

MACIEJ HENNEBERG

OCENA DYNAMIKI BIOLOGICZNEJ WIELKOPOLSKIEJ
DZIEWIĘTNASTOWIECZNEJ POPULACJI WIEJSKIEJ *

II. SYSTEM KOJARZEŃ I PŁODNOŚĆ

Ogólna charakterystyka demograficzna badanej zbiorowości ludzkiej, wraz z opisem materiału metrykalnego wykorzystanego w niniejszej pracy przedstawiona jest w poprzedniej publikacji [Henneberg 1977]. Tutaj warto jedynie przypomnieć, iż rzymskokatolicka ludność parafii szczepanowskiej (położonej na południu województwa bydgoskiego) może być uznana, pod względem charakterystyk populacyjnych, za reprezentatywną próbę polskiej ludności wiejskiej dziewiętnastowiecznej Wielkopolski.

Niniejsza praca zawiera opis systemu kojarzeń na podstawie danych o wieku, stanie cywilnym i miejscu zamieszkania nupturientów oraz analizie płodności opartą na indywidualnych historiach rozrodu kobiet.

ZAWIERANIE MAŁŻEŃSTW — ANALIZA SYSTEMU KOJARZEŃ

W populacjach europejskich informacje o zawieraniu małżeństw stanowią dobre przybliżenie opisu systemu kojarzeń. Badając zawieranie małżeństw możemy wnioskować o długości okresu aktywności rozrodczej, liczbie partnerów krzyżujących się z jednym osobnikiem (poligamia biologiczna) oraz o sposobie wewnątrz- i międzygrupowej wymiany genów.

Do obliczenia długości okresu aktywności rozrodczej istotny jest jedynie wiek w chwili ślubu osób zawierających małżeństwo po raz pierwszy. Osoby takie będą tu określane, zgodnie ze stanem cywilnym w chwili ślubu, mianem kawalerów i panien. Zawarcie małżeństwa, jakkolwiek w ogromnej większości przypadków wyznaczające moment rozpoczęcia regularnego współżycia płciowego, nie jest oczywiście dokładnym wyznacznikiem czasu rozpoczynania aktywności rozrodczej. W badanej parafii dość często zdarzały się urodzenia nieślubne i poczęcia przedślubne [Henneberg i Kozak 1976, Henneberg 1977].

* Praca wykonana w ramach Programu Badań Przemian Biologicznych Populacji Ludzkich, dział II B i D.

Z punktu widzenia interpretacji genetycznej ważna jest znajomość natężenia wielokrotnych krzyżowań — liczby partnerów, z którymi wymienia geny jeden osobnik. Zwykle, obserwując normy kulturowe, przyjmuje się, że u człowieka formą typową jest rodzina monogamiczna. Jednakże, opieranie założeń modeli genetycznych na takiej podstawie może prowadzić do zbyt wielkich uproszczeń. Jest to szczególnie istotne jeśli chodzi o populacje uznawane na podstawie definicji kulturowej za ściśle monogamiczne (np. katolickie), ale o dużym natężeniu wymieralności w okresie reprodukcyjnym, które powoduje wysoką częstość zawierania powtórnych małżeństw. Wchodzenie w powtórne związki małżeńskie przez osoby owdowiałe, zdolne w dalszym ciągu do reprodukcji, podnosi liczbę możliwych do zrealizowania kombinacji genomów, obniża wpływ bezpłodności jednego z małżonków na reprodukowanie się drugiego itp.

Niewątpliwie najbardziej złożone zagadnienie w badaniu systemu kojarzeń u człowieka stanowi analiza międzygrupowej wymiany genów równoznaczna z określaniem stopnia izolacji grup ludzkich. Zwykle spotykamy się z sytuacją, w której populacje są izolowane w sposób względny. Jeśli nie udaje się przy tym określić ściśle granic populacji — bariery izolacyjnej, napotykamy na znaczne trudności przy wydzieleniu zbioru osobników posiadającego wspólną pulę genów. Skrajnym przypadkiem takiej sytuacji jest stan, w którym osobnicy rozmieszczeni są w przestrzeni równomiernie, a szanse na skojarzenie się dwóch wybranych losowo osobników zależą jedynie od odległości między miejscami ich pobytu. W tym stanie nie możemy uznać, że istnieje jedna grupa nieograniczonego krzyżowania (populacja w sensie biologicznym), ponieważ w takiej grupie szanse na skrzyżowanie się dowolnych par osobników muszą być identyczne. Z drugiej strony ostre wydzielenie kilku populacji jest tu niemożliwe i pozostaje jedynie stosowanie procedur statystycznych pozwalających szacować prawdopodobieństwa kojarzenia się osobników przebywających w różnych od siebie odległościach [Cavalli-Sforza i Bodmer 1971, Henneberg 1976, 1978]. Rozkład tych prawdopodobieństw pozwala wnioskować o istniejących pomiędzy różnymi miejscami przestrzeni zasiedlonej (z określoną gęstością) rozbieżnościach częstości genów i genotypów. Opisaną sytuację często spotyka się przy badaniu grup ludzkich, których izolacja, generalnie, ma charakter względny; grupy silnie izolowane są u człowieka zjawiskiem rzadkim. Obserwacja odległości pomiędzy miejscami, z których pochodzą małżonkowie pozwala wnioskować o międzygrupowej wymianie genów.

WIEK I STAN CYWILNY NOWOŻEŃCÓW

Wiek zawierania małżeństw analizowano osobno dla okresu przed- i pouwłaszczeniowego, oraz w rozbiciu na grupy według stanu cywilnego w chwili ślubu (tab. 1). Wiek panien i kawalerów w chwili ślubu pozostaje

Tab. 1. Wiek w chwili ślubu (w latach)

Stan cywilny przed ślubem	1820 - 54				1855 - 74			
	<i>N</i>	\bar{x}	<i>Me</i>	<i>s</i>	<i>N</i>	\bar{x}	<i>Me</i>	<i>s</i>
panny	298	24,0	23,8	4,4	204	22,0	22,0	3,5
kawalerowie	291	27,8	27,4	4,2	204	26,2	25,9	4,5
wdowy (z kawalerami)	58	34,2	33,8	6,4	39	32,3	31,5	6,9
wdowy (z wdowcami)	57	38,2	39,8	6,5	27	41,7	41,9	8,9
wdowcy (z pannami)	65	38,8	38,1	7,9	39	37,2	36,5	7,2
wdowcy (z wdowami)	57	44,1	44,1	8,5	27	44,9	45,5	9,4

stawał w parafii szczepanowskiej na poziomie obserwowanym w Polsce w latach 1931 - 59, był on natomiast o kilka lat wyższy od zaobserwowanego przez Piaseckiego [1975] średniego wieku nowożeńców w parafii bejskiej (woj. kieleckie) w analogicznym okresie XIX wieku (tab. 2). W okresie przeduwłaszczeniowym był on o około dwa lata wyższy

Tab. 2. Porównanie wieku w chwili ślubu w parafii szczepanowskiej z danymi Holzera [1970] dla Polski w latach 1931 - 32 i 1958 - 59 oraz Piaseckiego [1975] dla parafii bejskiej (średnie arytmetyczne)

Lata	Kawalerowie <i>Me</i>	Panny <i>Me</i>	Lata	Kawalerowie \bar{x}	Panny \bar{x}
1820 - 54	27,4	23,8	1820 - 54	27,8	24,0
1855 - 74	25,9	22,0	1855 - 74	26,2	22,0
1931 - 32	25,2	22,7	1801 - 30*	22,3	19,7
1958 - 59	25,3	22,4	1831 - 50*	22,1	19,4

* daty urodzenia nupturientów w parafii bejskiej

niż po uwłaszczeniu. Wiek w jakim osoby owdowiałe zawierały małżeństwa powtórne wskazuje, że małżeństwa te mogły być płodne, szczególnie jeśli chodzi o związki zawierane przez osoby owdowiałe z kawalerami lub pannami.

Związek pomiędzy wiekiem partnerów zawierających małżeństwo po raz pierwszy, jakkolwiek istnieje, jest słaby. Podobnej siły zależność występuje pomiędzy wiekiem nowożeńców w tych małżeństwach, w których co najmniej jedno z partnerów było poprzednio owdowiałe (tab. 3).

Tab. 3. Współczynniki korelacji wieku nowożeńców

Lata	Małżeństwa	<i>N</i>	<i>r</i>
1820 - 54	panny + kawalerowie	248	+0,2797
	inne	183	+0,3011
1855 - 74	panny + kawalerowie	170	+0,1646
	inne	106	+0,3357

Niewysoka korelacja pomiędzy wiekiem nowożeńców, pomijając przypuszczenie o jej nieprostoliniowym charakterze, może po części wynikać z odchyień wieku deklarowanego od rzeczywistego, które występują przy rejestracji ślubów [Henneberg 1977]. Współzależność wieku osób zawierających małżeństwo, badana w tablicach wielodzzielczych, dla tych małżeństw, w których kobieta w chwili ślubu nie miała ukończonych 45 lat, jest istotna statystycznie, jednakże związek nie jest silny (tab. 4).

Tab. 4. Współzależność wieku nowożeńców

W polach tablicy wielodzzielczej wpisano sumy, których pierwszy składnik oznacza liczebność małżeństw pomiędzy pannami i kawalerami, drugi innych rodzajów małżeństw

1820 - 54		mężczyzna			
k	wiek	x - 24	25 - 34	35 - x	suma
o					
b	x - 19	17+0	33+ 5	1+ 2	58
i	20 - 29	43+3	142+37	8+32	265
e	30 - 45	2+2	0+46	2+56	108
t	suma	67	263	101	431
a					
		chi-kwadrat = 78,80	$\varphi = 0,3023$	$P < 0,001$	
1855 - 74		mężczyzna			
k	wiek	x - 24	25 - 34	35 - x	suma
o					
b	x - 19	23+1	29+3	0+ 4	60
i	20 - 29	49+6	66+23	2+17	163
e	30 - 45	0+8	0+16	1+15	40
t	suma	87	137	39	263
a					
		chi-kwadrat = 25,21	$\varphi = 0,2189$	$P < 0,001$	

Warto zauważyć, że korelacja wieku nowożeńców — panien i kawalerów — jest nieco niższa w okresie pouwłaszczeniowym. Wraz z obniżaniem się wieku w chwili ślubu wydaje się to wskazywać na wzrost możliwości swobodnego decydowania przez młodych ludzi o założeniu rodziny po zmianie sytuacji ekonomicznej na wsi (większa dostępność źródeł zarobku dla nie posiadających własnego gospodarstwa itp.). Na związek zachodzących w ciągu XIX wieku zmian w doborze małżeńskim z przyczynami gospodarczymi i zniesieniem pańszczyzny wskazuje również Piasecki [1975] w odniesieniu do parafii bejskiej. Pomijając fakt, iż wspomniany autor analizował grupę małżeństw specjalnie dobraną spośród ogółu nowożeńców, należy przypuszczać, że różnice w szczegółach przebiegu tych zjawisk w Wielkopolsce i Królestwie Polskim (np. inny wiek przeciętny nupturientów) wynikają zapewne z odmiennych stosunków gospodarczo-społecznych w różnych regionach Polski dziewiętnastowiecznej.

