成分空間による発育発達の実格 の発育について（第一報）

田村喜弘* 松浦義行* 大山良徳*
八木保* 中村栄太郎* 吉岡文雄**
日比野朔郎*** 北村栄美子****

（昭和47年1月12日受付）

Analysis of Growth and Development in Component Space : On Growth of Physique (Vol. 1)

Yoshihiro Tamura, Yoshiyuki Matsuura, Yoshinori Ohyama Tamotsu Yagi,
Eitaro Nakamura (Kyoto University)

Fumio Yoshioka (Kyoto Women's College)

Sakuro Hibino (Kyoto Municipal University)

Emiko Kitamura (Khoka Women's College)

発育発達は多くの側面をもっているが、それらの諸側面が相互に関連し合いつつ発育発達の過程が展開されるのである。発育発達現象を現象に忠実に分析してゆくには現象のもつあらゆる側面を測定し、この測定変数間の関連性を考慮しつつ、測定変数全体を同時空間の中で取り扱い、経時的变化を考察する事がより有効な方法と考えられる。この立場に立って、測定変数の数に等しい次元の変数空間での考察に直観的考察の利点を生かすため主成分分析を適用して、第1、第2主成分を直交軸とする2次元成分空間をn次元変数空間の近似空間として、この成分空間で発育発達現象を考察する方法を工夫した。この方法を農村地域小学校児童標本に適用し、体格の発育を成分空間における各学年別に95%の所属楕円の経年的变化を考察することによってアプローチした。

The human growth and development has various aspects which are more or less associated with each other. In order to investigate this process of growth and development more precisely, these various aspects must be treated as the associated attributes in the same space. Now, let $\mathbf{X}$ be the measure vector ($X_1, X_2, X_3, \dots, X_n$), $\mathbf{X}$ can be expressed as a point in the n dimensional variable space. Testing the difference between the mean vectors of two groups in different growth levels is much more efficient than testing the one between the mean values of measures, separately. However, the n dimensional space can not be observed intuitively, so it may restrict the observation. For the purpose to observe the n -dimensional phenomenon intuitively, the two-dimensional component space was approximated to the n dimensional variable space. In order to extract the two components, principal component analysis was applied and, the first and the second principal component were used. Then, $(\mathbf{C} - \bar{\mathbf{C}})\mathbf{V}^{-1}(\mathbf{C} - \bar{\mathbf{C}})' = \lambda^2(\beta)$ expresses the $\beta\%$ probability ellipse in the component space, where $\bar{\mathbf{C}}$ stands for component score vector, $\mathbf{C}$ the mean vector of component score and $\mathbf{V}$ the variance covariance matrix of component score in each grade group, so the ellipse of each grade group was computed and drawn in the two dimensional component space. The change of ellipse area, position and the overlapping area between the ellipses of different grade groups were investigated. This approach can not be applied to all the situations. If considerable portion of total variance can be explained by these two components, this technique can be successfully applied.

Then, this technique was applied to investigate the physique growth of elementary school sample in some rural area in Kyoto. Then, several interesting findings were extracted, such as described in this paper.

(Tamura, Y., Matsuura, Y., Ohyama, Y., Yagi, T., Nakamura, E., Yoshioka, F., Hibino, S., and Kitamura: Analysis of Growth and Development in Component Space: On Growth of Physique (Vol. 1): *Research Journal of Physical Education*, Vol. 16, No.5, February, 1972, pp. 291~298.)

