

JAN SZOPA

DZIEDZICZENIE WYMIARÓW I WSKAŹNIKA GŁOWY
U CZŁOWIEKA

WSTĘP

Dziedziczeniem wymiarów długości i szerokości głowy oraz jej wskaźnika zajmowało się wielu badaczy. Szczególnie zasługi na tym polu położył F r e t s [1925]. Stwierdził on, iż rodzice o tym samym lub zbliżonym do siebie wskaźniku głowy posiadają najczęściej dzieci o tej samej wielkości wskaźnika. Jeżeli jednak rodzice posiadający podobny wskaźnik różnią się od siebie wymiarami głowy, mogą mieć potomstwo o innym, niż u nich wskaźniku głowy na skutek dziedziczenia wymiarów głowy „na krzyż” (dziedziczenia niezależnego). Stwierdził również, iż potomstwo najczęściej dziedziczy wskaźnik jednego z rodziców, oraz że pośredniogłowość występuje jako wynik skrzyżowania długogłowców z krótkogłowcami. Różnorodność wskaźnika głowy dzieci rodziców o średnim wskaźniku była nieco wyższa, niż dzieci rodziców o wskaźnikach wysokich lub niskich. Otrzymane wyniki interpretował F r e t s jako wynik krzyżowania mendlowskiego. H o o t o n [1947] przyjmował również możliwość niezależnego dziedziczenia wymiarów głowy, wskutek czego wskaźnik głowy dzieci mógł przekraczać wartość wskaźnika rodziców, zarówno krótko-, jak i długogłowych. Zagadnienie działania doboru naturalnego na kształt głowy było przedmiotem zainteresowań B i e l i c k i e g o i W e l o n a [1962], którzy stwierdzili istnienie selekcji działającej przeciw długogłowości, co wyjaśnia obserwowany na przestrzeni pokoleń kierunek zmian tej cechy. W e l o n [1962] rozważał model dziedziczenia kształtu głowy przez 2 pary alleli o działaniu kumulatywnym, badania te nie były jednak oparte na materiale rodzinnym. B e l n i a k [1971] stwierdziła dziedziczenie kształtu głowy przez dzieci raczej po matce, oraz że podobieństwo między rodzicami i dziećmi zaznacza się szczególnie w cechach bezwzględnych — mniej zaś we wskaźnikach ilorazowych.

Długość głowy ($g-op$), szerokość głowy ($eu-eu$) oraz jej wskaźnik $\left(\frac{eu-eu}{g-op} \times 100\%\right)$ są cechami wykazującymi zmienność ciągłą. Brak możli-

wości wyodrębniania poszczególnych kategorii tych cech oraz duża różnorodność fenotypów potomstwa w obrębie pojedynczych rodzin (zwłaszcza rodziców o średnich wymiarach cechy) pozwalają przypuszczać, iż cechy te determinowane są przez allele polimeryczne (kumulatywne), a więc ich dziedziczenie jest dziedziczeniem wielogenowym. Sprawdzenie tej hipotezy, zaproponowanie modelu dziedziczenia oraz określenie stopnia odziedziczalności tych cech jest przedmiotem niniejszego opracowania.

MATERIAŁ I METODY

Materiał stanowi 200 rodzin, mieszkańców województwa nowosądeckiego. Badania prowadzone były w latach 1968 - 1974 i objęły: 239 dorosłych mężczyzn w wieku 21 - 84 lat, 238 dorosłych kobiet w wieku 21 - 87 lat, 225 chłopców w wieku 3 - 20 lat oraz dziewcząt w wieku 3 - 20 lat, to jest łącznie 912 osób.

Dla wszystkich badanych cech obliczono średnie arytmetyczne \bar{x} oraz odchylenia standardowe s_x . Zestawienie tych wartości w grupach płci i wieku przedstawiono w tabeli 1.

Z analizy średnich i odchyłeń standardowych wynika, że badana populacja jest w większości złożona z osobników o głowie bardzo krótkiej, krótkiej i pośredniej (wg klasyfikacji Martina-Sallera), co spowodowane jest przede wszystkim dużą przeciętną szerokością głowy. Należy jednak zaznaczyć, że klasyfikacja ta wydaje się być nieodpowiednia dla badanego materiału, ze względu na przesunięty rozkład wskaźnika głowy w kierunku krótkogłowości.

