3,616	0,951	0,946
2	x_1	-0,319	-0,431	3,676	2,784	1,173	1,199

Źródło: Obliczenia własne.

W latach 1978-1979 jednocentowe zmiany zmiennych społeczno-ekonomicznych (x_1 , x_{63}) powodowały większe zmiany odpływu na pobyt stały poza granice województwa zamojskiego kobiet niż mężczyzn. Wzrostowi o 1% udziału gospodarstw o powierzchni powyżej 10 ha (x_{63}) towarzyszyło zmniejszenie odpływu kobiet (gdy pozostałe zmienne nie ulegały zmianie) średnio o 0,21%, zaś mężczyzn o 0,18%. Z kolei wzrost o 1% gęstości zaludnienia (x_1) powodował średnio wzrost odpływu mężczyzn o 0,24%, zaś kobiet o 0,34%.

Oszacowane wartości parametrów modeli potwierdzają również poczynione już w punkcie 6.1. uwagi o wyższej stopie wzrostu odpływu kobiet niż mężczyzn w przypadku jednocentowego wzrostu liczby krewnych i znajomych oraz o bardziej ograniczającym wpływie odległości na wielkość odpływu kobiet niż mężczyzn.

Wyższe bezwzględne wartości elastyczności substytucji gęstości zaludnienia (x_1) oraz udziału dużych gospodarstw (x_{63}) przez liczbę krewnych w przypadku odpływu kobiet niż mężczyzn świadczą o tym, że spadek urbanizacji oraz wzrost agraryzacji województw wymagał, dla utrzymania odpływu na niezmiennym poziomie, większego zaangażowania krewnych i znajomych w przypadku podejmowania decyzji o zmianie stałego miejsca zameldowania przez kobiety niż przez mężczyzn.

Wzrost odległości o 1% wymagał, dla utrzymania odpływu na niezmiennym poziomie, nieco większego wzrostu gęstości zaludnienia i zmniejszenia udziału dużych gospodarstw przy odpływie mężczyzn niż kobiet.

Porównanie odpływu kobiet i mężczyzn do miast

Rozpatrzono następujące modele:

1.1. Mężczyźni

$$\ln y_5 = -0,6111 \ln d + 0,8341 \ln k - 0,2651 \ln x_{63} + 3,708 \quad /52/$$

(4,118) (13,449) (3,808)

$$R^2 = 0,8507; \quad R^2-H = 0,0535 \quad O(BB)=-0,594, \quad O(BW)=0,000$$

O(WW)=0,594

1.2. Kobiety

$$\ln y_8 = -0,6271 \ln d + 0,8651 \ln k - 0,2791 \ln x_{63} + 3,745 \quad /53/$$

(4,284) (14,114) (4,069)

$$R^2 = 0,8629; \quad R^2-H = 0,0539 \quad O(BB)=-1,243, \quad O(BW)=-1,105$$

O(WW)=1,891

2.1. Mężczyźni

$$\ln y_5 = -0,8391 \ln d + 0,7711 \ln k + 0,4371 \ln x_{39} + 2,503 \quad /54/$$

(6,389) (11,872) (4,964)

$$R^2 = 0,8552; \quad R^2-H = 0,0641 \quad O(BB)=-0,811, \quad O(BW)=0,000$$

O(WW)=0,811

2.2. Kobiety

$$\ln y_8 = -0,8661 \ln d + 0,7891 \ln k + 0,5061 \ln x_{39} + 2,354 \quad /55/$$

(7,004) (12,885) (4,964)

$$R^2 = 0,8790; \quad R^2-H = 0,0586 \quad O(BB)=-1,351, \quad O(BW)=-0,921 \\ O(WW)=1,891$$

3.1. Mężczyźni

$$\ln y_5 = -0,816 \ln d + 0,787 \ln k + 0,473 \ln x_1 + 1,834 \quad /56/ \\ (6,213) \quad (12,390) \quad (4,066)$$

$$R^2 = 0,8557; \quad R^2-H = 0,066 \quad O(BB)=-1,135, \quad O(BW)=-0,921 \\ O(WW)=1,675$$

3.2. Kobiety

$$\ln y_8 = -0,840 \ln d + 0,806 \ln k + 0,554 \ln x_1 + 1,554 \quad /57/ \\ (6,836) \quad (13,568) \quad (5,096)$$

$$R^2 = 0,8813; \quad R^2-H = 0,0603 \quad O(BB)=-1,351, \quad O(BW)=-0,921 \\ O(WW)=1,891$$

W latach 1978-1979 jednoprocentowe zmiany zmiennych społeczno-ekonomicznych, które w wybranych modelach reprezentowane są przez x_1 , x_3 , x_6 powodowały większe zmiany odpływu do miast kobiet niż mężczyzn. Wraz ze wzrostem o 1% gęstości zaludnienia (x_1) następował średni wzrost odpływu kobiet do miast o 0,55%, zaś mężczyzn o 0,47% (przy pozostałych zmiennych na tym samym poziomie).

Tablica 24

Elastyczność substytucji odpływu
mężczyzn i kobiet do miast dla lat 1978-1979

Nr modelu M-mężczyźni K-kobiety	Nazwa zmiennnej społeczno- -ekonom.	Elastyczność substytucji					
		$e_{i,k}$		$e_{d,i}$		$e_{d,k}$	
		M	K	M	K	M	K
1	x_{63}	0,317	0,323	-2,308	-2,247	0,732	0,726
2	x_{39}	-0,567	-0,642	1,920	1,712	1,088	1,099
3	x_1	-0,601	-0,688	1,725	1,515	1,037	1,042

Źródło: Obliczenia własne.

Wzrostowi o 1% wartości brutto nieprodukcyjnych środków trwałych w przeliczeniu na 1 km² (x_{39}) towarzyszył również wyższy średni wzrost odpływu do miast kobiet niż mężczyzn, który wynosił 0,51% (w przypadku odpływu mężczyzn wzrost ten wynosił 0,44%).

Z kolei wzrost udziału gospodarstw o powierzchni powyżej 10 ha (x_{63}) powodował średnie zmniejszenie odpływu kobiet o 0,28%, zaś mężczyzn o 0,27%.

Wyższa była w omawianych modelach procentowa stopa wzrostu odpływu kobiet niż mężczyzn do miast w przypadku jednoczynowego wzrostu liczby krewnych i znajomych. Jednocześnie wzrost odległości miał większy ograniczający wpływ na odpływ do miast kobiet niż mężczyzn.

W analizowanych modelach elastyczność substytucji występujących tam zmiennych społeczno-ekonomicznych przez liczbę

krewnych i znajomych była wyższa w przypadku odpływu kobiet niż mężczyzn. Spadek o 1% gęstości zaludnienia (x_1), dla utrzymania odpływu do miast na niezmiennym poziomie, wymagał wzrostu liczby krewnych o 0,69% w przypadku kobiet, a o 0,60% w przypadku mężczyzn. Spadek o 1% wartości nieprodukcyjnych środków trwałych na 1 km² (x_{39}), dla utrzymania odpływu do miast na niezmiennym poziomie, wymagał wzrostu liczby krewnych o 0,64% w przypadku kobiet, a o 0,57% w przypadku mężczyzn.

Wzrost o 1% udziału gospodarstw o powierzchni powyżej 10 ha (x_{63}) wymagał również, dla utrzymania odpływu do miast, nieco większego wzrostu liczby krewnych i znajomych w przypadku kobiet niż mężczyzn.

Wartości elastyczności substytucji zmiennych społeczno-ekonomicznych przez liczbę krewnych w modelach odpływu do miast w latach 1978-1979 wskazują na większe zaangażowanie krewnych w rekompensowaniu pogarszających się warunków społeczno-ekonomicznych kobietom niż mężczyznom.

Wzrost odległości o 1% wymagał, dla utrzymania odpływu na niezmiennym poziomie, nieco większych zmian zmiennych społeczno-ekonomicznych (x_1 , x_{39} , x_{63}) w przypadku odpływu mężczyzn niż kobiet.

Oznacza to, że mężczyźni skłonni byli podejmować decyzję o zmianie miejsca zamieszkania na miasta w odległych województwach pod warunkiem nieco większej, niż w przypadku kobiet, poprawy analizowanych zmiennych społeczno-ekonomicznych.

Nieco bardziej skomplikowane, w świetle poczynionych wcześniej spostrzeżeń (punkt 6.1.), wydaje się wyjaśnienie otrzymanych wartości elastyczności substytucji odległości przez

liczbę krewnych. W oszacowanych tylko na podstawie zmiennych d oraz k , modelach odpływu kobiet i mężczyzn do miast w latach 1978-1979 (tablica 20) parametr $e_{d,k}$ dla kobiet był nieco wyższy niż dla mężczyzn, co świadczyłoby o większym zaangażowaniu krewnych dla zrekompensowania wzrostu odległości kobietom niż mężczyznom. Również w modelach oszacowanych na podstawie zestawów zmiennych: d, k, x_1 oraz d, k, x_3 parametr $e_{d,k}$ jest nieco wyższy przy odpływie kobiet do miast niż mężczyzn. Odmienna relacja występuje natomiast przy modelu oszacowanym na podstawie zmiennych d, k, x_6 . Tutaj minimalnie wyższy jest parametr $e_{d,k}$ przy odpływie mężczyzn do miast.

Porównanie odpływu do miast i na wieś

Wszystkie szacowane na podstawie zestawów zmiennych, które przy odpływie do miast charakteryzowały się wysokimi wartościami wskaźników integralnych pojemności informacji, modele odpływu na wieś nie spełniały jednego bądź kilku przyjętych kryteriów "dobroci" modelu. Najczęściej zmienne społeczno-ekonomiczne były mocnymi katalizatorami. Podobnie szacowane na podstawie zestawów zmiennych, które przy odpływie na wieś charakteryzowały się relatywnie wysokimi wartościami wskaźników integralnych pojemności informacji, modele odpływu do miast nie spełniały niektórych przyjętych kryteriów "dobroci". Najczęściej była to nieistotność parametrów przy zmiennych społeczno-ekonomicznych.

W konsekwencji nie udało się dokonać porównań wpływu zmiennych społeczno-ekonomicznych na odpływ do miast i na wieś.

W związku z tym należy pozostać przy wynikach obliczeń dokonanych w punkcie 6.1., a bazujących na modelach szacowanych na podstawie dwu zmiennych, tj. odległość (d) oraz liczbę krewnych i znajomych (k).

Należy tutaj jeszcze raz podkreślić znacznie większą elastyczność substytucji odległości przez liczbę krewnych w przypadku odpływu na wieś niż do miast i tym samym konieczność daleko większej roli (w tym pomocy) krewnych przy podejmowaniu decyzji o przenoszeniu się mieszkańców woj. zamojskiego do odległych obszarów wiejskich niż miejskich.

Jednocześnie fakt, że spośród oszacowanych na podstawie tych samych zestawów zmiennych modeli odpływu ogółem oraz do miast, te drugie charakteryzują się znacznie wyższymi ocenami parametrów przy zmiennych społeczno-ekonomicznych, skłania do wniosku, że to właśnie zmienne społeczno-ekonomiczne miały o wiele wyższy wpływ na zmienność odpływu do miast niż na wieś.

Wyniki te mogą również świadczyć o tym, że odpływ na wieś w większym stopniu niż do miast wykazuje powiązania rodzinne, a słabiej związany jest z elementami rozwoju społeczno-gospodarczego.

6.3.2. Analizę mechanizmów odpływu w latach 1986-1987

Porównanie odpływu ogółem kobiet i mężczyzn

Do analiz wybrano następujące modele:

1.1. Mężczyźni

$$\ln y_4 = -0,6671 \ln d + 0,8691 \ln k - 0,3311 \ln x_{63} + 3,534 \quad /58/$$

(6,027) (19,334) (4,279)

$$R^2 = 0,9236; \quad R^2-H = 0,0387 \quad O(BB)=0,054, \quad O(BW)=0,000$$

O(WW)=-0,054

1.2. Kobiety

$$\ln y_7 = -0,6931 \ln d + 0,8531 \ln k - 0,3611 \ln x_{63} + 3,941 \quad /59/$$

(6,089) (18,442) (4,528)

$$R^2 = 0,9197; \quad R^2-H = 0,0342 \quad O(BB)=0,594, \quad O(BW)=-0,552$$

O(WW)=-0,270

2.1. Mężczyźni

$$\ln y_4 = -0,9181 \ln d + 0,8361 \ln k + 0,2051 \ln x_1 + 3,113 \quad /60/$$

(8,754) (15,305) (2,157)

$$R^2 = 0,9021; \quad R^2-H = 0,0787 \quad O(BB)=0,162, \quad O(BW)=-0,921$$

O(WW)=0,378

2.2. Kobiety

$$\ln y_7 = -0,964 \ln d + 0,800 \ln k + 0,294 \ln x_1 + 3,243 \quad /61/$$

(9,221) (14,727) (3,106)

$$R^2 = 0,9035; \quad R^2-H = 0,0606 \quad O(BB) = -0,270 \quad O(BW) = -0,552$$

$$O(WW) = 0,594$$

Tablica 25

Elastyczność substytucji odpływu ogółem
kobiet i mężczyzn dla lat 1986-1987

Nr modelu M-mężczyźni K-kobiety	Nazwa zmiennych społeczno- -ekonomicznych.	Elastyczność substytucji					
		$\epsilon_{1,k}$		$\epsilon_{d,i}$		$\epsilon_{d,k}$	
		M	K	M	K	M	K
1	x_{63}	0,381	0,423	-1,012	-1,922	0,767	0,813
2	x_1	-0,246	-0,368	4,483	3,277	1,101	1,205

Źródło: Obliczenia własne.

W latach 1986-1987 w analizowanych modelach jednoczynnikowe zmiany zmiennych społeczno-ekonomicznych (x_1 , x_{63}) powodowały nieco większe zmiany odpływu na pobyt stały kobiet niż mężczyzn. Lepiej widoczne jest to przy zmianach gęstości zaludnienia, której wzrost o 1% powodował wzrost odpływu kobiet średnio o 0,29%, zaś mężczyzn o 0,21%.

Jednoprocentowy wzrost odległości powodował większy spadek odpływu kobiet niż mężczyzn, zaś wzrost liczby krewnych

nieco większy wzrost odpływu mężczyzn niż kobiet.

Wyższe elastyczności substytucji zmiennych społeczno-ekonomicznych ($e_{1,k}$) oraz odległości ($e_{d,k}$) przez liczbę krewnych przy odpływie kobiet niż mężczyzn wskazują na większe zaangażowanie krewnych przy rekompensowaniu spadku (wzrostu wartości zmiennych o ujemnych ocenach parametrów) wartości zmiennych społeczno-ekonomicznych oraz wzrostu odległości zmieniającym stale miejsce zameldowania kobietom.

Na podkreślenie zasługują tutaj dużo wyższe wartości elastyczności substytucji gęstości zaludnienia (x_1) przez liczbę krewnych przy odpływie kobiet niż mężczyzn. Jednoprocentowe zmniejszenie x_1 , dla utrzymania odpływu na niezmienionym poziomie, wymagało o połowę większego przyrostu liczby krewnych przy odpływie kobiet w porównaniu z odpływem mężczyzn.

Elastyczności substytucji odległości przez zmienne społeczno-ekonomiczne dla kobiet były nieco niższe niż dla mężczyzn, co oznacza, że przy rekompensowaniu wzrostu odległości większe znaczenie dla mężczyzn niż dla kobiet miało polepszenie warunków społeczno-ekonomicznych (a chyba zwłaszcza ekonomicznych).

