

**Zeitschrift:** Verhandlungen der Schweizerischen Naturforschenden Gesellschaft.  
Wissenschaftlicher und administrativer Teil = Actes de la Société  
Helvétique des Sciences Naturelles. Partie scientifique et administrative  
= Atti della Società Elvetica di Scienze Naturali

**Herausgeber:** Schweizerische Naturforschende Gesellschaft

**Band:** 152 (1972)

**Vereinsnachrichten:** Sektion für Anthropologie und Ethnologie

**Autor:** [s.n.]

### **Nutzungsbedingungen**

Die ETH-Bibliothek ist die Anbieterin der digitalisierten Zeitschriften. Sie besitzt keine Urheberrechte an den Zeitschriften und ist nicht verantwortlich für deren Inhalte. Die Rechte liegen in der Regel bei den Herausgebern beziehungsweise den externen Rechteinhabern. [Siehe Rechtliche Hinweise.](#)

### **Conditions d'utilisation**

L'ETH Library est le fournisseur des revues numérisées. Elle ne détient aucun droit d'auteur sur les revues et n'est pas responsable de leur contenu. En règle générale, les droits sont détenus par les éditeurs ou les détenteurs de droits externes. [Voir Informations légales.](#)

### **Terms of use**

The ETH Library is the provider of the digitised journals. It does not own any copyrights to the journals and is not responsible for their content. The rights usually lie with the publishers or the external rights holders. [See Legal notice.](#)

**Download PDF:** 02.02.2025

**ETH-Bibliothek Zürich, E-Periodica, <https://www.e-periodica.ch>**

## 1. Sektion für Anthropologie und Ethnologie

Schweizerische Gesellschaft für Anthropologie und Ethnologie  
Société Suisse d'Anthropologie et d'Ethnologie

*Präsident:* Prof. P. MOESCHLER, Institut d'Anthropologie,  
12, rue G.-Revilliod, 1227 Acacias-Genève

*Sekretär:* M<sup>me</sup> M. BAKONYI, 12, rue G.-Revilliod, 1227 Acacias-Genève

Samedi 14 octobre

*Séance scientifique / Wissenschaftliche Sitzung*

### 1. W. SCHEFFRAHN (Zürich): *Die Hautleistenmerkmale einer schweizerischen Population*

Mit einer Studie über die Asymmetrien haben wir unsere Arbeiten über die Hautleistenmerkmale der schweizerischen Bevölkerungen eingeleitet (cf. SCHEFFRAHN, 1971). Inzwischen wurden die Untersuchungen weitergeführt, so dass nunmehr über die Häufigkeiten der einzelnen Muster in einer schweizerischen Population berichtet werden kann.

Die Häufigkeiten der Hautleistenmerkmale sind zwar zumindest teilweise von vielen europäischen Bevölkerungen bekannt, bis anhin jedoch fehlen entsprechende Untersuchungen zu diesem wichtigen Merkmalsystem für die verschiedenen Populationen der Schweiz. Es schien uns daher angezeigt, die Häufigkeitswerte der Merkmale des Hautleistersystems auch für die schweizerischen Bevölkerungen zur Verfügung zu stellen; denn in der klinischen Forschung, im Ähnlichkeitsvergleich bei anthropologisch-erbbiologischen Untersuchungen oder im Bevölkerungsvergleich wird aus Vergleichsgründen mehr und mehr nach den schweizerischen Normalwerten gefragt.

Der vorliegende Bericht bietet eine gekürzte Darstellung der Hautleistenbefunde einer schweizerischen Bevölkerungsgruppe in den Merkmalsbereichen der Fingerbeeren, der Handinnenfläche (Palma), der Zehenbeeren und der Fussfläche (Planta). Die Befunde wurden erhoben an Studenten, Gutachtenpersonen und an Probanden unserer Familienuntersuchungen; die Untersuchungspersonen stammen zum überwiegenden Teil aus der deutschsprachigen Schweiz. Als Vergleichsbevölkerungen haben wir deutsche Populationen gewählt.

Bei der Klassifizierung der verschiedenen Musterformen im Merkmalsbereich der Fingerbeeren haben wir uns weitgehend an die Einteilung von WENDT (1963) gehalten, um einerseits die Bemühungen um eine einheitliche Benennung der Fingerbeerenmuster zu unterstützen; zum anderen aber auch, weil nach unserer Auffassung eine derartige morphologische

Reihe, in die sich nahezu zwanglos die angetroffenen Musterformen kontinuierlich vom kompliziert aufgebauten Wirbelmuster bis hin zum einfachen Bogenmuster einordnen lassen, die Tendenz einer Bevölkerung zur Musterkompliziertheit bzw. Mustereinfachheit im Bevölkerungsvergleich aufzeichnet; denn auf Grund vergleichend-primatologischer Studien an cattrhinen Primaten ist das Wirbelmuster auf den Primärballen als das phylogenetisch ursprünglichere Muster anzusehen (WHIPPLE, 1904; SCHLAG-INHAUFEN, 1906; CUMMINS and MIDLO, 1961; DANKMEIJER, 1949, der allerdings den Wirbel als ursprüngliches Muster lediglich auf der Palma

