

## 測定指標としての社会性偏差値の検討 及びその適用による試論\*

北海道大学

寺 岡 隆\*\*

集団内における個人の社会性又は社会的地位を量化するばあい、Moreno 以来発展してきたソシオメトリックな方法がとられることが多い。たとえば、Jennings(1), Zeleny(2), Smucker(3) などの各指標はその代表的なものとして知られているが、これらの指標の多くは集団の各構成員から受ける牽引反撥の頻数を単純に処理する方法がとられているため、指標から算出された数値自体は、単に相対的な関係を示すに止まっつて普遍的な意味をもつたものではない。一般に、ソシオメトリー自体の妥当性も検討すべき問題を含んでいるから指標を恣意的に複雑化することは無意味であるといえるが、指標の示す数値が普遍的意味をもつ尺度上の得点として示されるように操作されて算出されているのであるならば、その指標により得られる数値は、単に相対的な関係のみを示す指標から得られる数値よりも意味が大きいし、その指標は實際上便利である。そこで、ここでは社会性という心的特性の分布を考慮して特定の条件下において測定すれば、ちょうど、知能偏差値のごとく、数値に拡張的な意味をもつような指標を作ることも可能であると考え、試みに偏差値で示した指標を導入した。この指標を仮に社会性偏差値 (Standard Score of Sociality) と呼ぶことにする。

なお、ここでいう社会性とは、個人が自己の属する集団の各構成員から受ける牽引または反撥の作用、換言すれば、いわゆる対人感情の好悪によつておのずから集団内に決定されてくる社会的地位をいうのであつて、種々の条件下において出現する行動面での社会的適応性そのものをいうのではない。この点においては、一般のソシオメトリックな方法によつて測定される社会性または人気度と同様である。

以下、まず社会性偏差値の算出手続および測定指標と

\* An investigation on the standard score of sociality as a index of social status and the application of it.

\*\* by Teraoka, Takashi (Hokkaido University)

して検討すべき点について述べ、次にこの指標の実際の教育場面への適用として、社会性偏差値によつて示された社会性と学業成績その他との関連を調査した結果について論を進めてゆくことにする。

### I 社会性偏差値 (S. S. S.)

社会性偏差値算出においては2つの仮定が含まれている。すなわち、第1に対人感情を一定の価値尺度上に評価する場合、その尺度上の得点の分布は正規性を有すること、第2にその尺度を基礎にして社会性を量化した場合、社会性の分布は正規性を有することの2点である。

第1の仮定に関して、測定に用いた方法は従来のいくつかの指標に見られるように段階尺度による方法を用いたが、これは社会性偏差値の適用が一般の教育場面对象にしているからである。従つて社会性の調査が手続としてあまり複雑になつては仮に精度が高くても實際上限られた時間内に調査することはできなくなる。たとえば、このような測定には一対比較法が最も精度が高いことが知られているが(5)、実験室的場面のように測定する対象が少数である場合にはこの方法が適切であるにしても、教育的場面における一般調査のように対象が多数であるばあいには測定に龍大な手数を要するからである。

第2の仮定については対象にした被験者群について検討した。

#### 1 被験者及び調査期日

中学校2年生209名。東京都内公立中学校<sup>\*\*\*</sup>で男女共学。学年は4組より成り、各組の構成人員はTable 1に

Table 1

組	A	B	C	D	計
男	32	32	30	31	125
女	21	20	22	21	84
計	53	52	52	52	209

\*\*\*目黒区立第九中学校

示されたとおりである。長期欠席者を除き、学年全員を対象にした。入学時より組の編成替えは行なわれていない。調査の実施は昭和29年5～6月。

2 手続

調査用紙は、組全員の氏名および評価段階が行と列にそれぞれ記入されている骨格表で、用紙の配布後次の要領で教示を与える。

全員に対して5段階（Ⅰ：好き、Ⅱ：少し好き、Ⅲ：普通、Ⅳ：少し嫌い、Ⅴ：嫌い）のいずれか、該当している所に○印を記入させる。その評価基準は、口頭で次のように教示する。

Ⅰ 『いろいろなことを打明けて話し合い、何でも一緒にする親友の一人として、現在つき合っている人。又は、現在親しくつき合っていないくても、出来ればそのようにつき合いたいと思っている人』