* 京都大学 ** 京都女子大学 *** 京都府立大学 **** 光華女子大学

發育発達諸属性は相互に独立に發育発達の過程を経てゆくものではない。むしろ、相互に関連し合いながら変化してゆくものである。發育発達現象をより現実に忠実に考察しようとするれば、諸属性間の関連を考慮せねばならないことは明らかであろう。この諸属性間の関連を考慮しつつ属性の経時的変化を考察する事が必要である。

I. 研究方法の理論的根拠

發育発達諸属性を $X_1X_2X_3\cdots X_n$ とし、この n 個の属性を個人について測定を実施したとすれば、個人 X は $(X_1X_2X_3\cdots X_n)$ なる n 次元ベクトルであらわされる。又この個人は n 次元変数空間の点であらわされる。したがって、同一年令、同一性の個人点の n 次元空間における集合を考える時、異なる年令段階の個人点の集合の経時的変化を考察することが可能になる。従来、いわゆる異なる發育段階の属性平均値の考察をもって多くの發育発達研究がなされて来たが、この論理をとりあげた属性変数の数に等しい次元の変数空間に拡張して考察しようとするのがこの論文の立場である。さて、 $X=(X_1X_2X_3\cdots X_n)$ において、

$$f(X_1X_2X_3\cdots X_n) = \frac{|V|^{-\frac{1}{2}}}{(2\pi)^{\frac{n}{2}}} \exp\left\{-\frac{1}{2}(X - \bar{X})V^{-1}(X - \bar{X})'\right\} \cdots \cdots (1)$$

が成立つと仮定する。ここで、 V は X の分散共分散行列、 $\bar{X}=(\bar{X}_1\bar{X}_2\bar{X}_3\cdots\bar{X}_n)$ で平均値ベクトルとする。すなわち、 $X_1X_2X_3\cdots X_n$ は多次元正規分布に従うとするのである。この時、2次形式 $(X - \bar{X})V^{-1}(X - \bar{X})'$ は自由度 n の X^2 分布に従う。^{*1} また $(X - \bar{X})V^{-1}(X - \bar{X}) = C$ と任意のスケラーに等しいとおくと、これは n 次元空間における楕円体をあらわす。^{*2} かつこれが自由度 n の X^2 分布に従うことから、 X^2 分布表より、確率 β 、自由度に對立する X^2 の値を $X^2(\beta)$ とし、 C と置きかえると、

$$(X - \bar{X})V^{-1}(X - \bar{X}) = X^2(\beta) \cdots \cdots (2)$$

となり、この楕円体の内部には母集団の $100\beta\%$ のものが属する確率楕円体をあらわす。したがって、 n 次元変数空間において、各年令段階別に、又は發育段階別に(2)の楕円体を描く事が出来る。

この楕円体の経時的変化を考察する事がより現実に近い形での考察といえることができるであろう。しかし、残念な事は $n \geq 3$ の場合は可視的には描きにくい、描けないという点である。したがって、 n 次元変数空間で楕円体の変化を考察するには、楕円体の方程式の変化を考察する以外に方法はない。これは数学的厳密性の上からは好しいが、時として直観的考察の利点を失しなわしめ、考察をせざるを得ないこともある。この問題の解決のため、分散共分散 V を成分 (component) に分解し、第1、第2成分をもって n 次元変数空間の近似空間を作り、この2次元成分空間で前述の理論を適用することができるであろう。今 $x_i = X_i - \bar{X}_i$ とすれば、成分は^{*3}

$$C = a_1x_1 + a_2x_2 + \cdots + a_nx_n \quad (3)$$

なる。変数の1次式であらわされる。したがって、 $x_1x_2x_3\cdots x_n$ が $N(0, V)$ に従へば、 C も又正規分布に従う訳であるから、^{*4}

$$C_1 = a_{11}x_1 + a_{21}x_2 + \cdots + a_{n1}x_n \quad (4)$$

$$C_2 = a_{21}x_1 + a_{22}x_2 + \cdots + a_{2n}x_n \quad (5)$$

を、第1、第2成分とし、かつ、 C_1C_2 が独立であるように抽出すれば、 n 次元変数空間を2次元成分空間で近似することができ、かつ (C_1C_2) 平面は可視的である。そこで、 (C_1C_2) 平面の n 次元変数空間への近似度を高めるには V の出来るだけ多くの量を C_1C_2 2成分をもって説明できるように、 C_1C_2 を抽出すればよい。したがって、 C_1C_2 は互に直交で、かつ V の出来るだけ多くの量を説明するという要請に答えるため、 C_1C_2 に第1主成分 (first principal component) と第2主成分 (second principal component) をもってする事にすればよいであろう。すなわち、 V に主成分分析 (principal component analysis) を適用し、第1、第2主成分を抽出すればよいということになる。

*1. Anderson, T. W.; Introduction to multivariate statistical analysis, John Wiley Sons, Inc. 1958 p.54

*2. Anderson, T. W.; Introduction to multivariate statistical analysis, John Wiley Sons, Inc. 1958 p.55.

