

Le Impronte Digitali nei Gemelli

*Analisi Quali-Quantitativa*¹

(Nota metodologica)

P. Parisi, M. Di Bacco

PARTE PRIMA

I.1. Introduzione

Lo studio scientifico dei dermatoglifi, iniziato nel secolo scorso, si è andato largamente sviluppando, ed è entrato a far parte degli studi di genetica, con giovamento reciproco.

Nell'ambito dei dermatoglifi — che comprendono i rilievi cutanei dei polpastrelli delle dita, delle palme delle mani e delle piante dei piedi — particolarmente studiate sono state le impronte digitali. Queste appaiono prestarsi allo studio meglio delle altre: sono più facilmente rilevabili, e presentano, inoltre, un maggiore interesse genetico, risentendo molto poco di influenze ambientali. Le creste papillari si differenziano, infatti, fra il terzo ed il quarto mese di vita endouterina e non subiscono in seguito alcuna modificazione, salvo che nelle dimensioni. I dermatoglifi palmari e plantari, invece, possono più facilmente risentire di influenze ambientali².

Una classificazione in tipi delle figure formate dalle creste consente di effettuare studi a livello *qualitativo*. Tuttavia, l'esistenza di numerose forme di transizione comporta, frequentemente, difficoltà di attribuzione delle figure ad un tipo o ad un altro. Inoltre, l'analisi statistica qualitativa risulta notevolmente più complessa di quella quantitativa. D'altra parte, la possibilità di effettuare un conteggio delle creste semplifica notevolmente tali problemi, spostandone lo studio, dal livello qualitativo, a quello *quantitativo*.

¹ Il presente lavoro spetta: per la Parte Prima, al primo A.; per la Parte Seconda, al secondo A.; per la Parte Terza, ad ambedue gli AA., in parti uguali.

² Cf. Cummins & Midlo, 1943 (ristampato nel 1961, con l'aggiunta di un capitolo, ma senza altri sostanziali aggiornamenti): Cap. 10; Ford-Walker, 1963; Mukherjee, 1966.

Lo studio delle impronte digitali nei gemelli è stato affrontato da vari Autori¹. Ricorrendo a caratteri quantitativi, è stato possibile dimostrare che, rispetto a tali caratteri, i gemelli presentano coefficienti di correlazione notevolmente elevati — molto più nei gemelli monozigotici (MZ), che nei dizigotici (DZ). L'introduzione del metodo del Conteggio Totale delle Creste (Total Finger Ridge Count = TFRC) — ottenuto per somma dei singoli conteggi di ciascuna delle dieci dita — ha posto in evidenza coefficienti di correlazione dell'ordine di ~ 0.95 , nei gemelli MZ, e di ~ 0.50 , nei DZ². Tale reperto ha condotto ad introdurre il TFRC fra i caratteri utili alla diagnosi di zigotismo³. Esso appare rispondere, infatti, alle condizioni necessarie perchè un carattere possa esser considerato tale, e cioè: (i) sicuro condizionamento genotipico; (ii) ridotta variabilità ambientale; (iii) elevata penetranza; (iv) ampia variabilità genotipica, e (v) elevata espressività della stessa, cioè ampia variabilità fenotipica (il TFRC può assumere valori fra 0 e 300 circa).

Risultati estremamente indicativi sono anche stati ottenuti, con alcune varianti metodologiche, dalla Scuola genetico-psichiatrica del Maudsley Hospital⁴.

I.2. Scopo della ricerca

Le notevoli correlazioni riscontrate in coppie gemellari, sulla base del conteggio delle creste, ed il differente comportamento, rispetto a tale parametro, di gemelli MZ e DZ, ci hanno condotti a chiederci se alle correlazioni trovate a livello quantitativo corrispondessero — ed, in tal caso, in che misura — analoghe concordanze a livello qualitativo.

Ci siamo, quindi, proposti di verificare il grado di concordanza — intesa come coincidenza dei tipi *fondamentali* — delle figure papillari, rispettivamente in gemelli MZ e DZ, e la natura di tale concordanza: se casuale, o causale. Le ipotesi da controllare saranno quindi quelle della natura *causale* delle concordanze nelle gemelle MZ ed in quelle DZ: tali ipotesi saranno anche chiamate, nel seguito, *qualitative* o *di somiglianza*.

Si è ritenuto opportuno affiancare all'analisi qualitativa un'analisi quantitativa, che non si limitasse a verificare le correlazioni già dimostrate per il TFRC, ma estendesse l'analisi (i) all'esame delle correlazioni parziali, per accertare quale sia la variabilità delle singole informazioni che conducono, per somma, all'informazione complessiva del TFRC⁵; e (ii) alla costruzione dei campi di confidenza dei rispettivi coefficienti di correlazione trovati, in gemelli MZ e DZ.

¹ Per gli studi precedenti al 1942-1943, cf. Cummins & Midlo, 1943: Cap. 13. Per studi successivi, cf. Holt, 1952 e seg.; Slater E., 1953; Smith & Penrose, 1955; Wendt, 1955; Nixon, 1956; Lamy *et al.*, 1957; Allen, 1960; Richter & Geisser, 1960; Denker *et al.*, 1961; Slater E., 1963; Slater P. *et al.*, 1964; Parisi *et al.*, 1965, e molti altri.

² Cf. Holt, 1952, e seg.

³ Cf. Maynard-Smith *et al.*, 1961.

⁴ Cf. Slater E., 1953; Nixon, 1956; Slater E., 1963; Slater P. *et al.*, 1964.

⁵ In questa prima nota, sono state calcolate le sole correlazioni *mano per mano* (RFRC e LFRC, cf. III.2), senza considerare le singole correlazioni *dito per dito*, per lo scarso significato che avrebbero avuto, data l'esiguità del presente campione (cf. I.3.1).

I.3. Materiale e metodi

I.3.1. MATERIALE GEMELLARE

Il materiale gemellare previsto per la ricerca è quello indicato nella seguente tabella (cf. Tab. I.1).

Tab. I.1. Materiale gemellare

Zigotismo	Sesso		Totale
	♂♂	♀♀	
MZ	25	25	50
DZ	25	25	50
Totale	50	50	100

In questa prima nota, vengono riferiti i dati riguardanti 30 coppie bifemminili (FF) — 15 MZ e 15 DZ — sulle quali sono stati sperimentati i criteri di analisi che verranno poi seguiti e sviluppati sulle 100 coppie previste, sia tenendo conto del sesso, che indipendentemente da esso, per solo zigotismo.

Dall'archivio gemellare dell'Istituto « Mendel », furono estratte a caso 50 coppie gemellari FF, di età superiore ai 10 anni, in normali condizioni di salute, abitanti a Roma, o provincia¹.

Dopo aver accertato la disponibilità reale di tali 50 coppie e la loro distribuzione rispetto allo zigotismo (Monozigotiche = MZ; Dizigotiche = DZ; Non Classificate = NC), ed eliminato le coppie non disponibili (decessi, partenze, difficoltà di collaborazione, etc.) e le NC, il nostro materiale si ridusse alle 30 coppie suindicate.

A. Diagnosi di zigotismo

Le diagnosi di zigotismo furono accertate (i) mediante criteri di *somiglianza* — costituiti da: diagnosi « a colpo d'occhio », colore degli occhi e dei capelli, e criterio di « equivocità » — e (ii) mediante criteri di *concordanza*, costituiti dall'esame dei sistemi gruppospecifici ABO, MN, Rh.

¹ Le coppie furono scelte (i) di età superiore ai 10 anni, per ridurre le difficoltà di esecuzione delle impronte — spesso notevoli, quando si abbia a che fare con bambini piccoli; (ii) in condizioni di salute apparentemente normali, poichè — com'è noto — numerose condizioni patologiche, specialmente malformative, possono essere accompagnate da anomalie dermatogliche; (iii) abitanti a Roma, o provincia, per ovvie ragioni di comodità dell'indagine. Ma, evidentemente, le condizioni (i) e (iii) non vanno considerate come pregiudiziali, e non saranno necessariamente imposte nel corso del completamento del materiale previsto nella Tabella I.1.

i) *Criteria di Somiglianza*

a. *Diagnosi « a colpo d'occhio »*: Sulla base del solo aspetto fisico delle due cogenele (messe l'una a fianco all'altra), ciascuna coppia venne attribuita ad una delle seguenti classi:

MZ*	: molto probabilmente, monozigotiche;
DZ*	: molto probabilmente, dizigotiche;
MZ	: probabilmente, monozigotiche;
DZ	: probabilmente, dizigotiche;
?	: non so.

b. *Colore degli occhi*: Tale determinazione venne effettuata — dallo stesso operatore, in condizioni di luce analoghe e su ciascuna gemella separatamente — sulla base dell'apposita scala di Martin-Saller, costituita da 8 colori indipendenti, la cui ampiezza fu tuttavia estesa, perchè il metodo risultasse più sensibile, portando le classi da 8 (1; 2; ...; 8) a 24, nel seguente modo:

$$1 \left\{ \begin{array}{l} 1- \\ 1 \\ 1+ \end{array} \right. ; 2 \left\{ \begin{array}{l} 2- \\ 2 \\ 2+ \end{array} \right. ; \dots ; 8 \left\{ \begin{array}{l} 8- \\ 8 \\ 8+ \end{array} \right. .$$

c. *Colore dei capelli*: Tale determinazione venne effettuata — dallo stesso operatore, in condizioni di luce analoghe e su ciascuna gemella separatamente, alla radice dei capelli — sulla base dell'apposita scala di Fischer-Saller, che comporta un gruppo di 24 colori, dal più chiaro al più scuro (classi: A; B; ...; Z), ed un gruppo a parte di 6 colori, con le varie gradazioni di rosso (classi: I; II; ...; VI).

d. *Criterio di « equivocità »*: A ciascuna delle cogenele venne rivolta la domanda se venissero mai scambiate l'una per l'altra, o se lo fossero state in passato. La stessa domanda venne rivolta ai familiari, con particolare riguardo al periodo infantile delle gemelle. Ciascuna coppia venne così attribuita ad una delle seguenti classi:

+++	: le gemelle vengono, o venivano, scambiate dai genitori;
++	: le gemelle vengono, o venivano, scambiate da familiari ed amici;
+	: le gemelle vengono, o venivano, scambiate da conoscenti;
-	: le gemelle non sono mai state scambiate;
?	: non so.

