

も、短時間と雖も多少關係するわけである。

方法としては、單純に右手或は左手の一指(多くは中指)尖端で叩打器の鉗を一定時間(普通三〇秒間)最大の速度で叩打し、その叩打器に現はれた數字により、その敲く動作の速さを測り、左右の計を以て成績とするのである。

この方法による成績は、一部疾走の成績とも正比例する理であるが、疾走の場合と異なり呼吸力や心臓力の強さが影響しないから、その結果の異なるものであるは賭易い。今久保博士(良英)の大正十三年一月、廣島市尾長小學校男兒一一四名、女兒一一二名について測定した成績を第二十三表に示す。

第三節 反 應 時

反應時は、意思運動の経過の迅速性を示すものではなくて、意思運動の起るに要する精神現象の経過の速度を主に示すものである。即ち、(一)音響光等の外來の刺戟が意識に入るまでの時間、(二)刺戟の性質の認識時間、(三)何か反應的動作を

しそうとの意思の興奮するに要する時間、(四)意思中樞から運動中樞まで意思興奮の傳はる時間、(五)意思興奮が運動神經を傳はる時間等、反應時の五要素のうち、(二)及び(三)が有意義である。

反應時は、運動そのもの行はれる以前の現象を示すものであるから、茲にはその方法の記述を省略する。

第十六章 跳力の測定

第一節 測定の目的

跳力はテストとして種々検定されてゐるが、體力測定の一項目として、何故に跳力測定を選ぶか、それは次の理由によるのである。

一、跳力は筋の彈性の發現である

それは世界に於ける如何なる跳躍の優秀者を見てもわかる通り、彼等はそろつて細い長い脚筋を備へてゐるのである。勿論、同じ跳躍の中でも走高跳であるとか、或は棒高跳の如く全身の釣合上の支配や臂の力、その他全身的の體力を要するものもあるが、單純な巾跳と高跳とは、その成績が主として脚筋の彈性に正比例するを見ることが出来る。即ち、臀筋・四頭股筋・腓腸部筋等が伸展してゐ

て、急に最强の收縮を營んで、その際に、跳躍の方向に向つてかなり強い筋力を共働的に發現することにより、跳躍運動が行はれるのである。今述べたやうに、伸展してゐた脚筋が最强の收縮を營む際、相當大いなる筋力を發現するから、サード・チャント氏などはこれを筋力のテストとして用ひてゐるが、勿論筋力が大いに發現するには相違ないとしても、前述べた理由により、又、筋絶對力の定義から考へて、筋力テストよりは彈性テストと見るが至當である。何となれば、若し跳躍のレコードと脚筋力とが正比例するものであるとすれば、筋力には筋の長さは關係しないで筋の太さが關係するから、脚の太いものがよいレコードを示す筈であるのに、事實は是に反するからである。而して筋の彈性は筋の絶對力及び持久力と共に、筋の三機能の一であるから、何等かの興味ある方法を用ひて測定することは大に意義があるのである。

註　跳躍と同様、主として筋の彈性並びにその急激な統一的筋力發現により成績のあがる運動は、ボール投(距離)、槍投の類である。

二、廣い場所を要しない

是は實行上の便利の問題であるが、若し跳躍と同様な目的でボール投等を行ふとすれば、時としてかなり廣い場所を要しその場所が得にくかつたり、又測定にも手數がかかり、正確な成績を得にくく事が少くない。例へば、廣い場所に於ては、多く空氣の運動即ち風があるものであるが、重量の割合に容積の大なるボールを風に逆つて投げたときと、順風に投げたときとの成績を如何に補正すべきかは、困難な問題である。この問題は、勿論疾走の際にも跳躍の際にも、風力が相當強ければ考慮しなければならぬが、ボール投の場合には、特に風が影響するから、正確な成績を得にくい場合が生じ易いのである。跳躍の測定は、狭い場所ですむのであるから、如何なる學校に於ても、容易に僅少の人員を以て正確に測定し得る便がある。

三、跳躍は教材なると共に生活上大切な運動である

跳躍運動は、學校體操に於ける重要な教材であるから、その能力を正しく測ることとは、それだけとして大に意義を有すること疾走に於けると同様である。跳

躍は又、日常生活に於て並に戦闘動作として、大切な運動能力であるから、基本的に測定しておくことは、相當の意義を有する。

第二節 測 定 法

先づ、選ぶべき跳躍の種目は何とすべきか。^{検査}であれば何れの種目を選んでもよいのであるから、現に各種の跳躍法がテストとして行はれてゐるが、體力測定として取扱ひ、而して脚筋の彈性を成績として測らうとするならば、出来るだけ、彈性以外の要素と成績を左右すべきものの混じない純粹な形式を選ぶを適當とする。この意味に於て余は立幅跳を選ぶのである。今、その理由を左に述べる。

1. 棒高跳は、懸垂力や特別なバランス、その他棒の使ひ方等幾多の因子が、跳躍の成績に影響する。
2. 高跳のうち、走高跳でも立高跳でも、技巧を多く要する形式のもの、即ち陸上

競技に用ひられる形式に於ては、臀部や脚を巧に横木を越させる全身支配の能力が餘程成績に影響する。

單純に脚の彈力だけで高く跳ぶ場合に於て、頭又は肩の位置が被測定者の直立時に於けるそれに比較して、幾何糧昇るかを正しく測り得る方法が、容易に得らるれば、この方法は跳力測定法として適當なものとなる。

3. ホップ・ステップ・エンド・ジャンプ(三段跳)は、全運動の性質から見ると複雑とは言へないが、助走とホップとステップとジャンプとの間の連絡調子に餘程の技巧を要し、この技巧が成績に大に影響する。

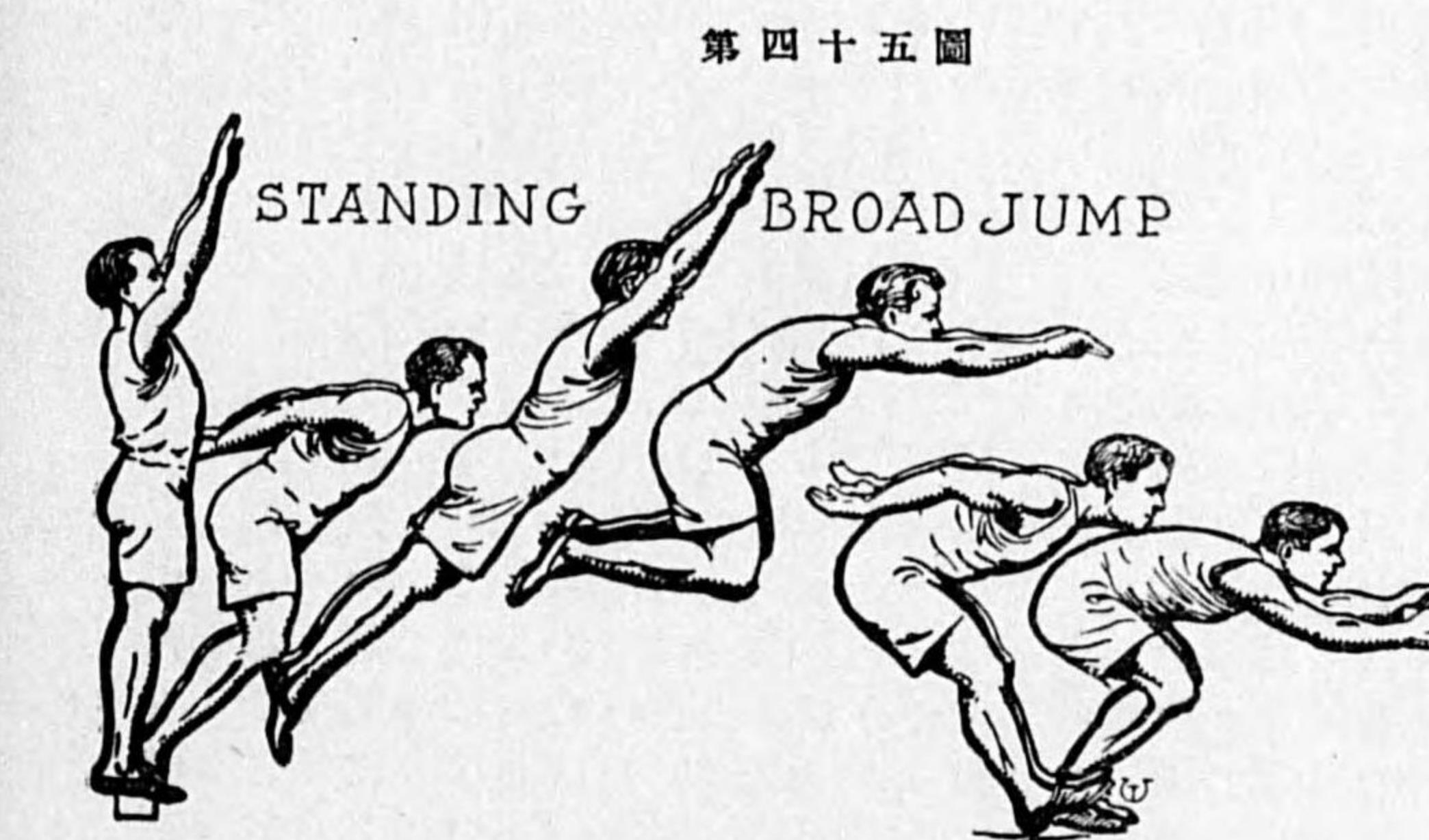
4. 走幅跳は、體力検査としてならば適當な検査項目たるを失はないが、單なる跳力の外、助走及び踏切の技術が成績に至大の影響を與へる。

以上の如く考えると、余が跳力測定の爲、特に立幅跳を選んだ理由は、何人にも極めて明瞭に分るであらう。

そこで、次に設備としては、戸外で測定する場合には、普通學校體操で用ひられる跳場に於て、ピットの兩側に適當に踏切板から各等距離に四角形(断面二一三

糧平方)の木棒(先端の尖つたもの)を、概ね被測定者の成績位の距離に打ち込みおいて測定を容易迅速によることが望ましい。

被測定者は、陸上競技の規則によれば、走幅跳に於て趾尖を踏板から前方に喰み出さしてはいけないこになつてゐるから、立幅跳に於ても亦その規則に準じて踏切つてもよい。しかしながら陸上競技の規則は、學術上よりは審判上に於て、不正な動作又は紛らはしい問題を起すことを大に考慮して作られたものと考えられるが、體力測定法としては、體力を十分に發現させて、その力を誤なく測り得ればよいのである。そこで踏切るのに都合のよくない跳方、即ち堅い平面に對し約四十五度の斜な方向に衝力を働らかせて、その反動を以て跳ぶといふやうな跳方よりは、ウエーベル Weger A. B. が説いてゐるやうに、踵趾球部即ち第一、第二趾蹠關節部を踏切板の前縁に働かせて、即ち兩足の概ね趾部だけを踏切板より前方に喰み出させて跳ぶ方が、單純に而かも十分強く飛び得るから適當と思はれる(第四十五圖参照)。跳ぶときは、臂を上下に振り、ハズミをつけ、跳力を補助することは大した技巧でなく自然的な動作であるから、許してよ



立幅跳の方法 (Wegener A. B.)

い。跳ぶ要領、即ち膝・足関節を曲げる程度、跳ぶ方向の角度、力の入れ具合、空間に於ける動作等は、初心者はよく教えて相當練習をさせるがよい。試技は三回位行はせてよいが、競技の場合の如く嚴重に回数を限る必要はない。又、踵より後方に他の體部が著地した場合は、採用しないことにせねばならぬ。そして測量は、必ず踏切板前縁と地上に於ける足蹠印象の最後端との間の距離を踏切板前縁に直角な状態に於てなし、耗までを測り取るのである。跳場の砂は、踏切板と畧同一水平面

に於てよく平等に攪拌し水平に均らしておかなければならぬ。
尙、室内に於て立幅跳の跳力測定を行ふ場合には、踏切板は牀上五時より高からず、これらやう牀上に固定し、體操用のマットの上に着陸させる。

今ステッチャーの掲げた米國小學校男女兒童に於ける年齢別の立幅跳標準は

第二十四表の如くである。

第24表

年齢	男	女
8	3.4	3.0
9	3.8	3.2
10	4.0	3.4
11	4.3	3.6
12	4.6	3.8
13	4.9	3.1
14	5.0	4.0
15	5.3	4.1

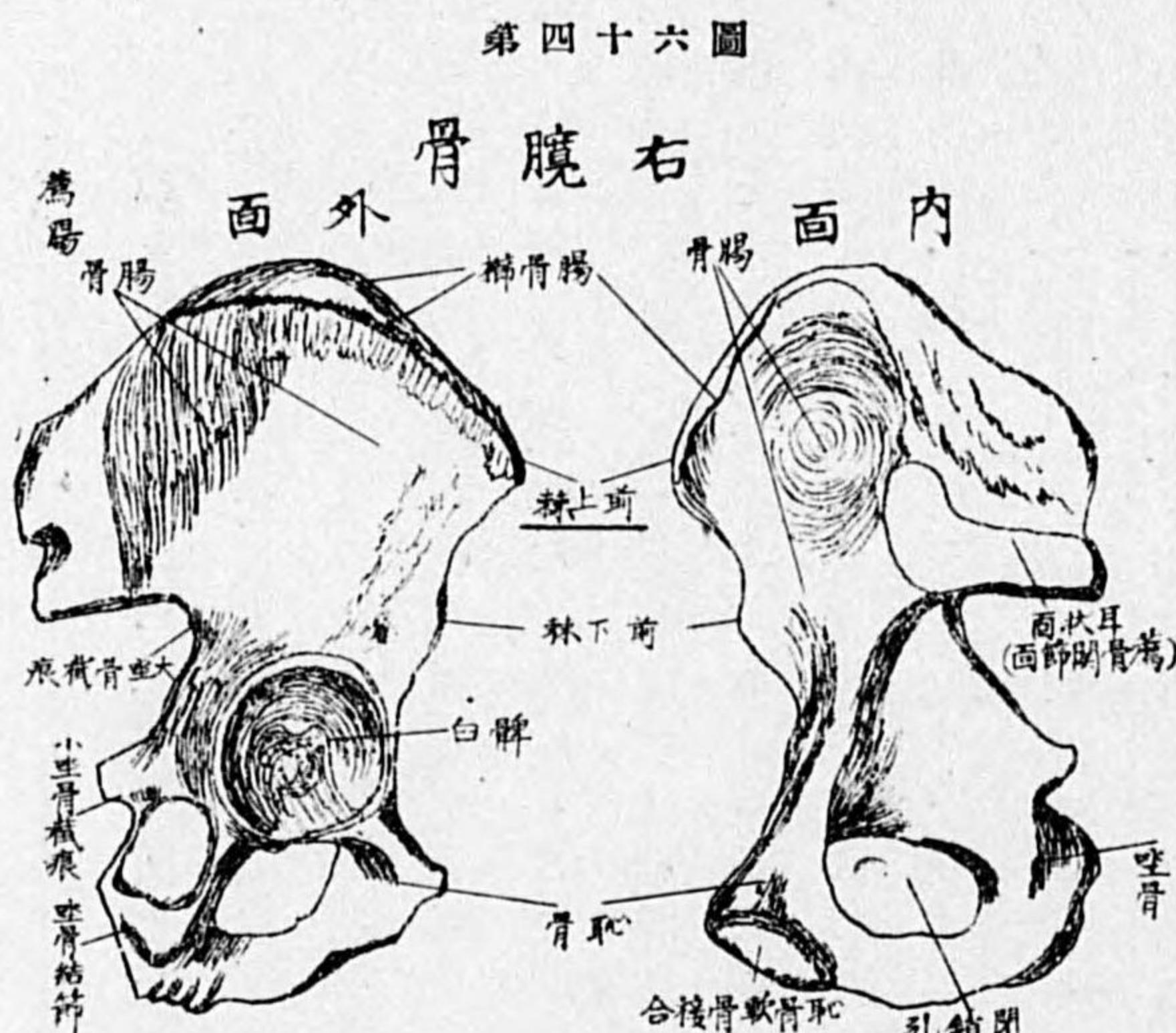
備考
表中の數字は、呪及び時である

第十七章 脚長及び坐高の測定

跳力を測定したならば、被測定者の脚長を測り、跳力の成績と脚長との間の相關關係を検することが肝要である。その理は、前章述べた所により明である。又脚長を測ることが困難である場合には、測るに容易な「坐高」を測り身長から坐高を減じた數との間の相關々係を検するには、意義あることである。