*Tabelle I*

Häufigkeiten der qualitativen Fingerbeerenmerkmale

	<i>n</i> (♂ + ♀)	W	Ws	Sw	S	Sb	Bs	B	Autor
Schweiz	528	24,5	3,2	3,9	60,4	4,5	0,4	3,1	SCHEFFRAHN
Deutschland	3670	23,5	5,4	5,1	57,4	3,1	1,9	3,6	WENDT 1963

*Tabelle II*

Quantitatives Fingerbeerenmerkmal IQW (Individueller Quantitativer Wert, als Summe der Höchstleistenwerte der 10 Fingerbeerenmuster)

	<i>n</i>	♂ + ♀	<i>n</i>	♂	<i>n</i>	♀	Autor
Schweiz	227	140,8	115	150,4	112	130,9	SCHEFFRAHN
Deutschland	3679	137,1	2012	141,7	1667	131,6	WENDT 1963

*Tabelle III*

Häufigkeiten der qualitativen Zehenbeerenmerkmale

	<i>n</i> (♂ + ♀)	W	S	B	akzidentelle Muster (trz. W. usw.)	Autor
Schweiz	249	22,7	58,8	17,3	1,2	SCHEFFRAHN
Deutschland	1200	23,7	52,6	21,1	2,6	BREHME 1968

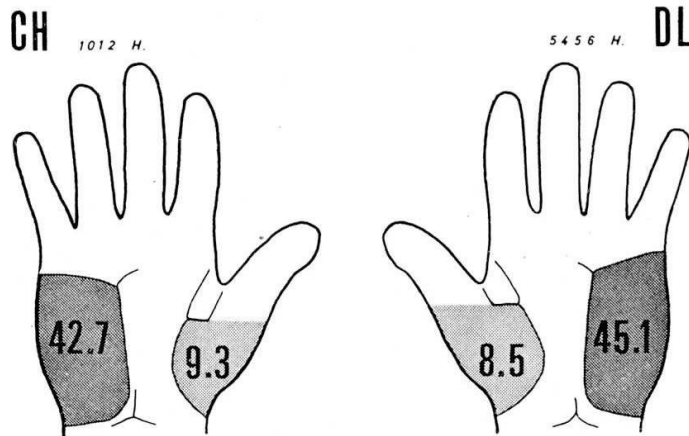


Abbildung 1

Palma. Bemusterungshäufigkeiten des Hypothenars (dunkel) und des Thenars (hell) in den Vergleichsbevölkerungen Schweiz (links) und Deutschland (rechts; Häufigkeiten nach EHRHARDT 1949). Männer und Frauen zusammen, nach Händen

und der Planta, nicht aber auch auf den Fingern und Zehen betrachtet; BIEGERT, 1961). Entsprechende Klassifikationsschemata, wie jenes für die Fingerbeeren durch WENDT (1963), sollten auch für die anderen Hautleistenbereiche erarbeitet werden. Auf das Areal Thenar/1. Interdigitum der Planta ist eine solche morphologische Reihe durchaus übertragbar (cf. SCHEFFRAHN, 1971).

Daneben aber ist zu prüfen, ob es im Bevölkerungsvergleich (auch aus genetischen Gründen) nicht doch sinnvoller wäre, zu fragen:

- bei den Finger- und Zehenbeeren lediglich nach der Anzahl der Personen mit nur einem Mustertyp (z.B. nach Personen mit nur ausschliesslich Wirbelmustern),
- bei den palmaren sowie den plantaren Musterarealen lediglich nach beidseitig fehlender oder beidseitig vorhandener Bemusterung; dadurch wäre dann hier die störende Erscheinung der Asymmetrie ausgeschaltet.

1. *Fingerbeeren*. Der prozentuale Mustervergleich bei den qualitativen Fingerbeerenmerkmalen zwischen der schweizerischen und der deutschen Bevölkerung liefert bei den einzelnen Musterformen keine nennenswerten Unterschiede (s. Tabelle I).

Bei dem quantitativen Fingerbeerenmerkmal IQW ergeben sich leichte Differenzen bei den Männern der beiden Vergleichsbevölkerungen; zudem ist auf den grösseren Geschlechtsunterschied bei der schweizerischen Bevölkerung hinzuweisen (s. Tabelle II).

2. *Palma*. In den Merkmalsbereichen Hypothenar und Thenar der Palma sind keine grösseren Abweichungen in den Bemusterungshäufigkeiten feststellbar (s. Abb. 1).

3. Betrachten wir die Häufigkeiten bei den *Zehenbeerenmustern*, so ist ein höherer Anteil der Schleifen bei den Schweizern bemerkbar (s. Tabelle III).