Tab. I.2. Diagnosi di probabile monozigotismo basata sui criteri di somiglianza (cf. testo)

N.	N. Cartoteca	Diagnosi a colpo d'occhio	Criterio di equivocità	Colore occhi	Colore capelli	Diagnosi di probabile zigotismo	
1	3364bis	I II	MZ*	+++	7 7	V X	MZ
2	6256	I II	MZ	++	8— 8—	Y Y	MZ
3	10329	I II	MZ*	+++	8— 8—	Y Y	MZ
4	5736	I II	MZ	++	8— 8—	Y Y	MZ
5	6703	I II	MZ	++	2— 2	W V	MZ
6	254	I II	MZ*	+++	8 8	U U	MZ
7	92	I II	MZ*	+++	5 5	V V	MZ
8	5172	I II	MZ*	++	6— 6	X X	MZ
9	801	I II	MZ	++	5 5	P P	MZ
10	645	I II	MZ*	+++	7 7	Y X	MZ
11	145	I II	MZ*	+++	8+ 8+	U U	MZ
12	5442	I II	MZ*	+++	6— 6—	V X	MZ
13	9325	I II	MZ*	++	8— 8—	T T	MZ
14	1147	I II	MZ*	+++	8 8	V V	MZ
15	5238	I II	MZ*	+++	7+ 7+	U U	MZ

 ii) *Criteri di Concordanza*

Tali criteri si basarono sulla determinazione dei gruppi sanguigni dei sistemi gruppospecifici ABO, MN, Rh.

In caso di discordanza delle due cogemelle per almeno uno di tali sistemi, venne posta diagnosi di dizigotismo.

In caso di concordanza delle due cogemelle per tutti e tre i sistemi, venne cal-

colata la probabilità di una tale concordanza nell'ipotesi di dizigotismo — e, quindi, la probabilità di dizigotismo della coppia — sulla base delle frequenze geniche dei fenotipi trovati¹. Tale probabilità risultando generalmente bassa, venne posta diagnosi di probabile monozigotismo.

Per l'economia della ricerca, tale criterio non venne seguito nei casi in cui i criteri di somiglianza avessero già indicato almeno una non-somiglianza obiettivabile fra due cogemelle, consentendo, in tal modo, di porre diagnosi di dizigotismo, senza bisogno di ulteriori controlli.

B. Coppie gemellari MZ (N. 1-15)

Tutte le coppie che i criteri di somiglianza avevano condotto a classificare come MZ (*cf.* Tab. I.2) furono sottoposte ad esame dei gruppi sanguigni, in maniera da porre, indipendentemente, una diagnosi di zigotismo basata su criteri di concordanza. In caso di completa concordanza per i sistemi studiati, venne posta diagnosi di monozigotismo, calcolandone il peso probabilistico (*cf.* Tab. I.3).

Sulla base dei dati esposti nelle Tabelle I.2 ed I.3, e delle due diagnosi, indipendenti, di probabile monozigotismo, per le 15 coppie di gemelle N. 1-15, venne posta diagnosi definitiva di monozigotismo.

Restava, come in ogni diagnosi di monozigotismo, una probabilità residua di dizigotismo². Tale probabilità — risultando già esigua, sulla base delle concordanze del sesso e dei gruppi sanguigni ($0.0611 \leq P_{DZ} \leq 0.1178$)³, e venendo ad essere ulteriormente ridotta, sia pure in misura non valutabile statisticamente, in base alle somiglianze riscontrate con gli altri criteri — può essere ritenuta trascurabile.

C. Coppie gemellari DZ (N. 16-30)

Mentre — come si è visto — la diagnosi di monozigotismo va necessariamente espressa in termini di probabilità (calcolata, o meno), la diagnosi di dizigotismo può esser posta, anche in base ad una sola discordanza significativa, con ragionevole sicurezza. Tale discordanza deve riguardare, naturalmente, un carattere a sicura determinazione genetica ed il più possibile ambientostabile. Quanto maggiore è la sua stabilità ambientale, tanto maggiore è la significatività della discordanza.

Il colore degli occhi è un carattere massimamente ambientostabile, che consente fluttuazioni ambientali lievissime.

Il colore dei capelli, viceversa, è molto meno ambientostabile e può prestarsi più facilmente ad errori di rilevazione, anche quando si applichino i necessari accorgimenti.

¹ Per la metodologia usata, *cf.* nota alla Tab. I.3.

² Teoricamente, neanche l'assoluta identità genotipica di due gemelli potrebbe render nulla la probabilità di dizigotismo.

³ Esclusa la coppia N. 3, in cui la mancanza di un'informazione completa ha lasciato la P_{DZ} al livello del 18% circa.

Tab. I.3. Diagnosi di probabile monozigotismo basata sui criteri di concordanza intracoppia per i sistemi gruppospecifici ABO, MN ed Rh¹

N.	N. Cartoteca	Gruppi sanguigni	P _{DZ}	P _{MZ}	Diagnosi
1	3364 bis	A ₁ MN Rh ₁ Rh ₁	0.1045	0.8955	MZ
2	6256	O M Rh ₂ rh	0.1002	0.8998	MZ
3	10329	O MN Rh	0.1854	0.8146	MZ
4	5736	B MN Rh ₁ Rh ₂	0.0673	0.9327	MZ
5	6703	A ₁ MN Rh ₂ rh	0.0885	0.9115	MZ
6	254	A ₁ MN Rh ₁ rh	0.1115	0.8885	MZ
7	92	O MN Rh ₁ Rh ₁	0.1105	0.8895	MZ
8	5172	A ₂ N Rh ₁ rh	0.0665	0.9335	MZ
9	801	O N Rh ₁ rh	0.0923	0.9077	MZ
10	645	O MN Rh ₁ Rh ₂	0.0950	0.9050	MZ
11	145	O N Rh ₁ Rh ₂	0.0740	0.9260	MZ
12	5442	O MN Rh ₁ rh	0.1178	0.8822	MZ
13	9325	A ₂ M Rh ₁ rh	0.0916	0.9084	MZ
14	1147	A ₁ N Rh ₀ rh ₁	0.0611	0.9389	MZ
15	5238	A ₁ MN Rh ₂ rh	0.0885	0.9115	MZ

¹ Per il calcolo delle probabilità di dizigotismo (P_{DZ}), ci si è, fondamentalmente, basati sul metodo di Smith *et al.* (1961).

Date, cioè:

i) la probabilità *a posteriori* di dizigotismo, calcolata in base alla frequenza di gemelli DZ nella popolazione gemellare generale [p₁(D) = 2.3333];

ii) la probabilità, per una coppia gemellare DZ, di essere concordante rispetto al sesso femminile — considerando equiprobabili le quattro combinazioni possibili: MM, FF, MF, FM — [p₂(D) = 0.2500];

iii) la probabilità, per una coppia gemellare DZ, di essere concordante rispetto al sistema gruppospecifico ABO [p₃(D)];

iv) la probabilità, per una coppia gemellare DZ, di essere concordante rispetto al sistema gruppospecifico MN [p₄(D)];

v) la probabilità, per una coppia gemellare DZ, di essere concordante rispetto al sistema gruppospecifico Rh [p₅(D)],

sarà:

$$p(D) = p_1(D) \cdot p_2(D) \cdot p_3(D) \cdot p_4(D) \cdot p_5(D),$$

e

$$P_{DZ} = \frac{p(D)}{1 + p(D)}.$$

Le p₃(D) e p₅(D) furono ricavate, rispettivamente, dalle Tavole 28 e 30 di Smith *et al.* (1961). Le p₄(D) furono calcolate, con procedimento analogo, sulla base delle frequenze geniche: m = 0.63, n = 0.37 — calcolate da Siciliano e Mittiga (1953) per la regione di Roma — risultando:

$$p_{2MM}(D) = 0.6642$$

$$p_{2MN}(D) = 0.6165$$

$$p_{2NN}(D) = 0.4692$$

Nel nostro materiale gemellare, furono seguiti i seguenti criteri:

Colore degli occhi: Stabilite come fondamentali le classi 1; 2; ...; 8 (indipendentemente dalle sottoclassi 1—, 1, 1+; 2—, 2, 2+; ...; 8—, 8, 8+) fu considerata, in generale, *incompatibile con il monozigotismo* l'appartenenza delle cogemelle a classi diverse.

Colore dei capelli: Considerati due gruppi, rispettivamente per le classi 1-24 e I-VI, fu considerata, in generale, *incompatibile con il monozigotismo*, l'appartenenza di due

Tab. I.4. Diagnosi di dizigotismo basata sulla combinazione dei criteri di somiglianza e di concordanza (cf. testo)

N.	N. Cartoteca	Diagnosi a colpo d'occhio	Criterio di equivocità	Colore occhi	Colore capelli	Gruppi sanguigni	Diagnosi di zigotismo
16	5113	I II	DZ*	—	6— 2—	V X	DZ
17	807	I II	DZ	—	8— 7+	V U	A ₁ MN Rh ₁ Rh ₁ AB M Rh ₁ Rh ₁
18	300	I II	DZ*	—	5— 3	S P	DZ
19	1028	I II	DZ*	—	1— 8	T U	DZ
20	696	I II	DZ	—	8— 8+	W Y	O M rh ₁ rh ₂ B M Rh ₀ rh ₁
21	4679	I II	DZ*	—	6— 7	Y X	DZ
22	559	I II	DZ*	—	7 8	Y Y	DZ
23	203	I II	?	?	1— 1	G U	O M rh O MN rh
24	6121	I II	DZ*	—	7 2	X U	DZ
25	999	I II	DZ*	—	4 8	N X	DZ
26	167	I II	DZ*	—	6 5	X T	DZ
27	5250	I II	DZ*	—	1— 6—	U X	DZ
28	5408	I II	DZ	—	5— 5	T W	A ₁ N Rh ₁ rh O MN Rh ₁ Rh ₁
29	6024	I II	DZ*	—	7+ 7+	U I	DZ
30	9352	I II	DZ*	—	6+ 1—	X S	DZ

cogemelle a gruppi diversi, oppure — nell'ambito dello stesso gruppo di classi progressive 1-24 — a classi distanti di almeno 12 posti l'una dall'altra.

In generale, i criteri di somiglianza furono considerati *dimostrativi di dizigotismo*, quando fossero verificate le seguenti condizioni:

- i) Diagnosi a colpo d'occhio: DZ*
- ii) Criterio di equivocità: —
- iii) Discordanza di classe per il colore degli occhi, con uno scarto di almeno tre sottoclassi (ad es.: 1/2, 1 + /2 +, etc.); oppure, discordanza di gruppo, per il colore dei capelli, o di almeno 12 classi, nell'ambito dello stesso gruppo di colori progressivi 1-24.

Per ragioni di economia della ricerca, la determinazione dei gruppi sanguigni fu dunque evitata in quei casi già sicuramente diagnosticabili sulla base dei criteri di somiglianza (*cf.* Tab. I.4).

In conseguenza dei risultati esposti nella Tab. I.4, per le 15 coppie di gemelle N. 16-30, venne posta diagnosi di dizigotismo.

I.3.2. RILEVAZIONE DELLE IMPRONTE DIGITALI

A. Esecuzione delle impronte

Di ciascuna delle 60 gemelle — appartenenti, rispettivamente, alle 15 coppie MZ ed alle 15 coppie DZ — furono eseguite le impronte digitali di ambedue le mani.