第一節 脚長の測定

脚長 ganze Beinlänge は、直立位に於て、大腿骨々頭から直立面までの垂直距離を意味するが、大腿骨頭は股關節内に深く入込んでゐるから、生體に於ては、この點を測る由もない。そこで、從來多く測られたのは、「恥骨接合部上縁の高さ以下牀



第四十六圖

脚長測定の測點たる腸骨前上棘と髀臼との位置關係を示す

面まで及び大轉子の上端以下牀面までの二つである。此の場合恥骨接合部上縁も大轉子上端も、その高さが畧大腿骨頭中心部の牀上よりの高さに一致してゐるのである。しかし前者は、女子に於ては測點を露出すること困難なるのみか、男子に於ても、愉快な測點とは云へない。

又、後者即ち大轉子の上端は、餘程瘦せてゐる人でないと、之を大腿外側の皮膚

上から明瞭に觸知することは困難である。普通の人では、大體觸れ得るが、肥えた人、ことに、發情期以後の多くの女子に於ては、この部分に、誠に厚い皮下脂肪が附着してゐるから、觸れるに大なる困難を感じする。

マルチン博士に従へば、直立位に於ける腸骨前上棘 Spina ilei anterior superior (第四十六圖)の高さは、大人に於て、その身長や骨盤の傾斜や腸骨翼の形狀等の異なるにより、九一五二耗だけ、大腿骨頭の高さより上位に在る。而して腸骨前上棘は、何人にも何等の故障なく触れることが出来る(年若き女子に於ては困難なこともあるらう)。そこで、マルチン博士は、全脚長の測量として、腸骨前上棘以下の高さを測り、その成績から、次の如く身長に應じて一定量を減することに定められ、現今人體測定の専門家は、皆此の方法に據つてゐる。

身長	一三〇 樋迄	一五耗
"	一三〇一一五〇	一一〇"
"	一五一一一六五	三〇"
"	一六六一一七五	四〇"

"一七六以上 五〇"

この方法によるときは、全脚長の近似値を得るに過ぎないが、多數の經驗によれば、その誤差は大したものではない。器械は、マルチン氏人體測定器とし、之を第三十九圖に於ける如く使用するのである。

現今、米國の陸軍で、研究に使用されてゐる方法、即ち、内踝の尖端から股間頂上 Spalte までの距離を測つて之を脚長となすの方法は、全く誤つてゐるから、之を用ひてはならぬ (Martin R.)°

第二節 坐高的測定

坐高(軀幹長) Sitzhöhe, Stammänge, Körperhöhe im Sitzen, Scheitelhöhe über den Sitz, sitting height, height supra とは脊柱の直立姿勢に於ける坐面より顎頂までの垂直距離を示す (Martin R.)° 之を測定して、その成績を單に身長から減じて脚長を出すことが出来る (Martin R.)° しかし、これは測點として坐骨結節を使用するから、眞

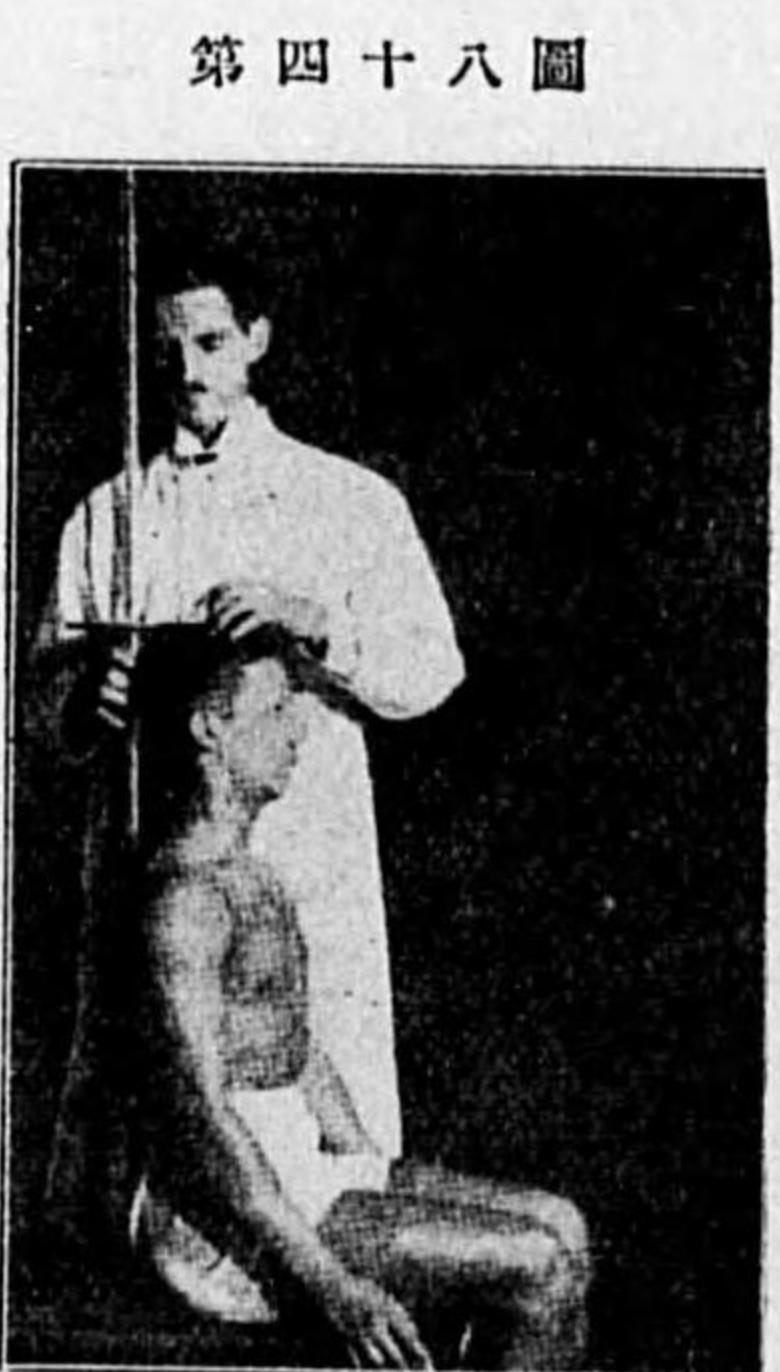
の脚長を示すものではない。只女子に於ける場合の如く、眞の脚長の測量が實際上行ひがたいときに、脚長に代るべき値となるものである。ドレーヤー氏 Dreyer は軀幹長を誤つて胸長 Rumpflänge と稱し、測定の際、被測定者をして、脚を前方に伸ばし、背を壁や測定支柱に凭らしたりした。この場合には、後に述べる如く異なるた成績が得られるのである。



第四十七圖

マルチン氏門弟の坐高測定
(今少し頸を引く必要がある)

一、方法



第四十八圖

獨逸スポーツ促進醫師會
に於ける坐高模範測定
(Kohlrausch)

坐高を測るには、被測定者に脊柱の直立姿勢を保たしめなければならぬ。即ち被測定者を正しく坐せしめ、脊柱を出来るだけ伸展せしめ、人體測定器を被測定者の後方正中に於て坐面上に垂直に立て、推導小籠をその横規の下縁が、顎頂に接觸するまで引下げて尺度を讀取るのである(第四十七圖及び第四十八圖)。又必要に應じ、その成績を身長で除し、之に一〇〇を乗じ、身長の百分比とする。

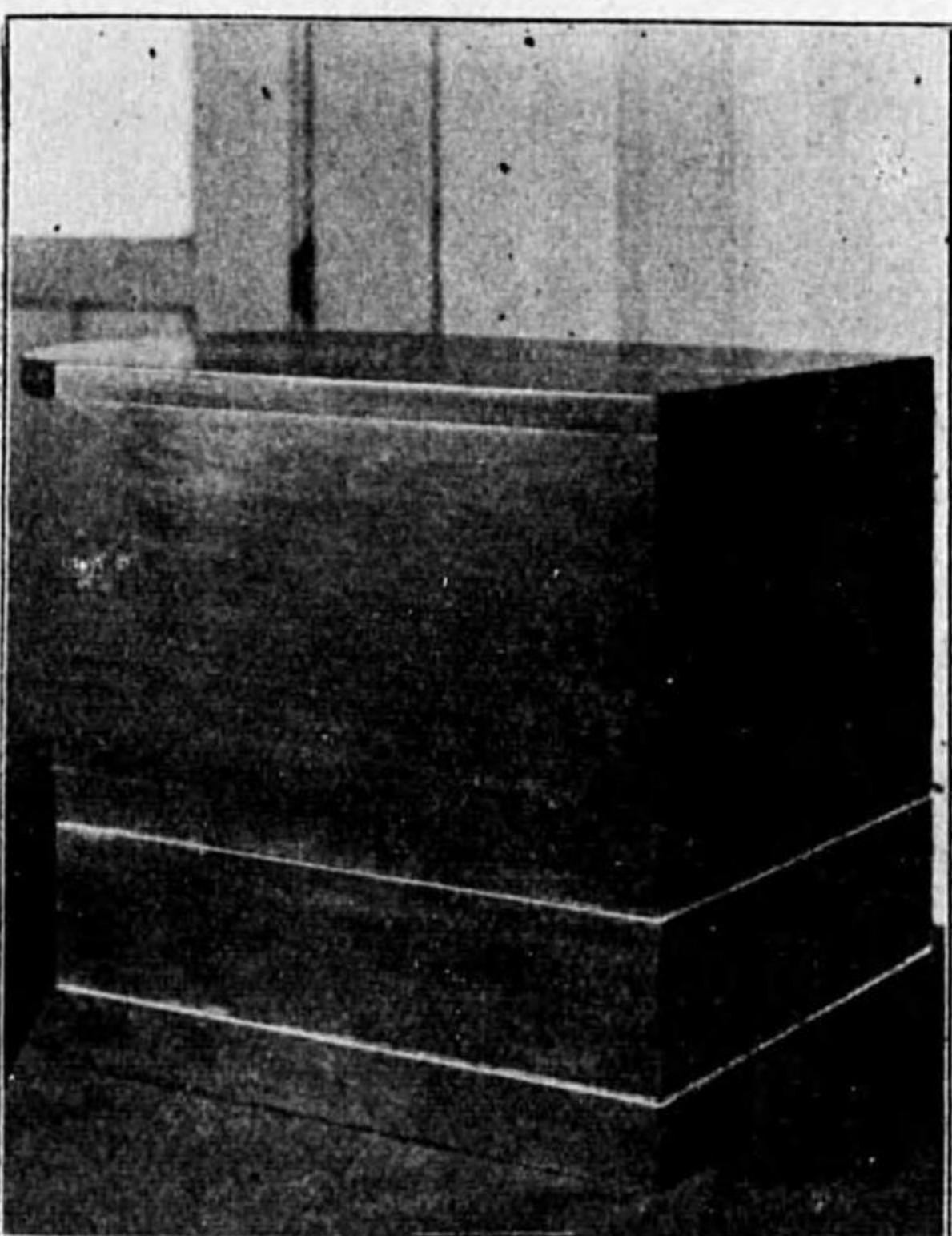
二、測定上の注意

1. 眼耳線を水平ならしめるやう、頭の姿勢に十分注意しなければならぬ。
2. 模範を示して、脊柱を最大に伸展せしめなければならぬ。
3. 大腿は平行に向はじめなければならぬ。兒童は暫らくの間でも脊柱を十分に伸ばし、又大腿を平行に向はじめにくいから補助してやるがよい。

各論

一八六

4. 腰掛の高さや下肢の姿勢は成績に少からぬ誤差を與へる。それで腰掛の高さは二〇、三〇、四〇粁の三種を用ひるがよい。體育研究所に於ては、秋田善雄氏の考案による三段作りの腰掛を用ひて、好結果を挙げてゐる(第四十九圖参照)。要するに、大腿はかなり精密に水平になることが肝要であつて、脚を交叉したり、又我が國で時々見掛けるやうに下肢を平に伸して坐せしめたり、背を後に凭らせたりしては脊柱の彎曲状態が大にちがつて來て、成績は數粋小さくなるのである。ことに、脚を前方に伸ばされない。



秋田氏考案坐高測定用腰掛

ては、骨盤が廻旋するから、狀態がすつかりちがつて來る。
ビルケが栄養上應用した方法は、マルテン氏の方法と同様であつたが、尺柱の活動範囲が大であるから茲に誤差の原因が存し、成績不確實なるを免れない。

第十八章 器械的最大作業能力の測定

箇人の貯蓄勢力を盡せる、即ち營み得る限りに於ける器械的作業 *mechanische maximale Arbeitsleistung* を測定することは體力測定上特に大なる意義を有する。何となれば、この力量は一箇人の身體能力の全財産を見るべきものであるからである。この器械的最大作業營力は(一)練習により、(二)その當時に於ける身體的因素により異なること勿論である。この力量は、大體に於て最初最大であるが、時間の経過に伴つて漸減し、遂に零となるものである。この力量の減少は、之に參與してゐる諸器管の疲労に原因し、零となるのは疲憊によるのである。それ故に、この方法は一面に於て諸器管疲労の總和の測定を見るべきであるが、運動意志力がその成績に大に關係することを認めなくてはならぬ。

然らば、この目的の爲の理論的に適切な方法が存在してゐるであらうか。之

に對しては否と答へなければならぬ。何となれば、(一)全身の諸筋の最大器械力の總和を測定することは不可能である。若し一筋群について測定するならば、前に述べた筋持久力の測定と同じことになつて、この目的に適しない。(二)全身的に疲憊に陥らしめる程の大運動を測定法として應用することは人道上許されない。(三)意志力を測定することは不可能である。そこで、從來の學術的經驗に基いて、器械的最大作業營爲力に最大の關係を有する器管の狀態を精査することにより、又は、勢力總量の大部分を測定することにより、満足しなければならぬ。即ち、この條件に基いて最も適當と思はれる方法を次に述べることとするが、理想的に云へば、これらの諸法皆一得一失を有するから、左記諸法のうち一つだけでは不十分で、二三併せ行ふがよいと思ふ。

第一節 長距離疾走

身體の勢力を消費すること最大な運動は、疾走と一般的の力運動である。而

して、疾走のうち短距離のものに於ては、心臓と肺とは殆んど最大限に活動するが、脚筋は尙々速度さへ減すれば大に活動し得る餘力を存してゐるから、持久能力の検定に於て欠陥を有する。そこで、全身筋の約半量を占める骨盤以下の諸筋と心臓と呼吸器とを同量に強く長く使用する運動としては、比較的長距離の疾走を擧げなければならぬ。然らば、その距離を幾何どすべきかについては、年齢や性により一様に云ふことは出來ないが、先づ昭和二年全國學校衛生技師會議で協定した標準を擧げると左の如くである。

一五〇〇米……中學校四學年以上の年齢者

その他、競技検査として、八〇〇米、一〇〇〇米、二〇〇〇米等の疾走が行はれてゐるのは、この目的に適するものである。

測定法としては、大體迅速力測定の際に述べた所でつきてゐるが、發走法は直立發走法により、決定は迅速力の場合と同様「タイム」の記録をとり、その最大なるものと最小なる者との間の分布により、等級を定めて評價するやうにするのである。

第二節 ブルグツシユ氏法

クーロム Coulomb は、單に重量を舉上することによつて、作業量を總計的に定量した。氏は、疲労を顧慮して種々重量を變化させて、器械的最大作業能力は重量の増加に反比例するといふ決論に達した。ブルグツシユ氏は被測定者として

1. 大中小身長の狹胸型の男子(年齢二〇—三〇歳、平均約二十五歳)
 2. " の廣胸型の "
 3. " の正常胸型の "
- を選び、被測定者に着衣の上、背嚢を負ひ夫に砂嚢を入れて重量を附加し、七米高の階段(約四〇度の角度を有す)を全速力で登らしめた。今、體重を P とし、衣装を K とし、背嚢の重量を L とするときは、作業量 E は左式の通である。

$$E = \frac{\text{重量} \times \text{時間}}{\text{時間}} = \frac{(P + K + L) \cdot h}{t}$$

この式に於て、 h は七米、 P 、 K 、 L は斤、 t は秒を示す。今、 L を變化せしめて疲勞を顧慮することなく、得られた最高の價を記入するのである。この方法に於ても多少の練習により、僅少な差は起り得るものではあるが、長距離疾走法が心肺の最高能力に大量筋の持久的作業を附加したのに對し、本方法は心肺の短時間の最高能力に大量筋の筋力を附加したのであつて、本章の標題に掲げた目的に合するものと云つてよいであらう。

