

ANDRZEJ ZAMORSKI

OCENA RZETELNOŚCI OPISU FIGUR DAKTYLOSKOPOWYCH (CZEŚĆ II)

WSTĘP

Celem prezentowanej pracy jest ocena jednoznaczności opisu figur daktyloskopowych palców dokonywanego przy użyciu najczęściej stosowanej w Polsce klasyfikacji *Le strange - Bocheńskiej* [Bocheńska 1964] w uzupełnieniu *E. Roguckiej* [1968]. Podjęcie powyższego tematu uzasadnić można rozległością badań dermatoglicznych, jak też ich znaczeniem poznawczym i praktycznym.

Znamienny jest fakt nieprzerwanego zainteresowania człowieka własnymi dłońmi. Od starożytności starano się tłumaczyć pochodzenie linii papilarnych przypisując im, jak również innym cechom rąk, nie akceptowany dziś (bądź niezrozumiały już dla nas) związek z psychiką człowieka i jego przeznaczeniem (chirognomia, chiromancja). Współczesna nauka nie zarzuciła problemu listewek skórnych przynosząc nowe, niewątpliwie ciekawe spojrzenie.

Badania genetyczne wskazały na odziedziczalność takich cech dermatoglicy jak typ wzoru, jego kształt, liczba listewek, wskazując jednocześnie na słabą komponentę genetyczną przy wykształcaniu się drobnych minucji, przerw, rozwidleń, wysepek. Podlegające dziedziczeniu właściwości układu listewek skórnych pozwalają badać biologiczne zróżnicowanie regionalne, etniczne, czy rasowe człowieka. Znajomość rozkładów częstości wzorów w populacji umożliwia w antropologicznych ekspertyzach dochodzenia ojcostwa wartościować zgodność cech według zasady — im cecha rzadsza, tym wartość dowodowa większa.

Dermatoglify wykorzystywane są również przy ustalaniu typu zygotyeczności bliźniąt. Powszechnie znana jest też przydatność dermatoglicy w kryminalistyce.

Przedstawiona w zarysie problematyka badań dermatoglicy jest obszerna i doczekała się olbrzymiej bibliografii. Wiele dotychczasowych wniosków z tego zakresu ma charakter ledwie hipotezy, sugestii, co dowodzi potrzeby dalszego rozwoju tej dziedziny. Podstawą opracowań statystycznych w daktyloskopii są badania dermatogramów przy użyciu

określonych systemów klasyfikacyjnych wzorów listewkowych. Od trafności i ścisłości w sporządzeniu danej klasyfikacji zależny jest stopień obiektywizmu wyników wyjściowych, które po „obróbce” statystycznej decydują o prawdziwości wniosków ostatecznych w każdym badaniu.

Interesujący jest problem, jakim ryzykiem błędu obarczone są jakościowe określenia wzorów papilarnych dokonywane w ramach konkretnego systemu klasyfikacyjnego. Problem ten postanowiłem zbadać w odniesieniu do stosowanej w Polsce klasyfikacji Lestrangle-Bocheńskiej [Bocheńska 1964]. W pierwszej, opublikowanej już [Zamorski 1984] części opracowania zbadałem stopień zgodności kolejnych oznaczeń wykonanych na tym samym materiale przez tego samego autora. W niniejszym artykule zawarte są wyniki oceny zgodności opisu tego samego materiału przez kilku niezależnie od siebie działających ekspertów.

MATERIAŁ I METODY

Materiałem do badań były odbitki palców pobrane w 1981 roku od 36 studentów UAM w Poznaniu, które wykorzystano również do opracowania pierwszej części podniesionego w artykule problemu [Zamorski 1984]. Cztery badające osoby dokonywały opisu opierając się na klasyfikacji Lestrangle-Bocheńskiej [Bocheńska 1964] uzupełnionej przez E. Rogucką [1968], a następnie uzyskane wyniki poddano analizie statystycznej. Kryteria zgodności opisu oraz zastosowane formuły rachunkowe są identyczne z tymi, jakie stosowano w części pierwszej [Zamorski 1984].

1. Powtarzalność opisów wzorów palcowych wyznaczano według dwóch kryteriów. Kryterium pierwszym (K. I) była zgodność uzyskana przy całkowitym opisie wzoru, tj. zarówno jego typu jak i kierunku. Kryterium drugie (K. II) oznaczało zgodność tylko typu figury.

