

Nina Kołatek*

SYSTEM AGRODEMOGRAFIČNY
WOJEWÓDZTWA SKIERNIEWICKIEGO

Poziom i kierunki rozwoju rolnictwa cechuje znaczne zróżnicowanie przestrzenne wynikające zarówno z niejednakowych warunków środowiska geograficznego, jak i z tendencji do specjalizacji działalności gospodarczej na niewielkich niekiedy obszarach. Zjawiska te, występują na terenie całego kraju, widoczne są także w obrębie poszczególnych województw, na których działalność gospodarczą, obok czynników wewnętrznych, wpływa również zespół zjawisk o charakterze interregionalnym. Wśród nich szczególną rolę odgrywa przyporządkowanie określonym obszarom konkretnych funkcji w rozwoju kompleksu rolno-żywnościowego. Powstałe w ten sposób rejony aktywizacji rolnictwa mogą stać się wiodącymi, jeśli tylko wyznaczony im kierunek rozwoju jest zgodny z całokształtem warunków i procesów społeczno-gospodarczych obszaru. Poznanie rzeczywistości ekonomiczno-rolniczej musi więc opierać się na szczegółowej analizie współzależności i wzajemnym uwarunkowaniu elementów wchodzących w skład kompleksu rolnego.

Wielkość produkcji i jej efekt ekonomiczny uzależnione są od wzajemnych relacji między ziemią, pracą i nakładami materiałowymi. Czynniki te, połączone zależnościami funkcjonalnymi, działają na zasadzie komplementarności, mogą się więc wzajemnie uzupełniać lub zastępować. W tej sytuacji celowe wydaje się połączenie zjawisk ekonomiczno-rolniczych w system agrodemograficzny, w skład którego według A. Szyjnowskiej [3] wchodzi:

* Mgr, st. asystent w Zakładzie Gospodarki Przestrzennej UŁ.

- 1) czynnik demograficzny (zasoby siły roboczej i przygotowanie zawodowe rolników),
- 2) warsztat produkcyjny (ziemia i nakłady materiałowe),
- 3) efekty produkcyjne.

Przyjmując współzależność między poszczególnymi cechami w układzie agrodemograficznym można posługując się metodami statystycznymi dokonać klasyfikacji obszaru. W celu wyznaczenia regionów agrodemograficznych w woj. skierniewickim przyjęto do analizy 11 składników (tab. 1), z których pierwszych 5 charakte-

T a b e l a 1

Średnia arytmetyczna, odchylenie standardowe
i współczynnik zmienności zmiennych pierwotnych

Oznaczenie cech	X	σ	V
Co - liczba osób czynnych zawodowo w rolnictwie indywidualnym na 100 ha użytków rolnych	30,159	6,725	22,30
C _k - liczba kobiet czynnych zawodowo w rolnictwie indywidualnym na 100 ha użytków rolnych	15,909	3,308	20,79
C _m - liczba mężczyzn czynnych zawodowo w rolnictwie indywidualnym na 100 ha użytków rolnych	14,136	3,999	28,29
L _s - ludność w wieku 55 lat i więcej pracująca w swoim gospodarstwie rolnym w % ogółu pracujących	36,791	3,955	10,75
Wr - ludność posiadająca wykształcenie rolnicze w % ogółu pracujących w swoim gospodarstwie rolnym	4,369	2,404	55,05
Go - średnia wielkość indywidualnego gospodarstwa rolnego	4,740	2,090	44,09
Gm - udział % gospodarstw o mieszanym źródle dochodu	60,762	8,282	13,63
Bg - wskaźnik bonitacji gleb według Manteuffla	21,020	3,532	16,80
Sp - jednostki mechanicznej siły pociągowej na 100 ha użytków rolnych	3,701	2,375	64,20
H _B - liczba sztuk bydła na 100 ha użytków rolnych	58,200	15,210	26,14
H _T - liczba sztuk trzody chlewnej na 100 ha użytków rolnych	97,000	29,200	30,10

Ź r ó d ł o: Obliczenia własne na podstawie danych WUS w Brzezinach.

ryzuje potencjał demograficzny, następne 4 warsztat produkcyjny jakim jest ziemia, zaś pozostałe efekty produkcji[4]. Wydzielone w oparciu o analizę wymienionych cech rejony stanowią próbę waloryzacji województwa pod kątem rozwoju przemysłu mleczarskiego i mięsnego.

Analizę współzależności cech oparto na współczynniku korelacji Pearsona, obliczonego według wzoru:

$$r = \frac{\sum_{n=1}^N (x_n - \bar{x})(y_n - \bar{y})}{\sqrt{\sum_{n=1}^N (x_n - \bar{x})^2 \sum_{n=1}^N (y_n - \bar{y})^2}}, \quad n = 1, 2, 3, \dots, 44, \quad -1 \leq r \leq +1;$$

gdzie:

x - wartość empiryczna cechy a w i -tej jednostce,

$\bar{x}$ - średnia arytmetyczna cechy a ,

y - wartość empiryczna cechy b w i -tej jednostce,

$\bar{y}$ - średnia arytmetyczna cechy b .