Ⅱ 「親友という程ではないが、一緒にのグループなどで仲よく仕事をしたり遊んだりする人。又は、その程度につき合いたいと思っている人」

Ⅲ 「別につき合っているわけではなく、ただ同じ組の人というだけで特に好きとも嫌いともきめられない人」

Ⅳ 「同じ組の人ではあるが、用のある時の外はなるべくつき合いたくない人」

Ⅴ 「どうしてもつき合いたとは思われず、出来るならばその人とは別の組である方がよいと思うような人」

自己に対してはⅠに記入させる。無記名であるが、性別は記入させる。

3 結果

上記の調査用紙においては異性に対しても評価せしめたが、結果の整理に際してはこれを除き、一組内の同性をもつて構成される集団を整理上の群とする。従つて、ここでいう個人の社会性は、その個人と同性の評価によつて定まる地位である。

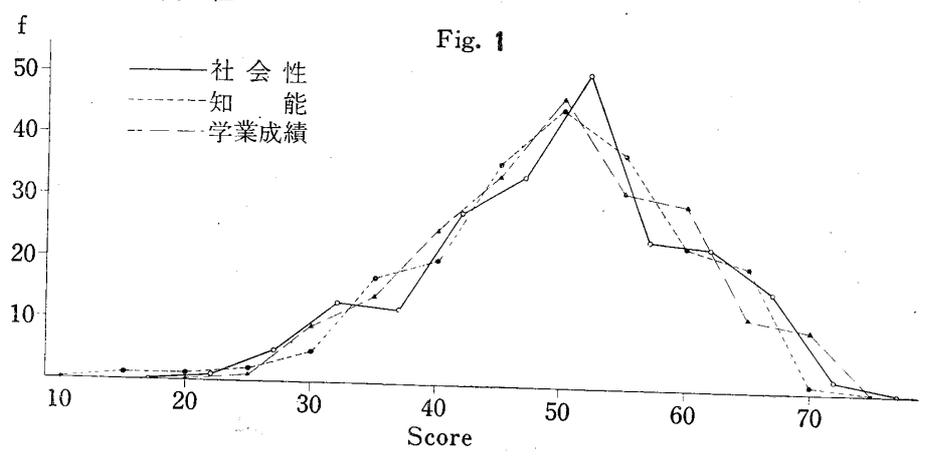
まず、通常品等尺度を量化する際に行なう方法と同様に、評価の基礎となる価値尺度を考え、この尺度により示される評価の得点  $z$  は正規分布をするという仮定に立つ。次に、調査結果として与えられた各評価段階をこの  $z$  に換算するため、その群の全評価者の与えた評価の総数を各評価段階（Ⅰ～Ⅴ）ごとに集計し\*、これをもとにして各評価段階の  $z$  値を算出する。

次に、各個人に対して与えられたそれぞれの段階の評

Tabel 2

級	Ⅰ	Ⅱ	Ⅲ	Ⅳ	Ⅴ
A 男女	1.42 1.45	0.66 0.70	-0.29 -0.10	-1.33 -0.87	-1.92 -1.52
B 男女	1.30 1.39	0.46 0.63	-0.39 -0.27	-1.47 -1.26	-1.90 -1.88
C 男女	1.20 1.43	0.40 0.66	-0.49 -0.19	-1.44 -1.00	-2.10 -1.59
D 男女	1.35 1.53	0.57 0.80	-0.36 -0.41	-1.48 -1.12	-2.10 -1.83

価数を前述の  $z$  値に乘じ、それらの合計を全評価者に関して平均し、それをその個人が得た評価得点 ( $S^{**}$ ) とする。(被験者全員において  $\bar{S} = -0.03$ ,  $S. D. = 0.43$ ) この  $S$  の分布をもとにして  $S$  をさらに  $Z$  得点に変換し、知能偏差値と同様の意味における社会性偏差値 ( $S. S. S. ***$ ) を算出する。被験者全員の社会性偏差値 ( $\bar{X} = 49.98$ ,  $S. D. = 9.70$ ) の分布は Fig. 1 に示されている。これは  $\chi^2$  検定により、正規分布と有意の差がないことが確かめられた。( $\chi^2 = 5.81 < \chi^2_{0.05, df=4}$ )



4 信頼度

社会性偏差値の指標としての安定度を測定するために、通常行なわれているように再テスト法を用いて信頼係数を算出した。一般にパーソナリティに関する諸指標

\* Ⅰについては各個人が自己に対して与えたと考えられる評価はすべて除いて集計する。又、一般に記入洩れのあつた場合はⅢとみなした。

$$** S = \sum_{i=1}^5 z_i f_i / (n - 1)$$

$z$  : その群における各段階の  $z$  値  $f$  : 個人が評価者から得た各段階における評価の頻数 (Ⅰについては1減じた値)  $n$  : その群の構成人員

$$*** S. S. S. = 50 + 10 (S - \bar{S}) / S. D.$$

本調査では各群の評価者数がおおむね均等であるので便宜上、被験者全員の  $\bar{S}$ ,  $S. D.$  を用いて算出した。

の信頼度測定を再テスト法により求める際、反復の間隔期間を長くおくことはパーソナリティ自体が流動性を有しているため余り好ましくないで、その間隔期間を短くした。しかし、一方、間隔期間が短いばあいは、記憶などの影響も混入する可能性もあると考えられるから、別法として折半法による信頼係数もあわせて算出してみた。以下その両者について結果を示す。