Jedną z najskuteczniejszych metod w badaniach dziedziczenia cech ilościowych jest obliczanie korelacji między krewnymi [McKusick, 1970]. Regresje cech dziecka w stosunku do rodzica, rodzica do dziecka oraz dziecka do dziecka, w obrębie tych samych rodzin winny być proporcjonalne do liczby wspólnych im alleli (tzn. stopnia wsobności). Proporcja wspólnych alleli np. monozygotycznych bliźniąt wynosi 1, rodzeństwa 1/2 itd. Współczynnik korelacji dla poszczególnych zależności winien być równy pierwiastkowi z iloczynu poszczególnych regresji, tj. $r = \sqrt{b_1 \times b_2}$. Współczynniki korelacji winny więc wynosić, o ile nie ma korelacji między rodzicami, odpowiednio: 0,50 dla związków rodzice-dziecko, ojciec-dziecko, matka-dziecko i pomiędzy rodzeństwem oraz 0,71 dla związku dziecka ze średnią rodziców. Niektórzy autorzy [Falconer 1974] podkreślają, że korelacja pomiędzy rodzeństwem powinna być nieco silniejsza, niż między rodzicami i dziećmi, ze względu na upodabniający wpływ czynników środowiskowych. Najwyższe i najbardziej zbliżone do wartości oczekiwanych wartości współczynnika korelacji otrzymano dla liczby listewek skórnych na palcach [Holt 1961] i na stopach [Orczykowska - Świątkowska 1972]. Są to jednak cechy o bardzo małej wa-

Tab. 1. Średnie (\bar{x}) i odchylenia standardowe (s_x) poszczególnych cech dla całości materiału

| Wiek | N | Długość głowy | | Szerokość głowy | | Wskaźnik głowy | |
|------------------|-----|---------------|-------|-----------------|-------|----------------|-------|
| | | \bar{x} | s_x | \bar{x} | s_x | \bar{x} | s_x |
| Mężczyźni | | | | | | | |
| 3 | 20 | 163,34 | 6,70 | 145,29 | 5,61 | 89,13 | 4,77 |
| 4 | 11 | 166,50 | 4,55 | 146,41 | 4,33 | 89,50 | 3,33 |
| 5 | 15 | 168,90 | 5,45 | 150,37 | 4,62 | 89,70 | 3,46 |
| 6 | 16 | 169,60 | 5,21 | 151,80 | 5,99 | 89,80 | 5,20 |
| 7 | 16 | 172,57 | 4,94 | 153,06 | 4,62 | 88,63 | 4,20 |
| 8 | 8 | 173,50 | 6,54 | 153,37 | 5,29 | 88,00 | 4,24 |
| 9 | 13 | 175,04 | 5,30 | 154,20 | 4,49 | 87,81 | 3,54 |
| 10 | 14 | 176,14 | 6,21 | 155,21 | 4,76 | 88,79 | 3,25 |
| 11 | 14 | 177,14 | 5,47 | 156,07 | 6,25 | 86,21 | 3,46 |
| 12 | 15 | 179,17 | 6,18 | 156,83 | 6,69 | 87,97 | 3,03 |
| 13 | 14 | 179,64 | 6,76 | 156,43 | 4,26 | 86,27 | 3,25 |
| 14 | 16 | 181,06 | 6,14 | 158,37 | 4,58 | 86,56 | 3,97 |
| 15 | 15 | 182,37 | 6,61 | 159,27 | 4,67 | 87,17 | 3,85 |
| 16 | 10 | 183,70 | 4,78 | 160,72 | 4,76 | 85,50 | 3,22 |
| 17 | 11 | 185,95 | 4,82 | 160,14 | 5,82 | 85,50 | 3,01 |
| 18 - 20 | 23 | 187,54 | 6,38 | 161,02 | 5,66 | 85,85 | 3,24 |
| 21 - x | 236 | 188,46 | 6,46 | 161,28 | 6,35 | 85,66 | 3,70 |
| Kobiety | | | | | | | |
| 3 | 11 | 160,14 | 5,11 | 143,05 | 6,07 | 89,77 | 4,37 |
| 4 | 12 | 164,58 | 4,25 | 143,75 | 4,94 | 87,33 | 3,08 |
| 5 | 7 | 165,93 | 5,58 | 144,77 | 4,14 | 87,07 | 2,20 |
| 6 | 11 | 166,33 | 4,11 | 146,86 | 5,66 | 87,05 | 2,81 |
| 7 | 10 | 168,20 | 3,87 | 148,40 | 4,82 | 88,90 | 2,42 |
| 8 | 13 | 169,19 | 5,04 | 149,81 | 5,25 | 87,96 | 3,97 |
| 9 | 12 | 170,58 | 6,64 | 149,84 | 5,51 | 88,33 | 3,92 |
| 10 | 13 | 171,74 | 7,13 | 151,65 | 4,41 | 87,65 | 3,44 |
| 11 | 14 | 172,57 | 4,41 | 150,36 | 5,59 | 87,00 | 3,22 |
| 12 | 12 | 174,23 | 5,27 | 151,08 | 5,36 | 86,58 | 3,96 |
| 13 | 15 | 175,23 | 6,32 | 151,30 | 4,67 | 86,63 | 4,00 |
| 14 | 18 | 177,72 | 6,18 | 150,83 | 5,90 | 84,22 | 3,88 |
| 15 | 16 | 180,12 | 5,17 | 152,69 | 5,58 | 84,75 | 3,11 |
| 16 | 12 | 181,58 | 4,38 | 154,00 | 5,84 | 84,42 | 2,36 |
| 17 | 12 | 180,42 | 6,70 | 155,25 | 5,61 | 86,17 | 2,75 |
| 18 - 20 | 23 | 181,46 | 5,26 | 155,63 | 3,96 | 86,55 | 2,57 |
| 21 - x | 237 | 180,53 | 5,81 | 155,38 | 5,60 | 86,15 | 3,52 |
| średnie rodziców | 200 | 184,39 | 4,85 | 157,91 | 4,82 | 85,77 | 2,83 |

riancji środowiskowej — cechy metryczne są w znacznie większym stopniu wrażliwe na działanie czynników środowiska.

