

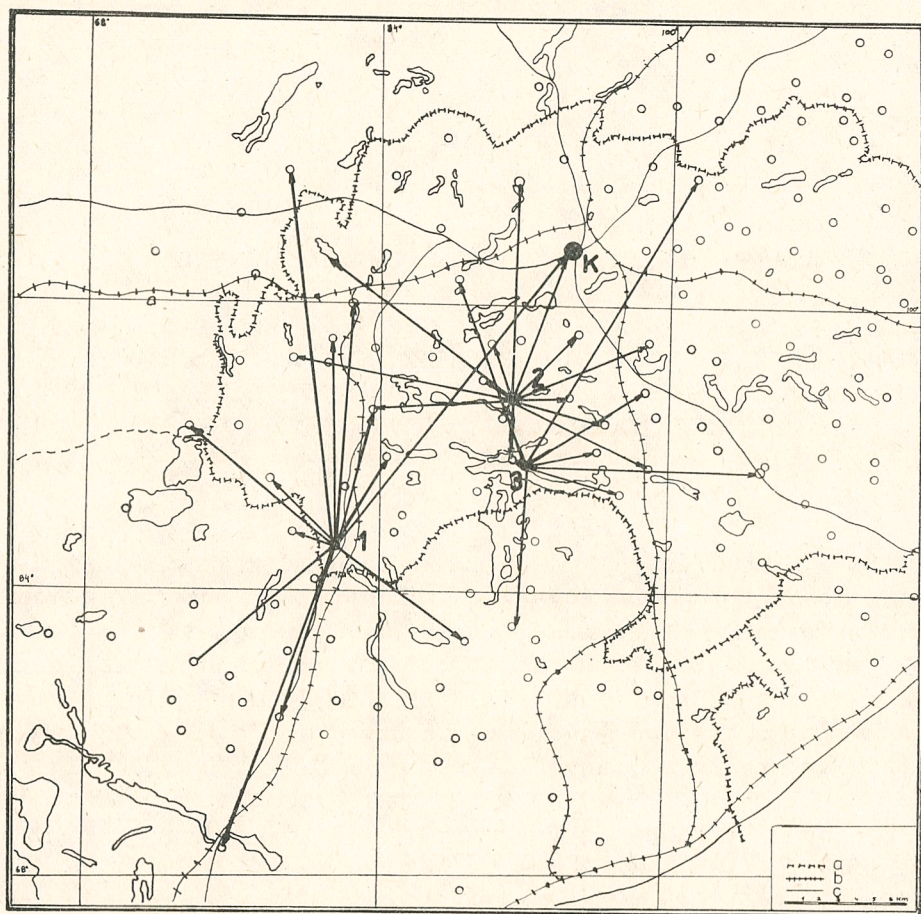
WŁODZIMIERZ BERDYCHOWSKI I MACIEJ HENNEBERG

WSTĘPNA OCENA STANU BIOLOGICZNEGO LUDNOŚCI WIEJSKIEJ Z OKOLIC KOŚCIERZYNY NA PODSTAWIE WYBRANYCH DANYCH O RUCHU NATURALNYM I WĘDRÓWKOWYM

Okolice Kościerzyny należą do południowej części obszaru kaszubszczyzny. Obszar ten, obejmujący tereny wokół Pucka, Lęborka, Wejherowa, Kartuz i Kościerzyny, zamieszkuje licząca około trzystu tysięcy osób autochtoniczna grupa ludności słowiańskiej wyodrębniająca się ze względu na drobne cechy kulturowe (m. in. dialekt). Zainteresowanie polskich antropologów fizycznych ludnością kaszubską datuje się od lat dwudziestych, kiedy to badania na wskazanym obszarze prowadzili: J. Talko-Hryncewicz, K. Stołyhwo, A. Wrzosek i M. Ćwirko-Godycki. Badania te rozwijały się w całym okresie międzywojennym [Wrzosek, 1938; Ćwirko-Godycki i Wrzosek, 1937]. Po wojnie dzięki inicjatywie T. Dzierżykray-Rogalskiego przeprowadzono szeroko zakrojone badania mieszkańców Półwyspu Helskiego dotyczące nie tylko cech fizycznych, ale również kwestii ruchu ludności. Obserwacje cech morfologicznych ludności powiatu kościerskiego przeprowadziła J. Gładkowska-Rzeczycska [1968]. Autorka ta stwierdziła zgodność własnych wyników z danymi badań przedwojennych ludności kaszubskiej, wskazując na specyfikę morfologiczną tej grupy. Ma ona sugerować nawiązywanie dzisiejszych Kaszubów do dawnych mieszkańców Pomorza oraz pewien stopień ich odrębności biologicznej od ludności sąsiednich terenów.

Odrębność cech morfofunkcjonalnych określonej grupy ludzkiej kształtuje się i utrzymuje na skutek specyficznego przebiegu procesów przystosowawczych. Decydujące znaczenie mają tu zjawiska dotyczące stanu i przemian puli genów. Spośród nich, w okresach obejmujących nie więcej niż czas życia kilkuset pokoleń, za najistotniejsze uznać należy dobór naturalny i izolację.

Celem niniejszego opracowania jest próba opisu, na podstawie danych o ruchu ludności, sposobności do działania doboru naturalnego oraz stopnia wsobności w uznawanej za kaszubską grupie ludności zamieszkującej wsie w okolicach Kościerzyny.