この方法により、ブルグツシエ氏の得た成績によれば、この最大作業能力は、身長及び身體幅員の増加に正比例するものであつて、胸の狭い者は、同身長の廣い胸を有する者に比して劣等の成績を示すのである。併しながら、身長も異なり、胸圍も異なる場合に、一般的に妥當性を有する成績を得ることは出來ないといふことである。又、筋が疲労してもこの作業成績に餘り影響しないやうである。

今、クラウスが得た成績を摘録すれば左の通である。

病 人	體育的に練習した健康な二〇一二		營みたる最大作業成績 (體重一斤につき斤米にて)
	被測定者第I號(體重六九斤)	四歳の醫師の一〇米高の階段昇登	
第I號、三二歳の男子、頭蓋骨に化膿した傷あり、その爲續發的に貧血を有す。赤血球二百四十万、血色素三〇% (シユルイ氏法による)	○・五八六八	○・五六〇七 ○・五五二三 ○・八八四〇 ○・八〇七〇	○・五八六八
第II號(六七斤)	○・七四	○・七四	
第III號(六七斤)	○・六七	○・六七	
第V號(七七斤)	○・七七	○・七七	

各論

一九四

第Ⅱ號、二十四歳の給仕女、貧血、赤血球二百七十万、血色素三〇・一

○・四九〇二

三五%（フライシユル、氏法による）、體重七六・七斤

第Ⅲ號、一六歳の男兒、左靜脈口狭窄、僧帽辨及び大動脈閉鎖不全症を有し、時々比較的三尖辨閉鎖不全を有する。水腫殆んどなく、蛋白尿もない。

○・三五六四

體重三一・七斤
第IV號、二二歳の處女、左靜脈口狭窄及び僧帽辨閉鎖不全症を有す。貧血や水腫はない。
心悸亢進及び呼吸困難があ

○・三一三九

り、屢々心動不整となる。體重四九斤

○・一四四三

第V號、二〇歳の男子、左靜脈口狭窄、僧帽辨及び三尖辨の閉鎖不全症を有する。鬱腫をするが、水腫はない。體重五三・七斤

○・〇六二七

第VI號、二九歳の處女、典型的のバセドウ氏病を有し、循環器方面の兆候が特異である。體重五一斤

斯の如く、心臓に故障のある者は、最大作業能力が、非常に劣つてゐることは、注意すべき現象である。

第三節 其の他の方法

前に述べた二法の外、ノルムの身長を有する者に於て、胸部及び前に述べた心臓の検査を行ひ、呼吸能力の大なる者及び一定の範囲に於て心臓の大なる者は、それ等の小なる者に比し、器械的最大作業能力の大であることを結論することが出来る。しかしながら、この方法により何等かの等級を附することは、容易なことなく、只前の二法を行ひ得ない場合に、器械的最大作業能力の大小を概定し得るに止るのである。

第十九章 巧緻力の判定

或る作業をなすのに、強大な筋力を要するのでもない、又持久力を多く要求することもない、或は又速度による作業でもないが、只一種の身體的能力を要する場合がある。この作業は、意思のまゝに吾人の五體が動くといふ神經系統の調節作用 Koordination, coordination 又は巧妙な神經筋共働作用 neuromuscular activity を特に要求するのであつて、この際に主に現はれる體力を巧緻、正確 Geschicklichkeit, Exaktheit, accuracy, precision と稱する。要するに、筋覺の鋭敏なこと、運動中権の錯誤の起らないこと及び神經筋系統の新鮮さが集つて巧緻力を現出するのである。この能力は、量の問題でなく、寧ろ量と量との關係に基く質の問題とも云ふべきものであるから、之を力の分量として測量することは困難で、或る數量的な成績は得られるにしても、判定すると云ふのが適當であらう。今、その判定

方法を左に述べよう。

第一節 スポンジ ボール投

スポンジボール投は、投球線から一定の距離に置かれた所定の的に向つて、球を投げ当ることにより粗大な一種の狙打運動を行ひ、該運動の正確性を判定する方法である。

スポンジボールは廉價で得られ易いのみならず、投げるに大きさ及び重量とも一般に手頃である。又、この運動に於ては、風力のみを顧慮すれば、如何なる人にも同じ條件で行ひ得、而かも廣い場所や大した設備を要しない。

一、方法

的の大きさは、幅四〇厘、長さ六〇厘とし、その下端を地上から六〇厘離れさせる。的の周囲を堅固な板で作り、的の大きさだけ切抜いておく。かやうにしておくと、ボール赤道部の断面の半分の大きさ以上が的に入らなければ、ボールは撥ね反へ

ることとなる。

的と投球線との距離は、年齢により異なるべきであり、九歳で九米、十歳で一〇米、十一歳で一一米、十二歳で一二米、十三歳以上一三米とする。

判定には、各人に少し多過ぎるが十回の投球を投球線の後方から行はせ、投げられた球が的に當り、的を通過するまでは、投球線上に乗り、又は線を越えないやうにするのである。

試投は五回行はせ、直に本投球にかかるやうにするのが適當であらう。而して的中回数を投球回数で除し、之に一〇〇を乗じて的中率を定めるのである。

二、注意

日光に向つて投げることを避け、風の方向及び強さに注意することが最も肝要である。風が十分静なときに行ふべきである。練習が能力を増大させることは勿論であるが、練習することは毫も差支ない。

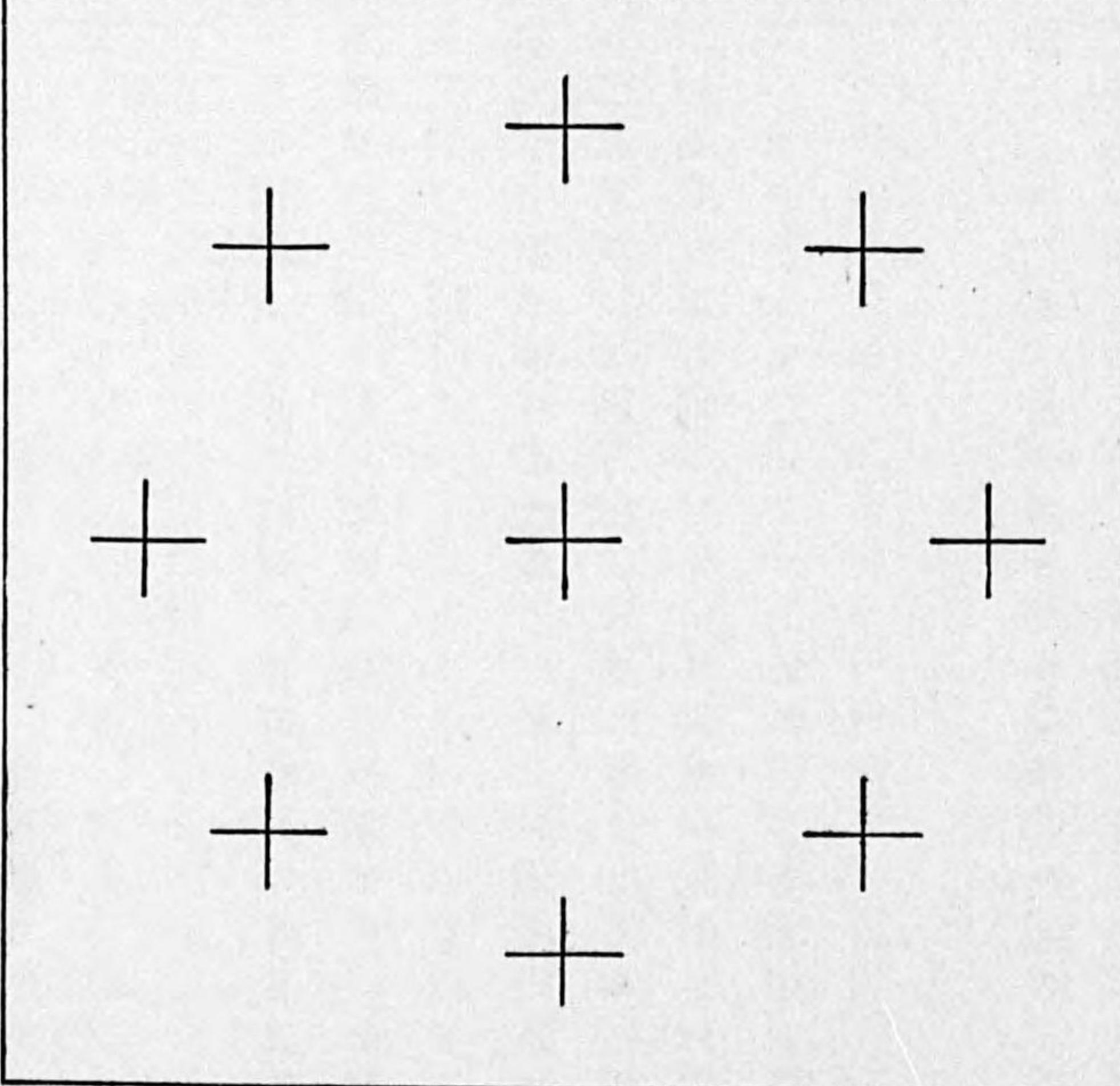
第二節 狙突法

狙突法(エイミング) aiming とは、一定の距離から、両手又は片手で、大小の棒を握り、一定の調律に従つて一定の大きさの標的を突き、その脱逸の度を測る方法である。

この方法も、第一節に述べた投球と、プリンシブルに於ては同じことであり、能力の生れる器官に於ては差はないが、彼に於ては、標的と被測定者との間の連絡が切れるが、此に在つては、その連絡が切れないこと及び此は彼に比し動作が細かいことがちがつてゐるのである。要するに、能力の出る器官に於ては差はないのである。

一、設備

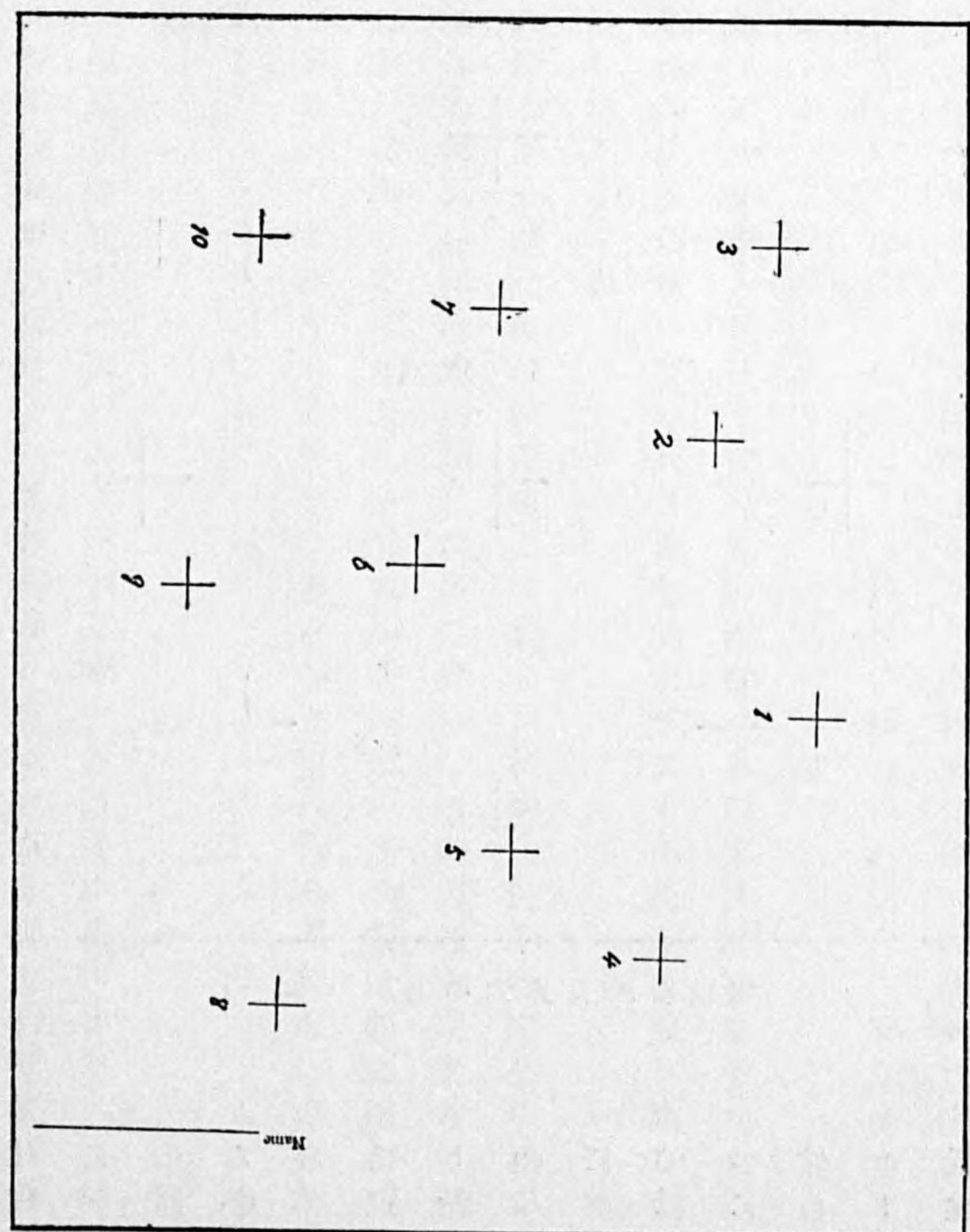
第五十圖及び第五十一圖に掲げたやうな狙突白紙 aiming blank を多數印刷しておく。この紙を薄い木又は厚紙の板(堅くない板の方がよい。硬い板のときは



突狙白紙(自然大の 1/4) (其の一)

は白紙の下
に「フェルト」
の詰物をす
る必要があ
る。この板
は狙突によ
り動くこと
のないやう
に被測定者
の畧肩の高
さに壁に貼
付しておく。
ホイップル
氏は高低自

第五十一圖



粗突白紙（其の二）

在になる専用の基板 base-board を考案してゐる。其の他、硬軟適度の鉛筆若干本とメトロノーム一箇及び耗まで刻んだ棒尺一箇を用意する。

二、方法

被測定者が試みる粗突白紙の傍に、一枚餘分に貼付してをき、メトロノームを一定の度數に定め（ホップル氏は一三八回に定め、久保良英氏は一二〇回に定めて実験したが、當分一二〇回としておく）、粗突の要領を前以て教示しておく。次で被測定者を粗突紙の正面に於て、右手で突くときは、右肩と粗突紙とが向ひ合ふやうに、而して右臂を水平に前舉して持つた鉛筆の尖端が、丁度用紙に著く位の距離に立たせる。而してメトロノームの音に合はせて、一突に一打音、手を引いて鉛筆の先をその側の肩に肘を曲げて持來たすに一打音といふやうな調律（即ち毎秒一回の粗突となる）で、前以て、用紙の一々の十文字の右上から左方に、次で中段の右方から左方に、次で下段の右方から左方に 1, 2, 3, ..., 9, 10 といふ風に十文字の下に数字を記したその數字の順序に、用紙の十文字の交叉點を粗つて、正確に粗突することを定めしめる。小學校低學年の兒童は、斯の如くメト

メトロノームに合はせることが困難であるから、測定者の方でメトロノームの音に合せて掛け声をかけ、調子をつけてやらなければならぬ。それでもうまく行かぬ被測定者の成績は除外すべきである。この方法を二回行はせるのであるが、時間の都合で只一回だけでもよい。

次に右手で上述二回或は一回の狙突を終えたならば、同じく右手で前と反対の順序に一回の狙突を行はせる。

次に用紙を替へて、左手で右手でなじたと同様の狙突を行はせる。かやうにして両手で六回又は四回の実験を行ふこととなるのである。

ホイップル氏は、測定者がメトロノームの調律に合はせて "down, back," "down, back," etc. と呼稱して、被測定者を助けやるべきを注意してゐる。

三、成績の整理

実験が終つたならば、用紙を板から剥取つて机上に置き、耗尺を用ひて各狙突の誤を計るのである。そして、凡ての狙突の脱逸の平均及び標準偏差を後に述べる如き方法により算出する。丁度線に鉛筆が當つてゐて不明な場合には、紙

を裏返して的中場所を明にする。

四、例

本法の成績によれば、正確度は年齢と共に増加するものであつて、ホイップルによれば、殊に五歳から八歳までの間に著しく發達するといふ。又、同氏によれば、男兒は女兒より、又男大人は女大人より成績がよいといふが、久保博士の實驗(日本兒童について)の結果では、男女の成績差は、右手に於ては殆んど無く、左手に於ては女兒の方が一般により正確であるとのことで、ホイップル氏の米人について得た成績どちがつてゐる。