Per l'esecuzione, ci si servì del sistema « Faurot »: ciascun dito, uniformemente inchiostrato di soluzione incolore, venne ruotato su fogli di carta simpatica per la soluzione stessa; per ottenere maggiore uniformità d'impressione (e, quindi, maggiore chiarezza ed attendibilità delle impronte)¹, si pose attenzione ad esercitare una pressione per quanto possibile costante, ed i fogli di carta furono poggiati su di un cuscinetto di gommapiuma.

Quando necessario, le esecuzioni furono ripetute, fino ad ottenere impronte digitali il più possibile chiare ed uniformemente eseguite. Le 600 impronte così ottenute vennero quindi sottoposte alla rilevazione dei dati.

B. Rilevazione dei dati

Allo scopo di limitare, per quanto possibile, l'errore di rilevazione dell'operatore, le impronte furono esaminate due volte — senza che risultasse la loro appartenenza a coppie gemellari MZ o DZ — indipendentemente, da operatori diversi. I casi dubbi vennero sottoposti a verifica: eliminati gli errori palesi, per i casi restanti vennero considerate le attribuzioni qualitative più probabili ed i valori quantitativi medi.

¹ È stato notato che una pressione non uniforme ed un incompleto svolgimento dell'impronta costituiscono notevoli fonti di errore (*cf.* Cummins & Midlo, 1943: pag. 49).

Vennero rilevati caratteri qualitativi e quantitativi definiti come segue:

i) CARATTERI QUALITATIVI: *Figure Papillari Fondamentali*.

Definiti,

come “*triradio*”: la convergenza di tre creste cutanee, delimitanti, rispettivamente, tre regioni di creste ad andamento approssimativamente parallelo;
come “*centro*”: il centro della figura definita dal triradio stesso,

furono classificate le seguenti figure fondamentali¹ (*cf.* Fig. I.1):

- S : *Figure ad S*, o *doppie anse*, definite da due triradi e due centri;
- W : *Vortici*, definiti da due triradi ed un centro;
- Lu : *Anse ulnari*, definite da un triradio ed un centro, con apertura dell'ansa in direzione ulnare;
- Lr : *Anse radiali*, definite da un triradio ed un centro, con apertura dell'ansa in direzione radiale;
- A : *Archi*, definiti dall'assenza di triradi evidenti.

ii) CARATTERI QUANTITATIVI: *Conteggio delle Creste*.

Una volta definite le figure papillari, venne effettuato il conteggio delle creste² consistente nell'unire ciascun triradio a ciascun centro mediante un segmento di retta, e nel contare le creste toccate dal segmento stesso, fatta eccezione per quella eventualmente presente nel centro della figura. Per figure di tipo W o S — avendosi più di un conteggio — viene, di norma, scelto quello superiore³; per figure di tipo Lu o Lr, il conteggio è invece unico; mentre, nel caso di figure di tipo A, il conteggio viene considerato pari a zero.

¹ Per «figure fondamentali» si intendono, generalmente, soltanto W, L ed A — definite, rispettivamente, da due, uno e nessun triradio evidente (*cf.* Cummins & Mildo, 1943: pag. 60). Ai nostri fini, tuttavia, è apparso utile considerare anche le figure ad S, e distinguere le L in Lu ed Lr, per la relativa frequenza di tali varianti, e per il loro notevole interesse qualitativo.

² *Cf.* Holt, 1951 e seg.

³ Tale criterio si limita, in pratica, a ridurre un'informazione duplice in un'informazione semplice — scelta fra le due in maniera arbitraria (*cf.* Nixon, 1956). D'altra parte, esso viene normalmente seguito dalla maggior parte degli Autori, ed è stato adottato anche da noi per semplicità, dato che le eventuali correzioni non sembravano apportare modifiche sostanziali.



«S»



«W»



«Lu» o «Lr», secondo che si tratti, rispettivamente,
della mano sn o dx



«A»

Fig. I.1. Tipi fondamentali di figure papillari (cf. testo)

C. Tabulazione dei dati

Effettuate le somme dei singoli conteggi, rispettivamente, per la mano dx (Right Finger Ridge Count: RFRC), per la mano sn (Left Finger Ridge Count: LFRC), e per ambedue le mani (Total Finger Ridge Count: TFRC), i risultati della rilevazione vennero tabulati, per ciascuna coppia, come nel seguente schema tipo (*cf.* Fig. I.2) e, quindi, sottoposti ad analisi statistica.

		5736: F. ANTONINA E PAOLA - MZ													
		DX						SN						DX + SN	
		I	II	III	IV	V	RFRC	I	II	III	IV	V	LFRC	TFRC	
1a	nata	W/21	Lu/15	Lu/13	Lu/5	Lu/6	60	S/23	Lu/10	Lu/5	Lu/5	Lu/7	50	110	
2a	nata	Lu/20	Lu/11	Lu/10	Lu/12	Lu/9	62	Lu/18	Lu/10	Lu/11	Lu/10	A/0	49	111	

Fig. I.2. Esempio di tabulazione dei dati rilevati

PARTE SECONDA

METODOLOGIA DEL CONTROLLO STATISTICO DELLE IPOTESI QUALITATIVE

II.1.

Ai fini del controllo statistico dell'ipotesi di lavoro formulata (cf. I.2), si possono schematizzare nel modo seguente le varie ipotesi.

Si dispone di un campione casuale di n coppie di impronte digitali relative al dito D , classificate nelle cinque modalità — ordinate in un modo qualsiasi con i numeri 1; 2; ...; 5.

Siano ${}_D X_k$ e ${}_D Y_k$ le modalità rilevate nei due elementi della coppia k -esima e ${}_D Z_1$; ${}_D Z_2$; ...; ${}_D Z_5$ il numero totale di impronte che, tra le $2n$ osservate, presentano le modalità 1; 2; ...; 5.

Associando alla k -esima coppia la variabile ${}_D \delta_k$, che assume il valore 1 se ${}_D X_k \equiv \equiv {}_D Y_k$ ed altrimenti il valore 0, si ottiene l'intero non negativo ${}_D r = \sum_{k=1}^n \delta_k$, che indica il numero delle concordanze osservate per il dito D , nel campione esaminato.

Entrambe le ipotesi enunciate si traducono nello stabilire se il numero ${}_D r$ delle concordanze — in altre parole il numero delle volte in cui è stato osservato sul dito D dei componenti di ciascuna coppia la stessa figura — può essere spiegato da una associazione casuale, oppure da un fattore sistematico.

Indichiamo ora con ${}_D f_{ii}$ il numero delle coppie (tra le n) in cui entrambi gli elementi sono portatori della modalità $i = 1; 2; \dots; 5$, e con ${}_D f_{ij}$ ($j = 2; \dots; 5 - j > i$) il numero delle coppie che (tra le n) hanno un componente portatore della modalità i e l'altro portatore della modalità j .

Con questi simboli possiamo identificare un campione con la configurazione campionaria costituita dalla 15-upla di interi non negativi:

$$[I.1] \quad ({}_D f_{11}; \dots; {}_D f_{55}; \quad {}_D f_{12}; \dots; {}_D f_{15}; \quad \dots; \quad {}_D f_{34}; {}_D f_{35}; \quad {}_D f_{45}) \equiv {}_D F_r$$

Risulta ovviamente $\sum_i {}_D f_{ii} + \sum_{i,j} {}_D f_{ij} = n$ e genericamente $\sum_{k=1}^n \delta_k = {}_D r$.

Supponiamo note le probabilità ${}_D P_i$ di osservare — nella popolazione da cui proviene il campione — la modalità i sul dito D ($i = 1; 2; \dots; 5$). In tal caso, nell'ipotesi che la probabilità di osservare sul dito D di un gemello la modalità i sia ${}_D P_i$, qualunque sia la modalità presente sullo stesso dito dell'altro gemello, le n coppie osservate possono riguardarsi come n determinazioni di una v.c. di Bernoulli nelle 15 alternative: $[i; i]$ ($i = 1; 2; \dots; 5$) e $[i; j]$ ($j = 2; \dots; 5 - j > i$), ciascuna delle quali ha probabilità elementare ${}_D P_{ii}^2$ ($i = 1; 2; \dots; 5$) e $2{}_D P_{iD} P_j$ ($j = 2; \dots; 5 - j > i$).

In questa ipotesi, che chiameremo brevemente di associazione casuale e che interpreta probabilisticamente la negazione della natura casuale delle concordanze (cf. I.2), la probabilità di osservare la configurazione campionaria [I.1] è:

$$[I.2] \Pr \{ {}_D F_r \} = \frac{n!}{\prod_{i \leq j} {}_D f_{ij}!} \prod_{i=1}^5 ({}_D P_i)^{{}_D f_{ii}} \prod_{j>i} (2{}_D P_i {}_D P_j)^{{}_D f_{ij}} = \frac{n!}{\prod_{j \leq i} {}_D f_{ij}!} 2^{n-r} \prod_{i=1}^5 {}_D P_i^{{}_D Z_i}$$

Perciò, valida sempre l'ipotesi enunciata, la probabilità di osservare un campione per il quale risulti $\sum_{k=1}^n \delta_k = r$ è:

$$[I.3] \Pr \{ {}_D R \} = 2^{n-r} n! \prod_{i=1}^5 {}_D P_i^{{}_D Z_i} \sum_{i \leq j} \frac{1}{\prod {}_D f_{ij}!}$$

dove il sommatorio va esteso a tutte le configurazioni campionarie ottenute variando ciascun elemento dell'insieme [I.1] nella classe degli interi non negativi sotto le condizioni:

$$[I.4] \begin{cases} \sum_{i=1}^5 f_{ii} = {}_D R \\ 2{}_D f_{ii} + \sum_2^5 {}_D f_{ij} = {}_D Z_i \quad (i = 1; 2; \dots; 5). \end{cases}$$

Ne segue che la probabilità di osservare un campione di n coppie, nel quale la variabile ${}_D r = \sum_{k=1}^n \delta_k$ è maggiore o uguale all'intero ${}_D \bar{r}$ ottenuto dall'effettiva esperienza, vale:

$$[I.5] \Pr \{ {}_D \bar{r} \leq {}_D r \leq {}_D R \} = \sum_{{}_D r = {}_D \bar{r}}^{{}_D R} \Pr \{ {}_D r \}$$

essendo ${}_D R = \sum_{i=1}^5 {}_D S_i$, con ${}_D S_i = \frac{{}_D Z_i}{2}$ (${}_D S_i = \frac{{}_D Z_i - 1}{2}$) se ${}_D Z_i$ è pari (dispari).

Dalla [I.4] si dedurrebbe un test per il controllo della nostra ipotesi. Scelto infatti un numero α , positivo e inferiore all'unità, si accetterebbe l'ipotesi di associazione casuale se $\Pr \{ {}_D \bar{r} \leq r \leq {}_D R \} > \alpha$, rifiutandola invece — in favore dell'alternativa ipotesi di causalità (o somiglianza) — qualora $\Pr \{ {}_D \bar{r} \leq r \leq {}_D R \} \leq \alpha$.