Jeżeli omawiane w niniejszej pracy cechy dziedziczone są poligenicznie, winny spełnić m. in. następujące warunki [Wald 1971, Falconer 1974].

1. Korelacje między rodzicami i dziećmi winny być równe proporcji wspólnych im alleli.

2. Korelacje między rodzeństwem winny być nieco silniejsze, niż między rodzicami i dziećmi.

3. Korelacje między dziećmi i średnimi rodziców winny być silniejsze, niż między rodzicami i dziećmi osobno (o ile nie ma dominacji).

4. Wartość średniej cechy potomstwa winna wypadać między średnią rodziców a średnią populacji.

Dla sprawdzenia podanych wyżej postulatów przyjęto metodę badania siły związku (obliczając współczynnik korelacji prostoliniowej r) pomiędzy lokalizacją rodziców i dzieci w szeregach rozdzielczych sporządzonych dla obu płci w określonych grupach wieku (tab. 1). Każdy szereg podzielono na 5 klas o długości równej odchyleniu standardowemu, przy czym środkowa obejmuje przedział od $\bar{x} - 0,5s_x$ do $\bar{x} + 0,5s_x$. Współczynniki korelacji obliczono dla zależności pomiędzy rodzeństwem, rodzicami, rodzicami i dziećmi oraz średnimi rodziców i dziećmi. Ze względu na ujęcie w analizie dzieci w różnym wieku, niemożliwe było obliczenie r między bezwzględными wymiarami rodziców i dzieci. Również utrudnione i niedokładne byłoby obliczanie przewidywanego, ostatecznego wymiaru dzieci ze względu na nierównomierne tempo rozwoju osobników o różnych wymiarach i wskaźniku głowy, co stwierdził S i k o r a [1964]. Istotność związków sprawdzono testem t -Studenta na poziomie istotności $P=0,01$. We wszystkich zależnościach brano pod uwagę tylko jedno wylosowane dziecko z każdej rodziny, analiza obejmuje więc 200 rodzin i 200 dzieci, w tym 100 synów i 100 córek. Na całym materiale przeprowadzono natomiast analizę rozkładu nadwyżek liczebności w tabelach ujmujących zależność określonej cechy dziecka od obydwójga rodziców przy podziale szeregów rozdzielczych na 3 kategorie, z których środkowa obejmuje przedział równy $1s_x$.

Dysponując obliczonymi współczynnikami korelacji określono współczynnik odziedziczalności poszczególnych cech h^2 . Ze związku ojciec-dziecko lub matka-dziecko $h^2=2b$, ze związku średnia rodziców-dziecko $h^2=b$, ze związku pomiędzy rodzeństwem $h^2<2t$, przy czym h^2 oznacza odziedziczalność (a nie jej kwadrat), b regresję dziecka na jedno z rodziców, a t korelację pomiędzy rodzeństwem [F a l c o n e r 1974]. Regresję dziecka na ojca, matkę lub średnią rodziców obliczano ze wzoru $b_{xy} = r \cdot s_x/s_y$, przyjmując za odchylenie standardowe dzieci średnią ważoną z odchyżeń synów i córek w grupie 18 - 20 lat. Wyznaczono również przybliżoną wartość wariancji środowiskowej poszczególnych cech.

W końcowej części pracy podjęto próbę odpowiedzi na pytanie, czy w przypadku wskaźnika głowy można w ogóle mówić o jego odrębnym dziedziczeniu, tj. determinowaniu go przez specyficzne allele (jak to zakładało wielu autorów), czy też jego rodzinne podobieństwa są wynikiem niezależnego, poligenicznego dziedziczenia wymiarów długości i szerokości głowy.

WYNIKI

Zestawienie obliczonych wielkości współczynników korelacji dla poszczególnych związków przedstawiono w tabeli 2. Z zestawienia tego wynika, że długość i szerokość głowy oraz jej wskaźnik spełniają warunki stawiane cechom determinowanym poligenicznie. Związki pomiędzy rodzi-