*4. Wilks, S.S.; Mathematical statistics, John Wiley Sons, Inc. 1968. p. 168.

*3. $x_i = X_i - \bar{X}$

しかし、近似度がどの程度であるかは、この2つの成分の全分散に対する貢献度をもって検討しておく必要はある。

さて、第1, 第2主成分は、(4), (5)式の通りであるから、 $x_1, x_2, x_3, \dots, x_n$ の値を代入すれば、個人の C_1, C_2 値、主成分値を求める事が出来る。各発育段階毎に C_1, C_2 値の平均値、 C_1C_2 の分散共分散行列を求め、それらを $\bar{C}=(\bar{C}_1, \bar{C}_2)$, V_c とすれば、

$$(C-\bar{C})V^{-1}(C-\bar{C})' \quad (6)$$

は自由度2の X^2 -分布に従う。したがって、 X^2 -分布表より、自由度2、確率 β の X_2 の値を求め $X_2(\beta)$ とすれば

$$(C-\bar{C})V^{-1}(C-\bar{C})=X^2(\beta) \quad (7)$$

(7)式は (C_1C_2) -2次元成分空間における $100\beta\%$ の確率楕円をあらわす。今、 $\beta=0.95$ とすれば(7)式は主成分値母集団の95%が含まれる確率楕円をあらわす。これを95%の所属楕円と呼ぶことにする。母集団の95%が所属する楕円であれば、この楕円であれば、この楕円を各発育段階について、 (C_1C_2) -2次元平面に描けば2次元平面にて、可視的に発育発達の様相を考察することができる。この方法の鍵は C_1, C_2 で全分散のどの程度説明できるかという点である。

II. 標 本

1970年から発育発達研究の一貫として小学校児童を対象として農村地域から小学校を抽出し、農村地域児童の体格、身体機能、運動能力の発育発達の様相を明らかにしようと4年計画で続行中である。この農村は京都府舞鶴市Y小学校で、児童の家庭の65%が農業を家業とする地域である。舞鶴市とはいえ、市の中心とは由良川をはさみ、峠を一つ越さねばならず、地理的には市内とはいえない。標本の大きさは第1表の通りで、各学年1組編成の小標本である。

III. 検査・測定項目

体格；身長、体重、胸囲、座高、下肢長、上腕囲、皮脂厚（上腕部）

身体機能；肺活量、坐位脈拍、運動後脈拍、血圧、握力、背筋力、片足連続跳、懸垂

第1表 標本の大きさ

学年 性	1	2	3	4	5	6	計
男 子	15	16	17	19	14	14	95
女 子	13	12	17	21	20	11	94
計	28	28	34	40	34	25	189

(筋持久力)

運動能力；立位上体前後屈（柔軟度）、サイドステップ（敏捷性）、立巾跳（瞬発筋力）、50m走（スピード）、ソフトボール距離投（身体協調能力）、

以上の計22項目を1970年7月初旬に測定を実施した。

IV. 考 察

体格について考察をすすめる。第2表は体格6項目の性別・学年別平均値である。第2表の各学年間の差異を項目別に検討すると、第2表の*印が示すように必ずしも全項目が1年ちがいの学年相互の間に有意の差異が見られるとは限らない。すなわち、男子1年と2年の間では長育に関して有意な差異がうかがえるが、巾育の間には見られない。2年、3年の間では全項目で有意な差異がうかがえる。3年、4年の間には全項目について有意な差異がうかがえない。しかし、4年と5年、5年と6年の間では全項目について有意な発育がうかがえる。女子については第2表の*印が示す通りである。概して、高学年になるほど有意な差異を示す項目が増加する傾向がある。すなわち、体格の多くの面で有意な差異を示すようになるといえるようである。

