

## 身長体重指数について

太田 俊夫

(昭和55年9月1日受理)

### Weight-height indices

Toshio ONTA

(Received September 1, 1980)

#### I 緒 言

小児の身体計測値を組みあわせてつくられる指数の種類は少なくないが、そのうちもっとも簡単なものは身長と体重を組みあわせたものであり、とくに体重÷身長<sup>n</sup>で表わされる指数は、体型指数として、あるいは栄養指数としてひろく用いられている。この式で  $n=2$  のものが乳幼児の栄養状態を判定する際に用いられる Kaup 指数(以下指数  $K$  とする)であり、 $n=3$  のものが学童の栄養状態を判定する際に用いられる Rohrer 指数(以下  $R$  指数とする)であることは周知のとおりである。筆者は、学童の栄養状態を表わす指標として好んで用いられる  $R$  指数が、何故乳幼児の栄養状態の指標となり得ないのかについて、かねてから関心をもっていたが<sup>1)</sup>、今回、身長別体重基準値を検討する過程で興味ある知見を得たので、報告する。

#### II 研究方法および研究結果

文部省から毎年発行される学校保健統計調査報告書には、年度によって男女別、年齢別に身長別体重の平均値が記載されている。このうち昭和43年度<sup>2)</sup>については6歳から14歳までであるが、昭和45年度<sup>3)</sup>、昭和46年度<sup>4)</sup>、昭和52年度<sup>5)</sup> および昭和53年度<sup>6)</sup> においては5歳から17歳までの身長別体重平均値が記載されているので、これらを研究材料として用いた。

身長(以下  $H$  とする)と対応する体重平均値(以下  $W$  とする)の関係を表わす式、すなわち  $W=f(H)$  にはいく通りも考えられるが、 $K$  指数や  $R$  指数のもつ性質を分

析するためには、 $W=H^a \times b$  という関係式における  $a$  を  $b$  を求めることが必要である。この式における  $a$  と  $b$  を求めるには、まず  $\log W = a \times \log H + \log b$  という形に変換するのが通常であるが、それから先の処理には次のようないくつかの方法が考えられる。

#### 1. 回帰方程式法 A (以下 A 法とする。)

これは回帰方程式  $y=ax+b$  における回帰係数  $a$  と  $b$  を求めると同じ方法で、さまざまな  $H$  と  $W$  の組み合わせにおいてこの関係式が成立する  $a$  と  $b$  を、最小自乗法によって求めるものである。この際、 $H$  はそれぞれの年齢において頻度の高い順にえらばれた20階級の身長を、 $m$  単位で表わした数値とし、同じく  $W$  は対応する体重平均値を  $kg$  単位で表わした数値とする。この20階級に含まれる児童生徒数が、調査対象者総数の中に占める百分率を昭和53年度の資料について計算すると、表1のA欄に示す通り、11歳~14歳の男と10歳~11歳の女の場合がやや低いほかは、すべて90%以上であって、第2急進期の発現時期に個人差が多いことを示している。

表2は、昭和53年度の資料からこの方法によって求められた  $a$  と  $b$ 、および  $H^a \times b = G$  から計算される  $G$  と  $W$  の差が比較的大きい場合が、20組のなかにどれほどあるかを示したものである。この表から明らかなように、 $a$  の値には年齢によるちがいがかなり顕著であって、男女いずれにおいても年齢が高くなるとともに大きくなっている。しかし13歳(女)あるいは14歳(男)から再び小さくなり、17歳では男女とも5歳の時より低い値となっている。なおこの表において、不一致数 I とは  $W$  と  $G$  の差が  $G$  の 0.5% 以上であるもの、II は同じく 1.0% 以上であるものの数を、III は20階級から小さい側と大きい側をそれぞれ5階級除いた残りの10組の  $G$  と  $W$  の組みあ

表 1 頻度の高い20の身長階級が占める% (ア) とその中央の10階級が占める% (イ)

昭和53年度

区 分	ア		イ			
	年 齢	性	男	女		
5			96.9	96.9	71.3	72.8
6			96.2	95.8	71.7	70.7
7			95.5	95.4	68.6	68.8
8			94.9	93.7	67.0	65.5
9			93.6	91.7	63.7	60.3
10			90.8	87.4	61.0	55.0
11			87.0	85.9	55.7	53.0
12			79.9	91.2	47.2	60.6
13			79.1	94.1	46.2	66.0
14			85.7	95.2	55.0	68.5
15			91.1	95.3	61.7	67.7
16			92.5	95.5	63.3	67.6
17			93.0	95.4	63.1	69.4

せのうち、その差がGの0.5%以上であるもの、IVは同じく1.0%以上であるものの数を表わしているが、13歳男や17歳男の場合のようにきわめてよく一致しているものがある反面、過半数が0.5%以上である場合が決して少なくない。

2. 回帰方程式法B (以下B法とする.)