Uzyskane wyniki przedstawiono w postaci macierzy korelacji (tab. 2), a dla wszystkich obliczonych współczynników korelacji przeprowadzono weryfikację statystyczną testem t-Studenta, według wzoru:

$$t = \frac{r_{xy}}{\sqrt{1 - r_{xy}^2}} \sqrt{n - 2},$$

gdzie:

n - liczba jednostek,

r - współczynnik korelacji cech xy .

Z obliczeń zamieszczonych w tab. 2 wynika, że w przypadku badanych zależności występuje istotny, w sensie statystycznym, związek korelacyjny. Jedynie w kilku przypadkach można uznać z prawdopodobieństwem 25-30%, że współzależność nie istnieje. Należy jednak dodać, że współczynnik korelacji jest tylko miarą stopnia skojarzenia cech, natomiast nie świadczy o zależnościach przyczynowych. Często więc współzależności mogą być przypadkowe, a ich stwierdzenie wymaga szczegółowych badań przedmiotowych. W analizach statystycznych z reguły przyjmuje

Macierz współczynników korelacji

Cecha	Co	C _K	C _m	L _S	Wr	Go	G _m	Bg	Sp	H _b
Co										
C _K	0,9898									
C _m	0,9367	0,3618								
L _S	0,0725	0,2545	0,0460							
Wr	0,2488	0,1218	0,1747	-0,4196						
Go	-0,3222	-0,3994	-0,1666	-0,6334	0,2936					
G _m	-0,1551	-0,0799	0,2384	0,4066	-0,2983	-0,4766				
Bg	0,1397	0,1393	0,2618	-0,3204	0,4511	0,3410	-0,1431			
Sp	0,1009	0,1051	0,1984	-0,3919	0,4186	0,2069	0,1301	0,3079		
H _B	-0,2104	-0,1926	-0,6040	-0,5507	0,4124	0,6463	-0,2526	0,2216	-0,0888	
H _T	0,2482	0,1928	-0,2802	-0,2460	0,0588	0,6810	-0,7964	0,2627	0,3361	-0,1177

Źródło: Opracowanie własne.

się za istotne współczynniki korelacji zawarte w przedziałach 0,5-1, jednak według J. Liozkowskiego i S. Moszczeńskiego [1] w badaniach zjawisk ekonomiczno-rolniczych przedział ten należy obniżyć i już zależność na poziomie 0,5-0,7 można uznać za bardzo dużą, zaś w przedziale 0,3-0,5 za dość dużą.

Przedstawione w tab. 2 związki korelacyjne potwierdzają odwrotną współzależność czynników demograficznego i obszarowego. Współczynnik korelacji między liczbą czynnych zawodowo na 100 ha użytków rolnych a średnią wielkością gospodarstwa indywidualnego wynosi -0,3222. Stopień tej zależności jest wyższy w przypadku: obszar gospodarstwa - kobieca siła robocza ($r = -0,3994$) niż w przypadku zatrudnienia mężczyzn, co jest dowodem świadczącym o feminizacji zawodu rolnika. Wielkości tych nie należy jednak absolutyzować, wiadomo bowiem, że stopień nasycenia siłą roboczą zależy w równej mierze od pozostałych składników wchodzących w skład systemu agrodemograficznego.

Z przeprowadzonych obliczeń statystycznych dla woj. skierniewickiego wynika niewielka współzależność między liczbą czynnych zawodowo a produkcją zwierzęcą. O ile jednak wzrost chowu bydła nie powoduje zwiększenia liczby zatrudnionych ($r = -0,2104$) o tyle rozwój chowu trzody chłejnej wiąże się ze wzrostem liczby czynnych zawodowo w rolnictwie $r = 0,2482$. Interesujący wydaje się fakt, że w obydwu przypadkach występuje odwrotna korelacja z liczbą zatrudnionych mężczyzn ($r_{HB} = -0,6040$; $r_{HT} = -0,2802$), co potwierdza większe powiązania kobiet z produkcją rolniczą. W celu uzyskania szczegółowych informacji na temat współzależności siły roboczej i produkcji zwierzęcej należałoby przeprowadzić analizę gospodarstw specjalistycznych, co wymaga podjęcia dodatkowych badań w terenie, zaś w opracowaniu statystycznym przyjęcia za jednostkę badawczą sołectwo lub wieś. Udział gospodarstw specjalizujących się w produkcji zwierzęcej jest w ogólnej liczbie indywidualnych gospodarstw rolnych w woj. skierniewickim zbyt mały, aby był istotny ze statystycznego punktu widzenia.