さて、第2表の学年別、各項目別平均値を各学年の平均値ベクターと考えると、体格発育の有意性をこの6次元ベクターの差異の検討をもって考察すれば第3表の通りである。

第3表中、有意な差異の認められないものは男子の3年と4年のみである。これは、第2表で全項目にわたって有意差が認められなかった事からもうなづける。しかし、男子の1年と2年の間では長育変数にのみ有意差が認められ巾育では有意

第2表 体格6項目の平均値と標準偏差

性別	学年	項目	1	2	3	4	5	6
男子	身長	{	116.7*	121.0*	128.5	129.5*	136.4*	141.4
			4.2	3.4	4.2	6.0	2.9	6.5
	座高	{	65.7*	67.6*	70.2	70.5*	74.2*	76.5
			2.0	1.9	2.3	2.8	1.5	3.6
	下肢長	{	60.6*	64.0*	68.1	69.3*	73.6*	76.1
			2.9	2.7	2.8	4.1	2.4	3.4
	体重	{	20.4	21.4*	25.3	25.9*	30.1	34.5
			2.1	1.6	2.9	2.7	3.7	5.2
	胸囲	{	58.2	58.7*	61.3	62.1*	65.6*	67.4
			2.5	2.0	2.7	2.2	4.1	4.5
	上腕囲	{	16.9	17.4*	18.6	18.7*	19.7*	20.8
			1.6	0.9	1.3	0.7	2.1	1.5
女子	身長	{	115.1*	119.8*	124.3*	129.2*	136.1*	143.2
			3.1	5.3	5.5	5.5	5.0	4.4
	座高	{	64.8	65.8	68.3*	70.4*	74.0*	76.8
			2.1	3.6	3.4	2.5	2.7	3.0
	下肢長	{	59.0*	62.5*	65.2*	68.8*	73.1*	77.2
			2.0	3.6	3.1	4.1	3.1	2.4
	体重	{	19.4*	21.8	23.3*	26.0*	28.7*	33.9
			1.6	2.0	3.0	4.3	3.4	4.0
	胸囲	{	55.6*	57.6	58.6	60.3*	63.4*	67.2
			1.9	2.2	2.8	3.3	3.8	3.1
	上腕囲	{	16.2*	17.9	17.9	19.2	19.1*	20.2
			1.1	0.9	1.1	1.5	1.2	1.4

(注) 1. 各項目欄の上の数が平均値, 下の数が標準偏差.

2. * となりの学年と有意差が見られるもの, $\alpha=0.05$

な差異が認められなかった, 又, 女子の2年と3年の間では身長, 下肢長の2項目にしか有意な差異が認められないが, 6項目をベクターとして体格全体として各項目間の関連(相関)をも考慮して検討すると, 第3表の如く1年間の発育は有意差となっておりあらわれている。(男子3年と4年の間の例外があるが), 第2表, 第3表の考察は平均値による考察であって各学年集団内の個人差, すなわち, 集団内分散を十分考慮しているとはいえ

ない。これは, 平均値ベクターは6次元空間の点である。したがって, 6次元空間における点の集合を点で代表させて比較しているのがこれまでの考察の主要な方法である。ここで, II節で述べた理論を適用して成分空間で集団を2次元成分空間における平面として比較考察する。

さて, 体格6項目間の6学年をプールした相関行列は第4表の通りである。

この相関行列に主成分分析をほどこし, 得らざ

第3表 各学年相互間の平均ベクターの差異の検討

性	学年 学年	1	2	3	4	5	6
男 子	1		23.33*	50.94*	47.27*	79.72*	69.16*
	2			28.67*	33.76*	66.00*	54.49*
	3				3.39	36.53*	29.74*
	4					21.84*	27.31*
	5						13.11△
女 子	1		17.24*	33.59*	54.18*	77.13*	78.54*
	2			10.56△	22.48*	42.24*	49.80*
	3				28.02*	47.82*	52.51*
	4					32.86*	44.07*
	5						19.71*

表中の数値は x^2 の値.