#### i) 再テスト法

同中学校2年生1組55名(男30女25)に対して、前述の方法と同様の手続で調査を2回行なつた。(ただし、調査用紙に記入した評価段階は、I:非常に好き、II:好き、III:普通、IV:あまり好きではない、V:嫌い、に変更)この被験者群も入学時より組の編成替えはない。調査の実施は昭和30年7月。前述の対象とは異なる集団である。反復の間隔は4日。2回の調査結果によるJacksonの信頼係数は、

$$r = 0.97 \text{ (99\%の信頼限界 } 0.99 \sim 0.94)$$

#### ii) 折半法

最初に調査した209名全員の結果を用いる。各群の構成員を2つの下位群に分け、各下位群ごとにあらためて各評価段階の $z$ 値を算出して社会性偏差値を求める。従つて評価者群は各下位群のみであるが、評価される者はそれぞれ組の同性全員である。このばあい、無記名であるため自己の評価が2群のいずれにあるかは不明であるので、自己の評価の分は2群に0.5ずつあると仮定して算出した\*。両下位群により別々に評価された個々の社会性偏差値の相関係数を算出し、Speaman-Brownの予言式により信頼係数を求めると

$$r = 0.90 \text{ (99\%の信頼限界 } 0.93 \sim 0.86)$$

### 5 妥当性

一般に心的特性を示す指標の妥当性を検討するばあい、従来用いられている同様のテストとの相関を用いる方法と、他の評価基準により検証する方法とがある。ここでは後者として教師の評価との相関を求めた。被験者は上記の再テスト法による信頼度測定に用いた55名。評価者は担任教師だけでは偏見が入る可能性があるで、その学年の主任及びクラス担任の教師計5名とした。調査実施期日は昭和30年9月。方法は社会性測定とほぼ同様である。(ただし評価基準は、I:社会性が非常に高い者、II:社会性が高い者、III:社会性は普通である

\* 個人の $S$ は次式により算出する。

$$S = \frac{\sum_{i=1}^5 z_i f_i}{(n - 0.5)}$$

$n$ : 下位群の構成員数  $f$ : Iの場合には両下位群共、評価された頻数から0.5を減じた値

者、IV:社会性がやや劣る者、V:社会性が劣る者)

評価者に被験者全員を5段階のいずれかに評価するよう教示したが、このばあい社会性という意味は一般的常識的に理解されている対人関係の良否、人気、社交性といった意味において理解するよう要請した。これは外部から見た常識の意味における社会性との関係を検証するのを目的としたからにほかならない。

評価者が被験者に与えた評価を処理して得られた被験者の個人別得点を仮に教師評価得点と呼ぶ。これは社会性偏差値と同様偏差値で示されるが、処理する際に評価者の授業時間数(週6, 5, 4時間の3種でそのクラスの担任教師が最も多い)に比例して各評価に「重み」の差をつけ、被験者の男女別にそれぞれ各評価段階の $z$ 値を求めて算出される。この教師評価得点自体の信頼度は間隔4日の再テスト法において、Jacksonの信頼係数 $r = 0.99$ であつた。この教師評価得点を用いて社会性偏差値の妥当性を算出するため、個人の2回の社会性偏差値および教師評価得点のそれぞれの平均値を求め、その両者の相関係数に稀薄化の修正を加え、妥当係数として

$$r = 0.48 \text{ (95\%の信頼限界 } 0.65 \sim 0.24)$$

なお、社会性と適応性との関連性について検討するため、適応性診断テスト(野間教育研究所式)との相関を求めてみた\*。被験者は中学校2年生113名(男56女57)後述する調査の被験者群 $G_2$ )。結果として、相関係数 $r = 0.38$ を得た。