Il numero α è la probabilità dell'errore di I specie, ossia — nel nostro caso — la probabilità di rifiutare l'ipotesi di associazione casuale, quando essa è vera.

Tuttavia la valutazione di $\Pr \{ {}_D F_r \}$ descritta nella [I.2] — è impossibile, perchè non solo non conosciamo il valore delle probabilità ${}_D P_i$ ($i = 1; 2; \dots; 5$), ma non possiamo nemmeno ottenere per ciascuna di esse una stima soddisfacente¹. Ma la

¹ Per una discussione relativa ad un analogo problema, cf. Di Bacco, 1965.

difficoltà è superata costruendo non la probabilità [1.2] dell'evento consistente nell'osservare nel campione di n coppie la configurazione [1.1] essendo note le quantità ${}_D P_i$ ($i = 1; 2; \dots; 5$), ma la *probabilità dello stesso evento condizionata alle frequenze* ${}_D Z_i$ ($i = 1; 2; \dots; 5$) *supposte come preesistenti alla ripartizione, puramente casuale, di esse tra i $2n$ elementi del campione.*

Levene (1949) ha mostrato che quest'ultima probabilità vale:

$$[1.6] \quad P_r \{ {}_D F_r \mid {}_D Z_1; \dots; {}_D Z_5 \} = \frac{n!}{\prod_{i \leq j} {}_D f_{ij}!} 2^{n - D^r} \frac{\prod_{i=1}^5 {}_D Z_i!}{(2n)!}.$$

Alla [1.6] si perviene anche ragionando in modo diverso da quello indicato dall'autore citato.

Si supponga di ordinare casualmente, secondo i primi $2n$ numeri interi positivi, i $2n$ elementi che costituiscono il campione. Si associ poi l'elemento che occupa il primo posto con quello che occupa il secondo, quello che occupa il terzo posto con quello che occupa il quarto,

Se ci si chiede qual'è la probabilità di ottenere, seguendo questo schema, i numeri non negativi ${}_D f_{ii}$ ($i = 1; 2; \dots; 5$) e ${}_D f_{ij}$ ($i = 1; 2; \dots; 5; j > i; \sum {}_D f_{ii} = D^r$), la risposta al quesito è fornita proprio dalla [1.6]: sono infatti $\frac{(2n)!}{\prod {}_D Z_i!}$ i casi possibili — essendo tante le permutazioni con ripetizione di $2n$ elementi in cui ${}_D Z_i$ sono di tipo i ($i = 1; 2; \dots; 5$) — mentre i casi favorevoli sono $\frac{n! 2^{n - D^r}}{\prod_{i \leq j} {}_D f_{ij}!}$.

Dalla [1.6] dedurremmo il « test » che controlla le nostre ipotesi: si costruisca mediante essa la probabilità:

$$[1.7] \quad P_r \{ {}_D R \mid {}_D Z_1; \dots; {}_D Z_5 \} = \sum P_r \{ {}_D F_r \mid {}_D Z_1; \dots; {}_D Z_5 \}$$

essendo il sommatorio esteso a tutte le configurazioni campionarie dedotte dalla [1.1] sotto le condizioni [1.4]. Perciò, con i simboli usati nella [1.7] e nella [1.6]

$$[1.8] \quad P_r \{ {}_D \bar{r} \leq D^r \leq {}_D R \} = \sum_{D^r = D^{\bar{r}}} {}_D R P_r \{ {}_D R \mid {}_D Z_1; \dots; {}_D Z_5 \} = \\ = \frac{n!}{(2n)!} \prod_{i=1}^5 {}_D Z_i! \sum_{D^r = D^{\bar{r}}} {}_D R 2^{n - D^r} \sum_{i \leq j} \frac{1}{\prod {}_D f_{ij}!}$$

essendo il secondo sommatorio esteso a tutte le configurazioni del tipo [1.1] che soddisfano alle condizioni [1.4].

Calcolata quindi la [1.8] e scelto il numero positivo α , inferiore a 1, si respingerà l'ipotesi d'associazione casuale delle modalità sul dito omologo D dei gemelli, qualora risulti $\Pr \{D\bar{r} \leq r \leq D\bar{R}\} \leq \alpha$. In tal caso, ovviamente, sarà ritenuta vera l'ipotesi di « somiglianza » tra le figure papillari presenti sul dito D dei gemelli.

Il calcolo della [1.8] è piuttosto laborioso, specialmente perchè occorre specificare e calcolare, per ogni $r = D\bar{r}; D\bar{r} + 1; \dots; D\bar{R}$, la [1.7] usando le condizioni [1.4].

Nel prossimo paragrafo mostreremo come il calcolo può essere condotto nel modo più breve. Per ora vogliamo richiamare l'attenzione sul fatto che, nelle attuali condizioni sperimentali, non è possibile — ricorrendo ad approssimazioni convenienti, che evitino il calcolo della [1.8] — giudicare correttamente se le nostre osservazioni portano a concludere $\Pr \{D\bar{r} \leq r \leq D\bar{R}\} \leq \alpha$, negando, quindi, l'ipotesi d'associazione casuale.

Della v.c. che assume i valori 0; 1; 2; ...; $D\bar{R}$ con probabilità [1.7] è infatti nota (Levene, 1949) la media e la varianza. Tuttavia queste informazioni non sono utilizzabili nella nostra esperienza, molto esigua, nel tentativo di accertare se è $\Pr \{D\bar{r} \leq r \leq D\bar{R}\} \leq \alpha$ o $\Pr \{D\bar{r} \leq r \leq D\bar{R}\} > \alpha$; poichè — come del resto quasi sempre avviene nell'induzione statistica — l'applicazione della disuguaglianza di Bienaymé-Tehbycheff non conduce a risultati conclusivi se α viene scelto nell'ordine di 10^{-2} .

D'altra parte, Levene (1949) ha anche dimostrato che se n diverge e se risulta ${}_D Z_1 \simeq {}_D Z_2 \simeq \dots \simeq {}_D Z_5$, allora la distribuzione della v.c. con funzione di probabilità [1.7] tende alla v.c. normale con media e varianza note. Ora, nel caso attuale, non solo n è esiguo ma — ciò che è più importante — anche disponendo di un campione molto più numeroso, non potremmo mai aspettarci di realizzare la condizione di quasi uguaglianza tra le frequenze osservate per le cinque modalità nelle quali l'esperienza va classificata: esiste infatti un ineliminabile squilibrio nel rapporto numerico tra i cinque tipi di figure.

Aggiungiamo infine un chiarimento: poichè la v.c. R , che assume i valori 0; 1; 2; ...; $D\bar{R}$ con funzione di probabilità [1.7], è discreta, è necessaria qualche cautela nell'uso del test di controllo dell'ipotesi d'associazione casuale dedotto dalla [1.8].

Si supponga infatti che, prescelto il valore α della probabilità dell'errore di I specie, risulti:

$$[1.9] \quad \Pr \{D\bar{r} < D\bar{r} \leq D\bar{R} \mid {}_D Z_1; \dots; {}_D Z_5\} > \alpha$$

$$[1.10] \quad \Pr \{D\bar{r} + 1 < D\bar{r} \leq D\bar{R} \mid {}_D Z_1; \dots; {}_D Z_5\} < \alpha$$

Non è corretto in questo caso accettare senz'altro l'ipotesi d'associazione casuale; infatti — così facendo — il primo valore $D\bar{r}$, che consente di respingere l'ipotesi, è $D\bar{r} + 1$ e quindi — per la [1.10] — ciò comporta una diminuzione della probabilità dell'errore di I specie, poichè si è prefissato in α il valore di essa: ciò non è accettabile, perchè la scelta di α deve precedere l'applicazione del test e non deve quindi

essere influenzato dal risultato di esso. L'inconveniente può essere superato, costruendo il rapporto ¹:

$$[1.11] \quad \pi = \frac{P_r \{D\bar{r} \leq D_r \leq D_R \mid DZ_1; \dots; DZ_5\} - \alpha}{P_r \{D_r = D\bar{r} \mid DZ_1; \dots; DZ_5\}}$$

e accettando l'ipotesi d'associazione casuale con probabilità π : vale a dire accettando l'ipotesi se, attuando un esperimento casuale (che può dar luogo all'evento E con probabilità π e all'evento complementare \bar{E} con probabilità $1 - \pi$), si osserva l'evento E; l'ipotesi sarà rifiutata osservando invece l'evento \bar{E} .

Qualora nella [1.9] valga il segno di uguale o di minore, l'ipotesi d'associazione casuale sarà senz'altro respinta. Se, infine, valendo nella [1.9] il segno di maggiore, si ha nella [1.10] il segno di maggiore o uguale, l'ipotesi d'associazione casuale è senz'altro respinta.

II.2.

Illustriamo ora il metodo seguito per la determinazione delle probabilità [1.7] per ciascun $P_r \{D_r \mid DZ_1; \dots; DZ_5\}$ la cui somma è la [1.8]. Si consideri l'equazione — agli interi non negativi:

$$[2.1] \quad \sum_{i=1}^5 f_{ii} = D\bar{r}$$

scegliendo $f_{ii} = 0; 1; \dots; \frac{DZ_i}{2} \left(\frac{DZ_i - 1}{2} \right)$ se DZ_i è pari (dispari) per ogni $i = 1; 2; \dots; 5$. È intanto evidente che l'indice superiore D_R del sommatorio scritto nella [1.8] è uguale alla somma degli estremi superiori dell'insieme di definizione di ciascuna delle variabili f_{ii} ($i = 1; 2; \dots; 5$). Sia:

$$[2.2] \quad D\bar{f}_{11}; D\bar{f}_{22}; \dots; D\bar{f}_{55}$$

una soluzione della [2.1]. Si costruiscano allora le quantità:

$$[2.3] \quad Dg_i^{(1)} = DZ_i - 2 D\bar{f}_{ii} \quad (i = 1; 2; \dots; 5)$$

essendo, come nel paragrafo precedente, DZ_i la frequenza della modalità i -esima — relativamente al dito D — nel campione di $2n$ elementi. Considerato l'insieme dei numeri interi non negativi $Dg_1^{(1)}; Dg_2^{(1)}; \dots; Dg_5^{(1)}$ possono verificarsi due eventualità: o tra essi c'è un numero $D\hat{g}^{(1)}$ maggiore (che, per semplicità d'esposizione, faremo coincidere con $Dg_i^{(1)}$) di tutti gli altri, oppure due o più dei numeri sono tra loro uguali e maggiori degli altri. Se esiste $D\hat{g}^{(1)} \equiv Dg_i^{(1)}$ possiamo scrivere:

$$[2.4] \quad Dg_i^{(1)} = D\hat{g}^{(1)} = Dg_2^{(1)} + Dg_3^{(1)} + Dg_4^{(1)} + Dg_5^{(1)} + 2 D b^{(1)}$$