Rys. 1. Rozmieszczenie siedlisk w okolicach Kościerzyny (K): 1 — Raduń, 2 — Wąglikowice, 3 — Wdzydze Kiszewskie. Strzałki oznaczają preferowane kierunki kojarzeń egzogamicznych: a — granice dawnych powiatów, b — linie kolejowe, c — drogi

Jako materiał do niniejszego opracowania wykorzystaliśmy dane ankietowe zebrane w latach 1975 - 1976 przez pracowników Zakładu Morfologii i Biomechaniki Człowieka WSWF w Gdańsku wśród mieszkańców wsi Raduń, Wąglikowice, Wdzydze Kiszewskie i okolicznych osiedli (rys. 1). Dane zebrane na podstawie wywiadów wśród 165 małżeństw obejmują następujące informacje: miejsca urodzenia małżonków, ich rodziców i dzieci, daty urodzenia małżonków oraz ich dzieci, ewentualnie przyczynę i datę zgonu dziecka, liczbę i daty poronień, wiek menopauzy kobiety, środki i metody kontroli urodzeń — natężenie ich stosowania. Wywiad dotyczący rozrodu zbierano od każdego z małżonków oddzielnie, a następnie konfrontowano celem podwyższenia wiarygodności uzyskanych informacji. Materiał ankietowy uzupełnialiśmy wybranymi, publikowanymi danymi demograficznymi [S o b c z a k, 1966, *Rocznik Demograficzny* 1968 i 1974].

Na podstawie wymienionych danych mogliśmy uzyskać informację o odległościach małżeńskich i — oczywiście — natężeniu egzogamii, dla dwóch pokoleń (badani i ich rodzice), a więc sięgającą początków naszego stulecia, oraz o odległościach rodzice-dziecko. Odległość pomiędzy miejscami urodzenia odpowiednich osób mierzyliśmy (na mapie o podziałce 1 : 100 000) jako najkrótszy dystans przy wykazanej na mapie sieci dróg. Tak przygotowane informacje o ruchu wędrownym, wraz z danymi o gęstości zaludnienia i strukturze ludności według wieku, posłużyły do oszacowania współczynników spokrewnienia za pomocą metod podanych przez G. Mallecota [Cavalli-Sforza i Bodmer, 1971] i M. Henneberga [1976a, 1978]. Celem oceny sposobności do działania doboru naturalnego należy dysponować informacjami o strukturze wymieralności i płodności. Znając proporcję osób zmarłych przed osiągnięciem dojrzałości płciowej wśród ogółu urodzonych oraz wariancję i średnią liczbę urodzeń w rodzinach kompletnych, obliczaliśmy wskaźnik całkowitej sposobności do selekcji [Crow, 1958]. Wskazane powyżej dane można było uzyskać z zbranego wywiadu. Bardziej szczegółową ocenę sposobności do działania doboru naturalnego przez różnicową wymieralność umożliwia zastosowanie wskaźnika stanu biologicznego [Henneberg i Piontek, 1975]. Uwzględnia on poza wymieralnością młodocianych również strukturę zgonów w okresie zdolności do rozrodu wraz z natężeniem strat rozrodczych, powodowanych przez zgony dorosłych w różnym wieku. Celem obliczenia tego wskaźnika musieliśmy uciec się do odpowiednich danych demograficznych dla ludności wiejskiej województwa gdańskiego. Ocenę sposobności do działania doboru naturalnego przez różnicową płodność można pogłębić, badając zróżnicowanie zdolności rozrodczej stadeł. Zdolność rozrodczą pary małżeńskiej mierzy się przez obliczenie przeciętnej, standaryzowanej odpowiednio do wieku kobiety i kolejności urodzeń, długości odstępów intergenetycznych [Henneberg, 1976b]. Długość odstępów intergenetycznych obliczaliśmy z danych ankietowych jako różnicę pomiędzy datami urodzenia kolejnych dzieci.

OKREŚLENIE STOPNIA IZOLACJI

Przy stałej liczebności zdolnych do kojarzeń osobników w grupach lokalnych (zbiorach osób zamieszkujących w jednej miejscowości) o genetycznych skutkach izolacji rozrodczej decyduje natężenie międzygrupowej wymiany partnerów uczestniczących w rozrodzie. Najprostszą więc informację uzyskać możemy rozpatrując liczby małżeństw zawartych pomiędzy osobami urodzonymi w tej samej miejscowości (małżeństwa endogamiczne). Wśród badanych 165 małżeństw stwierdziliśmy 43 związki tego typu — współczynnik endogamii wynosi więc 0,261. Wskazuje to na bardzo znaczne natężenie międzygrupowej wymiany genów. Podobnie kształtowała się endogamia w pokoleniu poprzednim. Wśród 154 par rodziców ankietowanych kobiet wystąpiły 34 związki endogamiczne (współczynnik en-

dogamii 0,221), a na 129 par rodziców badanych mężczyzn przypadły 42 takie związki (współczynnik endogamii 0,326). Łącznie wśród rodziców osób badanych współczynnik endogamii wynosił 0,269. Mniejsze liczebności par rodziców wynikają stąd, że nie wszyscy ankietowani potrafili podać wiarygodną informację co do miejsc urodzenia swoich rodziców.

Dla stanu puli genów znaczenie ma nie tylko natężenie wymiany osobników uczestniczących w kojarzeniach, ale również odległość, na jaką wymiana ta się odbywa. Dokładniej, nie chodzi tu o odległość geometryczną, ale o stopień niepodobieństwa pul genów grup wymieniających osobniki. W wielu przypadkach jednak odległość geograficzna jest wystarczającym przybliżeniem miary różnic pomiędzy pulami genów.

