

基礎運動能力の分布型について

吉川, 和利
九州大学健康科学センター

林, 武夫
The Fukuoka Prefectural Institute of Physical Education

岡部, 弘道
九州大学健康科学センター

松本, 寿吉
九州大学健康科学センター

<https://doi.org/10.15017/395>

出版情報 : 健康科学. 5, pp.33-43, 1983-03-20. 九州大学健康科学センター
バージョン :
権利関係 :

基礎運動能力の分布型について

吉川 和利* 林 武夫**
岡部 弘道* 松本 寿吉*

Distribution Types of Fundamental Motor Skills of high school pupils

— On the Test of Normality from Several Statistics —

Kazutoshi KIKKAWA* Takeo HAYASHI**
Hiromichi OKABE* Jukichi MATSUMOTO*

The purpose of this study is to examine whether or not the frequency polygons of the three types of fundamental motor skills in senior high school pupils, 15 through 17 years old 6341 boys and 2441 girls are "bell-shaped" normal curves.

The record of 50m dash (running skill), running long jump (jumping skill), and handball distance throw (throwing skill) of the pupils of the one prefectural high school were measured in the administration by the physical educator within the several weeks of new school life.

The data-set were constructed by 9 or 8 cohorts (entrance years, 1971 to 1979) by 3 ages (15 to 17 years old), which were called cohort-sequential study of Schaie's trifactorial design.

Several statistics of each skill were given from the raw data and the frequency table by the second to the fourth order moments and percentiles.

The g_1 , g_1' , SKQ, SKD mean of skewness of the distribution, otherwise g_2 , g_2' and kappa mean of kurtosis, respectively.

The results obtained were as follows.

1) The significance of age effect by sex recognized on all of skills except the jumping and throwing skills of girls.

2) In both sexes, generally speaking, the positive skewness were observed in each fundamental motor skill from momentum and quantiles.

In some cases, the skewness of jumping skills has tendency to converge to zero and it was not significant. Therefore, these may be identified the normality.

3) The tendency to convergence to zero in kurtosis were inferior to skewness of each skill in both systems. The features of three types motor skills have the leptokurtic type. That is, they have a long tailness.

*The Institute of Health Science, Kyushu University, Sakamoto, Kasuga, Kasuga-city, Fukuoka Pref.

**The Fukuoka Prefectural Institute of Physical Education, Higashi-Kushihara, Kurume-city, Fukuoka Pref.

4) Broken by age by sex, the skewness of throwing skill and jumping skill of boy were slight. In cases of boy, the statistics of $g1'$ of three skills increased in terms of age.

5) The changing phase of skewness and kurtosis in terms of age in girls are similar to each other.

The data of such as motor skills should be virtually presented in terms of the quartiles or percentiles, since the procedure to analyze them in terms of the mean of the raw measurements or presumed measures of variance is not only theoretically indefensible, but also prevents the analysis of the skewness of the distribution.

(Journal of Health Science, Kyushu University, 5: 33~43, 1983)

緒 言

物理学的事象, 化学的事象をはじめとした測定とは異なり, われわれが扱う生体に関するデータの測定は「測定法に基づく誤差が大きき」, また「測定条件を可能な限り定めてもお生体の心理・生理的状况に基づく変動がある」(林, 1973, 1977.) とされ, こうした変動の性格や測定誤差を把握することは形式的には偏りと分散である^{8) 9)}ともされている。

本研究では基礎運動技能の測定値をとり扱うが, この測定値も, 気候・場所・天気・時刻・測定経験・測定者・指示などによって変動する。

開原(1976)は, 医学的データが標準的(おそらくはパラメトリック検定)な統計学的手法にのりにくい理由として①欠損データの扱い, ②censoredデータの扱い, ③正規性の問題があるためであるとしている¹⁵⁾。統計量でも集団特性をあらわす場合は順位, パーセンタイル値などよりも正規性を仮定した分散や, 平均値の算出をすることの方がむしろ一般的である。

文部省の運動能力テストは男女別に1点から20点に至る基準点を各サブテストについてもっている。1点から20点までの変換はウェクスラー知能検査の部分得点にみられるように標準偏差 s , 平均値 \bar{X} , 測定値 X_i とした時に $z = (\bar{X}_i - X)/s$, $S = 3z + 10$ という変換方法(ここで最小値1, 最大値19, 平均10, 標準偏差3)¹²⁾に近い変換方法(池田, 1975)が考えられる。

集団の統計的標識としても便利であるところから, 標本分布自体を正規分布と仮定した上で多くの問題は出発する。すなわち, 正規性を暗もく裡に承認(Shephard, 1978)²⁴⁾しているが, 生体情報については大島の総合的報告(1975)²²⁾や福田(1976)³⁾, 吉川・小室(1982)¹⁷⁾の皮下脂肪厚についての対数正規成立の知見がある。また, 身長・体重などについては横山(1978, 1979)³⁰⁾, Shephard(1978)²⁴⁾が多くの

年齢区間で正規性が成立しないことを報告している。また畑(1980)⁵⁾は血液成分値においてほとんど全ての成分が正規性を棄却できるとしている。生体の情報とはいえないが, 杉浦(1980, 1981)は大学の共通一次試験について各種の分布をあてはめ, 年度ごとに別々のシステム(系)の分布が適合度が高いとのべている^{27) 28)}。