これはA法と同じ回帰方程式法であるが、HはA法の場合に用いた20階級から、小さい側と大きい側をそれぞれ5階級除いた残りの10階級を用いるものである。この方法が意図するところは、Hが大きいとき必ずWが大きいかといえそうでない場合もあること、すなわち、Hが異なるにかかわらずWが等しいとか、さらにはHとWの大きさが逆転している場合が、頻度の比較的低い部分により多く認められているので、その影響を除いてできるだけ不一致数の少ないaとbを求めようということである。この10階級の中に含まれる児童生徒数が調査対象者総数の中に占める百分率を計算すると、表1のイ欄に示すとおりであって、20階級の場合とほぼ平行しているが、当然のことながら全般にやや小さく、12~13歳の男の場合には50%を下廻っている。

表3は、このB法を用いて求められたaとb、および

不一致数を示したものである。この表に示されたaの値には、A法によって得られたaと完全に一致した数値はひとつもないが、年齢の増加とともにいったん大きくなり、その後再び小さくなる傾向が認められる点ではA法の場合と同じである。不一致数をIだけについて比較すると、10歳(男)あるいは11歳(女)以下の低年齢において、B法が少ない傾向が認められる。A法が少ない場合も少数見られるが、5歳女を除いてはいずれも比較的年齢の高いところに現われている。B法のIが少ない場合のうち、I-III、すなわち頻度が比較的低い部分においての不一致数を比較すると、A法が少ない場合があり(7~9歳の男)、頻度の比較的低い階級を含めるか含めないかのちがいが現われている。

3. 勾配平均法C (以下C法とする.)

勾配平均法とはかりに名づけたもので、次の順序でaとbを計算する方法である。

(1) aの計算

$\log W = a \times \log H + \log b$  から、 $a = (\log W' - \log W) \div (\log H' - \log H)$  が導かれる。この場合、HとH'の組みあわせをかえることによって得られるいく通りかのaの中から、代表値をえらばばよい。B法の場合と同

身長体重指数について

表 2 回帰方程式法 A によってえられる  $W=H^a \times b$  における  $a$  と  $b$  の値および  $G=H^a \times b$  との差が大きい  $W$  の数

昭和53年度

性	年 齢	a	b	I	II	III	IV
男	5	2.080	15.305	10	2	4	—
	6	2.157	15.189	17	16	9	8
	7	2.470	14.325	15	7	9	2
	8	2.655	13.702	12	6	7	2
	9	2.813	13.132	13	5	7	3
	10	2.913	12.710	13	5	6	1
	11	2.964	12.430	10	5	4	2
	12	2.807	13.110	10	4	4	2
	13	2.937	12.255	3	—	1	—
	14	2.648	14.170	11	4	5	3
	15	2.358	16.861	11	3	7	2
	16	2.198	18.596	9	4	4	—
	17	1.906	21.918	4	—	2	—
女	5	2.171	15.102	7	3	4	1
	6	2.352	14.614	15	9	8	3
	7	2.545	14.045	12	3	6	—
	8	2.598	13.857	14	3	6	1
	9	2.725	13.360	16	6	6	1
	10	3.044	11.999	8	4	2	—
	11	3.105	11.678	12	8	4	2
	12	2.893	12.916	10	3	4	1
	13	2.389	16.510	8	2	4	1
	14	1.995	20.228	7	3	3	—
	15	1.891	21.903	10	4	4	—
	16	1.757	23.592	6	1	2	—
	17	1.708	24.127	10	6	3	1

じ10組の  $H$  と  $W$  を用いれば、得られる  $a$  は45通りになるが、そのすべてを計算することにはあまり意味がないので、すべての  $H$  を1回ずつだけ用いるとして、 $H' = H + 5$  とすれば、 $H$  と  $H'$  の組みあわせは5通りになるので、得られる5通りの  $a$  を単純に平均して代表値  $a$  とする。