2. W każdym z 36 kompletów, zawierających wyniki opisu 10 odbitek palcowych przez 4 osoby, określano oddzielnie dla każdego palca ilość opisów identycznych, uznając arbitralnie za wzór prawdziwy (matrycę) ten, którego opis najczęściej się powtórzył. Dla danego palca uzyskuje się więc w komplecie jedną „matrycę” i jej trzy powtórzenia (kopie), z których wszystkie bądź określona część są z nią identyczne. Ujmuje to wzór:

$$p = \frac{n-1}{3}$$

gdzie: p — wartość powtarzalności opisu w komplecie, n — liczba zgodnych opisów w komplecie.

3. Wartości powtarzalności opisu palców od I do V dla prawej (34 komplety) i lewej (33 komplety) ręki oddzielnie oraz łącznie obu rąk uśredniono według wzoru:

$$\bar{p} = \frac{\Sigma p}{k}$$

gdzie: k — liczba kompletów.

4. Średnia wartość zgodności opisu wszystkich wzorów uwzględnionych w klasyfikacji Lestrangle-Bocheńskiej (tab. 2) obliczona była ze wzoru

$$\bar{p} = \frac{\Sigma p}{N}$$

gdzie: N (liczebność próby) — suma palców we wszystkich kompletach, na których dany wzór oznaczono co najmniej dwa razy.

5. Dla każdego wyniku wyliczono błąd standardowy:

$$E_p = \sqrt{\frac{\bar{p} \times \bar{q}}{n}}$$

gdzie: $\bar{q} = 1 - \bar{p}$, n — ogólna liczba powtórzeń (przy czym $n = k \times 3$ lub $n = N \times 3$ ze względu na trzy kopie pochodzące z jednego kompletu).

6. Nie różnicując wzorów w komplecie (jak opisano w punkcie 2) na „matrycę” i jej kopie można ten sam problem zbadać metodą wariancji, jako ocenę stopnia rozbieżności opisu. Wartość wariancji w komplecie dla każdego palca obliczono ze wzoru:

$$R = 1 - \frac{\sum_{i=1}^k (n_i^2 - n_i)}{k^2 - k}$$

gdzie: n — liczba wariantów identycznych, i — wskaźnik kolejnego typu wzoru w komplecie, k — liczba powtórzeń opisu (w tym przypadku $k=4$).

Dane w tabelach 5 i 6 są średnimi wartościami R ze wszystkich kompletów.

OMÓWIENIE WYNIKÓW

Dla łatwiejszej analizy porównawczej wyników otrzymanych w niniejszej pracy i wyników części pierwszej [Zamorski 1984], zachowano tę samą kolejność podrozdziałów, jaką zaprezentowano uprzednio.

Zgodność opisu listewek opuszkowych na palcach rąk

W tabeli 1 zamieszczono średnie wartości powtarzalności opisu wzorów palcowych. Z tabeli tej wynikają następujące wnioski:

1. Dla żadnego z palców nie uzyskano całkowitej powtarzalności.
2. Wyższe wartości kryterium II w stosunku do analogicznych wyników kryterium I świadczą o trudnościach w oznaczaniu zarówno typu wzorów, jak i ich orientacji.

Tabela 1. Wartości średnich arytmetycznych, powtarzalności opisu palców prawej i lewej ręki łącznie

Kryterium		Palce				
		1	2	3	4	5
K. I	\bar{p}	0,737	0,696	0,830	0,774	0,847
	E_p	0,031	0,032	0,026	0,029	0,025
K. II	\bar{p}	0,795	0,767	0,881	0,813	0,870
	E_p	0,028	0,030	0,023	0,028	0,024

3. Dla obu kryteriów wyznaczyć można kolejność palców, na których opis listewek jest coraz mniej obiektywny. Dla kryterium I najwyższą wartość uzyskano na palcu 5, a w następnej kolejności 3, 4,



Rys. 1. Wartości powtarzalności opisu palców (prawe+lewe) dla kryterium I i II (w %)

1 i 2. Dla kryterium II kolejność ta jest nieco inna — najpewniej opisywany był palec 3, dalej 5, 4, 1 i 2. Rysunek 1 przedstawia graficznie wspomniane zależności.