基礎運動能力は特に発育発達の上にある児童・生徒の一般的な運動能力水準を知る手掛りとなったり, 「要因が複雑に競合しあって展開」(波多野, 1973)する体育活動での児童・生徒の統合的な把握のための指標⁷⁾ともなってきた。

あるいは因子分析的な研究の中では, 高い貢献度を普遍的にもつもの(松浦, 1969)¹⁹⁾でもある。

ここでは文部省スポーツテストとしてとりあげられているテストバッテリーから運動能力テストの50M走(走力), 走り幅とび(跳力), ハンドボール投げ(投力)の3変数について, 高校生男女別の分布を検討し, 正規性が成立するか否かを吟味する。また, 基準得点表と実際の観測値との整合性も検討する。

研究方法

(1) 要因配置について

一般に伝統的な発育発達研究は, 測定時期を一にし, その時期のいろいろな年齢についての測定を行う横断的研究が最も広く行われる。横断的研究では, 様々な出生時以降の影響を受けた集団を同じ背景要因をもつと仮定するところから出発する。出生時期(コホート)に近い場合は, 年齢差をみるためにはさほど問題はない。数十年にわたる年齢範囲を対象に横断的研究を行う時には, 栄養状況の変化, 文化的変化などの要因については無視したままで行われることになる^{16) 18)}。

また, コホートを所定の歳月追跡する縦断的研究は, これらの要因については同一として考えてよいの

で広く行なわれているもう一つの伝統的な研究方法である。前者に比べ、必要な歳月は永く、中途でのデータの欠落などで、摩耗が大きいという欠点もあるし、単一のコホートの追跡のみでは他のコホートへの一般化が難しいことになる^{14) 15)}。

そこで本研究は複数のコホートについて、複数の測定期間をもって縦断的に測定するという実験要因配置を行った。

対象が高校生であるので各コホートについて在学期間(3年間)のデータが得られ、また対象年齢区間は一定している。

Schaieの三要因モデル¹⁶⁾でいえばコホート系列法になる。しかし、中心的な課題である歪度、尖度の統計量については高校生期の特徴として算出するため、要因計画にとり込まれたデータのすべてをも対象にする。すなわち、歪度、尖度その他分布に関わるものはコホート、年齢(学年)とは無関係にも算出する。

その意味からもコホート系列法が好ましいと考えた。

(2) 要因計画の実際と被験者

昭和46年度から昭和54年度までに福岡市内の県立高校に入学した満15才から17才までの高校生を対象とした。男子では昭和48年度から52年度までの入学者(コホート)については3年間の縦断的な測定が行われており、昭和53年度入学者については2年生(16才)時のデ

ータまで、昭和54年度の入学者については1年次(15才)までのくり返し測定が行われているにすぎない。

測定を一部未受験であったりする場合もあるが、要因計画のセルに占める被験者数は表-1のようになる。ただし、後の分析でのべるように、欠損値をもつ場合もまれではないので表-1の全ての被験者が以後の分析の対象となるとは限らず、測定変数別に多少の減少がある。

(3) 測定項目

文部省体力・運動能力テストのうち、走力、跳力、投力の項目すなわち運動能力テストのうちの3項目を、対象校の体育教官が学年初めに監督・実施したデータを利用した。運動能力テストは走力=50M走(単位は0.1秒まで)、跳力=走り幅とび(単位はcm)、投力=ハンドボール投げ(単位はm)であり、男女とも3種目である。

(4) データ解析

データは磁気テープに入孔後、九州大学大型計算機センターFACOM-M200の磁気ディスクに記録し、データセットとして利用した。

(5) 基本統計量の算出

性別に各測定項目の平均値、標準偏差、パーセントイル値、モーメント系の歪度・尖度、順位系の歪度・尖度の算出と検定を行った。

表-1: 性・学年・コホート(入学年)別の標本数

MALE

AGE	COHORT								TOTAL
	47	48	49	50	51	52	53	54	
1 (15yrs.)	0	318	335	335	335	321	310	314	2268
2 (16yrs.)	331	316	337	338	331	318	87	0	2058
3 (17yrs.)	373	314	338	337	333	320	0	0	2015
TOTAL	704	948	1010	1010	999	959	397	314	6341

FEMALE

AGE	COHORT								TOTAL	
	46	47	48	49	50	51	52	53		54
1 (15yrs.)	0	0	131	113	113	111	129	0	136	733
2 (16yrs.)	0	122	134	113	108	113	86	140	0	816
3 (17yrs.)	133	122	144	112	216	38	127	0	0	892
TOTAL	133	244	409	338	437	262	342	140	136	2441

表-2: 性・学年別にみた運動能力テスト結果
(MALE)

VAR.		MEAN	STD	MEAN	STD	MEAN	STD		
DASH, sec	(1)	7.45	0.45	(2)	7.36	0.39	(3)	7.23	0.38
JUMP, cm	(1)	430.2	38.3	(2)	440.3	37.6	(3)	446.1	36.6
HAND, m	(1)	24.5	4.21	(2)	26.0	4.44	(3)	26.5	4.28

(FEMALE)

VAR.		MEAN	STD	MEAN	STD	MEAN	STD		
DASH, sec	(1)	8.75	0.52	(2)	8.70	0.52	(3)	8.7	30.55
JUMP, cm	(1)	322.1	32.7	(2)	319.9	34.0	(3)	322.5	32.3
HAND, m	(1)	14.7	2.74	(2)	14.72	2.74	(3)	15.06	2.72