(2)  $b$  の計算

$\log b = \log W - a \times \log H$  であるから、上記で得られた  $a$  を用いて計算すると、 $H$  と  $W$  の組みあわせは10通りであるから、得られる10通りの  $b$  を単純に平均して代表

値  $b$  とする。

表 4 は、表 3 と同じ資料について C 法を用いて計算した  $a$  と  $b$ 、および不一致数を示したものである。この表から明らかなように、年齢の増加とともに  $a$  がいったん大きくなり、その後再び小さくなる傾向は A 法、B 法の場合とほとんど同じである。しかし、この C 法は B 法と同じ10組の  $H$  と  $W$  を用いて計算されているにもかかわらず、得られた  $a$  と  $b$  の値がともに一致しているのは全くない。7 歳女と 8 歳女で  $a$  は一致しているが  $b$  はわずかに異つ

表 3 回帰方程式法 B によってえられる  $W=H^a \times b$  における  $a$  と  $b$  の値 および  $G=H^a \times b$  との差が大きい  $W$  の数

		昭和53年度					
性	年 齢	a	b	I	II	III	IV
男	5	2.084	15.299	10	1	4	—
	6	2.245	14.805	10	4	3	—
	7	2.663	13.715	10	7	2	—
	8	2.633	13.685	9	5	1	—
	9	2.905	12.741	12	7	4	2
	10	2.925	12.615	8	4	3	—
	11	2.923	12.573	10	3	5	1
	12	3.014	12.069	12	7	5	—
	13	2.885	12.551	4	1	1	—
	14	2.581	14.684	12	4	6	1
	15	2.248	17.874	11	4	6	3
	16	2.030	20.333	9	4	2	—
	17	2.043	20.428	8	2	2	—
女	5	2.177	15.105	9	3	5	1
	6	2.320	14.544	9	6	2	—
	7	2.511	14.054	6	4	—	—
	8	2.727	13.382	8	5	—	—
	9	2.751	13.195	11	7	3	—
	10	2.949	12.341	4	3	—	—
	11	3.301	10.854	10	7	2	1
	12	2.941	12.677	10	2	3	1
	13	2.295	17.247	8	3	3	—
	14	1.866	21.441	12	5	3	—
	15	1.703	23.832	8	5	1	—
	16	1.773	23.480	7	2	4	—
	17	1.616	25.133	10	4	3	—

ている。ただ、この程度の差では不一致数には全く影響が現われていない。

このように、3通りの少しずつ異った  $a$  と  $b$  が得られるが、この3個の  $a$  の中から代表値をひとつだけえらぶとすれば、それは不一致数ができるだけ少ないということ基準にすることができる。そこで、まず I のもっとも少ないもの、I が等しいときは II が少ないもの、というように III、IV まで比較し、これらがいずれも等しいときは A 法、B 法、C 法の順でえらぶと、表 5 に示すよう

になる。この表には昭和53年度だけでなく、 $H$  別の  $W$  が示されているすべての年度について、同じような方法で求められた  $a$  の値を示してある。また、 $a$  の数値の末尾に記入されている A、B、C は、それぞれ A 法、B 法、C 法のどれによって得られたかを示したものであって、㊸とか㊹は不一致数が等しい場合の選択順位の上位にあったものを表わしている。A、B、C のうち、どれが多かったかを参考までに数えてみると、男の場合は A が 26 (うち㊸が、2)、B が 19 (うち㊹が 6)、C が 16 であり、

身長体重指数について

表 4 勾配平均法 C によってえられる  $W \doteq H^a \times b$  における  $a$  と  $b$  の値 および  $G = H^a \times b$  との差が大きい  $W$  の数

昭和53年度

性	年 齢	a	b	I	II	III	IV
男	5	2.087	15.292	10	2	4	—
	6	2.257	14.781	9	4	3	—
	7	2.632	13.800	11	6	3	—
	8	2.586	13.836	7	6	1	1
	9	2.844	12.957	12	8	4	1
	10	2.994	12.346	9	5	2	1
	11	2.943	12.486	10	3	5	1
	12	3.039	11.945	13	7	5	—
	13	2.831	12.859	6	1	1	—
	14	2.537	15.006	13	4	6	1
	15	2.143	18.855	14	5	6	1
	16	2.036	20.266	9	4	2	—
	17	2.074	20.092	8	3	2	—
女	5	2.190	15.086	9	3	4	1
	6	2.322	14.539	10	6	2	—
	7	2.511	14.053	6	4	—	—
	8	2.727	13.381	8	5	—	—
	9	2.723	13.299	11	7	3	—
	10	2.991	12.171	5	3	—	—
	11	3.377	10.554	10	7	4	1
	12	2.944	12.659	10	3	3	1
	13	2.289	17.292	8	3	3	—
	14	1.847	21.617	12	5	3	—
	15	1.740	23.436	7	6	1	—
	16	1.772	24.486	7	1	4	—
	17	1.631	24.960	10	4	3	—