¹ Cf. Tocher, 1950.

con ${}_D b^{(1)}$ intero¹. Distinguiamo allora tre casi:

a) ${}_D b^{(1)} > 0$. Si esclude allora immediatamente la possibilità che la soluzione [2.2] della [2.1] possa generare una configurazione campionaria per cui risulti $\sum_{k=1}^n \delta_k = {}_D r$ poichè, ottenute ${}_D \bar{f}_{ii}$ coppie di tipo $\{i; i\}$ ($i = 1; 2; \dots; 5$) e ${}_D g_j^{(1)}$ coppie di tipo $\{i; j\}$ ($j = 2; 3; 4; 5$), resterebbero ${}_D b^{(1)}$ coppie di tipo $(1; 1)$ e di conseguenza risulterebbe $\sum_{k=1}^n \delta_k = {}_D \bar{r} + {}_D b^{(1)}$, contro la condizione [2.1].

b) ${}_D b^{(1)} = 0$. Se ciò avviene si ottiene immediatamente la configurazione:

$$[2.5] \quad {}_D \bar{f}_{11}; \dots; {}_D \bar{f}_{55}; \quad {}_D g_2^{(1)}; \dots; {}_D g_5^{(1)}$$

che particolarizza la [1.1] con ${}_D f_{ii} = {}_D \bar{f}_{ii}$; ${}_D f_{ij} = {}_D g_j^{(1)}$ ($j = 2; \dots; 5$) e ${}_D f_{ij} = 0$ per ogni $i \neq 1$ e $j = 3; 4; 5$ soddisfacendo quindi alle condizioni della [1.5].

c) ${}_D b^{(1)} < 0$. In questa eventualità (che, nel caso in cui due o più dei numeri ${}_D g_2^{(1)}; \dots; {}_D g_5^{(1)}$, tra i quali poniamo ${}_D g_i^{(1)}$, sono uguali tra loro e maggiori degli altri, è l'unica possibile) consideriamo l'equazione:

$$[2.6] \quad {}_D g_1^{(1)} = g_2 + g_3 + g_4 + g_5$$

in cui $g_j = 0; 1; 2; \dots; {}_D g_j^{(1)}$ ($j = 2; \dots; 5$), e sia:

$$[2.7] \quad {}_D h_2^{(1)}; {}_D h_3^{(1)}; {}_D h_4^{(1)}; {}_D h_5^{(1)}$$

una sua soluzione. Si costruiscano le quantità — analoghe alla [2.3]:

$$[2.8] \quad {}_D g_j^{(1)} - {}_D h_j^{(1)} = {}_D g_j^{(2)} \quad (j = 2; 3; 4; 5)$$

Supponiamo, nuovamente, che nell'insieme [2.8] di interi non negativi esista un numero — che faremo coincidere con ${}_D g_2^{(2)}$ senza minore generalità — tale che ${}_D g_2^{(2)} > {}_D g_j^{(2)}$ ($j = 3; 4; 5$). Si potrà scrivere allora:

$$[2.9] \quad {}_D g_2^{(2)} = {}_D g_3^{(2)} + {}_D g_4^{(2)} + {}_D g_5^{(2)} + 2 {}_D b^{(2)}$$

con ${}_D b^{(2)}$ intero. La [2.9] è evidentemente analoga alla [2.4] e comporta tre eventualità a seconda che ${}_D h^{(2)} \cong 0$. Se ${}_D h^{(2)}$ è positivo, si esclude immediatamente la possibilità che la soluzione [2.2] della [2.1], congiuntamente alla soluzione [2.7] del-

¹ Infatti, dalla [2.3] segue $\sum_{i=1}^5 {}_D g_i^{(1)} = 2(n - \sum_{i=1}^5 {}_D \bar{f}_{ii})$, e quindi dalla [2.4]:

$$\sum_{i=1}^5 {}_D g_i^{(1)} - {}_D g_1^{(1)} = 2(n - \sum_{i=1}^5 \bar{f}_{ii} - {}_D g_1^{(1)})$$

In modo analogo, si può mostrare che sono intere le quantità ${}_D b^{(2)}$ e ${}_D b^{(3)}$ che compaiono, rispettivamente, nelle [2.9] e [2.14].

l'equazione [2.6], possa generare una configurazione campionaria per cui risulti $\Sigma \delta_k = D\bar{r}$ poichè, ottenute $D\bar{f}_{ii}$ coppie di tipo $\{i; i\}$ ($i = 1; 2; \dots; 5$) e $Dh_j^{(1)}$ coppie di tipo $\{1; j\}$ ($j = 2; \dots; 5$) e $Dg_j^{(2)}$ coppie di tipo $\{2; j\}$ ($j = 3; 4; 5$), resterebbero $Dh^{(2)}$ coppie di tipo $\{2; 2\}$ e di conseguenza risulterebbe $\Sigma \delta_k > D\bar{r}$, contro la condizione [2.1].

Risultando invece $Db^{(2)} = 0$, si ha la configurazione:

$$[2.10] \quad D\bar{f}_{11}; \dots; D\bar{f}_{55}; Dh_2^{(1)}; \dots; Dh_5^{(1)}; Dg_3^{(2)}; Dg_4^{(2)}; Dg_5^{(2)}$$

equivalente alla [1.1] con $Df_{ii} = D\bar{f}_{ii}$ ($i = 1; 2; \dots; 5$), $Df_{ij} = h_j^{(1)}$ ($j = 2; \dots; 5$), $Df_{2j} = Dg_j^{(2)}$ ($j = 3; 4; 5$) e $Df_{ij} = 0$, per ogni j , se $i \neq (1; 2)$.

Ma se $Db^{(2)} < 0$ — che anche ora è l'unica eventualità possibile qualora due o più dei numeri $Dg_j^{(2)}$ ($j = 2; \dots; 5$) dell'insieme [2.8], tra i quali poniamo $Dg_2^{(2)}$, sono uguali tra loro e maggiori degli altri — si costruirà la nuova equazione analoga alla [2.5]:

$$[2.11] \quad Dg_2^{(2)} = g_3 + g_4 + g_5$$

in cui: $Dg_j = 0; 1; 2; \dots; Dg_j^{(2)}$ ($j = 3; 4; 5$). Se:

$$[2.12] \quad Dh_3^{(2)}; Dh_4^{(2)}; Dh_5^{(2)}$$

è una delle sue soluzioni, si costruiscono le quantità analoghe alla [2.3] e [2.8].

$$[2.13] \quad Dg_j^{(2)} - Dh_j^{(2)} = Dg_j^{(3)} \quad (j = 3; 4; 5).$$

Nella solita ipotesi — che, cioè, sia $Dg_3^{(3)} > (Dg_4^{(3)}; Dg_5^{(3)})$ — si potrà scrivere, in analogia alla [2.4] e [2.9]:

$$[2.14] \quad Dg_3^{(3)} = Dg_4^{(3)} + g_5^{(3)} + 2 Db^{(3)}$$

con $Dh^{(3)}$ intero. Può essere ancora $Db^{(3)} \cong 0$. Nel primo caso — con argomenti del tutto analoghi a quelli usati nella discussione della [2.4] e della [2.9] — si esclude la possibilità che la soluzione [2.2] dell'equazione [2.1], congiuntamente alla soluzione [2.7] dell'equazione [2.6] e alla soluzione [2.12] dell'equazione [2.11], possa generare una configurazione campionaria con $\Sigma \delta_k = D\bar{r}$. Nel secondo caso, invece, si giunge subito alla configurazione:

$$[2.15] \quad D\bar{f}_{11}; \dots; D\bar{f}_{55}; Dh_2^{(1)}; \dots; Dh_5^{(1)}; Dh_3^{(2)}; Dh_4^{(2)}; Dh_5^{(2)}; Dg_3^{(3)}; Dg_5^{(3)}$$

che equivale alla [1.1], con $Df_{ii} = D\bar{f}_{ii}$ ($i = 1; 2; \dots; 5$); $Df_{ij} = Dh_j^{(1)}$ ($j = 2; \dots; 5$); $Df_{2j} = Dh_j^{(2)}$ ($j = 3; 4; 5$); $Df_{3j} = Dg_j^{(3)}$ ($j = 4; 5$) ed $Df_{45} = 0$. Nel terzo caso (unico possibile, qualora dei tre numeri $Dg_3^{(3)}; Dg_4^{(3)}; Dg_5^{(3)}$ due almeno siano uguali tra loro e maggiori dell'altro, supposto tra questi $Dg_3^{(3)}$) si scriverà l'equazione:

$$[2.16] \quad Dg_3^{(3)} = g_4 + g_5$$

con $g_4 = 0; 1; \dots; Dg_4^{(3)}$, e $g_5 = 0; 1; \dots; Dg_5^{(3)}$, e sia:

$$[2.17] \quad Dh_4^{(3)}; Dh_5^{(3)}$$

una delle sue soluzioni. Costruite le quantità analoghe alle [2.3] [2.8] e [2.13]:

$$[2.18] \quad Dg_4^{(4)} = Dg_4^{(3)} - Dh_4^{(3)}; Dg_5^{(4)} = Dg_5^{(3)} - Dh_5^{(3)}$$

si avranno due sole eventualità: o $Dg_4^{(4)} = Dg_5^{(4)}$, ed allora si ha la configurazione campionaria:

$$[2.19] \quad D\bar{f}_{11}; D\bar{f}_{22}; \dots; D\bar{f}_{55}; Dh_2^{(1)}; \dots; Dh_5^{(1)}; Dh_3^{(2)}; Dh_4^{(2)}; Dh_5^{(2)}; Dh_4^{(3)}; Dh_5^{(3)}; Dg_4^{(4)}$$

che equivale alla [1.1] con

$$\begin{aligned} Df_{1i} &= D\bar{f}_{1i} \quad (i = 1; 2; \dots; 5) \quad Df_{1j} = Dh_j^{(1)} \quad (j = 2; \dots; 5) \quad Df_{2j} = \\ &= Dh_j^{(2)} \quad (j = 3; 4; 5) \quad Df_{3j} = Dh_j^{(3)} \quad (j = 3; 4; 5) \quad Df_{45} = Dg_3^{(4)} \end{aligned}$$

Oppure, può risultare $Dg_4^{(4)} \pm Dg_5^{(4)}$ ed in tal caso la soluzione [2.2] dell'equazione [2.1], congiuntamente alle prescelte soluzioni [2.7] e [2.12] e [2.17] delle equazioni [2.6], [2.11], [2.16] rispettivamente, non può essere assunta come una configurazione campionaria che verifichi la condizione $\sum_k \delta_k = D\bar{r}$.

A chiarimento di quanto esposto costruiamo un esempio numerico.

Sia: $DZ_1 = 8; DZ_2 = 4; DZ_3 = 5; DZ_4 = 7; DZ_5 = 6$ e $D\bar{r} = 6$.