結果

表-2には各変数の平均値, 標準偏差を性別・学年別に示している。この表中の平均値を用い, 文部省(1982)の資料²⁰⁾のうち, 15才から17才までの男女別平均(μ)との有意差検定を行った。母平均 μ , 母標準偏差 σ とすると, $z_{0.025}=1.96 \leq |z_0| = (\bar{x} - \mu) \sqrt{n} / \sigma$ ならば有意差あり¹¹⁾とみなす。

男女ともハンドボール投(以下投力とする)の値は文部省の値に比べて有意に小なるものであり, その他でも男子1年, 3年の走り幅とび, 2年男女の50M走などが有意な差をもつと考えられた。特に投力の平均値の差は検定をするまでもなく大きいものであった。分散分析の結果は表-3に示すが, 女子の50M走(以下走力とする), 走り幅とび(以下跳力とする)以外の全変数に有意な年齢効果が認められた($P < 0.5$)。

表-3: 年齢分散分析

MALE				
VARIABLE	MS(BG)	MS(WG)	F-RATIO	SIG.
DASH	23.81	0.169	141.05	***
JUMP	1.27E+5	1413.0	90.31	***
HAND	1457.1	11.63	125.86	***

FEMALE				
VARIABLE	MS(BG)	MS(WG)	F-RATIO	SIG.
DASH	0.375	0.282	1.329	NON
JUMP	1392.0	1088.8	1.279	NON
HAND	32.81	7.826	4.193	*

*** $P < .01$, * $P < .05$

I. 分布型の統計量

3種の運動能力テストについてその分布が正規分布であるとみなし得るかを検定する作業を行った。

g_1, g_2 は測定値自体を x_i とし, 2次から4次までのモーメントに関して求められる^{11) 13) 24)}。ここで, モーメント(m_j)は

$$m_2 = \sum (\bar{x}_i - x)^2 / n,$$

$$m_3 = \sum (\bar{x}_i - x)^3 / n,$$

$$m_4 = \sum (\bar{x}_i - x)^4 / n \text{ である。}$$

また

$$g_1 = m_3 / m_2 \sqrt{m_2}$$

$$g_2 = m_4 / m_2^2 - 3$$

g_1 が歪み度, g_2 が尖り度をそれぞれ示している(池田, 1976)¹³⁾。

g_1', g_2' は度数分布表の頻度を用いており, 各級区間の頻度を f_j とし, 平均を持つ級区間のコードを $u=0$ とした時, $P_1 = \sum f_j u_j, h_1 = P_1 / n, P_2 = \sum f_j u_j^2, h_2 = P_2 / n, P_3 = \sum f_j u_j^3, h_3 = P_3 / n$ であり,

$$m_2 = h_2 - h_1^2$$

$$m_3 = h_3 - 3h_1 h_2 + 2h_1^3$$

$$\sqrt{b_1} = m_3 / m_2 \sqrt{m_2}$$

また, $P_4 = \sum f_j u_j^4, h_4 = P_4 / n,$

$$m_4 = h_4 - 4h_1 h_3 + 6h_1^2 h_2 - 3h_1^4$$

$$b_2 = m_4 / m_2^2 \text{ であり,}$$

$\sqrt{b_1}$ が g_1, b_2 が g_2 に対応する(スネデッカー・コクラン, 1976)²⁵⁾。ここでは度数分布表からの歪度 $\sqrt{b_1}$ を g_1' , 尖度 b_2 を g_2' と表記する。

表-4には性別に各変数の平均, 標準偏差, パーセンタイル値, 最大値, 最小値を示す。パーセンタイル値は順位系の歪度, 尖度等の算出に利用される。

表一4： 運動能力テスト基本統計量

MALE															
VAR.	UNIT.	N	MEAN	STD	P01	P05	P10	P25	P50	P75	P90	P95	P99	MIN	MAX
DASH	sec.	5466	7.36	0.41	6.5	6.8	6.9	7.1	7.3	7.6	7.9	8.1	8.6	6.1	9.9
JUMP	cm.	5677	438.1	38.6	344	375	390	414	440	462	485	500	533	225	610
HAND	m.	5887	25.6	4.4	16	19	20	23	25	28	31	33	36	10	44

FEMALE															
VAR.	UNIT.	N	MEAN	STD	P01	P05	P10	P25	P50	P75	P90	P95	P99	NIN	MAX
DASH	sec.	2011	8.73	0.51	7.6	7.9	8.1	8.4	8.7	9.0	9.4	9.6	10.0	7.3	10.9
JUMP	cm.	2029	321.5	33.0	240	270	281	300	320	342	363	376	406	204	456
HAND	m.	2135	14.9	2.8	9	10	11	13	15	17	18	20	22	6	26

表一5： 性別にみた尖度・歪度統計量

MALE												
VAR.	g_1	t	g_1'	t	SKQ	SKD	g_2	t	g_2'	t	KUQ	
DASH	0.830	25.9	0.674	20.3	0.200	0.200	1.993	31.0	4.16	125.6	0.50	
JUMP	-0.073	-2.3	-0.028	-0.86	-0.083	-0.05	0.787	12.2	3.49	53.6	0.51	
HAND	0.165	5.18	0.147	4.60	0.200	0.09	0.137	2.15	3.02	47.3	0.45	