ホイップル氏が米國大學生について得た成績では、脱逸度は四一六耗で、第五十八級の男兒の成績は、次の如くであり、左右能力の相關數は〇・五四であつた。

右手……平均五・一二(V三・七五—八・三四)

左手……六・三九(四・一五—九・二七)

次に久保博士が、大正十三年一月、午後一時から三時までの間に於て、廣島市尾長小學校兒童(各學年より男女各につき、成績優等の者五名、中等の者五名、劣等の

各論

二〇六

者五名宛を選び、男兒一一四名、女兒一一二名について實驗された)の成績は、第二十五表(表中括弧内の數字は標準偏差)に示すが如くである。

第 25 表

		尋常科					高等科		
學年		I	II	III	IV	V	VI	I	II
平均年齢		7.5 ^年 月	8.6	9.4	10.4	11.6	12.5	13.7	14.6
男	右	—	76.1 [#] (19.5)	60.4 (11.7)	58.2 (20.8)	49.1 (10.9)	48.0 (7.6)	41.5 (6.9)	42.2 (5.0)
	左	—	95.4 (23.1)	90.5 (21.1)	84.4 (16.7)	65.2 (12.1)	58.8 (6.7)	58.0 (10.0)	59.0 (5.8)
女	右	—	83.7 (32.4)	58.8 (18.7)	58.4 (21.8)	54.0 (17.9)	45.1 (10.3)	41.1 (10.9)	43.3 (4.7)
	左	—	102.2 (35.8)	84.9 (19.7)	75.4 (20.9)	60.7 (17.7)	50.0 (8.6)	45.1 (8.8)	47.7 (7.9)

第二十章 榮養の測定

榮養は、身體作業能力よりは、寧ろ第一章第一節に述べた低温に對する抵抗力の、或は病毒等による體成分の消耗に對する抵抗力に於て大なる意義を有するものであるから、歐米に於ても兒童の榮養に就ては深甚の注意を拂ひ、榮養不良者の救濟には大なる努力を拂つてゐるのである。榮養とは皮膚の脂肪附着、骨格筋の發育及び血液灌漑の三者を含むやうにフライアーオルトは考へてゐる。右の三者のうち、筋の發育測定については、既に述べた。又血液の灌漑は、爪其の他の皮膚色で判定し、尙不十分であれば、眼瞼結膜の血色を觀察することになつてゐる。それで、茲には筋以外のもので數量的に表はし得る二つについて述べよう。

第一節 皮下脂肪の測定



第五十二圖

エーデル氏法による栄養の測定

皮下脂肪
附着の状態
は、第二章第
二節に述べ
た標準によ
つて、五種類
に概評して
もよいが、尙
容易に測定
して數的に
示すことは

一層適當である。

その方法は、エーデル、バイセル、バトキン、ニューマン、フューレル Oeder, Peiser, Batkin, Newman, Fehrer 等に従ひ、第五十二圖に示したやうに、直立せる被測定者の臍の右側に於て、臍と署同水平位に於て、縦に(身體の長軸に平行して)腹筋より腹部の皮皺を両手の拇指と示指とを用ひて、助手をして摑み上げしめ、その皺の基部に於ける厚みをマルチン氏測徑器 Tasterzirkel で測るのである。この部位はマルチン氏によれば、箇人の全栄養状態を判定するに最も適してゐるのであるが、この皮皺は常に腹筋の筋膜から平等に持擧げられなければならぬ。皮皺を作る部位を、臍と同水平位に選ぶ理由は、多くの人に於て、この部分の脂肪薄の厚さは下方に赴くに従つて増し、この關係は殊に發情期に在る女子に於て甚しいが、又體質によつては、前と反対に下方に赴くに従つて減じ、上方に赴くに従つて増加(心窩部に於て最も厚い)する等、同じ前腹壁でも高さによつて皮皺の厚さが一様でないからである。器械は測徑器でなく、滑測器 Gleitzirkel を使用してもよいが、前者の尖端は滑測器の平らかな臂より稍深く皮皺の基部に入るから、後者

で測つたより約一一二耗小である (Martin. R.)。茲に得た値は、その部の皮下脂肪薄が二倍の厚さとなつて出でることは勿論である。測定する際前腹壁を緊張する兒童に於ては、少しく前屈せしめるがよい。又皺を作るには弛緊よろしきを得る爲十分な注意を要する。

かやうにして得た數により第二章第三節に述べたやうな判定の資料となすには、マルチンは、次の如く分けてゐる。

年齢	6-7			8-10			11-14		
	男兒	耗	女兒	男兒	耗	女兒	男兒	耗	女兒
正常皮下脂肪				6			7		8

用してゐるものは、第二十六表の如くである。

又、この方法を唱道したエーデル Oeder は歐人大人につき、皮膚の緊張度を顧

慮しないで左の標準を掲げてゐるが邦人に比して餘程皮下脂肪が厚いやうである。

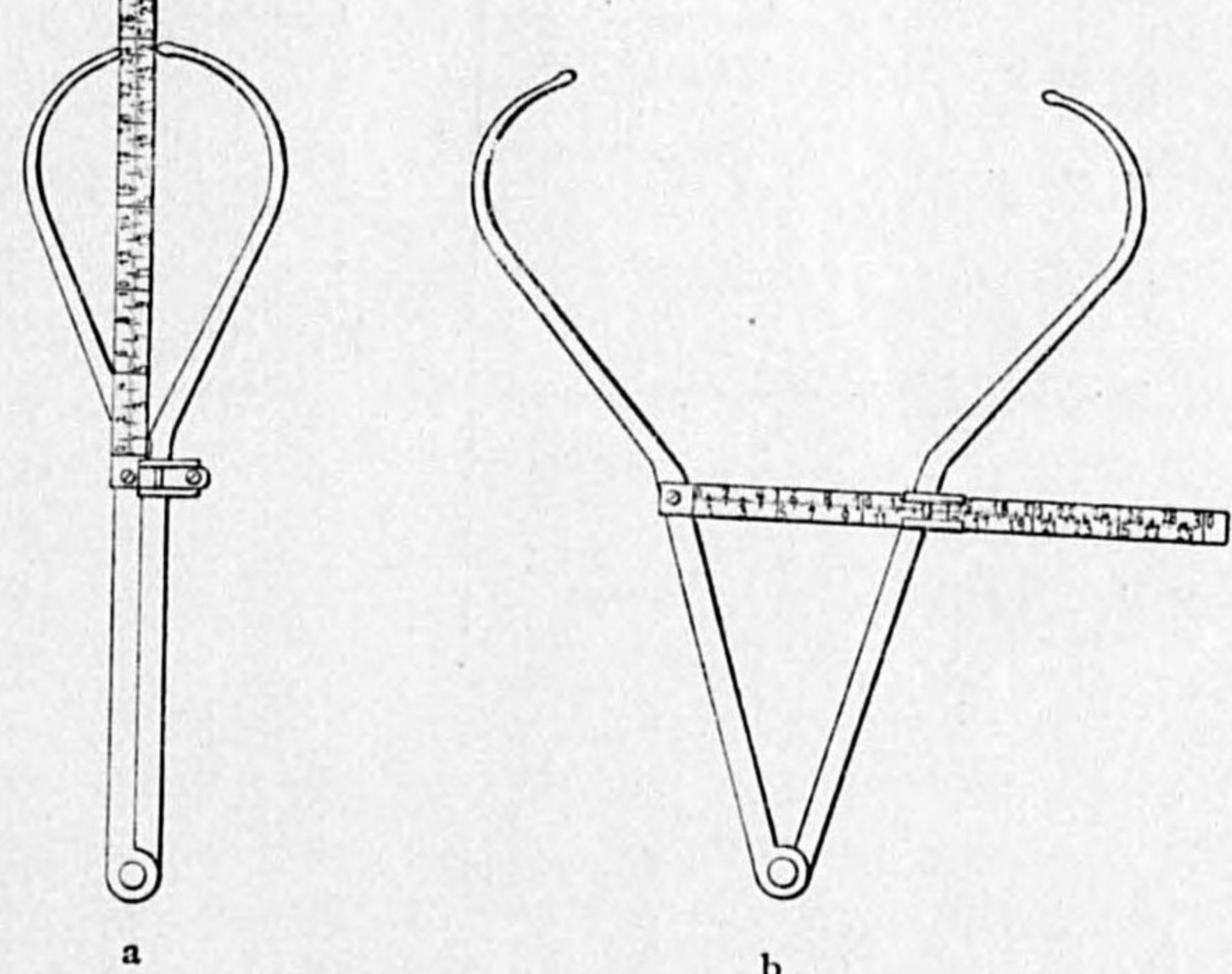
一一耗……瘦
二七"……中等
四五"……肥

人員(n)=33人
偏差の幅(V)=4.0-13.0耗
算術平均(M)=7.7耗
標準偏差(σ)=3.025
偏差係数(v)=39.28
$M \pm m = 7.7 \pm 0.53$ 耗
確率誤差(P.E.M)=0.355

それは著者が、體育研究所第二、第三回長期講習員三十三名の入所當時に於て測定した上記の平均成績が七七耗なるに見て、之を推察することが出来る。

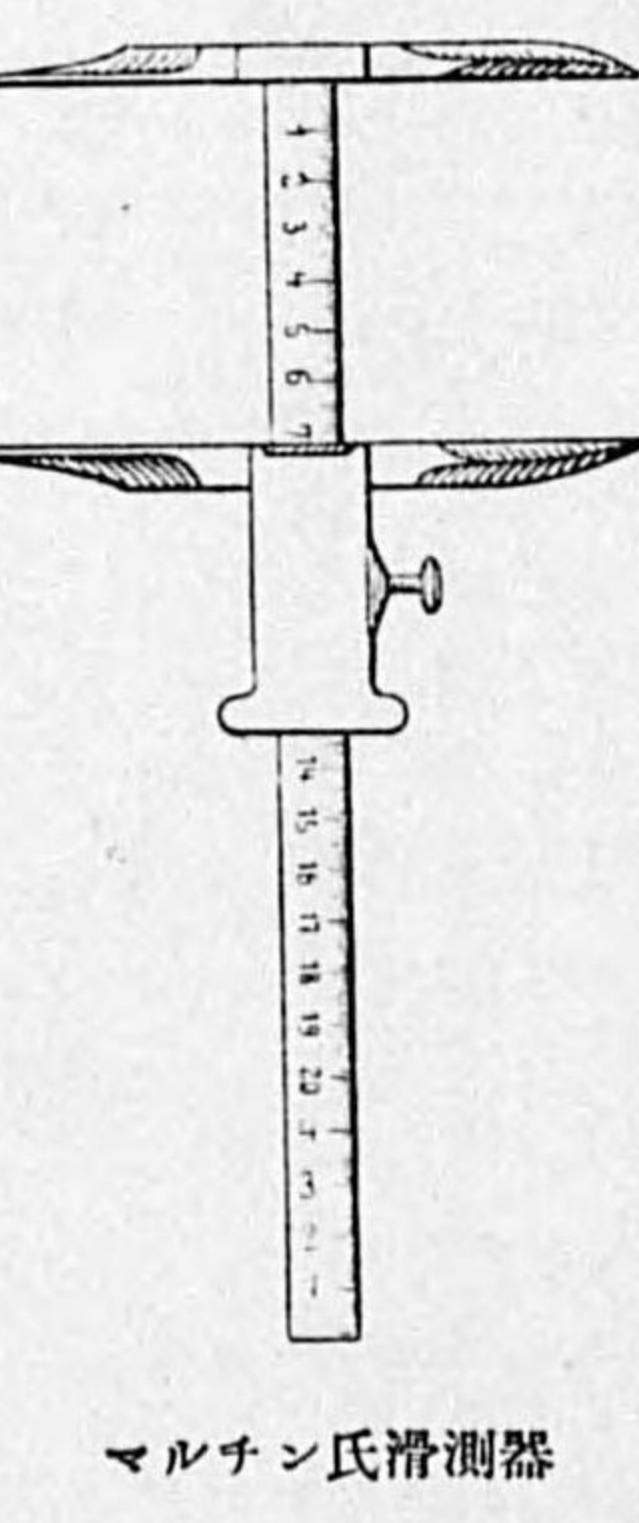
栄養の測定に使用する上述の測徑器は、第五十三圖に示す如き構造を有し、第六圖の如き一揃の中の一具である。一箇の關節により連接してゐる

兩脚は、その長さの半分は直線で、半分は外に向つて彎曲し、尖端が少し膨らんである。aは格納する際に疊んだ形であつて、bは耗まで細かく分割し三〇粋まで測り得る直線的の尺を兩脚の長さの中央部に連結して、兩脚の尖端を開いた所を示してゐる。



第五十三圖

第五十四圖



マルチン氏滑測器

尺度を讀取るのとちがひ、兩脚尖端を僅か二分の一に縮少して讀取るやうに出でてゐる關係上、極めて容易に精密に讀取れるといふ點に在る。我が國で作製販賣されてゐる骨盤計は、不精確であつて、測定の用に堪へないものが多いが、この測徑器を使用すれば、胸廓の直徑でもその他體質人類學上の多くの測定を正確になし得るのである。又第五

十四圖に示す滑測器は、之れ又、マルチン氏人體測定器一揃中の一具であつて、長さ二十五〇粋の耗分割を具へてゐる。鋼鐵棒を推導小匣が上下に滑る。横臂には骨格の測定用として尖つてゐる方と、生體の測定用として平かな方(圖に於て向つて左端)がある。

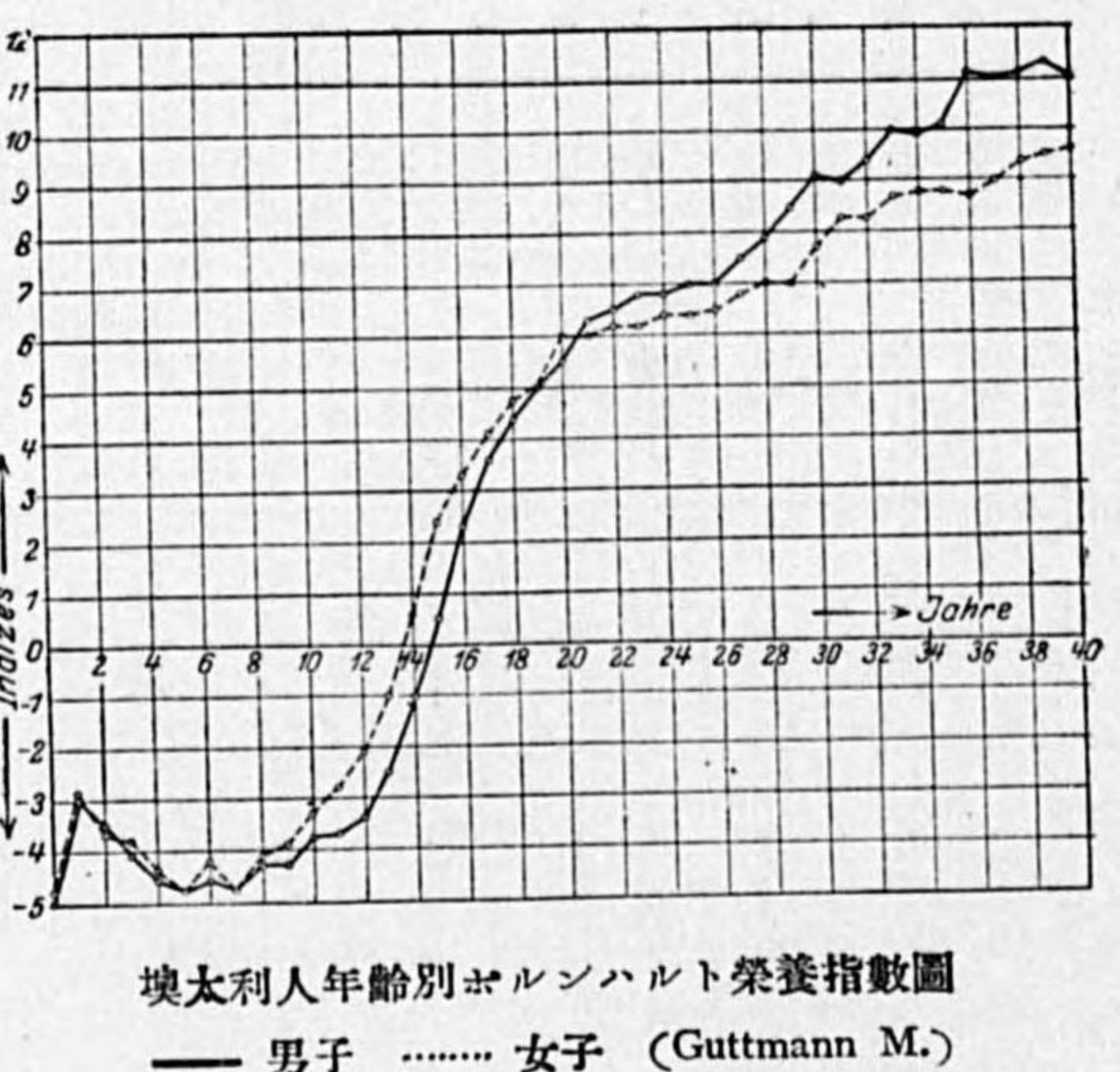
第二節 ボルンハルト氏栄養指數による法

ボルンハルト氏 Bornhardt が、一八八六年及び一八八八年、セントペテルスブルグ醫事週報に發表した

$$\frac{\text{體重(斤)} - \text{身長(厘米)} \times \text{胸圍(厘米)}}{240}$$

なる公式は、元來露國の壯丁(一一〇—一二一歳)に體質指數 Konstitutionsindex をして應用されたのであり、我が國でも從來屢々陸海軍兵卒に應用し、余は嘗て大正四年度福島縣田村郡及び栃木縣河内郡の壯丁六百十六名に體格指數として應用したことがあつた。併しボルンハルト氏は體質指數をして七〇%の誤差を得たのを、グットマン氏 Guttmann は之を栄養指數 Ernährungsindex として出生から數へ年四十歳まで擴張應用して非難なき結果(即ち一千人につき一一三人の實際と相異した)を得た。就中、男子の成績として第二十七表を得たのである。グット

第五十五圖



奥地人年齢別ボルンハルト栄養指數圖
— 男子 女子 (Guttmann M.)