Analiza współczynników korelacji potwierdza dodatnią współzależność między jakością gleby a strukturą obszarową ($r = 0,3410$) oraz ujemną z liczbą gospodarstw o mieszanym źródle dochodu ($r = -0,1431$). Na lepszych glebach, a więc dających większy do-

T a b e l a 3

Poziom istotności współczynników korelacji

Cecha	Go	C _k	C _m	L _s	W _r	Go	Gm	Bg	Sp	H _B
Go										
C _k	0,001									
C _m	0,001	0,01								
L _s	0,3	0,05	0,3							
W _r	0,1	0,2	0,2	0,001						
Go	0,05	0,05	0,15	0,001	0,05					
Gm	0,2	0,3	0,01	0,05	0,05	0,001				
Bg	0,2	0,2	0,05	0,02	0,02	0,02	0,15			
Sp	0,3	0,2	0,1	0,02	0,02	0,1	0,2	0,05		
H _B	0,1	0,1	0,001	0,001	0,02	0,001	0,05	0,1	0,3	
H _T	0,01	0,1	0,05	0,3	0,3	0,001	0,001	0,001	0,02	0,25

Ź r ó d ł o: Weryfikacji dokonano w oparciu o tablice statystyczne zamieszczone w podręczniku M. Krzysztófiak i A. Luszniewicza, Statystyka, Warszawa 1979.

chód z jednostki powierzchni, wielkość gospodarstw indywidualnych przekracza średnią arytmetyczną badanej zbiorowości o ok. 44,1%, zaś udział gospodarstw mieszanych zdecydowanie maleje. Warunki glebowe są także jednym z czynników wpływających na produkcję zwierzęcą regionu, która w równym stopniu zależy również od struktury obszarowej i stopnia mechanizacji (tab. 2).

Ważnym problemem związanym z rozwojem rolnictwa nie tylko w woj. skierniewickim jest wzrost zatrudnienia kobiet. Proces feminizacji zawodu rolnika nasilał się wraz z rozwojem zjawiska dwuzawodowości. Odwrotna współzależność między wielkością gospodarstwa rolnego a liczbą czynnych zawodowo kobiet ($r = -0,3994$) wskazuje, że gospodarstwa o przewadze kobiecej siły roboczej są na ogół mniejsze od przeciętnych w województwie, a ponadto posiadają słabe wyposażenie w mechaniczne jednostki siły pociągowej.

Jednym z głównych czynników decydujących o jakości potencjału pracy w rolnictwie jest poziom wykształcenia i kwalifikacje zatrudnionych. Według Narodowego Spisu Powszechnego z 1978 r. w

woj. skierniewickim ponad 80% czynnych zawodowo w rolnictwie indywidualnym posiadało jedynie wykształcenie podstawowe (łącznie z niepełnym podstawowym), a zaledwie 4% ponadpodstawowe (tab. 4). Struktura wykształcenia wykazuje znaczne zróżnicowanie terytorialne. Odsetek osób zatrudnionych w rolnictwie a posiadających wykształcenie ponadpodstawowe jest wyższy w miastach (Żyrardów, Sochaczew - ponad 50%) oraz w gminach położonych w pobliżu ośrodków miejskich (Jaktorów, Sochaczew, Teresin - ok. 20%) Współczynnik korelacji między liczbą czynnych zawodowo na 100 ha a udziałem osób z wykształceniem rolniczym jest wyższy w przypadku mężczyzn niż kobiet, co wskazuje na dość istotne różnice w poziomie wykształcenia. Wynika z tego, że mężczyźni są lepiej przygotowani do zawodu rolnika niż kobiety. Fakt ten jest o tyle niepokojący, że w większości gmin kobiety stanowią główną siłę roboczą w rolnictwie, a więc podnoszenie ich kwalifikacji zawodowych ma zarówno znaczenie społeczne, co i ekonomiczne.

Dane Narodowego Spisu Powszechnego z 1978 r. [2] wskazują również na silne zróżnicowanie struktury wykształcenia w grupach wieku. Udział osób posiadających wykształcenie ponadpodstawowe (w tym również rolnicze) jest wyższy w młodszych grupach wieku, podczas gdy w grupie osób starszych dominuje wykształcenie podstawowe i niepełne podstawowe. Fakt ten potwierdza ścisła ujemna korelacja między liczbą osób pracujących w rolnictwie w wieku ponad 55 lat a udziałem osób z wykształceniem rolniczym ($r = -0,4196$). Z analizy współzależności cech w systemie agrodemograficznym woj. skierniewickiego wynika dość znaczna korelacja między udziałem osób posiadających szkolne przygotowanie do zawodu rolnika a wielkością gospodarstwa rolnego ($r = 0,2936$) oraz odwrotna współzależność z udziałem gospodarstw mieszanych ($r = -0,2983$). W grupie obszarowej gospodarstw powyżej 10 ha udział osób posiadających kwalifikacje rolnicze zdecydowanie wzrasta, natomiast maleje udział ludności dwuzawodowej. W konsekwencji w gospodarstwach dużych zmniejsza się zatrudnienie osób starszych ($r = -0,6334$) oraz wykorzystywanie kobiecej siły roboczej ($r = -0,3994$). Znaczny stopień współzależności występuje również między wykształceniem rolniczym a produkcją zwierzęcą, a zwłaszcza w przypadku chowu bydła ($r = 0,4124$). Potwierdza to priorytetowy charakter chowu bydła w woj. skierniewickim. Zakres chowu zależy bezpośrednio od wielko-

T a b e l a 4

Podstawowe wskaźniki społeczno-ekonomiczne produkcji
rolniczej w woj. skierniewickim