Jak można się zorientować z liczb przytoczonych w tabelach 1, 3 i 4, małżeństwa powtórne były w parafii szczepanowskiej częste, przy czym dotyczyły głównie osób zdolnych do reprodukcji. Z biologicznego punktu widzenia zjawisko to prowadziło do poligamii — kojarzenia się jednego osobnika z więcej niż jednym partnerem. Oszacowanie natężenia wielokrotnych krzyżowań można otrzymać obliczając, ile razy przeciętny osobnik wstępował w związki małżeńskie. Liczba ta, którą nazywam „współczynnikiem poligamii” — R_p , określa możliwości powstawania różnych jakościowo kombinacji genotypów w grupie N_b osobników rozpoczynających krzyżowanie się. Przy ścisłej monogamii, gdy $R_p=1$,

$$N_m = pN_b$$

gdzie: N_m — liczba kombinacji par (małżeństw), p — frakcja osób płci mniej licznie reprezentowanej ($p \leq 0,5$). Współczynnik poligamii oblicza się jako stosunek liczbowy krzyżowań (N_m), które zrealizowali w ciągu całego swego życia wszyscy członkowie grupy N_b osobników rozpoczynających krzyżowanie się, do liczebności N_b pomnożonej przez frakcję osobników płci mniej licznie reprezentowanej (p):

$$R_p = \frac{N_m}{pN_b}$$

Oszacowanie R_p można otrzymać z obserwacji liczby zawieranych związków małżeńskich, przyjmując N_b równe liczbie osób po raz pierwszy żeniących się i wychodzących za mąż, a N_m równe liczbie małżeństw zawartych przez osoby zdolne do reprodukcji. Oszacowanie takie wymaga założenia, że przez czas, w którym prowadzi się obserwację nie zachodzą istotne zmiany systemu kojarzeń, oraz że wszyscy osobnicy zdolni do rozrodu przynajmniej raz wchodzi w związki małżeńskie. Z obliczonych dla parafii szczepanowskiej współczynników poligamii (tab. 5) wynika, że w okresie powułaszczeniowym spadła częstość zawierania powtórnych

Tab. 5. Wartości współczynników poligamii w parafii szczepanowskiej oraz ich przybliżenia dla parafii bejskiej [Piasecki 1977] i współczesnej Polski (obliczone na podstawie danych z *Roczników Demograficznych* 1968 i 1974)

Grupa	R_p
Szczepanowo 1820 - 54	1,48
Szczepanowo 1855 - 74	1,29
Bejsce, urodzeni w latach 1801 - 20	1,3 - 1,5
Bejsce, urodzeni w latach 1831 - 1850	1,2 - 1,4
Polska, ludność wiejska 1960	1,04 ^a - 1,06 ^b
Polska, ludność wiejska 1973	1,03 ^a - 1,09 ^b

^a — bez uwzględnienia powtórnych małżeństw osób rozwiedzionych,

^b — łącznie z rozwiedzionymi

małżeństw. W obydwu okresach wartość współczynnika jest jednak wyraźnie większa od jedności. Spadek wartości współczynników poligamii, wraz ze zmianą warunków ekologiczno-kulturowych, jest w świetle danych z tabeli 5 wyraźny. Wiąże się on zapewne ze spadkiem wymieralności osób dorosłych, a towarzyszą mu zmiany kręgów kojarzeń i intensywności działania doboru naturalnego. Szersza interpretacja roli „poligamii biologicznej” w terminach genetycznych zostanie przedstawiona dopiero w dalszych częściach opracowania materiałów z parafii szczepanowskiej, po opisie i przedyskutowaniu mierników inbredu i intensywności działania doboru naturalnego.

MAŁŻEŃSTWA A PRZESTRZENNA WYMIANA GENÓW

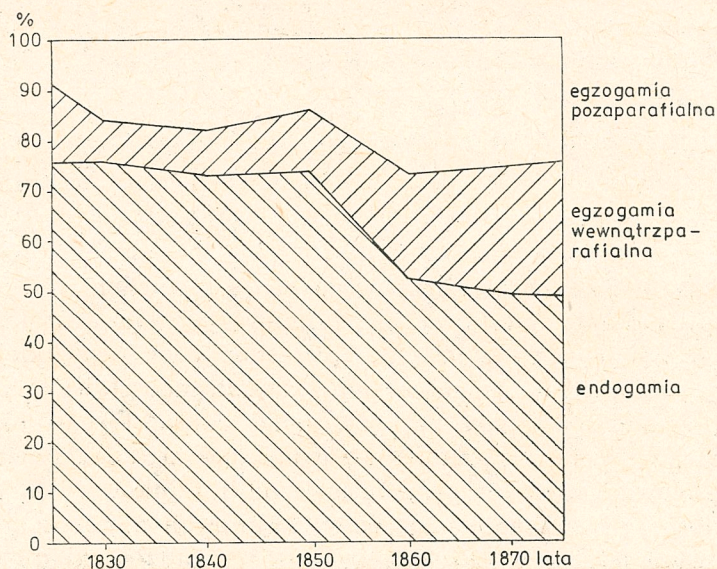
Ze względu na to, że parafia była najmniejszą jednostką administracyjną, w której prowadzono rejestrację ruchu ludności, w literaturze [Modrzevska 1948, Dobson i Roberts 1971, Cavalli-Sforza i Bodmer 1971, Eriksson i in. 1973a, b] przyjęło się traktować ją, w odniesieniu do międzygrupowej wymiany genów, jak pojedynczą jednostkę populacyjną. Wydaje się jednak, że — co najmniej w odniesieniu do niektórych regionów Polski — podejście takie nie jest uzasadnione. Parafie wiejskie składały się z kilku lub kilkunastu odrębnych osiedli, często stanowiących odrębne jednostki gospodarczo-społeczne, związane w zasadzie tylko formalną przynależnością do tej samej parafii. Ponadto liczba i granice parafii na danym terenie ulegały zmianom w zależności od możliwości zakładania nowych kościołów oraz innych czynników gospodarczych i organizacyjnych. Zatem, badając egzo- i endogamiczność kojarzeń należy raczej brać pod uwagę samodefiniujące się, ze względu na sposób rozmieszczenia ludności, jednostki — wsie.

Rejestry parafii szczepanowskiej prowadzone były w ten sposób, że można jedynie badać pochodzenie mężów kobiet mieszkających przed ślubem we wsiach należących do parafii (rejestracja matrylokalna). Z tego powodu w dalszych częściach pracy określenie „egzogamia” używane będzie tylko w odniesieniu do takich małżeństw, w których kobieta z danej wsi wyszła za mąż za mieszkańca innej miejscowości. Określenie „egzogamia wewnątrzparafialna” odnosi się do małżeństw, w których partner pochodził z innej niż partnerka wsi parafii szczepanowskiej; „egzogamia pozaparafialna” do małżeństw, w których mąż pochodził z innej parafii.

Jak wynika z informacji zawartych w tabeli 6 i na rysunku 1, granica parafii nie stanowiła żadnej przeszkody dla kojarzeń egzogamicznych, natomiast uwzględnianie jedynie egzogamii pozaparafialnej prowadzi do znacznego niedoszacowania stopnia wymiany partnerów pomiędzy jednostkami populacyjnymi.

Tab. 6. Małżeństwa endo- i egzogamiczne we wsiach parafii szczepanowskiej

Lata		Endogamia	Egzogamia		Razem
			wewnątrz- parafialna	poza- parafialna	
1820 - 24	N	47	9	6	62
	%	76±5	14±5	10±4	100
1825 - 34	N	100	10	21	131
	%	76±4	8±3	16±3	100
1835 - 44	N	73	8	19	100
	%	73±4	8±3	19±4	100
1845 - 54	N	87	12	18	117
	%	74±3	10±3	16±3	100
1855 - 64	N	75	32	38	148
	%	51±4	22±3	28±4	101
1865 - 74	N	64	36	31	131
	%	49±4	27±4	24±4	100



Rys. 1. Kształtowanie się endo- i egzogamii w przeciętnej wsi parafii szczepanowskiej

W badanym okresie zaszły znaczne zmiany w natężeniu endogamii (tab. 6, rys. 1). Również w tym przypadku zaznacza się podział na lata przed- i powłaszczeniowe. Wyraża się on spadkiem kojarzeń endogamicznych o około 25⁰/₀ (z ok. 75 na ok. 50⁰/₀). Poziom endogamii w parafii szczepanowskiej odpowiada obserwowanemu w wioskach parafii angielskich [K ü c h e m a n n i in. 1967] i osiedlach nowoangielskich [S w e d l u n d 1971] w XVIII - XIX wieku.

Znacznie dokładniejszych informacji o kojarzeniach pomiędzy partnerami z odległych od siebie jednostek populacyjnych dostarcza analiza odległości małżeńskich. Ze względu na pierwszorzędne znaczenie tej analizy w badaniach dotyczących wymiany genów pomiędzy grupami ludzkimi, w odniesieniu do odległości małżeńskich będzie tu również używane określenie „migracja”.

Przed przystąpieniem do analizy migracji dla „przeciętnej wsi”, należy upewnić się czy badane wsie nie wykazują zróżnicowania pod względem rozkładu odległości małżeńskich. Z danych zawartych w tabeli 7, dotyczących tych sześciu wsi, dla których w parafii szczepanowskiej istnieje ciągła rejestracja, wynika, że odległości małżeńskie nie różniły się pomiędzy wsiami w sposób istotny. Wahania parametrów rozkładów wynikają głównie z niewielkiej liczebności prób dla pojedynczych wsi.