Z tych względów wykonaliśmy analizę rozkładów odległości małżeńskich oraz odległości pomiędzy miejscami urodzenia rodziców i dzieci. Ponieważ w przypadku wymiany genów chodzi nie tyle o absolutną wielkość dystansu geograficznego co o zakres grup, które uczestniczą w wymianie, odległość wyrażaliśmy w jednostkach „rzędu sąsiedztwa” (ON). Szczegóły dotyczące sensu tego pojęcia zostały podane uprzednio [Henneberg, 1976a], przypomnimy tylko, że w przypadku braku barier natury fizycznej lub kulturowej, za odległe o jeden rząd sąsiedztwa uznamy grupy zamieszkujące miejscowości, pomiędzy którymi nie leży żadna inna osada, o dwa rzędy sąsiedztwa takie, pomiędzy którymi położona jest jedna miejscowość, o trzy rzędy — dwie miejscowości, itd. Ponieważ zarówno na badanym obszarze, jak i na sąsiadujących z nim terenach rozmieszczenie przestrzenne osiedli jest stosunkowo równomierne, celem przekształcenia skali odległości z kilometrów na jednostki ON wystarczy wykonać dzielenie tej pierwszej skali przez średnią odległość pomiędzy osiedlami. W naszym przypadku odległość ta obliczona z mapy wynosi 3,6 km. Dla pozabawionego barier izolacyjnych obszaru, na którym migracja odbywa się izotropowo i dwuwymiarowo, rozkład odległości małżeńskich wyrażanych w jednostkach ON ma tylko jeden parametr — natężenie egzogamii [Henneberg, 1976a, 1978]. Tę ostatnią wielkość mierzy współczynnik m . Jego wartość liczbową jest różnicą pomiędzy jednością a współczynnikiem endogamii. W rozważanej modelowej sytuacji prawdopodobieństwo zawarcia małżeństwa przez partnerów, pochodzących z grup odległych o określony rząd sąsiedztwa (P_{ON}), obliczane względem wszystkich małżeństw egzogamicznych, opisuje formuła:

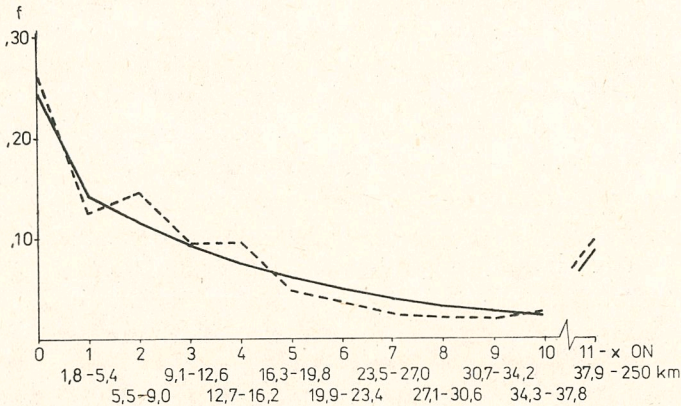
$$P_{ON} = \left(\sum_{ON=1}^{\alpha} e^{-\frac{ON}{2\pi m}} \right) e^{-\frac{ON}{2\pi m}},$$

gdzie α — najdalszy rząd sąsiedztwa, na jaki mogą jeszcze wystąpić kojarzenia

Porównując rozkład empiryczny z teoretycznym, obliczonym przy odpowiadającym sytuacji rzeczywistej współczynniku egzogamii, możemy stwierdzić, czy na badanym terenie przepływ genów spełniał warunki mo-

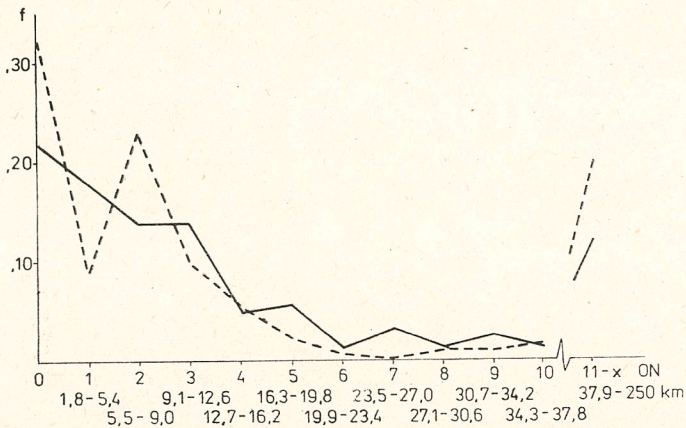
delu dwuwymiarowej migracji izotropowej, czy też działały specyficzne, niezależne od mierzonej przez nas odległości, czynniki wpływające decydująco na sposób kojarzeń międzygrupowych.