$x_0^2(df=6, \alpha=0.05)=12.59$, $x_0^2(df=6, \alpha=0.01)=16.81$

(注) * ; $\alpha=0.01$ で有意差あり.

△ ; $\alpha=0.05$ では有意差が認められる.

第4表 体格6項目間の相関行列

変数	1	2	3	4	5	6
1		0.956	0.987	0.900	0.779	0.728
2	0.933		0.911	0.908	0.798	0.755
3	0.975	0.881		0.869	0.751	0.662
4	0.905	0.863	0.874		0.913	0.907
5	0.828	0.795	0.803	0.935		0.873
6	0.711	0.659	0.687	0.877	0.828	

上半分三角形; 男子.

下半分三角形; 女子

た第1, 第2 主成分を求め, C_1, C_2 の一次式を求め, 直観的考察をより容易にするため, 成分軸を直交回転して, 成分が解釈できるようにしたものが第5表の通りである.

例へば, 男子の第1成分軸の方程式は,

$$C_1 = 0.894x_1 + 0.828x_2 + 0.914x_3 + 0.643x_4 + 0.467x_5 + 0.352x_6$$

$x_1, x_2, \dots, x_6$ は, 身長, 座高, 下肢長, 体重, 胸囲, 上腕囲の標準得点である. この場合, C_1 は身長, 座高, 下肢長により高い負荷量を示している

第5表 回転後の成分負荷量

変数 α	男 子		女 子	
	C_1	C_2	C_1	C_2
1	0.894	0.441	0.886	0.445
2	0.828	0.506	0.877	0.395
3	0.914	0.375	0.878	0.418
4	0.643	0.749	0.655	0.737
5	0.467	0.837	0.569	0.763
6	0.352	0.911	0.329	0.919

事からこの成分を長育軸, これに対し, C_2 は中育軸と解釈する事が出来る. この事柄は女子の場合も同様である. さて, 各学年毎に, 個人の測定値の標準得点を $x_1, x_2, \dots, x_6$ に代入し, C_1, C_2 の値を求め, 各学年毎に $\bar{C}_1, \bar{C}_2$ の平均値を求めると第6表の通りである, これが各学年95%所属楕円の中心である. これを中心として,

$$(C - \bar{C})V_e^{-1}(C - \bar{C}) = X^2 \quad (\alpha=0.05)$$

を描いたもの, 第1図が男子, 第2図が女子の場合である.

さて, C_1, C_2 軸による6次元変数空間の近似度

第6表 成分平均値 (各学年楕円の中心)

性 学年	男 子		女 子	
	$\bar{C}_1$	$\bar{C}_2$	$\bar{C}_1$	$\bar{C}_2$
1	-4.678	-3.992	-5.087	-4.414
2	-3.103	-2.871	-3.181	-2.357
3	-0.341	-0.369	-1.701	-1.533
4	0.064	-0.053	0.418	0.555
5	3.225	2.824	2.935	2.226
6	5.432	4.950	5.976	5.048

第7表 成分の貢献度 (%)

成 分	男 子		女 子	
	C_1	C_2	C_1	C_2
C_1	51.26		53.10	
C_2		44.71		41.64
計	95.97		94.74

第1図 男 子

を全分散に対する貢献度で評価すれば、第7表の通り、 C_1 C_2 の両成分で男子の場合が95.97%，女子の場合が94.74% 説明されていることを意味する。したがって空間の近似度は高いといえよう。

さて、第6表の各学年の成分平均値（学年セントロイド）を考察する限りでは、男女ともに、ほぼ C_1 C_2 軸に対して45°の角をなす、 $C_1=C_2$ 直線よりやや勾配の小なる直線上に並んでいる。すなわち、体格は全体として線型的に发育している