### 6 考察

以上得られた結果を基礎にして、社会性偏差値の測定手続についてさらに細部にわたつて検討し、測定指標としての意義について考察することにする。

i) 上記の調査結果の処理に際しては、同性による集団を整理上の群とし、異性による評価は一切除外したが、これは異性からの評価が評価段階のIIIおよびVに集中し同性からの評価の分布状態と非常に異つた傾向を示したため、同等に扱うことは不適當と思われたからである。この偏りは同性および異性に対する評価の心的態度の差と考えられるが、対象にした被験者の年齢から考えると発達過程に見られる反撥の現われとして理解される。このことはソシオグラムを点検しても推察できる。

ii) 教示に示されているように、調査の際に強調されている点は交際の可能性を含めた点であり現実の交友関係のみを調査したわけではない。一般に、現在構成されている下位集団は、個人が最も選択したい対象をそれぞれ選択した結果生じた下位集団であるとは限らない。現

\* 適応性診断テストの得点はパーセントイル順位で示されているので、 $T$ 得点に変換して相関を求めた。

在の選択対象のみを記名して求められる指標は選択人員を制限するばあいはもちろん全員に対して評価させたばあいといえども潜在的選択対象が無視される。したがって、ここでは下位集団構成に際して選択対象となり得る可能性も考慮しているのであるが、一般にこの方法の方が現在の選択対象のみを調査するよりは信頼度が高いのではないと思われる。このことは特に折半法による信頼係数が比較的高い値を示したことから推論できる。

iii)  $\alpha$ 値は各群ごとに算出したが、Table 2に見られるように各段階の値は、群による差が余り顕著ではない。しかし、この差が社会性偏差値に影響を示すことが次のことで明らかになった。すなわち、折半法による信頼度測定では、各下位群ごとにあらためて各評価段階の $\alpha$ 値を求めて社会性偏差値を算出したが、もし両下位群に分ける前の $\alpha$ 値をそのまま用いて算出して同様の信頼係数を求めてみると0.80となり0.90に比して低い値をとる。このことは社会性偏差値を算出するばあいには代表値を用いずに個々の群ごとに $\alpha$ 値を算出した方が精度が高くなることを示している。

iv) 再テスト法による信頼度測定では口頭で与える教示は同様であるが、評価段階に記入する語を変更した。これは被験者に理解しやすい語に変更するとともに、品等尺度の巾をIに向うにつれて大きくして被評価数がIに偏るのを防ぐことを意図したからである。結果は直接比較できないが、最初の方法では各 $\alpha$ 値間の差がそれぞれ0.78, 0.92, 0.90, 0.64(8群の平均)であるのに対し、変更後は0.87, 0.87, 0.88, 0.87で各評価段階間の差がほぼ等しいから、後者の方が品等尺度としては効率が高いと思われるが、調査用紙の関係で口頭で与えた評価基準も一緒に記入した方が教示としてはさらに適当であったと思われる。

v) 妥当係数を教師の評価により求めたが、教師の評価の信頼度はきわめて高いにもかかわらず、妥当係数としては低い値しか得られなかった。このことは主として次の理由によると思われる。(イ)評価者に与えた教示で社会性の定義が不明確であったこと、(ロ)教師の評価自体の妥当性が疑わしいこと。

vi) 社会性偏差値算出において、整理の対象にする群の性質が特殊であるばあいには、偏差値の算出は意味がない。この点は従来の指標も同様であるが、特に分布を基礎に置いている社会性偏差値は特殊集団ではないことが前提になっている。本調査で用いられた被験者の集団は、知能的には特殊集団ではないことが確かめられているが、さらに、他の心的特性も一般集団と差のないことを仮定している。一般に、ソシオメトリック・テストにお

いて、個人の得点に何等かの形で拡張的意味を持たせるためには、整理の群の性質を考慮に入れなければならないから、この点はさらに吟味を要する。

vii) 社会性偏差値はそのままの形では相互選択をもとにした一致性(compatibility)、集団の凝集性(group coherence)の問題や、いくつかの指標が示しているような下位集団の構造の問題等についての知識は提供しない。

viii) 社会性偏差値は対人関係における好悪の感情に基礎を置いた集団内の地位を示すに止まる。したがって、適応性自体を示す指標ではないが、これとは有意な相関が認められた。また、明瞭な傾向とはいえないが、後述するように向性との関連も認められる。

ix) 結論として、社会性偏差値は偏差値で示されているので指標の示す得点の意味が明らかであり、個人の社会性の程度を一定の尺度上に明瞭に位置づけることができるという点では他の指標に比して一般の教育場面に適用するばあいに便利である。しかも信頼度が高いことから測定する対象が特に異質的な集団でない限り指標として有効であると考えられる。