FEMALE												
VAR.	g_1	t	g_1'	t	SKQ	SKD	g_2	t	g_2'	t	KUQ	
DASH	0.329	6.23	0.212	3.88	0.000	0.076	0.619	5.86	3.07	28.1	0.46	
JUMP	0.101	1.86	0.050	0.09	0.047	0.048	0.663	6.09	3.73	34.3	0.51	
HAND	0.202	3.81	0.165	3.11	0.000	-0.142	-0.03	-0.32	2.84	26.7	0.57	

表一5にはモーメント系、順位系各測度による歪度、尖度の統計量を示すが、年齢(学年)については無視をしたものであり、標本全体に関する統計である。

得られた度数分布を模式的に示すと図一1のようになる。まずいえることはいずれの変数も、極端な分布型すなわち双峰性・凹型の分布をもつことはなく、頂上の突出した分布を示すことである。これは男子、女子いずれの場合も全変数について該当する。

なお走力については、最もすぐれた記録が最小値、最も劣った記録が最大値となることは、他の2変数とは異なる点である。

II. 歪度について

1. g_1 統計量

歪度を示す g_1 統計量は、男子の走力と投力が正の値を示し、跳力が負の値を示した。 g_1 統計量の標準偏差 s と、 g_1 との比は自由度 $n-1$ の t 分布に対応するため、 t 統計量を求めたところ、いずれも有意な

値を示した。したがって、各変数とも歪度は有意なものであると判断できる。

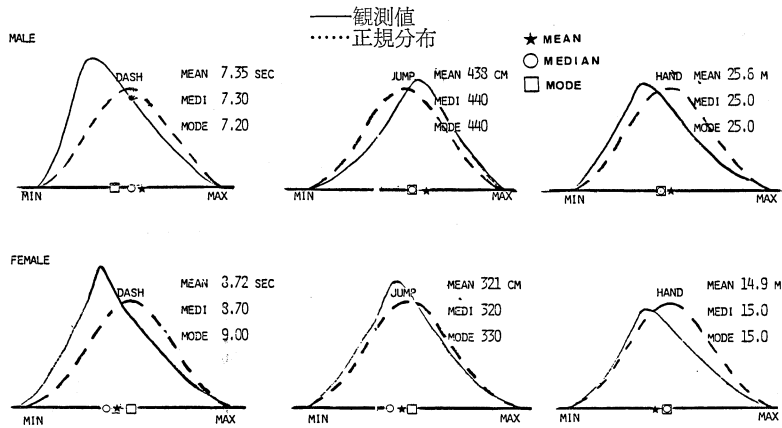
女子の歪度は、男子と異なり、跳力を含めて3変数とも正の値を示した。また、 t 値は $P < 0.5$ の水準で有意なものであった。

素データを用いた場合は歪度 (g_1) は重視すべき大きな値を示すことが、男女ともにいえるが、跳力については男女の間に正負の方向で差がみられることになる。

2. g_1' 統計量

度数分布表から求めた g_1' 統計量は、男子では走力と投力において正の値を示し、女子では3変数とも正の値を示している。したがって先に求めた g_1 統計量とはその方向性 (+, -) においては一致していることになる。

また、男女とも跳力においては t 値が $P < .05$ 水準で有意とはならず、したがって跳力は歪みの点かかえば正規分布しており、歪みはとるにたりないものと考えられることができるようである。



図一： 模式化した度数分布曲線と正規分布曲線

3. 分位系の歪度

男子では走力と投力は正の SKQ, SKD を持ち、跳力は SKQ, SKD ともに負の小さな値を示している。

女子では SKQ は 3 変数とともに小さな正の値を示し、特に走力と投力は小数点以下 3 桁まででゼロに収束している。

SKD も走力と跳力は小さな正の値を示すが、跳力では比較的大きな負の値の値を示している。女子の跳力のみが、SKD と SKQ の間で方向性の違いがあるが、他の 2 変数では SKQ と SKD 間の方向性は一致したものである。

以上のように g_1 , g_1' , SKQ, SKD 各統計量をみても、ゼロに収束するものとしては SKQ の女子の走力、投力があげられ、 g_1 , g_1' 統計量が正規分布と有意に隔たっていないものとしては男女それぞれの跳力をあげることができる。ただし、すべての測度でゼロに収束したり、 t 値が有意でないものは認められない。自由度に多少の増減があるので、測度間の一致度を知ることも難しいが、男女とも測度内の順位を各変数に付した場合、 g_1 , g_2 のモーメント系統計量は定全な順位的一致がみられる。順位系にはこのような点はみられないが、 g_1 , g_2 の順位と SKD の順位が男子では認めることができる。

男子の跳力は、 $g_1 = -0.073$, $g_2 = -0.028$, SKQ = -0.083 , SKD = -0.052 の各統計量を示し、いずれもゼロに最もよく近似する。すなわちほぼ正規分布を示すといつてよい値をとり、基準内の順位からみても最もゼロに近いものである。