Porównanie odpływu kobiet i mężczyzn do miast

Do analiz wybrano następujące modele:

1.1. Mężczyźni

$$\ln y_5 = -0,9181 \ln d + 0,8551 \ln k + 0,4521 \ln x_{41} + 0,355 \quad /62/$$

(5,874) (10,303) (3,284)

$$R^2 = 0,8340; \quad R^2-H = 0,041 \quad O(BB)=1,351 \quad O(BW)=0,552 \\ O(WW)=-1,675$$

1.2. Kobiety

$$\ln y_8 = -0,8161 \ln d + 0,8921 \ln k + 0,5781 \ln x_{41} - 1,378 \quad /63/ \\ (6,050) \quad (12,467) \quad (4,869)$$

$$R^2 = 0,8817; \quad R^2-H = 0,0371 \quad O(BB)=0,702 \quad O(BW)=-0,552 \\ O(WW)=-0,378$$

2.1. Mężczyźni

$$\ln y_5 = -0,9121 \ln d + 0,8771 \ln k + 0,4271 \ln x_1 + 1,124 \quad /64/ \\ (5,720) \quad (10,594) \quad (2,958)$$

$$R^2 = 0,8276; \quad R^2-H = 0,0481 \quad O(BB)=1,459 \quad O(BW)=-0,552 \\ O(WW)=-1,135$$

2.2. Kobiety

$$\ln y_8 = -0,8051 \ln d + 0,9091 \ln k + 0,6041 \ln x_1 - 0,565 \quad /65/ \\ (6,020) \quad (13,079) \quad (4,985)$$

$$R^2 = -0,8837; \quad R^2-H = 0,0399 \quad O(BB)=0,378 \quad O(BW)=-1,105 \\ O(WW)=0,270$$

3.1. Mężczyźni

$$\ln y_5 = -0,9201 \ln d + 0,8221 \ln k + 0,7751 \ln x_{14} - 0,371 \quad /66/ \\ (6,118) \quad (10,082) \quad (3,907)$$

$$R^2 = 0,8465; \quad R^2-H = 0,0307 \quad O(BB)=1,783 \quad O(BW)=0,000 \\ O(WW)=-1,783$$

3.2. Kobiety

$$\ln y_8 = -0,820 \ln d + 0,902 \ln k + 0,710 \ln x_{14} - 1,222 \quad /67/ \\ (5,611) \quad (11,371) \quad (3,683)$$

$$R^2 = 0,8609; \quad R^2-H = 0,0444 \quad O(BB)=1,243 \quad O(BW)=-0,552 \\ O(WW)=-0,919$$

4.1. Mężczyźni

$$\ln y_5 = -0,884 \ln d + 0,836 \ln k + 0,756 \ln x_{15} - 0,868 \quad /68/ \\ (5,885) \quad (10,497) \quad (3,961)$$

$$R^2 = 0,8476; \quad R^2-H = 0,0336 \quad O(BB)=0,594 \quad O(BW)=0,184 \\ O(WW)=-0,702$$

4.2. Kobiety

$$\ln y_8 = -0,787 \ln d + 0,915 \ln k + 0,692 \ln x_{15} - 1,674 \quad /69/ \\ (5,388) \quad (11,800) \quad (3,727)$$

$$R^2 = 0,8616; \quad R^2-H = 0,048 \quad O(BB)=0,811 \quad O(BW)=-0,736 \\ O(WW)=-0,378$$

5.1. Mężczyźni

$$\ln y_5 = -0,653 \ln d + 0,958 \ln k - 0,352 \ln x_{63} + 2,275 \quad /70/ \\ (3,364) \quad (12,146) \quad (2,590)$$

$$R^2 = 0,8206; \quad R^2-H = 0,0379 \quad O(BB)=0,919 \quad O(BW)=0,000$$

$$O(WW)=-0,919$$

5.2. Kobiety

$$\ln y_8 = -0,470 \ln d + 1,024 \ln k - 0,458 \ln x_{63} + 1,095 \quad /71/$$

$$(2,707) \quad (14,503) \quad (3,765)$$

$$R^2 = 0,8623; \quad R^2-H = 0,0448 \quad O(BB)=-0,054 \quad O(BW)=-0,368$$

$$O(WW)=0,270$$

Tablica 26

Elastyczność substytucji odpływu
mężczyzn i kobiet do miast dla lat 1986-1987

Nr modelu M-mężczyźni K-kobiety	Nazwa zmiennej społeczno- -ekonom.	Elastyczność substytucji					
		$\epsilon_{l,k}$		$\epsilon_{d,l}$		$\epsilon_{d,k}$	
		M	K	M	K	M	K
1	x_{41}	-0,529	-0,648	2,030	1,411	1,074	0,914
2	x_1	-0,486	-0,750	2,136	1,333	1,039	0,886
3	x_{14}	-0,943	-0,787	1,187	1,155	1,118	0,909
4	x_{15}	-0,904	-0,757	1,169	1,137	1,057	0,861
5	x_{63}	0,367	0,447	-1,857	-1,027	0,682	0,459

Źródło: Obliczenia własne.

W latach 1986-1987 w analizowanych modelach jednocentowy wzrost liczby krewnych i znajomych powodował nieco większy odpływ na pobyt stały do miast innych województw kobiet niż mężczyzn. Z kolei jednocentowy wzrost odległości powodował większe ograniczenie odpływu mężczyzn niż kobiet.

Bardziej złożony⁴¹ charakter miały zmiany odpływu w zależności od zmian wybranych zmiennych społeczno-ekonomicznych. Jednocentowe zmiany zmiennych świadczących w sposób ogólny o charakterze gospodarki (rolniczy, nierolniczy) i poziomie rozwoju gospodarczego poszczególnych województw (x_1 , x_{41} , x_{63}) powodowały wyższe zmiany odpływu kobiet do miast niż mężczyzn. Odwrotna natomiast była sytuacja, gdy zmienną objaśniającą była liczba wolnych miejsc pracy ogółem w przeliczeniu na 1000 zatrudnionych w gospodarce uspołecznionej (x_{14}), czy też liczba wolnych miejsc pracy dla mężczyzn na 1000 zatrudnionych w gospodarce uspołecznionej mężczyzn (x_{15}).

Jednocentowy wzrost wolnych miejsc pracy powodował wyższy wzrost odpływu do miast mężczyzn niż kobiet.

Należy tutaj również podkreślić, że modele odpływu, w których zmienną o charakterze społeczno-ekonomicznym była liczba wolnych miejsc pracy okazały się najlepszymi w przypadku odpływu mężczyzn do miast. Natomiast przy odpływie kobiet do miast wyższe wartości R^2 (a także wskaźnika H) od modeli oszacowanych na podstawie zestawów zmiennych d , k , x_{14} oraz d , k , x_{15} posiadały modele szacowane na podstawie trójelementowych

⁴¹ Zarówno w porównaniu do prezentowanych modeli odpływu kobiet i mężczyzn ogółem w latach 1986-1987 jak również kobiet i mężczyzn do miast w latach 1978-1979, kiedy to jednocentowe zmiany wartości zmiennych społeczno-ekonomicznych powodowały większe zmiany odpływu kobiet niż mężczyzn.

zestawów zmiennych, w skład których jako zmienne o charakterze społeczno-ekonomicznym wchodziły: średnioroczna wartość nakładów inwestycyjnych na 1 km² (x_{41}), gęstość zaludnienia (x_1), gęstość dróg utwardzonych (x_{51}) oraz udział gospodarstw o powierzchni ogólnej powyżej 10 ha (x_{63}). Wyniki estymacji modeli odpływu do miast mogą wskazywać na to, że dla odpływu mężczyzn decydujące znaczenie mają czynniki związane ze znalezieniem odpowiedniej i dobrze płatnej pracy⁴², natomiast kobiety przenosząc się do miast innych województw przywiązują więcej uwagi do spraw związanych z ich ogólnym poziomem rozwoju.

Spostrzeżenia powyższe potwierdza również analiza wartości elastyczności substytucji zmiennych społeczno-ekonomicznych przez krewnych. Wartości elastyczności substytucji wolnych miejsc pracy na 1000 zatrudnionych (x_{14} , x_{15}) przez liczbę krewnych i znajomych są wyższe (o około 20%) w przypadku odpływu do miast mężczyzn niż kobiet. Oznacza to, że krewni i znajomi odgrywają większą rolę w przekazywaniu informacji o wolnych miejscach pracy oraz udzielają większej pomocy przy poszukiwaniu tejże pracy potencjalnym migrantom płci męskiej niż kobietom.

Elastyczności substytucji pozostałych wybranych zmiennych społeczno-ekonomicznych przez liczbę krewnych są wyższe w przypadku odpływu do miast kobiet niż mężczyzn. Potwierdza to

⁴² O tym, że poziom wynagrodzeń ma większe znaczenie przy odpływie mężczyzn niż kobiet świadczą wyższe dla mężczyzn niż dla kobiet we wszystkich kierunkach odpływu (ogółem, miasto, wieś) współczynniki korelacji pomiędzy przeciętnymi miesięcznymi wynagrodzeniami w przemyśle, a odpływem (patrz tablica 16).

sformułowane wcześniej wnioski o większej roli krewnych przy rekompensowaniu niekorzystnych zmian ogólnych warunków społeczno-ekonomicznych kobietom, które podejmują decyzje o zmianie miejsca zamieszkania niż mężczyznom.

Krewni odgrywają również większą rolę przy podejmowaniu przez kobiety decyzji o wydłużeniu odległości na jaką zamierzają się przenieść, na co wskazują wyższe wartości elastyczności substytucji odległości przez liczbę krewnych. Mężczyźni natomiast decydują się na wydłużenie odległości pod warunkiem wyższego niż w przypadku odpływu kobiet przyrostu procentowego wartości zmiennych społeczno-ekonomicznych.

Należy również podkreślić wyższy stopień wyjaśnienia zmienności odpływu w modelach odpływu kobiet do miast niż w modelach odpływu mężczyzn do miast.

Porównanie odpływu do miast i na wieś

Z podobnych, jak dla lat 1978-1979, powodów nie udało się dokonać porównań wpływu zmiennych społeczno-ekonomicznych na odpływ do miast i na wieś. Należy natomiast zwrócić uwagę na fakt znacznie większego spadku odpływu kobiet na wieś w przypadku wzrostu odległości niż mężczyzn, przy czym relacja ta była na tyle silna, że zdecydowała, pomimo odwrotnej sytuacji w miastach, również o większym spadku odpływu kobiet niż mężczyzn przy jednoprocentowym wzroście odległości w modelach odpływu ogółem.

Podobnie znacznie większy przyrost odpływu na wieś mężczyzn niż kobiet przy jednoprocentowym wzroście liczby krewnych

zadecydował o takiej samej relacji w modelach odpływu mężczyzn i kobiet ogółem.

6.3.3. Analiza zmian mechanizmów odpływu w czasie

W latach 1986-1987 nastąpiły, w porównaniu z latami 1978-1979, zmiany czynników decydujących o wielkościach odpływu, przy czym różne grupy zmiennych objaśniających w zależności od kierunku odpływu najlepiej opisywały w obu okresach zmienność na pobyt stały poza granice województwa zamojskiego. Różna, w zależności od kierunków odpływu, była rola krewnych w kreowaniu strumieni migracyjnych z województwa. Dodatkowo notowano zróżnicowane, w zależności od kierunku odpływu, zmiany elastyczności substytucji zmiennych społeczno-ekonomicznych przez krewnych, co również świadczy o zmianie czynników decydujących o odpływie. Fakt ten można już było zauważyć przy analizie najlepszych modeli odpływu (punkt 6.2.). Tutaj natomiast zechcemy dokonać głębszej analizy prezentowanych zjawisk.

Z drugiej strony zmiany zestawów zmiennych najlepiej opisujących odpływ w latach 1986-1987 w porównaniu z okresem poprzednim utrudniły nieco analizę. Dla przykładu, oszacowane na podstawie zestawów zmiennych charakteryzujących się najwyższymi integralnymi pojemnościami informacji w latach 1986-1987 modele odpływu zarówno mężczyzn i kobiet w latach 1978-1979 nie spełniały wszystkich założonych kryteriów "dobroci".

Oczywiście już to świadczy o zmianie czynników decydujących o wielkości odpływu w obu okresach. Ale nie pozwoliło to

np. na pogłębioną analizę zmian wpływu liczby wolnych miejsc pracy przypadających na 1000 zatrudnionych (x_{14} , x_{15} , x_{16}) na wielkość i kierunki odpływu w obu okresach. Można było bowiem jedynie stwierdzić, że w pierwszym z analizowanych okresów lokalne rynki wolnych miejsc pracy miały stosunkowo małe znaczenie dla natężenia odpływu do poszczególnych województw, natomiast w latach 1986-1987 urosły do roli najważniejszych czynników kształtujących odpływ. Nie można było natomiast uchwycić ilościowych zmian w czasie wpływu liczby wolnych miejsc pracy przypadających na 1000 zatrudnionych na kształt odpływu na pobyt staży mieszkańców woj. zamojskiego. Dlatego też przy analizie odpływu do miast, obok modeli oszacowanych na podstawie zestawów zmiennych o możliwie najwyższych wartościach integralnych pojemności informacji, zaprezentowano również modele oszacowane na trójelementowych zestawach zmiennych, wśród których zmienną ekonomiczną były bezwzględne wielkości wolnych miejsc pracy (x_{11} - x_{13}). Modele te jednak charakteryzowały się znacznie wyższym, w porównaniu z analizowanymi w tym opracowaniu innymi modelami, natężeniem efektu katalizy.

Zmiany odpływu kobiet do miast w czasie

Dla wykazania tych zmian przeanalizowano następujące modele:

1.1. Lata 1978-1979

$$\ln y_8 = -0,8401 \ln d + 0,8061 \ln k + 0,5541 \ln x_1 + 1,554 \quad /72/$$

(6,836) (13,568) (5,096)

$$R^2 = 0,8813; \quad R^2-H = 0,0603 \quad O(BB)=-1,351 \quad O(BW)=-0,921 \\ O(WW)=1,891$$

1.2. Lata 1986-1987

$$\ln y_g = -0,8051 \ln d + 0,9091 \ln k + 0,6041 \ln x_1 - 0,565 \quad /73/ \\ (6,020) \quad (13,079) \quad (4,985)$$

$$R^2 = 0,8837; \quad R^2-H = 0,0399 \quad O(BB)=0,378 \quad O(BW)=-1,105 \\ O(WW)=0,270$$

2.1. Lata 1978-1979

$$\ln y_g = -0,8661 \ln d + 0,7891 \ln k + 0,5061 \ln x_{39} + 2,354 \quad /74/ \\ (7,004) \quad (12,885) \quad (4,964)$$

$$R^2 = 0,8790; \quad R^2-H = 0,0586 \quad O(BB)=-1,351 \quad O(BW)=-0,921 \\ O(WW)=1,891$$

2.2. Lata 1986-1987

$$\ln y_g = -0,8821 \ln d + 0,8761 \ln k + 0,6691 \ln x_{39} + 0,669 \quad /75/ \\ (6,453) \quad (11,832) \quad (4,724)$$

$$R^2 = 0,8792; \quad R^2-H = 0,0556 \quad O(BB)=0,270 \quad O(BW)=-0,552 \\ O(WW)=0,054$$

3.1. Late 1978-1979

$$\ln y_8 = -0,6271 \ln d + 0,8651 \ln k - 0,2791 \ln x_{63} + 3,745 \quad /76/$$

(4,284) (14,114) (4,069)

$$R^2 = 0,8629; \quad R^2-H = 0,0539 \quad O(BB)=-1,243 \quad O(BW)=-1,105$$

O(WW)=1,891

3.2. Late 1986-1987

$$\ln y_8 = -0,4701 \ln d + 1,0241 \ln k - 0,4581 \ln x_{63} + 1,095 \quad /77/$$

(2,707) (14,503) (3,765)

$$R^2 = 0,8623; \quad R^2-H = 0,0448 \quad O(BB)=-0,054 \quad O(BW)=-0,368$$

O(WW)=0,270

4.1. Late 1978-1979

$$\ln y_8 = -1,0391 \ln d + 0,7931 \ln k + 0,2621 \ln x_{13} + 3,896 \quad /78/$$

(7,376) (11,559) (3,696)

$$R^2 = 0,8560; \quad R^2-H = 0,1888 \quad O(BB)=-0,702 \quad O(BW)=-1,105$$

O(WW)=1,351

4.2. Late 1986-1987

$$\ln y_8 = -1,0231 \ln d + 0,7631 \ln k + 0,4691 \ln x_{13} + 1,617 \quad /79/$$

(7,485) (9,283) (5,215)

$$R^2 = 0,8875; \quad R^2-H = 0,1095 \quad O(BB)=0,594 \quad O(BW)=0,552$$

O(WW)=-0,919

Tablica 27

Elastyczność substytucji odpływu kobiet do miast
w obu okresach

Nr modelu	Nazwa zmiennej społeczno- -ekonom.	Elastyczność substytucji					
		$\epsilon_{1,k}$		$\epsilon_{d,1}$		$\epsilon_{d,k}$	
		1978- -1979	1986- -1987	1978- -1979	1986- -1987	1978- -1979	1986- -1987
1	x_1	-0,688	-0,664	1,515	1,333	1,042	0,886
2	x_{39}	-0,642	-0,763	1,712	1,319	1,099	1,007
3	x_{63}	0,323	0,447	-2,247	-1,027	0,726	0,459
4	x_{13}	-0,331	-0,615	3,966	2,180	1,310	1,341

Źródło: Obliczenia własne.