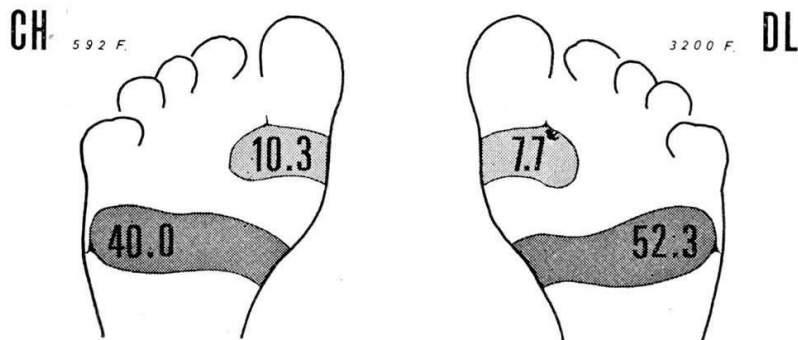


Abbildung 2

Planta. Bemusterungshäufigkeiten der Areale Thenar/1. Interdigitum (hell) und distaler Hypothenar (dunkel) in den Vergleichsbevölkerungen Schweiz (links) und Deutschland (rechts; Häufigkeiten nach SCHÄFER 1966). Männer und Frauen zusammen, nach Füßen

4. In dem Merkmalsbereich der *Planta* finden sich die markantesten Unterschiede zwischen den beiden Vergleichsbevölkerungen; denn im Musterareal des distalen Hypothenars setzen sich die Schweizer mit einer deutlich geringeren Bemusterung (zumeist in Form einer sogenannten Tibialschleife) von den Deutschen ab (s. Abb. 2).

Eine statistische Prüfung dieser erwähnten Häufigkeitsunterschiede wird angestrebt. Indessen ist es nach den dargestellten Befunden wohl schon beim derzeitigen Stand der Untersuchungen berechtigt anzunehmen, dass unsere schweizerische Bevölkerungsgruppe sich in den erwähnten Merkmalsbereichen von der deutschen Population nicht auffallend unterscheiden wird.

#### LITERATUR

- BIEGERT, J.: Volarhaut der Hände und Füße. *Primatologia* II, Teil 1, Lieferung 3. Karger, Basel 1961.
- BREHME, H.: Über die Häufigkeiten der Zehenmustertypen in einer deutschen Normalbevölkerung. *Anthrop.Anz.* 30: 262–268 (1968).
- CUMMINS, H., and MIDLO, CH.: *Finger prints, palms and soles*. Dover Publ., New York 1961.
- DANKMEIJER, J.: Über die Bedeutung der Hautleistenmuster beim Menschen. *Arch. Julius-Klaus-Stift.* 24: 269–278 (1949).
- EHRHARDT, S.: *Morphologisch-genetische Untersuchungen am Hautleistensystem der Hand*. Habilitationsschrift, Tübingen 1949 (unveröffentlicht).
- SCHÄFER, W.: *Familienuntersuchungen über das plantare Hautleistensystem des Menschen*. Diss., Frankfurt/Main 1966.
- SCHEFFRAHN, W.: Morpho-genetische Aspekte der Asymmetrien im menschlichen Hautleistensystem. *Wiss.Verhandl.Schweiz.Naturforsch.Ges.* 151: 33–35 (1971).
- SCHLAGINHAUFEN, O.: Über das Leistenrelief der Hohlhand- und Fusssohlen-Fläche der Halbaffen, Affen und Menschenrassen. *Erg.Anat.Entw.gesch.* 15: 628–662 (1906).
- WENDT, G.G.: Vorschläge zu einer einheitlichen Befundbeschreibung für die Papillarmuster der Fingerbeeren. *Anthrop.Anz.* 26: 165–178 (1963).
- WHIPPLE, I.L.: The ventral surface of the mammalian chirodium. *Z.Morph.Anthrop.* 7: 261–368 (1904).

2. J. WARTENWEILER und BÉATRICE WÜEST (ETH-Zürich, Abt. X für Naturwissenschaften): *Gewebeindizes bei verschiedenen Sporttypen*

*Ziel*

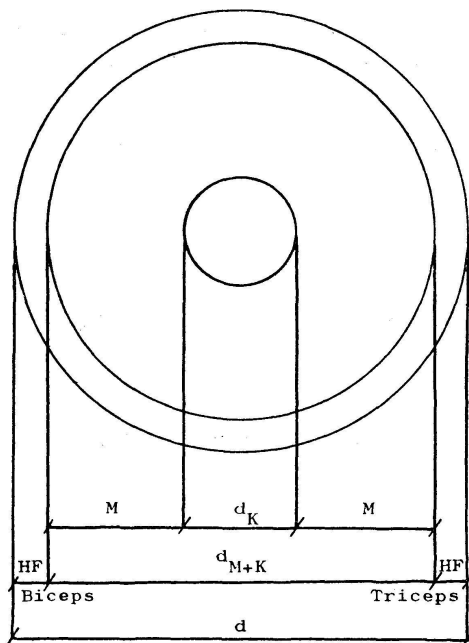
Die Gewebeindizes geben Anhaltspunkte über die Zusammensetzung des menschlichen Körpers aus den Gewebeanteilen Knochen, Muskeln und Haut-Fett. Den Berechnungen liegen einfache anthropologische Masse zugrunde. Zur Bestimmung der Gewebeindizes eignen sich sowohl die oberen als auch die unteren Extremitäten.

*Methode*

Zur Bestimmung der Gewebeindizes am *Oberarm* werden folgende Masse benötigt: Oberarmumfang, Epikondylenbreite des Humerus, Hautfalten über dem Trizeps und dem Bizeps, ganze Länge der oberen Extremität, Körpergewicht. Als Vereinfachung wird angenommen, dass der Querschnitt des Oberarms kreisförmig sei und dass das Mittel der beiden gemessenen Hautfalten die durchschnittliche Haut-Fett-Dicke darstelle.