Wyszczególnienie	C _o	C _m	C _k	L _s	W _r	Go	G _m	B _g	Sp	H _B	H _T
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
Miasta											
Biała Rawska	31	15	16	37,4	2,5	3,11	66,4	.	^a	32	111
Brzeziny	27	12	15	43,7	3,7	2,52	76,6	.	0,87	54	70
Łowicz	37	17	20	47,9	4,5	1,92	78,8	.	0,84	52	53
Maszczone	31	17	14	38,2	1,9	2,01	80,3	.	^a	35	70
Rawa Mazowiecka	36	17	19	47,1	2,3	1,67	85,3	.	3,70	32	115
Skierniewice	37	17	20	40,0	4,5	1,52	.	.	3,57	34	50
Sochaczew	38	20	8	42,3	5,1	2,17	80,3	.	3,54	29	78
Żyrardów	45	24	21	40,0	2,8	1,65	83,9	.	-	21	48
Gminy											
Baranów	25	11	14	40,2	4,6	4,74	55,6	25,01	3,86	61	95
Biała Rawska	31	16	15	32,6	4,5	6,34	27,7	23,22	2,75	54	127
Bielawy	30	15	15	32,9	4,0	5,81	30,9	24,82	3,34	65	79
Bolimów	21	10	11	35,6	3,0	5,14	65,7	19,10	2,71	66	69
Brzeziny	29	14	15	34,9	3,4	4,27	56,1	19,38	1,93	66	94
Chąsno	29	15	14	30,3	8,6	6,96	41,4	32,92	5,91	74	113
Cielądz	29	15	14	35,5	2,0	6,17	41,7	17,82	3,12	50	142
Dmosin	29	14	15	32,6	5,4	5,74	46,6	19,15	3,94	63	97
Domaniewice	30	13	17	33,4	4,6	5,72	65,9	19,59	4,27	76	85
Głuchów	35	17	18	36,2	5,8	6,12	45,5	21,15	4,10	72	153
Godzianów	30	15	15	33,6	5,1	6,52	59,6	21,58	6,78	74	160
Jaktorów	28	12	16	38,5	1,6	2,91	85,6	14,68	9,59	49	97
Jezów	28	14	14	39,1	2,7	4,51	58,4	20,77	2,26	58	107
Kocierzew Płd.	34	17	17	31,7	2,5	6,90	29,1	25,2	3,36	81	144
Kowlesy	28	14	14	41,8	4,5	5,23	37,0	21,82	2,32	53	110
Lipce	33	14	19	36,1	8,4	3,91	71,3	20,48	6,85	86	109
Łowicz	26	12	14	31,8	3,3	6,32	56,9	18,85	4,39	75	57
Łyszkowice	28	11	17	35,1	5,9	4,70	71,3	18,42	3,14	71	78
Młodzieszyn	26	11	15	38,6	1,7	5,77	61,9	17,01	2,64	51	115

Tabela 4 (cd.)

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
Mszczonów	24	12	12	38,2	5,7	6,26	44,9	18,25	4,54	51	85
Nieborów	29	11	18	34,9	5,2	4,03	78,5	19,01	1,42	72	64
Nowa Sucha	25	12	13	32,3	2,2	5,93	61,6	23,06	5,22	56	89
Nowy Kawęczyn	22	10	12	36,6	5,9	7,54	54,3	20,84	2,30	48	96
Puszcza Mariańska	26	11	15	39,3	1,5	4,32	73,6	18,82	0,01	58	67
Radziejowice	24	11	13	39,7	2,7	4,25	70,4	15,70	1,81	47	84
Rawa Mazowiecka	26	12	14	35,7	3,3	5,79	61,8	16,12	1,14	45	124
Rogów	29	13	16	36,5	2,9	4,09	65,3	21,42	4,89	65	99
Rybno	26	13	13	30,8	10,3	6,14	65,6	24,03	6,15	70	115
Sadkowice	33	17	16	34,5	4,8	5,56	25,1	24,67	7,01	52	177
Skierniewice	25	9	16	37,8	2,7	3,70	84,5	19,62	1,55	59	81
Słupia	29	13	16	33,9	5,2	5,37	60,7	21,37	4,73	75	126
Sochaczew	29	12	17	34,7	4,3	3,93	72,6	21,96	3,99	58	99
Teresin	26	11	15	36,9	3,8	4,73	65,7	25,83	0,36	66	96
Wiskitki	26	11	15	38,0	3,6	4,91	65,0	20,94	3,69	77	75
Zduny	28	14	14	32,0	13,5	6,92	33,5	26,5	11,20	78	84
Żabia Wola	23	11	12	39,0	5,3	5,00	65,9	17,59	1,92	43	71

^a Wartości podane w tabeli łącznie dla gmin.

Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych WUS w Brzezinach.