L'equazione [2.1] deve essere soddisfatta da una 5.pla $Df_{11}; \dots; Df_{55}$, dove Df_{11} varia negli interi 0, 1, 2, 3, 4; $Df_{22} = 0; 1; 2; Df_{33} = 0; 1; 2; Df_{44} = 0; 1; 2; 3; Df_{55} = 0; 1; 2; 3$; cosicchè è $D\bar{r} = 14$.

Scegliamo, per l'equazione [2.1] la soluzione:

$$D\bar{f}_{11} = 3; D\bar{f}_{22} = 2; D\bar{f}_{33} = 1; D\bar{f}_{44} = 0; D\bar{f}_{55} = 0$$

dalla quale seguono le quantità scritte nella [2.3]:

$$Dg_1^{(1)} = 2; Dg_2^{(1)} = 0; Dg_3^{(1)} = 3; Dg_4^{(1)} = 7; Dg_5^{(1)} = 6$$

e quindi siamo nel caso $Db^{(1)} < 0$, poichè $7 < 2 + 3 + 6$.

Si consideri allora la particolare soluzione [2.7]

$$Dh_2^{(1)} = 1; Dh_3^{(1)} = 0; Dh_4^{(1)} = 2; Dh_5^{(1)} = 4$$

dell'equazione [2.6]. Da questa, secondo la [2.8], si ottengono le quantità:

$$Dg_2^{(2)} = 1; Dg_3^{(2)} = 0; Dg_4^{(2)} = 1; Dg_5^{(2)} = 2.$$

Risultando

$$Dg_5^{(2)} = Dg_2^{(2)} + Dg_3^{(2)} + Dg_4^{(2)}$$

ossia ${}_D b^{(2)} = 0$ si giunge alla configurazione campionaria — scritta nella [2.10]:

3; 2; 1; 1; 2; 4; 1; 1

nella quale abbiamo soppresso gli elementi nulli.

Ottenute, dunque, tutte le soluzioni intere non negative della [2.1], a ciascuna di esse va applicato il procedimento ora illustrato: evidentemente ognuna di esse — considerando ancora tutte le soluzioni delle equazioni [1.6], [2.11], [2.16] — può, in generale, generare più di una configurazione campionaria. Applicando a ciascuna di esse la [1.6] — e si noti che, a questo fine, è inessenziale sia considerare le componenti nulle o unitarie, sia identificare a quale associazione di due modalità si riferisce ciascun componente — e sommando tutti i risultati, si ottiene la [1.7].

Da ciò che si è detto, appare evidente che la realizzazione pratica del procedimento (che va esteso ad ogni ${}_D r = {}_D \bar{r}; {}_D \bar{r} + 1; \dots; {}_D R$ se ${}_D \bar{r}$ è il valore osservato di $\Sigma \delta_k$) è legato a parecchie circostanze: che sia, cioè, non elevato il numero di coppie che costituiscono il campione, che si abbia una certa concentrazione delle frequenze ${}_D Z_1; {}_D Z_2; \dots; {}_D Z_5$ in poche modalità, che — infine — sia relativamente elevato il valore ${}_D \bar{r}$. Nell'esperienza attuale la concorrenza di questi tre elementi — in entrambi i campioni di gemelle MZ e di gemelle DZ, ciascuno di 15 coppie e per ciascuna delle dieci dita — hanno permesso di costruire tutte le configurazioni campionarie per il calcolo della [1.7] direttamente a mano ed in un tempo relativamente breve, riservando al calcolatore IBM 1620 (Centro di Calcolo dell'Università di Trieste) il calcolo per ogni configurazione campionaria della [1.6] e la sintesi di questi risultati mediante la [1.7] e la [1.8]. Diversamente — per campioni più numerosi e meno aderenti alle condizioni elencate più sopra — si può affidare, con buone possibilità di successo, l'intero procedimento al calcolo automatico, operando su un programma basato su indicazioni opportune, la maggior parte delle quali è schematizzata nella Fig. II.1.

Tale procedimento sarà infatti seguito nella successiva ricerca basata sul campione completo.

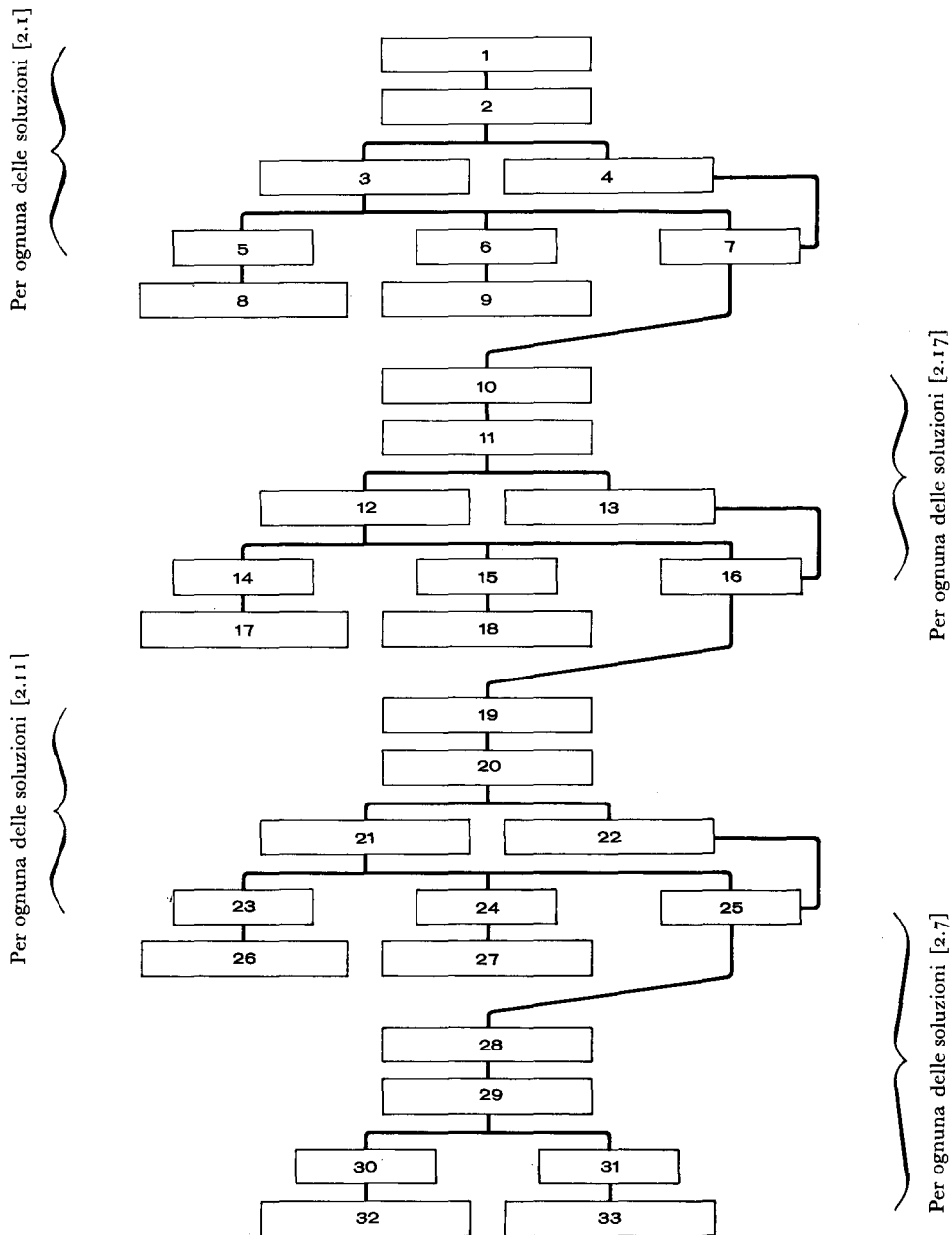


Fig. II.1 (cf. testo a fronte)

1. Si consideri tra le soluzioni della [2.1] la soluzione [2.2].
2. Si costruiscano le quantità [2.3].
3. Risulta $g_1^{(1)}$ maggiore di ogni altro $g_j^{(1)}$ ($j > 1$).
4. $g_1^{(1)}$ e almeno un altro $g_j^{(1)}$ sono uguali e maggiori degli altri.
5. $b^{(1)} > 0$.
6. $b^{(1)} = 0$.
7. $b^{(1)} < 0$.
8. La via 1, 2, 3, 5 non conduce a risultati.
9. Si ottiene la configurazione [2.5] e si calcola con essa la [1.6].
10. Si consideri tra le soluzioni della [2.6] la soluzione [2.7].
11. Si costruiscano le quantità [2.8].
12. Risulta $g_2^{(2)}$ maggiore di ogni altro $g_j^{(2)}$ ($j > 2$).
13. $g_2^{(2)}$ e almeno un altro $g_j^{(2)}$ ($j > 3$) sono uguali e maggiori degli altri.
14. $b^{(2)} > 0$.
15. $b^{(2)} = 0$.
16. $b^{(2)} < 0$.
17. La via 1, 2, 3, (4), 7, 10, 11, 12, 14, 17 non conduce a risultati.
18. Si ottiene la configurazione [2.10] e si calcola con essa la [1.6].
19. Si consideri tra le soluzioni della [2.11] la soluzione [2.12].
20. Si costruiscano le quantità [2.13].
21. Risulta $g_3^{(3)}$ maggiore di ogni altro $g_j^{(3)}$ ($j > 3$).
22. $g_3^{(3)}$ e almeno $g_4^{(3)}$ o $g_5^{(3)}$ sono uguali tra loro e maggiori degli altri.
23. $b^{(3)} > 0$.
24. $b^{(3)} = 0$.
25. $b^{(3)} < 0$.
26. La via 1, 2, 3, (4), 7, 10, 11, 12, (13), 16, 19, 20, 21, 23 non conduce a risultati.
27. Si ottiene la configurazione [2.15] e si calcola con essa la [1.6].
28. Si consideri la soluzione [2.17] dell'equazione [2.16].
29. Si costruiscano le quantità [2.18].
30. $g_4^{(4)} > g_5^{(4)}$.
31. $g_4^{(4)} = g_5^{(4)}$.
32. La via 1, 2, 3, (4), 7, 10, 11, 12, (13), 16, 19, 20, 21, (22), 25, 28, 29, 30 non conduce a risultati.
33. Si costruisce la configurazione [2.19] e si calcola con essa la [1.6].

PARTE TERZA

III.1. Risultati dell'analisi qualitativa

Prefissato in 0.01 il valore della probabilità dell'errore di I specie, abbiamo calcolato la [1.8] per ciascuna delle dieci dita, nei due campioni di gemelle, rispettivamente MZ e DZ, di 15 coppie ciascuno.

I risultati dei calcoli sono riassunti nelle Tabelle III.1 e III.2: l'una, relativa al campione di gemelle MZ; l'altra, al campione di gemelle DZ.