Tab. 7. Odległości małżeńskie (w km) dla poszczególnych wsi

*W obliczeniach średnich i wariancji uwzględniano tylko małżeństwa zawarte w kręgu o promieniu 30 km (ponad 99 % ogółu małżeństw)

Wies	Wszystkie małżeństwa			Tylko małżeństwa egzogamiczne			% małżeństw zawartych w kręgu o promieniu:				
	N	\bar{x}	s	N	\bar{x}	s	0	5	10	15	20 km
Szczepanowo	125	3,5	5,3	55	8,7	3,8	56	77	89	96	99
Szczepankowo	112	3,7	5,7	48	8,6	5,9	57	74	88	94	98
Słaboszewo	111	2,1	4,3	35	6,7	5,2	69	85	95	98	99
Słaboszewko	62	2,9	6,5	19	9,5	8,5	69	86	90	92	95
Krzekotowo	83	2,6	4,4	29	7,4	4,4	64	81	94	97	99
Radtowo	93	2,8	4,8	33	8,0	4,8	65	79	93	97	100

Ponieważ badana parafia leży w otwartym, równomiernie zasiedlonym terenie, należało spodziewać się, że migracja miała charakter izotropowy, czyli odbywała się z taką samą częstością we wszystkich kierunkach, przy zachowaniu jednakowego rozkładu odległości małżeńskich. Sprawdzając słuszność tego przypuszczenia całość terenu okalającego każdą wieś podzielono na sektory odpowiadające stronom świata. Każdy sektor obejmował po 45° na prawo i lewo od kierunków N, S, W, E. Badano częstość występowania małżeństw, w których mężczyzna pochodził z miejscowości leżącej w określonym sektorze, oraz rozkłady odległości małżeńskich w sektorach. Ze względu na małe liczebności tak powstałych czterech prób dla każdej wsi oraz na skośność rozkładów odległości małżeńskich, obliczenia średnich odległości małżeńskich w sektorach wykonano po logarytmicznej transformacji skali odległości. Po rozpatrzeniu danych zawartych w tabeli 8 migrację można uznać za izotropową. W dwóch przypadkach (Szczepankowo i Krzekotowo) wystąpiły wprawdzie, po połączeniu liczebności dla dwóch sektorów o najmniejszej częstości zawartych małżeństw, istotne statystycznie odstępstwa od izotropowości, ale wydają się one wynikać z usytuowania tych wsi względem sąsiednich miejscowości, a nie z wybiórczej, co do kierunku, migracji. Połączone

Tab. 8. Egzogamia według kierunków

W wierszu *log* podano średnie arytmetyczne wartości logarytmów $-\log(x+1)$ – odległości małżeńskich (x). Testem chi-kwadrat oceniano odchylenia od równomiernego rozkładu liczebności na sektory (obserwacje dla sąsiadujących sektorów łączono ze względu na małe liczebności). W nawiasie ostatniej kolumny liczba stopni swobody. Istotność (na poziomie 0,05) oznaczono „+”

Wieś		Sektor				Ogółem	Chi-kwadrat	
		N	E	S	W			
Szczepanowo	<i>N</i>	5,5*	13,5	15	21	55	5,9	(2)
	<i>log</i>	0,9	1,0	0,8	0,8	0,9		
Szczepankowo	<i>N</i>	6	24	9	9	38	20,4+	(2)
	<i>log</i>	0,7	1,0	0,7	0,9	0,9		
Ślaboszewo	<i>N</i>	5,5	10,5	5,5	13,5	35	5,2	(2)
	<i>log</i>	0,7	0,9	0,9	0,7	0,8		
Ślaboszewko	<i>N</i>	3,5	6,5	2,5	6,5	19	2,6	(1)
	<i>log</i>	0,7	1,0	1,1	0,9	0,9		
Krzekotowo	<i>N</i>	16	1	7	6	30	8,5+	(1)
	<i>log</i>	0,8	0,6	1,0	0,8	0,8		
Radłowo	<i>N</i>	11	12	5	5	32	5,4	(2)
	<i>log</i>	0,9	0,9	0,9	0,9	0,9		
Razem	<i>N</i>	47,5	67,5	44	61	220	6,7	(3)

* w przypadku położenia miejscowości, z której pochodził partner; na granicy sektorów obserwacje rozdzielano po połowie do sektorów sąsiadujących ze sobą.

dane dla wszystkich wsi nie pozwalają na odrzucenie hipotezy o izotropowości migracji. Dalsza analiza została zatem wykonana na połączonych danych, traktowanych jako dane o pojedynczej przeciętnej wsi. Takie podejście umożliwiło znaczne podwyższenie liczebności materiału, konieczne dla otrzymania precyzyjnych wyników.

Jak można się było spodziewać z danych dotyczących egzogamii, rozkłady odległości małżeńskich dla okresu przed- i powłaszczeniowego różnią się znacznie (różnice istotne statystycznie w świetle testu Smirnova), natomiast brak istotnych różnic pomiędzy rozkładami samych tylko małżeństw egzogamicznych (tab. 9, rys. 2-4). We wszystkich dziesięcioleciach ponad 95% małżeństw zawierano w kręgu o promieniu nie przekraczającym 21 km.

Rozkłady odległości małżeńskich dla par egzogamicznych w robociu na stan cywilny nowożeńców w chwili ślubu nie różnią się istotnie pomiędzy sobą (test Smirnova, poziom 0,05). Podobnie, nieistotne różnice występują przy porównaniu rozkładów dla małżeństw egzogamicznych rozdzielonych ze względu na wiek nowożeńców. Powyższe fakty pozwalają wnioskować, że migracja w badanym mikroregionie miała charakter izotropowy nie tylko pod względem kierunków geograficznych, ale również struktury wieku i stanu cywilnego nowożeńców. Dla dalszych analiz wydaje się więc uzasadnione połączenie wszystkich danych o odległościach małżeńskich, szczególnie w odniesieniu do rozkładów samych tylko małżeństw egzogamicznych (rys. 5 i 6).

Tab. 9. Rozkłady odległości małżeńskich

Odległość km	1820 - 24 N	1825 - 34 N	1835 - 44 N	1845 - 54 N	1855 - 64 N	1865 - 74 N	Razem N
0	47	100	73	87	75	64	446
1	—	1	—	—	—	—	1
2	1	1	2	1	4	1	10
3	4	3	3	10	12	19	51
4	—	1	2	3	7	5	18
5	2	5	3	3	8	8	29
6	2	1	5	—	2	3	13
7	—	3	1	2	7	7	20
8	1	4	1	2	3	3	14
9	1	—	3	—	3	1	8
10	—	3	2	—	2	4	11
11	1	1	—	—	3	5	10
12	—	3	—	1	—	2	6
13	—	1	1	—	—	—	2
14	—	1	3	1	1	2	8
15	2	—	—	1	2	1	6
16	—	—	—	—	2	—	2
17	—	1	—	1	—	—	2
18	—	—	—	—	1	—	1
19	—	—	—	—	2	2	4
20	—	1	1	—	5	—	7
21	—	—	—	—	2	—	2
22	—	—	—	—	2	—	2
23	—	—	—	—	—	—	—
24	—	—	—	—	—	2	2
25	—	—	—	—	—	—	—
26	—	—	—	—	—	—	—
27	—	—	—	—	1	—	1
28	—	—	—	—	—	1	1
29	—	—	—	—	—	—	—
30	—	—	—	1	—	—	1
31—x	—	—	—	1	2	—	3
razem	62	130	100	114	148	130	682

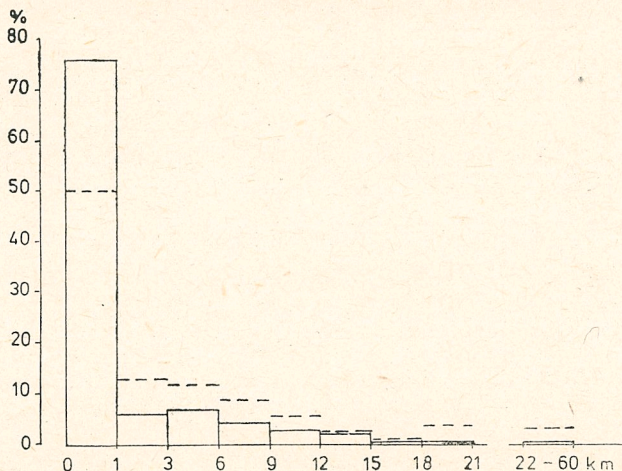
wszystkie małżeństwa

\bar{x}	1,5	1,9	2,0	2,2	4,7	3,8	2,9
s	3,4	4,0	4,0	6,2	7,3	5,5	5,5

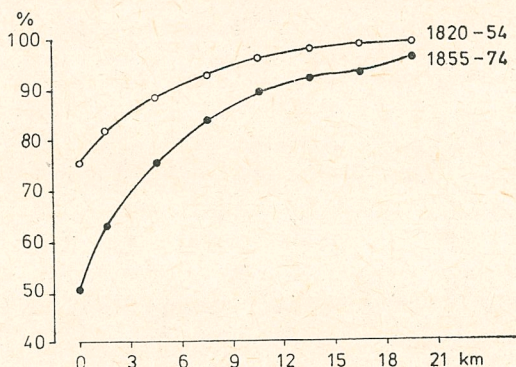
tylko małżeństwa egzogamiczne

N	15	30	27	27	73	66	236
\bar{x}	6,3	8,0	7,5	9,3	9,5	7,5	8,4
s	4,4	4,4	4,3	9,9	7,9	5,5	6,7

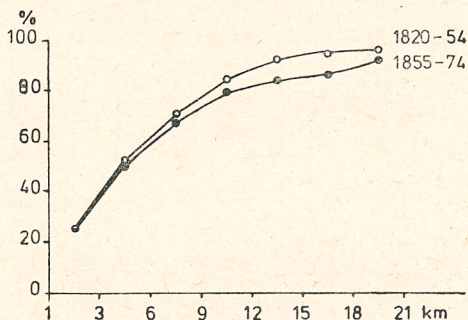
Pomimo izotropowości migracji rozkład małżeństw egzogamicznych według odległości miejsc zamieszkania narzeczonych jest wielomodalny. Trzy pierwsze wierzchołki występują regularnie w odległości: 3 - 4 km,