と思われるが、両性とも $C_1 > C_2$ の傾向がわずかであるが伺われる。すなわち、長育に対し巾育のほうが発育にやや劣る点になるのではないかと推測される。ここで、各学年集団内の個人差（分散）を考慮して、 $(C - \bar{C}) V_c^{-1} (C - \bar{C}) = X^2$ ($\alpha=0.05$, β

第2図 女 子

第8表 学年所屬楕円の共通領域の割合 (男)

	1	2	3	4	5	6
1	100 (35.5)	64.5				
2	57.3	100 (16.2)	9.6	16.9		
3		74.5	100 (25.2)	100		
4		47.1	35.9	100 (2.6)	14.4	
5				14.0	100 (36.7)	50.3
6					44.0	100 (66.0)

$=0.95$)にそれぞれ各学年集団の $\bar{C}$, V_c を代入して楕円の方程式を求め、それを $(C_1 C_2)$ 空間に描いたものが第1図 (男子), 第2図 (女子) の場合である。第1図では、第3表が示すように学年変数平均ベクターの差異は多くの学年相互間で有意であったが、その有意が意味するところは、1年と2年の間と、1年と3年、1年と5年等の間では異っているといわねばならない。すなわち、1年生と2年生の間には確かに学年セントロイドの間

第9表 学年所属楕円の共通領域の割合(女)

	1	2	3	4	5	6
1	100 (43.2)	56.8	3.7			
2	49.0	100 (27.4)	30.6	25.9		
3		29.1	100	47.0	7.8	
4		29.0	61.5 (2.87)	100	30.1	21.0
5			7.0	37.5 (7.3)	100	66.1
6				23.5	59.4 (40.5)	100

には大きな距離が見られるが、学年集団内における個人の散らばりを考慮すると1年生の可成りのものが2年生と同様の体格をもっているといえよう。しかし、1年生と3年生となると体格は全く異なり、3年生は全員が1年生とは異った体格にまで発育していると推測できる。しかし、この標本からは3年生全体が4年生の楕円の中にすっぽり含まれている事は3年生と4年生は体格上はほぼ同じ程度の発育を示していると推測され、4年生と5年生とでは同じ体格をもつ者の割合は大きくはない。このように各学年とも他学年と同じ体格をもつ個人がそれぞれ存在する訳で、その同じ体格をもつ者の割合を楕円の面積から推測すれば第8表の通りである。第8表でかっこの数字はその学年の独自の領域の割合である。第8表から、1年生の64.5%が2年生と同じ体格をもち、2年生の57.3%が1年生と同じ体格をもっている。

しかし、1年生は3年生以上とは全く同じ体格をもつ者は、いないようで、2年間の発育は集団全体に有意な発育をもたらすようであると推測できる。2年生は上の3年、4年生の体格と類似した体格をもつ者の割合は比較的少く、又3年、4年生は全く同じ体格の発育段階にあり、5、6年生とは4年生の14.4%が5年生と類似するに過ぎない。5、6年生は5年生の50.3%、6年生の44.0%が同じ体格をもつ者がいるが、他学年と同じ体格をもつ者の割合は5年生の14%が4年生と同じ体格をもっているにすぎない。以上の考察から、1年と2年、3年と4年、5年と6年とこの標本から推測する限りでは、小学校児童は体格発育の面で3つの段階に分類出来るのではないかと思われる。^{*5} 第9表は女子の場合であるが、1年生の

第3図 1年上の学年と同じ発育段階にある者のその学年集団に対する割合

第4図 筋力(男子)

56.8%が2年生と、2年生の30.6%が3年生と、3年生の47%が4年生と、4年生の30%が5年生と、5年生の66.1%が6年生とそれぞれ1年上の学年と同じ体格をもつ者が存在する。逆にいえば、2年生の49%、3年生の29.1%、4年生の61.5%、5年生の37.5%、6年生の59.4%が1年下の学年と同じ体格をもつ者がいると推測される。