Uzyskane z badanego materiału rozkłady odległości małżeńskich przedstawione są na rys. 2 i 3. W odniesieniu do osób ankietowanych stwierdzi-



Rys. 2. Rozkład odległości małżeńskich wśród ankietowanych (N=165):
 - - - - - rozkład empiryczny, ————— rozkład teoretyczny

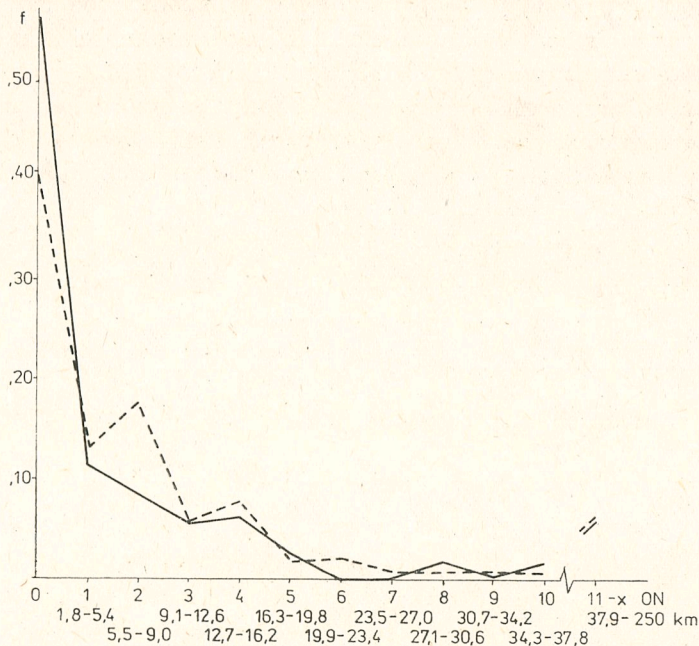
liśmy dobrą zgodność rozkładu empirycznego z teoretycznym obliczonym przy $m=0,75$ ($\chi^2=6,196$, $df=10$). Również w przypadku rodziców badanych kobiet nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy o zgodności rozkładu empirycznego z teoretycznym ($\chi^2=13,183$, $df=9$). Natomiast u rodziców badanych mężczyzn nie mogliśmy stwierdzić zgodności wyników badań z oczekiwaniami teoretycznymi. Biorąc pod uwagę daty zawierania małżeństw przez osoby uwzględniane w każdym z omawianych rozkładów niezgodność



Rys. 3. Rozkłady odległości małżeńskich wśród rodziców osób ankietowanych: - - - - - rodzice mężczyzn (N=129), ————— rodzice kobiet (N=154)

tę da się wyjaśnić. Otóż w chwili badania ankietowane kobiety były przeciętnie w wieku 43 lat, a mężczyźni 50 lat. Stąd można spodziewać się, że rodzice kobiet pobierali się najczęściej w latach 1920 - 1930, a rodzice mężczyzn w latach 1913 - 1923. Oczywiście większość ankietowanych pobierała się po 1945 r. Większy stopień endogamii wśród rodziców ankietowanych mężczyzn oraz nieregularny rozkład odległości małżeńskich (rys. 3) jest najprawdopodobniej wynikiem specyficznych warunków panujących w okresie I wojny światowej i następujących bezpośrednio po niej wydarzeń. Nie idzie tu o bezpośredni wpływ działań wojennych, ale o zaburzenia gospodarcze, komunikacyjne, restrykcje administracyjne i ruch wędrowny związany ze służbą wojskową, które oddziaływały na sposobność do zawarcia małżeństwa z określonym partnerem.

Jeśli mamy do czynienia z grupą ludzką, w której trwale zmiany miejsca zamieszkania odbywają się głównie przed zawarciem małżeństwa lub na skutek tego zdarzenia, rozkład odległości małżeńskich jest sumą statystyczną (konwolucją) rozkładów odległości pomiędzy miejscami urodzenia ojców i dzieci oraz matek i dzieci [Cavalli-Sforza i Bodmer, 1971]. Zatem parametry rozkładu odległości ojciec-matka powinny być równe sumie parametrów rozkładów ojciec-dziecko i matka-dziecko, a współczynnik endogamii będzie w tej sytuacji iloczynem częstości występowania par ojciec-dziecko i matka-dziecko, w których obydwie osoby mają to samo miejsce urodzenia.



Rys. 4. Rozkłady odległości pomiędzy miejscami urodzenia rodziców (osób ankietowanych) i dzieci ($N=165$): ———— matka-dziecko, ————— ojciec-dziecko

Tab. 1. Porównanie parametrów rozkładów odległości miejsc urodzenia ojciec-dziecko (O-D), matka-dziecko (M-D) i ojciec-matka (O-M) wśród ludności wiejskiej okolic Kościerzyny

Rozkład	O-D	M-D	Złożenie rozkładów O-D i M-D	O-M
<i>N</i>	165	165		165
„endo”	0,564	0,405	0,228	0,261
<i>s</i> ² [km ²]	1117,3	1940,1	3057,4	2866,5

„endo” – proporcja par osób o identycznych miejscach urodzenia, *s*² – średni kwadrat odległości

Porównanie rozkładów ojciec-dziecko i matka-dziecko (rys. 4) z rozkładem z rys. 2 oraz zestawienie odpowiednich wielkości liczbowych (tab. 1) pozwalają stwierdzić, że na badanym terenie mamy do czynienia z opisaną wyżej sytuacją modelową.

Uogólniając, ruch wędrownkowy, decydujący o stanie puli genów ludności na badanym terenie, można opisać w sposób następujący. Z wyjątkiem okresu wojennego, migracja jest izotropowa i dwuwymiarowa, jedynym czynnikiem w sposób istotny wpływającym na zakres wymiany genów jest odległość geograficzna pomiędzy grupami lokalnymi. Natężenie i zasięg kojarzeń egzogamicznych są znaczne, a większość migracji o charakterze trwałym wiąże się z zawieraniem związków małżeńskich.