Rzetelność opisu wzorów palcowych prezentowanych w klasyfikacji Lestrangle-Bocheńskiej

Dla wyjaśnienia niepełnej, zróżnicowanej powtarzalności opisu palców wyznaczono stopień rzetelności opisu każdej figury. Dane w tabeli 2 są średnimi arytmetycznymi wartościami p w kompletach, uzyskanymi dla

Tabela 2. Średnie arytmetyczne wartości powtarzalności opisu dla wszystkich typów wzorów według klasyfikacji Lestrangle-Bocheńskiej ($n=N \times 3$)

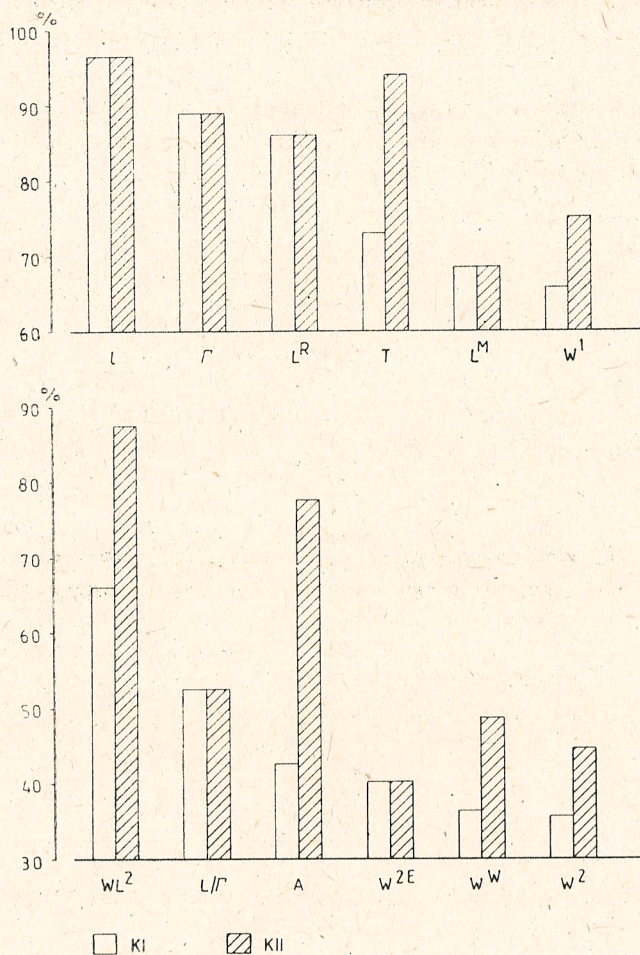
Typ wzoru	Kolejność wg stopnia trudności opisu		N	Kryterium I		Kryterium II	
	K. I	K. II		\bar{p}	E_p	\bar{p}	E_p
A	9	6	6	0,426	0,117	0,778	0,098
T	4	2	9	0,728	0,086	0,938	0,046
L	1	1	170	0,966	0,008	0,966	0,008
L ^R	3	5	12	0,861	0,058	0,861	0,058
L ^M	5	8	21	0,682	0,059	0,682	0,059
W ¹	6	7	47	0,657	0,040	0,751	0,036
W ^W	11	10	22	0,363	0,061	0,485	0,062
W ²	12	11	10	0,355	0,087	0,444	0,091
W ^{2E}	10	12	8	0,403	0,100	0,403	0,100
WL ²	7	4	14	0,635	0,074	0,873	0,051
Γ	2	3	1	0,889	0,514	0,889	0,314
L/Γ	8	9	3	0,518	0,167	0,518	0,288
W ³	13	13	1	0,000	0,000	0,333	0,471

palców, na których dany wzór rozpoznany był dwa, trzy lub cztery razy. Wyniki można podsumować następująco:

1. Zdefiniowanie żadnej z figur nie jest jednoznaczne.

2. Równowartość wyników obu kryteriów dla wzorów: pętla L, pętla rakietskowa L^R, pętla muszlowa L^M, pętla Γ, wzór złożony L/Γ i W^{2E} świadczy o tym, że przy opisie tych figur kłopotliwa jest tylko ocena ich typu. W przypadku natomiast łuku A, łuku namiotowego T, wiru jednocentrycznego W¹, wiru wielospiralnego W^W, pętli podwójnej WL² wiru dwucentrycznego W² i wiru atypowego W³ wartości kryteriów I i II są w różnym stopniu odmienne, wskazując tym samym na subiektywizm oceny tak typu jak i kierunku tych wzorów. Powyższe wnioski ilustruje rysunek 2.

Z bardziej szczegółowej analizy tabeli 2 wynika, iż największą zgodność uzyskano dla pętli L (0,966), dalej malała ona w kolejności wzorów: pętla gamma Γ, pętla rakietskowa L^R, łuk napięty T, pętla muszlowa L^M, wir jednocentryczny W¹, pętla podwójna WL², wzór złożony L/Γ, łuk A, wir dwucentryczny eliptyczny W^{2E}, wir wielospiralny W^W, aż do wiru dwucentrycznego W² (\bar{p} dla K. I=0,355). Kolejność przed-



Rys. 2. Wielkości zgodnej oceny wzorów (według K. I i K. II) ujętych w klasyfikacji Lestrangle-Bocheńskiego (w %)

stawiona została dla K. I i jest istotniejsza od analogicznej dla K. II z uwagi na to, że w większości opracowań dermatoglifów palcowych zwraca się uwagę na obie cechy, tj. typ wzoru i jego kierunek.