マン氏は、ボ氏の指數を全然栄養指數と解したのであるが、最近、即ち一九二七年に奥地國女子につき實測した結果を纏め、一九二八年に發表した。その成績は、體力測定上餘程参考となすに足るから、左にその要點を摘錄しよう。

氏が約二千人(零歳から四〇歳まで)の女子につき一万二千二百五十箇の箇々の測定を、三十七箇年以上に亘つて行つたが、被測定者は各種の職業に亘つてゐる。そこで、指數の成績を箇々の他覺的觀察に精密に對照した結果、四〇例(〇・三三%)が僅少な反対を示したのみで、各年齢の平均を男子

第二十章 栄養の測定

第 27 表

ボルンハルト氏指數による男子栄養状態分類表

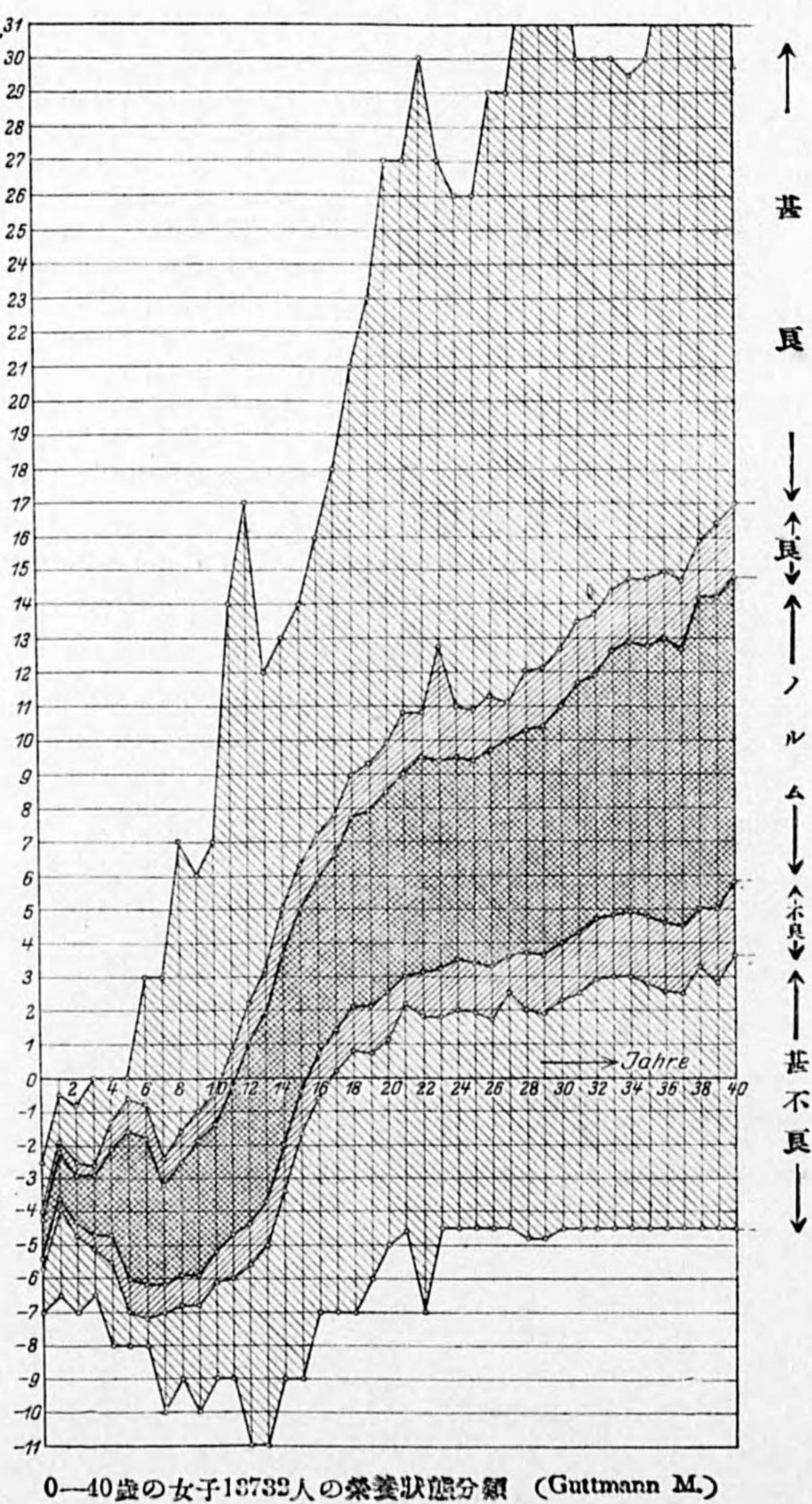
年 齢	測定 員 数	Ma 大 (肥 滿)	M+f (基 質)	M+r (重)			M-f (充 足)	Mi 最 小 (瘦)
				M r y	以 上	M-r 下		
初生兒	100	- 3,7	- 3,7	- 4.0	- 4.7	- 5.4	- 5,7	- 7,0
1	100	0	- 2,1	- 2.4	- 3.1	- 3.8	- 4,1	- 6,0
2	100	0	- 2,5	- 2.9	- 3.6	- 4.3	- 4,7	- 7,0
3	100	- 1	- 2,8	- 3.3	- 4.4	- 5.5	- 6,0	- 8,0
4	100	- 2	- 3,5	- 3.9	- 4.7	- 5.5	- 5,9	- 8,0
5	100	+ 2	- 3,2	- 3.6	- 4.9	- 6.2	- 6,6	- 8,0
6	100	0	- 3,5	- 4.0	- 5.1	- 6.2	- 6,7	- 8,2
7	125	+ 2	- 3,2	- 3.8	- 5.0	- 6.2	- 6,8	- 6,0
8	155	+ 3	- 2,6	- 3.2	- 4.5	- 5.8	- 6,4	- 9,0
9	143	+ 5	- 1,7	- 2.3	- 3.7	- 5.1	- 5,7	- 10,0
10	136	+ 8	- 1,2	- 1.9	- 3.4	- 4.9	- 5,6	- 14,0
11	679	+ 6	- 1,6	- 2.4	- 3.7	- 5.0	- 5,8	- 9,0
12	1098	+ 14	- 1,2	- 1.9	- 3.4	- 4.9	- 5,9	- 11,0

13	1169	+13	+ 0,3	- 0,6	- 2,5	- 4,0	- 4,9	- 9,0
14	1064	+16	+ 2,4	+ 1,3	- 1,0	- 3,3	- 4,3	- 10,0
15	998	+21	+ 4,0	+ 2,9	+ 0,4	- 1,7	- 2,8	- 8,0
16	841	+24	+ 5,5	+ 4,4	+ 2,2	0,0	- 1,1	- 7,0
17	718	+27	+ 6,9	+ 5,8	+ 3,4	+ 1,0	- 0,1	- 7,0
18	700	+24	+ 7,9	+ 6,6	+ 4,0	+ 1,4	+ 0,1	- 6,0
19	492	+27	+ 9,2	+ 7,8	+ 5,0	+ 2,2	+ 0,8	- 5,0
20	300	+25	+ 9,3	+ 8,0	+ 5,3	+ 2,6	+ 1,3	- 4,0
21	216	+28	+11,0	+ 9,5	+ 6,3	+ 3,1	+ 1,6	- 5,7
22	183	+29	+11,2	+ 9,7	+ 6,5	+ 3,3	+ 1,8	- 1,3
23	138	+28	+12,3	+10,6	+ 7,0	+ 3,4	+ 1,7	- 4,3
24	152	+25	+12,0	+10,1	+ 6,8	+ 3,5	+ 1,9	- 4,3
25	155	+23	+11,5	+ 9,9	+ 6,6	+ 3,3	+ 1,7	- 4,5
26	141	+23	+11,1	+ 9,6	+ 6,5	+ 3,4	+ 1,9	- 4,5
27	108	+21	+11,9	+10,3	+ 7,0	+ 3,7	+ 2,1	- 4,0
28	127	+23	+12,9	+11,1	+ 7,5	+ 3,9	+ 2,1	- 4,0
29	114	+22	+13,5	+11,8	+ 8,3	+ 4,8	+ 3,1	- 2,5
30	115	+24	+14,7	+12,9	+ 9,1	+ 5,3	+ 3,5	- 1,4

について得た成績と共に坐標系統 Koordinatensystem で示したもののは第五十五圖の通りである。該圖を見るに、指數平均の最低は、生年五歳で -14.8 を示し、七歳から常に上昇し、女子が男子を凌駕し、一〇歳から一九歳まで最急峻の経過を取つて居り、生年一三十一四歳で、横坐標 Abszisse を切斷してゐるので、グットマン氏は、この急峻な曲線の部分を「發情曲線」Pubertätskurve と稱してゐる。女子に於て平均曲線が横坐標を切斷してゐる時期は丁度平均的月經初潮期と概ね一致してゐることも興味を感じしめる。而して平均一五歳は、女子の月經初潮期であるが、この年齢を越すと、第五十六圖に見るやうに、被測定者中「ノルム」に該當する全員が、横坐標の上方に出てゐることも吾人の理論を裏書きしてゐる。即ち、その年齢頃から、健康な女子は急に皮下脂肪に富んで来るからである。

第五十六圖を數字で示すと、第二十七表に示す通である。これらの數字は、吾々の同胞たる女子の栄養指數が多くの人について測られたときに、それと對照するに役立つであらう。

第五十六圖



第 28 表 10646 人種國婦人(0—30歳)栄養状態分類表

年齢	員數	瘦	可	良=平均=正常 (M)	甚 良	特 良
初生兒	500	-7.0→	-5.7→	5.4→—4.8→—4.2	-3.9→	-2.5→
1	300	-6.5,,	-3.9,,	-3.6,,—3.2,,—2.2	-1.9,,	-0.5,,
2	300	-7.0,,	-4.7,,	-4.3,,—3.6,,—2.9	-2.5,,	-1.5,,
3	300	-6.5,,	-5.1,,	-4.7,,—3.8,,—2.9	-2.6,,	0.0,,
4	300	-8.0,,	-5.5,,	-4.7,,—4.4,,—2.1	-1.3,,	0.0,,
5	300	-8.0,,	-7.0,,	-6.0,,—4.8,,—1.6	-0.6,,	0.0,,
6	300	-8.0,,	-7.2,,	-6.2,,—4.6,,—1.8	-0.8,,	3.0,,
7	300	-10.0,,	-7.0,,	-6.2,,—4.8,,—3.2	-2.4,,	3.0,,
8	313	-9.0,,	-6.8,,	-5.9,,—4.2,,—2.5	-1.6,,	7.0,,
9	323	-10.0,,	-6.8,,	-5.9,,—3.9,,—1.9	-1.6,,	6.0,,
10	344	-9.0,,	-6.1,,	-5.2,,—3.3,,—1.4	-0.5,,	7.0,,
11	364	-9.0,,	-6.0,,	-4.7,,—2.6,,—0.3	-0.8,,	14.0,,
12	365	-11.0,,	-5.9,,	-4.4,,—1.7,, 1.0	-2.2,,	17.0,,
13	383	-11.0,,	-5.0,,	-3.7,,—0.9,, 1.9	-3.2,,	12.0,,
14	388	-9.0,,	-3.4,,	-2.0,, 0.8,, 3.6	-5.0,,	13.0,,
15	364	-9.0,,	-1.7,,	-0.4,, 2.3,, 5.0	-6.3,,	14.0,,

16	370	-7.0,,	-0.6,,	0.7,, 3.3,, 5.9	7.2,,	16.0,,
17	361	-7.0,,	0.2,,	1.4,, 4.0,, 6.6	7.8,,	18.0,,
18	360	-7.0,,	0.8,,	2.1,, 4.9,, 7.7	9.0,,	21.0,,
19	362	-6.0,,	0.7,,	2.1,, 5.5,, 7.9	9.3,,	23.0,,
20	371	-5.0,,	1.1,,	2.5,, 6.3,, 8.5	9.9,,	27.0,,
21	370	-4.6,,	2.2,,	3.0,, 6.5,, 9.0	10.8,,	27.0,,
22	380	-7.0,,	1.8,,	3.1,, 6.3,, 9.5	10.8,,	30.0,,
23	370	-4.5,,	1.8,,	3.2,, 6.3,, 9.4	12.8,,	27.0,,
24	375	-4.5,,	2.0,,	3.5,, 6.5,, 9.5	11.0,,	26.0,,
25	350	-4.5,,	1.9,,	3.4,, 6.4,, 9.4	10.9,,	26.0,,
26	350	-4.5,,	1.7,,	3.3,, 6.5,, 9.7	11.3,,	29.0,,
27	340	-4.5,,	2.5,,	3.6,, 6.8,, 10.0	11.1,,	29.0,,
28	340	-4.8,,	2.0,,	3.7,, 7.0,, 10.3	12.0,,	32.0,,
29	333	-4.8,,	1.9,,	3.6,, 7.0,, 10.4	12.1,,	33.0,,
30	340	-4.5,,	2.3,,	4.0,, 7.5,, 11.0	12.7,,	33.0,,

きものである。その下方は「可なりの栄養」又は「瘦」と云ひ現はすべく、その上方は、「甚良」、その上は「特別良」の栄養の人々を含んでゐる。「ノルム」の範囲は、發情期頃に於て最も狭く、その前後、ここに一八歳以後に於て大に廣がつてゐる。

第二十一章 體力統計法

正しく測定された體力を記入してある箇人票は、何れの方面から見ても、極めて必要なものであるから、大切に保存しあき、これが相當の數に達したならば用に臨み種々な統計的研究に資するやうにしなければならぬ。而して、保存に當つては、一々の記入が完全であるか否かを一度検し、誤あらば訂正し、脱漏してゐる所があれば、埋めておくやうにし、完全なものとして藏するのである。又、身長に對する種々な指數 Index を出して記入に脱漏ないやうにしておく必要のある場合は、一先づ各箇人票を身長別に集めて行ふと、大に時間を節約することとなり、又、夫々必要な計算表、換算表を考案作製して之を利用する事が肝要である。而して、それらの表も大切に保存しておくがよい。

第一節 材料の纏方

種々なる測定値を纏めて集計するには、研究上種々なる着眼點より色々に爲し得るものである。今集計の基準を示すと、概ね左の如くである。

一、性
男女を別々に集計することは、體力統計に於ては、如何なる場合でも必要である。

二、年齢

生徒を學年別に分離・集計することは、價値ないことであることを云ふまでもない。而して年齢別に觀察することは、發育期の者に於ては誠に肝要であるから必ず年齢別に集計しなければならぬ。しかし、二十歳を過ぎ大人となつた暁に於て、一年や二年の長幼が問題となるぬ如き場合には各年齢別に集計することなく、幾つかの年齢を纏めて集計して差支ない。年齢は數へ年」としないで、生れ