By ocenić znaczenie wymiany partnerów dla stanu puli genów, należy wziąć równocześnie pod uwagę wielkość grup lokalnych lub gęstość zaludnienia. Chodzi przy tym nie o całkowitą liczbę ludności, a o ilość osób zdolnych do uczestniczenia w rozrodzie. Z pewnymi zastrzeżeniami liczbę tę można uznać za równą liczbie osób w wieku reprodukcyjnym. Na podstawie danych o strukturze wieku ludności wiejskiej odpowiednich obszarów [S o b c z a k, 1966, *Rocznik Demograficzny* 1968] przyjęliśmy, iż w okresie zawierania małżeństw przez osoby ankietowane, liczba zdolnych do reprodukcji stanowiła 0,47 ogółu ludności. Ponieważ teren leżący w zasięgu krzyżowań badanych osób jest duży, nie możemy w dalszych obliczeniach przyjmować liczby osób zdolnych do rozrodu lub gęstości zaludnienia takimi osobami tylko dla miejscowości, w których zbierano wywiady, jako reprezentatywnej dla grupy nieograniczonego krzyżowania. Należy tu raczej uwzględnić liczbę osób zdolnych do rozrodu w „przeciętnej” miejscowości leżącej na terenie, z którego pochodzi większość kojarzących się partnerów. Biorąc pod uwagę odpowiednie dane demograficzne, oszacowaliśmy, że na terenie byłego powiatu kościerskiego i przyległych, w czasie gdy pobierali się rodzice ankietowanych, w „przeciętnej” miejscowości żyło 50 osób zdolnych do rozrodu, a gęstość zaludnienia takimi osobami wynosiła 15,7 na km²; odpowiednie dane dla okresu powojennego oszacowaliśmy na 60 na miejscowość i 18,8 na km².

Znając powyżej omówione parametry można przeprowadzić oszacowanie współczynników spokrewnienia (*coefficients de parenté*, *coefficients of*

kinship). W odniesieniu do populacji są one miarami wyrażającymi odchylenie od stanu równowagi Hardyego-Weinberga, wynikające z ograniczonej liczebności populacji i wymiany genów z innymi populacjami. A. J a c q u a r d [1974 : 161] podaje następującą definicję współczynnika spokrewnienia: „Współczynnik spokrewnienia f dla danej populacji jest to prawdopodobieństwo, z jakim dwa geny wzięte losowo od dwu różnych osobników są identyczne ze względu na swoje pochodzenie (od tego samego przodka)”. Według G. M a l e c o t a [C a v a l l i - S f o r z a i B o d m e r, 1971] współczynnik spokrewnienia dla grupy lokalnej można obliczyć, w przypadku dwuwymiarowej migracji izotropowej, z formuły:

$$f = \left(1 + 8\pi d s^2 \cdot \frac{-1}{\ln 2b} \right)^{-1},$$

gdzie d — gęstość zaludnienia osobami zdolnymi do rozrodu, s^2 — średni kwadrat odległości rodzic-dziecko, b — tzw. współczynnik powrotu do równowagi, w praktyce można przyjmować iż jest on równy natężeniu mutacji (około $5 \cdot 10^{-6}$).

Podstawiając do tego wzoru dane liczbowe dla osób ankietowanych: $d = 18,8$ na km^2 , $2s^2 = 2866,5$ km^2 , otrzymujemy $f = 0,000017$. Jedyne rodzice badanych kobiet posiadają rozkład odległości małżeńskich spełniający wymagania izotropowości. Dla tego rozkładu $2s^2 = 958,8$ km^2 , co przy $d = 15,7$ na km^2 daje $f = 0,000061$. Zwróćmy uwagę, że średnie kwadraty odległości małżeńskich są bardzo „czułe” na nieliczne przypadki bardzo dużych dystansów i w związku z tym należy traktować ich wartości empiryczne jako szacunki.

Na podstawie omówionych poprzednio prawidłowości rozkładu odległości małżeńskich oraz rozważań teoretycznych G. M a l e c o t a, M. H e n n e b e r g [1978] przedstawił następującą formułę pozwalającą na oszacowanie współczynnika spokrewnienia w przypadku izotropowej migracji dwuwymiarowej:

$$f = (1 + 32\pi^3 m^3 N_b C)^{-1},$$

gdzie m — natężenie egzogamii, N_b — liczba osób zdolnych do rozrodu w grupie lokalnej, C — równe — $1/\ln 2b$ w formule M a l e c o t a. Podstawiając do tej formuły dane dla rodziców ankietowanych kobiet: $m = 0,775$; $N_b = 50$ osób, otrzymuje się $f = 0,00050$. W odniesieniu do osób ankietowanych przez podstawienie $m = 0,739$ i $N_b = 60$ osób, otrzymujemy $f = 0,00048$. Otrzymane w ten sposób współczynniki nie są obciążone nadmiernym wpływem nielicznych, bardzo dużych odległości.

Wszystkie otrzymane przez nas współczynniki spokrewnienia są bardzo niskie, dorównując stwierdzanym współcześnie w zurbanizowanych rejonach Europy Zachodniej [C a v a l l i - S f o r z a i B o d m e r, 1971]. Trudno więc mówić o jakimkolwiek wpływie izolacji rozrodowej na stan biolo-

giczny badanej ludności. Warto podkreślić, że brak izolacji obserwuje się nie tylko u osób obecnie żyjących, ale również w pokoleniu poprzednim.