ści gospodarstwa rolnego ($r = 0,6463$), jakości gleb ($r = 0,2216$) oraz wieku prowadzących gospodarstwo, o czym świadczy ujemny współczynnik korelacji między liczbą sztuk bydła na 100 ha użytków rolnych a udziałem osób starszych pracujących w rolnictwie ($r = -0,5507$). Tak więc decyzje o specjalizacji produkcji są ściśle związane z wykształceniem i wiekiem osób prowadzących gospodarstwo. A zatem dalsza intensyfikacja chowu bydła wymaga poprawy struktury agrarnej oraz zmian w strukturze zatrudnienia tzn. wzrostu kwalifikacji rolników, ograniczenia dwuzawodowości, poprawy struktury płci i wieku ludności rolniczej.

Z zamieszczonych w tab. 2 współczynników korelacji wynika również duża odwrotna współzależność między występowaniem go-

gospodarstw o mieszanym źródle dochodu a wielkością gospodarstwa rolnego ($r = -0,4766$). Odpływ ludności do pozarolniczych działów gospodarki narodowej odbywa się głównie z małych gospodarstw rodzinnych. W gminach, w których średnia wielkość indywidualnego gospodarstwa rolnego przekracza 6,5 ha (Rybno, Kocierzew Półd., Zduny, Chąsno), udział ludności dwuzawodowej nie jest większy niż 10%, natomiast wszędzie tam, gdzie przeważają gospodarstwa drobne (Skierniewice, Jaktorów, Lipce), ponad 40 % ludności pracującej w rolnictwie posiada dodatkowe źródło utrzymania. Brak badań dotyczących obrotu ziemią uniemożliwia stwierdzenie, czy o podjęciu pracy decydowała mała powierzchnia gospodarstwa rolnego, czy też występowała sytuacja odwrotna, tzn. ubytek siły roboczej zmuszał do zmniejszenia wielkości gospodarstwa. A zatem trudno dać jednoznaczną odpowiedź, czy zjawisko dwuzawodowości powoduje wzrost rozdrobnienia gospodarstw, czy tylko podtrzymuje egzystencję już istniejących gospodarstw chłopo-robotniczych.

Szczegółowych danych na ten temat mogłyby dostarczyć badania przeprowadzone dla mniejszych jednostek terytorialnych. Można przypuszczać, że gospodarstwa dwuzawodowe zlokalizowane blisko miejsc pracy zatrudnionego poza rolnictwem charakteryzują się lepszymi efektami produkcyjnymi niż położone w znacznym od niej oddaleniu.

Odpływ siły roboczej z rolnictwa na skutek podjęcia dodatkowego zarobkowania jest ściśle związany z pozostałymi elementami systemu agrodemograficznego. Wysoki współczynnik korelacji między występowaniem gospodarstw mieszanych a liczbą osób starszych pracujących w rolnictwie ($r = 0,4066$) oraz odwrotna współzależność z udziałem osób posiadających wykształcenie rolnicze ($r = -0,2983$) potwierdza występujące powszechnie zjawisko tzw. negatywnej selekcji. Z rolnictwa odchodzą głównie ludzie młodzi, co powoduje stagnację struktury wieku czynnych zawodowo. Dodatnia współzależność między liczbą mężczyzn a występowaniem gospodarstw mieszanych ($r = 0,2384$) wskazuje na częstsze podejmowanie dodatkowej pracy przez tę grupę pracujących w rolnictwie, co w konsekwencji prowadzi do wzrostu feminizacji zawodu rolnika. W gminach, w których zjawisko dwuzawodowości rozwija się szczególnie intensywnie (np. Jaktorów, Sochaczew, Skierniewice), na 100 mężczyzn zatrudnionych w rolnictwie przypada ponad 120

kobiet. Jest to zjawisko wysoce niekorzystne z ekonomicznego punktu widzenia, gdyż gospodarstwa z przewagą kobiecej siły roboczej, a zwłaszcza mieszane, mają najczęściej charakter gospodarstw rodzinnych, których głównym celem jest samozaopatrzenie. Stąd wysoka ujemna korelacja gospodarstw dwuzawodowych z hodowlą trzody chlewnej ($r = -0,2526$) i bydła ($r = -0,7964$).

Powszechność występowania zjawiska dwuzawodowości jest o tyle niepokojąca, że powstały w jego wyniku ubytek siły roboczej nie mógł być zrekompensowany przez mechanizację. Słaby stopień zaopatrzenia gospodarki indywidualnej w maszyny rolnicze powoduje spadek potencjału produkcyjnego a tym samym produkcji. Słuszne więc wydaje się podkreślenie K. Ratajczaka [4], że napływ technicznych środków produkcji nie powinien być skutkiem oddziaływania siły roboczej z rolnictwa, lecz jego przyczyną. Tylko w takich warunkach można mówić o substytucji pracy żywej przez uprzedmiotowioną, bez szkody dla samej produkcji. Aby jednak przeprowadzić technizację rolnictwa, konieczna jest koncentracja ziemi.

Przedstawione współzależności są jedynie miarą kojarzenia cech i nie świadczą o zależnościach przyczynowych. O powstawaniu gospodarstw dwuzawodowych w głównej mierze decydowały niskie dochody uzyskiwane z pracy w rolnictwie. Efekty produkcyjne tych gospodarstw nie zawsze są tak niskie, jak to mogą sugerować niektóre związki korelacyjne.