Ricordiamo che accetteremo l'ipotesi di somiglianza — per ciascun dito — se la probabilità p di ottenere un numero di somiglianze, almeno uguale a quelle osservate sul dito prescelto nello schema probabilistico descritto in II.1, sarà inferiore o uguale ad un α , che noi abbiamo posto uguale a 0.01. Tuttavia, per rendere più flessibile il giudizio sull'ipotesi in questione, abbiamo anche scelto un ulteriore valore discriminatorio $\alpha_1 = 0.02$, convenendo che, per $P \leq 0.01$, l'ipotesi sarà senz'altro accettata, mentre, per $P > 0.02$, essa verrà senz'altro rifiutata. Per $0.01 \leq P < 0.02$, il giudizio sulla validità dell'ipotesi verrà prudentemente sospeso¹.

Per la lettura di entrambe le tabelle, si tenga presente che nella seconda colonna di ciascuna di esse è trascritto il numero di concordanze osservate (confrontando le dita omologhe dei componenti di ciascuna coppia) sul dito della mano letto nella prima colonna. La terza colonna riporta i valori della probabilità [1.8] — di ottenere, cioè, un numero di concordanze uguale o maggiore di quello osservato, nell'ipotesi di associazione casuale. Nell'ultima colonna è espresso sinteticamente il giudizio sull'ipotesi: «+++», «++», «+» per il rifiuto — più o meno significativo — dell'ipotesi d'associazione casuale (e quindi l'accettazione dell'ipotesi di somiglianza) e «—» l'accettazione dell'ipotesi d'associazione casuale ed il rifiuto di quella di somiglianza.

Dall'ultima colonna di entrambe le tabelle, dovrebbe desumersi che, limitatamente al sesso femminile, mentre i gemelli MZ sono simili nei riguardi delle figure papillari (attribuendo al termine «simili» il significato ristretto di coincidenza di tipo fondamentale di figura papillare presente sulle dita omologhe di entrambi gli elementi della coppia), non altrettanto si può affermare per i gemelli DZ che sono sostanzialmente dissimili in tutte le dita. Richiamiamo l'attenzione sul fatto che non è stato necessario introdurre — nell'emissione del giudizio — il rapporto [1.11] non presentandosi mai contemporaneamente le circostanze formulate nella [1.9] e [1.10].

¹ Cf. Di Bacco, 1965.

Tab. III.1. Campione di gemelle MZ

	Dito	N. di concordanze	P	Giudizio *
Dx	Pollice	9	0.02622	—
	Indice	10	0.00210	+
	Medio	13	**	+++
	Anulare	13	0.00001	+++
	Mignolo	14	0.00002	+++
Sn	Pollice	10	0.00226	+
	Indice	14	**	+++
	Medio	11	0.00005	+++
	Anulare	13	**	+++
	Mignolo	13	0.00030	++

Tab. III.2. Campione di gemelle DZ

	Dito	N. di concordanze	P	Giudizio *
Dx	Pollice	6	0.45441	—
	Indice	7	0.29103	—
	Medio	13	1.00000	—
	Anulare	8	0.51384	—
	Mignolo	10	0.44582	—
Sn	Pollice	9	0.11832	—
	Indice	7	0.26034	—
	Medio	11	0.08015	—
	Anulare	10	0.08363	—
	Mignolo	11	0.32567	—

* — $0.02 < P$
 + $10^{-3} < P \leq 10^{-2}$
 ++ $10^{-4} \leq P \leq 10^{-3}$
 +++ $P \leq 10^{-4}$
 ** $P < 10^{-5}$

III.2. Analisi quantitativa

Nel paragrafo I.2, si è anche accennato ad un esame del TFRC, al fine di misurare la correlazione esistente tra il TFRC dei gemelli MZ e quella esistente tra lo stesso carattere nei gemelli DZ e di stabilire, anche, se essa sia sistematicamente diversa nei due tipi di gemelli.

Statisticamente, il problema è riconducibile al calcolo del coefficiente di correlazione intra-classe¹ sui valori campionari del TFRC rilevati nel campione di 15

¹ Per un'esposizione completa sull'argomento, cf. Kendall & Stuart, 1961: Vol. 2, pag. 302 e seg.

coppie di gemelle MZ e, rispettivamente, nel campione di pari numerosità di gemelle DZ.

Indicando con r_{MZ} e r_{DZ} il valore del coefficiente di correlazione infraclassa calcolato sui valori del TFRC nel campione di gemelle, rispettivamente MZ e DZ, siamo pervenuti ai seguenti risultati:

$$\begin{aligned} \text{III.2.1.} \quad r_{MZ} &= + 0.992 \\ r_{DZ} &= + 0.730 \end{aligned}$$

III.2.2. Si è accertato che la correlazione fra il TFRC delle gemelle MZ è *maggiore* di quella fra il TFRC delle gemelle DZ: a questa conclusione si è giunti con il prefissato valore $\alpha = 0.01$ dell'errore di I specie — applicando ai risultati sperimentali il test dedotto dalla trasformazione di R. A. Fisher¹.

III.2.3. Costruito un intervallo di confidenza — entro il quale, al livello di sicurezza del 95%, si può stimare il vero valore ρ_{MZ} del coefficiente di correlazione infraclassa relativo al TFRC delle gemelle MZ e, rispettivamente, il vero valore ρ_{DZ} del coefficiente di correlazione infraclassa relativo al TFRC delle gemelle DZ — si è ottenuto:

$$\begin{aligned} 0.976 &\leq \rho_{MZ} \leq 0.997 \\ 0.410 &\leq \rho_{DZ} \leq 0.900 \end{aligned}$$

III.2.4. Infine — sempre in base a quanto indicato in I.2 — si è esaminata la correlazione del conteggio delle creste digitali, limitatamente alla sola mano destra (right = R) — indicato convenzionalmente con RFRC — nelle gemelle MZ e DZ. Analogo esame è stato compiuto per il conteggio relativo alla sola mano sinistra (left = L) — indicato convenzionalmente con LFRC.

Indicando con r_{MZ} e r_{DZ} il coefficiente di correlazione infraclassa, calcolato sui valori del RFRC del campione di gemelle MZ e, rispettivamente, del campione di gemelle DZ, e — usando gli analoghi simboli l_{MZ} e l_{DZ} , per gli stessi coefficienti relativi ai valori campionari del LFRC — si è ottenuto:

$$\begin{aligned} r_{MZ} &= + 0.961 \\ r_{DZ} &= + 0.707 \\ l_{MZ} &= + 0.960 \\ l_{DZ} &= + 0.648 \end{aligned}$$

III.2.5. Si è accertato — usando lo stesso test impiegato in III.2.1 — che la correlazione fra il RFRC nelle gemelle MZ è maggiore della correlazione per lo stesso carattere nelle gemelle DZ ($\alpha = 0.01$).

Alla medesima conclusione si giunge relativamente al LFRC.

¹ Cf. Kendall & Stuart, 1961: pag. 315 e, per maggiori dettagli, Fisher, 1921: Vol. 1, pag. 104.

III.2.6. Indicando con: r_{MZ} , r_{DZ} , l_{MZ} , l_{DZ} i veri valori del coefficiente di correlazione infraclassa, e costruendo i quattro intervalli di confidenza — entro ciascuno dei quali, al livello di sicurezza del 95%, si possono stimare i valori r_{MZ} , r_{DZ} , l_{MZ} , l_{DZ} — si è ottenuto:

$$\begin{aligned} + 0.900 &\leq r_{MZ} \leq + 0.987 \\ + 0.375 &\leq r_{DZ} \leq + 0.900 \\ + 0.897 &\leq l_{MZ} \leq + 0.986 \\ + 0.270 &\leq l_{DZ} \leq + 0.870 \end{aligned}$$

III.3. Commento

Quanto precede apre la strada ad una successiva indagine tendente ad utilizzare le impronte digitali nella diagnosi di zigotismo. I diversi livelli di somiglianza (a livello qualitativo) e di concordanza (a livello quantitativo) riscontrati in coppie MZ e DZ, appaiono, infatti, tali da consentire una netta discriminazione fra i due tipi di gemelli.

A livello *qualitativo*, l'utilizzazione delle somiglianze infracoppia per la diagnosi di zigotismo incontra problemi metodologici che ostacolano la costruzione di un rigoroso criterio diagnostico.

A livello *quantitativo*, invece, il problema metodologico si presenta in maniera relativamente semplice. Sarà, infatti, sufficiente (i) scegliere il valore più indicativo (che, nel nostro caso, appare essere il TFRC), e (ii) raffrontarlo nei due membri della coppia di cui si desidera stabilire lo zigotismo. Chiamata, quindi, $\bar{\Delta}$ — numero intero e non negativo — la differenza fra il TFRC superiore e quello inferiore, e stabilito un opportuno valore Δ — numero intero e positivo, la diagnosi di zigotismo sarà di:

- coppia gemellare MZ, per $\Delta \leq \bar{\Delta}$;
- coppia gemellare DZ, per $\Delta > \bar{\Delta}$,

con una probabilità d'errore stimabile in un certo intervallo I. Sulla base dei nostri dati, ad esempio, e senza entrare nei dettagli dell'elaborazione teorica, si potrebbe assumere $\Delta \simeq 20$, e la probabilità d'errore compresa in un intervallo poco ampio, con centro in 0.20.

Evidentemente, la natura propedeutica del presente lavoro — basato su di un materiale ancor troppo esiguo per giustificare qualsiasi utilizzazione conclusiva dei risultati ottenuti — impedisce di affrontare esplicitamente l'argomento, sia a livello qualitativo, che a livello quantitativo. Ciò potrà essere consentito dai risultati del lavoro definitivo, che — come indicato nella Tab. I.1 — si baserà su di un materiale gemellare numericamente adeguato.

Riassunto

Sono state studiate, a scopo metodologico, le impronte digitali di 30 coppie gemellari bifemminili — 15 MZ e 15 DZ. Le diagnosi di zigotismo sono state accertate sia in base a criteri di somiglianza (diagnosi policaratteriale, etc.), che in base a criteri di concordanza (sistemi gruppосpecifici ABO, etc.). I dati ottenuti sono stati

sottoposti ad analisi sia qualitativa, che quantitativa. La complessità dell'analisi qualitativa ha richiesto un'apposita elaborazione metodologica e l'impiego di un calcolatore IBM 1620.

I risultati evidenziano somiglianze (a livello qualitativo) e concordanze (a livello quantitativo) significativamente diverse per coppie MZ e coppie DZ.

La natura propedeutica del lavoro non consente di trarre conclusioni dai risultati esposti. Il lavoro definitivo, essendo basato su di un materiale numericamente più consistente, potrà consentire di affrontare argomenti solo accennati in questa prima nota, di carattere prevalentemente metodologico.