Jednoprocentowemu wzrostowi liczby krewnych towarzyszył wyższy odpływ kobiet do miast w latach 1986-1987 niż w latach 1978-1979, natomiast wzrost odległości o 1% powodował większe ograniczenie odpływu kobiet do miast w latach 1978-1979.

Odwrotne od powyższych zależności można odczytać z modeli 4.1. oraz 4.2., ale jak wspomniano szacowane one były na podstawie zestawów zmiennych o relatywnie znacznie niższych wartościach wskaźników H i wprowadzono je przede wszystkim dla zaprezentowania relacji pomiędzy liczbami krewnych i znajomych a wolnych miejsc pracy.

W latach 1986-1987 jednoprocentowy wzrost wartości zmiennych społeczno-ekonomicznych powodował wyższe niż w latach 1978-1979 zmiany odpływu, przy czym szczególnie duży, bo aż o 79%, przyrost zanotowano w przypadku elastyczności odpływu względem wolnych miejsc pracy.

Tak więc w drugim z analizowanych okresów wzrost zmiennych społeczno-ekonomicznych (spadek o ujemnych ocenach parametrów) oraz wzrost liczby krewnych (przy innych wskazaniach modeli 4.1. i 4.2.) powodował większy niż w pierwszym okresie odpływ kobiet do miast.

W latach 1986-1987 znacznie wzrosła rola krewnych przy rekompensowaniu spadku wolnych miejsc pracy. Elastyczność substytucji wolnych miejsc pracy dla kobiet zgłaszanych przez jednostki gospodarki uspołecznionej do wydziałów zatrudnienia (x_{13}) przez liczbę krewnych wzrosła o 85,8%. Innymi słowy, znacznie wzrosło zaangażowanie krewnych i znajomych w informowaniu i udzielaniu różnorodnej pomocy w znalezieniu odpowiedniej (zapewne lepiej płatnej) pracy potencjalnym migrantom płci żeńskiej w miastach województw zamieszkiwania tych krewnych.

Również elastyczność substytucji wartości brutto nieprodukcyjnych środków trwałych na 1 km² (x_{39}) oraz udziału gospodarstw rolnych o powierzchni ogólnej przekraczającej 10 ha (x_{63}) przez liczbę krewnych i znajomych w latach 1986-1987 były wyższe niż w latach 1978-1979. Wskazuje to na konieczność większego zaangażowania krewnych i znajomych w latach 1986-1987 w rekompensowaniu kobietom odpływającym do miast innych województw pogarszających się niektórymi, bardzo istotnymi z punktu widzenia decyzji migracyjnych, zmiennymi ekonomicznymi. Na inne zmiany w czasie zachowania się krewnych (ich zmniejszająca się rola) mogłyby wskazywać zmiany elastyczności gęstości zaludnienia (x_1) przez liczbę krewnych, które zmniejszyły się. Jednak spadek wartości $e_{1,k}$ był minimalny (o 0,024) i w porównaniu z pozostałymi omawianymi tu modelami nie powinien raczej

zmieniać wcześniej sformułowanych wniosków.

We wszystkich analizowanych modelach nastąpiło natomiast zmniejszenie elastyczności substytucji odległości przez zmienne społeczno-ekonomiczne. Oznacza to, że w latach 1986-1987, w porównaniu z okresem poprzednim, decyzja o wydłużeniu odległości odpływu kobiet do miast o 1% wymagała mniejszego przyrostu wartości zmiennych społeczno-ekonomicznych.

Szczególnie wyraźnie było to widoczne właśnie w przypadku wolnych miejsc pracy dla kobiet (x_{13}) oraz zmiennej opisującej strukturę agrarną rolnictwa indywidualnego województw, do których kierowały się mieszkanki woj. zamojskiego. O ile w latach 1978-1979 wydłużenie odległości odpływu kobiet do miast o 1% wymagało niemal 4-procentowego wzrostu wolnych miejsc pracy dla kobiet (x_{13}), to w latach 1986-1987 jednoprocen-towy wzrost odległości odpływu następował już przy 2,2-procentowym wzroście wolnych miejsc pracy.

Kojarząc powyższy fakt z wcześniej sygnalizowanym wzrostem elastyczności substytucji wolnych miejsc pracy dla kobiet przez liczbę krewnych, można mówić o wzroście "efektywności" krewnych i znajomych w informowaniu i znajdowaniu wolnych miejsc pracy.

W latach 1986-1987, w porównaniu z okresem poprzednim, zmniejszyła się również rola krewnych i znajomych przy rekompensowaniu wzrostu odległości przy odpływie kobiet do miast, czego wyrazem jest spadek elastyczności substytucji przez liczbę krewnych (za wyjątkiem $e_{d,k}$ obliczonych z modeli 4.1. oraz 4.2.).

Podsumowując wyniki przeprowadzonej analizy należy stwierdzić, że w latach 1986-1987 kobiety odpływające do miast rzadziej podejmowały decyzje o wydłużeniu odległości na jaką zamierzają się przenieść tylko dlatego, że w odległych miastach zamieszkiwali krewni, a krewni i znajomi musieli jeszcze zwiększyć swoją aktywność w kierunku informowania i udzielania pomocy kobietom mieszkającym dotychczas w woj. zamojskim.

Zmiany odpływu mężczyzn do miast w czasie

Przeanalizowano następujące modele:

1.1. Lata 1978-1979

$$\ln y_5 = -0,8161 \ln d + 0,7871 \ln k + 0,4731 \ln x_1 + 1,834 \quad /80/$$

(6,213) (12,390) (4,066)

$$R^2 = 0,8557; \quad R^2-H = 0,066 \quad O(BB) = -1,135 \quad O(BW) = -0,921$$

$O(WW) = 1,675$

1.2. Lata 1986-1987

$$\ln y_5 = -0,9121 \ln d + 0,8771 \ln k + 0,4271 \ln x_1 + 1,124 \quad /81/$$

(5,720) (10,594) (2,958)

$$R^2 = 0,8276; \quad R^2-H = 0,0481 \quad O(BB) = 1,459 \quad O(BW) = -0,552$$

$O(WW) = -1,135$

2.1. Lata 1978-1979

$$\ln y_5 = -0,8391 \ln d + 0,7711 \ln k + 0,4371 \ln x_{39} + 2,503 \quad /82/$$

(6,389) (11,872) (4,964)

$$R^2 = 0,8552; \quad R^2-H = 0,0641 \quad O(BB)=-0,811 \quad O(BW)=0,000$$

O(WW)=0,811

2.2. Lata 1986-1987

$$\ln y_5 = -0,9641 \ln d + 0,8611 \ln k + 0,4441 \ln x_{39} + 1,746 \quad /83/$$

(5,925) (9,771) (2,634)

$$R^2 = 0,8214; \quad R^2-H = 0,0672 \quad O(BB)=1,675 \quad O(BW)=-0,368$$

O(WW)=-1,459

3.1. Lata 1978-1979

$$\ln y_5 = -0,6111 \ln d + 0,8341 \ln k - 0,2651 \ln x_{63} + 3,708 \quad /84/$$

(4,118) (13,449) (3,808)

$$R^2 = 0,8507; \quad R^2-H = 0,0535 \quad O(BB)=-0,594 \quad O(BW)=-0,000$$

O(WW)=0,594

3.2. Lata 1986-1987

$$\ln y_5 = -0,6531 \ln d + 0,9581 \ln k - 0,3521 \ln x_{63} + 2,275 \quad /85/$$

(3,364) (12,146) (2,590)

$$R^2 = 0,8206; \quad R^2-H = 0,039 \quad O(BB)=0,919 \quad O(BW)=0,000$$

O(WW)=-0,919

4.1. Lata 1978-1979

$$\ln y_5 = -0,960 \ln d + 0,771 \ln k + 0,261 \ln x_{12} + 3,217 \quad /86/$$

(6,611) (10,570) (2,887)

$$R^2 = 0,8331; \quad R^2-H = 0,1722 \quad O(BB)=-0,378 \quad O(BW)=0,184$$

$$O(WW)=0,270$$

4.2. Lata 1986-1987

$$\ln y_5 = -1,047 \ln d + 0,714 \ln k + 0,471 \ln x_{12} + 1,450 \quad /87/$$

(7,133) (7,966) (4,496)

$$R^2 = 0,858; \quad R^2-H = 0,0697 \quad O(BB)=1,891 \quad O(BW)=-0,552$$

$$O(WW)=-1,567$$

Tabela 28

Elastyczność substytucji odpływu
mężczyzn do miast w analizowanych okresach

Nr modelu	Nazwa zmienną społeczno- -ekonomiczną.	Elastyczność substytucji					
		$e_{i,k}$		$e_{d,i}$		$e_{d,k}$	
		1978- -1979	1986- -1987	1978- -1979	1986- -1987	1978- -1979	1986- -1987
1	x_1	-0,601	-0,486	1,725	2,136	1,037	1,039
2	x_{39}	-0,567	-0,516	1,920	2,172	1,088	1,120
3	x_{63}	0,317	0,367	-2,308	-1,857	0,732	0,682
4	x_{12}	-0,338	-0,663	3,681	2,213	1,244	1,466

Źródło: Obliczenia własne.

Zmiany mechanizmów odpływu mężczyzn do miast w latach 1986-1987, w porównaniu do okresu poprzedniego, nie były tak jednoznaczne i jednokierunkowe, jak w przypadku omówionych wcześniej zmian mechanizmów odpływu kobiet do miast.

Jednoprocentowemu wzrostowi liczby krewnych, podobnie jak i przy odpływie kobiet do miast, towarzyszył wyższy odpływ mężczyzn do miast w latach 1986-1987 niż w latach 1978-1979. Natomiast wzrost odległości w latach 1986-1987 powodował większe ograniczenie odpływu mężczyzn do miast niż w latach 1978-1979, a więc przeciwnie niż w przypadku odpływu kobiet do miast.

Różnokierunkowe były w latach 1986-1987, w porównaniu z poprzednim okresem, zmiany elastyczności odpływu względem poszczególnych zmiennych społeczno-ekonomicznych, które wchodziły w skład zestawów zmiennych dających możliwie wysokie wartości wskaźników integralnej pojemności informacji.

Podobnie jak w przypadku odpływu kobiet do miast jednocentowy wzrost wartości nieprodukcyjnych środków trwałych, w przeliczeniu na 1 km² (x_{39}), udziału gospodarstw o powiechni powyżej 10 ha (x_{63}) oraz liczby wolnych miejsc pracy (x_{12}) powodował w latach 1986-1987 większe zmiany odpływu mężczyzn do miast niż w latach 1978-1979. Przyrost elastyczności odpływu nie był jednak tak duży, jak w przypadku odpływu kobiet do miast. Dodatkowo zanotowano odwrotną niż w przypadku odpływu kobiet do miast zmianę elastyczności odpływu mężczyzn do miast względem gęstości zaludnienia (x_1). O ile w latach 1978-1979 wzrost gęstości zaludnienia o 1% powodował wzrost odpływu

mężczyzn do miast na pobyt stały o 0,47%, to w latach 1986-1987 wzrost wartości zmiennej x_1 o 1% powodował wzrost odpływu mężczyzn na pobyt stały do miast innych województw o 0,43%.

Również zróżnicowane, w zależności od rodzaju zmiennej społeczno-gospodarczej, która wywoływała odpływ, były zmiany roli krewnych w rekompensowaniu pogarszających się wartości tej zmiennej.

Podobnie, jak w przypadku odpływu kobiet do miast, w latach 1986-1987 zanotowano znaczny wzrost roli krewnych w rozwiązywaniu problemów ze znalezieniem odpowiedniej pracy dla migrujących z woj. zamojskiego mężczyzn. O ile w latach 1978-1979 jednoprocentowy spadek wolnych miejsc pracy dla mężczyzn (x_{12}) wymagał dla utrzymania na niezmiennym poziomie wzrostu liczby krewnych o 0,34%, to w latach 1986-1987 w tym samym celu potrzebny był wzrost liczby krewnych o 0,66%, a więc niemal dwukrotnie wyższy.

Nieznacznie wyższa była w latach 1986-1987 elastyczność substytucji udziału dużych gospodarstw (x_{63}) przez liczbę krewnych i znajomych. Mniejsza zaś była w tym czasie, w porównaniu z okresem poprzednim, rola krewnych przy rekompensowaniu spadku gęstości zaludnienia (x_1), a także wartości nieprodukcyjnych środków trwałych w przeliczeniu na 1 km² (x_{39}).

Różnokierunkowe, w zależności od modelu, ale na ogół stosunkowo niewielkie, były zmiany elastyczności substytucji odległości przez liczbę krewnych. Biorąc pod uwagę minimalny spadek (z 0,990 do 0,961) elastyczności substytucji odległości przez liczbę krewnych, oszacowany w oparciu o modele z dwiema zmiennymi d oraz k (tablica 20), można stwierdzić, że w obu

okresach w zasadzie nie notowano istotnych zmian roli krewnych w rekompensowaniu wzrostu odległości przy odpływie mężczyzn do miast.

Zmiany odpływu na wieś w czasie

Ze względu na niemożliwość skompletowania, opartych na tych samych zestawach zmiennych społeczno-ekonomicznych i spełniających wszystkie założone kryteria "dobroci" modeli odpływu na wieś w obu okresach, naszą analizę zmian musimy ograniczyć do wyeksponowania sygnalizowanych już w punkcie 6.1. zależności oszacowanych na podstawie dwuelementowych zestawów, tj. odległości i liczby krewnych.

W latach 1986-1987, w porównaniu z okresem poprzednim, wzrosła znacznie rola krewnych w rekompensowaniu wzrostu odległości przy odpływie kobiet na wieś i zmniejszyła się nieco przy odpływie mężczyzn na wieś.

6.4. Wpływ długości przebywania (zameldowania) krewnych w danym województwie na wielkość i kierunki odpływu z woj. zamojskiego

Zgodnie z zaprezentowaną w punkcie 3.2. metodyką dla oceny wpływu długości przebywania (zameldowania na pobyt stały) krewnych i znajomych w danym województwie na wielkość odpływu z woj. zamojskiego, dla każdego analizowanego kierunku szacowano parametry 9 modeli odpływu w latach 1986-1987, w których

jedyną, zmieniającą w każdym modelu swoje wartości, zmienną była liczba krewnych zameldowanych na pobyt stały w danym województwie conajmniej 8 lat, 7 lat, ..., 0 lat.