Tab. 2. Zależność cech głowy w rodzinach. Gwiazdką oznaczono współczynniki korelacji nieistotne przy poziomie 0,01

| Relacja | N | Współczynniki korelacji | | |
|--------------------------|-----|-------------------------|-----------|----------|
| | | długość | szerokość | wskaźnik |
| rodzice | 200 | 0,10* | 0,15* | 0,06* |
| rodzeństwo | 538 | 0,38 | 0,37 | 0,29 |
| ojciec-dziecko | 200 | 0,27 | 0,31 | 0,22 |
| ojciec-syn | 100 | 0,21 | 0,27 | 0,17* |
| ojciec-córka | 100 | 0,37 | 0,35 | 0,27 |
| matka-dziecko | 200 | 0,44 | 0,36 | 0,34 |
| matka-syn | 100 | 0,40 | 0,39 | 0,35 |
| matka-córka | 100 | 0,47 | 0,33 | 0,34 |
| średnia rodziców-dziecko | 200 | 0,49 | 0,44 | 0,38 |
| średnia rodziców-syn | 100 | 0,39 | 0,51 | 0,33 |
| średnia rodziców-córka | 100 | 0,58 | 0,37 | 0,44 |

cami są nieistotne we wszystkich przypadkach, a więc dobór jest losowy. Korelacje pomiędzy rodzicami i dziećmi oraz pomiędzy rodzeństwem są zbliżone do siebie wykazując podobny poziom istotności w obrębie poszczególnych cech. Korelacje pomiędzy ojcami i dziećmi są jednak we wszystkich przypadkach wyraźnie niższe, niż pomiędzy matkami i dziećmi oraz pomiędzy rodzeństwem. Wystąpiło więc tutaj, być może, zjawisko działania „regulatora matczynego” (*maternal regulator*), opisywane przez wielu autorów [m. in. W o l a ń s k i 1970]. Przejawem wspomnianego działania mogą być również silniejsze niż w związkach ojciec-dziecko korelacje pomiędzy rodzeństwem. Jest to także wynik działania wspólnego środowiska, które powoduje upodobnienie rodzeństwa wychowywanego razem [F a l c o n e r 1974].

Najwyższe wartości współczynników korelacji otrzymano dla związków poszczególnych cech dzieci ze średnimi rodziców. Potwierdza to hipotezę o poligenicznym sposobie dziedziczenia długości i szerokości głowy oraz dowodzi braku przewagi któregośkolwiek z wymiarów. Trudno określić, ile zestawów alleli (*loci*) determinuje omawiane tu cechy, są to jednak niewątpliwie allele o działaniu kumulatywnym.

Przedstawione powyżej wielkości współczynników korelacji nie osiągają w większości przypadków wartości przewidywanych teoretycznie. Jest to zapewne wynikiem oddziaływania czynników pozagenetycznych na

kształtowanie się fenotypu dziecka, a więc różnej wielkości wariancji fenotypowej cech. Zestawienie wielkości wariancji środowiskowej cech w procentach całkowitej wariancji fenotypowej oraz współczynnika odziedziczalności h^2 , oszacowanych na podstawie różnych związków, przedstawiono w tabeli 3.

Tab. 3. Zestawienie współczynników odziedziczalności (h^2) oraz wielkości wariancji środowiskowej cech

| Relacja | Długość głowy | | Szerokość głowy | | Wskaźnik głowy | |
|-----------------------------------|---------------------|-------|---------------------|-------|---------------------|-------|
| | wariancja | | wariancja | | wariancja | |
| | środowiskowa [%] | h^2 | środowiskowa [%] | h^2 | środowiskowa [%] | h^2 |
| ojciec-dziecko | 51,0 | 0,49 | 44,0 | 0,56 | 66,0 | 0,34 |
| matka-dziecko | 12,0 | 0,88 | 28,0 | 0,72 | 44,0 | 0,56 |
| średnia rodz.-dziecko | 44,0 | 0,56 | 49,0 | 0,51 | 61,0 | 0,39 |
| korelacja pomiędzy rodzeństwem | 24,0 | 0,76 | 26,0 | 0,74 | 42,0 | 0,58 |

Jak wynika z zestawienia, długość i szerokość głowy wykazują podobny współczynnik odziedziczalności, a więc udział addytywnej wariancji genetycznej w całkowitej wariancji cech, zaś odziedziczalność wskaźnika głowy jest znacznie niższa. Wartości h^2 dla długości głowy wahają się od 0,49 do 0,88, przy czym wartość $h^2=0,88$ ze związku matka-dziecko wydaje się być zawyżona. Najbardziej prawdopodobna wydaje się tu wartość $0,56 < h^2 < 0,76$, a więc wariancja środowiskowa 24 - 44%. Podobnie, najbardziej prawdopodobna wartość h^2 dla szerokości głowy waha się od 0,51 do 0,74, a więc wariancja środowiskowa tej cechy wynosi 26 - 49%. Odziedziczalność wskaźnika głowy wynosi od 0,34 - 0,58, a więc wariancja środowiskowa tej cechy jest największa (42 - 66%). Już ten fakt pozwala wątpić, czy wskaźnik głowy jest determinowany przez specyficzne allele.

Na ogólne zaniżenie współczynników korelacji w stosunku do wielkości oczekiwanych wpłynęła niewątpliwie, oprócz wariancji środowiskowej cech, obecność w materiale dzieci w różnym wieku klasyfikowanym chronologicznie w okresach rocznych, w tym również w okresie skoku pokwitaniowego, którego tempo regulowane jest prawdopodobnie przez odrębne allele, co sugerował Skład [1970]. Niemniej, wielkości r dla związków długości głowy pomiędzy matką i córką (0,47) oraz matką i dzieckiem (0,44) należą do wyższych, spośród podawanych w literaturze genetycznej dla cech ilościowych.