Rys. 2. Rozkłady odległości małżeńskich. — 1820 - 1854, - - - - 1855 - 1874

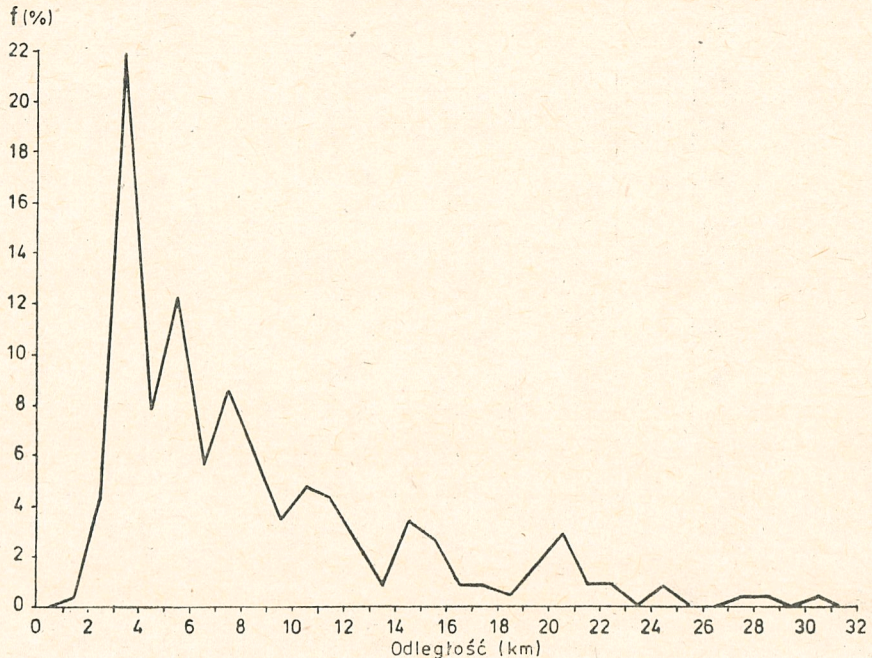


Rys. 3. Dystrybuanty odległości małżeńskich dla wszystkich małżeństw



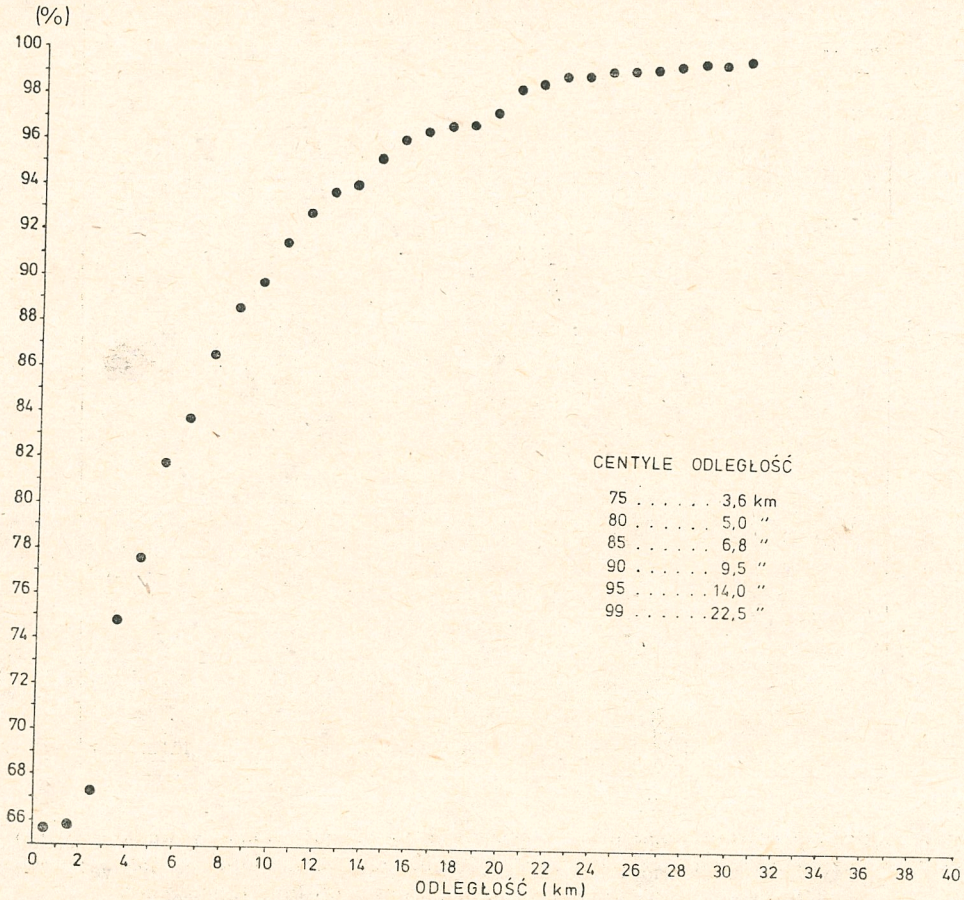
Rys. 4. Dystrybuanty odległości małżeńskich tylko dla małżeństw egzogamicznych

5 - 6 km, 7 - 8 km. Różnice częstości pomiędzy sąsiadującymi klasami odległości są tu bardzo duże, sięgając kilkudziesięciu procent większej wartości. Dalsze wierzchołki pojawiają się mniej regularnie, jednakże liczebności obserwacji są tam na tyle małe, że mogą powodować zatarcie regularności. Kwestię omówionych wahań liczebności łatwo wyjaśnić, gdy weźmie się pod uwagę, że teren wokół wsi nie jest zasiedlony równomiernie, a ludność skupia się w osiedlach. Badając odległości wsi bezpośrednio sąsiadujących ze sobą (sąsiedztwo pierwszego rzędu) stwierdza się, że wynoszą one średnio 3,6 km, wartości mody i mediany zaś 3,5 km. Odpowiednie wartości dla wsi sąsiadujących za pośrednictwem jednej miejscowości leżącej pomiędzy nimi (sąsiedztwo drugiego rzędu) wynoszą: 6,0, 5,5, i 5,5 km. Zatem wierzchołki w rozkładzie odległości małżeńskich odpowiadają przeciętnym odległościom pomiędzy wsiami.



Rys. 5. Rozkład częstości zawierania małżeństw egzogamicznych przez kobiety z wsi parafii szczepanowskiej według odległości miejsca zamieszkania nowożeńca. Uwzględniono tylko dane do 30 km (por. tab. 9) $N=233=100\%$

Biorąc pod uwagę nieduże zróżnicowanie wielkości osiedli na terenie parafii szczepanowskiej i wokół niej, oraz ich rozmieszczenie przestrzenne można stwierdzić, że w przypadku badanego mikroregionu mamy do czynienia z sytuacją niemal modelową pod względem rozmieszczenia ludności. Z mapy (rys. 7), na której punktami naniesiono jedynie położenie miejscowości, łatwo zorientować się, że teren pokryty jest równomiernie skupieniami ludności, z których każde, z pewnym oczywiście przybliżeniem, zawiera taką samą liczbę osobników. Jeżeli potraktujemy te skupienia (osiedla) jak jednostki populacyjne (np. grupy lokalne), to można orzec, że teren zasiedlony jest równomiernie, ale nie w sposób ciągły. Wydaje się, że jest to sytuacja typowa dla zamieszkałych równin. Do sytuacji tej można zatem zastosować model rozkładu egzogamicznych odległości małżeńskich [Henneberg 1976, 1978] w jego szczególnej postaci odnoszącej się do migracji izotropowej dwuwymiarowej. Dotyczy ona sytuacji, w której demy zawierające jednakowe liczby osobników o takiej samej strukturze płci i wieku oraz identycznym natężeniu egzogamii rozmieszczone są dwuwymiarowo w jednakowych odległościach ekologiczno-kulturowych od siebie. Prawdopodobieństwo zawarcia małżeństwa przez mieszkańca pochodzącego z danego demu z partnerem z jakiegokolwiek demu odległego o określoną liczbę jednostek „rzędu sąsiedztwa” (miara odległości ekologiczno-kulturowej, w najprostszej



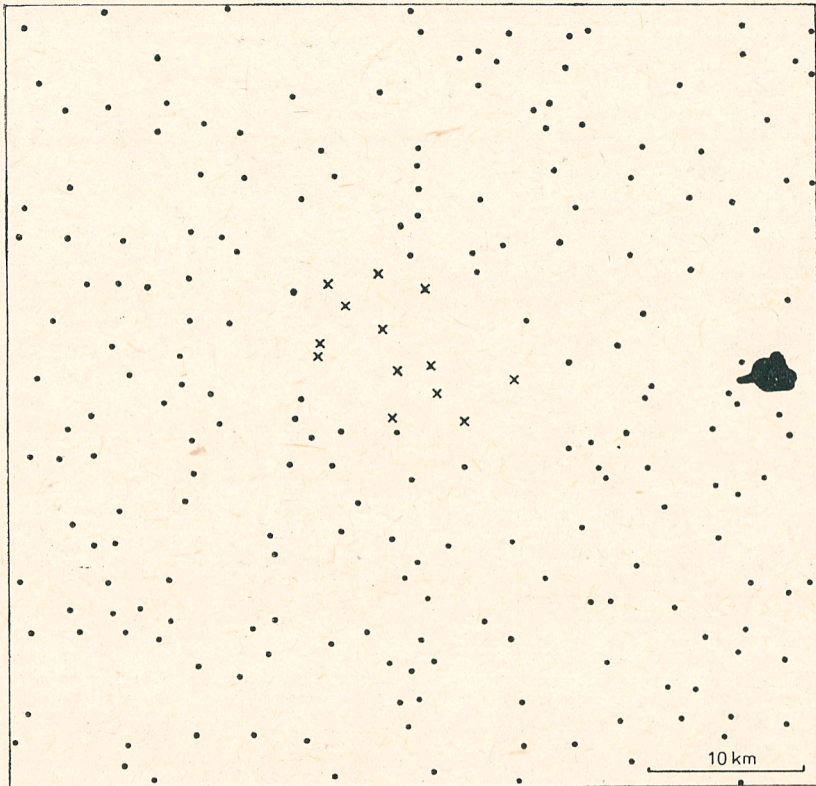
Rys. 6. Dystrybuanta odległości małżeńskich. Wszystkie małżeństwa zawarte w kręgu o promieniu 30 km ($N=679$)

postaci może to być np. liczba miejscowości leżących na drodze pomiędzy rozpatrywanymi demami +1) opisuje dla tej postaci modelu równanie:

$$P_{ON} = \left(\sum_{ON=1}^{\alpha} e^{-\frac{ON}{2\pi m}} \right)^{-1} e^{-\frac{ON}{2\pi m}}$$

gdzie: ON — rząd sąsiedztwa, m — współczynnik egzogamii (frakcja partnerów z innych miejscowości wśród ogółu nowożeńców), α — taki rząd sąsiedztwa, w którym wartość $e^{-\frac{ON}{2\pi m}}$ jest praktycznie równa zero (zwykle mniejsza od 0,001), 2π — parametr uwzględniający równomierne, dwuwymiarowe rozmieszczenie demów.

Wyniki zastosowania modelu przedstawione są w tabeli 10. Testem chi-kwadrat stwierdzono zgodność rozkładu teoretycznego, według przed-

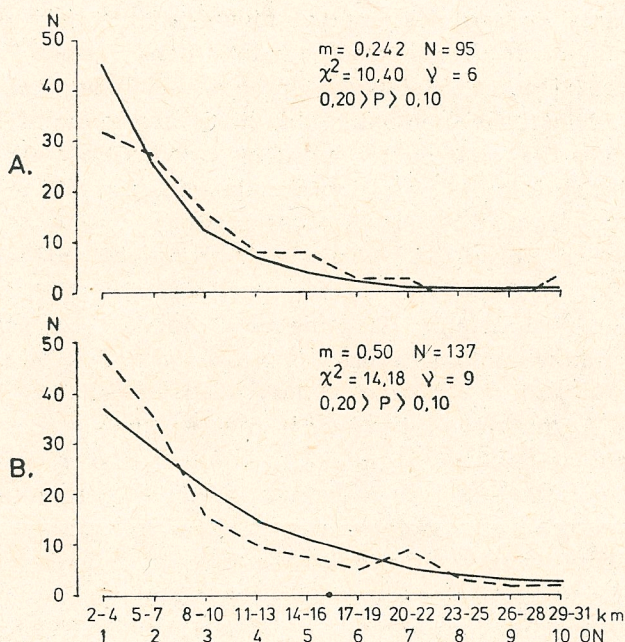


Rys. 7. Rozmieszczenie siedlisk na terenie byłego powiatu mogileńskiego i sąsiednich. Krzyżykiem oznaczono wsie parafii szczepanowskiej, plama w prawej części rysunku oznacza obecny zasięg aglomeracji miejskiej Inowrocławia

Tab. 10. Teoretyczny i faktyczny rozkład odległości małżeńskich w małżeństwach egzogamicznych.
Parafia szczepanowska 1820 - 74 r., $m=0,35$

ON	$P_{\text{teor.}}$	$N_{\text{teor.}}$	$N_{\text{fakt.}}$
1	0,36	80	80
2	0,24	54	52
3	0,15	33	25
4	0,09	20	28
5	0,06	13	14
6	0,04	9	12
7	0,02	4	6
8	0,02	4	4
9	0,01	2	—
10	0,01	2	2
	1,00	223	223

stawionego równania, z rozkładem empirycznym (chi-kwadrat = 9,29, $\nu = 9$, $0,30 < P < 0,50$). Równie dobrą zgodność otrzymano dla osobno potraktowanych danych z okresu przed- i powłaszczeniowego (rys. 8).