Zasoby mechanicznej siły pociągowej w woj. skierniewickim są w niewielkim tylko stopniu skorelowane z wielkością gospodarstwa ($r = 0,2069$) oraz liczbą i wiekiem czynnych zawodowo na 100 ha użytków rolnych. Dodatni współczynnik korelacji pozwala przypuszczać, że sam wzrost liczby ciągników na 100 ha jeszcze nie powoduje spadku zatrudnienia na jednostkę powierzchni. Liczba zatrudnionych, a tym samym nakłady robocizny, zależą od struktury agrarnej, sposobów produkcji rolniczej oraz od całej infrastruktury wsi. Analiza współzależności cech w układzie agrodemograficznym woj. skierniewickiego wskazuje, że stopień mechanizacji rolnictwa jest w większym stopniu związany z liczbą zatrudnionych mężczyzn niż kobiet, co potwierdza tezę, że gospodarstwa kobiece są słabiej wyposażone w maszyny i urządzenia rolnicze. Występująca silna współzależność między wyposażeniem technicznym a udziałem ludności z wykształceniem rolniczym ($r =$

= 0,4186) oraz odwrotna współzależność z udziałem osób starszych pracujących w rolnictwie ($r = -0,3919$) jest dowodem świadczącym o tym, że nośnikiem postępu w rolnictwie są głównie ludzie młodzi. Tym bardziej więc wydaje się konieczne podniesienie rangi zawodu rolnika, aby w efekcie nastąpiło przesunięcie się w górę granicy wieku ludności zatrudnionej w rolnictwie.

Z przeprowadzonej analizy współistnienia elementów systemu agrodemograficznego wynika logiczna prawidłowość ujawniająca bezpośredni związek cech tworzących układ oraz ich substytucjonalny charakter w stosunku do czynnika produkcji.

Stopień rozproszenia omówionych cech wskazuje dość znaczne zróżnicowanie. Za miarę rozproszenia przyjęto współczynnik zmienności V_0 , obliczony jako stosunek odchylenia standardowego do średniej arytmetycznej, wyrażony w odsetkach.

$$V_0 = \frac{x - \bar{x}}{\delta} 100,$$

gdzie:

x - wartość empiryczna cechy a w badanej jednostce,

$\bar{x}$ - średnia arytmetyczna cechy a ,

δ - odchylenie standardowe cechy a .

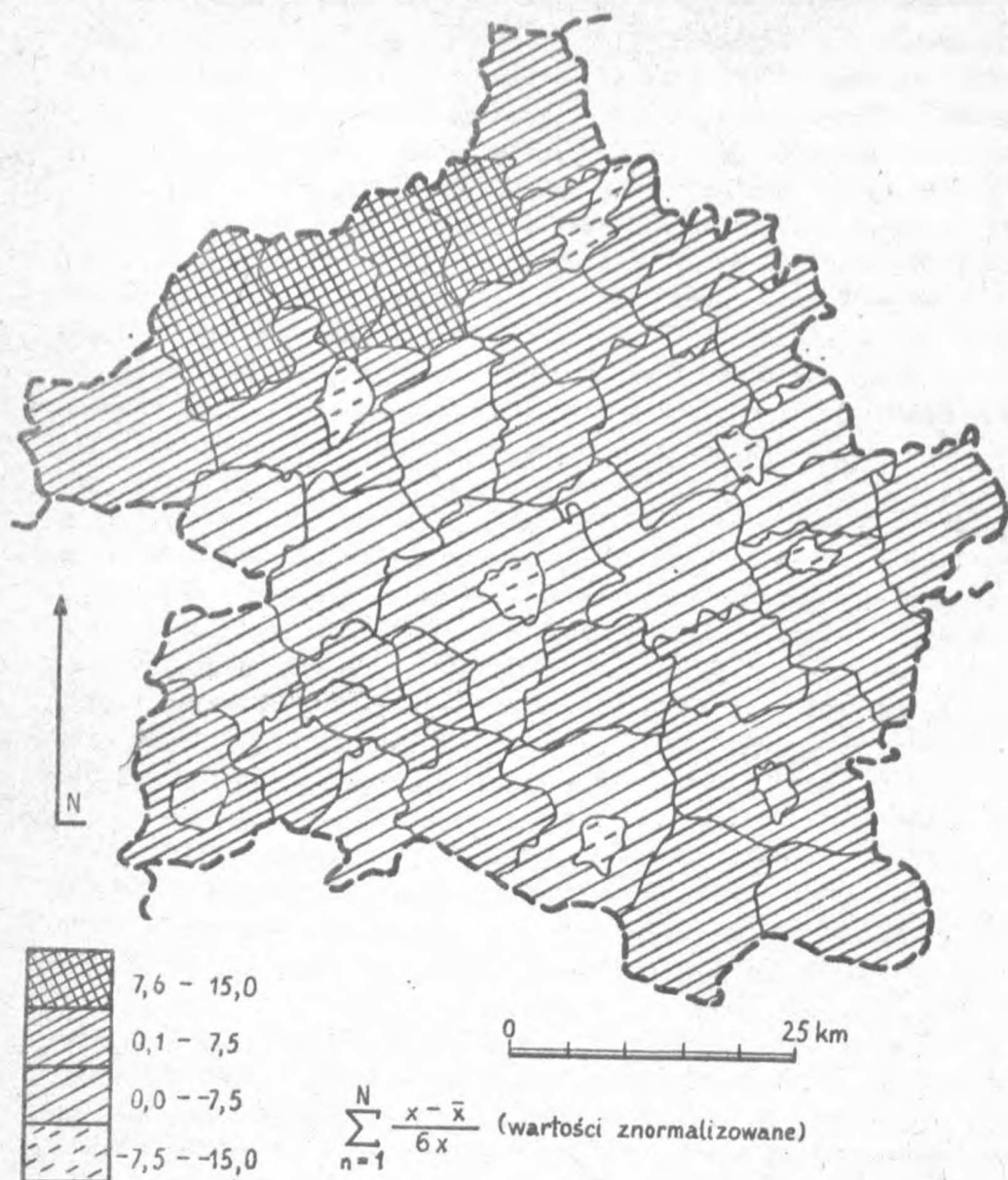
Wskaźnik zmienności jest równocześnie wyznacznikiem powszechności występowania danego zjawiska, dlatego też stał się on podstawą do wyróżnienia regionów agrodemograficznych. W tym celu dokonano standaryzacji każdej z cech w badanej jednostce przestrzennej w wyniku czego otrzymano wartości znormalizowane zawarte w przedziale ± 4 . Wychodząc z założenia ścisłej zależności i komplementarności cech systemu agrodemograficznego wszystkie uznano za jednakowo ważne, zaś za podstawę wydzielenia regionów przyjęto sumę znormalizowanych wartości cech dla każdej gminy. W celu otrzymania właściwego profilu rozwoju społeczno-gospodarczego wartości liczbowe charakteryzujące zatrudnienie i udział gospodarstw mieszanych pomnożono przez -1 . W ten sposób wartości znormalizowane były odwrotnie proporcjonalne do liczby zatrudnionych na 100 ha użytków rolnych i udziału gospodarstw chłopskich.