Bibliografia

- ALCIATI G. (1961). I sistemi emoagglutinativi ABO, MN ed Rh nella popolazione di Pofi (Frosinone). *Proceed. II Internat. Congr. Hum. Genet.*, 2: 818. Ed. Ist. Mendel, Roma, 1963.
- ALLEN G. (1960). The M. quadruplets. II. The interpretation of quantitative differences. *A.Ge.Me.Ge.*, 9: 452.
- BRISMAR B. (1965). Qualitative value in finger prints. *A.Ge.Me.Ge.*, 14: 421.
- CUMMINS H., MIDLO C. (1943). Finger Prints, Palms and Soles. *The Blackiston Co.*, Philadelphia.
- (1961). Finger Prints, Palms and Soles. *Dover. Publ. Inc.*, New York.
- DENCKER *et al.* (1961). The use of anthropological traits and blood-groups in the determination of the zygosity of twins. *Acta Genet.*, 11: 265.
- DI BACCO M. (1965). Somiglianze tra le figure papillari nei padri e nei figli. *A.Ge.Me.Ge.*, 14: 305.
- FISHER R. A. (1921). On the "probable error" of a coefficient of correlation deduced from a small sample. *Metron*, 1: 4.
- FORD-WALKER N. (1963). The current status of research on dermatoglyphics in medical constitution. *In Genetics Today. Proceed. XI Internat. Congr. Genet.*, 3: 981. Oxford, 1965.
- FRANÇOIS J. *et al.* (1966). Les dermatoglyphes normaux et pathologiques. *J. Genet. Hum.*, 15: 37.
- GEDDA L. (1956). Novant'anni delle Leggi Mendeliane. Ed. Ist. Mendel, Roma.
- (1961). *De Genetica Medica*. 2. Ed. Ist. Mendel, Roma.
- GUSINDE M. (1962). Die Bedeutung der Tastreisten der Menschen für die Ethnologie. *Anthropos*, 57: 483.
- HOLT S. B. (1949). A quantitative survey of the finger-prints of a small sample of the British population. *Ann. Eugen. London*, 14: 329.
- (1951). A comparative quantitative study of the finger-prints of mongolian imbeciles and normal individuals. *Ann. Eugen. London*, 15: 355.
- (1951). The correlation between ridge-counts on different fingers. *Ann. Eugen. London* 16: 287.
- (1952a). Genetics of dermal ridges: inheritance of total finger ridge-count. *Ann. Eugen. London*, 17: 140.
- (1952b). Genetics of dermal ridges: maximization of intraclass correlation for ridge-counts. *Ann. Eugen. London*, 17: 293.
- (1954). Genetics of dermal ridges: bilateral asymmetry in finger ridge-counts. *Ann. Eugen. London*, 28: 211.
- (1955). Genetics of dermal ridges: frequency distributions of total finger ridge-count. *Ann. Hum. Genet.*, 20: 159.
- (1956). Genetics of dermal ridges: parent-child correlations for total finger ridge-count. *Ann. Hum. Genet.*, 20: 270.
- (1957a). Genetics of dermal ridges: sib-pair correlations for total finger ridge-count. *Ann. Hum. Genet.*, 21: 352.
- (1957b). Quantitative genetics of dermal ridge-patterns of fingers. *Proceed. I Internat. Congr. Hum. Genet.*, *Acta Genet. Basel*, 6: 473.

- (1958). Genetics of dermal ridges: the relation between total ridge-count and the variability of counts from finger to finger. *Ann. Hum. Genet.*, **22**: 323.
- (1961a). The inheritance of dermal ridge patterns. In Penrose, 1961.
- (1961b). Current advances in our knowledge of the inheritance of variations in finger prints. *Proceed. II Internat. Congr. Hum. Genet.*, **3**: 1450. *Ed. Ist. Mendel*, Roma, 1963.
- (1961c). Quantitative genetics of finger-print patterns. *Brit. Med. Bull.*, **17**: 247.
- (1962). La génétique quantitative des empreintes digitales. *Med. Hyg.*, **20**: 914.
- KENDALL M. G., STUART A. (1962). The Advanced Theory of Statistics. *G. Griffin & C.*, London.
- LAMY M. *et al.* (1957). Le nombre de dermatoglyphes dans un échantillon de jumeaux. *Ann. Hum. Genet. London*, **21**: 374.
- LAZARO C. *et al.* (1963). Theoretical and observed frequencies of fingerprint pattern formulae. *A.Ge.Me.Ge.*, **12**: 162.
- LEVENE H. (1949). On a matching problem arising in genetics. *Ann. Mathemat. Statist.*, **20**.
- MORGANTI G. *et al.* (1957). Distribuzione dei gruppi e dei tipi sanguigni in Italia. *La Trasfusione del Sangue*, **2**: 41.
- (1959). Distribution of blood groups in Italy. In: Ciba Foundation Symposium on Medical Biology and Etruscan Origins, *Churchill*, London.
- MUKHERJEE D. P. (1966). Inheritance of total number of triradii on fingers, palms and soles. *Ann. Hum. Genet.*, **29**: 349.
- NIXON W. L. (1956). On the diagnosis of twin-pair ovularity and the use of dermatoglyphic data. In Gedda, 1956.
- OSATO S., AWANO I. (1957). Genetische Studien an Zwillingen. *A.Ge.Me.Ge.*, **6**: 283.
- PARISI P. *et al.* (1966). Finger and palm-prints in twins. *III Internat. Congr. Hum. Genet.*, Chicago.
- PENROSE L. S. (1961). Recent Advances in Human Genetics. *Churchill*, London.
- (1963). Finger-prints, palms and chromosomes. *Nature*, **197**: 933.
- PONS J. (1961). An evaluation of the usefulness of dermatoglyphics in research. *Proceed. II Internat. Congr. Hum. Genet.*, **3**: 1458. *Ed. Ist. Mendel*, Roma, 1963.
- RICHTER D. L., GEISSER S. (1960). A statistical model for diagnosing zygosity by ridge-count. *Biometrics*, **16**: 110.
- SCHAEUBLE J. (1961). Die Haut. In Gedda, 1961.
- ŠEKLA B. (1961). Inheritance of radial loops and of arches in human fingerprints. *Proceed. II Internat. Cong. Hum. Genet.*, **3**: 1507. Rome, 1963.
- SHIELDS I. (1962). Monozygotic Twins Brought up Apart and Brought up Together. London.
- SICILIANI, MITTIGA (1953). *Cit. Morganti*, 1959.
- SLATER E. (1953). Psychotic and Neurotic Illness in Twins. London.
- (1963). Diagnosis of zygosity by finger prints. *Acta Psychiat. Scand.*, **39**: 78.
- *et al.* (1964). A quadratic discriminant of zygosity from fingerprints. *J. Med. Genet.*, **1**: 42.
- SMITH S. M., PENROSE L. S. (1955). Monozygotic and dizygotic twin diagnosis. *Ann. Hum. Genet.*, **19**: 273.
- *et al.* (1961). Mathematical Tables for Research Workers in Human Genetics. *J. & A. Churchill*, London.
- TOCHER K. D. (1950). Extension of the Newmann-Pearson theory of tests to discontinuous variates. *Biometrika*, **37**.
- TURPIN R., SCHUTZENBERGER M. P. (1949). L'étude des dermatoglyphes. *Sem. Hop. Paris*, **25**: 2553.
- WENDT G. G. (1955). Der individuelle Musterwert der Fingerleisten und seine Vererbung. *A.Ge.Me.Ge.*, **4**: 330.
- WENINGER M. (1964). Zur "polygenen" (additiven) Vererbung des quantitativen Wertes der Fingerbeerenmuster. *Homo*, **15**: 2.
- (1965). Das Hautleistensystem. *Wiener Z. Inn. Med.*, **12**: 480.
- WORLD HEALTH ORGANIZATION (1966). The use of twins in epidemiological studies. *A.Ge.Me.Ge.*, **15**: 111.

RINGRAZIAMENTO

Gli AA. ringraziano le Sig.ne G. Colella e G. Prinzi, dell'Istituto Mendel, per la loro collaborazione tecnica.

SUMMARY

The fingerprints of 15 MZ and 15 DZ female twin pairs have been studied for methodological purposes. Zygosity has been ascertained both on account of similarity criteria (polysymptomatic method, etc.) and of concordance ones (blood groups). The data have been analyzed both qualitatively and quantitatively. The complexity of the qualitative analysis has required an apposite methodology and the use of a 1620 IBM computer.

Similarities — at the qualitative level — and concordances — at the quantitative one — appear to be significantly different respectively in MZ and DZ twin pairs.

No conclusions are drawn from the present results. The final work, based on 100 twin pairs (*cf.* Tab. I.1) will possibly allow better understanding of some topics rapidly dealt with in this mainly methodological note.

RÉSUMÉ

Les empreintes digitales de 30 couples de jumelles — 15 MZ et 15 DZ — ont été étudiées pour des raisons méthodologiques. Les diagnostics de zygotisme ont été effectués sur la base de méthodes de similarité (méthode polycaractérielle, etc.) et de concordances (groupes sanguins ABO, etc.). Les données ont été analysées soit au point de vue qualitatif, qu'au point de vue quantitatif. La complexité de l'analyse qualitative a exigé une méthodologie spécialement élaborée et l'usage d'un « computer » IBM 1620.

Les similarités — au niveau qualitatif — et les concordances — au niveau quantitatif — paraissent significativement différentes, respectivement chez les couples MZ et DZ.

Toutefois, cette note n'étant que préalable et surtout à caractère méthodologique, aucune conclusion n'est tirée de ces résultats. Ceci pourra être permis par l'étude définitive, basée sur 100 couples de jumeaux (*cf.* Tab. I.1), qui pourra également permettre de mieux développer quelques sujets ici à peine traités.

ZUSAMMENFASSUNG

Von 30 weiblichen Zwillingspaaren — 15 EZ und 15 ZZ — wurden die Fingerabdrücke untersucht. Sowohl auf Grund der Ähnlichkeiten (polysymptomatische Diagnose, usw.) als auf Grund der Konkordanzen (gruppenspezifische Systeme ABO usw.) wurden die Eizigkeitsdiagnosen gestellt. Die Erhebungen wurden sowohl quantitativen als qualitativen Analysen unterzogen. Da die qualitative Analyse sehr komplex war, musste eine eigene Methodik dafür ausgearbeitet und eine IBM 1620 Rechenmaschine dazu benutzt werden.

Die Ergebnisse weisen qualitative Ähnlichkeiten und quantitative Konkordanzen auf, welche bedeutungsvollerweise bei den EZ- und den ZZ- Paaren völlig verschieden sind.

Da es sich dabei nur um eine propädeutische Arbeit handelt, lassen sich aus den angeführten Ergebnissen keine Schlüsse ziehen. Die definitive Arbeit, die sich auf ein zahlenmässig bedeutenderes Material stützt, (*cf.* Tab. I.1) wird es gestatten, die in dieser methodologischen Notiz erwähnten Probleme entsprechend zu vertiefen.