Dość duże różnice zaobserwowano przy porównywaniu siły związków rodziców i dzieci z uwzględnieniem ich płci. We wszystkich przypadkach związek ojciec-córka jest silniejszy niż związek ojciec-syn (dla wskaźnika głowy jest to związek nieistotny), zaś związki matka-córka i matka-syn

mają zbliżoną siłę. Tego typu zależności wskazują na związek alleli determinujących omawiane tu cechy z chromosomem płciowym X, albo przez bezpośrednią w nim lokalizację, albo — co jest bardziej prawdopodobne — pośrednie oddziaływanie alleli zlokalizowanych w tym chromosomie na kształtowanie się długości i szerokości głowy. Ponieważ podobny układ zależności wykazują również inne cechy metryczne, jak np. wzrost i szerokość twarzy [S z o p a 1975], można przypuszczać, iż w chromosomie X istnieją allele działające plejotropowo na allele wielu cech metrycznych.

Dalszych argumentów na rzecz tezy o wielogenowym sposobie dziedziczenia wymiarów głowy dostarcza obserwacja układu nadwyżek liczebności w poszczególnych polach tabel stochastycznych przedstawiających zależność poszczególnych cech dziecka od obojga rodziców. Ponieważ podobny układ występuje we wszystkich przypadkach (różna jest tylko wartość χ^2), przedstawiono przykładowo tabelę dla długości głowy, obejmującą całość materiału (tab. 4).

Tab. 4. Kombinacje 3 kategorii długości głowy rodziców i dzieci

| Rodzice | Dziecko | f | F | $f-F$ | $\frac{(f-F)^2}{F}$ |
|---------|---------|-----|--------|--------|---------------------|
| 1 × 1 | 1 | 53 | 24,08 | +28,92 | 34,73 |
| | 2 | 14 | 30,21 | +16,21 | 8,70 |
| | 3 | 7 | 19,71 | -12,71 | 8,80 |
| 1 × 2 | 1 | 55 | 39,38 | +15,62 | 6,19 |
| | 2 | 50 | 49,40 | + 0,60 | 0,01 |
| | 3 | 16 | 32,22 | -16,22 | 8,17 |
| 1 × 3 | 1 | 14 | 23,11 | - 9,11 | 3,59 |
| | 2 | 34 | 28,99 | + 5,01 | 0,87 |
| | 3 | 23 | 18,90 | + 4,10 | 0,89 |
| 2 × 2 | 1 | 17 | 29,62 | -12,62 | 5,38 |
| | 2 | 45 | 37,15 | + 7,85 | 1,66 |
| | 3 | 29 | 24,23 | + 4,77 | 0,94 |
| 2 × 3 | 1 | 23 | 29,94 | - 6,94 | 1,61 |
| | 2 | 38 | 37,56 | + 0,44 | 0,01 |
| | 3 | 31 | 24,50 | + 6,50 | 1,72 |
| 3 × 3 | 1 | 3 | 18,88 | -15,88 | 13,36 |
| | 2 | 26 | 23,68 | + 2,32 | 0,23 |
| | 3 | 29 | 15,44 | +13,56 | 11,91 |
| razem | | 507 | 507,00 | - | 108,77 |

Łączna wartość χ^2 dla tej tabeli jest wysoka i prawie sześciokrotnie przewyższa wartość krytyczną (18,3 dla $P=0,05$). Największe nadwyżki występują w kombinacjach rodziców i dzieci 111, 121 i 333, a więc wtedy, gdy oboje, lub przynajmniej jedno z rodziców znajdują się w grupie skrajnej. Ponieważ zakres zmienności długości i szerokości głowy jest du-

ży, można przypuszczać, iż osobnicy o wymiarach kategorii pierwszej i trzeciej mają genotyp bardziej homozygotyczny w stosunku do alleli „potęgujących” (grupa 3) lub „osłabiających” (grupa 1) — stąd mniejsza różnorodność w poszczególnych polach tabeli. Potomstwo rodziców w kombinacji 11 i 12 odchyła się w stronę grupy drugiej (średniej) podobnie, jak potomstwo rodziców o kombinacjach 23 i 33 — a więc odchylają się w stronę średniej populacji.