Rzetelność opisu podstawowych typów wzorów

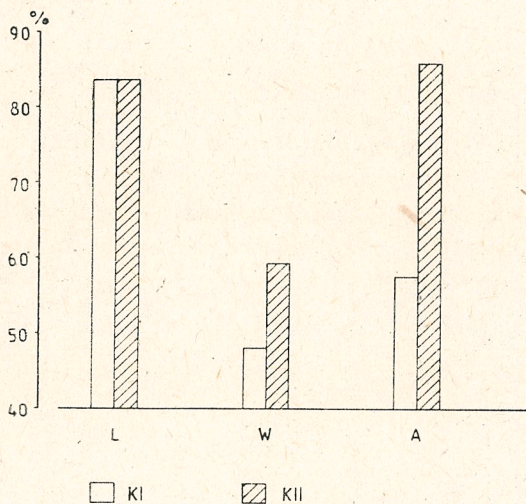
Grupując pośrednie formy pętli, wirów i łuków do galtonowskiego podziału na trzy typy, wyliczono powtarzalność opierając się na wartościach z tabeli 2.

Należy dodać, że pętlę podwójną WL², jako wzór dwudeltowy zaliczono do wirów oraz że nie wykorzystano wartości uzyskanych dla pętli gamma Γ, wiru atypowego W³ i wzoru złożonego L/Γ, które z powodu

Tabela 3. Średnie arytmetyczne powtarzalności opisu pętli L, wirów W i łuków A

	L (N=203)		W (N=101)		A (N=15)	
	K. I	K. II	K. I	K. II	K. I	K. II
\bar{p}	0,836	0,836	0,483	0,592	0,577	0,858
E_p	0,015	0,015	0,029	0,028	0,074	0,052

małej liczebności tych figur uznano za niemiernodajne. Wyniki zamieszczone w tabeli 3, jako czytelne, uznano za nie wymagające szerszego komentarza.



Rys. 3. Rzetelność opisu podstawowych kategorii wzorów — łuków, pętli i wirów (w %)

Zgodność opisu w świetle asymetrycznego zróżnicowania listewek skórnych palców

Wzory typu wirowych zajmują odleglejsze miejsca w ustalonej kolejności według stopnia trudności opisu figur (tab. 2), co oznacza, że jako bardziej skomplikowane, np. od pętlic, są trudniej rozpoznawalne. Zgodnie więc z wielokrotnie dowiedzionym większym stopniem komplikacji linii brodawkowych na opuszkach palców prawych, należałoby oczekiwać przy ich identyfikacji większego obciążenia błędem subiektywnej oceny. Innymi słowy, wartości powtarzalności opisu listewek na palcach prawej ręki powinny być mniejsze niż dla ręki lewej. Porównanie takie zestawiono w tabeli 4.

Analizując dane z tabeli 4 dla kryterium I widać, że oczekiwana, zgodna z powyższym wnioskiem sytuacja nie wystąpiła w pełni. Nie potwierdziła się na palcach 3 i 5, natomiast na prawych palcach 1, 2, 4

Tabela 4. Wartości powtarzalności opisu figur palcowych oddzielnie dla prawej i lewej ręki

Kryterium		Palce					
		1	2	3	4	5	
K. I	\bar{p}	P	0,686	0,640	0,859	0,716	0,902
		L	0,788	0,751	0,801	0,832	0,792
	E_p	P	0,046	0,048	0,034	0,045	0,029
		L	0,041	0,043	0,040	0,038	0,041
K. II	\bar{p}	P	0,742	0,766	0,892	0,772	0,931
		L	0,848	0,768	0,869	0,854	0,809
	E_p	P	0,043	0,042	0,031	0,042	0,025
		L	0,036	0,042	0,034	0,036	0,040

uzyskane wartości są w stopniu statystycznie istotnym mniejsze od tych, jakie wyliczono dla homologicznych palców lewych. Na wszystkich palcach różnica ta jest rzędu 0,1. Na rysunku 4 różnice te przedstawiono tylko dla kryterium I — jako istotniejszego. Wyniki kryterium II zachowują tę samą prawidłowość, lecz różnice są znacznie łagodniejsze.