女の場合はAが23（うち㉔が1）、Bが24（うち㉔が9）、Cが14であって、B法とC法とで不一致数が等しい場合がかなりある反面、C法の不一致数が、A法、B法のどちらよりも少ない場合があることがわかる。このことは、A法あるいはB法とC法を組みあわせると、すなわち、 $a$ は回帰方程式法で求め、 $b$ を勾配平均法で求めると、さらに不一致数が少ない $a$ と $b$ が得られる可能性が、残されていることを示すものとも考えられる。そこで、表3に示された $a$ に対する $b$ をC法で求め、得られる $G$ に

ついて $W$ との不一致数をみると表6のようになる。この表を表3と比較してわかることは、B法で得られた $b$ の値とB法とC法を併用して得られた $b$ との間には、きわめてわずかな差があるだけであって、不一致数においてもほとんど差がないということである。とくに3通りの $a$ のうち、C法の不一致数をもっとも少なかった6歳男、8歳男および15歳女についてみると、表3と表6の不一致数は全く等しく、いずれもC法より多い。すなわち、 $a$ と $b$ のうち不一致数に関係するのはおもに $a$ であ

表 5 a の値の一覧表

性	年 齢	昭和43年度	昭和45年度	昭和46年度	昭和52年度	昭和53年度
男	5		2.130 A	2.094 A	2.135 C	2.084 B
	6	2.104 B	2.132 B	2.204 C	2.302 C	2.257 C
	7	2.323 A	2.301 ㊸	2.256 A	2.518 A	2.663 B
	8	2.358 C	2.347 C	2.539 C	2.597 C	2.586 C
	9	2.444 B	2.473 C	2.621 A	2.798 C	2.905 B
	10	2.681 A	2.599 A	2.713 A	3.025 ㊸	2.925 B
	11	2.666 A	2.672 A	2.772 A	3.094 C	2.923 ㊸
	12	2.795 A	2.735 A	2.727 A	2.919 B	2.807 A
	13	2.896 A	2.802 B	2.833 A	2.927 C	2.937 A
	14	2.695 B	2.679 C	2.718 B	2.640 C	2.648 A
	15		2.452 ㊸	2.066 B	2.232 B	2.358 A
	16		2.115 ㊸	2.105 A	2.067 C	2.030 ㊸
	17		2.019 ㊸	1.924 ㊸	1.971 A	1.906 A
女	5		2.034 C	2.147 C	2.103 ㊸	2.171 A
	6	2.128 C	2.120 B	2.216 ㊸	2.366 ㊸	2.320 B
	7	2.299 C	2.361 B	2.358 B	2.518 B	2.511 ㊸
	8	2.424 B	2.589 B	2.339 ㊸	2.744 A	2.727 ㊸
	9	2.497 B	2.524 A	2.549 A	2.806 A	2.751 ㊸
	10	2.738 C	2.714 A	2.786 A	3.163 B	2.949 B
	11	2.940 B	2.995 A	3.146 C	3.086 A	3.301 B
	12	2.884 C	3.026 C	2.942 A	2.929 A	2.941 B
	13	2.426 B	2.392 B	2.379 C	2.274 C	2.389 A
	14	2.123 C	2.037 A	1.992 A	2.059 A	1.995 A
	15		1.820 A	1.598 C	1.837 A	1.740 C
	16		1.771 A	1.770 A	1.718 A	1.757 A
	17		1.750 ㊸	1.822 C	1.666 ㊸	1.616 ㊸

って、 $b$ の値をかえることによって不一致数を少なくすることは、あまり期待できないと考えてよいようである。

表5の所見をまとめると次のようになる。

(1)  $a$ の値は男の場合は1.906~3.094の間、女の場合は1.598~3.301の間にあり、大多数すなわち男の場合の92%、女の場合の69%が2と3の間に含まれている。 $a$ の値をさらに細かくわけて、2.0未満を第1群、2.0以上2.5未満を第2群、2.5以上3.0未満を第3群、3.0以上を第4群とすると、男の場合は61の $a$ のうち、第1群が