Podsumowując dotychczasowe rozważania możemy stwierdzić, że ludność kaszubska okolic Kościerzyny w żadnej mierze nie stanowi izolatu pod względem biologicznym. Jest ona po prostu segmentem bardzo dużej grupy nieograniczonego krzyżowania, której granice są trudne do zakreslenia ze względu na intensywność i zasięg wymiany genów.

OCENA SPOSOBNOŚCI DO DZIAŁANIA DOBORU NATURALNEGO

Wskaźnik ogólnej sposobności do selekcji, skonstruowany przez J. F. C r o w a [1958], oblicza się według formuły:

$$I = I_m + I_f = \frac{P_d}{P_s} + \frac{V_f}{\bar{x}^2 P_s},$$

gdzie I_m — wskaźnik sposobności do selekcji przez różnicową wymieralność, I_f — przez różnicową płodność, P_d — proporcja umierających przed osiągnięciem dojrzałości płciowej wśród ogółu urodzonych, P_s — proporcja dożywających okresu dojrzałości płciowej, V_f i \bar{x} — odpowiednio: wariancja i średnia liczba dzieci w rodzinie kompletnej (tj. takiej gdzie oboje rodzice żyją, a matka jest już po menopauzie).

Dane potrzebne do obliczenia wskaźnika I uzyskaliśmy z ankiet; przedstawiają się one następująco. Liczba matek po menopauzie — 35, liczba ich dzieci — 169, $\bar{x} = 4,83$, $V_f = 5,29$; liczba urodzonych co najmniej na piętnaście lat przed chwilą badania — 314, z nich zmarło przed ukończeniem piętnastego roku życia — 31. Wartości I_m , I_f oraz I dla naszego materiału przedstawione są w tabeli 2. Ze względu na niewielką liczebność materiału, szczególnie jeśli idzie o rodziny kompletne, otrzymany wskaźnik może być obarczony pewnym błędem losowym. Nie wydaje się jednak by mógł on w istotny sposób wpłynąć na jakościową ocenę sposobności do działania doboru naturalnego w badanej grupie. Zestawiając nasze wyniki z wybranymi danymi dla innych grup ludzkich (tab. 2) stwierdzamy, że wśród ludności okolic Kościerzyny sposobność do działania doboru naturalnego była w ciągu ostatnich kilkudziesięciu lat mała. Odnosi się to zarówno do selek-

Tab. 2. Zestawienie wskaźników sposobności do selekcji wśród ludności wiejskiej okolic Kościerzyny z danymi dla wybranych grup ludzkich badanych w latach 1960 - 1970

Grupa	I_m	I_f	I	Autor
Ludność badana	0,110	0,252	0,361	dane własne
Wieś Kippel (Szwajcaria)	0,06	0,36	0,42	Friedl i Ellis [1974]
Wsie gwatemalskie	0,575	0,394	0,969	Sholl i in. [1976]
Indianie Cashinahua	0,785	0,196	0,980	Johnston i Kensinger [1971]
Szwajcarzy ogółem	0,062	1,588	1,650	Spuhler [1963]

cji przez różnicową wymieralność, jak i płodność. W przedstawionych danych porównawczych uderza wysoka wartość wskaźnika I dla współczesnej ludności szwajcarskiej. Widać wyraźnie, iż jest ona wynikiem różnicowej płodności. Jest to skutek intensywnej kontroli urodzeń w tym kraju i nie ma prawdopodobnie znaczenia dla stanu puli genów, ponieważ kontrola urodzeń nie jest zasadniczo związana z wyposażeniem dziedzicznym rodziców. Pozostałe grupy charakteryzuje zbliżona wartość wskaźnika I_f . Najprawdopodobniej jest to spowodowane przynależnością tych grup do zespołu tzw. populacji niemaltuzjańskich, czyli takich, które, jakkolwiek posiadają pewną wiedzę o sposobach kontroli rozrodu, nie stosują jej jednak z pełną świadomością konieczności ograniczania liczby potomstwa w rodzinie ze względu na czynniki ekonomiczne. Istniejące między tymi grupami znaczne rozbieżności w całkowitej sposobności do działania doboru naturalnego są w głównej mierze wynikiem różnic w wymieralności. Badana przez nas ludność, przy słabej jeszcze, jak wynika z ankiet i wartości I_f , kontroli urodzeń charakteryzuje się już niewysoką umieralnością osób niedojrzałych płciowo. W związku z tym niska jest w niej ogólna sposobność do działania doboru naturalnego, oceniana za pomocą wskaźnika I .

Rozpatrując szczegółowiej sposobność do działania doboru naturalnego przez różnicową wymieralność za pomocą wskaźnika stanu biologicznego I_{bs} i jego składowej R_{pot} — mierzącej sposobność do selekcji ze względu na zgony osób w okresie reprodukcyjnym, stwierdzamy niską intensywność działania doboru (tab. 3). Przypomnijmy, że omawiane miary ze względu na stan materiału obliczyliśmy na podstawie danych z *Roczników Demogra-*

Tab. 3. Częstość zgonów osób niedojrzałych płciowo (d_{0-14}), potencjalny współczynnik reprodukcji brutto (R_{pot}) oraz wskaźnik stanu biologicznego (I_{bs}) obliczone na podstawie danych o płodności we wsiach woj. gdańskiego oraz tablic wymieralności dla ludności wiejskiej Polski [*Rocznik Demograficzny 1968 i 1974*]

Lata	d_{0-14}	R_{pot}	I_{bs}
1955 - 1956	0,102	0,981	0,881
1973	0,037	0,988	0,951

ficznych [1968 i 1974]. Warto zauważyć, że praktycznie nie istnieje już w interesującym nas okresie sposobność do selekcji przez różnicową wymieralność dorosłych (wartości R_{pot} bliskie jedności).