Rys. 4. Różnice w średnich wartościach opisu palców prawej i lewej ręki uzyskanych dla kryterium I i II (w %)

Wariancyjna metoda analizy rzetelności opisu daktyloskopowego

Zgodności opisu figur na palcach (tab. 1 i 4) obliczono po raz drugi metodą wariancji. Traktując sumarycznie palce prawej i lewej ręki wyliczono wartości średnie stopnia rozbieżności (\bar{R}) dla kryteriów I i II (tab. 5). Wnioski wynikające z analizy danych z tabeli 5 są następujące:

1. Opis każdego palca wykazywał stopień rozbieżności w zakresie od 0,203 na palcu 5 do 0,439 na palcu 1 (K. I).

2. Na palcach od 1 do 4 wartości wariancji dla kryterium I są wyższe od wartości kryterium II, co wiąże się z trudnością identyfikowania orientacji wzorów występujących na tych palcach.

3. Stopień trudności opisu palców zwiększa się w kolejności od palca 5 przez 3, 4, 2 do 1 (K. I). W przypadku kryterium II kolejność zmienia się w taki sposób, że palcem najłatwiej opisywalnym jest 1, drugim w kolejności jest palec 5, a dalsze bez zmian. Dające się ustalić

Tabela 5. Średnie wartości wariancji \bar{R} opisu figur palcowych dla prawej i lewej ręki łącznie

		Palce				
		1	2	3	4	5
\bar{R}	K. I	0,439	0,400	0,227	0,360	0,203
	K. II	0,351	0,324	0,185	0,310	0,203

wnioski z danych uzyskanych metodą pierwszą (tab. 1) i metodą wariancji (tab. 5) są prawie identyczne. Uzasadnienie powstałych rozbieżności podjęto w dyskusji. Porównanie analogicznych wyników tabel 4 i 6 pozwala stwierdzić całkowitą zbieżność otrzymanych wyników.

Szereg rozdzielczy utworzony ze średnich wartości wariancji (\bar{R}) uzyskanych z dziesięciu palców każdego z 36 kompletów podzielono na dwie części (po 18 kompletów) wyznaczając medianę. Następnie dla wszystkich wzorów (według klasyfikacji Lestrangle-Bocheńskiej), uwzględniając ich orientację, obliczono częstości powyżej i poniżej mediany (tab. 7). W tabeli 8 zestawiono częstości samych tylko typów wzorów (K. II).

Tabela 6. Średnie wartości wariancji \bar{R} opisu figur palcowych oddzielnie dla prawej i lewej ręki ($k_p=34$, $k_L=33$)

		Palce				
		1	2	3	4	5
\bar{R}	K. I P	0,451	0,426	0,167	0,407	0,113
	L	0,427	0,374	0,287	0,312	0,292
	K. II P	0,367	0,324	0,147	0,349	0,113
	L	0,334	0,323	0,222	0,271	0,292

Względnie wysoka jednoznaczność w opisie pewnych figur (tab. 2), powinna znaleźć swe odbicie w relatywnie większej częstości ich występowania w górnej części szeregu rozdzielczego (tab. 7 i 8) i oczywiście *vice versa*. Porównując dane tabeli 2 z wartościami tabel 7 i 8 można powiedzieć, że wzory o największej identyfikowalności, np. pętla L czy łuk namiotowy T, zgodnie z oczekiwaniem, realizują się prawie trzykrotnie częściej powyżej mediany, podczas gdy frekwencja wzorów wirowych jest wielokrotnie wyższa w dolnej części szeregu rozdzielczego.

Tabela 7. Częstości typów figur i ich kierunków (K. I) w całkowitej próbie $N=680$ – powyżej mediany i $N=660$ – poniżej mediany (w %)

Typ wzoru	Zakres wartości wariancji od 0,000 do 0,300 $N=680$			Zakres wartości wariancji od 0,316 do 0,0799 $N=660$		
	Kierunek wzoru			Kierunek wzoru		
	u	s	r	u	s	r
A	0,88	1,32	0,44	0,30	0,15	
T	1,03	1,91	1,76	0,30	0,30	0,15
L	65,59		5,44	26,52		0,91
L^R	4,71		0,74	2,58		0,45
L^M	4,26			9,70		
W^1	1,62	1,47	0,88	10,76	7,58	4,24
W^W		0,44	0,59	4,70	6,36	0,91
W^2		0,74		3,18	3,03	0,45
W^{2E}	0,44	0,29		2,42	3,33	0,76
WL^2	1,47	0,74	0,59	3,18	2,42	0,45
Γ						0,45
L/Γ	0,59	0,15		0,16		
W^3				0,45		0,30