女子でもこの跳力が $g_1 = 0.101$, $g_1' = 0.050$ の値

をとっているし、基準内順位は低いものの SKQ, SKD ではゼロに近い値をとっていることが明らかとなった。

ここでとりあげた 3 種の運動能力テストは古くから運動適性の指標として古典的な McCloy や Cureton など欧米の体育学者や日本の研究者の間で用いられてきたものである (松浦 (1969)¹⁹⁾)。しかも、それらの信頼性については、Espenschade らも述べるように、再テストの場合、年齢の高いものほど .85~.90 の信頼性係数²⁾をもつとされているものである。

跳力については中村、松浦 (1970)²¹⁾ が、運動能力の総合得点への貢献度が跳力、走力などにおいて高いことをのべている。

無論ここでの分布型の検討は組テスト作成中での有効性とは次元を異にするものではあるが、分布型が正規であることは種々の多変量解析においても有効な情報を導出すると思われる。

女子の投力の歪度は順位系の SKQ ではゼロに有効桁数 3 桁で収束した。しかし、それ以外の測度系や SKD では歪度は比較的大きく、特に男子の走力などは歪度が相当に有意であることが明らかになった。

跳力と走力・投力の歪度におけるこのような差は一義的に決定することはできない。

III 尖度について

表一 5 中の尖度統計量は個々の測定値 x_i を利用した g_2 , 度数分布表を利用した g_2' の二つのモーメント系のもとの、順位系の $KUQ = (Q_3 - Q_1) / (P_{90} - P_{10})$ とが該当する。ただし $KUQ = \kappa$ は $\kappa = 0.5263$ に収束することが正規分布の条件であり、 $0 \leq \kappa \leq 1$ の値をとり、尖度が大きいほど κ も小になるとされてい

る(池田, 1980)¹³⁾。また g_2, g_2' は $\sqrt{24/n}$ の標準偏差をもって平均ゼロで正規分布に近似できる。

1. g_2 統計量について

男子は投力の $g_2=0.137$ を最小に、以下跳力 $g_2=0.787$ 、走力 $g_2=1.993$ の値を示す。すなわち正の尖りも認めることができる。また t 値によると、投力の t 値は $P<.10$ 水準で有意ではない。通常利用する $P<.05$ では帰無仮説を棄却することはできない。

すなわち、男子の3種の運動能力の分布は正規分布に比してスソが長いことがわかる。

女子では投力のみ負の g_2 値をとるものであり、他の走力・跳力の g_2 値はいずれも小さな正の値を示している。また投力の g_2 値は -0.034 であり、 t 値を求めると $P<.05$ 水準で有意ではない。したがって女子の投力の場合、正規分布に比してスソの長さはとるにたりないものであると考えることができる。他の2種の運動能力は男子に比して t 値ははるかに小さく、正規分布に近い分布型を示すようである。

2. g_2' 統計量について

度数分布表から求めた g_2' 統計量は男子では走力 4.160、跳力 3.488、投力 3.022 と比較的高い正の値を示した。正負の方向性は g_2 の場合と同様であり、基準内順位も走力>跳力>投力の順に高いことも g_2 と一致する。 t 統計量も有意に大きいことは明らかであり、正規分布よりスソの長い点は顕著なものであるということができよう。

女子の g_2 は走力では 3.073、跳力では 3.727、投力では 2.836 となり、 t 検定によると、有意にスソが長いものであると考えられた。 g_2' は、 g_2 と比較すると、大きな値を示すが、 t 値の順位は跳力>走力>投力の順である点は g_2 と異なるものではない。

ただし、投力は g_2 で負であったにもかかわらず、 g_2' では正の値になるという矛盾を示した。この点については検討の余地を残すが、投力がゼロへの収束は最もすぐれたものであったことは明らかである。

3. 順位系尖度について

順位測度系からは KUQ を求めたが、他の測度とは異なり、値は常に正の値をとり、大なるものほど、尖り度は小さくなる。したがって男子では投力>跳力>走力の順にスソは長くなるが、走力ではむしろ逆にスソの短かさが問題となってくる。0.5263 が KUQ の正規分布への収束条件であり、これによると KUQ は跳力が最も正規分布に近似し、以下走力、投力の順に正規分布からはずれる。

g_2, g_2' は男子の場合は投力が最も正規分布に近い値を示していたが、KUQ と g_2, g_2' の対比では順位そのものにも差がみられることになる。

女子の場合も類同の現象を示し、跳力の $\kappa=0.512$ が最も 0.5263 に近く、以下投力がスソの短かさとともに正規分布に近似でき、走力はスソを相当に長くひいていることになる。

女子の基準内順位で正規分布との対応をみると、KUQ では跳力>投力>走力の順に正規分布に近く、 g_2, g_2' では投力>走力>跳力の順で正規分布に近いことがわかる。

とくにモーメント系の尖度については、竹内(1981)が収束の悪さをのべており、「 $n=10^4$ 程度くらいでも正規分布にする近似は不十分」であるとされている²⁰⁾。収束への良否は後にゆずるとして、尖度についての3種の統計量(g_2, g_2', KUQ)はモーメント系の g_2, g_2' 間では順位的一致をみたが、投力の g_2' が負になるという結果に至った。特に g_2' については t 値も極めて大きくなっており、問題を残すことになった。