3、第2群が25、第3群が31、第4群が2であるのに対し、女の場合はそれぞれ14、25、19、5であって、第3群と第4群の合計、すなわち2.5以上のものは男の場合が多く、2.0未満の第1群は女の場合がはるかに多い。

(2) 年齢による差をみると、男の場合は昭和52年度の11歳を除いてはいずれも13歳がもっとも大きい。女の場合はこれよりやややく、10~12歳にピークがある。このピークをはなれるにしたがって $a$ は小さくなっているが、年齢の多い側の傾斜は女の場合がとくに顕著である。

(3) 年度によるちがいもかなり顕著で、第3群と第4群

身長体重指数について

表 6 回帰方程式法Bによる  $a$  を用い冏配平均法Cによってえられる  $b$  の値および  $G=H^a \times b$  との差が大きい  $W$  の数

		昭和53年度					
性	年 齢	a	b	I	II	III	IV
男	5	2.084	15.297	10	1	4	—
	6	2.245	14.806	10	4	3	—
	7	2.663	13.718	10	6	2	—
	8	2.633	13.684	9	5	1	—
	9	2.905	12.743	13	6	5	2
	10	2.925	12.614	8	5	3	1
	11	2.923	12.575	10	3	5	1
	12	3.014	12.069	12	7	5	—
	13	2.885	12.548	4	1	1	—
	14	2.581	14.685	12	4	6	1
	15	2.248	17.873	12	4	7	3
	16	2.030	20.330	9	4	2	—
	17	2.043	20.423	7	2	2	—
女	5	2.177	15.104	9	3	5	1
	6	2.320	14.543	9	6	2	—
	7	2.511	14.053	6	4	—	—
	8	2.727	13.381	8	5	—	—
	9	2.751	13.195	11	7	3	—
	10	2.949	12.338	4	3	—	—
	11	3.301	10.853	10	7	2	1
	12	2.941	12.675	10	2	3	1
	13	2.295	17.248	8	3	3	—
	14	1.866	21.436	12	5	3	—
	15	1.703	23.827	8	5	1	—
	16	1.773	23.475	7	1	4	—
	17	1.616	25.128	10	4	3	—

の合計、すなわち2.5以上のものが昭和43年度、昭和45年度、昭和46年度の合計では、男の場合が49% (35中17)、女の場合は34% (35中12) であるのに対し、昭和52年度と昭和53年度の計ではそれぞれ62% (26中16)、46% (26中12) と高くなっており、全般的に増大する傾向があるといえるようである。

(4) 年度による差を年齢別にみると、ピークの前後の年齢における増大がとくに著しく、男の場合は7~12歳に増大傾向がみられ、10歳では10年間に0.46の増大になっ

ている。女の場合は7~11歳に増大傾向がみられるが、増大の幅は男の場合にくらべると小さい。

III 考 察

$W \div H^a$  で表わされる指数には、前記の  $K$  指数 (イギリスではこれを Quetelet 指数と呼んでいる)、 $R$  指数のほか、 $n=1$  の Quetelet 指数 (以下  $Q$  指数とする) などが、それぞれの特性によって使い分けられている。このうち  $K$  指数は、Kaup<sup>7)</sup> が身長と体重の平衡 (Ausg-

表 7 Hs 群と HI 群の R 指数の比較

昭和53年度

性	体重区分 身長区分		W		G	
	年齢		Hs群	HI群	Hs群	HI群
男	5		144.4	135.5	145.0	134.6
	6		136.7	129.6	136.8	129.1
	7		130.5	127.4	130.1	126.9
	8		127.2	125.0	127.4	123.7
	9		125.0	125.3	124.6	123.8
	10		124.8	123.5	123.5	123.0
	11		123.7	122.5	122.6	122.1
	12		121.3	121.0	122.5	121.1
	13		119.2	118.5	119.3	118.9
	14		120.9	119.0	120.4	118.1
	15		125.6	120.0	123.7	119.5
	16		125.4	119.4	125.9	119.5
	17		126.9	120.2	126.7	119.6
女	5		146.0	136.4	145.0	135.7
	6		136.7	129.4	136.3	129.3
	7		131.3	126.5	130.7	126.0
	8		126.4	124.8	127.0	124.6
	9		124.0	121.7	124.1	122.0
	10		121.8	120.8	121.6	121.2
	11		120.3	121.8	120.1	122.4
	12		123.3	122.5	123.9	123.6
	13		130.3	124.7	129.4	124.8
	14		133.3	125.7	133.6	126.1
	15		139.0	128.5	138.3	128.6
	16		139.6	131.3	140.2	130.6
	17		142.1	130.6	140.8	130.0