日から起算した満年齢によらなければならぬ。しかし、第六回目の誕生日から十一ヶ月までを満六年とすべきか、丁度第六回目の誕生日を中心として、その後各六ヶ月内を満六年とすべきか、道理は何れにもある。年齢を、獨逸で多く行はれてゐるやうに、半年毎に區切るべきは、後者の計算法は、體力集計上餘程都合がよいが、我が國に於ては、當分前者により、満六年一日から同年十二月までを満六歳と稱するか、又は「六一七歳」と稱するのがよいと思ふ。

三、社會的位置

父母の職業により社會的位置もかわるから、この方面から兒童の體力發育を見るとき、可なり興味ある結果が得られるであらう。即ち農家の兒童、工場區域に於ける労働者の兒童、勤人の兒童といふ風に、同地方に於て、幾つかの群に分け研究することは特殊の意義を有する。

四、生地・生育地

都會に生れ育つた兒童と、田舎に生れ育つた兒童とは、その身體上に相當顯著な差を生ずる。余の研究(未發表)によれば、壯丁の體格に於てもこの差が統計上

明かに見られる。マルチン氏は、児童に於て、

(一) 都市兒童——兩親が都市で生れ兒童も同様な場合、

(二) 半都市兒童——兩親は田園に生れ、兒童は都市に生れた場合、

(三) 市外兒童——田園で生れ、田園で育ち、只學校だけ都會の學校に通學してゐ

といふ風に分つてゐるが、適宜自己の意見により分類して集計してよいと思ふ。我が國民の如く、數人種の混合、種族で、それらの種族がまだ十分融和してゐない場合には、父母の生地は、亦特別な意義を生ずるであらう。それは、生地が祖先と云ふ關係を示すやうになつて來るからである。

身長別に跳力を集計

身長別に跳力を集計するとか肺活量別に持久力を集計するとか幾つかの方
法があるが、これらは、研究者の素養及び意見により種々にかわつて来るであら
う。

第二節 計算・整理法

若し、材料が一定の見地から、例へば年齢階級により集計されることとなつたならば、各階級に於て次のことを見出すことが必要である。

と取ることも、二年齢となすことも出来る。前に掲げた多くの表に於て、身長階級を二種別としたものが多い。この場合、身長一五〇—一五一・四四種から一五一・四五種までの範囲を意味してゐる。この階級の取方(位置)には種々の方法があり、その方法の差により、度數分布に變化を來すことは云ふまでもないが、要するに研究に便なるやうに定めればよい。

一、箇人の數又は頻數(p)

當該年齢階級に屬する凡ての被測定者の數を計算するを要する。その總計

(n)を得るを要するこゝも限らぬまでもない。

II' 算術平均(M) Das arithmetische Mittel, arithmetic mean, average.

以上各箇人の示す種々なる箇々の體力は各異なつてゐるのを常とする。それ故に、その種々なる體力を集計するこゝ、各の體力を「變數」Variation とも呼ぶ」とある。又、各變數は種々なる頻度に出現するから「度數」又は「頻數」Frequenz, frequency も呼ばれる。それ等の凡ての各變數を總和して、變數又は箇人の總數(n)を以て除したもののが「算術平均」である。今、總計することを Σ なる希臘文字で表はし、各測定値即ち變數を $m_1, m_2, m_3, \dots, m_n$ とすれば、算術平均は、次の式により見出される。こゝは、更めて説明するまでもない。

$$\frac{m_1 + m_2 + m_3 + \dots + m_n}{n} = \frac{\Sigma m}{n} = M$$

中央値(M) Median, Zentralwert, mittlere Grösse, Medianwert (『中間數』又は『中數』とも稱せらる)を出すこゝは、度數分布が對照的であつて、恰も蓋然の法則を示す如き場合(一般に云へば測定人員の非常に多い場合)を除くの外は、しない方がよい。こ

の中央値とは、各個體を變數の大きさの順序に列べたとき、その中央に位する値のことである。しかし、個體の數が偶數なる場合には、中央に當る數が存在しないから、中央に最も近い二つの數の算術平均を以て、中央値と定義するのである。

又、「流行値」(M_o) Mode, Modalwert, häufigster Wert (『流行數』、「最大頻數」又「モード」とも云ふ)とは、測定値を小なるものから順次大なるものに向つて並べて分布を見るとき、その分布表に於て、最大な度數を有する階級の値のことであるが、これも、中央値の所で述べたと同じ理由で普通用ひない方がよい。

算術平均を求めるにしても、無秩序に行つてはならぬ。

先づ、身長の平均を計算する一例について説明すれば、假りに身長の階級を一欄とする(體重は五〇〇瓦位の階級にするがよい)。次に、第二十九表に示すやうな計算用紙を多數謄寫又は印刷しておく。

縦列 I に身長の小なるものから、順次一定の階級別に身長を例へば第二十九表に示すものでは、109 : 110 : 111 といふ風に記入する。

縦列 II には、各階級に屬する身長を有する者(變數)の員數(P)を一々記入して行

各論

第29表 身長平均計算表(例)

I 測定値 (階級) cm	II 頻 数 (p)	III	IV I×III	V Mヨリノ偏差 (x)	VI V ² (x ²)	VII VI×III (px ²)
108	T	2	216	-3.5	12.25	24.50
109	下	3	327	-2.5	6.25	18.75
110	正	5	550	-1.5	6.25	11.25
111	正下	8	888	-0.5	0.25	2.00
112	正T	7	784	+0.5	0.25	1.75
113	正一	6	672	+1.5	2.25	13.50
114	正	4	452	+2.5	6.25	25.00
115	一	1	114	+3.5	12.25	12.25
計	—	36 (n)	4014	—	—	109.00 (Σpx ²)

$$\text{算術平均 } M = \frac{4014}{36} = 111.5 \text{ cm}$$

$$\sigma = \sqrt{\frac{109.00}{36}} = \sqrt{3.03} = 1.74$$

$$v = \frac{100 \cdot \sigma}{M} = \frac{100 \times 1.74}{111.5} = 1.56$$

$$m = \pm \frac{\sigma}{\sqrt{n}} = \pm \frac{1.74}{6} = \pm 0.29$$

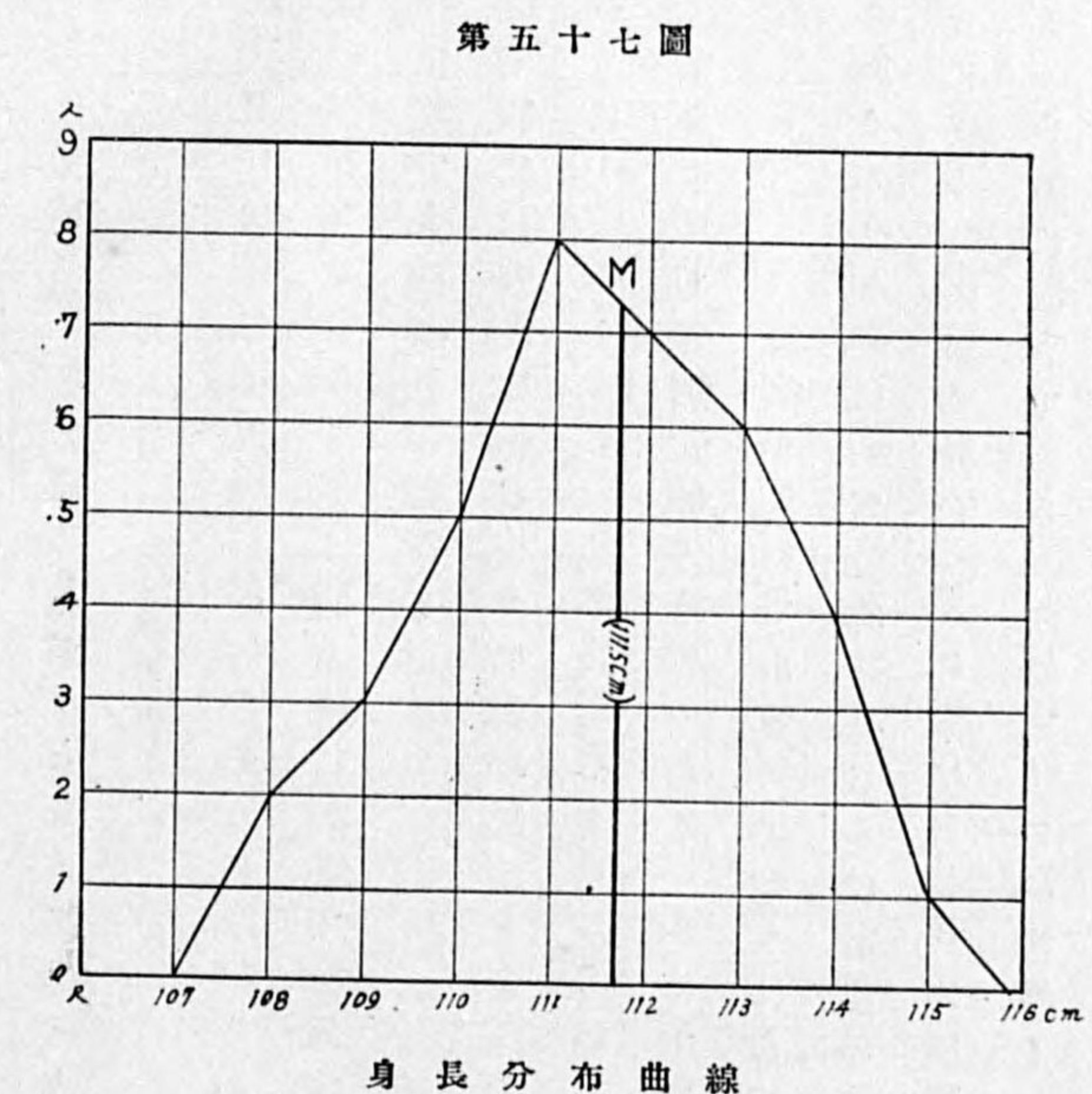
$$P.E_M = 0.6745 \times \frac{\sigma}{\sqrt{n}} = 0.196$$

二三〇

く。その法は、測定人員が餘りに多數でない場合には、第二十九表に記したやうに一は1人、丁は2人、下は3人、正は5人、正正は10人といふ風に記入するを便とする。

縦列Ⅲには第二十九表に掲げたやうに、縦列Ⅱの符號に基く員數(變數)又は測定値の數を2, 3, 5, 8, …といふ風に數字で記入する。これらの數字を總和した36は、測定人員(變數の總數)を示す。

縦列Ⅳには、各測定値と夫々の出現頻度とを乗じて、その積を第二十九表に示すやうに216, 327, 550, …といふ風に記入する。これらの積を集計した4014は、俗に云ふ延身長、即ち、各測定値の總和である。そこで、Ⅳ列の計をⅢ列の計(n)で除した商111.5cmは算術平均(M)である。かやうにして、算術平均を出すのがよい。今斯くの如き表にして、計算するときは、計算の途中、特に勞せずして、縦列Ⅱ又はⅢにより各變數の分布 Streuung, distribution の状態を容易に觀察することが出来るから、誠に便利である。尙、縦列Ⅰを一横線上に等距離に刻み、柱列Ⅲの數字を、その横線に垂直な縦線上に下方から刻むときは、第二十九表は容易に第五十



七圖に見るやうな分布曲線となつてあらはれる。この分布曲線は測定値の數が甚だ多いときは、その形が對稱的で、丁度富士山のやうな美しい山の形をなすものである。而して、その場合算術平均はその山の頂點に一致し、その算術平均は、平均として信頼すべきものである。しかし、測定値の數が左程多くない場合には、數學

的にその算術平均が、その位の信頼度を有してゐるか、この平均が多くの測定人員の代表値として、どの位の價値を有するかを検査することが大切である。そうでないと、この算術平均を「平均値」として銘を打つて出すわけには行かないのである。

第二十九表の縦列Vより右方は、この目的の爲に必要なものである。縦列Vには、各測定値が、算術平均Mなる一一・五纏より幾何偏してゐるか(脱逸してゐるか)を記入する。即ち、第二十九表に於て、一〇八纏の身長を有する者二名は、算術平均たる一一・五纏より三・五纏丈け小さい方に偏してゐるから -3.5 と第一行に記入し以下同様にする。この行に於て最大の偏差は -3.5 と $+3.5$ 纏である。そうすると、偏差(脱逸)の幅(V) Variationsweite, Variatio, deviation は7.0 纏であつて、身長の最大—最小 (Max.—Min.) は $115 - 108$ cm である。しかしこゝに考えなければならぬことは、この最大と最小と只一人づゝ出しては、その極限の者は、偶然に他の多くの者と甚しく懸離れてゐる者であるかも知れないと云ふことである。例へば余が東京市及びその附近の壯丁六千六百六十二名の身長の偏差

体 體

第 30 表

日本壯丁身長階級別員數表

身長階級 (糰)	各階級 平均身長	員數	百分比	身長段階
123	122.71	1	0.02%	
126	126.35	1	0.02%	
129	128.78	1	0.02%	
132	131.81	1	0.02%	
134	133.93	1	0.02%	
135	135.29	2	0.03%	甚 小
137	137.26	1	0.02%	
138	137.56	1	0.02%	
140	140.14	2	0.03%	
141	140.90	1	0.02%	
142	141.96	2	0.03%	
143	143.21	8	0.12%	
144	144.03	11	0.17%	
145	144.98	31	0.47%	
146	146.05	27	0.41%	
147	147.02	25	0.38%	
148	148.03	65	0.98%	小
149	149.18	65	0.98%	
150	150.02	82	1.23%	
151	151.00	165	2.47%	1093=16.4%
152	152.10	172	2.58%	
153	153.04	200	3.00%	
154	153.95	261	3.92%	
155	155.02	351	5.27%	中 の 下
156	156.07	297	4.46%	
157	156.95	382	5.73%	
158	158.00	531	7.97%	1561=23.4%
計及平均	201.80	1	0.02%	
備考	身長 122 糰さに身長 122.55 糰より 123.44 糰までの身長範囲を示す			
計及平均	160.10	6662	100.00%	巨 = 0.02% 大

1114

の幅を見たのに、第三十表に示すやうに、最大は二〇二糰で最小は一二三糰であつたが、この二〇二糰の者は六千六百六十二名中只一名の力士出羽ヶ嶽であつて彼は普通の人間ではないのである。

標準

身長 (糰)	身長 (糰)	員數	百分比	身長段階
159	159.08	366	5.49%	中等
160	159.96	413	6.20%	中等
161	160.88	418	6.27%	
162	161.94	556	8.35%	中上
163	162.98	349	5.24%	中等
164	163.89	380	5.40%	中等
165	164.97	342	5.13%	
166	166.01	211	3.17%	
167	166.91	212	3.18%	大
168	167.96	220	3.30%	
169	169.03	134	2.01%	
170	169.96	105	1.58%	
171	170.89	83	1.25%	
172	171.94	63	0.95%	
173	172.96	56	0.84%	
174	173.88	27	0.41%	
175	174.97	22	0.33%	
176	175.90	13	0.20%	
177	176.85	6	0.09%	甚 大
178	178.09	9	0.14%	
179	178.94	7	0.11%	
180	180.14	2	0.03%	
183	—	—	—	
194	—	—	—	
202	—	—	—	
計及平均	201.80	1	0.02%	
備考	身長 122 糰さに身長 122.55 糰より 123.44 糰までの身長範囲を示す			

であるから、第
三十表に見
る如く、身長一
三糰から一八

○糰までは、各
糰階級毎に相
當の人員があ
つたにも拘ら
ず、180 糰以上
202 糰まで 22 糰間
の身長階級に
屬する者は一
人も居なかつ
たのである。

かやうな極端な例もあるから、單に偏差の上の端と下の端とを見ただけでは、偏差の全状態を知るわけには行かない。偏差の全状態がわからなければ、大小共に極端なもののが何れだけ算術平均が影響されてゐるかが分らない。即ち、茲に於て、次の方法を要することになる。

三、標準偏差(希臘小文字シグマ)(標準錯差) Standarddeviation, Standardabweichung, standard deviation

標準偏差は、偏差の全状態を示すに用ひられる。之れは英國の統計學者ビーアスン Pearson の考案になり、世界各國の學術統計に採用されてゐるものである。第二十九表に於て、柱列Vの偏差には正號と負號とがある。そこで、この正負の符號を消す爲に、縦列VIに於て、各偏差 α を悉く二乗した數 α^2 を記入する。而して縦列VIIに於ては、各偏差の二乗に夫々各階級の頻數(P 柱列III)を乗じた數を記入する。そうすると標準偏差 σ は、次の公式により得られ、この偏差こそ各測定値が算術平均より偏してゐる眞の偏差を示すものである。

$$\sigma = \pm \sqrt{\frac{p_1 \alpha_1^2 + p_2 \alpha_2^2 + \dots + p_n \alpha_n^2}{p_1 + p_2 + \dots + p_n}} = \pm \sqrt{\frac{\Sigma p \alpha^2}{n}}$$