Rys. 8. Porównanie teoretycznego (—) i empirycznego (---) rozkładu odległości małżeńskich w małżeństwach egzogamicznych parafii szczepanowskiej w okresie przed- (A) i powłaszczeniowym (B)

Podsumowując analizę zawierania małżeństw w parafii szczepanowskiej, przeprowadzoną jako opis systemu kojarzeń, można stwierdzić, co następuje. Wiek rozpoczynania regularnego współżycia płciowego, wyraźnie przesunięty w stosunku do wieku osiągnięcia zdolności rozrodczej, wskazuje na wpływ czynnika kulturowego na ograniczenie długości okresu życia wykorzystywanego na efektywną reprodukcję. Wyraźnie zarysowujące się zjawisko poligamii biologicznej, wraz z wysokim natężeniem egzogamii, przy izotropowej migracji dwuwymiarowej zapewniały intensywną wymianę genów tak wewnątrz grup jak i pomiędzy nimi. Zmiany parametrów opisujących system kojarzeń w ciągu badanego okresu zachodzą równolegle ze zmianami warunków gospodarczo-społecznych i są najprawdopodobniej z nimi związane. Wspomniane zmiany ekologiczno-kulturowe wpływają przede wszystkim na zwiększenie intensywności międzygrupowej wymiany genów.

PŁODNOŚĆ — ANALIZA ODSTĘPÓW INTERGENETYCZNYCH

Ze względu na charakter materiału, niemożliwe było analizowanie płodności w powszechnie stosowany przez demografów sposób, czyli przez obserwację liczb urodzeń z grupy kobiet będących w wieku reprodukcyjnym, ponieważ wystarczająco dokładne odtworzenie struktury płci i wieku populacji żyjącej jest niemal niewykonalne, gdy dysponuje się jedynie metrykami urodzeń i zgonów a mobilność ludności jest znaczna.

Henry [1972] w szczegółowych opracowaniach wykazał użyteczność metody analizy odstępów pomiędzy kolejnymi urodzeniami (odstępów intergenetycznych) dla badania płodności w przypadku tego rodzaju materiałów, jakie istnieją dla parafii szczepanowskiej. Czas trwania odstępu intergenetycznego obejmuje ciążę, okres przemian zachodzących w organizmie kobiety po porodzie i umożliwiających jej kolejne zajście w ciążę trwający do momentu rozpoczęcia owulacji oraz okres od rozpoczęcia owulacji do zapłodnienia. Trwanie tych okresów uzależnione jest od licznych czynników biologicznych wpływających m. in. na zdolność do zapłodnienia (dotyczy to zarówno kobiety jak i jej partnera) i utrzymania ciąży oraz od czynników kulturowych regulujących częstość stosunków płciowych, ich rozkład w ciągu cyklu miesięcznego i rodzaj (kontrola urodzeń). Analiza płodności na podstawie odstępów jest szczególnie przydatna, gdy chodzi o szczegółowe rozpatrzenie czynników regulujących natężenie urodzeń oraz w przypadku niewielkich grup ludzkich, których nie da się badać metodami spisowymi. Poza odstępami intergenetycznymi obserwuje się trwanie odstępów protogenetycznych. Odstęp protogenetyczny to czas, jaki upływa od momentu rozpoczęcia regularnego współżycia płciowego (zwykle od ślubu) do chwili urodzenia pierwszego dziecka. Odstęp ten jest krótszy od intergenetycznego o okres regeneracji organizmu kobiety po porodzie. Warto jeszcze dodać, że w długość obydwu rodzajów odstępów wliczony jest również czas trwania ciąż zakończonych poronieniami i zaniku w organizmie kobiety ich skutków, o ile takie ciążę występują pomiędzy kolejnymi żywymi urodzeniami (ew. ślubem a pierwszym żywym urodzeniem).

Omówioną powyżej metodę zastosowano do danych zebranych przez odtworzenie historii rozrodu kobiet. Dla każdej kobiety zawierającej związek małżeński zakładana była karta indywidualna. Na karcie tej zapisywano informacje o wieku współmałżonków w chwili ślubu, dacie ślubu, miejscu ich pochodzenia, imionach rodziców, a w przypadku osób owdowiałych — również dane o poprzednim małżeństwie. Następnie w księgach urodzeń i zgonów wyszukiwane były zapisy odnoszące się do dzieci danej kobiety: imię dziecka, data i miejsce urodzenia, uwagi o urodzeniach nieślubnych, martwych i ojcach, oraz data i przyczyna zgonu, jeśli nastąpił on w mniej niż 10 lat po urodzeniu. Równocześnie wynotowywano, tam gdzie było to możliwe, daty i przyczyny zgonu małżonków. W przypadku wdów łączono informacje dotyczące dzieci z kolejnych mał-

żeństw. Różnica pomiędzy datą ślubu a datą urodzenia pierwszego w małżeństwie dziecka określała trwanie odstępu protogenetycznego, różnice pomiędzy datami urodzenia kolejnych dzieci — trwanie odstępów intergenetycznych.

Ze względu na przenoszenie się niektórych małżeństw poza granice parafii oraz na to, że dysponowano zapisami kończącymi się na 1874 roku, w wielu przypadkach nie było możliwe uzyskanie pełnych historii rodzin. Łącznie odtworzono dane o 1128 urodzeniach z 265 kobiet, w tym dla 161 kobiet o urodzeniach czterech i więcej (do 13) dzieci. Ponieważ w kilku przypadkach w historii rodzin występowały luki dające długości odstępów intergenetycznych ponad 8 lat, ostatecznie do analizy wykorzystano 842 odstępy intergenetyczne i 192 protogenetyczne. Często ($N = 35$, 13% pierwszych urodzeń ślubnych) wśród pierwszych urodzeń zdarzały się urodzenia z początek przedślubnych dające odstęp protogenetyczny krótszy niż 9 miesięcy. Odstępy te wyłączono z materiału otrzymując powyżej podaną liczbę rozpatrywaną w dalszym opracowaniu. W przypadku małżeństw zawartych przed 1832 rokiem, od którego zaczynają się zachowane księgi urodzeń, ustalenie kolejności odstępów nastęrczało niekiedy trudności. Na podobne trudności natrafiono przy odtwarzaniu historii rozrodu wdów, które pierwsze małżeństwo zawarły w innej parafii. Liczebności odstępów według ich kolejności i wieku kobiet podane są w tabelach 12, 13 i 14.

Ponieważ materiał historii rozrodczych nie dotyczy wszystkich mieszkańców badanej parafii, należało sprawdzić jego reprezentatywność. Porównanie odsetka martwych urodzeń i proporcji płci, obliczonych z informacji zawartych w kartach indywidualnych kobiet, z danymi ogólnej charakterystyki demograficznej [H e n n e b e r g 1977] pozwala przypuszczać, że odtworzone historie rodzin są reprezentatywne dla ludności mikroregionu. Świadczy o tym poniższe zestawienie:

	z kart indywidualnych	z całości materiału
martwe urodzenia (‰)	3,3	3,5
proporcja płci urodzonych	1,03	1,014

Badając przebieg rozrodu kobiet, które są płodne przez dwadzieścia kilka lat, trudno utrzymać ostry podział na okres przed- i pouwłaszczeniowy, a tym bardziej na dekady. Z porównania średniej długości odstępów proto- i intergenetycznych u kobiet rozpoczynających rozród w latach 1820 - 44 i 1845 - 74 (tab. 11) wynika, że brak jest istotnych różnic w płodności badanych małżeństw. W dalszym ciągu analizowano więc całość danych łącznie.

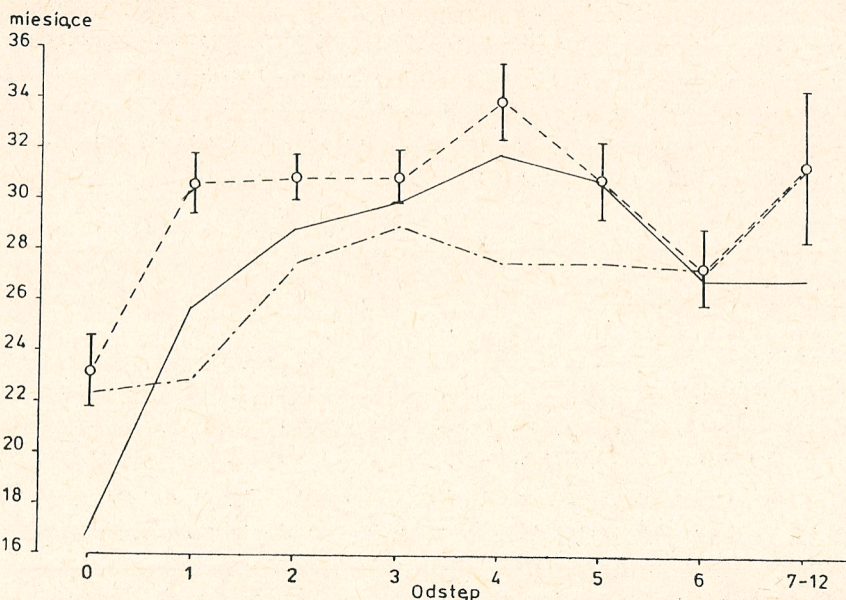
Trwanie odstępów intergenetycznych jest zróżnicowane ze względu na ich kolejność (tab. 12, rys. 9). Poczynając od pierwszego, odstępy ulegają wydłużeniu, aż do czwartego. Ze względu na skośność rozkładów, szczególnie dla odstępów o niższej kolejności, trend ten lepiej niż w średnich

Tab. 11. Średnia długość odstępów proto- (O) i intergenetycznych (w miesiącach) dla małżeństw zawartych w okresie przed- i powłaszczeniowym