leich) を表わす指数として推奨して以来広く用いられるようになったが、わが国では中山<sup>8)</sup> が述べているように、乳幼児の栄養状態判定の示標としてもっともしばしば用いられている。しかし Kaup も指摘しているように、指数から計算された標準体重 (Soll-Gewicht) と比較してかなりの差があるときでも、それだけで栄養状態を判定することは適当でないようである。船川ら<sup>9)</sup> は、指数のみによって病的状態の判定を下し、または優劣の評価を行うことは適当でないにしても、評価のためのひとつの

参考として用いることはできると述べており、また高野ら<sup>10)</sup> は、栄養状態の判定には、K 指数のほかにも、筋肉の緊張状態や皮下脂肪厚についての検査を併用することが、必要になってくるとしている。このように、いくらか条件つきながら、乳幼児期に K 指数が好んで用いられる理由は、生後 3 カ月以前は例外として、月・年齢による変動が少ないために使いやすいためばかりでなく、標準偏差が小さいこと、上腕囲や皮下脂肪厚との相関が高いこと、などがあげられている (中村<sup>11)</sup>、中山ら<sup>12)</sup>、高石ら<sup>13)</sup>)。

乳幼児期におけるひとつの示標としての  $K$  指数の評価がかなり高いのにひきかえ、学童期の栄養状態を表わす示標としての  $R$  指数に対する評価はいくらかちがっている。 $R$  指数が、Livi の考案した  $\sqrt{W} \div H$  から誘導されたものであることは周知のとおりであり、わが国では肥満学童のスクリーニングに好んで使われているが、この指数についてもっとも問題になる点は、すでに Kaup も指摘しているように、身長が比較的小さい場合に大きな値となり、反対に身長が比較的大きい場合に小さな値となる傾向があるということである。南浦<sup>14)</sup>は、学童を対象にした研究において、同じ程度の栄養状態を示す場合でも、身長が高ければ高いほど  $R$  指数は小さな値を示し、身長が小さければ小さいほど大きな値を示すのみで、 $R$  指数は栄養状態を表わす標尺にはできないと述べており、さらにこれにつづく研究<sup>15)</sup>において、年齢の動揺が大きい点から、また栄養評点との相関係数が小さいことなどから、 $R$  指数は栄養指数としてはあまり信頼できないと結論している。表 7 は、身長的大小が  $R$  指数にどのような影響を与えているかをみるため、昭和53年度について B 法で計算する際に用いた 10 階級のうち、身長のもっとも小さい集団 ( $H_s$  群とする) ともっとも大きい集団 ( $H_l$  群とする) に属する児童生徒の  $R$  指数の平均値を、それぞれの年齢の  $H$  と  $W$  および  $G$  から推定して得た数値を示したものである。この表から明らかのように、 $H_s$  群すなわちその年齢において身長と比較的小さい群の  $R$  指数の平均値は、身長と比較的大きい群の指数の平均値より、ほとんどすべての年齢において大きく、後者が大きいのは 9 歳の男 ( $W$ ) と 11 歳の女 ( $W$  と  $G$ ) だけである。 $R$  指数が栄養状態を表わすものであるならば、この数値が大きい低身長のもので、高身長のものより平均してすぐれた栄養状態にあるということになり、従前から指摘されていたことと一致する。

なぜこのようなことがおこるのかについて考えるうえで、重要な手がかりを与えているのが表 5 の  $a$  の値である。すなわち、 $a$  が 3 より小さい年齢においては、 $H$  が大きいものの  $W \div H^3$  が  $H$  の小さいものより小さいのは当然である。かりに  $a=2$ 、すなわち同年齢の大多数の小児の  $H$  と  $W$  について計算される  $W \div H^2$  が、ほぼ一定の恒数を示す場合を  $K$  指数的体型、 $a=3$  の場合を  $R$  指数的体型と呼ぶことにすると、小学校低学年においては乳幼児期と近似した  $K$  指数的体型であるが、年齢が高くなるにつれて  $R$  指数的体型に近くなってくる。しかし、