Szczególnym przypadkiem jest łuk A, którego całkowity opis jest wysoce subiektywny (tab. 2, K. I), a mimo to w tabelach 7 i 8 częstość tego wzoru jest znacznie większa w górnej niż w dolnej połowie szeregu rozdzielczego. Wyjaśnić to można tym, że przy niskiej liczebności tego wzoru w całkowitej próbie, spodziewana prawidłowość może nie ujawnić się, tym bardziej gdy wzór ten znalazł się na palcach należących do osób, dla których średnie wartości wariancji (\bar{R}) w kompletach były niskie. Wówczas komplety takie znajdują się w puli tych powyżej mediany, co oczywiście determinuje identyczne położenie wzorów do nich należących.

Tabela 8. Częstości wzorów w próbach powyżej i poniżej mediany – K. II (w %)

	Typ wzoru												
	A	T	L	L^R	L^M	W^1	W^W	W^2	W^{2E}	WL^2	Γ	L/Γ	W^3
$0 \leq R \leq 0,233$ $N=700$	3,00	3,86	71,14	4,57	3,14	4,43	1,43	1,14	0,71	3,57	–	1,43	0,14
$0,233 \leq R \leq 0,734$ $N=640$	0,16	–	29,06	2,66	10,94	22,03	11,88	7,03	6,88	5,47	0,47	0,31	0,63

nić się, tym bardziej gdy wzór ten znalazł się na palcach należących do osób, dla których średnie wartości wariancji (\bar{R}) w kompletach były niskie. Wówczas komplety takie znajdują się w puli tych powyżej mediany, co oczywiście determinuje identyczne położenie wzorów do nich należących.

DYSKUSJA

Niniejsza praca, jako część druga, jest jednocześnie zamknięciem tematu, którego cel i zakres określono we wstępie, stąd przy omawianiu aktualnych wyników w wielu kwestiach wypadało nawiązać do ustaleń z części pierwszej [Zamorski 1984].

Tabela 9. Udział błędów oceny typu wzoru i jego orientacji w całkowitym błędzie opisu figur palcowych (w %)

Wzór	Błąd całkowity	Błąd oceny typu wzoru	Błąd oceny kierunku
A	57,4	22,2	35,2
T	27,2	6,2	21,0
W ¹	34,3	24,9	9,4
W ^W	63,7	51,5	12,2
W ²	64,5	35,6	8,9
WL ²	36,5	12,7	23,8
W ³	tylko jeden przypadek (N=1)		

Kolejność figur według stopnia trudności ich opisu przedstawiona w drugiej kolumnie tabeli 2 jest różna dla kryterium I i II. W rozdziale „Omówienie wyników” wyjaśniono już, co dla danych figur jest tego przyczyną. Tabela 9 natomiast zawiera zestawienia wartości składowych błędów globalnego opisu wzorów. Wynikające z niej konkluzje są następujące. Dla wzorów wirowych całkowity błąd opisu spowodowany jest głównie trudnością w identyfikacji tego typu, podczas gdy składowa druga — błąd oceny kierunku — jakkolwiek znacząca, odgrywa znacznie mniejszą rolę. Dla łuku A, łuku napiętego T i pętli podwójnej WL² relacja jest odwrotna. O ile trudniej znaleźć zadowalające uzasadnienie przyczyny błędnej oceny kierunku, o tyle, korzystając z wyników opisów w kompletach można dość dokładnie określić, które z typów są między sobą mylone. I tak: każda z pętli może być utożsamiana z inną, np. pętla muszlowa L^M z pętlą L, a ta z niezdecydowaną formą łuku namiotowego T, natomiast pętla rakietskowa L^R czasami bywa mylona z wirem atypowym W³; łuk A może wykazywać podobieństwo do łuku namiotowego T. Bardzo niskie wartości \bar{p} (tab. 2) dla wirów wynikają z trudności rozstrzygnięcia pomiędzy np. wirem dwucentrycznym eliptycznym W^{2E} a wirem jednocentrycznym W¹, wirem wielospiralnym W^W, czy wreszcie wirem dwucentrycznym W². Wir wielospiralny W^W jest często utożsamiany z wirem dwucentrycznym W² oraz z WL², a ta z kolei wykazuje pośredniość z wirem dwucentrycznym i wzorem złożonym L/Γ.