Kolejność odstępu	1820 - 44		1845 - 74	
	\bar{x}	$E_{\bar{x}}$	\bar{x}	$E_{\bar{x}}$
0	24,0	2,4	23,0	1,4
1	28,1	1,6	30,8	1,6
2	31,5	1,6	30,9	1,2
3	30,8	1,6	30,8	1,6
4	33,3	2,2	33,4	2,3
5	31,2	2,8	30,3	1,9
6 - 9	31,6	2,5	28,1	1,4

Tab. 12. Odstępy proto- (0) i intergenetyczne (w miesiącach) według kolejności

Kolejność odstępu	<i>N</i>	\bar{x}	$E_{\bar{x}}$	<i>Me</i>	<i>s</i>	E_s
0	192	23,2	1,4	16,7	19,3	1,0
1	237	30,6	1,2	25,8	17,4	0,8
2	185	30,9	0,9	28,9	12,8	0,7
3	157	30,9	1,1	30,0	12,9	0,8
4	122	34,0	1,5	31,9	15,8	1,1
5	73	30,9	1,5	30,9	12,1	1,0
6 - 12				jak w tabeli 13		



Rys. 9. Długość odstępów proto- (0) i intergenetycznych według kolejności
 - - - - - wartości średnie i zakresy błędów dla całego materiału, ——— mediany dla całego materiału, - · - · - wartości średnie dla kobiet, które urodziły siedmioro i więcej dzieci

uwidacznia się przy rozpartywaniu median. Odstępy dalszej kolejności stają się coraz krótsze. Przyczyną takiego zachowania się wartości przeciętnych jest, jak można sądzić, to, że w materiale znajdują się kobiety o zróżnicowanej płodności. Te z nich, które rodziły częściej, a zatem i w krótszych odstępach, miały większą liczbę porodów osiągając oczywiście odstęp dalszej kolejności niż kobiety mniej płodne. Interpretację tę potwierdza porównanie wyżej omówionych danych z odpowiednimi danymi dla wybranej grupy kobiet, które urodziły co najmniej siedmioro dzieci (tab. 13, rys. 9). Warto zwrócić uwagę, że zmienność długości od-

Tab. 13. Odstępy proto- i intergenetyczne (w miesiącach) według kolejności. Dane tylko dla kobiet, które urodziły siedmioro lub więcej dzieci

Kolejność odstepu	<i>N</i>	\bar{x}	$E_{\bar{x}}$	<i>Me</i>	<i>s</i>	E_s
0	28	22,3	3,2	16,0	16,9	2,3
1	33	22,9	1,7	22,0	9,8	1,2
2	33	27,5	2,6	25,3	14,6	1,8
3	33	29,0	1,7	29,1	9,4	1,2
4	33	27,7	1,7	27,6	9,6	1,2
5	33	27,7	1,6	27,2	9,1	1,1
6	33	27,5	1,5	27,0	8,9	1,1
7 - 12	35	31,5	3,0	27,1	17,7	2,1

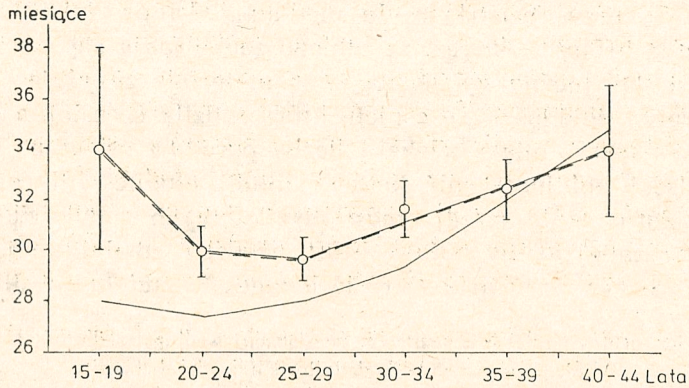
stępów w grupie wybranej jest mniejsza niż wśród wszystkich kobiet, co również przemawia za powyższą interpretacją.

Znacznie przejrzystszy obraz płodności kobiet w badanej grupie daje rozpatrzenie zależności długości odstępów intergenetycznych od wieku kobiet w chwili odbycia pierwszego z dwóch porodów wyznaczających odstęp (tab. 14, rys. 10). Należy pamiętać, że zastosowana tu klasyfikacja

Tab. 14. Odstępy intergenetyczne (w miesiącach) według wieku kobiet w chwili urodzenia rozpoczynającego odstęp (w latach)

Wiek	<i>N</i>	\bar{x}	$E_{\bar{x}}$	<i>Me</i>	<i>s</i>	E_s
15 - 19	29	34,0	3,9	28,1	22,7	2,8
20 - 24	201	30,0	1,0	27,5	14,2	0,7
25 - 29	261	29,7	0,8	28,1	12,8	0,6
30 - 34	201	31,7	1,1	29,4	15,5	0,8
35 - 39	127	32,5	1,2	32,0	13,9	0,9
40 - 44	23	34,0	2,6	34,8	12,4	1,8

według wieku powoduje, iż odstępę mierzą w zasadzie nie płodność kobiet np. 15 - 19 letnich, ale obejmują swoim zakresem czas nieco dłuższy, ponieważ odstęp rozpoczęty przez kobietę w danej klasie wieku trwa kilka lat (przeciętnie ok. 2,5 roku) i w związku z tym urodzenie kończące go może nastąpić, gdy matka znajdować się już będzie w następnej klasie wieku.



Rys. 10. Długość odstępów intergenetycznych według wieku kobiet w chwili porodu rozpoczynającego odstęp
 - - - - - średnie i błędy średnich, ——— mediany

Płodność kobiet w wieku około 20 - 30 lat pozostaje na jednakowym poziomie, potem zaś stosunkowo równomiernie maleje z wiekiem. Zjawisko mniejszej płodności kobiet bardzo młodych znane jest w demografii pod nazwą „jałowości młodych kobiet” [Wstęp do demografii 1967]. Najprawdopodobniej jest ona wynikiem niepełnej ogólnej dojrzałości roz-

Tab. 15. Zależność długości odstępów proto- (0) i intergenetycznych (w miesiącach) od ich kolejności i wieku kobiet (w latach)

Wiek	Odstęp	N	\bar{x}	$E_{\bar{x}}$	Me	s	E_s
15 - 19	0	56	26,0	2,5	20,1	18,8	1,8
	1	29	36,0	4,3	29,9	23,3	3,1
20 - 24	0	92	22,6	1,7	16,1	16,5	1,2
	1	107	31,2	1,6	27,3	16,1	1,1
	2	61	30,1	1,6	29,1	12,5	1,1
	3 - 4	33	26,4	1,6	25,0	9,2	1,1
25 - 29	0	44	21,1	2,2	16,4	14,6	1,6
	1	68	28,6	1,8	24,2	15,0	1,3
	2	74	29,1	1,7	27,6	11,3	0,9
	3	52	33,5	1,8	31,7	12,7	1,2
	4	36	30,1	1,9	31,1	11,7	1,4
	5 - 9	31	27,5	2,2	26,4	12,1	1,5
30 - 34	3	43	30,2	2,2	29,9	14,2	1,5
	4	40	38,3	3,1	30,6	19,7	2,2
	5 - 10	60	31,1	1,7	27,6	13,1	1,2
30 - 39	1	33	29,5	2,8	26,3	16,3	2,0
	2	50	33,9	1,8	33,0	13,1	1,3
35 - 39	3 - 4	41	33,9	2,2	33,1	13,8	1,5
	5 - 6	31	31,6	1,9	32,8	10,7	1,4
	7 - 12	30	29,5	2,6	28,0	14,1	1,8
40 - 44	4 - 10	23	34,0	2,6	34,8	12,4	1,8

rodzkiej organizmów „nastolatek”, występującej u nich mimo osiągnięcia dojrzałości płciowej w sensie wykształcenia podstawowych funkcji narządów rozrodczych.

Ponieważ kolejność urodzenia skorelowana jest z wiekiem matki, trudno rozstrzygnąć, który z tych dwóch czynników jest decydujący dla regulacji długości odstępów intergenetycznych. Rozpatrzenie liczb zawartych w tabeli 15, gdzie przedstawiono dane o odstępach klasyfikowanych równocześnie ze względu na kolejność i wiek, nie daje całkiem jasnego obrazu, wydaje się jednak, że wiek jest tu czynnikiem o większym niż kolejność znaczeniu.

Wydaje się, że czynniki regulujące długość odstępów mają charakter zbyt złożony, by dały się w prosty sposób uchwycić przy rozpatrywaniu różnic pomiędzy grupami wieku czy kolejnością. Posiadany materiał nie pozwala na pełną analizę tych czynników, można jednak wykazać wpływ zmiany partnera w małżeństwie i losów dzieci z urodzenia rozpoczynającego odstęp na płodność. Porównując długość odstepu protogenetycznego w pierwszym małżeństwie z odstępem pomiędzy powtórным zamążpójściem i urodzeniem pierwszego dziecka w drugim małżeństwie (tab. 16)

Tab. 16. Porównanie długości odstepu pomiędzy momentem zawarcia małżeństwa po raz pierwszy i drugi, a urodzeniem pierwszego w danym małżeństwie dziecka

	Małżeństwa zawarte po raz:		
	pierwszy		drugi
	wszystkie	z co najmniej 7 urodzeniami	
<i>N</i>	192	28	42
\bar{x}	23,2	22,3	19,2
$E_{\bar{x}}$	1,2	3,2	2,0

stwierdzamy, że w tym drugim przypadku odstęp trwa istotnie krócej, jeżeli porównać dane dla wszystkich kobiet, lub też jest równy odstepowi protogenetycznemu kobiet o wysokiej płodności. Pamiętając o spadku płodności z wiekiem i o tym, iż wdowy są przeciętnie starsze od panien, można by wysnuć wniosek, że o trwaniu odstepu decyduje nie tyle wiek, co okres trwania małżeństwa, od którego uzależniona jest częstość stosunków płciowych.

Porównując odstepy intergenetyczne, w których dzieci z rozpoczynającego je urodzenia przeżyły co najmniej trzy miesiące, z odstepami następującymi po martwym urodzeniu lub zgonie dziecka przed ukończeniem trzeciego miesiąca życia, stwierdzamy, że te ostatnie trwają znacznie krócej (tab. 17). Skrócenie odstepu intergenetycznego po okołoporodowym zgonie dziecka może być następstwem wcześniejszego podjęcia owulacji na skutek braku jej supresji przez laktację [Henry 1972, Chen i in. 1974]. Wydaje się jednak, że tłumaczyć je można również

Tab. 17. Długość odstępu protogenetycznego oraz odstępów intergenetycznych, w których pierwsze z urodzonych dzieci przeżyło co najmniej 3 miesiące (A) z takimi, w których urodziło się ono martwe lub zmarło w ciągu pierwszych trzech miesięcy życia (B)

	O	A	B	A+B
N	192	747	95	842
\bar{x}	23,2	32,5	21,1	31,2
$E_{\bar{x}}$	1,2	0,2	1,4	0,2

chęcią skompensowania straty dziecka i wynikającym z niej dążeniem małżonków do jak najszybszego powtórnego zapłodnienia. Warto zauważyć, że długość omawianego odstępu nie różni się w sposób istotny od czasu trwania odstępu protogenetycznego, w skład którego nie wchodzi okres poporodowej regeneracji organizmu kobiety i laktacji. Równocześnie jednak odstępowi protogenetycznemu przypada bezpośrednio po ślubie, kiedy to częstość stosunków płciowych jest większa niż w późniejszych latach pożycia małżeńskiego.