竹内(1981)²⁰⁾のほか、スネデッカー・コ克蘭(1972)²⁵⁾、あるいは芳賀・橋本(1980)⁴⁾などは Geary 統計量の算出を述べている。いずれにしてもこの統計量も尖度の統計量には相異なる。他の諸基準との関連でこれを求めると表-6 のようになる。

$$G = \sum |xi - \bar{x}| / s / n$$

ここで x は平均値、 s は標準偏差、 n は標本数である。 G の期待値の近似値は正規分布で 0.796 となり、分布が正規分布より裾をひいておれば G の値は小さくなるとされる(芳賀・橋本)⁴⁾。 $n=1000$ で G の5%点は 0.786 となるので、表-6 に照応させると、男女

表-6 GEARYの統計量

	MALE	FEMALE
DASH	0.761	0.787
JUMP	0.778	0.783
HAND	0.798	0.804

ともに走力・跳力が正規分布に比してスソをひいていと判定できる。逆に、投力は 0.80 前後の値をとるので、スソは短いものと考えられよう。したがって女子の場合に限っては g_2 と KUQ、Geary 統計量が同じ傾向を示し、 g_2' のみが異なった結果を示すことになった。

IV 年令別にみた分布型

年令(学年)・性別に運動能力分布の統計量を算出

すると表-7のようになった。すなわち、素データ x_i ($i=1, 2, \dots, n$) を用いた最も基本的なモーメント系統計量 g_1, g_2 を求めた。模式的に示すと図-2のようになる。

これによると男子では投力の歪度が各年齢にわたって小さな正の値を示すが、5%水準で有意なものではなく、したがって投力の場合、歪みはとるに足りないものであるということができよう。

また男子の跳力も16, 17才では有意でない歪度を示すし、15才の g_1 も5%有意点をわずかに越えるにすぎないものである。男子の走力の歪度は各年齢とも比較的高いことがうかがわれる。

このように男子では走力を除く、投力・跳力とも歪みは各年齢とも、余り問題にしなくてよいほど小さなものである。

また男子では走・跳・投力いずれも年齢が進むにしたがい、 g_1 値が増大していく傾向にある。

横山(1978)³⁰⁾は男子の身長歪度が14才以降18才までそれまでの減少傾向から一気に増大すること、女子ではそれが12才から15才頃の時期に相当することを述べている。

本研究で対象としたのは、15才から17才までの短期の年齢区間であるが、さらに対象年齢を増していけばこの知見と類同した傾向が得られるかもしれない。

男子の尖度については投力の g_1 値が年齢の進行とともにゼロに収束する傾向が強い。走力・跳力についてはこうした傾向を一概に認めることはできない。

このように男子の場合、3変数のうちで、投力が最もゼロに収束しやすい点は全年齢を用いた場合でも報告した通りであるが、年齢別に示すとより顕著になるようである。

一方、女子の場合は男子ほどの一貫した傾向は認められない。走力と跳力では15才時で歪度 (g_1)、尖度 (g_2) とともに小さな値をとり、16才時(2年次)で急激にそれが増大した後、17才時(3年次)に再び低下するという変動を示した。

すなわち、走力・跳力ともに歪度は15, 17才時にとるに足りないものであり、尖度も跳力の15才時をはじめ比較的小さいものであることが指摘できよう。

女子の投力は走・跳力と逆に歪みは16才時に最小値を示すが、その前後の年齢では比較的大きい。また尖度は一貫して投力の場合には負の値を示し、17才時に最もゼロに近いものである。

女子の場合にはまた、尖度と歪度との年齢による変動パターンが酷似しており、一つの特徴といえることができる。

横山(1978)³⁰⁾は男子、女子ともに身長の間年増加量および加速度曲線の加速が最大になる時期が、最も分布の歪度が大きくなる maximum positive skewness の時期ともなること、身長の加速度曲線は歪度係数 (g_1') のグラフとうまく合致するものであることをのべている。

本研究で扱った運動能力もさらに年齢を小学生・中学生などの範囲まで拡大すれば、またあらたな対応が明らかになるだろう。

国立大学共通一次テストの総合点について杉浦(1980, 1981)^{26) 27)}はこの分布が正規分布には適合せず、仮に正規分布をあてはめると、700点のところ約1000人にのぼるズレがおこると報告している。その結果、種々の分布が検討され、昭和55年度についてはJohnson SystemのSB分布、54, 56年度では負のWeibull分布を負の方にトランケートしたものが適合