6.4.1. Wpływ długości przebywania krewnych w danym województwie na wielkość odpływu mężczyzn i kobiet do miast

Do rozważań przyjęto dwa ciągi modeli. Pierwszy ciąg oszacowany został w oparciu o liczby krewnych mieszkających conajmniej od 31.12.1978, 31.12.1979, ..., 31.12.1986 roku (k^t)⁴³, odległość (d) oraz liczbę wolnych miejsc pracy na 10 tys. zatrudnionych w gospodarce uspołecznionej (x_{14}). O wyborze takiego zestawu zmiennych objaśniających zdecydował fakt, że model odpływu do miast w latach 1986-1987, oszacowany na podstawie liczby krewnych w końcu 1986 roku (k), co jest równoznaczne z liczbą krewnych mieszkających conajmniej od 31.12.1986 roku oraz zmiennych d i x_{14} , okazał się najlepszy w sensie przyjętych kryteriów w klasie modeli odpływu mężczyzn do miast (punkt 6.2.). Drugi ciąg modeli oszacowano przyjmując jako zmienne objaśniające: liczbę krewnych i znajomych mieszkających conajmniej od t lat (k^t), odległość i gęstość zaludnienia (x_1). Tutaj z kolei model odpływu do miast kobiet w latach 1986-1987 oszacowany na zmiennych k , d , x_1 posiadał drugą w kolejności

⁴³ Przy czym mieszkający conajmniej od 31.12.1986 roku to w rzeczywistości wszyscy krewni i znajomi dla mieszkańców woj. zamojskiego, a więc wartości tego wektora k^t pokrywają się z wartościami wektora k na koniec 1986 roku.

wartość wskaźnika integralnej pojemności informacji. Nie można było przyjąć do rozważań ciągu modeli oszacowanych na najlepszym dla lat 1986-1987 przy odpływie kobiet do miast zestawie zmiennych (k, d, x_{41}) , gdyż modele dla niektórych k^t wykazywały autokorelację przestrzenną składnika losowego.

Wyniki estymacji zamieszczono w tablicach 29 oraz 30.

Wpływ długości przebywania (zameldowania na pobyt stały) krewnych w danym województwie na wielkość odpływu z woj. zamojskiego do miast tegoż województwa w latach 1986-1987 przeanalizowano na podstawie zmian elastyczności substytucji. Wartości ocen parametrów funkcji liniowych pokazujących zależność elastyczności substytucji od długości zameldowania na pobyt stały zestawiono w tablicy 31.

Bezwzględne wartości elastyczności substytucji wolnych miejsc pracy przypadających na 10 tys. zatrudnionych (x_{14}) przez liczbę krewnych w modelach odpływu do miast mężczyzn i kobiet wzrastają w miarę przechodzenia do modeli, w których liczba krewnych (k^t) charakteryzuje się coraz dłuższym okresem przebywania na stałe w danym województwie. Podobny kierunek zmian występuje przy elastyczności substytucji odległości przez liczbę krewnych.

Oznacza to, że im dłużej zameldowani są na pobyt stały krewni w danym województwie, tym większa jest ich rola w rekompensowaniu spadku liczby wolnych miejsc pracy oraz wzrostu odległości przy podejmowaniu przez mieszkańców woj. zamojskiego decyzji o przeniesieniu się na pobyt stały do miast innych województw. Szczególnie znamienne jest to w przypadku wolnych miejsc pracy. Wyniki prezentowanych obliczeń świadczą o tym,

Tablica 29

Oceny parametrów modeli odpływu do miast mężczyzn i kobiet zależne od długości zameldowania na pobyt stały krewnych w danym województwie postaci $\ln y = a_d \ln d + a_k \ln k^t + a_{14} \ln x_{14}^t + \ln a_0$

Krewni mieszkający co najmniej od 31.12.	Wartości ocen parametrów przy zmiennych								R ²		R ² -H		Elastyczność substytucji					
	ln d		ln k ^t		ln x ₁₄		wyraz wolny						e _{14,k}		e _{d,14}		e _{d,k}	
	M	K	M	K	M	K	M	K	M	K	M	K	M	K	M	K		
1987	-1,086	-1,003	0,737	0,811	0,852	0,793	1,069	0,356	0,821	0,833	0,042	0,051	-1,156	-0,978	1,274	1,265	1,473	1,237
1979	-1,062	-0,976	0,755	0,829	0,833	0,772	0,857	0,123	0,826	0,839	0,030	0,040	-1,104	-0,931	1,275	1,264	1,408	1,177
1980	-1,032	-0,944	0,772	0,847	0,820	0,759	0,584	-0,175	0,832	0,845	0,024	0,035	-1,063	-0,896	1,259	1,243	1,338	1,114
1981	-1,012	-0,921	0,783	0,859	0,805	0,744	0,429	-0,344	0,835	0,848	0,026	0,037	-1,028	-0,866	1,256	1,239	1,292	1,073
1982	-0,991	-0,898	0,795	0,870	0,793	0,732	0,249	-0,538	0,840	0,851	0,027	0,039	-0,998	-0,841	1,249	1,227	1,246	1,032
1983	-0,972	-0,877	0,803	0,880	0,788	0,725	0,078	-0,726	0,842	0,855	0,028	0,041	-0,981	-0,824	1,233	1,209	1,210	0,997
1984	-0,953	-0,857	0,810	0,887	0,785	0,724	-0,093	-0,911	0,844	0,856	0,029	0,041	-0,969	-0,816	1,214	1,185	1,176	0,966
1985	-0,936	-0,839	0,816	0,894	0,783	0,720	-0,243	-1,079	0,845	0,858	0,030	0,042	-0,960	-0,806	1,196	1,165	1,148	0,938
1986	-0,920	-0,820	0,822	0,902	0,775	0,710	-0,371	-1,222	0,847	0,861	0,031	0,044	-0,943	-0,787	1,187	1,155	1,118	0,909

Źródło: Obliczenia własne.

Uwaga: Wszystkie oceny parametrów są istotne na poziomie istotności 0,05 przy 44 stopniach swobody. Brak jest również podstaw do odrzucenia hipotezy o braku autokorelacji przestrzennej składnika losowego.

Tablica 30

Oceny parametrów modeli odpływu do miast mężczyzn i kobiet zależnie od długości zameldowania na pobyt stały krewnych w danym województwie
 postaci: $\ln y = a_d \ln d + a_k \ln k^t + a_1 \ln x_1 + \ln a_0$

Krewni mieszkający co najmniej od 31.12. M-mężczyźni K-kobiety	Wartości ocen parametrów przy zmiennych								R ²		R ² -H		Elastyczność substytucji					
	ln d		ln k ^t		ln x ₁		wyraz wolny		M	K	M	K	e _{1,k}		e _{d,1}		e _{d,k}	
	M	K	M	K	M	K	M	K					M	K	M	K	M	K
1978	-1,089	-0,988	0,791	0,823	0,487	0,663	2,762	1,119	0,800	0,859	0,057	0,055	-0,615	-0,671	2,237	1,490	1,376	1,201
1979	-1,063	-0,962	0,809	0,840	0,473	0,650	2,503	0,852	0,807	0,865	0,045	0,035	-0,585	-0,676	2,246	1,479	1,315	1,144
1980	-1,031	-0,930	0,826	0,857	0,462	0,639	2,202	0,545	0,813	0,870	0,039	0,029	-0,559	-0,688	2,232	1,454	1,249	1,084
1981	-1,009	-0,906	0,837	0,867	0,453	0,630	2,003	0,343	0,816	0,873	0,041	0,032	-0,541	-0,695	2,229	1,438	1,206	1,044
1982	-0,987	-0,883	0,849	0,878	0,443	0,621	1,800	0,141	0,821	0,875	0,042	0,033	-0,521	-0,703	2,300	1,423	1,163	1,005
1983	-0,967	-0,862	0,857	0,888	0,439	0,616	1,609	-0,059	0,823	0,876	0,043	0,033	-0,512	-0,715	2,203	1,398	1,127	0,971
1984	-0,947	-0,842	0,865	0,894	0,436	0,614	1,431	-0,240	0,825	0,880	0,044	0,037	-0,504	-0,729	2,174	1,372	1,095	0,941
1985	-0,930	-0,824	0,871	0,901	0,432	0,609	1,279	-0,402	0,826	0,881	0,045	0,038	-0,496	-0,740	2,152	1,352	1,068	0,914
1986	-0,912	-0,805	0,877	0,909	0,427	0,604	1,124	-0,565	0,828	0,884	0,048	0,040	-0,486	-0,750	2,136	1,333	1,039	0,886

Źródło: Obliczenia własne.

Uwaga: Wszystkie oceny parametrów są istotne na poziomie istotności 0,05 przy 44 stopniach swobody. Brak jest również podstaw do odrzucenia hipotezy o braku autokorelacji przestrzennej składnika losowego.

Tablica 31

Oceny parametrów funkcji liniowych pokazujących
zależność elastyczności substytucji od długości zameldowania na pobyt stały
postaci $e_{ij} = at + b$

Elastyczność substytucji		Nazwa zmiennej społeczno-ekonomicznej (i) w modelu odpływu							
		i = 1				i = 14			
		Oceny parametrów		Wartość t-Studenta	R ²	Oceny parametrów		Wartość t-Studenta	R ²
M- K-	a	b	t(a)	M- K-		a	b	t(a)	
$e_{i,k}$	M	-0,015	-0,474	10,22	0,937	-0,025	-0,921	9,33	0,926
	K	0,010	-0,748	26,78	0,990	-0,022	-0,771	9,85	0,933
$e_{d,i}$	M	0,014	2,157	2,87	0,541	0,012	1,192	11,97	0,953
	K	0,020	1,335	34,84	0,994	0,015	1,158	14,82	0,969
$e_{d,k}$	M	0,041	1,017	16,54	0,975	0,043	1,094	15,92	0,973
	K	0,038	0,867	17,64	0,978	0,040	0,889	17,28	0,977

Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych zamieszczonych w tablicach 29 i 30.

- Uwaga:
1. $t=0,1,\dots,8$
 2. Wartość teoretyczna statystyki t-Studenta na poziomie istotności 0,05 i przy 7 stopniach swobody wynosi 2.365.

ze krewni dłużej zamieszkujący na terenie danego województwa, sami mając już zazwyczaj ustabilizowane warunki życia i pracy, mają więcej możliwości w znalezieniu odpowiedniej pracy swoim "ziomkom", a więc wzrasta ich rola w kreowaniu strumieni migracyjnych.

Jednocześnie należy zasygnalizować nieco mniejsze tempo spadku wartości elastyczności substytucji wolnych miejsc pracy przez liczbę krewnych wraz ze wzrostem okresu przebywania krewnych w przypadku odpływu kobiet do miast niż mężczyzn. Bezzględna wartość elastyczności substytucji wolnych miejsc pracy przez krewnych przebywających w danym województwie conajmniej 8 lat była w przypadku odpływu do miast kobiet wyższa o 24,3% od elastyczności substytucji wolnych miejsc pracy przez wszystkich krewnych (zameldowanych w danym województwie "conajmniej 0 lat"). W przypadku odpływu mężczyzn do miast przyrost ten wyniósł 22,7%.

Tak więc nieco szybciej wzrastała rola krewnych i znajomych w rekompensowaniu spadku wolnych miejsc pracy przy odpływie kobiet do miast niż mężczyzn wraz z wydłużaniem okresu zameldowania na pobyt stały krewnych w danym województwie. Jednakże elastyczność substytucji wolnych miejsc pracy przez liczbę krewnych przebywających w danym województwie conajmniej 8 lat przy odpływie mężczyzn do miast była o 18,2% wyższa niż elastyczność substytucji przy odpływie kobiet do miast.

Podobnie, jak przy wolnych miejscach pracy, wraz ze wzrostem okresu zameldowania krewnych w danym województwie, wzrastała elastyczność substytucji gęstości zaludnienia przez liczbę krewnych przy odpływie mężczyzn do miast. Tak więc

im dłużej przebywali krewni w danym województwie, tym większa była ich rola w rekompensowaniu odpływającym do miast mężczyznom spadku gęstości zaludnienia.

Odwrotną natomiast tendencję zmian wykazała elastyczność substytucji gęstości zaludnienia przez liczbę krewnych przy odpływie kobiet do miast. Tutaj, wraz ze wzrostem okresu zameldowania na stałe krewnych w danym województwie, malała ich rola w rekompensowaniu kobietom spadku gęstości zaludnienia.

Podobnie, jak przy ciągu modeli szacowanych na podstawie zestawu zmiennych d, k^t, x_{14} w ciągu modeli szacowanych w oparciu o zmienne d, k^t, x_1 , wraz ze wzrostem okresu zameldowania krewnych na pobyt stały, wzrastała elastyczność substytucji odległości przez liczbę krewnych zarówno przy odpływie kobiet jak i mężczyzn.

6.4.2. Wpływ długości przebywania (zameldowania) krewnych w danym województwie na wielkość odpływu do miast i na wieś

Porównania wpływu długości zameldowania krewnych i znajomych w danym województwie na wielkość odpływu do miast i na wieś tego województwa mieszkańców Zamojszczyzny w latach 1986-1987 dokonano opierając się na dwu ciągach modeli opisujących z jednej strony odpływ do miast, z drugiej na wieś, w których zmiennymi objaśniającymi były odległość (d) oraz liczba krewnych i znajomych zameldowanych na pobyt stały conajmniej t lat (k^t). Wartości ocen parametrów oszacowanych modeli zawiera tabela 32.

Tablica 32

Oceny parametrów modeli odpływu do miast i na wieś
zależnie od długości zameldowania na pobyt stały krewnych w danym województwie
postaci: $\ln y = a_d \ln d + a_k \ln k^t + \ln a_0$

Liczba krewnych mieszkających co najmniej od 31.12.	Wartości ocen parametrów przy zmiennych						R ²		R ² -H		Elastyczność substytucji e _{d,k}	
	ln d		ln k ^t		wyraz wolny		Miasto	Wieś	Miasto	Wieś	Miasto	Wieś
	Miasto	Wieś	Miasto	Wieś	Miasto	Wieś						
1978	-1,060	-1,258	0,892	0,609	4,171	6,896	0,806	0,643	0,035	0,030	1,188	2,064
1979	-1,030	-1,237	0,910	0,619	3,818	6,668	0,815	0,647	0,012	0,011	1,132	1,997
1980	-0,993	-1,212	0,927	0,629	3,431	6,421	0,824	0,649	0,002	0,001	1,072	1,927
1981	-0,968	-1,195	0,938	0,634	3,167	6,258	0,829	0,649	0,004	0,000	1,032	1,884
1982	-0,943	-1,178	0,949	0,642	2,901	6,082	0,835	0,652	0,006	0,000	0,993	1,836
1983	-0,919	-1,162	0,958	0,647	2,670	5,925	0,839	0,654	0,009	0,000	0,960	1,795
1984	-0,897	-1,148	0,965	0,653	2,458	5,780	0,841	0,656	0,011	0,001	0,930	1,758
1985	-0,878	-1,134	0,972	0,658	2,265	5,648	0,843	0,657	0,012	0,001	0,903	1,725
1986	-0,857	-1,120	0,979	0,663	2,068	5,506	0,847	0,660	0,015	0,001	0,876	1,689

Źródło: Obliczenia własne.

Uwaga: Wszystkie oceny parametrów są istotne na poziomie istotności 0,05 przy 45 stopniach swobody. Brak jest również podstaw do odrzucenia hipotezy o braku autokorelacji przestrzennej składnika losowego.

Wraz ze wzrostem okresu przebywania (zameldowania) na stałe w danym województwie wzrastała elastyczność substytucji odległości przez liczbę krewnych, zarówno przy odpływie do miast, jak i na wieś, przy czym w rozważanym okresie zameldowania przyrost elastyczności substytucji przy odpływie do miast był nieco większy niż na wieś, ale jednocześnie elastyczność substytucji odległości przez liczbę krewnych przebywających co najmniej 8 lat przy odpływie na wieś jest o 73,7% wyższa niż przy odpływie do miast. Jednym słowem wzrasta rola krewnych przy rekompensowaniu wzrostu odległości potencjalnym migrantom wraz z wydłużaniem się okresu zameldowania na pobyt stały w obecnym województwie zamieszkiwania, przy czym rola ta jest znacznie większa przy odpływie na wieś niż do miast.

6.5. Przykłady modeli z autokorelacją i bez autokorelacji przestrzennej składnika losowego

Do oceny poziomu przestrzennego skorelowania składników losowych poszczególnych modeli zastosowano, omówiony w punkcie 3.4.3., test "J.C".