Z długości odstępów intergenetycznych można obliczać cząstkowe współczynniki płodności kobiet według wieku. Zwykle współczynniki te podaje się w formie wyrażającej liczbę urodzeń w ciągu roku z 1000 kobiet w wieku x . Obliczenia dokonuje się według wzoru:

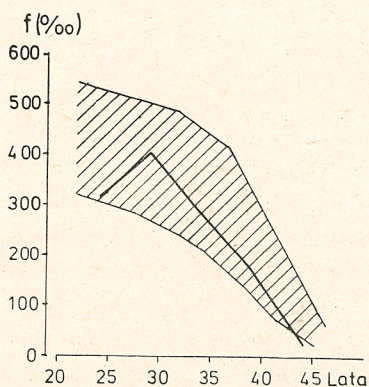
$$f_x = \frac{1000}{i_x}$$

gdzie: f_x — współczynnik płodności kobiet w wieku x , i_x — średnia długość odstępu intergenetycznego (w latach) stwierdzona u kobiet w wieku x . Należy jednak pamiętać, że tak odtworzone cząstkowe współczynniki płodności nie odnoszą się do wszystkich kobiet, a jedynie do tych, które w późniejszych latach swego życia pozostają płodne.

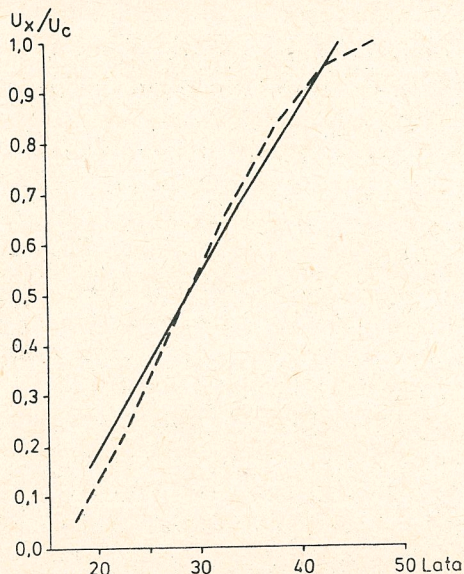
Tab. 18. Cząstkowe współczynniki płodności według wieku (w promilach) i względna kumulatywna liczba urodzeń (U_x/U_c). Dalsze objaśnienia w tekście

Wiek	f_x	U_x/U_c	f_x popr.
19	352	0,16	45
24	400	0,33	312
29	404	0,51	404
34	379	0,68	290
39	369	0,84	179
44	352	1,00	31

Obliczając współczynniki zawarte w tabeli 18 przyjęto, że średnie długości odstępów według wieku, obliczone w opisany poprzednio sposób (tab. 14), są typowe dla kobiet mających $x+i_x$ lat (x — średni wiek



Rys. 11. Współczynniki płodności w parafii szczepanowskiej (—) na tle zakresu spotykanego w populacjach niemaltuzjańskich (zakreskowany)



Rys. 12. Porównanie kumulatywnej względnej liczby urodzeń w parafii szczepanowskiej (—) ze standardem dla populacji niemaltuzjańskich (-----)

w danej klasie pięcioletniej). Celem oszacowania ogólnych współczynników płodności według wieku, porównywalnych z danymi najczęściej przedstawianymi przez demografów, obliczone wartości poprawiono (f_x popr. — tab. 18) na podstawie częstości zawierania małżeństw według wieku, oraz pochodzących z literatury [Pressat 1966, Henry 1972] informacji o proporcji kobiet kończących definitywnie rozród przed 45 rokiem życia. Porównując oszacowane współczynniki z danymi dla populacji niemaltuzjańskich [Pressat 1966] można stwierdzić, że w mikroregionie szczepanowskim natężenie urodzeń nie odchyliło się od obserwowanego w tych populacjach (rys. 11). Ponieważ w populacjach niemaltuzjańskich płodność jest dość silnie zróżnicowana, szczególnie co do ogólnego natężenia urodzeń, lepszą niż współczynniki f_x miarą jej charakteru jest kumulatywna względna liczba urodzeń [Henneberg 1975]. Wyraża się ją stosunkiem liczby urodzeń osiągniętych przez kobiety mające x lat (U_x) do całkowitej liczby urodzeń właściwej kobietom, które dożyły co najmniej 45 lat życia (U_c). Porównanie danych dla parafii szczepanowskiej ze standardem dla populacji niemaltuzjańskich nie wykazuje rozbieżności (rys. 12). Porównanie obliczonych w niniejszej pracy przeciętnych długości odstępów odpowiedniej kolejności i wieku z danymi dla parafii angielskiej [Küchemann i in. 1967] oraz parafii francuskich i szwajcarskich z XVII-XIX wieku [Henry 1972] nie

wykazało istotnych różnic. Można więc wnioskować, że pod względem płodności grupa mieszkańców badanego mikroregionu stanowiła typową populację niemaltuzjańską.

Termin „populacja niemaltuzjańska” jest tu użyty w odniesieniu tylko do zjawisk rozrodu. Oznacza on taką populację, w której rodzice nie planują ogólnej liczby dzieci, jaką chcieliby posiadać a jedynie regulują intensywność rozrodu ze względu na potrzeby chwili [Hanneberg 1975]. Warto zastanowić się pokrótce, czy chodzi tu o model populacji, w której istnieje tzw. „płodność naturalna”. Płodność naturalna, tak jak definiuje ją Henry [1972, str. 2], to płodność takiej populacji ludzkiej, która nie czyni rozmyślnych wysiłków celem ograniczenia liczby urodzeń. Wydaje się, że nie ma i nie może być jednego wspólnego wszystkim populacjom modelu płodności naturalnej dotyczącego natężenia urodzeń mierzonego bezwzględnyymi liczbami urodzeń z jednakowo liczyńch i równowiekowych grup kobiet. Szczególnie nieuzasadnione wydają się próby definiowania płodności naturalnej jako maksymalnego tempa rozrodu, do którego zdolne są organizmy ludzi ze względu na ich możliwości fizyczne [np. Weiss 1972]. Takiej płodności nie ma żadna populacja ludzka; pojęcie to tak zdefiniowane nie uwzględnia bowiem niezwykle istotnego faktu, że członkowie populacji ludzkiej (w każdym przypadku naturalnej, bo żyjącej w naturalnym otoczeniu) muszą pełnić wszystkie fizjologiczne i kulturowe funkcje zapewniające populacji trwałość w danych warunkach, a nie tylko zajmować się prokreacją. Zatem można przyjąć, że płodność danej populacji jest wypadkową całokształtu jej uwarunkowań ekologiczno-kulturowych.

Znaczne zróżnicowanie intensywności rozrodu w populacjach nie stosujących nowoczesnych form kontroli urodzeń, pomimo wspólnej dla nich krzywej płodności względnej według wieku [Weiss 1973, Henneberg 1975], wskazuje na doniosłą rolę warunków ekologiczno-kulturowych w regulowaniu tempa rozrodu. Istotnym składnikiem tej regulacji wydaje się być wpływ wspomnianego zespołu warunków na częstość i rytmikę stosunków płciowych. Wymagania technologiczno-organizacyjne prowadzić mogą np. do czasowej separacji małżonków. Ponadto w etnografii znanych jest wiele przykładów ograniczania tempa rozrodu w formie zwyczajowych lub religijnych norm dotyczących współżycia płciowego. Nie zawsze przy tym normy te mają na celu ograniczenie liczby urodzeń, są i takie systemy ideologiczne, które wymuszają dążenie do posiadania jak największej liczby potomstwa (np. Hutteryci).

Analiza rytmiki sezonowej urodzeń w parafii szczepanowskiej [Henneberg i Kozak 1976] sugeruje istnienie związku między różniącym się w poszczególnych miesiącach roku trybem życia dziewiętnastowiecznej ludności wiejskiej a natężeniem poczęć, również przedstawione w niniejszej pracy dane o wpływie powtórnego zamążpójścia i wczesnych zgonów potomstwa na długość odstępów proto i intergenetycznych

wskazują na zróżnicowanie częstości stosunków płciowych jako na ważny czynnik regulujący intensywność rozrodu. Czynnik ten zależy od skomplikowanego i zmiennego międzypopulacyjnie zespołu uwarunkowań ekologiczno-kulturowych i, jakkolwiek może być, nie zawsze jest regulowany zgodnie ze świadomymi dążeniami osobników do posiadania określonej liczby potomstwa. Warunki ekologiczno-kulturowe wpływają również na płodność, pomijając kwestie organizacyjno-społeczne i psychologiczne, chociażby przez wyznaczanie ilościowego i jakościowego poziomu odżywiania [Frisch i Mc Arthur 1974]. Ostatecznie więc, można wnioskować, że płodność w badanej grupie ludzkiej, jakkolwiek różniąca się intensywnością od obserwowanej w innych grupach, była naturalna w tym sensie, że w głównej mierze odzwierciedlała nieuświadomiany bezpośrednio przez rodziców wpływ kompleksu warunków ekologiczno-kulturowych, a nie ich świadome dążenie do posiadania z góry wyznaczonej, ograniczonej liczby potomstwa.