表-7: 年齢別にみた歪度・尖度

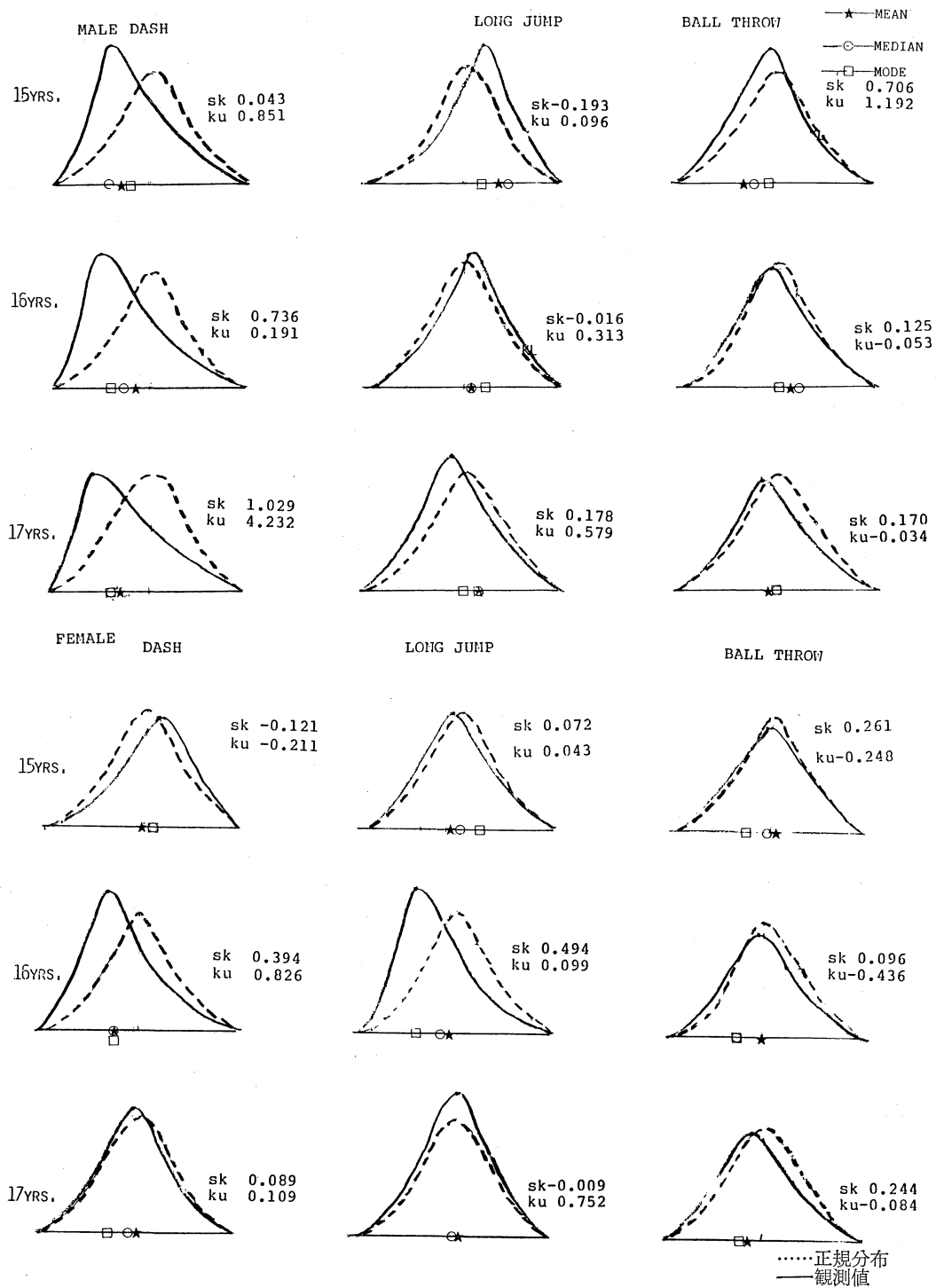
(MALE)	DASH		JUMP		HAND	
	g_1	g_2	g_1	g_2	g_1	g_2
15 YRS.	0.706	1.192	-0.193	0.996	0.043	0.851
16 YRS.	0.736	1.191	-0.0016	0.373	0.125	-0.053
17 YRS.	1.029	4.232	0.178	0.579	0.170	-0.034
(FEMALE)	DASH		JUMP		THROW	
	g_1	g_2	g_1	g_2	g_1	g_2
15 YRS.	-0.121	-0.211	0.072	0.043	0.261	-0.248
16 YRS.	0.394	0.826	0.494	0.986	0.096	-0.436
17 YRS.	0.089	0.109	-0.009	0.752	0.244	-0.084

するとされている^{26) 27)}。

本研究でも各測定系で一貫して正規性が認められたものはまず存在せず、性・年齢別で検討しても歪度な

どが規則的に変動するような傾向も認められた。

皮脂厚についてはまず対数正規が仮定されるようであるが、基礎運動技能の場合、必ずしもそうではな



図一 2 : 年齢・性別の歪度・尖度

い。

吉川・小室(1982)¹⁷⁾は皮脂厚について対数正規分布が成立し、その性質からみて平均値は幾何平均に相当することを考察している。必要によっては種々の変数変換をして正規性を確認することもなければならぬが、畑(1983)は「正常値についての久米・飯塚方式」の採用をあげている。ちなみにこの方式では正規分布にあてはめるための6種の変換が用意されている⁶⁾という。

文部省スポーツテストには対象者全員に対して各種目の判定点(1~20点)を与えている。これを本研究の被験者に適用してみたところ、最頻値は男子では走力10点、跳力7点、投力4点、女子では走力10点、跳力6点、投力5点となった。仮にウエクスラー知能検査の部分得点の採用などがあったとすると、高校生の運動能力は大きく左に偏った分布となることになるであろう。

Plowman and Falls(1978)²³⁾は体力テストについて1.機能低下から高い機能水準までの範囲を測定し、2.適切な身体活動によって改善されうるような素質を測定し、3.体力を適切に判定し、対応するテスト得点の変化による機能的素質の変化を測定すべきものであるとしている。また、動的機能的健康に関係させると、1.循環系機能、2.体組成、3.肢部・腰部の筋骨格機能の領域が測定されるべきであるとしている²³⁾。

競技適性、スポーツ適性を基準とした体力テスト、運動能力テストは古くから行われてきたものであるが、最近の先進工業国における労働の機械化をなどによる筋肉活動の減少、日常生活の省力化、歩行動作の減少などの面からみれば、健康度自体の測定が体力テストなどには含まれるものでなければならぬ。