## II 社会性と学業成績の関連 (社会性偏差値の適用)

一般に初等中等教育場面において、学業成績の優秀な児童は、ソシオグラム等の簡便な方法で点検しても判るように、概して学級内の下位集団の中心に位置を占めていたり、他の下位集団から多くの選択を受けている中心の下位集団内で他の児童達と有機的結合をしているばあいが多い。また一方、学級内で孤立している児童や集団の周辺に位置する児童は一般に学業成績が劣っているばあいが多いといえる。しかし、これらの孤立児童は知能検査の点検によると必ずしもその学業成績に相応している知能を有している者ばかりであるとはいえずアンダー・アチーバーである事例をしばしば見出す。そこで、ここでは学級内の下位集団構成の要素である社会性を前記の社会性偏差値の適用によつて測定し、これと学業成績および知能の関連について検討することにする。

### A

孤立する原因やオーバー・アチーバー、アンダー・アチーバーになる要因は多々あり、一般にこのような問題の究明には事例研究法を適用することが望ましいが、ここでは社会性、学業成績、知能3者間の関係を集団的傾向として捉えることに主眼を置き、相互の相関関係について検討した。

#### 1 被験者及び資料

被験者は最初に用いた209名 (Table 1)。調査の対象にした資料は前述の社会性測定資料をそのまま用い、これと同時に実施した知能検査 (新制田中B式) 及び2年の第1学期の学業成績を資料とする。

2 手 続

社会性偏差値, 知能偏差値, 及び, 学業成績を次に述べる方法で変換した成績得点3者間の偏相関係数を算出する。

学業成績を成績得点に変換したのは次の理由による。資料にした学業成績は各教科ごとに5段階法により採点されている。一般にこの表示法には種々批判もあり, 新たな表示法も提唱されているが(8), ここではそうした表示法の良否の問題には触れず, 成績得点への変換は単に実験校側で用いている総合成績の算出法, すなわち各段階点 (5~1) をそのまま合計する方法の不合理な点だけを修正する目的でなされた。まず各教科 (中等教育課程11教科全部を対象とした) はその目標数 (2, 3, 4の3種) がまちまちで無意味な重みの差を生じているため同等に取り扱うようにする。また, 各教科の人員配分の百分率が各段階点をそのまま合計するには不適当と思われたので, 各段階に与えられる百分率を総数100人に対する頻数として各段階を改めてz値で示す\*。この2点の修正を加えて各教科の得点を合計し, これを更にZ得点に変換して偏差値で示したものを成績得点(A)\*\*とした。

3 結 果

成績得点 ( $\bar{X}=50.05$  S. D. =10.29) 及び知能偏差値 ( $\bar{X}=49.53$  S. D. =9.80) の分布は Fig. 1 に示されている。知能偏差値の平均値は平均知能と有意差がない。 ( $|t|=0.69 < t(0.01)$ )

成績, 知能, 社会性3者の偏差値間の相関係数及び偏相関係数はそれぞれ Table 3, Table 4 に示されている。

成績得点と社会性偏差値の相関係数は, 成績得点と知能偏差値の相関係数とほぼ等しい位接近した値を示しているが, これは学業成績と社会性には相当高い関連性のあることを意味する。また, 3者間の偏相関係数を見ると, 成績・知能間, および成績・社会性間には有意な偏相関が認められるのに対し, 知能・社会性間はほとんど

\* 後者の修正は結果的にはあまり意味のある修正ではなかつた。

\*\*  $A=50+10(X-\bar{X})/S.D.$

但し  $X = \left\{ \sum_{i=1}^{11} \sum_{j=1}^5 \{z_{ij}f_{ij}\} / f_i \right\} / 11$

i : 教科 j : 段階 z : 各段階のz値 f : 各段階における個人の取得目標数  $f_i$  : 教科の目標数

Tabel 3

	r	信頼限界 $\alpha=0.01$
$r_{12}$	0.62**	0.72~0.49
$r_{13}$	0.60**	0.70~0.47
$r_{23}$	0.41**	0.55~0.25

1 : 成績得点 2 : 知能偏差値 3 : 社会性偏差値

\*\* 1%水準で有意

\* 5%水準で有意 (以下同様)

Tabel 4

	r	信頼限界 $\alpha=0.01$
$r_{12 \cdot 3}$	0.51**	0.54~0.48
$r_{13 \cdot 2}$	0.48**	0.51~0.45
$r_{23 \cdot 1}$	0.07	—

0に近い。このことから, 知能と社会性は本来は独立した心的特性であつて, みかけの相関が0.4以上の値を示したのは, 学業成績が両者間の媒介となつているからであらうということが推論される。