*Gewebeflächen am Oberarm*

Der Knochendiaphysendurchmesser steht in einem gesetzmässigen Verhältnis zur Epiphysenbreite. Die Konstante  $\alpha$ , welche dieses Verhältnis charakterisiert, beträgt für den männlichen Humerus  $3,1 \pm 0,085$ . Diese



- $HF$  = Haut-Fett-Dicke =  $\frac{1}{2}$  Hautfalte
- $M$  = Muskel
- $d$  = Durchmesser des Oberarms  
=  $\frac{\text{Armumfang}}{\pi}$
- $d_K$  = Durchmesser des Knochens
- $d_{M+K}$  = Durchmesser von Muskel und Knochen  
=  $d - (HF_{\text{Biceps}} + HF_{\text{Trizeps}})$

Abbildung 1

Schematischer Querschnitt in der Mitte des Oberarms

Konstante wurde von WÜEST aus den Angaben, die TANNER über die Athleten der Olympischen Spiele 1960 in Rom gibt, berechnet und für Zürcher Sportstudenten nachgeprüft und für richtig befunden.

*Berechnung der Knochen-, Muskel- und Haut-Fett-Gewebeflächen*

$$\text{Fläche}_K = \left(\frac{d_K}{2}\right)^2 \cdot \pi = \frac{d_{\text{Epiphyse}}^2}{4 \cdot \alpha^2} \cdot \pi \quad [\text{cm}^2]$$

$$\text{Fläche}_M = (d_{M+K}^2 - d_K^2) \cdot \frac{\pi}{4} \quad [\text{cm}^2]$$

$$\text{Fläche}_{HF} = (d^2 - d_{M+K}^2) \cdot \frac{\pi}{4} \quad [\text{cm}^2]$$

Die *Gewebevolumen* erhält man durch Multiplikation der Gewebefläche mit der ganzen Armlänge. (Es handelt sich natürlich wieder um eine geometrische Vereinfachung. Besser wäre es ausserdem, die Rechnung mit der Oberarmlänge zu machen. Da jedoch die Angaben über die Oberarm-längen in der Literatur selten sind, wählen wir als Faktor die ganze Armlänge.)

*Berechnung der Knochen-, Muskel- und Haut-Fett-Volumen*

$$\text{Volumen}_K = \text{Fläche}_K \cdot \text{ganze Länge der oberen Extremität} \quad [\text{dm}^3]$$

$$\text{Volumen}_M = \text{Fläche}_M \cdot \text{ganze Länge der oberen Extremität} \quad [\text{dm}^3]$$

$$\text{Volumen}_{HF} = \text{Fläche}_{HF} \cdot \text{ganze Länge der oberen Extremität} \quad [\text{dm}^3]$$

Durch Multiplikation des Gewebevolumens mit dem spezifischen Gewicht des betreffenden Gewebes lässt sich das *Gewebegewicht* berechnen.

*Berechnung des Knochen-, Muskel- und Haut-Fett-Gewichtes*

$$\text{Gewicht}_K = \text{Volumen}_K \cdot 1,4 \quad [\text{kg}]$$

$$\text{Gewicht}_M = \text{Volumen}_M \cdot 1 \quad [\text{kg}]$$

$$\text{Gewicht}_{HF} = \text{Volumen}_{HF} \cdot 0,9 \quad [\text{kg}]$$

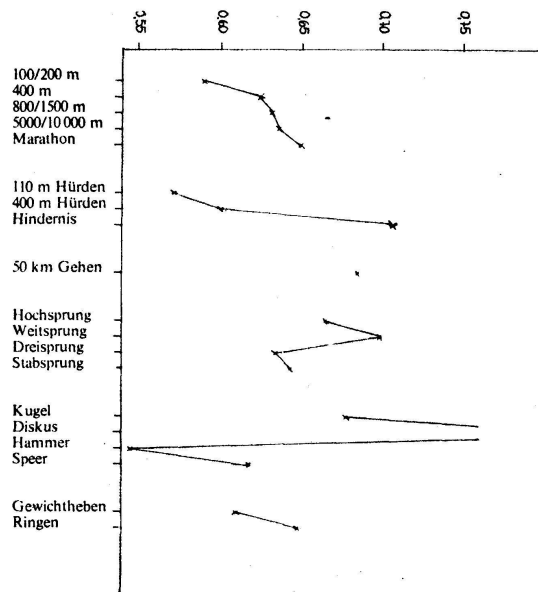
Das Gewebegewicht wird als *Gewebeindex* in % des Körpergewichts ausgedrückt.

*Berechnung des Knochen-, Muskel- und Haut-Fett-Gewebeindex*

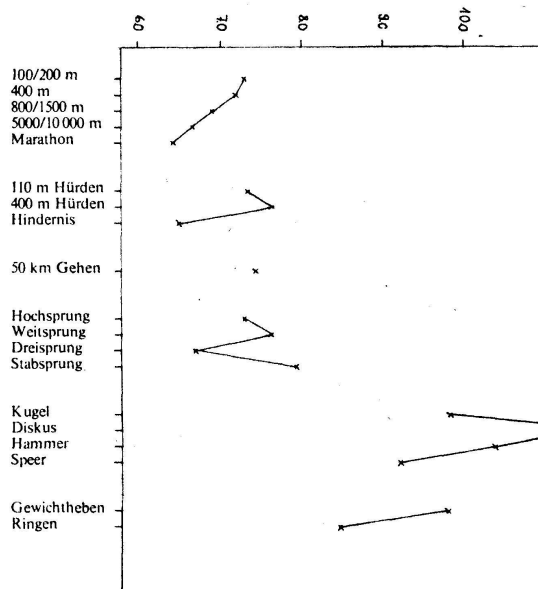
$$\text{Index}_K = \frac{\text{Gewicht}_K \cdot 100}{\text{Körpergewicht}}$$