Liczby wszystkich sąsiadów dla poszczególnych województw (F_i) przedstawia tablica 33. Oszacowane wartości oczekiwane dla poszczególnych typów sąsiedztw wynoszą:

$$E(BB) = 29,5$$

$$E(BW) = 59$$

$$E(WW) = 29,5$$

Tablica 33

Liczby wszystkich sąsiadów
dla poszczególnych województw (F_1)

Lp.	Nazwa województwa	Liczba sąsiadów (F_1)	Lp.	Nazwa województwa	Liczba sąsiadów (F_1)
1.	st. warszawskie	6	25.	nowosądeckie	4
2.	białkopodlaskie	4	26.	olsztyńskie	5
3.	białostockie	4	27.	opolskie	5
4.	bielskie	3	28.	ostrołęckie	6
5.	bydgoskie	8	29.	piłskie	5
6.	chebmskie	2	30.	piotrkowskie	6
7.	ciechanowskie	6	31.	płockie	7
8.	częstochowskie	6	32.	poznańskie	7
9.	elbląskie	4	33.	przemyskie	2
10.	gdańskie	3	34.	radomskie	7
11.	gorzowskie	5	35.	rzeszowskie	4
12.	jeleniogórskie	3	36.	siedleckie	7
13.	kaliskie	7	37.	sieradzkie	6
14.	katowickie	5	38.	skierniewickie	5
15.	kieleckie	7	39.	słupskie	4
16.	konin'skie	6	40.	suwalskie	4
17.	koszalińskie	4	41.	szczęcińskie	2
18.	m. krakowskie	5	42.	tarnobrzeskie	5
19.	krośnińskie	4	43.	tarnowskie	6
20.	legnickie	5	44.	toruńskie	5
21.	leszczyńskie	5	45.	wałbrzyskie	4
22.	lubelskie	5	46.	włocławskie	5
23.	łomżyńskie	4	47.	wrocławskie	5
24.	m. łódzkie	4	48.	zielonogórskie	5

Źródło: Obliczenia własne.

Uwaga: Województwo zamojskie traktuje się jako "zagranicę" i fakt sąsiedztwa z nim nie jest uwzględniany w wartościach R_1 .

zaś wariancje:

$$V(BB) = 85,625$$

$$V(BW) = 29,5$$

$$V(WW) = 85,625$$

W związku z tym, jeśli rzeczywiście, wynikające z oszacowanego modelu statystyki BB, BW, WW osiągną wartości odpowiednio 29, 59, 30 lub 30, 59, 29, wtedy statystyki $O(BB)$, $O(BW)$, $O(WW)$ uzyskają minimalne wartości, tj. odpowiednio -0,054, 0, 0,054 lub 0,054, 0, -0,054.

Aby na poziomie istotności 0,05 nie było podstaw do przyjęcia hipotezy o autokorelacji przestrzennej składnika losowego w szacowanych modelach odpływu musi być spełniony następujący układ równań:

$$-1,96 \leq \frac{BB - 29,5}{85,625^{1/2}} \leq 1,96$$

$$-1,96 \leq \frac{BW - 59,0}{29,5^{1/2}} \leq 1,96 \quad /87/$$

$$-1,96 \leq \frac{WW - 29,5}{85,625^{1/2}} \leq 1,96$$

$$BB + BW + WW = 118$$

$$BB, BW, WW \in \{N, 0\}$$

Rozwiązując powyższy układ równań otrzymujemy następujące wartości graniczne statystyk "J.C":

$$12 \leq BB \leq 47$$

$$48 \leq BW \leq 69$$

/88/

$$12 \leq WW \leq 47$$

przy założeniu, że $BB + BW + WW = 118$.

W celu lepszego naświetlenia zjawiska autokorelacji przestrzennej składnika losowego zilustrujemy wybrane modele odpływu, w których występuje i nie występuje to zjawisko odpowiednimi rysunkami. Mapy reszt z modeli odpływu, w których wystąpiło zjawisko autokorelacji przestrzennej składnika losowego przedstawiono na rysunkach 13 oraz 14.

Rysunek 13 pokazuje przestrzenny rozkład reszt modelu odpływu ogółem do miast w latach 1978-1979 postaci:

$$\ln y_2 = -0,874 \ln d + 0,897 \ln k + 1,278 \ln x_{64} - 3,939 \quad /89/$$

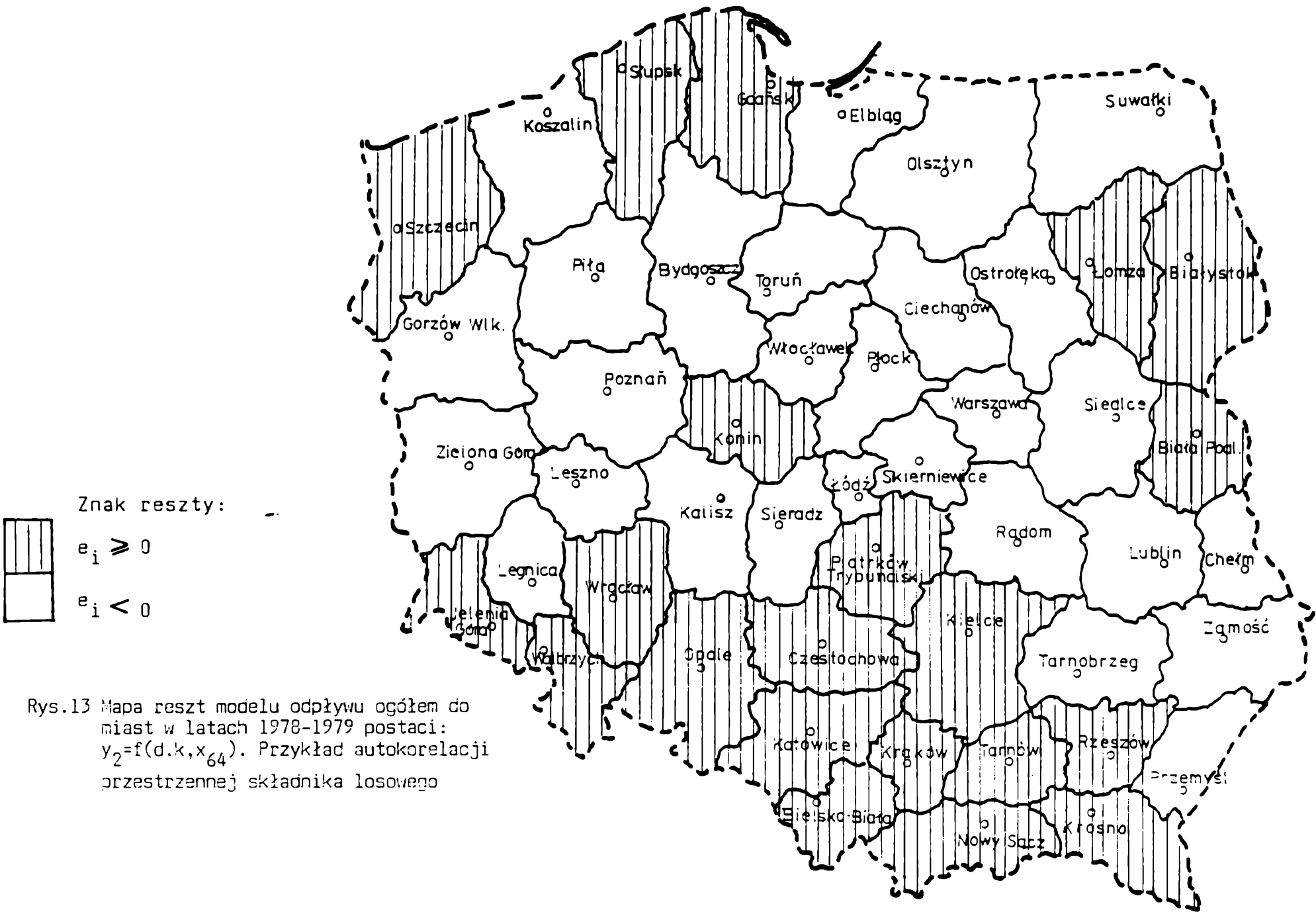
$(6,274) \quad (13,891) \quad (2,559)$

$$R^2 = 0,839; \quad BB = 27; \quad BW = 40; \quad WW = 51$$

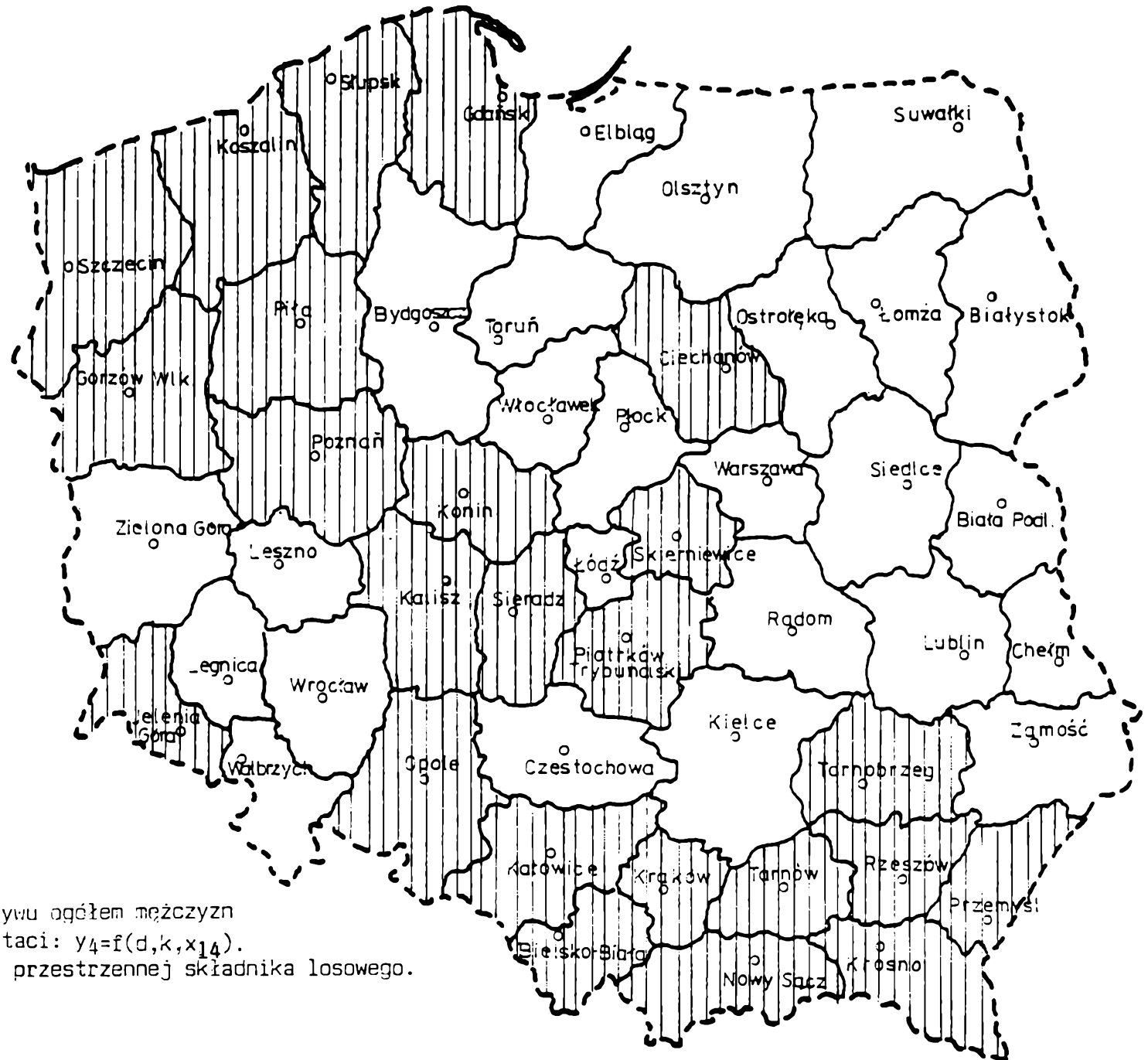
$$O(BB) = -0,270$$

$$O(BW) = -3,498$$

$$O(WW) = 2,324$$



Rys.13 Mapa reszt modelu odpływu ogółem do miast w latach 1978-1979 postaci: $y_2 = f(d.k, x_{64})$. Przykład autokorelacji przestrzennej składnika losowego



Znak reszty:

$e_i \geq 0$

$e_i < 0$

Rys.14 Mapa reszt modelu odpływu ogółem mężczyzn
latach 1986-1987 postaci: $y_4 = f(d, k, x_{14})$.
Przykład autokorelacji przestrzennej składnika losowego.

Na mapie reszt z modelu odpływu ogółem do miast można wyraźnie zaobserwować dwa duże obszary; południowy, w którym sąsiadujące ze sobą województwa posiadają dodatnie wartości reszt i centralny, gdzie sąsiadują ze sobą województwa o ujemnych wartościach reszt. Analiza liczby sąsiadów wskazuje, że przyczyną autokorelacji przestrzennej składnika losowego była zbyt mała liczba sąsiadów typu BW, która powstała niejako kosztem zbyt dużej liczby sąsiedztw typu WW. Innymi słowy, autokorelację przestrzenną składnika losowego spowodowała zbyt mała liczba województw o dodatnich wartościach reszt w centralnej i północnej Polsce.

Rysunek 14 pokazuje przestrzenny rozkład reszt modelu odpływu ogółem mężczyźni w latach 1986-1987 postaci:

$$\ln y_4 = -0,921 \ln d + 0,802 \ln k + 0,398 \ln x_{14} + 2,297 \quad /90/$$

(9,178) (14,731) (3,004)

$$R^2 = 0,910; \quad BB = 39; \quad BW = 40; \quad WW = 39$$

$O(BB) = -1,027$
 $O(BW) = -3,498$
 $O(WW) = 1,027$

Tutaj również występuje autokorelacja przestrzenna składnika losowego. Jest ona także rezultatem zbyt małej liczby sąsiedztw typu BW. Warto zauważyć również, że aż 11 województw sąsiaduje tutaj tylko z województwami posiadającymi takie same znaki reszt.

Dla porównania, na rysunkach 15 oraz 16 pokazano rozkład przestrzenny reszt modeli, w których nie było podstaw do przyjęcia hipotezy o wystąpieniu autokorelacji przestrzennej składnika losowego.