PIŚMIENNICTWO

1. Cavalli-Sforza L. L., Bodmer W. F., *The Genetics of Human Populations*, Freeman and Comp., San Francisco 1971. * 2. Chen L. C., Shamsa A., Gesche M., Mosley W. H., *Population Studies*, 1974, 28, 277. * 3. Dobson T., Roberts D. F., *Journal of Biosocial Science*, 1971, 3, 193. * 4. Eriksson A. W., Fellman J. O., Workman P. L., Lalouel J. M., *Human Heredity*, 1973a, 23, 422. * 5. Eriksson A. W., Eskola M.-R., Workman P. L., Morton N. E., *Human Heredity*, 1973b, 23, 511. * 6. Frisch R. E., McArthur J. W., *Science*, 1974, 185, 13. * 7. Henneberg M., *Przegl. Antrop.*, 1975, 41, 76. * 8. Tenże, *Izolacja grup ludzkich przez odległość. Model rozkładu odległości małżeńskich*, [w:] *Badania populacji ludzkich na materiałach współczesnych i historycznych*, UAM, Poznań 1976, 117. * 9. Tenże, *Przegl. Antrop.*, 1977, 43, 67. * 10. Tenże, *Studies in Phys. Anthrop.*, 1978, 5, (w druku). * 11. Henneberg M., Kozak J., *Przegl. Antrop.*, 1976, 42, 19. * 12. Henry L., *On the Measurement of Human Fertility*, Elsevier, Amsterdam 1972. * 13. Holzer Z., *Demografia*, PWE, Warszawa 1970. * 14. Küchemann C. F., Boyce A. J., Harrison G. A., *Human Biology*, 1967, 39, 251. * 15. Modrzewska K., *Ann. Univ. M. Curie-Skłodowska, sectio B*, 1948, 3, 79. * 16. Piasecki E., *Przeszłość Demograficzna Polski*, 1975, 3, 69. * 17. Tenże, *Przegl. Antrop.*, 1977, 43, 309. * 18. Pressat R., *Analiza demograficzna*, PWN, Warszawa 1966. * 19. *Rocznik Demograficzny 1945 - 1966*, GUS, Warszawa 1968. * 20. *Rocznik Demograficzny 1974*, GUS, Warszawa 1974. * 21. Swedlund A. C., *The Genetic Structure of an Historical Population*, Dept. of Anthropology, Univ. of Massachusetts, Amherst 1971. * 22. Weiss K. M., *Am. J. Phys. Anthrop.*, 1972, 37, 337. * 23. Tenże, *Human Biology*, 1973, 45, 195. * 24. *Wstęp do demografii*, PWE, Warszawa 1967.

Zakład Antropologii UAM
ul. Fredry 10
61-701 Poznań

EVALUATION DE LA DYNAMIQUE BIOLOGIQUE DE POPULATION RUSTIQUE
DU XIX^e SIÈCLE HABITANT LA RÉGION DE GRANDE — POLOGNE
II. SYSTÈME DE SÉLECTION AU MARIAGE ET FÉCONDITÉ

par MACIEJ HENNEBERG

La présente étude porte sur la partie des résultats (concernant contractation des mariages et fécondité) qui ont été obtenus des actes de naissances à la paroisse de Szczepanowo située dans la partie nord de la Pologne Centrale. Le but général de ces recherches consiste à obtenir des informations concernant les changements qui avaient lieu dans la poule de gènes du peuple polonais au temps des changements socio-économiques en Grande — Pologne. La caractéristique démographique générale de cette paroisse a été présentée dans l'étude précédente (Henneberg 1977 a). Sur la base de cette caractéristique on peut conclure que la région de Szczepanowo était habitée par un groupe représentatif pour la population rustique du XIX^e siècle vivant en Grande — Pologne. La présente étude fournit des informations détaillées sur les contractations de mariages et sur la fécondité. Ces données basent sur l'analyse de l'âge, du lieu de naissance, de la condition sociale (avant le mariage) des nouveaux — mariés et des intervalles entre les naissances successives des enfants. L'âge moyen des nouveaux — mariés par rapport au sexe et à la condition sociale est présenté au tableau 1. L'âge moyen au moment du mariage était pareil à celui qu'on observait en Pologne dans les années 1931 - 1959. La corrélation que présente l'âge des nouveaux — mariés quoique statistiquement significative est relativement basse (Tab. 3-4). Malgré que la population de paroisse examinée était en principe monogamique (les catholiques) il y avait une importante "poligamie biologique" résultant des remariages des personnes veuves. L'indice de poligamie — R_p — calculé comme le nombre des mariages contractés en moyenne par chaque individu dépasse nettement la valeur 1 (Tab. 5). Il en résulte qu'il y avait ici une probabilité de diverses combinaisons de génomes plus grande que dans le cas de monogamie absolue. L'analyse des migrations des mariés (migration dans le sens de l'échange de gènes entre les groupes) a montré que celle — ci était intensive et isotrope. La distribution des distances entre les localités habitées par les futures mariés correspond aux prévisions faites à la base du modèle de migration à deux dimensions, isotrope, permanente (Henneberg 1976, 1978). Les caractéristiques exprimés en chiffres et les informations se rapportant à ceux — ci sont montrés aux tableaux 6-10 et dans les figures 1-8. Le niveau d'endogamie observé à la paroisse de Szczepanowo au XIX^e siècle ressemblait à celui des paroisses anglaises du XVIII^e-XIX^e siècles. L'analyse de la fécondité est basée sur les observations des intervalles proto — et intergénéti-ques. Les valeurs des distributions de longueur de ces intervalles ayant égard à la successivité de naissances et à celle d'âge des femmes sont présentées aux tableaux 10-15. La durée des intervalles proto- et intergénéti-ques à la paroisse de Szczepanowo était pareille à celle observée en Europe de l'Ouest avant la propagation sur une vaste échelle des techniques de contrôle des naissances. De la durée des intervalles proto- et intergénéti-ques et à la base des informations supplémentaires sur des proportions des sujets nonmariés qui avaient prématurément perdu leurs possibilités de procréation, on a évalué les coefficients partiels de fécondité selon l'âge (Tab. 18). Ces coefficients se renferment dans le cadre déterminé par les coefficients correspondants calculés pour les diverses populations nonmalthusiennes historiques et contemporaines. La forme de la fonction de fécondité mesurée à l'aide des nombres des naissances, ceux-ci étant cumulatifs et relatifs, par rapport à l'âge dans le groupe examiné est typique pour les populations nonmalthusiennes (Fig. 12).

BIOLOGICAL DYNAMICS OF A POLISH RURAL COMMUNITY IN THE XIX CENTURY

II. SYSTEM OF MATING AND FERTILITY

by MACIEJ HENNEBERG

The paper presents a part (concerning marriages and fertility) of the study undertaken within Biological History of Human Populations Research Program on the data derived from the registers of Szczepanowo parish (situated in the northern part of Central Poland). The general aim of the study is to obtain information on changes in gene pools of the Polish populace occurring in the period of socio-economic change in this part of Poland. The general demographical characteristics of the parish has been presented in the earlier paper (Henneberg 1977a). On grounds of this characteristics it may be concluded that the region of Szczepanowo was inhabited by a group of people being a sample representative for the 19th century Great Poland rural populace. This paper gives a detailed information on marriages and fertility based on the analysis of age, place of origin and previous marital status of spouses and intervals between births.

Average age of spouses with regard to their sex and previous marital status (maids, bachelors, widowed) is presented in table 1. The age at marriage in Szczepanowo parish was similar to that observed in Poland in the years 1931-59. Correlation of bride's and bridegroom's ages though statistically significant is relatively weak (see table 3-4). Although the populace of Szczepanowo parish was in principle exclusively monogamic (Roman Catholics) there was a high amount of "biological polygamy" due to remarriages of widowed persons. The index of polygamy — R_p — calculated as a number of marriages contracted by an average person from the group is clearly higher than 1.0 (see table 5) showing increased, in comparison with absolute monogamy, possibility for various genome recombinations. From the analysis of marital distances it follows that the migration (in the terms of gene exchange among groups inhabiting separate settlements) was intense and isotropic. The distribution of marital distances fits closely predictions from the model of two dimensional isotropic permanent migration (Henneberg 1976, 1978). For numerical characteristics of marital distances distribution and related information see tables 6-10 and fig. 1-8. The level of endogamy in the investigated region was during the 19th century similar to that found in parishes of England and New England in 18th-19th century.

The analysis of fertility is based on observation of protogenetic and intergenetic intervals. Parameters of birth spacing (in months) with respect to parity and age of women are given in tables 10-15. Duration of proto- and intergenetic intervals in Szczepanowo parish is similar to that found in Western Europe previous to widespread use of contraceptive techniques. From the duration of birth intervals combined with additional information on the proportion of unmarried and prematurely sterile persons there are estimated age-specific birth rates (table 18). These rates fall within the range defined by respective rates for various historical and modern non-Malthusian populations. The shape of fertility function as measured by the age-specific relative cumulative number of births is in the investigated region typical for non-Malthusian populations (see fig. 12).

ANTROPOLOGICZNE OPRACOWANIE MATERIAŁÓW SZKIELETOWYCH
Z DĄBRÓWKI KOŚCIELNEJ WOJ. POZNAŃ

Materiał będący przedmiotem opracowania pochodzi z badań wykopaliskowych prowadzonych w lipcu 1977 roku w Dąbrówce Kościelnej (gmina Kiszkowo, woj. poznańskie) przez Cz. Strzyżewskiego z Muzeum Archeologicznego w Poznaniu. W lesie z dala od osiedli ludzkich, odkryto grób wczesnośredniowieczny (X - XI wiek), z obstawą kamienną, zawierający 4 jamy grobowe. Materiał kostny stanowiły 4 szkielety osobników dorosłych zachowane w dobrym stanie (z wyjątkiem zniszczonej czaszki nr 3). Kość piszczelowa szkieletu nr 2 była zdeformowana na skutek nieprawidłowego zrośnięcia po wieloodłamowym złamaniu. Na głowach kości udowych szkieletu nr 1 zaznaczone były wyraźne zmiany patologiczne typu artretycznego. Przy szkielecie nr 4 znaleziono kabłączek skroniowy i grot żelazny. Oceny wieku dokonano analizując obliterację szwów czaszkowych i nasilenie procesów inwolucyjnych w nasadach kości długich. Dla określenia płci wykryzowano cechy miednicy, urzeźbienie kości długich oraz cechy charakterystyczne na czaszce. Wszyscy osobnicy byli płci żeńskiej.

Do rekonstrukcji wysokości ciała zastosowano metodę Trotter i Glesser. Wartości tej cechy dla poszczególnych szkieletów są następujące: 1. 160,8 cm, 2. 171,4 cm, 3. 154,0 cm (średnia — 162,1 cm). Wartości wybranych cech metrycznych zestawiono w tabeli.

Nr	Cecha	Wiek	<i>g-op</i>	<i>eu-eu</i>	<i>ft-ft</i>	<i>au-au</i>	<i>ast-ast</i>	<i>mf-ek</i>	<i>mf-mf</i>	<i>ba-b</i>	<i>mst-mst</i>
1		50 - 60	186	131	110	126	110	38	23	134	108
2		60 - 70	193	133	98	122	117	39	25	146	114
3		20 - 25	—	—	—	—	—	—	—	—	—
4		30 - 35	185	135	94	—	—	—	—	—	—

Porównanie szkieletów z Dąbrówki Kościelnej ze szkieletami z Ostrowa Lednickiego przeprowadzono metodą Penrose'a, korzystając ze wzoru $C_R^2 = C_H^2 - C_Q^2 + k C_Q^2$ i wybranych cech metrycznych. Badani osobnicy poważnie odchylają się od średnich wartości dla grupy z Ostrowa Lednickiego ($C_R^2 = 4,10$). Nie należy jednak wysuwać zbyt daleko idących wniosków, ponieważ zbadane 4 szkielety nie można uznać za reprezentatywną próbę jakiegokolwiek populacji.

Grażyna Powązka, Grażyna Woźniak
Zakład Antropologii UAM
w Poznaniu