^{*5} この事は第3図の1年上の学年集団と同じ体格をもつ者のその集団に対する割合の経年的変化の図からより明らかになる。

男子ほど顕著ではないが、1年と2年、3年と4年、5年と6年で同じ体格をもっている者の割合が2年と3年、4年と5年の間で同じ体格をもっている者の割合より大である。これは第3図から更にはつきりするであろう。したがって、女子でも、1年と2年、3年と4年、5年と6年とが体格の面でよく類似した発育段階にあると推測できる。

以上が、体格6変数を手がかりとして成分空間における各学年の発育状況の考察である。主題でないが、男子筋力についても同様な考察をしてあるので付記しておこう。成分平均値は、体格の場合と同様 $y=ax(a<1.0)$ の直線上に並んでいる。かつ、 C_1 は握力、 C_2 は背筋力成分と解釈されるから、わずかではあるが握力の発達が背筋力の発達をうわまわりつつ筋力の発達が進んでゆくと推測される。かつ、各楕円の共通領域を見ると、やはり1年と2年、3年と4年、5年と6年の共通領域の割合が、2年と3年、4年と5年との共通領域の割合より大である。この考察から筋力でも、1年と2年、3年と4年、5年と6年が類似した発達段階にあると推測される。これは学年成分セントロイドの距離を見てもうなづけるところである。筋力の場合、 C_1 (握力) が全分散の55.672%, C_2 (背筋力) が41.76%を説明しており、計97.43%を説明している。この意味からこの次元成分空間は3次元変数空間の適切な近似空間といえるであろう。

VI 結論及び討論

以上、発育発達現象を考察するにあたって、発育発達諸属性は相互に関連し合って発育発達の過程を経てゆくものであるという作業仮説の上に立って、属性相互間の関連を考慮しつつ発育発達を考察するのに方法の厳密性と考察の直観的利点をも考慮して、成分空間を応用する工夫をして見た。その結果、標本が小さく、かつ農村地域の標本であるので、考察された結果を一般化する事は出来ないであろうが、従来の平均値の比較によっては考察できない点が考察できる。すなわち、平均値で有意な差異が認められる集団間でも同じ体格をもつ者が相互の集団に何割かつづいるという事、

又、体格の発育段階として、1年と2年、3年と4年、5年と6年がほぼ同じ段階に存在する事、長育の発育が中育の発育よりややまさっている事、各学年セントロイドがほぼ線型的な発育傾向を示している事がここで推測出来る事柄の概要である。平均値の差異の検討は分散のみしか考慮しないが平均値ベクターの検討は分散共分散を手がかりとする点より現象には忠実であろう。この忠実性を可視的にという要請を加味して抽象し、再び分散共分散を考慮して現象への忠実性を増し、考察せんとするのが、ここで工夫した方法原理である。しかし、この方法は、第1主成分、第2主成分でどの程度、全分散が説明できるかという点に適用の限界がある。体格の場合、筋力の場合のように90%以上もの全分散が説明される場合には有効な方法であるが、説明できる割合が少い場合には適切ではないといえよう。その場合には discriminant space で考察するのが適当であろう。

さて、ここでは体格を中心に考察したが、今後、運動能力、身体機能等を多次元的に取りあげて考察する事にしている。しかし、すでに述べたように、運動能力のように相互に相関の低い変数を同時に考察しようとする場合にはこの方法の限界を越える危険がある。資料の整理、計算は京都大学大型計算機センター FACOM230—60 によって行なわれた

参考文献

- 北川敏男編 多変量解析論 共立出版1966年 pp. 8～9.
- Anderson, T. W.; Introduction to multivariate statistical analysis, John Wiley & Sons, Inc. 1958, p. 54, p.55
- Wilks, S. S.; Mathematical Statistics, John Wiley & Sons, Inc. 1968, p. 168
- Tanner, J. M.; Growth at Adolescence, Blackwell Scientific Publications pp. 1～27, pp. 40～54.
- 松浦義行 行動科学における因子分析法, 不昧堂 印刷中 第6章 判別分析.
- Inoue, T. & Shimizu, M.; Physical and Skeletal Growth and Development of Japanese Children, The Japanese Society for the Promotion of Science, 1965. pp.17～79.