Wartość wskaźnika I_f sugerowała niemaltuzjański charakter płodności w badanej grupie. Przed przystąpieniem do oceny zróżnicowania zdolności rozrodczej rozpatrzmy dane o odstępach intergenetycznych (tab. 4). Średnia długość odstępów według wieku jest wśród badanych zbliżona do stwierdzonej wśród dziewiętnastowiecznej polskiej ludności wiejskiej z terenu obecnego województwa bydgoskiego. Warto dodać, że ta ostatnia grupa ludzka pod względem płodności nie odbiega od populacji historycznych

Tab. 4. Parametry rozkładów długości odstępów intergenetycznych (w miesiącach) dla ludności okolic Kościerzyny według wieku kobiet w chwili urodzenia rozpoczynającego odstęp. Dla porównania przytoczono odpowiednie dane dla dziewiętnastowiecznej ludności Wielkopolski (par. Szczepanowo). W ostatnim wierszu parametry rozkładu zdolności rozrodczej (F)

Wiek	Ludność badana			Par. Szczepanowo [Henneberg, 1976b i 1977]		
	N	\bar{x}	s	N	\bar{x}	s
15 - 19	12	43,9	31,1	29	34,0	22,7
20 - 24	140	28,2	18,6	201	30,0	14,2
25 - 29	193	32,5	24,4	261	29,7	12,8
30 - 34	136	35,6	24,6	201	31,7	15,5
35 - 49	72	31,1	21,8	150	32,7	13,7
F	114	0,00	0,46	152	+0,04	0,43

z Europy Zachodniej oraz, generalnie, od typowych grup niemaltuzjańskich [Henneberg, 1977]. Rozbieżność w grupie wieku 15 - 19 lat można przypisać małej liczebności obserwacji. W omawianym porównaniu zwraca uwagę regularne występowanie wśród ludności z okolic Kościerzyny nieco większego niż w materiale porównawczym zróżnicowania długości odstępów. Zjawisko to wydaje się być wynikiem, potwierdzonego przez ankietowanie, sporadycznego stosowania skutecznej kontroli urodzeń.

Miarę zdolności rozrodczej obliczaliśmy dla kobiet posiadających dane o co najmniej trzech odstępach. Przy standaryzacji długości odstępów posługiwano się parametrami ich rozkładów ze względu na wiek kobiet i kolejność urodzeń wyznaczających odstęp. Od czasu trwania każdego odstępu intergenetycznego danej kobiety odejmowano odpowiednią do wieku i kolejności średnią, a różnicę dzielono przez właściwe odchylenie standardowe. Tak znormalizowane długości kolejnych odstępów tej samej kobiety sumowano i dzielono przez ich liczbę, otrzymując średnią standaryzowaną długość odstępów intergenetycznych danej kobiety — wartość tę przyjęto nazywać wskaźnikiem zdolności rozrodczej F [Henneberg, 1976b].

Odchylenie standardowe rozkładu wartości F w danej grupie stanowi informację o sposobności do działania doboru naturalnego ze względu na zróżnicowanie zdolności rozrodczych par małżeńskich. Otrzymana przez nas wartość S_F (tab. 4) jest bliska stwierdzonej dla dziewiętnastowiecznej ludności parafii Szczepanowo.

PODSUMOWANIE

Podsumowując wyniki niniejszej pracy można stwierdzić, że nie ma podstaw do przypuszczeń, iż na pulę genów ludności wiejskiej okolic Kościerzyny działają czynniki powodujące jej odrębność od pul genów ludności innych regionów Polski. Izolacja rozrodcza jest tak słaba, że nie umożliwia pojawienia się zauważalnych efektów dryfu genetycznego czy wsobności. Z trudnością także mogłaby się w tej grupie utrzymać przez kilka pokoleń

zmieniona przez dobór częstość genów. Czynnikiem różnicującym mógłby więc być jedynie silnie działający permanentny dobór naturalny. Kierunki jego działania musiałyby być przy tym odmienne niż w pozostałych częściach naszego kraju. Nie mamy podstaw, by twierdzić, że generalny kierunek nacisków selekcyjnych jest specyficzny dla badanego obszaru. Przy stwierdzonej niedużej sposobności do selekcji, również działania doboru naturalnego na pulę genów badanej ludności nie można uznawać za podstawę do wnioskowania o jej odmienności biologicznej w stosunku do ludności innych obszarów północnej części naszego kraju.

Mieszkańcy badanego terenu stanowią zatem pod względem wyposażenia genetycznego wycinek ciągłego zbioru ludności Polski, w którym pewien słaby efekt izolacyjny wynikać może ze znacznej odległości pomiędzy grupami lokalnymi.