Tak przedstawiona zmienność w ocenie tych samych palców, w pewnych granicach może ulegać zmianie, co jednak nie jest tak istotne. Znaczący natomiast jest fakt, że niezależnie od tego, czy ten sam materiał bada kilkakrotnie jedna osoba, czy bada go kilka osób, wynik jest niewątpliwie równie niezadawalający, gdyż aż w czterech przypadkach (A, W^W, W², W^{2E}) dla kryterium I zgodność opisu nie osiąga nawet wartości 0,5 (tab. 2). To, że zgodność opisu czterech osób jest dużo słabsza od powtarzalności uzyskiwanej przez jedną osobę należałoby uzasadnić raczej tym, że te same definicje typu i kierunku wzoru, przy tak niuansowym charakterze klasyfikacji, mogą być różnie interpreto-

wane w konfrontacji z konkretnym materiałem. Określona badająca osoba zachowuje raczej zawsze ten sam, sobie właściwy schemat zastosowania danej definicji do konkretnego wzoru. Można więc powiedzieć, że wynik takiego postępowania jest wypadkową: 1) ścisłości zawartych w klasyfikacji definicji, 2) indywidualnego ich rozumienia oraz 3) określonej, indywidualnej percepcji badacza. Wynik takiej wypadkowej (tu, wartość powtarzalności opisu wzorów palcowych) będzie dla danej osoby przypuszczalnie w miarę stały. Każda z badających osób reprezentuje inną taką „wypadkową”, co w konsekwencji zwiększa dodatkowo rozbieżność ich niezależnego opisu tego samego materiału.

Przykładem na słuszność tego wnioskowania może być porównanie wyników tabeli 5 części pierwszej [Zamorski 1984], z analogicznymi wynikami niniejszego opracowania (tab. 4). Otóż, wzory wirowe występują częściej na prawej ręce niż na lewej (hipoteza Bonnevie) z jednocześnie większą frekwencją na palcach 4, 1 i 2. Będąc wzorami skomplikowanymi są tak silnym „osłabieniem” dla rzetelnego opisu tych palców na ręce prawej, że opis tych palców dokonywany bądź to przez jedną osobę, bądź przez kilka osób jest obciążony wyraźnie większym błędem subiektywnej oceny, niż homologicznych palców lewych. Wzory palców 5 i 3, jako ogólnie mniej skomplikowane, nie stanowią już takiego „wzmocnienia” efektu asymetrii. O ile więc wynik opisu tych palców dokonany przez jedną osobę (część I, tab. 5 i 7), choć w minimalnym stopniu, ujawnia tę asymetrię, o tyle suma „wypadkowych” opisu czterech osób wyraża wręcz przeciwieństwo tej prawidłowości (tab. 4 i 6).

W tabeli 2 podano wartości dla pętli Γ , wiru atypowego W^3 oraz dla wzoru złożonego L/Γ , które z powodu bardzo małej liczebności uznać należy za mało miarodajne. Jako przypadkową należy też uznać równowartość $K. I$ i $K. II$ uzyskaną dla wiru dwucentrycznego eliptycznego W^{2E} ($K. I = K. II = 0,403$). Wydaje się, że określenie dla tej figury orientacji, podobnie jak dla innych typów wirów, może być kłopotliwe. Przypuszczenie to oparte jest na analogicznym wyniku uzyskanym dla tej figury w części pierwszej [Zamorski 1984].

Wyprowadzone na podstawie tabeli 2 ustalenia pozwalają z dość dużą jasnością rozumieć przyczyny niepełnej powtarzalności opisu palców, dla których wartości zestawiono w tabelach 1 i 5, 4 i 6 oraz w tabeli 3. Generalny wniosek wynikający z tabeli 2, że żadna z figur ujętych w badanej tu klasyfikacji nie jest stuprocentowo identyfikowalna tłumaczy — również ogólnie — przyczynę zróżnicowanych wartości błędu uzyskanych obydwoma metodami dla wszystkich palców. Szczegółowy rozkład wartości tabeli 2 pozwala natomiast wyjaśnić dlaczego na palcach 2, 4 i 1 wartości zgodności opisu wzorów są mniejsze, niż na palcach 5 i 3 (tab. 1 i 5) oraz dlaczego dla lewych palców 2, 1 i 4 wartości tej zgodności są większe niż dla homologicznych palców prawych (tab. 4 i 6). Hipoteza Bonnevie [Orczykowski a-Świątkowska 1964]

mówi, że wiry są charakterystyczne dla lepiej rozwiniętych opuszek, a takie właśnie występują na ręce prawej. Dodać należy, że wiry najczęściej pojawiają się na palcach 4, 1 i 2, co tłumaczy się ich większą wypukłością w stadium embrionalnym człowieka. Schlaginhaufen [Orczykowska - Świątkowska 1964] (również Rogucka [1968] i Bocheńska [1964]) sugeruje, że zamknięte systemy listewek (wiry) zwiększają dokładność odczuwania wrażeń dotykowych. Tak więc większa liczba wirów na prawej ręce i wspomnianych palcach nabiera znaczenia funkcjonalnego. Rozkłady wartości w tabeli 2, tabelach 1 i 5 oraz 4 i 6 są więc, choć w odmienny sposób, empirycznym potwierdzeniem prawidłowości zaobserwowanej przez cytowanych autorów.