$$\text{Index}_M = \frac{\text{Gewicht}_M \cdot 100}{\text{Körpergewicht}}$$

$$\text{Index}_{HF} = \frac{\text{Gewicht}_{HF} \cdot 100}{\text{Körpergewicht}}$$



*Abbildung 2*  
**Knochenindex**



*Abbildung 3*  
**Muskelindex**

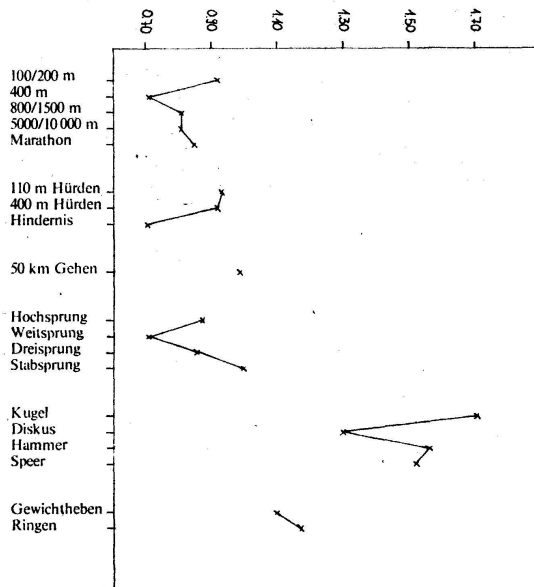


Abbildung 4  
Haut-Fett-Index

Die Gewebeindizes geben Hinweise auf den Konstitutionstypus.

Da sich die Gewebeanteile am Körper verschieden verteilen, sollten die Gewebeindizes nicht nur am Oberarm, sondern auch an anderen Körperteilen, z. B. am Oberschenkel, bestimmt werden. Das Vorgehen ist stets analog zum Vorgehen beim Oberarm. Als Konstante  $\alpha$ , welche das Verhältnis von Epiphysenbreite zu Diaphysendurchmesser bezeichnet, schlagen wir für Oberarm, Unterarm, Oberschenkel und Unterschenkel einheitlich die Zahl 3 vor.

Die graphischen Darstellungen 1–3 von Sporttypen der Olympischen Spiele 1960 in Rom wurden aus den Messungen von TANNER berechnet. Obwohl es sich teilweise nur um sehr kleine Untersuchungsgruppen von min. 2 bis max. 32 Individuen handelt, zeigen sich doch sehr deutliche Unterschiede zwischen den verschiedenen Sportarten.

Es erstaunt nicht, dass Läufer- und Springertypen auf das Körpergewicht bezogen am Oberarm weniger Muskulatur (Abb. 3) und Haut-Fett-Gewebe (Abb. 4) aufweisen als Werfertypen, während Gewichtheber und Ringer mittlere Werte zeigen. Die Knochenindizes (Abb. 2) divergieren stark, so dass wir diese Resultate noch nicht interpretieren können.

#### LITERATUR

TANNER, J.: The physique of the olympic athlete. George Allen, London 1964.

### 3. P.-A. GLOOR (Lausanne): *Comparaison entre l'indice céphalique de Broca et celui de Bertillon*

Ce titre rappelle un travail de O. AMMON (1896): examen d'une même série par deux modes de mensuration de la tête, en vue d'une correction systématique. Cet exemple – trop peu suivi – aurait pu inspirer les critiques de ALPHONSE BERTILLON ou cet auteur lui-même, à qui on reprochait l'emploi d'une longueur de tête particulière (ensellure nasale-opisthocranion) et un mode original d'évaluation de la couleur des yeux. Faute d'une étude semblable, la méthode policière a été déclarée sans intérêt anthropologique et une immense documentation a été négligée ou même perdue.

La série présentée ici comprend 233 adultes originaires de 18 cantons, surtout du «Westfeld» décrit par SCHLAGINHAUFEN, et spécialement de la Suisse romande. Les mesures comprennent le diamètre antéro-postérieur classique et celui de BERTILLON; la largeur maxima; la couleur des yeux d'après la table de MARTIN et le système de BERTILLON. M<sup>lle</sup> H. KAUFMANN a bien voulu, pour les dimensions céphaliques, renforcer cette série par un groupe de 64 adolescents genevois, âgés de 15 à 20 ans.

Sur 297 individus:

	Moyenne	Ecart	$\sigma$
<i>DAP</i>	195,07 mm	174–218 mm	6,78
<i>DAP<sup>B</sup></i>	192,60 mm	174–213 mm	6,87
Différence	–2,47 mm	–7–1 mm	
Largeur	153,57 mm	135–168 mm	5,75
<i>IC</i>	78,66	69–89	3,86
<i>IC<sup>B</sup></i>	79,70	70–89	3,90
Différence	+ 1,04 point	–1–3 points	

Dans le procédé de BERTILLON, l'opisthocranion remonte souvent vers la lambda; des particularités de l'écaille occipitale (grand rayon de courbure ou même méplats) peuvent expliquer que le *DAP<sup>B</sup>*, dans quatre cas, est supérieur de 1 mm au *DAP*.