以上の結果は, 一般に学業成績が高い者は比較的社会性が高く, 学業成績が低い者はその逆であるということの意味し, さらに, 社会性の高い者には比較的オーバー・アチーバーが多く, 社会性が低い者にはアンダー・アチーバーが多い傾向があるということを示している。この推論を個々の例について確認するために, 次の基準でオーバー・アチーバーとアンダー・アチーバーをそれぞれ抽出してその頻数を比較してみた。すなわち偏差値で示されている成績得点と知能偏差値両者間の数値の差が10 (約1σのズレを意味する) 以上ある個人をすべて抽出し, 前者の値の大なる者をオーバー・アチーバー(O), 後者の値の大なる者をアンダー・アチーバー(U)として, それらの中で社会性偏差値が50以上の者(h)と, 以下の者(l)とに分けてみると Table 5 のようになり  $\chi^2$  検定の結果, 両者間には1%水準で有意差が見られた ( $\chi^2=8.51 > \chi^2_{0.01}$ )。また, 逆に社会性偏差値が60以上の者(H)と40以下の者(L)をすべて抽出し, 成績得点と知能偏差値間の数値の差が0か成績得点の方が大なる者(o)と知能偏差値の方が大なる者(u)に分けてみると Table 6 のようになり, 両者間には同様5%水準で

Tabel 5

	h	l	計
O	21	9	30
U	6	15	20
計	27	24	51

Tabel 6

	H	L	計
o	25	14	39
u	11	19	30
計	36	33	69

有意差が見られた ( $\chi^2=5.12 > \chi^2_{0.05}$ )。以上のことから  
も上述の推論を支持できる。

なお本調査では、今述べた基準によつて抽出した極端  
なオーバー・アチバー (O) 30名は男子13女子17で、  
極端なアンダー・アチバー (U) 21名は男子 16女子 5  
であつた。これから直ちに結論出来ないが、一般に、女  
子には極端なアンダー・アチバーが男子に比して少な  
いのではないかと思われる点がある。

## B

前調査によつて社会性と学業成績との間には有意な関  
連性のあることが認められたが、対象にした被験者はあ  
る特定の1学年であつた。そこで、更にこの関連性は年  
令的発達に伴ないどのような消長を示すかという問題を  
検討するために、次のような年令的差を持ついくつかの  
学年集団について同様な調査を試みた\*。

### 1 被験者

都内の公・私立の小学校3年生および6年生、中学校  
2年生、高等学校2年生の4学年 (それぞれ  $G_1$ ,  $G_2$ ,  
 $G_3$ ,  $G_4$  で表わす) を調査対象にした\*\*。Table 7はそ  
の人員を示す。小・中学校の被験集団は、各学年共男女  
共学の2組、高校は男子高校、女子高校の各1組であ  
る。調査の実施は昭和31年6～7月。

Table 7

		男	女	計
$G_1$	小 3	50	50	100
$G_2$	小 6	41	51	92
$G_3$	中 2	60	54	114
$G_4$	高 2	57	53	110

### 2 資料

前調査で対象にした資料、すなわち、学業成績、知能  
検査、社会性測定調査のほかに向性検査を加えた。各資  
料の採点法は各学年群により若干異なっている。

(i) 学業成績  $G_1$ ,  $G_2$ ,  $G_3$  は5段階法,  $G_4$  は10  
点法により採点されている。成績得点としては、各学年  
集団共全教科 ( $G_1$ : 7教科,  $G_2$ : 8教科,  $G_3$ : 9教科,  
 $G_4$ : 男子13教科女子9教科, ただし  $G_4$  では選択科目に  
なっている教科を除いた) の平均値をそのまま用いた。  
対象にした学業成績は各学年共第1学期の資料。

\* 本調査はお茶の水女子大学の種部澄子氏に依頼し、  
その実施と結果の整理をして頂いた。記して謝意を表  
す。

\*\* 新宿区立原町小学校  
新宿区立西戸山中学校  
都立戸山高等学校 (男子)  
私立武蔵野高等学校 (女子)

(ii) 知能検査 各学年集団共, 田中B式。

(iii) 社会性測定調査 各学年集団共, 前記社会性測  
定調査の再テスト法による信頼度測定の際に用いた方法  
と同じ。

(iv) 向性検査 各学年集団共, 榑原式向性検査。  
 $G_1$ : 丙式,  $G_2$ : 乙式,  $G_3$ : 乙式,  $G_4$ : 甲式 (甲式,  
乙式ともに自己評価方式であるが, 丙式は他者評価方式  
であるので  $G_1$  は担任教師に評価させた)。