Wskaźnik głowy określa procentowy stosunek szerokości do długości głowy. Jego związki rodzinne są słabsze, niż związki wymiarów bezwzględnych (tab. 2). Pojawia się więc pytanie, czy rzeczywiście można mówić o istnieniu odrębnych specyficznych alleli determinujących wskaźnik głowy, czy też wspomniane podobieństwa rodzinne są tylko rachunkowym skutkiem niezależnego poligenicznego dziedziczenia wymiarów. Próba rozwiązania tego problemu jest rozpatrzenie kształtowania się wskaźnika głowy dzieci w zależności od średniej wskaźnika rodziców, z uwzględnieniem średnich wymiarów ich długości i szerokości głowy, co przedsta-

Tab. 5. Kombinacje 2 kategorii wskaźnika głowy dzieci w zależności od wskaźnika, długości oraz szerokości głowy rodziców

| Średnie rodziców | | | Dziecko wskaźnik głowy | f | F | $f - F$ | $\frac{(f - F)^2}{F}$ |
|-------------------|------------------|--------------------|------------------------------|-----|--------|---------|-----------------------|
| wskaźnik głowy | długość głowy | szerokość głowy | | | | | |
| 1 | 1 | 1 | 1 | 54 | 34,19 | +19,81 | 11,48 |
| | | 2 | 2 | 22 | 35,43 | -13,43 | 5,09 |
| | | 2 | 1 | 0 | 30,98 | -30,98 | 30,98 |
| | 2 | 1 | 1 | 62 | 28,17 | +33,83 | 40,63 |
| | | 2 | 2 | 36 | 29,18 | +6,82 | 1,59 |
| | | 2 | 1 | 39 | 25,52 | +13,48 | 7,12 |
| 2 | 1 | 2 | 2 | 29 | 26,44 | +2,56 | 0,25 |
| | | 1 | 1 | 36 | 37,44 | -1,44 | 0,06 |
| | | 2 | 2 | 56 | 38,79 | +17,21 | 6,94 |
| | | 2 | 1 | 37 | 33,92 | +3,08 | 0,28 |
| | 2 | 2 | 2 | 73 | 35,15 | +37,85 | 40,76 |
| | | 1 | 1 | 0 | 30,84 | -30,84 | 30,84 |
| | | 2 | 2 | 0 | 31,96 | -31,96 | 31,96 |
| | | 2 | 1 | 21 | 27,94 | -6,94 | 1,75 |
| Razem | | | | 507 | 507,00 | | 247,71 |

wiono w tabeli 5. Wskaźnik oraz wymiary podzielono, ze względu na dużą liczbę pól tabeli, tylko na 2 grupy (większe i mniejsze od średniej).

Gdyby istniały odrębne allele determinujące wskaźnik, występowanie nadwyżek liczebności nie powinno zależeć od wymiarów głowy. Tymczasem, w kombinacji średnich rodziców 122, a więc wskaźnika poniżej śred-

niej przy obydwu wymiarach powyżej średniej, nadwyżki liczebności wskaźnika dzieci są niewielkie; podobnie w kombinacji 211, a więc wskaźnika powyżej średniej przy obydwu wymiarach poniżej średniej. Fakt ten można wyjaśnić zakładając, iż rodzinne podobieństwa wskaźnika są tylko wynikiem względnie niezależnego, poligenicznego dziedziczenia jej wymiarów: przy obu wymiarach powyżej średnich (grupa 2) średni wskaźnik rodziców jest niższy od średniej (grupa 1) tylko wówczas, gdy średni wymiar szerokości głowy rodziców przekracza średnią znacznie. Wówczas, zgodnie z zasadami dziedziczenia wielogenowego, wymiar szerokości głowy dzieci odchyli się w stronę średniej dla populacji niewiele, a więc ulegnie małemu zmniejszeniu, zaś długość głowy odchyli się bardziej gdyż u rodziców była duża, a więc zmniejszy się bardziej. Wówczas wskaźnik dziecka może znaleźć się w grupie 2. Dlatego właśnie w kombinacjach średnich rodziców 122 częściej zdarzają się dzieci o wskaźniku w grupie drugiej, niż w pozostałych kombinacjach — i odwrotnie — w kombinacji 211 częściej zdarzają się dzieci o wskaźniku w grupie 1, niż w pozostałych kombinacjach.

WNIOSKI

1. Długość i szerokość głowy spełniają postawione we wstępie warunki stawiane cechom determinowanym poligenicznie.

2. Długość i szerokość głowy wykazują podobny współczynnik odziedziczalności, a zatem i wariancji środowiskowej, zawierający się w granicach 0,51 - 0,76. Stopień odziedziczalności wskaźnika głowy jest znacznie mniejszy (0,34 - 0,58). Dokładne określenie składowych wariancji środowiskowej i uściślenie podanych powyżej wartości współczynnika odziedziczalności wymaga jednak dalszych badań na znacznie większym i bardziej zróżnicowanym materiale.

3. Silniejsze korelacje pomiędzy matkami i dziećmi oraz pomiędzy rodzeństwem, niż między ojcami i dziećmi mogą być wynikiem działania „regulatora matczynego”.

4. Długość i szerokość głowy wykazują pewien związek z chromosomem płciowym X, albo przez bezpośrednią w nim lokalizację alleli determinujących te cechy, albo — co jest bardziej prawdopodobne — pośrednie, plejotropowe oddziaływanie alleli zlokalizowanych w tym chromosomie na allele wielu cech metrycznych. Związek ten przejawia się w silniejszych korelacjach pomiędzy córkami i ojcami, niż między ojcami i synami — wymiary głowy synów zależą prawie wyłącznie od wymiarów matek.