あるいはスポーツ実施の多様化、循環系の疾患の増加などからみれば体力テストの再考がまたはかられるべきものであろう。

ま と め

コホートと学年に關した2要因計画(8もしくは9コホート×3学年)で収集した高校生の運動能力テストデータ(男子6341,女子2441例)の基本統計量を算出した。

またモーメント系、順位系の歪度、尖度も算出した。

結果は以下のように要約できる。

(1) 全国からの確率的標本の平均を母平均とし、本研究を比較したところ、投力では各年令男女とも有意に劣っていた。

(2) 学年別に年令変化をみたところ、女子の跳力、投力以外では有意な年令差がみられた。

(3) 歪度をみると、正の歪みをもつものが多く、また歪度が有意である場合が多かった。複数の測度系によっているのだから一概にはいえないが、跳力の歪度についてはゼロに近似し、有意でないなど正規性の成立がうかがわれた。

(4) 尖度については、ゼロへの収束は歪度よりも劣り、順位系でも同様であった。また女子の投力のみ負の尖度がモーメント系で得られた。

(5) g_1 統計量によると、年令別でも男子の投力および跳力の歪みはわずかなものであった。また g_1 統計量は走・跳・投力とも年令とともに増大していく傾向があった。

(6) 女子の場合には尖度と歪度との年令による変動パターンが酷似していた。

文 献

- 1) キャンベル, R. C. : 生物系のための統計学入門 (石居進訳), 培風館, 1970 : Pp.266.
- 2) Espenschade, A., and H. Eckert : "Motor Development," *In Science and Medicine of Exercise and Sport* (Johnston and Buskirk Ed.), Harper & Row, N. Y., 1974 : 322~333.
- 3) 福田 学 : 「皮脂厚による学童肥満の判定基準に関する統計学的研究」, 民族衛生 42(4) : 175~192.
- 4) 芳賀敏郎・橋本茂司 : 統計解析プログラムの基礎, 日科技連, 1980 : 187~196.
- 5) 畑栄一, 宮下充正 : 「身体諸変量(血液成分)の正規性検定」, 日本体育学会大会号, 1980, p.564.
- 6) 畑 栄一 : 「臨床検査正常値と健康状態の把握」, 体育の科学33(1) : 47~51, 1983.
- 7) 波多野義郎 : 「運動能力テストの意味するもの」, 体育の科学23(2) : 93~96, 1973.
- 8) 林知己夫 : 「医学方面における統計的方法の使い方について」, 公衛誌20(2) : 55~59, 1973
- 9) 林知己夫 : データ解析の考え方, 東洋経済新報社, 1977 : 159~171.
- 10) 林知己夫 : 数量化の方法, 東洋経済新報社, 1977 : 156~180.
- 11) 肥田野直, 瀬谷政敏, 大川信明 : 心理教育統計学, 培風館, 1961 : 60~67.

- 12) 池田央：行動科学の方法，東大出版，1971：77～97.
- 13) 池田央：統計的方法 I，新曜社，1976：54～76.
- 14) 石居進：生物統計学入門，培風館，1975：pp.288.
- 15) 開原成允：「計量医学の基礎としての医療情報処理」，数理科学14(1)：56～60，1976.
- 16) 吉川和利，小宮秀一：「発育発達研究における実験計画の動向(1)」，体育の科学30(1)：60～65，1980.
- 17) 吉川和利・小室史恵：「皮下脂肪厚分布型の検討」，健康科学4：25～33，1982.
- 18) Kowalski, C. J. and G. Guire：“Longitudinal Data Analysis,” *Growth* 38：131～169 1974.
- 19) 松浦義行：「運動能力の因子構造」，不昧堂，1969，p. 358.
- 20) 文部省：昭和56年度体力・運動力テスト調査報告書，1982.
- 21) 中村栄太郎，松浦義行：「基礎運動能力組テストの作成と基礎運動能力指数—高校男子のための試案一」，体育学研究14(4)：215～222：1970.
- 22) 大島正光：「分布—医学的分野における—」，行動計量学3(1)：58～64，1975.
- 23) Plowman, S. A. and H. B. Falls：“AAHPER YOUTH FITNESS TEST—How Fit? and For What?—”，*JOPER* Nov/Dec：22-24，1978.
- 24) Shephard, R. J.：Physical Activity and Aging, Croom Helm, London, 1978：20～23.
- 25) スネデッカー，G. W.，W. G. コ克蘭：統計的方法第6版（畑村・奥野・津村訳），岩波書店，1972：pp.546.
- 26) 杉浦成昭：「共通一次試験総合得点に対する分布のあてはめ」，応用統計学9(2)：95～116，1980.
- 27) 杉浦成昭：「共通一次試験総合得点に対する分布のあてはめII」，応用統計学10(1)：39～52，1981.
- 28) 竹内 啓：「確率分布計算のいくつかの問題をめぐって—正規性の検定—」，*bit* 13(1)：90～91，1981.
- 29) 柳井晴夫・三宅章彦：「計量医学の手法と関連文献」，数理科学14(1)：61～68，1976.
- 30) 横山泰行：「青少年の身長に正規性に関する研究—統計量正規性検定法による—」，体育学研究24(3)：209～216，1979.