即ち、第二十九表に於て、柱列VIIの最下の數字 109.00 を柱列IIIの最下の數即ち n なる 36 で除し、その商の平方根を求むれば、直に 1.74 なる標準偏差を得られるのである。

次にこの標準偏差が割合に大であるか、又小であるかを見るには、次のものを要する。

四、偏差係數(v)(變化・錯差係數とも云ふ) Variations-Koeffizient

偏差係數は、測定値の算術平均(M)に對する百分比である。之れは、次の公式により算出すべきこと云ふまでもないことである。

$$v = \frac{100\sigma}{M}$$

この偏差係數の大小により、(關係的撒布度の大小により)吾人が測定した幾つかの變數は、大體に於て粒が揃つて居り、算術平均の値を大に狂はしてゐないか、

又は、その反対に偶然に極端の者が混じて粒が不揃であつて算術平均を著しく狂はしてゐるか、又、吾人の測定した身體的特徴は、何等かの生理的原因により變化極りない不規則なものであるか否かを推知することが出来るものである。しかし尙進んで、今、吾人の測定した幾人かの箇體の代表値は、他の箇體群に於て測定した同數の箇體の平均値と必ずしも同一に行かぬことを經驗上知つてゐるから、今得た算術平均を何れの場合にも適用し得る眞の平均として見たいのである。これが爲、今得た算術平均の誤差を見て、眞の平均は、この範圍内に在るといふ風に表はすのを例としてゐる。この平均の誤差の算出法中最も簡単で廣く用ひられてゐるものは、次のものである。

五、算術平均の平均誤差(m) das mittlere Fehler des arithmetischen Mittels

この算術平均の平均誤差は簡単に次の公式によつて得られる。

$$m = \pm \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$$

この公式により、 n 即ち測定員數の多い程 m は小となり、平均の平均誤差が小

となる、即ち測定數を 100 倍すれば正確度は 10 倍することがわかるが、眞の算術平均は $M \pm 3m$ でなくて $M \pm m$ であるといふてもよい。

しかし、偏差を計つた後に之を利用して、その平均の精确度を見るには、次のものを算出するをする。

六、確率誤差($P.E_M$)(蓋然誤差・蓋然錯差とも云ふ)

wahrscheinlicher Fehler des Mittelwertes

確率誤差又は蓋然誤差は、次の公式により算出される。

$$P.E_M \text{ 又は } E(M) = \pm 0.67449 \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$$

この式は近似的に正しいと見られてゐるが、その説明は、甚だ複雑に流れるので普通署されてゐる。從來の統計學上の實驗によれば、實測から得た N 箇の値の平均値を M とするとき、眞の平均値は、即ち九五・五%までは、次の二値の間に在ることが知られてゐる。

$$M - 3(P.E_M) \rightarrow M + 3(P.E_M)$$

一般に、一の統計的の値は、それがP.E.の三倍より小であるならば、信用を置かれ得ないが、それがP.E.の四倍よりも大であるならば、その値に信頼して大なる過は無いと思はれる(小倉)。

其の他、上記の標準偏差の代に平均偏差(A')を使用して分布の状態を見てもよい。それは次の公式によつて得られる。

$$A' = \frac{\sum pa'}{n}$$

a' は各測定値のメディアン(M_i)よりの偏差である。

統計法にも色々あるが、吾人の行ふ體力測定には、大體以上のことを心得ておけば誤ない成績が得られる。

第三節 成績表示法

體力測定の結果を統計的に研究した成績を表示する方法は種々あるが、年齢

による發育状態を表示するに、マルチン先生は第三十一表に示した形式を選んでゐる。

第31表 ミュンヘン小學校兒童年齢別身長表(1921年測定)

年 齢	男				女				年 齢	
	n	V	M±m	σ	差 絶對 %	n	V	M±m	σ	差 絶對 %
7	144	104—132	115.3±0.45	5.44.67	123	97—126	115.1±0.52	5.85.05	7	
8	135	110—140	122.1±0.50	5.84.72	157	101—133	120.3±0.47	5.94.88	8	
9	136	106—145	127.2±0.56	6.55.15	158	105—153	126.0±0.56	7.05.57	9	
10	104	114—142	130.0±0.58	5.94.53	138	112—162	139.3±0.58	6.85.19	10	
11	125	116—147	133.0±0.55	6.24.64	128	118—158	133.8±0.58	6.54.87	11	
12	127	120—153	138.1±0.64	7.25.19	152	119—158	139.0±0.60	7.45.34	12	
13	127	125—164	142.9±0.77	7.15.02	152	119—163	144.4±0.65	8.05.52	13	

しかし、第三十一表の如く表示するのみでは、箇人の成績を全體の夫れに比較

して如何なる位置に在るかを十分に判知することは出来ない。何となれば、該表に示されたものは、算術平均とその標準偏差のみであるからである。只、右の表の如き表を、各年齢・各性・各測定體力につき作つておくと、箇人の箇々の體力が、第三十一表の $M \pm \sigma$ との間に落ちるときは、正常と見ることは出来るが、尙判然と比較し難い嫌があるから、今少しこの目的の爲に便利のよい表を作つておく必要がある。

そこで、マルテン氏はこの目的の爲に單に平均と偏差とのみならず、次に述べる意味で五群を作り、第三十二表のやうに表示する方法を取つてゐる。

一、中等級(中等型、T型)

これは、 $M - \frac{1}{2}\sigma$ と $M + \frac{1}{2}\sigma$ の間に落ちる型の者であつて、算術平均を中心として一標準偏差の間に在る者は悉くこの階級に入るのである。云ふまでもなく、或る一群の被測定者に於て、この階級に於ける分布は最も濃厚である。

二、二移行群(—A 及び +A型)

これは、 $M - \sigma$ より $M - \frac{1}{2}\sigma$ までの間に在る者及び $M + \frac{1}{2}\sigma$ より $M + \sigma$ までの間に在る者である。この群の外の界に位する者は、算術平均の前後一標準偏差の差ある者である。

ラウトマンは、前述したやうに、この外の界に在る者を限界とする平均附近の者を「ノルム」となし、多くの人が之に倣つてゐるのである。しかし、この群を區分することは一層適切であらう。

三、二終末群(—B 及び +B型)

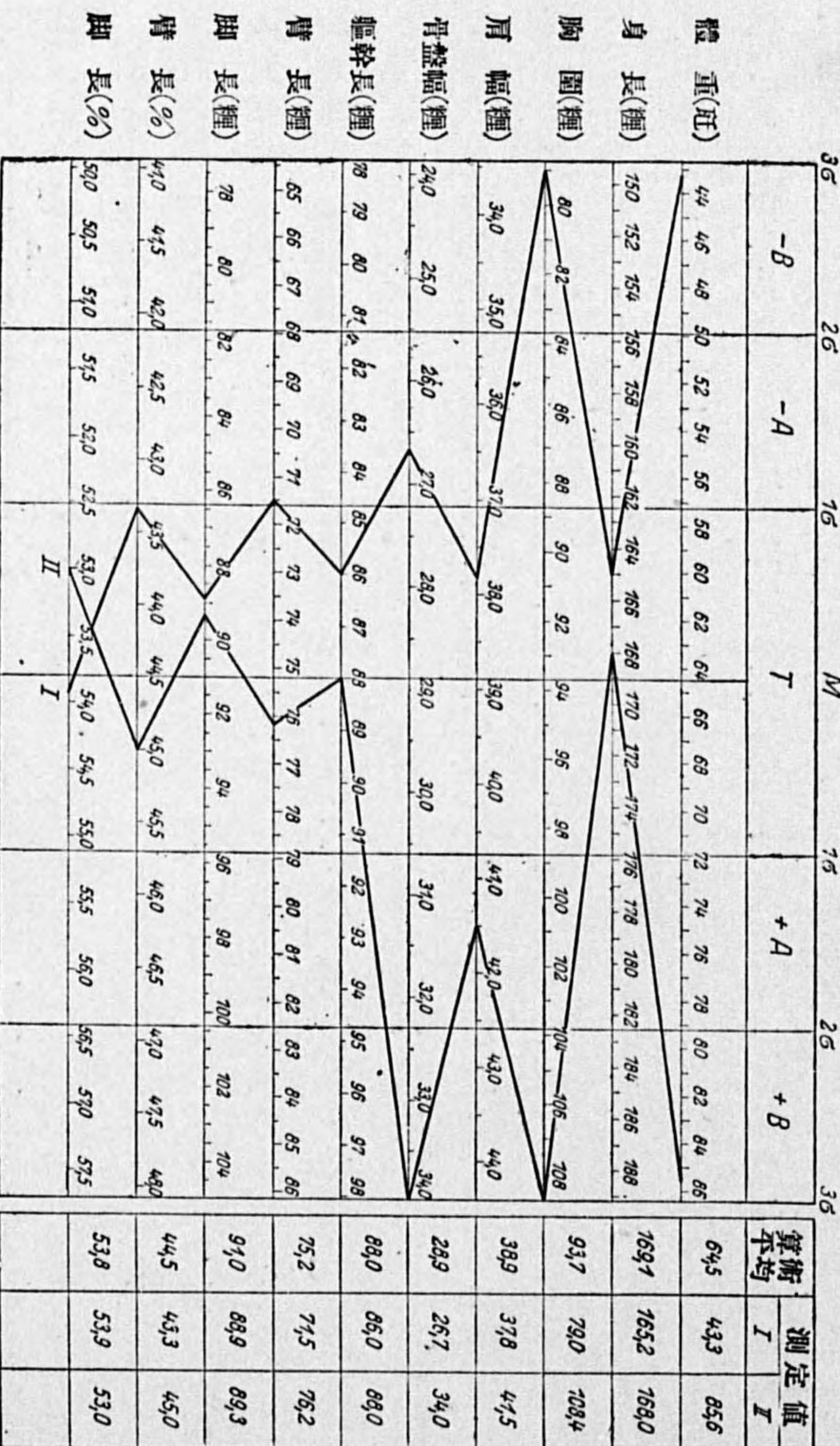
これは、 $M - \sigma$ より小なる凡ての者及び $M + \sigma$ より大なる凡ての被測定者を含んでゐる。しかしながら、この群の最外端に位する者には、極端な者が有り得ることは云ふまでもない。そこで、 2σ により B 群に界する第三の群、即ち +C 及び -C 群をつくり、その外方の界を 3σ とすることが出来る(第五十八圖参照)。而して、實際上は以上の五群を分つてば十分である。

さて、一群の被測定者のうち、或る一人の體力の位置如何を判定しようとする

第32表 ミュンヘン市小學校男兒童身長分類表(1921年測定)

年 齢	算 術 平 均 cm	σ	(M- σ) より小	(M- $\frac{1}{2}\sigma$) 以下 (M- σ)迄	(M- $\frac{1}{2}\sigma$) より (M- σ)迄	(M+ $\frac{1}{2}\sigma$) 以上 (M+ σ)迄	(M+ σ) より大
			-B	-A	T	+A	+B
			小	中の下	中等	中の上	大
7	115.3	5.4	-109 11.2%	110-112 19.4%	113-118 45.6%	119-121 10.5%	122-13.3%
8	122.1	5.8	-115 14.2%	116-118 10.4%	119-125 48.0%	126-128 14.8%	129-12.5%
9	127.2	6.5	-120 16.8%	121-123 7.4%	124-130 46.5%	131-133 13.9%	134-15.3%
10	130.0	5.9	-123 12.7%	124-126 16.4%	127-133 40.5%	134-136 16.3%	137-14.4%
11	133.4	6.2	-126 10.8%	127-129 12.0%	130-137 45.6%	138-140 11.2%	141-14.4%
12	138.1	7.2	-130 19.7%	131-134 8.9%	135-142 42.8%	143-145 11.1%	146-18.1%
13	142.3	7.1	-134 12.8%	135-138 15.6%	139-146 46.3%	147-149 11.1%	150-14.3%

に、若し彼が以上の五群のうち、T群に属したならば、摸範的の者と見ることが出来、A及び+A群に属したならば、體力が少し有り過ぎるか、又は少し低能の者で、相當監視を要するのである。若し又、B及び+B群に属したならば、は特殊の方法を講じて矯正しなければならぬ運命に在ることを考えることが出来るのである。



それで、各箇人の體力上の位置は、同年齢階級の多數の者の成績によりマルチン氏により作られた第三十二表の如き表に於て、 B, A, T, A, B といふやうな簡単な記号によつて容易に示されるのである。

最後に、尙一層便利で、しかも有益な現はし方がある。それは、多種の體力を同一の圖表に B, A, T, A, B 群に合ふやうに各體力を示す横線に分割して表はじておき、箇人の測定値をその圖上に記し、一見して箇人の體力が如何なる位置を占めてゐるか、又、箇々の各種體力間の相互關係如何等を一目瞭然たらしめて、箇人の體力の全景を知り、長所短所等特質の存在並にその程度をも極めて明瞭に知らしめるものである。第五十八圖は、身體各部の大きさについて、マルチン氏の描いた圖であつて、第三十二表に示したものより、Tの範圍が左右各 $1\frac{1}{2}$ 丈け廣いのであるが、第三十二表をこれと同様に書き、又本書に述べた體力に於ても同様に書き得るのである。第五十八圖に於て、一人について見出された各體力を、當該横線上に切り、是等の諸點を太い實線を以て結ぶとき、鋸齒狀線が得られる。その鋸齒狀の線が、Tの範圍内に在る間は、その人の各方面の體力は「ノルム」の

範圍内に在ることを示し、又、第三十二表を第五十八圖の如く圖示した場合に、Tの範圍内に在るときは、その人の各體力は摸範的のものなることを知らしめるのである。而して、鋸齒狀線が A に又 B にまで左右に強く侵入して居り、従つて箇體群の典型的體力から如何に偏してゐるか、その詳細状態は明瞭に直觀出来るのである。若し、この圖表による表示法を我が國の諸學校に於て採用し、各生徒の體力簿又は通信簿に印刷して綴込み、生徒の測定値を各自第五十八圖のやうに自ら記入せしめることとしたならば、その效果は甚大なものであらう。

第四節 相關關係

二つ或は二つ以上の體力測定項目の間に於て、一定年齢階級に相當し、調和的な相互關係が存在してゐるか否かを見ることが、最後に肝要である。前に測定法の條下に於て述べた通、上膊圍が大であればある程、その胸圍も大であるといふ極めて規則的な關係が存立してゐる場合は、兩者の間に積極的相關關係(順相

關) positive Korrelation が存在してゐると稱せられる。之に對して又消極的相關關係(逆相關) negative Korrelation なるものがある。氣體に於て壓力が増せば容積が減少する如きその一例である。吾人人類の體力は複雑な因子によつて左右されるから、従つて相關關係も物理學的諸現象のやうに明瞭に規則的には現はれにくいけれども、吾人が本書に説いたやうに體力の起る根源をよく考えて、相關關係の大なるものを序に測定しておこやうにすれば、割合に美しい相關關係を見出すことが出来るのである。

例へば、余が前に述べた肺活量の測定値と、身長・體重・胸圍及び呼吸縮張の差との間に如何なる相關關係が存在してゐるかを、最近ライブルヒ大學スポート醫學研究所に於て、平均年齢一八年八月のライブルヒ大學生四六一名(平均身長一七二・二厘米、裸體重七〇・五公斤、胸圍八八・五厘米、呼吸縮張の差九・〇厘米、肺活量四・八立)についてレイノフ氏 Dr. med. Iwan Rainoff が發表した成績は第三十三表に掲ぐるが如くである。

相互關係を見出す目的には、(一)分布表又は相關表 Verteilungstafel, Korrelationsstafel

を作ることが必要である。(二)相關圖を作ることもよい。(三)相關係數を算出するこれが甚だよい。

一、相關表

相關表を作ることは、二つの事象の間の相關關係を測る爲大切である。その方法は、方眼紙に於て、第三十四表に示す如く、上縁の横線上に横に、左方から右方に、相關關係を見んとする一つの體力を、低い數から高い數に一定の階級別に一定の間隔を置いて