Rysunek 15 ilustruje rozkład reszt modelu odpływu mężczyzn do miast w latach 1978-1979 postaci:

$$\ln y_5 = -0,9701nd + 0,7671nk + 0,2671nx_{11} + 3,177 \quad /91/$$

(6,740) (10,680) (3,087)

$$R^2 = 0,837; \quad BB = 26; \quad BW = 60; \quad WW = 32$$

$$O(BB) = -0,378$$

$$O(BW) = 0,184$$

$$O(WW) = 0,270$$

Z kolei rysunek 16 pokazuje rozkład przestrzenny reszt modelu odpływu kobiet do miast w latach 1986-1987 postaci:

$$\ln y_8 = -0,4701nd + 1,0241nk - 0,4581nx_{63} + 1,095 \quad /92/$$

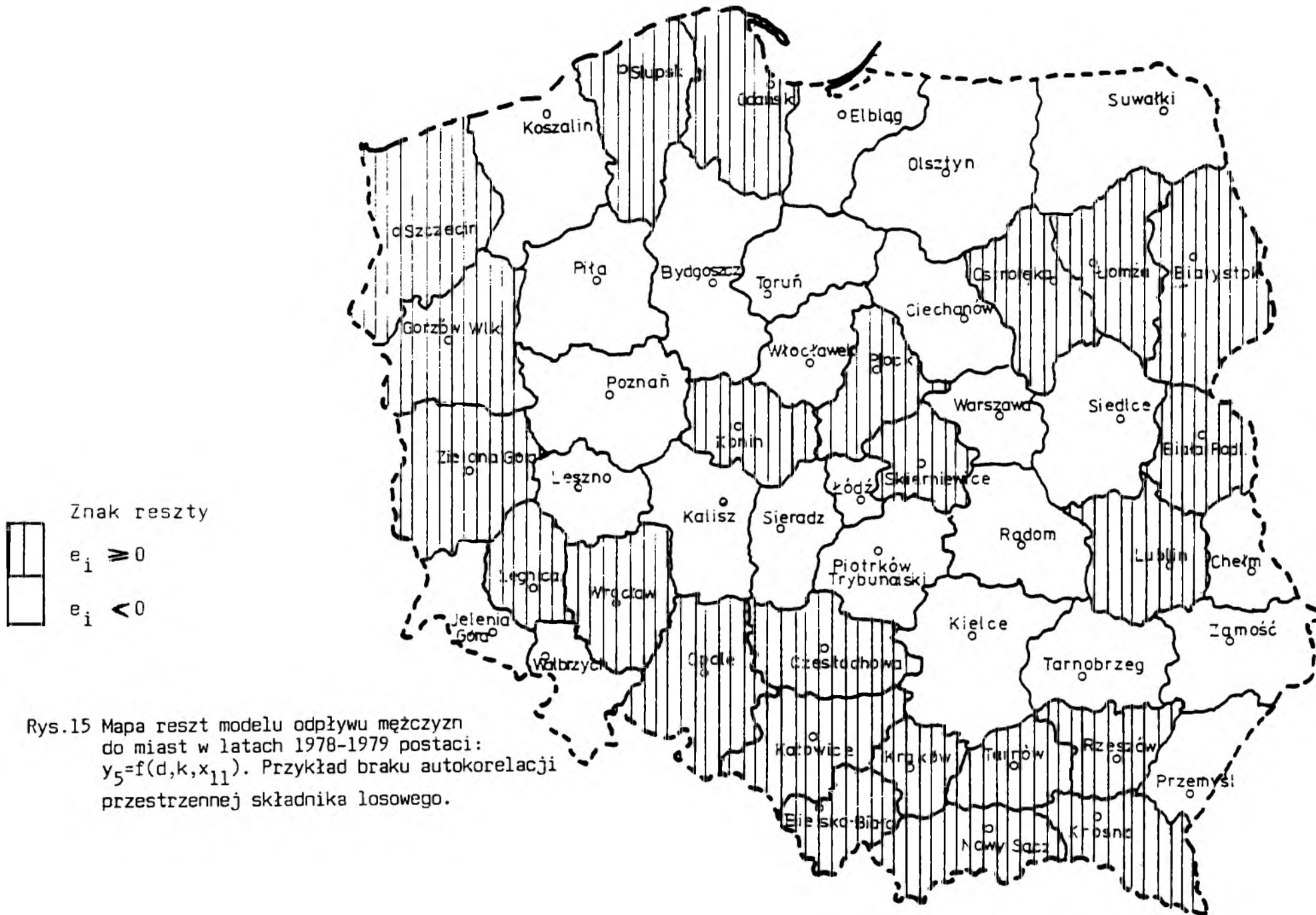
(2,707) (14,503) (3,764)

$$R^2 = 0,862; \quad BB = 29; \quad BW = 57; \quad WW = 32$$

$$O(BB) = -0,054$$

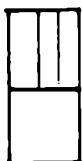
$$O(BW) = -0,368$$

$$O(WW) = 0,270$$





Znak reszty:



$e_i \geq 0$

$e_i < 0$

Rys.16 Mapa reszt modelu odpływu kobiet do miast w latach 1986-1987 postaci: $y_8 = f(d, k, x_{63})$. Przykład braku autokorelacji przestrzennej składnika losowego.

W obu przypadkach, zarówno dodatnie, jak i ujemne wartości reszt występują na całym obszarze Polski; są one rozłożone w sposób losowy. Warto podkreślić, że w przypadku modelu 91 tylko ^{nowosądeckie} województwa, tj. toruńskie i bielsko-bialskie sąsiadują wyłącznie z województwami o takich samych, jakie posiadają one, znakach reszt (rys. 15). W modelu 92 sytuacja taka dotyczy jedynie województwa przemyskiego (rys. 16).

6.6. Synteza mechanizmów odpływu

Oszacowane w tym rozdziale modele odpływu ludności z woj. zamojskiego na pobyt stały poza jego granice wykazały, że o wielkości tego odpływu, w obu okresach, choć z różną siłą, w zależności od kierunku, decydowały czynniki o charakterze społeczno-ekonomicznym, które pełniły właśnie funkcje motywacyjne.

Relacje pomiędzy wielkością odpływu, a szeroko rozumianym poziomem rozwoju społeczno-gospodarczego województw, na obszar których ten odpływ się odbywa, należy jednak analizować przez pryzmat dwu zmiennych o charakterze operacyjnym, które same nie będąc przyczyną odpływu (lub jak w przypadku krewnych przyczyniając się bezpośrednio do takich decyzji w niewielkim stopniu) mają na jego kształt i kierunki istotny wpływ.

Tymi zmiennymi są: odległość na jaką przemieszają się migrujący z woj. zamojskiego oraz liczba krewnych i znajomych mieszkańców woj. zamojskiego.

Wraz ze wzrostem odległości następuje spadek odpływu na pobyt stały mieszkańców woj. zamojskiego, przy czym jest on znacznie silniejszy przy odpływie na wieś niż do miast.

Wzrost liczby krewnych powoduje natomiast wzrost odpływu, przy czym w przypadku odpływu do miast był on nieco wyższy w drugim z analizowanych okresów oraz wyższy dla kobiet niż dla mężczyzn. Jednocześnie wzrost liczby krewnych w obu okresach powodował znacznie większy odpływ do miast niż na wieś.

Bezpośrednia rola krewnych w sterowaniu strumieni odpływu przejawia się w tym, że to właśnie oni, przekazując informacje, a także udzielając różnorodnej pomocy, ułatwiają zmianę miejsca zamieszkania. Oni też sprawiają, że obiektywnie istniejące różnice w poziomie rozwoju społeczno-gospodarczego województw w oczach potencjalnych migrantów z woj. zamojskiego nabierają niejako empirycznego (przejawiającego się w rzeczywistości) charakteru.

Przeprowadzone obliczenia wskazują na zróżnicowaną rolę krewnych w kreowaniu strumieni odpływu w zależności od okresu, a także kierunku odpływu.

Znacznie większą rolę w obu okresach odgrywali krewni przy podejmowaniu decyzji o wydłużeniu odpływu na wieś niż do miast. Decyzja o wydłużeniu odległości odpływu o 14 wymagała średnio znacznie większego (niemal dwukrotnie) wzrostu liczby krewnych (innymi słowy zaangażowania) w przypadku odpływu na wieś. Może to oznaczać, że odpływ na wieś w znacznie większym stopniu ma charakter "rodzinny".

W obu okresach na ogół większą rolę odgrywali krewni w rekompensowaniu pogarszających się wielkości zmiennych społeczno-ekonomicznych przy odpływie do miast kobiet niż mężczyzn. Jedynym wyjątkiem są tutaj zmienne związane z rynkiem pracy, gdzie spadek wolnych miejsc pracy w przeliczeniu na 1000 zatrudnionych, dla utrzymania odpływu na niezmienionym poziomie, wymagał znacznie większego wzrostu liczby krewnych w przypadku odpływu mężczyzn do miast.

Krewni odgrywają tym większą rolę w kreowaniu strumieni odpływu, im dłużej zameldowani są na pobyt stały w danym województwie. Okres przebywania krewnych w danym województwie ma szczególne znaczenie w rekompensowaniu wzrostu odległości.

Wpływ poszczególnych zmiennych społeczno-ekonomicznych na wielkość odpływu zmieniał się w zależności od kierunku oraz analizowanego okresu. Przeprowadzone badania wskazują, że znacznie istotniejszą rolę odgrywały czynniki społeczno-ekonomiczne przy podejmowaniu decyzji odpływu do miast. Przy odpływie na wieś w większym zakresie do głosu dochodziły czynniki pozaeconomiczne, związane przede wszystkim z oddziaływaniem rodziny, krewnych i znajomych; zdecydowanie większy był tutaj ograniczający wpływ odległości.

W latach 1978-1979 w skład zestawów opisujących najlepiej odpływ mężczyzn i kobiet do miast w charakterze zmiennych motywujących wchodziły zmienne opisujące gęstość zaludnienia, wartość nieprodukcyjnych środków trwałych oraz udział gospodarstw rolnych o powierzchni powyżej 10 ha, przy czym ta ostatnia zmienna była desymulantą odpływu. W drugim z analizowanych

okresów bardzo istotnie, zwłaszcza przy odpływie mężczyzn do miast, wzrosło znaczenie rynku pracy.

Jednocześnie wzrost zmiennych społeczno-ekonomicznych w obu okresach (poza wolnymi miejscami pracy w latach 1986-1987) powodował większe zmiany odpływu do miast kobiet niż mężczyzn. W przypadku odpływu do miast w drugim z analizowanych okresów wzrost wartości zmiennych społeczno-ekonomicznych powodował wyższe zmiany odpływu niż w pierwszym.

Z A K O Ń C Z E N I E

Możliwości oddziaływania na ograniczenie odpływu ludności z województwa zamojskiego

Jednym z celów modelowania określonych zjawisk jest poznanie mechanizmów rządzących nimi, a następnie próba takiego oddziaływania na niektóre zmienne objaśniające, aby analizowane zjawisko rozwijało się w pożądanym kierunku.

W przypadku procesów odpływu ludności z województwa zamojskiego chodzi o ich ograniczenie. Takie działania są tutaj konieczne, gdyż w innym przypadku obserwowane już liczne deformacje struktur społeczno-demograficznych ulegną dalszemu pogłębieniu, a w konsekwencji notowana obecnie w tym regionie stagnacja gospodarcza może przerodzić się wręcz w regres. Jest to więc pytanie o możliwości oddziaływania na procesy migracyjne. Nie można tutaj raczej mówić o bezpośrednim oddziaływaniu, czy też kierowaniu procesami migracyjnymi. Oczywiście, istnieje szereg metod administracyjnego ograniczania strumieni migracyjnych - zwłaszcza po stronie napływu (ograniczenia w zameldowaniu, podejmowaniu pracy itp.), ale są one mało skuteczne [108]. J.Fierla [20] podaje jako przykłady bezpośredniego oddziaływania: przeniesienia służbowe, współpracę nowo uruchamianych zakładów z innymi o identycznym lub zbliżonym profilu produkcji, w dziedzinie szkolenia kadr i przepływu części wykwalifikowanych pracowników, a wraz z nimi członków ich rodzin.

Znaczenie tych oraz innych form bezpośredniego lub quasi-bezpośredniego oddziaływania na procesy migracyjne, jak podkreśla J.Fierla, trudne jest do ustalenia ze względu na brak odpowiednich badań. Należy jednak sądzić, że bezpośrednio metody oddziaływania na procesy migracyjne kształtują je tylko w bardzo niewielkim zakresie.

Ograniczoność działań bezpośrednich sprawia, że procesami migracyjnymi nie da się zarządzać, tak jak wieloma dziedzinami życia społeczno-ekonomicznego. Możliwe jest tu nie kierowanie lecz jedynie sterowanie poprzez odpowiednio prowadzoną politykę przekształceń struktury przestrzennej gospodarki.

Podstawowymi warunkami racjonalnego sterowania migracjami są: znajomość prawidłowości występujących w migracjach, znajomość poszczególnych wiodących motywów leżących u podstaw decyzji migracyjnych, (dobre rozeznanie poziomu i struktury gospodarki oraz warunków bytu ludności w poszczególnych regionach kraju i zmian w tym zakresie).

Wysoka jakość oszacowanych modeli opisujących mechanizmy odpływu ludności na pobyt stały z woj. zamojskiego skłania do uznania ich za dobre narzędzie poznania procesów migracyjnych i sterowania nimi.

Dokonana w niniejszej pracy, za pomocą tych modeli, analiza wskazuje, że nadmierny odpływ ludności poza granice Zamojszczyzny był związany generalnie rzecz biorąc z jednej strony właśnie ze stagnacją gospodarczą i małą dynamiką życia społecznego, zaś z drugiej z zapotrzebowaniem na siłę roboczą w innych częściach kraju oraz dużą atrakcyjnością innych województw związaną z łatwiejszym zarobkiem i wyższym standardem

życia. Innymi słowy, oddziaływują tutaj dwie grupy czynników; wypychające z województwa zamojskiego i przyciągające do innych województw. Ponieważ działają one w odwrotnych kierunkach, przeto wypadkowe - fakt i rozmiary migracji na pobyt stały - mogą jednak być zmienne w zależności od kierunku zmian zachodzących w każdej z tych klas czynników. Tak więc np. zmniejszenie wartości czynników wypychających z woj. zamojskiego będzie powodowało ograniczenie odpływu tylko wtedy, kiedy czynniki przyciągające do innych województw nie ulegną zmianie lub również zmniejszą swoje wartości.

Oznacza to, że sterowanie procesami migracyjnymi tylko przez jeden region, jego własnymi środkami może przynieść niewielkie efekty. Migracje już ze swej istoty łączą różne regiony i wynikają przede wszystkim z szeroko rozumianych różnic w rozwoju społeczno-gospodarczym poszczególnych regionów.

Dlatego też efektywne sterowanie procesami migracyjnymi musi się odbywać w ramach ogólnej polityki rozwoju społeczno-gospodarczego kraju. Polityka migracyjna powinna być zintegrowana z polityką ekonomiczną i społeczną [98]. Natomiast w ostatnich dziesięcioleciach w Polsce brak było sformułowanej dalekosiężnej globalnej koncepcji rozmieszczenia ludności i długofalowej polityki migracyjnej, która stanowiłaby część koncepcji rozwoju społeczno-gospodarczego. Doprowadziło to do pogłębiania nierównomierności rozmieszczenia ludności i powstania obszarów depopulacyjnych o zdeformowanych strukturach demograficznych, do których niewątpliwie należy województwo zamojskie. Obecny stan i struktura gospodarki województwa uniemożliwia jego samodzielny rozwój [41]. Potrzebne są dodatkowe środki

z zewnątrz, które zapewniłyby rozwój infrastruktury technicznej i społecznej województwa i w rezultacie poprawę szeroko rozumianych warunków życia i pracy mieszkańców Zamojszczyzny, zwłaszcza na wsi.

Stosując terminologię teorii pośrednich możliwości, polityka inwestycyjna w województwie nakierowana być powinna na lokalizację jak największej liczby pośrednich możliwości wewnątrz województwa.

Oczywiście przyspieszony rozwój województwa opierać się powinien o nowoczesne rolnictwo i przetwórstwo rolno-spożywcze, wspomagane przez turystykę, wykorzystującą istniejące zabytki Zamojszczyzny i walory Roztocza.

Korzystając z dodatkowych środków finansowych z zewnątrz, należy więc dążyć przede wszystkim do poprawy infrastruktury technicznej i społecznej wsi, a także wzrostu wyposażenia rolnictwa w środki produkcji i nowoczesne technologie. W sferze społecznej należy przede wszystkim rozszerzać bazę opieki zdrowotnej i społecznej, oświaty i wychowania, a także kultury.

W zakresie infrastruktury technicznej należy dążyć do zwodociągowania jak największej liczby indywidualnych gospodarstw rolnych, zapewnienia powszechnej gazyfikacji i telefoniczności.

Zatrzymaniu młodych kobiet i mężczyzn na wsi służyć powinno również tworzenie silnych ośrodków gminnych, które skupiając zakłady rzemieślnicze, handlowe, zakłady obsługi rolnictwa, szkolenie i służbę zdrowia, odgrywałyby rolę ośrodków obsługi ludności. Muszą jednak one mieć dobre połączenia komunikacyjne (i telekomunikacyjne) z obszarem obsługiwanym.

W ośrodkach tych należałoby również tworzyć małe i średnie zakłady przetwórcze, przede wszystkim produktów rolnych. Niektóre z tych ośrodków mogłyby z czasem nabywać prawa miejskie, co zagęściłoby najrzadszą w kraju sieć osadniczą, a jednocześnie umożliwiłoby rozszerzenie zakresu ich funkcji, co w jeszcze większym stopniu powinno zatrzymać ludność na danym terenie.

Aktywizacja gospodarcza, a także szybsza niż w innych częściach kraju, poprawa warunków życia mieszkańców województwa powinna sprzyjać nie tylko ograniczeniu odpływu ludności, ale także wzrostowi jej napływu, zważywszy na liczne nieformalne powiązania Zamojszczen. To mieszkańcy Zamojszczyzny będą informować swoich krewnych i znajomych w innych województwa o nowych możliwościach podejmowania pracy i lepszych warunkach życia, a także będą im pomagać w powrocie.