Powstałe w ten sposób grupy gmin ukazują obraz zróżnicowania badanych cech, co pozwala określić poziom rozwoju rolnictwa w

poszczególnych obszarach. Za najlepsze należy uznać gminy Chąsno, Rybno, Kocierzew Płd. i Zduny, w których średnia wielkość gospodarstwa rolnego przekraczała w roku 1978 6,9 ha. Liczba osób czynnych zawodowo na 100 ha użytków rolnych wahała się od 28 w gm. Zduny do 34 w gm. Kocierzew Płd., przy czym w żadnej z nich nie zaznacza się przewaga liczebna kobiet zatrudnionych w rolnictwie. Wysoki wskaźnik bonitacji gleb (25,20 w gm. Kocierzew Płd. 32,92 w gm. Zduny) umożliwia rozwój produkcji zwierzęcej. Obsada bydła na 100 ha użytków rolnych wynosiła ponad 74 sztuki, zaś trzody chlewnej od 70,9 sztuk w gm. Zduny do 144 w gm. Kocierzew Płd. Wysoki jak na warunki rolnictwa indywidualnego jest stopień mechanizacji, wynoszący 3,36 w gm. Kocierzew Płd., natomiast 1,20 jednostek pociągowych na 100 ha w gm. Zduny. Niewielki udział gospodarstw mieszyńskich (od 29,1% w gm. Kocierzew Płd. do 41,4% w gm. Chąsno) oraz znaczny udział czynnych zawodowo mężczyzn może świadczyć o towarowym charakterze produkcji rolniczej tych gmin. Na uwagę zasługują również wysokie kwalifikacje zawodowe ludności pracującej w rolnictwie. Udział osób posiadających wykształcenie rolnicze wahał się od 8,59% (w grupie mężczyzn 11,25%) w gm. Kocierzew Płd. do 14,15% (w grupie mężczyzn 17,54%) w gm. Zduny, przy czym wartości te w przypadku gospodarstw powyżej 10 ha wzrastały i wynosiły odpowiednio od 10,84% (mężczyźni - 16,10%) do 16,45% (mężczyźni - 21,06%). Zarówno zasoby siły roboczej, jak i warunki naturalne w tych gminach sprzyjają rozwojowi produkcji zwierzęcej, której wzrost wydaje się być uzależniony od postępującej polaryzacji gospodarstw średnich oraz od stopnia mechanizacji prac polowych.

Najliczniejszą grupę stanowią gminy, w których zespół omawianych cech znajdował się na poziomie średniej arytmetycznej. Gminy te zgrupowane były na obszarach oddzielonych od siebie pasem utworzonym z gmin posiadających najniższe wartości badanych cech. W części północnej tworzą je: Baranów, Bielawy, Boliń, Młodzieszyn, Nowa Sucha, Sochaczew, Teresin i Wiskitki, zaś w części południowej gminy: Biała Rawska, Brzeziny, Cieladź, Głuchów, Godzianów, Jeżów, Łowicz, Kawęczyn Nowy, Kowlesy, Lipce, Mszczonów, Rogów, Słupia, Sadkowice, Żabia Wola (rys. 1).