La corrélation entre résultats des deux procédés est élevée ( $r = +0,9274$ ) et la droite de régression a pour formule:

$$DAP = \frac{DAP^B + 14,78}{0,9116}$$

qui permet de passer des moyennes de BERTILLON aux moyennes habituelles. L'écart est plus fort pour les grandes longueurs: 3,88 mm pour 200 mm, 4,67 pour 220, et plus faible pour les têtes courtes: 0,25 mm pour 170 mm.

L'indice céphalique est bas même pour des Suisses occidentaux et la débrachycéphalisation se poursuit; l'influence de l'âge moyen est secon-

daire à en juger par le résultat partiel des jeunes Genevois, inférieur à celui de la série globale.

La corrélation entre  $IC$  et  $IC^B$  est élevée elle aussi:  $+0,9773$ , et la droite de régression s'établit ainsi:

$$IC = \frac{IC^B - 2,0547}{0,9871}$$

L'écart, en moyenne de 1,04 point (1,1 point pour le sous-groupe genevois), varie de 0,9 pour un indice hyperbrachycéphale de 90 à 1,15 pour un indice hyperdolichocéphale de 70. Bien que CZEKANOWSKI ait mathématiquement établi, en 1907, qu'il était abusif d'établir des corrections systématiques par l'application d'une différence fixe, on peut dire dans ce cas précis que l'on peut retirer un point d'indice aux chiffres de BERTILLON quand il s'agit de séries peu nombreuses; si, au contraire, l'erreur à craindre sur la moyenne est faible, on peut calculer la différence précise.

L'application est immédiatement utile aux 87 moyennes départementales de l'indice céphalique pour la France de 1889, aux 360 moyennes d'arrondissements français de 1900, avec en plus des données sur les pays limitrophes dans les deux cas.

#### 4. P.-A. GLOOR (Lausanne): *Couleur des yeux: système de Bertillon et table de Martin*

La multiplicité des procédés d'évaluation de ce caractère, les obstacles rencontrés par l'étude de l'hérédité, démontrent une situation anthropologique défavorable. L'idée de BROCA: examen de l'œil de loin, détermination d'une «teinte plate» a probablement mené à une impasse. A la suite de IKOFF (1883), BERTILLON qui examina l'œil de près, étudiant une zone pigmentée péripupillaire plus ou moins foncée, plus ou moins étendue à la totalité de la surface irienne, fut sévèrement critiqué et son procédé fut déclaré sans intérêt anthropologique.

Dans le cas de méthodes diverses d'examen, il est méthodologiquement indiqué de procéder à une étude double des mêmes sujets. 233 adultes de l'enquête précitée se répartissent ainsi:

Tableau I

	BERTILLON		Table de MARTIN		Division de MARTIN-SCHULTZ	
Clairs	1	27,5%	13 à 16	27 %	13-14 à 16	20,6%
Intermédiaires	2 à 3	42,9%	7 à 12-13	29,6%		
Foncés	4 à 7	29,6%	1 à 6-7	43,4%	1 à 4-5	28,3%
Moyenne	2,73		8,33			

En se référant aux détails de répartition sur le tableau I, on voit que la répartition de MARTIN en trois classes n'est pas favorable, alors qu'il est