$R$  指数的体型に近い体型を示す時期はきわめて短く、男の 13 歳、女の 11 歳をピークにして、これをすぎると再び  $K$  指数的体型へとかわってゆくのである。このように、 $a$  の値が小児の発育過程で変動することは、角<sup>16)</sup>も指摘している。彼は乳幼児から学童に至る身長と体重の月・年齢別平均値を出して、これを身長・体重垂直座標に撒点して連結すると、あるときには  $W \div H^2$  に非常によく一致しているが、ある時期には  $W \div H^{2.5}$  に、ある時期には  $W \div H^{2.8}$  や  $W \div H^3$  に一致しているのを見ている。 $K$  指数や  $R$  指数のほか、 $W \div H^{2.5}$  や  $W \div H^{2.8}$  という指数が考案されるのも、このあたりにその原因がある。いずれにしても、これらの指数は小児のある限られた時期にしか使えないことは、表 5 から明らかである。ここで注目したいのは、 $a > 2.5$  の  $R$  指数的体型に近い体型 (かりに準  $R$  指数的体型とする) を示す年齢が年々低いほうに拡大していることで、昭和45年度には男の 10~14 歳、女の 8~12 歳がこの体型であったのが、昭和53年度には男女とも 7 歳までひろがってきており、小学校低学年児童の準  $R$  指数的体型化が年々すすんでいるといえる。この体型の変化は、同一身長で年齢が異なる小児の体重を比較したとき、従前は低年齢の体重が少ない傾向にあったものが、次第に逆転してきていることと関連しており、身長別体重基準値を考えるうえでのひとつの課題である。

このように、 $W \div H^a \times b$  における  $a$  の値は、2 よりやや小さいところで小児期を終るわけであるが、成人期はどうであろうか。この点では、肥満が死亡率のもっとも高い冠動脈疾患の risk factor であるとの認識を前提に、その判定法の一環として諸外国でかなり研究されている。Khosla ら<sup>17)</sup>は、20~24歳の 617 人について  $a$  を計算した結果 1.94 を得ており、 $R$  指数は背の低い人 (shorter persons) の肥満を過大に見積る (overestimate) が、 $K$  指数にはこのようなことはなく、 $H$  との相関はほとんど無視できると述べている。Benn<sup>18)</sup>は、肥満の指標としての基準は、脂肪蓄積 (adiposity) と高度の相関をもつこと、 $H$  とは相関がないことであるとの前提のもとに、 $K$  指数がもっともよいであろうと述べている。さらに彼は、 $W \div H^a \times b$  における  $a$  の値がふたつの整数の間くらいにあるときは、 $a$  のかわりに相対的体重 (relative weight) を使うほうがよいと提言している。また Goldbourt ら<sup>19)</sup>は、40歳以上の成人を対象とした研究において  $a$  の値は 40~49 歳では、1.82~2.24、50~59 歳では 1.50~1.94、60 歳以上では 1.11~2.27 であるとし、高齢に

おいてかなりの幅があるものの、身長体重指数としては  $K$  指数が最良のものであるとの結論を得ている。わが国においても、芳賀ら<sup>20)</sup> は20~69歳の男女合計 4216 人について  $W=H^a \times K$  における  $a$  を計算し、男では1.438 (30~39歳) ~2.051 (60~69歳)、女では1.650 (50~59歳) ~2.047 (60~69歳) の範囲にあることを認めた。さらに皮脂厚との相関が高く、 $H$  との相関がもっとも小さいという点で、 $K$  指数がもっともすぐれていると結論している。このように、乳幼児期だけでなく、成人期においても  $K$  指数の利用価値はかなり高いと考えられている。しかし、これらといくらか異った見解を示している学者もある。すなわち、Florey<sup>21)</sup> は男にとっては  $K$  指数がもっともよいとしながらも、いくらか控え目な表現で女には  $Q$  指数がよいと述べるとともに、どちらの指数も脂肪蓄積の指標としては不十分 (poor) であることを認めている。Florey が女の場合は  $K$  指数より  $Q$  指数がよいと考えた根拠は、皮下脂肪厚との相関については  $K$  指数と  $Q$  指数の間にそれほどの差がなく、一方  $H$  との相関において、 $K$  指数では  $-0.20$  であるのに対し、 $Q$  指数では  $0.03$  と小さいことを見ていることによるものであるが、このことは表5に示された17歳の  $a$  の値が、女の場合は男の場合より小さい傾向があることと、関係があると考えてよいようである。