### 3 手続

前調査とほぼ同様であるが、成績得点、知能偏差値、  
社会性偏差値および向性指数 (または偏差値) 4者間の  
偏相関係数を各学年集団ごとに算出する。

### 4 結果

Table 8は成績得点、知能偏差値、社会性偏差値及び  
向性指数 (または偏差値) の学年別の平均、標準偏差を  
示す。この表には示されていないが、社会性偏差値の  
算出における各個人の  $S$  の分布を見ると、 $G_1$  から  $G_3$  ま  
では、その分散がおおむね等しい値を示しているのに対  
して  $G_4$  のみは若干小さい ( $S$  の標準偏差  $G_1$ : 0.40,  
 $G_2$ : 0.51,  $G_3$ : 0.41,  $G_4$ : 0.26)。これは  $G_4$  におい  
ては評価数が他の学年群に比べてIIIの段階に集中する結  
果である。この傾向は  $G_4$  のみ整理の群の構成人員が他  
の学年群の2倍近い個人の日常の交友数の群全体に  
対する割合が小さくなるためであると一応考えられる  
が、他に高校の年代には下位集団がより明確に分化する  
こと、或いは評価判断の態度が変化すること等の理由も  
介在しているのではないかと思われる。

Table 8

			成 績	知 能	社会性	向 性
$G_1$	小 3	$\bar{X}$	3.14	47.70	49.52	101.86
		$S. D.$	0.73	9.41	10.25	22.57
$G_2$	小 6	$\bar{X}$	3.16	58.05	50.17	106.26
		$S. D.$	0.75	9.18	9.98	23.11
$G_3$	中 2	$\bar{X}$	3.01	58.67	50.05	112.20
		$S. D.$	0.87	8.28	9.41	20.07
$G_4$	高 2	$\bar{X}$	7.06	62.13	50.09	52.38
		$S. D.$	0.98	11.14	8.18	7.78

$G_4$ : 成績は10点法, 向性は偏差値で示されている。

次に4者間の相関係数\*及び偏相関係数はTable 9,

\* 資料によつては検査、調査の施行時に欠席したため  
資料を得られなかつた被験者が若干あつたが、補足出来  
なかつたので、その分は除いて相関係数を算出した。結  
果的には影響は少ないと思われる。

Tabel 9

	G <sub>1</sub>	G <sub>2</sub>	G <sub>3</sub>	G <sub>4</sub>
	小 3	小 6	中 2	高 2
r <sub>12</sub>	0.56**	0.58**	0.44**	0.31**
r <sub>13</sub>	0.56**	0.64**	0.58**	0.11
r <sub>14</sub>	-0.03	0.36**	0.33**	0.05
r <sub>23</sub>	0.35**	0.31**	0.32**	0.11
r <sub>24</sub>	-0.08	0.02	0.11	0.04
r <sub>34</sub>	-0.20*	0.38**	0.21*	0.14

1: 成績得点 2: 知能偏差値 3: 社会性偏差値  
4: 向性指数 (偏差値)

Tabel 10

	G <sub>1</sub>	G <sub>2</sub>	G <sub>3</sub>	G <sub>4</sub>
	小 3	小 6	中 2	高 2
r <sub>12-34</sub>	0.48**	0.53**	0.33**	0.30**
r <sub>13-24</sub>	0.49**	0.53**	0.48**	0.03
r <sub>14-23</sub>	0.13	0.13	0.25**	0.03
r <sub>23-14</sub>	0.03	-0.12	0.09	0.08
r <sub>24-13</sub>	-0.07	0.04	-0.04	0.02
r <sub>34-12</sub>	-0.22*	0.21	0.03	0.13

Table 10にそれぞれ示されている。

まず相関関係について考察する。(イ) 成績・知能間には上級になるに従い、次第に減ずる傾向がある。(ただし、各係数間には  $\chi^2$  検定の結果 5%水準で有意差は認められない) (ロ) 成績・社会性間には前調査と同様相関が認められたが、これは G<sub>1</sub> から G<sub>3</sub> までで G<sub>4</sub> になると急激に減じほとんど相関関係が認められない。(ハ) 成績・向性間には G<sub>2</sub>、G<sub>3</sub> には相関が認められるが、G<sub>1</sub> 及び G<sub>4</sub> にはほとんど認められない。(ニ) 知能・社会性間には G<sub>4</sub> を除き前調査と同様有意な相関が認められる。(ホ) 知能・向性間には全学年集団を通じてほとんど相関は認められない。(ヘ) 社会性・向性間には G<sub>2</sub> 及び G<sub>3</sub> に有意な正の相関が認められた。G<sub>1</sub> を除いて考えれば漸次的に減少する傾向がある(ただし、G<sub>2</sub>、G<sub>3</sub>、G<sub>4</sub> 間には 5%水準で有意差は認められない)。