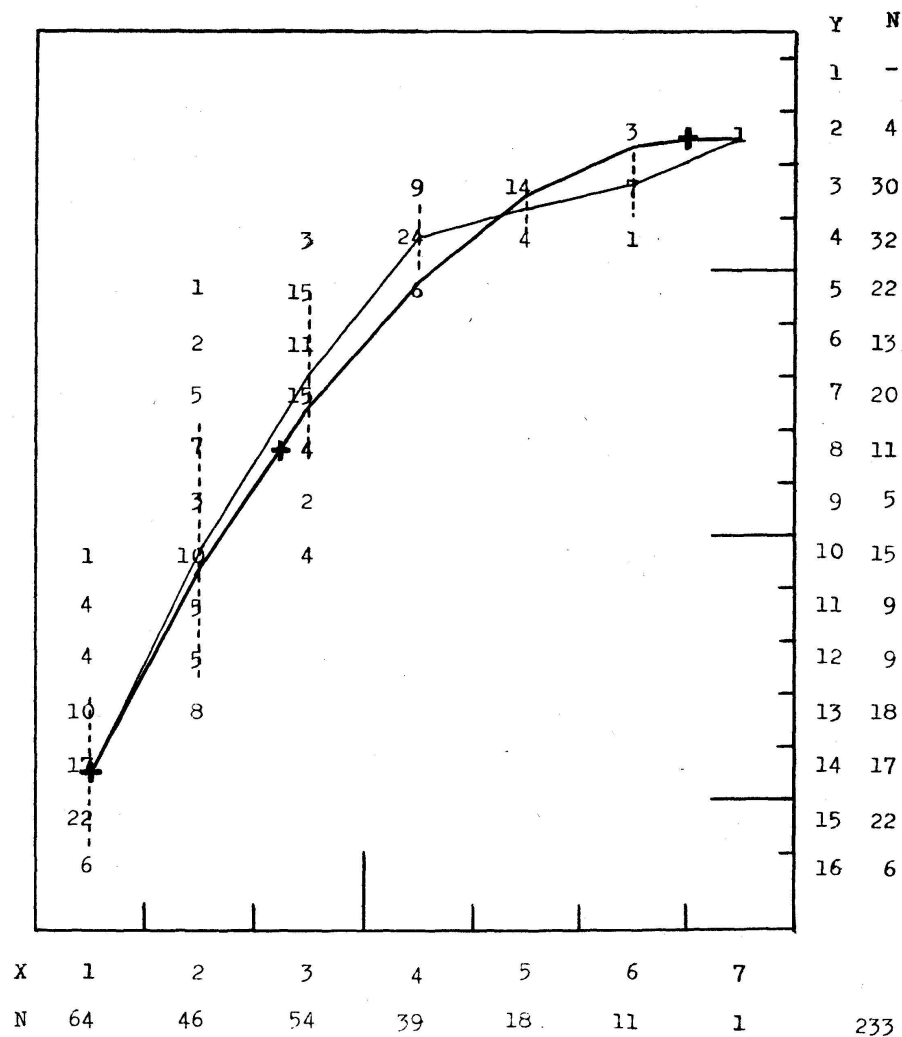


Figure 1

- Y Classes de coloration, de MARTIN: 4 grandes classes (MARTIN-SCHULTZ)
- X Classes de coloration, de BERTILLON
- N Répartition numérique de 233 sujets, Suisses de 23 à 55 ans
- Ligne reliant les moyennes des classes 1 à 7
- - - - Dispersion (valeur de  $\sigma$ ) par classe
- Polygone inscrit dans la parabole de régression
- + Moyennes de la série globale (coordonnées 2,73/8,33) et de deux séries extrêmes (coordonnées 1/14,5 et 6,5/2,5)

plus satisfaisant de déterminer les catégories extrêmes selon le système de MARTIN-SCHULTZ en quatre catégories. Les yeux 1 stricto sensu de BERTILLON, «impigmentés» (sans les teintes 1-2) font en effet 17,0% de la série.

La corrélation est curvilinéaire ( $\eta = 0,881$ ); en toute rigueur, il faudrait calculer une régression quadratique avec ajustement à une parabole,



procédé laborieux. Empiriquement, il semble admissible de déterminer cette parabole en partant de trois points: la double moyenne de la série, la double moyenne de deux populations théoriques, l'une très claire, l'autre très foncée. On obtiendrait:

$$\text{moyenne selon MARTIN: } 19,068 - 4,935 X + 0,3671 X^2$$

On aurait ainsi une méthode de passage d'un procédé à l'autre, compte tenu de l'effectif d'une série et des erreurs à craindre sur les moyennes; on pourrait, à partir des classes de coloration d'une série de BERTILLON, considérer comme connues les proportions des clairs et des foncés selon MARTIN-SCHULTZ, calculer la moyenne théorique d'une telle série, et tester la validité de ce procédé d'après la position de cette moyenne sur la parabole précitée (fig. 1).

#### BIBLIOGRAPHIE

- AMMON, O.: La corrélation entre l'indice céphalométrique de BROCA et celui de IHERING. L'Anthropologie 7: p. 676 (1896).
- BERTILLON, A.: Instructions signalétiques pour l'identification anthropométrique. I, II. Impr. Adm. Melun, 1893.
- CZEKANOWSKI, J.: Untersuchungen über das Verhältnis der Kopfmasse zu den Schädelmassen. Thèse phil., Zurich. Vieweg, Braunschweig 1907.
- GLOOR, P.-A.: Contribution à l'étude des modifications anthropologiques de la population du Canton de Vaud. Bull. Soc. suisse Anthropol. Ethnol. 34, 1957/58.
- GLOOR, P.-A.: L'œuvre anthropologique d'ALPHONSE BERTILLON. Actes Soc. helv. sci. nat. et Bull. Soc. suisse Anthropol. Ethnol. 1970/71.

#### 5. HÉLÈNE KAUFMANN (Genève): *Une enquête médico-anthropologique à Genève: enfants et adolescents suisses, 1972*

En 1970 le Département d'anthropologie de l'Université de Genève (Faculté des Sciences) et le Service de santé de la jeunesse ont établi une collaboration pour organiser une enquête – avec le soutien du Fonds national suisse de la recherche scientifique – afin d'établir les normes actuelles d'un certain nombre de caractères morphologiques pour les jeunes en période de croissance. En raison de l'augmentation diachronique les tables anciennes ne donnaient plus satisfaction.

La récolte des données a été précédée d'un travail préparatoire d'ordre scientifique, statistique et pratique.

Il s'est agi en premier lieu de définir qui examiner. Chacun sait que la population de Genève est, par ses origines, la plus hétérogène de toute la Suisse. Fallait-il recruter les jeunes au hasard, sans tenir compte de la nationalité? Pour résoudre ce problème, des simulations de mélanges de deux populations géographiquement éloignées, en proportions variables, ont été effectuées sur ordinateur. La démonstration a été faite que des normes, établies sur la base d'une population trop composite quant aux origines géographiques – donc ethniques – n'a aucun intérêt. On a donc décidé d'examiner seulement des Suisses.