Potwierdzenia takiego nie uzyskuje się na palcach 3 i 5 (tab. 4 i 6), gdzie wartości powtarzalności opisu prawych palców są znacznie większe. Można to jednak wytłumaczyć relatywnie niższą częstością na tych palcach wirów, które głównie decydowały o ujawnieniu się, zgodnie z oczekiwaniem, wspomnianej prawidłowości.

Wyniki zestawione w tabeli 3 mają charakter bardzo ogólny. Z pewnością zgodność opisu pętli w znaczeniu galtonowskim byłaby dużo wyższa niż ta, jaką uzyskano dla sztucznie „skondensowanej pętli”, której składowe (L , L^R i L^M) są trudniej opisywalne. To samo odnosi się do wzorów wirowych oraz łuków.

Wnioski jakie wypływają z analizy tabel 7 i 8 przedstawiono już w rozdziale poprzednim. Wyjaśnienia jednak wymagają wartości, jakie podano dla ogólnej liczebności wzorów (N). Spośród trzydziestu sześciu osób, od których pochodził materiał, z powodu prawie całkowitego starcia listewek, nie pobierano odbitek palców prawych w dwóch i lewych w trzech przypadkach. Zależnie od tego, ile takich kompletów trafiło do górnej lub dolnej części rozkładu, o tyle niższe są wartości N . Ponadto, jeśli zsumować wartości procentowe górnej części szeregu rozdzielczego, odpowiadające wszystkim wzorom i ich kierunkom (K. I, tab. 2), nie uzyskamy stu procent, które odpowiadać powinny wartości $N=680=100\%$. Brakujące 1,91% stanowi 13 przypadków, których nie podano w tabeli, a które oznaczają sporadyczny brak odbitek palca lub figurę, której oznaczenia nie podjęła się żadna (lub trzy) z badających osób. Takich przypadków dla kryterium I (tab. 7) poniżej mediany było 17, co równa się 2,58%; dla kryterium II powyżej mediany (tab. 8) było 10 (1,43%) i dla kryterium II poniżej mediany 16 (2,5%).

PIŚMIENNICTWO

- Bocheńska Z., 1964, *Dziedziczenie listewek skórnych na palcach człowieka*, Mat. i Prace Antrop. 65, 123-172.
Orczykowska - Świątkowska Z., 1964, *Badania nad zmiennością i dziedziczeniem listewek skórnych*, Mat. i Prace Antrop., 65, 91-122.

- Rogucka E., 1968, *Zróźnicowanie listewek skórnych na opuszkach palców rąk w populacji polskiej*, *Mat. i Prace Antrop.*, 76, 91-122.
- Zamorski A., 1984, *Ocena rzetelności opisu figur daktyloskopowych*, *Przegl. Antrop.*, 50, 81-97.

Zakład Antropologii UAM
ul. Fredry 10, 61-701 Poznań

EVALUATION OF RELIABILITY OF DESCRIPTION OF DERMATOGLYPHIC PATTERNS

by ANDRZEJ ZAMORSKI

This work attempts to determine the error risk existing in the qualitative determination of dermatoglyphic patterns made within a definite classification system. This problem was examined in reference to the Lestrangle-Bochenska classification (Bocheńska, 1964) frequently used in Poland.

The material consisted of finger-prints taken in 1981 from students. Each print was described independently by four examiners. The calculational analysis of the obtained results was made by two methods: a variation method, and a method examining the degree of description repeatability. In both methods two evaluation criteria were taken into account:

criterion I — total agreement of the figure description was examined, i.e. the type and orientation

criterion II — moderated, reflecting the degree of description convergence only in reference to the pattern type.

The obtained results permit a statement that a 100% agreement of description has not been obtained for any of the studied aspects. The identity level of finger-prints description ranges from 0.979 (for the loops) to 0.355 (for the bicentric whorl W²). This indicates the need of a modification in the classification system for finger patterns.