PIŚMIENNICTWO

1. Cavalli-Sforza L. L., W. F. Bodmer, 1971, *The Genetics of Human Populations*, San Francisco. ★ 2. Crow J. F., 1958, *Some Possibilities for Measuring Selection Intensities in Man*, Hum. Biol. 30, 1-13. ★ 3. Cwirko-Godycki M., A. Wrzosek, 1937, *Dzieci kaszubskie w wieku 7-13 lat pod względem antropologicznym*, Przegł. Antrop. 11, 121-126. ★ 4. Friedl J., W. S. Ellis, 1974, *Inbreeding, Isonymy, and Isolation in a Swiss Community*, Hum. Biol. 46, 4, 699-712. ★ 5. Gładkowska-Rzeczycka J., 1968, *Ludność kaszubska powiatu kościerskiego*, Acta Biol. Med. Gdańsk 13, 2, 257-271. ★ 6. Henneberg M., 1976a, *Izolacja grup ludzkich przez odległość. Model rozkładu odległości małżeńskich*, [w:] *Badania populacji ludzkich na materiałach współczesnych i historycznych*, UAM Seria Antropologia nr 4, 117-125. ★ 7. Henneberg M., 1976b, *Pomiar sposobności do działania doboru naturalnego przez różnicową płodność*, Tamże, 127-133. ★ 8. Henneberg M., 1977, *Ocena dynamiki biologicznej wielkopolskiej dziewiętnastowiecznej populacji wiejskiej. II. System kojarzeń i płodność*, Przegł. Antrop. 43, 2, 245-271. ★ 9. Henneberg M., 1978, *Isolation of Human Populations by Distance — Model of the Distribution of Marriage Distances*, Studies in Physical Anthropology (w druku). ★ 10. Henneberg M., J. Piontek, 1975, *Biological State Index of Human Groups*, Przegł. Antrop. 41, 2, 191-201. ★ 11. Jacquard A., 1974, *The Genetic Structure of Populations*, Berlin. ★ 12. Johnston F. E., K. M. Kensinger, 1971, *Fertility and Mortality Differentials and their Implications for Microevolutionary Change among the Cashinahua*, Hum. Biol. 43, 3, 356-364. ★ 13. *Rocznik Demograficzny 1945-1966*, 1968, Warszawa. ★ 14. *Rocznik Demograficzny 1974*, Warszawa. ★ 15. Scholl T. O., M. E. Odell, F. E. Johnston, 1976, *Biological Correlates of Modernization in a Guatemalan Highland Municipio*, Annals of Hum. Biol. 3, 1, 23-32. ★ 16. Sobczak I., *Procesy demograficzne w województwie gdańskim w latach 1945-1965*. ★ 17. Spuhler J. N., 1963, *Natural Selection*, [w:] *Genetic Selection in Man* (red. J. V. Neel), Detroit. ★ 18. Wrzosek A., 1938, *Kaszubki pod względem antropologicznym*, Przegł. Antrop. 12, 87-101.

Wyższa Szkoła Wychowania Fizycznego
ul. Wiejska 1, 80-336 Gdańsk-Oliwa
Zakład Antropologii UAM
ul. Fredry 10, 61-701 Poznań

A PRELIMINARY EVALUATION OF THE BIOLOGICAL STATE OF RURAL POPULATION FROM THE KOŚCIERZYNA REGION BASED ON SELECTED DATA ON MIGRATION, FERTILITY AND MORTALITY

by WŁODZIMIERZ BERDYCHOWSKI and MACIEJ HENNEBERG

Kościerzyna region constitutes a southern part of the Casubian area situated on lower Vistula and around Gdańsk. The area is inhabited by about 300 000 autochthonous slavic people differing from surrounding Polish populace in some minor cultural traits (e.g. having special Casubian dialect). Some physical anthropologists have claimed that Casubians are also morphologically different from their neighbours. This implies that there are operating factors promoting and maintaining biological dissimilarity of those people to other groups. The most probable factors are those influencing genetic composition and structure — first of all isolation and natural selection. In order to find out the degree of isolation and opportunity for selection the authors have collected data on 165 married couples living in a number of villages in the vicinity of the town Kościerzyna. The average local group (inhabiting one settlement) of the region comprises about 50 - 60 adults in the reproductive ability life span. The data collected contain information on the places of birth of adults, their parents and their children, birth spacing, number of offspring in a family and sub-adult deaths. Those data were complemented by official published demographic information. From the analysis of distributions of distances between birthplaces of spouses (see fig. 2), of their parents (see fig. 3) and parents and offspring (see fig. 4) it follows that the isolation by distance, being in general of the type of two-dimensional isotropic migration, is very weak, local group endogamy rate is close to 0.25 both in the living generation of adults and in the previous one. A few percent of distances is longer than 100 kms. Coefficients of kinship estimated with the use of Malécot's and Henneberg's [1978] methods for local groups lie in the range 0.000017 - 0.00050 indicating practical lack of possibility of genetic drift or inbreeding effects. Estimated with use of Crow's indices opportunity for selection is small ($I_m=0.110$, $I_f=0.252$, $I=0.361$). Opportunity for selection through differential mortality estimated with the use of I_{bs} index [Henneberg and Pióntek, 1975] is similarly small (see tab. 3). Fertility, investigated with use of birth spacing analysis (length of birth intervals by age of women, see tab. 4) is similar to that observed in non-Malthusian populations, although, as is known from interviews, methods of birth control are known to the studied people and sporadically some kinds of contraception performed. Despite this fact differentiation of reproductive abilities of couples measured according to Henneberg's [1976] proposition does not differ from that observed among 19th century rural populace of Great Poland.

In conclusion the authors state that there is no basis for maintaining that inhabitants of the studied region differ genetically from those of neighbouring areas, and practically from the majority of Polish population.