Pour obtenir un échantillon bien représentatif il s'est agi d'établir d'abord un fichier aussi complet que possible de la population juvénile suisse de 4 à 19½ ans domiciliée dans tout le canton de Genève. Il a été rempli 42 887 fiches. Pour chaque sujet on possède les données suivantes: nom, prénom, sexe, date de naissance, adresse, école (publique ou privée), classe; pour les apprentis et les jeunes travailleurs: l'employeur.

D'autre part se posait la question de l'organisation de l'enquête proprement dite. Comme l'effectif des jeunes à examiner comprenait en majorité des écoliers, il fallait la réaliser au cours d'une seule année scolaire. Nous avons fixé l'examen des probants entre janvier et mai/juin 1972, sachant que les listes d'élèves et leur répartition par classes ne seraient accessibles qu'au tout dernier moment. Or, pour organiser pratiquement l'enquête, il était indispensable de connaître plusieurs semaines à l'avance, au moins dans les grandes lignes, la répartition approximative des effectifs entre toutes les écoles de la ville et du canton. Dans ces conditions, il a fallu effectuer un sondage factice sur les écoliers d'après l'information relative à l'année scolaire 1969/70; cela a permis du même coup la mise au point de divers programmes pour l'ordinateur.

Il a été décidé d'élaborer les résultats par classes d'âge de 6 en 6 mois, de retenir 115 sujets de chaque sexe par classe d'âge. C'est donc 7130 probants (31 classes × 230) qui ont été échantillonnés au hasard par l'ordinateur. Cet effectif représente 16,6% de la population juvénile de base, en d'autres termes, un sujet sur six. De ceux-ci, 5605 se sont présentés à l'examen, ce qui donne un rendement brut de 79% (déchet environ un cinquième, inégalement réparti).

Du point de vue pratique il fut relativement facile, grâce à l'appui du Département de l'instruction publique, d'atteindre les enfants scolarisés, qui furent examinés sur place pendant les heures de classe (institutions publiques et privées). Par contre, il fut plus difficile d'atteindre les pré- et les post-scolaires, qui furent convoqués dans des centres médicaux. Cela eut pour conséquence que le nombre total de probants obtenu varie beaucoup:

Ages pré-scolaires (4 à 6 ans)	43-98	par classe d'âge et sexe
Ages scolaires (6½ à 15 ans)	91-107	par classe d'âge et sexe
Ages post-scolaires (15½ à 19½ ans)	47-90	par classe d'âge et sexe

L'enquête «sur le terrain» a été précédée d'une information préliminaire: articles dans la presse quotidienne, lettre explicative adressée aux parents, aux directeurs d'écoles, aux patrons des apprentis et des jeunes travailleurs. Les refus des parents ont été rares. La radio et la télévision s'étant intéressées au déroulement de l'enquête, leurs émissions au début de la campagne ont constitué une information supplémentaire bienvenue.

L'enquête proprement dite s'est déroulée du 31 janvier au 14 juin 1972 (interruption de deux semaines aux vacances de Pâques). J'ai constitué et dirigé une équipe permanente de huit personnes: un assistant coordonnateur (contacts avec les écoles, les institutions, les centres pour l'organisation pratique), une secrétaire (envoi des circulaires et des convocations),

une réceptionniste, trois examinateurs, deux secrétaires. Ainsi plusieurs étudiants avancés, qui avaient reçu un enseignement pratique en anthropologie, ont été mis à contribution, d'autant plus qu'aucun d'entre eux n'a pu assurer un horaire à plein temps.

Pour réduire le plus possible le temps nécessaire à l'examen dans un lieu donné, trois équipes d'examineurs ont toujours travaillé simultanément au même endroit. Cela signifie que trois enfants pouvaient être examinés en même temps.

Pour répondre aux desiderata des médecins – qui réclamaient des normes actuelles, entre autres pour la taille, le poids et le débit expiratoire de pointe – et des anthropologues, ainsi que pour répondre aux problèmes relatifs au mobilier scolaire, nous avons relevé sur chaque sujet une vingtaine de données. Ce sont : poids, tailles debout et assis, débit expiratoire de pointe (enregistré cinq fois de suite pour obtenir le maximum), longueur et largeur de la tête, hauteur et largeur de la face, pigmentation des yeux et des cheveux, diamètres biacromial et bicrête, longueur totale du membre supérieur, longueur du segment proximal du bras et périmètre au milieu, épaisseur du pli cutané (au triceps et sous-scapulaire), enfin trois mesures établissant la distance entre des régions précises du sujet et le siège.

Les données récoltées sont en voie d'élaboration. Aux médecins il faudra fournir sans tarder les normes de la taille et du poids. Nous nous proposons d'introduire la présentation des résultats sous la forme d'ellipses équiprobables, dans lesquelles peuvent figurer simultanément ce qui concerne les deux paramètres. D'autres publications suivront relatives au débit expiratoire de pointe et à l'ensemble des caractères étudiés.

Les expériences, bonnes et mauvaises, faites au cours de l'organisation et de la réalisation de cette étude seront utiles s'il faut, par la suite, examiner d'autres groupes ethniques bien représentés à Genève.