#### IV 要 約

体重  $W \doteq$  身長  $H^a \times b$  における  $a$  と  $b$  を、学校保健統計調査報告書に記載されている男女別、年齢別、身長別体重平均値を用いて計算した。 $a$  と  $b$  を計算するにあたって用いた方法は、頻度の高い順にえらんだ20の身長階級についての  $H$  と  $W$  から、回帰係数としての  $a$  と  $b$  を求める方法、同じく頻度がさらに高い10の身長階級について回帰係数  $a$  と  $b$  を求める方法、および  $\log H$  の増加と  $\log W$  の増加の比率からまず  $a$  を求め、ついで  $b$  を計算する方法の3通りである。

このようにして得られる3組の  $a$  と  $b$  のうち、 $H^a \times b = G$  で計算される  $G$  と  $W$  が、もっともよく一致している場合の  $a$  を代表値としてえらび、これを男女別、年齢別、年度別に検討して得られた結果をまとめると、次のようになる。

(1) 男の場合、 $a$  の値は 1.906~3.094 の間に、女の場合は 1.598~3.301 の間にある。大多数、すなわち男で91%、女で69%が2と3の間にある。

(2)  $a$  の値がもっとも大きい年齢は、男の場合は11~13歳、女の場合は10~12歳である。ここをピークにして、全体的にはなだらかな山形をつくっているが、女の場合は年齢の多い側の傾斜が顕著である。

(3) 年度別に推移をみると、男女とも7~11歳のところでは年度があとになるほど  $a$  の値が大きくなっており、 $a \doteq 3$  の  $R$  指数的体型に近い体型の小児が、とくに小学校低学年のところで多くなってきている。

(4) 以上の所見から、乳幼児あるいは成人の場合は  $K$  指数を用いることがもっとも妥当であるとしても、学童については、 $K$  指数あるいは  $R$  指数を単独に用いてなにかの評価を試みることは、たとえそれがスクリーニングの目的で行われるものであるにしても、さけたほうがよいと思われる。

#### 文 献

- 1) 太田俊夫：日本公衆衛生学雑誌・1(9)・20~25 p 1954
- 2) 文部省大臣官房統計課：学校保健統計調査報告書(昭和43年度)・1970・92~127 p.
- 3) 文部省大臣官房統計課：学校保健統計調査報告書(昭和45年度)・1971・46~97 p.
- 4) 文部省大臣官房調査統計課：学校保健統計調査報告書(昭和46年度)・1972・26~105 p.
- 5) 文部省大臣官房調査統計課：学校保健統計調査報告書(昭和52年度)・1978・28~79 p.
- 6) 文部省大臣官房調査統計課：学校保健統計調査報告書(昭和53年度)・1979・24~103 p.
- 7) Kaup, J.: Münch. med. Wschr. 68・976~978 p., 1021~1023 p.・1921
- 8) 中山健太郎：小児保健研究・22(4)・184~185 p. 1964
- 9) 船川幡夫、藤村京子：小児保健研究・22(2)・93~96 p.・1964
- 10) 高野陽、藤村京子：小児保健研究・29(1)・31・35 p.・1970
- 11) 中村孝：日本小児科学会雑誌・56(3)・127~131 p.・1952
- 12) 中山健太郎、湊貞子、島田和正：児科診療・15(10)・696~699 p.・1952
- 13) 高石昌弘、大森世都子、林路彰、前田正久：小児保健研究・31(6)・267~271 p.・1973

身身体重指数について

- 14) 南浦邦夫：北海道医学雑誌 **10**・1845～1864 p.・  
1932
- 15) 南浦邦夫：北海道医学雑誌 **10**・2280～2307 p.・  
1932
- 16) 角加苗：日本小児科学会雑誌 **57** (8)・667～670  
p.・1953
- 17) Khosla, T. et Lowe, C. R. : *Brit. J. Prev. Soc. Med.*・**21**・122～128 p.・1967
- 18) Benn, R. T. : *Brit. J. Prev. Soc. Med.*・**25**・42～  
50 p.・1971
- 19) Goldbourt, U. et Medalie, J. H. : *Brit. J. Prev. Soc. Med.*・**28**・116～126 p.・1974
- 20) 芳賀博, 松崎俊久, 崎野滋樹：日本公衆衛生雑誌  
**25** (10)・559～564 p.・1978
- 21) Florey, C. V. : *J. Chron. Dis.*・**23**・93～103 p.・  
1970
-