5. Rodzinne podobieństwa wskaźnika głowy są prawdopodobnie wynikiem nakładania się efektów względnie niezależnego, poligenicznego dziedziczenia się jej wymiarów. Wydaje się, iż nie istnieją specyficzne

allele, które determinowałyby kształt głowy. Wskaźnik głowy ma więc mniejszą przydatność w badaniach rodzinnych, niż jej bezwzględne wymiary.

PIŚMIENNICTWO

1. Belniak T. *Przegl. Antrop.* 1971, 37, 211. * 2. Bielicki T., Welon Z., *Mat. i Prace Antrop.*, 1962, 59, 39 * 3. Falconer D. S., *Dziedziczenie cech ilościowych*, Warszawa 1974. * 4. Frets G. P., *The cephalic index and its heredity*. The Hague Martinus Nijhof, 1925 * 5. Holt S. B., *Brit. Med. Bull.* 1961, 17, 22 * 6. Hooton E. A. *Up from the Ape*, the McMillan Comp. New York 1974. * 7. Jasicki B., Panek S., Sikora P., Stołyhwo E., *Zarys Antropologii*, Warszawa 1962. * 8. Malinowski E. *Genetyka*, Warszawa 1967. * 9. McKusick V. A. *Genetyka człowieka*, Warszawa 1970. * 10. Orczykowska-Świątkowska Z., *Mat. i Prace Antrop.*, 1972 83, 291. * 11. Sikora P., *Mat. i Prace Antrop.*, 1964, 68, 63 * 12. Skład M., *Mat. i Prace Antrop.*, 1972, 83, 121 * 13. Stern C. *Podstawy genetyki człowieka*, Warszawa 1967. * 14. Szopa J., *Dziedziczenie wymiarów i wskaźnika twarzy u człowieka* (maszynopis) 1975. * 15. Wald I., *Metody statystyczne w genetyce człowieka*, „Problemy genetyki medycznej”, Warszawa 1971. * 16. Welon Z., *Mat. i Prace Antrop.*, 1962, 59, 51 * 17. Wolański N., Chrzastek-Spruch E., *Przegl. Antrop.*, 1970, 36, 53.

Zakład Antropologii UJ
Kraków, ul. Krupnicza 50

HEREDITY OF HEAD DIMENSIONS AND OF CEPHALIC INDEX IN MAN

by JAN SZOPA

The author's aim was to investigate mode of inheritance of human head length and head breadth together with the resultant cephalic index. The material comprises 200 families inhabiting Nowy Sącz voivodeship. Total number of examined individuals (in the age of 3-87 years) amounts to 912. The method employed was that of computing moment-product correlation coefficients for all combinations of kins. Statistical significance of the results was checked by means of Student's t-test. In the computations of parent-offspring correlations only the data for one, randomly selected, child from each family were included. Also heritability of investigated characters was considered. The results obtained (r values ranging from 0.17 to 0.58) enable one to conclude that head length and head breadth are determined polygenically, i.e. by a number of alleles at various loci acting cumulatively and without dominance of any head dimension. Heritability of head length and head breadth is shown to be similar — 0.51 to 0.76 depending on the way of estimation. Heritability of the cephalic index is much lower (0.34-0.58). The phenomenon of "maternal regulator" is distinct in considerably higher correlation coefficients for mother-offspring and sibling-sibling combinations than those for father-offspring combinations. Absolute dimensions investigated show certain relation to chromosome X — either by direct localisation in it of some alleles determining the dimensions or, what seems more probable, by indirect pleiotropic action of alleles localised in the chromosome X on various metrical characters. Within-family similarities of the ce-

phalic index (smaller than those of absolute dimensions) perhaps result from effects of separate independent polygenic inheritance of head dimensions, but not from action of specific alleles. This points towards limited usefulness of the cephalic index in studies carried on families.

HÉRÉDITÉ DES DIMMENSIONS ET DE L'INDICE DE TÊTE CHEZ L'HOMME

par JAN SZOPA

Le but de ce travail consiste à étudier la façon d'hériter la longueur et largeur de la tête ainsi que l'indice de celle-ci. Les membres des 200 familles, habitant le palatinat de Nowy Sącz, ont fournis des données d'études. En tout on a examiné 912 sujets âgés de 3 à 87 ans, en se servant de la méthode de corrélation entre les personnes apparentées où on déterminait le coefficient de corrélation rectiligne pour toutes les combinaisons des parents et des enfants. La réalité des liaisons a été vérifiée à l'aide du test t de Student. Les données d'un enfant tiré au sort de chaque famille ont été soumises à l'analyse. On a déterminé aussi les prédispositions à hériter caractères particuliers. Les résultats obtenus (valeurs r étant de 0,17 à 0,58) ont permis de constater que la longueur et largeur de tête étaient déterminées polygéniquement, c.à.d. par plusieurs paires d'allèles de loci divers agissant cumulativement. Il est à ajouter qu'aucune des grandeurs en cause n'a dominé l'autre. La longueur et largeur de tête ont démontré le niveau d'héréditabilité pareil prenant les valeurs de 0,51 à 0,76 selon la base d'estimation.