Wyżej opisane przedsięwzięcia społeczno-gospodarcze, a w ich konsekwencji korzystne zmiany procesów demograficznych, sprzyjać powinny uczynieniu Zamojszczyzny "żywnościowym spichrzem kraju".

L I T E R A T U R A

- [1] W.Alonso, National interregional account, A prototype, Monograph No 17, Institute of Urban and Regional Development. University of California, Berkeley 1973.
- [2] E.Bagiński, Selektywność zachowań przestrzennych ludności miejskiej. Model pośrednich możliwości w teorii i praktyce zagospodarowania przestrzennego. Materiały konferencyjne. Instytut Historii Architektury, Sztuki i Techniki Politechniki Wrocławskiej, Wrocław 1986.
- [3] S.Bartosiewicz, Ekonometria. Technologia ekonometrycznego przetwarzania informacji, PWE, Warszawa 1976.
- [4] B.J.Berry, Inderdependency of Spatial Structure and Spatial Behavior. A General Field Theory Formulation. Papers and Proceedings of the Regional Science Association 21/1968.
- [5'] R.Bivand, Autokorelacja przestrzenna e metody analizy statystycznej, w: Z.Chojnicki (red.) Analiza regresji w geografii, PWN, Warszawa-Poznań 1980.
- [6] A.Borowiecki, J.Kaliszyk, M.Kolupa, Koincydencja i efekt katalizy w liniowych modelach ekonometrycznych, PWN, Warszawa 1986.

- [7] E.Capo, G.M.Fonti, Wychodźstwo ze wsi do wielkiego miasta. Roczniki Socjologii Wsi 3/1964.
- [8] Z.Chojnicki, Zastosowanie modeli grawitacji i potencjału w badaniach przestrzenno-ekonomicznych "Studia Komitetu Przestrzennego Zagospodarowania Kraju PAN," tom 14, PWN, Warszawa 1966.
- [9] A.D.Cliff, J.K.Ord, Spatial Autocorrelation, Pion, London 1973.
- [10] A.D.Cliff, J.K.Ord, Spatial Processes, Pion, London 1981.
- [11] S.Czaja, M.Kowerski, Próba ekonometrycznego określenia społeczno-ekonomicznych determinant ruchów migracyjnych i salda migracji, Wiadomości Statystyczne 3/1982.
- [12] S.Czaja, M.Kowerski, Odległość geograficzna i miernik rozwoju społeczno-ekonomicznego a wielkość ruchów migracyjnych, Wiadomości Statystyczne 2/1983.
- [13] Z.Czerwiński, Przyczynek do dyskusji nad problemem "dobrego" modelu ekonometrycznego, Przegląd Statystyczny 4/1976.

- [14] A.Ćmiel, Rozkłady dokładne z próby Hellwiga współczynników pojemności informacji, Zeszyty Naukowe AGH w Krakowie, Dział Matematyczno-Fizyczno-Chemiczny 48/1983.
- [15] Dochód narodowy Polski według województw w 1986 roku, Zakład Badań Statystyczno-Ekonomicznych GUS i PAN, Warszawa 1989.
- [16] B.Domagała, Współczesne kierunki badań nad migracjami w Polsce, w: Olsztyńskie Studia Demograficzne, Ośrodek Badań Naukowych im. Wojciecha Kętrzyńskiego w Olsztynie, Olsztyn 1987.
- [17] N.R.Draper, H.Smith, Analiza regresji stosowana, PWN, Warszawa 1973.
- [18] K.Dziewoński, Przestrzenne zróżnicowanie migracji w Polsce, w: Narodowy Spis Powszechny 1978 jako źródło informacji o migracjach, Biblioteka Wiadomości Statystycznych, tom 30, GUS, Warszawa 1979.
- [19] J.Fierla, Migracje ludności w Polsce a uprzemysłowienie, Komitet Badań Rejonów Uprzemysławianych PAN, PWN, Warszawa 1976.

- [20] J.Fierla, Sterowanie migracjami przesiedleńczymi ludności, w: Migracje regionalne - problemy teoretyczne i metodologiczne, Acta Universitatis Wratislaviensis nr 795, Wrocław 1987.
- [21] A.Gawryszewski, Związki przestrzenne między migracjami stałymi i dojazdami do pracy oraz czynniki przemieszczeń ludności, Prace Geograficzne nr 109, Instytut Geografii PAN, Zakład Narodowy im. Ossolińskich, Wydawnictwo PAN, 1974.
- [22] A.Gawryszewski, Rozkłady migracji międzywojewódzkich w ostatnim trzydziestoleciu, w: K.Dziewoński, P.Korcelli (red.) Studia nad migracjami i przemianami systemu osadniczego w Polsce, Prace Geograficzne nr 140, Instytut Geografii i Przestrzennego Zagospodarowania PAN, Zakład Narodowy im. Ossolińskich, Wydawnictwo PAN, 1981.
- [23] K.Głogowski, Selektywność dojazdów do pracy jako miara procesów osadniczych, Prace Naukowe Instytutu Architektury i Urbanistyki Politechniki Wrocławskiej 15/5, Wrocław 1979.
- [24] A.Goldberger, Teoria ekonometrii, PWE, Warszawa 1972.
- [25] T.Grabiński, S.Wydymus, A.Zeliaś, Metody doboru zmiennych w modelach ekonometrycznych, PWN, Warszawa 1982.

- [26] T.Hägerstrand, Migracje a powierzchnia, w: Modele migracji, Przegląd Zagranicznej Literatury Geograficznej zeszyt 3/4, Instytut Geografii PAN, Warszawa 1972.
- [27] E.O.Heady, Ekonomia produkcji rolniczej, PWRiL, Warszawa 1967.
- [28] Z.Hellwig, Problem optymalnego wyboru predyktant, Przegląd Statystyczny 3-4/1969.
- [29] Z.Hellwig, Przechodność relacji skorelowania zmiennych losowych i płynące stąd wnioski ekonometryczne, Przegląd Statystyczny 1/1976.
- [30] Z.Hellwig, Efekt katalizy w modelu ekonometrycznym, jego wykrywanie i usuwanie, Przegląd Statystyczny 2/1977.
- [31] J.Z.Hotzer, Zastosowanie modelu analizy umożliwiającego szacowanie potencjalnego wpływu migracji wewnętrznych na poziom współczynników ruchu naturalnego. Studia Demograficzne 53/1978.
- [32] J.Z.Hotzer, Demografia, PWE, Warszawa 1980.
- [33] W.Isard, Metody analizy regionalnej. Wprowadzenie do nauki o regionach, PWN, Warszawa 1977.

- [34] A.Jagielski, Geografia ludności, PWN, Warszawa 1977.
- [35] A.Jagielski, Wykorzystanie NSP we współczesnych badaniach migracyjnych do celów przestrzennego zagospodarowania kraju, w: Narodowy Spis Powszechny 1978 jako źródło informacji o migracjach, Biblioteka Wiadomości Statystycznych, tom 30, GUS, Warszawa 1979.
- [36] A.Jagielski, Metody badania migracji w ujęciu regionalnym, Studia Demograficzne 1/87/1987.
- [37] A.Jagielski, Migracje a procesy demograficzne. Refleksja teoretyczna, Studia Demograficzne 2/88/1987.
- [38] A.Jelonek, Zmiany w strukturze płci i wieku ludności migrującej w Polsce, w: Migracje regionalne - problemy teoretyczne i metodologiczne, Acta Universitatis Wratislaviensis nr 795, Wrocław 1987.
- [39] B.Kawałko, W pogoni za krajową średnią infrastruktury społecznej, Gospodarka, administracja państwowa 10/1987.
- [40] B.Kawałko, Co robimy dla poprawy warunków socjalno-bytowych na zamojskiej wsi, Gospodarka, administracja państwowa 18/1988.

- [41] B.Kawałko, Koncepcja regionalizacji polityki rolnej w województwie zamojskim do 2000 roku, Zagadnienia Ekonomiki Rolnej 5/1989 (w druku).
- [42] B.Kawałko, M.Kowerski, Podstawowe problemy społeczno-gospodarcze województwa zamojskiego, Rocznik Zamojski, tom III, Zamojskie Towarzystwo Przyjaciół Nauk, Zamość 1989 (w druku).
- [43] L.H.Klaassen, J.H.P.Paelink, S.Wagenaar, Systemy przestrzenne, PWN, Warszawa 1982.
- [44] M.Kolupa, W.Marcinkowska, O metodzie Z.Hellwiga, Przegląd Statystyczny 2/1977.
- [45] M.Kolupa, Kryterium badania koincydencji w liniowym modelu ekonometrycznym, Przegląd Statystyczny 1-2/1979.
- [46] M.Kolupa, Macierze brzegowe w badaniach ekonometrycznych, PWE, Warszawa 1982.
- [47] M.Kowerski, Kilka uwag na temat doboru zmiennych charakteryzujących poziom rozwoju gospodarczego województw, Wiadomości Statystyczne 11/1983.

- [48] M.Kowerski, Przestrzenne zróżnicowanie struktury demograficznej województwa zamojskiego, Wiadomości Statystyczne 12/1984.
- [49] M.Kowerski, Ceny wolnorynkowe w prognozowaniu pogłowia trzody chlewnej, Wiadomości Statystyczne 9/1986.
- [50] M.Kowerski, Kilka uwag na temat analizy zjawisk ekonomicznych na podstawie modeli ekonometrycznych opartych na danych przekrojowych, Wiadomości Statystyczne 12/1986.
- [51] M.Kowerski, Prognozowanie pogłowia trzody chlewnej w rolnictwie indywidualnym (na przykładzie woj. zamojskiego), Nowe Rolnictwo 2-3/1987.
- [52] M.Kowerski, Zła gospodarka czy złe modele, Wiadomości Statystyczne 7/1987.
- [53] M.Kowerski, Przyczyny wyludniania się obszarów wiejskich województwa zamojskiego, Wieś Współczesna 9/1987.
- [54] M.Kowerski, Przyczyny odpływu ludności ze wsi zamojskiej, Studia Demograficzne 1/91/1988.
- [55] M.Kowerski, Ekonomiczne konsekwencje starzenia się użytkowników indywidualnych gospodarstw rolniczych, Zagadnienia Ekonomiki Rolnej 3/1988.

- [56] M.Kowerski, Demograficzne uwarunkowania rozwoju społeczno-gospodarczego województwa zamojskiego do 2000 roku, Wiadomości Statystyczne 9/1988.
- [57] M.Kowerski, Rola krewnych i znajomych w kreowaniu strumieni migracyjnych, Studia Demograficzne (w druku).
- [58] M.Kowerski, G.Pawelec, Przestrzenne zróżnicowanie poziomu produkcji towarowej indywidualnych gospodarstw rolniczych woj. zamojskiego, Zagadnienia Ekonomiki Rolnej 2-3/1986.
- [59] J.Kramer (red.), Poziom i struktura konsumpcji województwa zamojskiego na tle kraju, Instytut Rynku Wewnętrznego i Konsumpcji w Warszawie, Katowice 1988 (maszynopis powielony).
- [60] M.Kupiszewski, Polskie doświadczenia zastosowania modelu Rogersa do badania zmian rozmieszczenia i struktury ludności, Studia Demograficzne 1/87/1987.
- [61] J.Kuropka, Zgony, w: M.Cieślak (red.), Demografia, Metody analizy i prognozowania, PWN, Warszawa 1984.
- [62] M.Latuch, Demografia społeczno-ekonomiczna, PWE, Warszawa 1985.

- [63] E.S.Lee, Teoria migracji, w: Modele migracji, Przegląd Zagranicznej Literatury Geograficznej, zeszyt 3-4, Instytut Geografii PAN, Warszawa 1972.
- [64] E.Lövgren, Geograficzna mobilność siły roboczej, w: Modele migracji, Przegląd Zagranicznej Literatury Geograficznej, zeszyt 3-4, Instytut Geografii PAN, Warszawa 1972.
- [65] Ludność zameldowana na pobyt czasowy ponad 2 miesiące według województw i płci w 1978 roku. Materiały statystyczne WUS w Zamościu.
- [66] K.Makowska, Procesy migracji w małych miastach. Wiadomości Statystyczne 10/1988.
- [67] L.Mazurkiewicz, Teoretyczne podstawy modeli przestrzennego oddziaływania, Instytut Geografii i Przestrzennego Zagospodarowania PAN, Zakład Narodowy im. Ossolińskich, Wydawnictwo PAN, 1986.
- [68] M.Miazga (red.), Aktywność społeczna mieszkańców wsi na przykładzie woj. zamojskiego, Instytut Gospodarki Przestrzennej i Komunalnej w Warszawie.
- [69] Migracje ludności. Badanie metodą reprezentacyjną. Narodowy Spis Powszechny z dnia 7.12.1978, Statystyka Polski, GUS, Warszawa 1981.

- [70] Migracje ludności. Narodowy Spis Powszechny z dnia 7.12.1978, zeszyty wojewódzkie 1-49, Serie C, GUS, Warszawa 1981.
- [71] Migracje regionalne - problemy teoretyczne i metodologiczne, Acta Universitatis Wratislaviensis nr 795, Wrocław 1987.
- [72] W.Mirowski, Związki rodzinne a ruchliwość geograficzna, w: J.Komorowska (red.), Przemiany rodziny polskiej, Instytut Wydawniczy CRZZ, Warszawa 1975.
- [73] W.Mirowski, Przemiany społeczne w małym mieście a procesy migracyjne, Instytut Filozofii i Socjologii PAN, Zakład Narodowy im. Ossolińskich, Wydawnictwo PAN, 1976.
- [74] W.Mirowski, Społeczne uwarunkowania decyzji migracyjnych i procesy adaptacji migrantów w nowym środowisku, w: Społeczno-demograficzne i ekonomiczne aspekty współczesnych migracji w Polsce, Monografie i Opracowania SGPiS nr 212, Warszawa 1986.
- [75] R.Morill, Migration and the Spread and Growth of Urban Settlement, Lund 1965.
- [76] S.Nawrocki (red.), Warunki i możliwości rozwoju rolnictwa w woj. zamojskim, Instytut Uprawy, Nawożenia i Gleboznastwa w Puławach, Puławy 1981.

- [77] P.Nelson, Migracja, dochód realny, informacja, w: Modele migracji, Przegląd Zagranicznej Literatury Geograficznej, zeszyt 3-4, Instytut Geografii PAN, Warszawa 1972.
- [78] E.Nowak, Selektyny dobór zmiennych objaśniających do modelu ekonometrycznego, Wiadomości Statystyczne 1/1982.
- [79] E.Nowak, Problemy doboru zmiennych do modelu ekonometrycznego, PWN, Warszawa 1984.
- [80] E.Nowak, Metodyke statystycznych analiz porównawczych efektywności obiektów rolniczych, Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu, Seria Monografie i opracowanie nr 25, Wrocław 1985.
- [81] E.Nowak, Statystyczne analize porównawcza w badaniach zjawisk ekonomiczno-rolniczych w województwach, Ruch Prawniczy, Ekonomiczny i Socjologiczny 2/1986.
- [82] E.Nowak, Metody taksonomiczne w klasyfikacji obiektów społeczno-gospodarczych, PWE, Warszawa 1989.
- [83] A.Olszańska-Krukowa, Procesy migracji a społeczność lokalna, Wieś Współczesna 11/1965.
- [84] J.K.Ord, Estimation methodsfor models of spatial interaction, Journal of the American Statistical Association 70/1975.

- [85] S.Ostasiewicz, Migracje, w: M.Cieślak (red.),
Demografia, Metody analizy i prognozowania, PWN,
Warszawa 1984.

- [86] W.Ostasiewicz, Program optymalnego wyboru predykant,
Prace Naukowe Wyższej Szkoły Ekonomicznej.

- [87] W.Ostasiewicz, Przybliżona metoda wyboru zmiennych,
Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu
nr 54/1974.

- [88] J.H.P.Paelnick, L.H.K.Klaesen, Ekonometria przestrzenna,
PWN, Warszawa 1983.

- [89] Z.Pawłowski, Ekonometryczna analiza procesu produkcyj-
nego, PWN, Warszawa 1976.