Gminy te wykazują znaczne zróżnicowanie średniej wielkości gospodarstwa rolnego (od 3,39 ha w gm. Sochaczew do 7,5 ha w gm. Nowy Kawęczyn) oraz wysoki udział zatrudnionych w rolnictwie



Rys. 1. Rejony agrodemograficzne woj. skierniewickiego

kobiet (ponad 60%). Znaczny jest również udział gospodarstw o mieszanym źródle dochodu przekraczający 65% ogólnej liczby gospodarstw. Średnie, a w wielu gminach złe gleby - wskaźnik bonitacji poniżej 25,8 - wpływają na zróżnicowanie produkcji zwie-

rzęcej. W większości gmin przeważa chów trzody chlewnej, a jej wielkość wahała się od 57 sztuk na 100 ha użytków rolnych w gm. Łowicz do 177 sztuk w gm. Sadkowie. Zróżnicowanie wielkości hodowli przy dużym potencjale zaangażowanej w procesie produkcji siły roboczej pozwala przypuszczać, że w większości gmin rozwinięte były inne rodzaje działalności rolniczej, zaś udział gospodarstw mieszanych wskazuje na rozwój zjawiska dwuzawodowości. Niewielki stopień zmechanizowania prac (średnio 2,00 j.p. na 100 ha) oraz niski poziom kwalifikacji rolniczych (ok. 4% osób z wykształceniem rolniczym) ogranicza w znacznym stopniu uzyskanie wysokiej obsady bydła i trzody chlewnej. Z analizy warunków agrodemograficznych wymienionych gmin wynika, że przy zaangażowaniu tej samej liczby osób czynnych zawodowo, lecz poprawie struktury agrarnej, kwalifikacji rolniczych i mechanizacji prac polowych można by uzyskać zdecydowanie wyższą obsadę zwierząt na 1 ha niż obecnie.

Ostatnią wydzieloną grupę stanowią gminy: Domaniewice, Dmosin, Jaktorów, Jeżów, Łyszkowice, Nieborów, Puszcza Mariańska, Rawa Mazowiecka, Radziejowice, Skierniewice. Są to obszary o najgorszej strukturze agrarnej oraz o zdecydowanie złych warunkach glebowych (wskaźnik bonitacji gleb wynosił od 14,68 w gm. Jaktorów do 19,62 w gm. Skierniewice). Równocześnie występował tu najwyższy udział czynnych zawodowo w rolnictwie kobiet, a wskaźnik feminizacji wahał się od 127 w gm. Domaniewice do 208 w gm. Skierniewice. Znaczny odsetek gospodarstw mieszanych (średnio ponad 65%) wskazuje na naturalny, a nie towarowy charakter gospodarki chłopskiej tego obszaru. Charakterystyczny jest również niski stopień mechanizacji oraz przydomowy charakter produkcji zwierzęcej. Liczba sztuk bydła na 100 ha użytków rolnych wynosiła w 1978 r. od 44 w Rawie Mazowieckiej do 75 w gm. Domaniewice, zaś chów trzody chlewnej na znacznie większą skalę występował jedynie w gm. Rawa Mazowiecka (124 sztuki) - tab. 4.

W celu określenia przydatności zaprezentowanej metody do wydzielenia rejonów agrodemograficznych należałoby prześledzić przestrzenny rozkład zależności zachodzących między wybranymi cechami oraz określić stopień substytucji czynników agrodemograficznych. Szczupłe ramy niniejszego opracowania uniemożliwiają przeprowadzenie tych interesujących zależności.

Literatura

- [1] L i c z k o w s k i J., M o s z c z e ń s k i S., Zagadnienia metodologiczne w ekonomice gospodarstw wiejskich, "Roczniki Nauk Rolniczych i Leśnych" 1957.
- [2] Narodowy spis powszechny. Wyniki ostateczne. Seria B. Ludność i warunki mieszkaniowe. Województwo skierniewickie, z. 38, GUS. Biuro Spisów, Warszawa 1978.
- [3] S z a j n o w s k a A., Charakterystyka systemu agrodemograficznego Polski, Katowice 1976.
- [4] Zatrudnienie i kwalifikacje ludności rolniczej, Warszawa 1979.

Nina Kołatek

AGRODEMOGRAPHIC SYSTEM IN SKIERNIEWICE PROVINCE

To delimitate agrodemographic regions in Skierniewice administrative province there was performed a correlation analysis on 11 factors, which characterize the demographic structure of population employed peasant sector of agriculture peasant holdings, mechanisation, density of cattle and pigs. Correlation of characteristic features was based on Pearson's correlation coefficient. The performed computations reveal a close, and direct correlation between selected characteristics and their substitutional character in relation to production factors. After performing standardization of each characteristic in analyzed spatial unit there were obtained normalized values contained in the ± 4 bracket. Sum of normalized values of characteristics for each rural commune provided a basis for delimitation of agrodemographic regions presented on Figure 1.