第 33 表

肺活量の變化(立)	體(公斤)	胸圍(厘米)	呼吸縮張の差
0.1	1.25—3.75	1.25—4.25	0.50—1.25
0.2	3.75—6.25	4.25—7.25	1.25—1.75
0.3	6.25—8.75	7.25—9.75	1.75—2.75
0.4	8.75—11.25	9.75—12.75	2.75—3.75
0.5	11.25—13.25	—	3.75—4.25
0.6	13.25—15.75	—	4.25—5.25
0.7	15.75—18.25	—	5.25—5.75
0.8	18.25—20.75	—	5.75—6.75
0.9	20.75—23.25	—	6.75—7.75
1.0	23.25—25.25	—	7.75—8.25
肺活量との相關係數	0.493	0.244	0.393

各 調

1140

第 34 表 ミュンヘン市小学校児童(6歳)身長・体重相関表

年/性	103	104	105	106	107	108	109	110	111	112	113	114	115	116	117	118	119	120	121	122	123	124	125	n	
15	2	2	1	1																				6	
16	6	2	6	3	7	6	2	5	3														41		
17	3	5	3	9	12	12	8	6	7	9													87		
18	2		8	5	7	7	12	16	12	15	10	8	5	1	2	1	1						112		
19		1	1	8	2	8	8	13	16	9	11	9	7	5	2	1	1						103		
20			3	1	5	2	14	14	7	5	10	3	5	4	1	1							75		
21					2	3	2	5	4	15	1	9	5	5	3	1							58		
22					3		3	5	2	4	8	4	6	6	5	1							47		
23							2	2		1	3	1	1	3		2	1	3						19	
24								2								3	1	1	1						8
25																			1	1				1	
n	13	9	19	19	34	30	31	42	43	56	38	38	42	23	34	24	16	12	12	8	4	5	5	557	
総區分 計	213	147	325	325	594	524	556	764	799	1049	736	759	849	464	661	506	333	257	261	182	92	110	118	10604	
総區分 平均	16.4	16.3	17.1	17.1	17.5	17.5	17.9	18.2	18.6	18.7	19.4	19.4	20.2	20.2	20.2	20.2	20.2	20.2	20.2	21.1	20.8	21.4	21.8	23.0	
																								19.0瓦	

記入する。次に方眼紙の左線の縦線の左方に沿ふて、縦に上方から下方に向つて、相關關係を見ようとする一方の體力を低い數から高い數に是亦一定の階級別に記入する。

そこで横に記入した體力の階級にも、縦に記入した體力の階級にも相當してゐる體力を有する被測定者の數を、横から見た方眼と縦から見た方眼とが合してゐる方眼に記入する。

次に縦の方向と横の方向とに於て、各方眼内の數字を集計して右及び下の欄外に計(n)を記し、右下の隅には被測定者の總數が記入することとなる。

次に各方眼の數字を、各の數字の相當する縦の方向に記入されてある左縁に於ける階級の體力單位に乘じた積を各縦行に集計し、第三十四表「縦區分計」の各欄内に記入する。これらの各計及び總計を前項に述べたnで除し、その商を、最下段即ち「縦區分平均」の所に横に記入するのである。この相關表に、第一次のもの primaire Verteilungstafel も(第三十五表)、それを一層少數の階級に整約した「整約相關表」 reduzierte Korrelationstabelle も(第三十六表参照)の二種がある。個數の少い場

第 36 表 フライブルヒ大學生身長及び肺活量整約相關表

Spielraum ↓	red. a → ↓	2,45	2,75	3,05	3,35	3,65	3,95	4,25	4,55	4,85	5,15	5,45	5,75	6,05	
		bis													
		2,75	3,05	3,35	3,65	3,95	4,25	4,55	4,85	5,15	5,45	5,75	6,05	6,35	
42,5—45,5	44 kg	1	1											2	
45,5—48,5	47		—	2	1									3	
48,5—51,5	50	1	—	2	6	2	1	1						13	
51,5—54,5	53		1	6	12	15	4	2	—	1				41	
54,5—57,5	56		3	3	9	16	15	5	3	1				55	
57,5—60,5	59 ..		3	3	16	20	28	7	2	1				80	
60,5—63,5	62		1	4	8	9	24	17	6	9				78	
63,5—66,5	65	1	1	2	4	12	15	10	9	10	—	1		65	
66,5—69,5	68	1		1	2	1	15	14	10	4	2	1		51	
69,5—72,5	71		1	1	1	4	10	4	3	5	3			32	
72,5—75,5	74			1	—	2	3	2	4	4	5	1	—	1	23
75,5—78,5	77					1	2	1	2	3	—	1			10
78,5—81,5	80								1	1	—	—	1		3
81,5—84,5	83							1	1				6		2
84,5—87,5	86	1	—	—	—	—	—	1	—	1					3
	Σ	5	11	25	59	82	117	65	41	40	10	4	1	1	461

(Iwan Rainoff)

合に於ては、整約された相關表と整約されない相關表との間に、大なる價值を認め得ないが、個數の多い場合には整約相關表の方が遙に優つてゐる（小倉）。

第 35 表 フライブルヒ大學生身長及び肺活量第一次相關表

(Iwan Rainoff)

ついて見るに、体重一六斤の者の最も多いのは身長一〇七厘米であるが、一七斤では一〇七及び一〇八斤、一八斤では一〇九、一一〇、一一一、一一二斤、一九斤では一二斤、二〇斤では一一二、一一三斤といふ風に大體に於て、如何なる身長の階級に於ても、それが一定の大きさだけ増せば、体重も規則的に一定の大きさだけ増すといふ一種の積極的相關關係の存在してゐるのを發見することが出来、同時に以下の行に於て、平均体重は身長の増加に正比例して規則的に増加することが、nの相當多い所には見られるのである。

相關表により、二種の測定値の間の相關關係がどの位の程度に在るかを察知し得るのであるが、尙一層具體的に、その程度を知らんが爲には、次に述ぶる「相關數」(r)を算出しなければならぬ。

しかし、第三十七表の如き一種の相關表を作つておけば、例へば、各年齢の種々なる身長を有する箇人の「有るべき平均体重」*Sollgewicht im gewissen Sinne*を、直接に見出すことが出来るものである。例へば、第三十七表の相關表に於て、一〇歳で身長一三五斤の男児の平均体重は二八・一斤であるが、甲なる同年齢同身長の

第37表 ミュンヘン市小學校男兒童身長・體重・年齢相關表

年齢	6	7	8	9	10	11	12	13
103	16.4							
104	16.3							
105	17.1							
106	17.1							
107	17.5							
108	17.5							
109	17.9							
110	18.2							
111	18.6							
112	18.7	19.0						
113	19.4	19.3						
114	19.4	19.5						
115	20.2	20.2						
116	20.2	20.5						
117	19.4	21.2	20.9					
118	21.1	21.6	21.4					
119	20.8	21.1	21.5					
120	21.4	22.0	21.8					
121	21.8	22.8	22.1					
122	22.8	22.4	22.4	23.3				
123	23.0	22.3	22.7	23.5				
124	22.0	23.0	23.0	23.7				
125	23.6	23.3	23.8	24.5	24.5			
126			24.4	24.4	24.8			
127			24.9	24.6	25.2			
128			24.3	25.4	25.7			
129			25.3	25.4	25.6			
130			25.4	25.7	25.9	26.3		
131			25.3	26.8	26.9	28.0		
132			26.8	27.6	27.5	28.3	28.3	
133				27.2	27.3	27.2	28.6	
134				28.0	28.6	28.6	28.4	
135				28.7	28.1	28.4	29.5	29.8
136					29.0	28.4	28.5	28.8
137					28.5	28.9	29.6	29.9
138					30.0	29.2	30.2	30.5
139					32.0	30.9	30.7	30.4
140						31.0	32.2	31.4
141						31.4	31.0	31.7
142						31.5	31.8	31.9
143							31.5	33.5
144							33.0	33.8
145								31.0
146								32.4
147								32.9
148								33.4
149								35.1
150								34.0
151								34.0
152								35.0
153								35.2
154								35.2
155								36.4
								36.6
								37.3
								38.3
								39.3
								38.0
								39.8

男児の「現在の體重」Istgewicht が二一四・四斤であつたとすれば、體重不足は三・七斤である。そこで $3.7 \times 100 = 118$ 一斤で除する。 $118 / 118 = 1$ が得られ、その甲兒の體重は同年齢・同身長の有るべく體重に比し $118 / 118 = 1$ %だけ小であると見る。かやうに利用するのも一の方法である。

二、相關係數(r) Korrelationskoeffizient

相關關係の程度を測る爲、較近體質ことに體力方面の研究に相關係數を算出することが多く行はれてゐる。

相關係數の算出法には種々あるが、ピアソン氏偏差積法 Pearson's product-moment method による方法を左に述べる。氏の公式は次の如くである。

$$r = \frac{\sum p_{x_1} \cdot p_{x_2}}{n \sigma_1 \sigma_2} = \frac{\sum p_{x_1} \cdot p_{x_2}}{n \pm \sqrt{\frac{\sum p_{x_1}^2}{n}} \pm \sqrt{\frac{\sum p_{x_2}^2}{n}}} = \frac{\sum p_{x_1} \cdot p_{x_2}}{n \sqrt{\frac{\sum p_{x_1}^2 + p_{x_2}^2}{n^2}}} = \sqrt{\frac{\sum p_{x_1} \cdot p_{x_2}}{\sum p_{x_1}^2 + p_{x_2}^2}}$$

r の相關係數 r は、數學上常に 1 より大なるものでなく、次の大さを有する。

$$-1 \leq r \leq +1$$

r が 0 より大である場合には、一方の偏差が増せば、それに伴れて、他的一方の偏差の値が増す。即ちこの場合に一種の測定値と他の一種の測定値との間には「積極的相關」又は「順相關」が存在し、之に反し、 r が 0 より小である場合には、一方の偏差が増せば、他的一方の偏差の値が減少し、兩測定値は「消極的相關」又は「逆相關」をなすと稱せられるのである。而して、順相關が完全であるときは、 $r = +1.0$ となり、又逆相關が完全なときは、 $r = -1.0$ となり、相關關係が存在しないときは、 $r = 0$ となるのである。尚、順相關は $+1.0$ に近い程、相關關係が高いのである。

今、測定員數の多い場合に用ひられる r の計算法を、假に體育研究所長期講習員三十三名につき測定した比胸圍と比上脣圍との相關係數の算出に於て、左に例示しよう(第五十九圖参照)。

第五十九圖に於て、X 軸の方向に 47, 48, ..., 59 といふ風に比胸圍を小より大に向つて一定の階級に記入し、Y 軸の方向に 74 より 107 に至る比上脣圍を同様、小より大に向つて一定の階級に記入する。上胸圍の中央値又は算術平均は 53 であり、比上脣圍の中央値又は算術平均は 90 + 91 であるから、その二階級の左右上下

に圖の如く太い線を描く
次て

- 前述相關表作製の際に述べたやうに、比胸圍の或る階級と比上膊圍の或る階級とに合致する員數を圖の如く記入する。
 - 1に於て記入した階級の者の偏差 a_1 及び a_2 を四角形の上及び右に圖の如く記入する。
 - 1に於て記入した階級の者の頻數 P を a_1 の上方及び a_2 の右方に圖の如く記入する。
 - a_2 を比胸圍の各階級に於て平均し、之を圖に示す如く記入する。之を M_{α_2} で示す。
 - $p_{\alpha_1 \alpha_2}$ を計算し、圖の如く記入し、その總和即ち $\Sigma p_{\alpha_1 \alpha_2}$ を計算して記入する。
 - $p\alpha_1^2$ 及び $p'\alpha_2^2$ を計算し、圖の如く記入し、各その總和即ち $M_{p\alpha_1^2}$ 及び $M_{p'\alpha_2^2}$ を算出する。

$$r = \frac{\sum p\alpha_1 \cdot M\alpha_2}{\sqrt{\sum p\alpha_1^2 \cdot p\alpha_2^2}} = \frac{196.04}{\sqrt{270 \times 504}} = \frac{196.04}{\sqrt{136080}}$$

$$= \frac{196.40}{368.89} = 0.5314$$

別に記してゐない。斯くて以上の如く計算した諸數を直に r の公式にあてはめて計算し

$$r=0.5314$$

なる成績を得たのである。

本例の場合に於て若し、比胸圍及び比上膊圍の標準偏差 σ_1 及び σ_2 が出て居れば、計算は尙簡単に行くわけである。

其の他、尚、相関係數の算出法には、種々あるが、茲にはそれらを一々紹介することを止めておく。

前に述べた種々なる體力のうち、順相関の相當著しく現はるべき理論の成立するものは、跳躍力と脚長及び身長、背筋力と上膊筋力及び比上膊圍並に體重、持久力と肺活量及び比胸圍等である。其の他のものに於ても、百名以上の被測定者について、理論上當然相関係數の大きく現はれそうなものについては、これを算出して、その結果により身體鍛錬の方法を適切ならしめ、體育の效果を十分に挙げることは極めて肝要な應用といふべきである。

文獻

本書著述に際して参考した主な文献を左に掲げる。

1. Brugsch Th., Allgemeine Prognostik. 1922.
2. Bruns O., Sportärztliche Beurteilung des Herzens und des Gefäßsystems. Die Leibesübung. (Sonderheft: Der Sportarzt) H. 6. J. 1925.
3. David K. Brace, The classification of tests in physical education. American physical education review. Vol. XXXI. No. 10. 1926.
4. Guttmann M., Klassifikation des Ernährungszustandes und der körperlichen Leistungsfähigkeit weiblicher Individuen. (Vorläufige Mitteilung, III. Th.) Zeitschr. f. Konstitutionslehre. XIII. Bd. H. 6. 1928.
5. Kohlrausch W., Methodik der Körpermessungen. Die Leibesübungen. H. 6. 1925.
6. Leonard and Mckenzie, History of Physical Education. 1923.
7. Martin R., Lehrbuch der Anthropologie. 1914.
8. Martin R., Anthropometrie 1925.

9. Martin R., Richtlinien für Körpermessungen und deren statistische Verarbeitung mit besonderer Berücksichtigung von Schülermessungen. 1924.
 10. Martin R., Die Körperentwicklung Münchener Volksschulkinder im Jahre 1924. Anthropologischer Anzeiger. Jg. II. H. 1. 1925.
 11. Martin R., Anleitung zur Ausfüllung des Gesundheitsbogens der Münchener städtischen Schulen, 1924.
 12. Mathias E., Der Einfluss der Leibesübungen auf das Wachstum. 1916.
 13. Mccloy C. H., On using the spirometer as an instrument of Precision. American Physical Education Review. Vol. XXXII. No. 5. 1927.
 14. Rainoff I., Untersuchungen über das maximale Atemvolum und seine Beziehungen zu Körpergrösse, Körpergewicht, Brustumfang und Brustspielraum. Zeitschr. f. Konstitutionslehre. XIII. Bd. H. 4/5. 1928.
 15. Reed WM. T., Physical ability tests for boys. American Physical Education Review. Vol. XXXI. No. 6. 1926.
-
16. Stecher W. A., Games and Dances. 3. Ed. 1916.
 17. Thiemer, Berichte und Mitteilungen aus dem Leben der Vereine und Verbände. Die Leibesübungen. H. 16. J. 1925.
 18. Wegener B. A., Track and Field Athletics. 2. Ed. 1925.
 19. Whipple G. M., Manual of Mental and Physical Tests. 1924.
 20. Wilder H., A Laboratory Manual of Anthropometry 1920.
 21. 青木誠四郎, 児童心理学序説. 大正 13 年.
 22. 久保良英, 手の作業の發達. 児童研究紀要. 第 8 卷. 大正 14 年.
 23. 田中寛一, 人間工學. 第六版, 大正 15 年.
 24. 田中寛一, 教育的測定學. 大正 15 年.
 25. 合星武城, 體重に関する研究. 學校衛生, 第 5 卷, 第 11 號, 大正 14 年 11 月.
 26. 中橋幸吉, 民族衛生に関する研究. 滿洲醫學雜誌, 第 3 卷, 第 2 號, 大正 14 年.
 27. 高原武一, 隊兵のボイントテスト成績(第一回報告). 軍醫園雜誌, 第 176 號. 昭和三年二月.

術式論體力測定(終)

- **

**

28. 文部省, 競走指針. 大正 13 年.

29. 體育研究所, 學校體操解說. 昭和元年.

30. 吉田章信, 運動生理學. 第 8 版. 大正 15. 昭和 2 年.

31. 吉田章信, 日本壯丁の體格に関する統計的研究(第 1 報). 社會醫學雜誌. 第 478 號. 大正 15 年 11 月.

32. 吉田章信, 身長. 體重及び頭圍測定成績の綜合的觀察に基く日本人身體發育の民族的固有性. 競走指針. 昭和 2 年 11 月

270
447

3年6月14日

終