- [90] Z.Pawłowski, Ekonometria, PWN, Warszawa 1980.

- [91] W.Pieriegudow, Metoda najmniejszych kwadratów i jej
zastosowania, PWE, Warszawa 1967.

- [92] W.Pluta, Metoda wyboru zmiennych objaśniających w mode-
lach symptomatycznych, Przegląd Statystyczny 4/1972.

- [93] H.Płudowski, Przewodnik metodyczny przy analizowaniu efektywności nawożenia w gospodarstwach indywidualnych, Akademia Rolnicza w Lublinie, Wojewódzki Ośrodek Postępu Rolniczego w Sitnie, Sitno 1985.
- [94] H.Płudowski, Stabilność trendów i dyspersja plonów zbóż na Zamojszczyźnie w latach 1958-1984, Wiadomości Statystyczne 5/1985.
- [95] H.Płudowski, D.Niezgoda, Siła robocza w procesie intensyfikacji produkcji rolniczej w gospodarstwach rodzinnych, w: F.Frenkel (red.), Zatrudnienie i kwalifikacje ludności rolniczej, PWRiL, Warszawa 1979.
- [96] J.Pociecha, B.Podolec, A.Sokołowski, K.Zajac, Metody taksonomiczne w badaniach społeczno-ekonomicznych, PWN, Warszawa 1988.
- [97] J.Pociecha, Statystyczne metody segmentacji rynku, Zeszyty Naukowe Akademii Ekonomicznej w Krakowie, Monografie nr 71, Kraków 1986.
- [98] Problemy ludnościowe. Raport Komitetu Przygotowawczego Międzynarodowej Komisji Ludnościowej 1984, Studia Demograficzne 4/78/1984.

- [99] Przestrzenne zróżnicowanie poziomu życia ludności w 1985 roku i zmiany w tym zakresie w latach 1980-1985, Komisja Planowania przy Radzie Ministrów, Warszawa 1987 (maszynopis powielony).
- [100] B.Radzikowska, Urodzenia, w: M.Cieślak, Demografia, Metody analizy i prognozowania, PWN, Warszawa 1984.
- [101] W.Ratajczak, Analiza i modele wpływu czynników społeczno-gospodarczych na kształtowanie się sieci transportowej, PWN, Warszawa-Poznań 1980.
- [102] Roczniki Demograficzne 1975-1988, GUS, Warszawa.
- [103] Roczniki Statystyczne Województw 1975-1988, GUS, Warszawa.
- [104] A.Rodzewicz, Motywy decyzji migracyjnych w badaniach ankietowych, w: Społeczno-demograficzne i ekonomiczne aspekty migracji w Polsce, Monografie i Opracowania SGPiS nr 212, Warszawa 1986.
- [105] A.Rogers, Introduction to Multiregional Mathematical Demography, John Wiley and Sons, New York 1975.
- [106] S.Rola-Kunach, J.Wojtan, Zastosowanie metody dystansowej do mierzenia poziomu rozwoju województw w latach 1975-1980, Wiadomości Statystyczne 6/1983.

- [107] Z. Rykiel, Ocena przydatności ekonomicznych modeli migracji w warunkach polskich, Biuletyn Instytutu Gospodarstwa Społecznego SGPiS, Rok XIII nr 3, Warszawa 1980.
- [108] Z. Rykiel, Wpływ ograniczeń meldunkowych i barier przestrzennych na powiązania migracyjne w obszarach zurbanizowanych, w: Migracje regionalne - problemy teoretyczne i metodologiczne, Acta Universitatis Wratislaviensis nr 795, Wrocław 1987.
- [109] Z. Rykiel, A. Żurkowska, Migracje między miastami, Systemy krajowe i regionalne, w: K. Dziewoński, P. Korcelli (red.) Studia nad migracjami i przemianami systemu osadniczego w Polsce, Prace Geograficzne nr 140, Instytut Geografii i Przestrzennego Zagospodarowania PAN, Zakład Narodowy im. Ossolińskich, Wydawnictwo PAN, 1986.
- [110] J. Słodczyk, Przestrzenne powiązania migracyjne województw nadodrzańskich, Instytut Śląski, Opole 1987.
- [111] A. Sokołowski, K. Zajac, Rozwój demograficzny a rozwój gospodarczy, PWE, Warszawa 1987.
- [112] Spis ludności i mieszkań metodą reprezentacyjną z dnia 6.12.1984. Materiały Statystyczne, zeszyty 32-33, GUS, Warszawa 1985.

- [113] Społeczno-demograficzne i ekonomiczne aspekty współczesnych migracji w Polsce, Monografie i Opracowania SGPiS nr 212, Warszawa 1986.
- [114] Stan i ruch ludności województwa zamojskiego w 1975, 1976, ..., 1988 roku, opracowanie Wojewódzkiego Urzędu Statystycznego w Zamościu.
- [115] Statystyczna analiza nakładów inwestycyjnych według województw w latach 1961-1985, Komisja Planowania przy Radzie Ministrów, Warszawa 1987 (maszynopis powielony).
- [116] S.A.Stouffer, Sposobności pośrednie - teoria dotycząca ruchliwości i odległości, w: Modele migracji, Przegląd Zagranicznej Literatury Geograficznej, zeszyt 3-4, Instytut Geografii PAN, Warszawa 1972.
- [117] T.Stpiczyński, Wewnętrzne migracje ludności w latach zmiennej dynamiki rozwoju gospodarczego Polski, Studia Demograficzne 2/88/1987.
- [118] D.Strahl, Modelowanie zjawisk złożonych. Modele infrastruktury społecznej, Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu nr 158, Wrocław 1980.

- [119] A.Z.Szajnowska, Przemieszczenia ludności między miastami konurbacji Górnośląskiej, Komitet Badań Rejonów Uprzemysławianych PAN, PWN, Warszawa 1980.
- [120] Sytuacja demograficzna Polski, Raporty 1980-1988, Rządowa Komisja Ludnościowa, Warszawa.
- [121] M.Termote, Modele migracji, w: Modele migracji, Przegląd Zagranicznej Literatury Geograficznej, zeszyt 3-4, Instytut Geografii PAN, Warszawa 1972.
- [122] H.Theil, Zasady ekonometrii, PWN, Warszawa 1979.
- [123] E.N.Thomas, Mapy reszt z regresji i ich właściwości oraz zastosowania w badaniach geograficznych, Przegląd Zagranicznej Literatury Geograficznej, Instytut Geografii i Przestrzennego Zagospodarowania PAN, zeszyt 3-4, Warszawa 1973.
- [124] E.Vielrose, Oddziaływanie migracji na urodzenia w Polsce, Studia Demograficzne 2/64/1981.
- [125] E.Vielrose, Miara natężenia migracji wewnętrznych, Wiadomości Statystyczne 7/1983.

- [126] U.Wich, Mobilność ludności a urbanizacja makroregionu środkowo-wschodniego, *Wiadomości Statystyczne* 4/1987.
- [127] J.Wolpert, Aspekty behawiorystyczne w podejmowaniu decyzji migracji, w: *Modele migracji, Przegląd Zagranicznej Literatury Geograficznej*, zeszyt 3-4, Instytut Geografii PAN, Warszawa 1972.
- [128] N.Wypych, Uprzemysłowienie, rozwój gospodarczy i społeczny Polski w ujęciu przestrzennym.
- [129] E.Wysocka (red.), *Zarys strategii rozwoju województwa zamojskiego*. Instytut Kształtowania Środowiska w Warszawie, Warszawa 1984 (maszynopis powielony).
- [130] A.Zeliaś, Uwagi o problemie optymalnego wyboru wektora zmiennych objaśniających, *Przegląd Statystyczny* 2/1970.
- [131] A.Zeliaś (kierownik tematu), *Metody analizy danych empirycznych w postaci szeregów przekrojowo-czasowych dla potrzeb ekonometrii przestrzennej*, Temat CPBP 10, 9. 7. 1. Kraków 1987.
- [132] T.Zipser, *Modele symulacyjne wzrostu miast oparte na modelu procesu wyboru celów*, *Przegląd Geograficzny* t. 44, zeszyt 3/1972.

- [133] T.Zipser, Modele procesów urbanizacji, teoria i jej wykorzystanie w praktyce planowania. Potrzeba modelu otwartego, Przegląd Geograficzny t. 57, zeszyt 3/1985.
- [134] A.Żurek, Struktura przestrzenna przepływów ludności miast województwa kieleckiego, Prace Geograficzne nr 113, Instytut Geografii i Przestrzennego Zagospodarowania PAN, Zakład Narodowy im. Ossolińskich, Wydawnictwo PAN, 1975.
- [135] A.Żurkowa, Bibliografia polskich prac o migracjach stałych, wewnętrznych ludności w Polsce (w latach 1916-1969/1970), Dokumentacja Geograficzna 1/1979.

WYKAZ TABLIC

	<u>Str.</u>
Tabl. 1 Migracje w woj. zamojskim według wieku oraz miejsca zamieszkania	14.
Tabl. 2 Migracje w woj. zamojskim według poziomu . . . wykształcenia	18.
Tabl. 3 Korzystanie i udzielanie pomocy przy dokonywa- niu migracji przez osoby pochodzące ze Szczercowa	35.
Tabl. 4 Ruch naturalny i wędrownikowy krewnych i znajo- mych mieszkańców woj. zamojskiego w latach . . . 1978-1986	102.
Tabl. 5 Zmiany liczby i struktury krewnych i znajomych według wieku i płci w latach 1978-1986	105.
Tabl. 6 Liczba krewnych i znajomych w końcu 1986 roku według liczby lat zameldowania w województwie obecnego pobytu	110.
Tabl. 7 Modele trendu odpływu poza granice województwa w latach 1976-1987 postaci $l_{ny} = t_{lna} + l_{nb}$. .	115.
Tabl. 8 Zmiany odpływu ludności woj. zamojskiego poza jego granice według kierunków w latach . . 1978-1979 oraz 1986-1987	118.

Tabl. 9	Liczba odpływających poza granice województwa kobiet na 1000 odpływających mężczyzn w analizowanym okresie	120.
Tabl. 10	Województwa o największym napływie mieszkańców woj. zamojskiego	125.
Tabl. 11	Podstawowe statystyki opisujące rozkłady . . . zmiennych objaśnianych (tzn. $\ln y_g$)	128.
Tabl. 12	Liczba potencjalnych zmiennych objaśniających opisujących rozwój społeczno-gospodarczy . . . istotnie skorelowanych z wielkością odpływu .	140.
Tabl. 13	Liczba potencjalnych zmiennych objaśniających opisujących rozwój społeczno-gospodarczy . . . silniej skorelowanych z odpływem kobiet niż . mężczyzn	141.
Tabl. 14	Liczba zmiennych opisujących rozwój społeczno-gospodarczy, których skorelowanie z odpływem w latach 1986-1987 w porównaniu z okresem . . poprzednim wzrosło	142.
Tabl. 15	Maksymalne wartości współczynników korelacji	143.
Tabl. 16	Grupowe średnie arytmetyczne bezwzględnych . . wartości współczynników korelacji pomiędzy . . logarytmami odpływu a logarytmami zmiennych . opisujących rozwój społeczno-gospodarczy . . .	144.

Tabl. 17	Współczynniki korelacji logarytmów wskaźników odpływu i logarytmów odległości . .	153.
Tabl. 18	Współczynniki korelacji logarytmów wskaźników odpływu i logarytmów liczby krewnych i znajomych	156.
Tabl. 19	Wybrane zestawy zmiennych o najwyższych integralnych pojemnościach informacji	158.
Tabl. 20	Zależności odpływu od odległości oraz liczby krewnych i znajomych	164.
Tabl. 21	Oszacowane najlepsze modele odpływu w latach 1978-1979	170.
Tabl. 22	Oszacowane najlepsze modele odpływu w latach 1986-1987	171.
Tabl. 23	Elastyczność substytucji odpływu ogółem mężczyzn i kobiet dla lat 1978-1979.	177.
Tabl. 24	Elastyczność substytucji odpływu mężczyzn . . i kobiet do miast dla lat 1978-1979	181.
Tabl. 25	Elastyczność substytucji odpływu ogółem kobiet i mężczyzn dla lat 1986-1987	186.
Tabl. 26	Elastyczność substytucji odpływu mężczyzn . . i kobiet do miast dla lat 1986-1987	190.

Tabl. 27	Elastyczność substytucji odpływu do miast kobiet w obu okresach	198.
Tabl. 28	Elastyczność substytucji odpływu mężczyzn do miast w analizowanych okresach	203.
Tabl. 29	Oceny parametrów modeli odpływu do miast mężczyzn i kobiet zależnie od długości zamel- dowania na pobyt stały krewnych w danym woje- wództwie postaci $\ln y = a_d \ln d + a_k \ln k^t + \dots$ $+ a_{14} \ln x_{14} + \ln a_0$	209.
Tabl. 30	Oceny parametrów modeli odpływu do miast mężczyzn i kobiet zależnie od długości zamel- dowania na pobyt stały krewnych w danym woje- wództwie postaci $\ln y = a_d \ln d + a_k \ln k^t + \dots$ $+ a_1 \ln x_1 + \ln a_0$	210.
Tabl. 31	Oceny parametrów funkcji liniowych pokazują- cych zależność elastyczności substytucji od długości zameldowania na pobyt stały postaci $e_{ij} = at + b$	211.
Tabl. 32	Oceny parametrów modeli odpływu do miast . . . i na wieś zależnie od długości zameldowania na pobyt stały krewnych w danym województwie postaci $\ln y = a_d \ln d + a_k \ln k^t + \ln a_0$	214.
Tabl. 33	Liczby wszystkich sąsiadów dla poszczególnych województw F_1	216.

WYKAZ RYSUNKÓW

	<u>Str.</u>
Rys. 1 Zmiany salda migracji ludności na pobyt stały w woj. zamojskim w latach 1975-1988 . . .	12.
Rys. 2 Struktura wiekowa ludności woj. zamojskiego . . . w końcu 1987 roku	15.
Rys. 3 Struktura płciowo-wiekowa użytkowników indywi- dualnych gospodarstw rolnych w woj. zamojskim według stanu na 30.06.1986	17.
Rys. 4 Struktura modelu odpływu	53.
Rys. 5 Wpływ zmian granic na kształtowanie się wartoś- ci zmiennych objaśniających i objaśnianych . . . w sąsiadujących regionach	80.
Rys. 6 Przykładowa mapa reszt z modelu	82.
Rys. 7 Rozkłady wskaźników zgonów i migracji według . . wieku i płci w Polsce w 1986 roku	92.
Rys. 8 Rozkład przestrzenny liczby krewnych i znajomych mieszkańców woj. zamojskiego w końcu 1978 roku	108.
Rys. 9 Rozkład przestrzenny liczby krewnych i znajomych mieszkańców woj. zamojskiego w końcu 1986 roku	109.
Rys.10 Odpływ ludności poza granice woj. zamojskiego według kierunków w latach 1976-1987	114.

Rys. 11	Rozkład przestrzenny liczby odpływających . . . ogółem mieszkańców woj. zamojskiego poza jego granice w latach 1978-1979	123.
Rys. 12	Rozkład przestrzenny liczby odpływających . . . ogółem mieszkańców woj. zamojskiego poza jego granice w latach 1986-1987	124.
Rys. 13	Mapa reszt modelu odpływu ogółem do miast . . . w latach 1978-1979 postaci $y_2 = f(d, k, x_{64})$. Przykład autokorelacji przestrzennej składnika losowego	219.
Rys. 14	Mapa reszt modelu odpływu ogółem mężczyzn . . . w latach 1986-1987 postaci $y_4 = f(d, k, x_{14})$. Przykład autokorelacji przestrzennej składnika losowego	220.
Rys. 15	Mapa reszt modelu odpływu mężczyzn do miast . . w latach 1978-1979 postaci $y_5 = f(d, k, x_{11})$. Przykład braku autokorelacji przestrzennej . . składnika losowego	223.
Rys. 16	Mapa reszt modelu odpływu kobiet do miast . . . w latach 1986-1987 postaci $y_8 = f(d, k, x_{63})$. Przykład braku autokorelacji przestrzennej . . . składnika losowego	224.