L'héréditabilité de l'indice de tête était beaucoup plus inférieure (de 0,34 à 0,58). Le régulateur de mère, dont le caractère s'était manifesté en corrélations plus importantes entre les mères et les enfants, frères et soeurs qu'entre les pères et les enfants, était observé. La longueur et largeur de la tête ont démontré un rapport au chromosome X de sex ou bien par la localisation directe dans le chromosome des allèles déterminant ces traits, ou bien — ce qui paraît plus vraisemblable — par l'action directe, pleiotrope des allèles localisés dans ce chromosome sur les allèles de divers traits métriques. Les ressemblances de famille de l'indice de tête inférieures aux dimmensions absolues de la tête) résultaient probablement de la sommation des effets de l'hérédité relativement indépendante, polygénique des dimmensions et non de l'action de la part des allèles spécifiques.

Tout cela limite l'utilité pratique de cet indice dans les études faites sur les familles.

C. A. Corsini, *La fécondité naturelle de la femme mariée,
Le cas des nourrices*

Genus, t. 30, 1974, nr 1 - 4, s. 1 - 17

Dużo zainteresowania zarówno w demografii, jak i w biologii człowieka, poświęca się problemowi płodności kobiet. Odróżnia się zazwyczaj płodność potencjalną od efektywnej (naturalnej lub świadomie regulowanej). Terminy te są zrozumiałe intuicyjnie, trudno natomiast ściśle je zdefiniować. Wydawałoby się, iż najłatwiej zdefiniować płodność efektywną liczbą urodzonych dzieci. I tu jednak jest dużo niejasności: czy wliczać urodzenia martwe, czy wliczać płody niedonoszone, jeśli tak, to po jakim okresie ciąży (liczenie zapłodnień jest praktycznie niewykonalne w badaniach populacyjnych). Płodność naturalną definiuje L. Henry jako taką płodność efektywną, która występuje w populacji nie regulującej liczby urodzeń. Niejasne jest tu jednak pojęcie regulacji urodzeń. Dużym powodzeniem cieszyło się — i nadal się cieszy — przekonanie, iż laktacja hamuje podatność kobiety na zapłodnienie. W nauce spotykamy na ten temat różne kontrowersyjne poglądy. Jeśli to przekonanie ludowe jest bezpodstawne, to przedłużenie okresu karmienia dziecka nie stanowi świadomej regulacji urodzeń, jeśli natomiast przedłużona laktacja choćby w małym stopniu utrudnia zapłodnienie, to nasze pojęcie o płodności naturalnej jest bałamutne.

C. A. Corsini usiłuje wyjaśnić problem związku laktacji z zapłodnieniem i czyni to w bardzo oryginalny sposób. Wykorzystuje dane z lat 1650 - 1799, ze szpitala we Florencji, który opiekował się podrzutkami. Podrzutki te były karmione przez mamki zamieszkałe w pobliskich wsiach. Zachowały się bardzo dokładne rejestry szpitala, obejmujące dane zarówno o dzieciach, jak i o mamkach oraz ich rodzinach.

W grupie kobiet (dalej nazywanej grupą I), które karmiły powierzone im dzieci przez cały przewidziany okres (12 do 18 miesięcy), średni okres między urodzeniami kolejnych ich własnych dzieci trwał 24,5 miesiąca, zaś okres laktacji 16,3 miesiąca. Natomiast w grupie kobiet, które z jakichkolwiek przyczyn przerwały karmienie (dalej nazywanych grupą II) analogiczne okresy trwały 16,8 oraz 8,6. Różnice te występują bez względu na zaawansowanie matek pod względem kolejności urodzeń (wraz ze wzrostem interwałów wzrasta trwanie okresu laktacji). W okresie laktacji zaszło w ciążę 27% z grupy I, a 11% z grupy II. Korelacja (r) między interwałami dzielącymi urodzenia kolejnych dzieci a okresami laktacji wynosi dla grupy I +0,69, dla grupy II +0,58.

C. A. Corsini, który niezwykle krytycznie i rzetelnie traktując materiał źródłowy próbował znaleźć i zweryfikować kontrargumenty przemawiające za brakiem związku między laktacją a menstruowaniem, w konkluzji dochodzi do wniosku, iż „być może karmienie piersią przedstawia istnienie innej formy maltuzjanizmu” w czasach tzw. płodności naturalnej.

Hipotetyczna płodność naturalna szczególnie dużo zwolenników ma wśród paleodemografów. Umożliwia ona przyjmowanie założeń co do liczby dzieci, których szczątków nie znaleziono na cmentarzyskach. Jest to jak widzimy założenie ryzykowne, a wyłącznie statystyczne przeliczenia demograficzne mogą nie tylko nie zbliżyć nas do prawdy, ale nawet od niej oddalać.

E. Piasecki (Wrocław)