以上若干不規則な傾向を示したが、G<sub>1</sub> の向性検査は教師による他者評価であり、生徒の心的特性に対する教師の評価自体の妥当性は必ずしも高くはないことが社会性測定調査の妥当性の検討からも或る程度推論できる点を考慮に入れると、G<sub>1</sub> の向性検査の結果を含む測定値は異質とみなすこともできるのではないと思われる。さらに、G<sub>4</sub> に関するほとんどすべての結果は他の学年集団と異なっていることが注目される。この点につ

いては後で検討する。

次に、各偏相関係数について考察する。(イ) 成績・知能間には各学年集団共、有意な偏相関が認められる点は前調査と同様であるが、高学年になるに従い次第に減少する傾向があるように思われる。(ロ) 成績・向性間、知能・社会性間、知能・向性間にはほとんど有意な偏相関が認められない。ただ G<sub>3</sub> の成績・向性間に低い有意な正の偏相関が認められたのみで、これと他の学年集団との関係はこれだけの調査では判然としない。(ハ) 成績・社会性間には G<sub>4</sub> を除き有意な偏相関が認められ前調査と同様な結果を示した。これらの結果は G<sub>1</sub> に関する向性検査の結果を除外して算出しても同様である。

## 考 察

以上2つの調査の結果における主要なことは、社会性と学業成績の関連性とその消長、いずれが規定要因になるかという方向性、及び、社会性とオーバー・アチーバー、アンダー・アチーバーとの関係、以上の3点に集約される。以下これらについて検討してゆくことにする。

i) 関連性の消長 小・中学校では社会性と学業成績との間には比較的高い関連性が認められたが、高校においてはほとんど認められなかつた。小・中学校の各学年集団の間にはそれ程大差がないから、この関連性の消長は漸次的減少という形をとらず急激に消滅するということになる。このことは高校と小・中学校とは何等かの意味で異質であることを予想させる。まず関連性の減少という点に関して考えられることは、たとえば心的発達に伴う交友選択の価値基準の変化ということであろう。いま学業成績が社会性を規定するばあいの方向性のみを考えると、高学年になつてパーソナリティが複雑化する程、交友選択の基準としての学業成績の価値は減少するであろうから、この関連性の減少は当然であるが、その減少傾向が急激的变化として現われたのは単に青年期の変動性によるのみでなく高校と小・中学校の学校生活自体の変化によつて明瞭に区分されるのかも知れない。今述べた様な心的発達に伴う変化によるのではなく学業成績という資料の採点基準が両者の間で異なつていたばあい、たとえば一方が学力のみの採点で他方が行動面を含めての採点であるような場合には異質な結果を生ずる可能性もあり、高校の結果は単なる量的減少として考えられるだけでなく異質的である可能性もあるので一応除外して小・中学校の結果について考えることにする。

ii) 方向性 学業成績の高低は小・中学校のように学校や教師に比較的依存的傾向が強い年代では交友の選

択基準になるであろうということは十分考えられる。特に測定値として用いた指標は実際の交友状態のみにより決定されているのではなく潜在的な選択も含まれているから結果的にはその傾向が強く現われるであろう。また逆に、社会性が高いということは学級の成員から選択される度合いが高いということであり学級生活を比較的安定させるが、社会性が低ければ心理的不安定になるであろう。この安定感不安定感が学習意欲に影響を及ぼすのみならず、他の面でも有利な点がある。従つてその関連性は両面的可能性があるので一方的な方向のみを考えるわけにはいかない。両面的といつても同じ程度に規定し合うとは考えられないが、得られた結果自体は関連性の程度を示すに過ぎないから、結果からは方向性を決定する手がかりは得られない。

iii) 社会性とズレとの関係 社会性と知能との関連は学業成績を媒介として見られるもので、本来は独立した心的特性であろうという結果を得た。これは社会性・学業成績間の関連性に結びつき学業成績と知能の相対的ズレと社会性との間に関連のあることを意味する。この点を検討すると、オーバー・アチーバーには社会性の普通以上の児童が多く、アンダー・アチーバーには普通以下の児童が多いことが確かめられた。また逆に、社会性の上位下位の者を抽出して検討しても、前の結果ほど明瞭ではないが大体において相対的ズレと関連性があることが確かめられた。この様な検討を更に細かくすれば、或いは方向性の問題にも関係してくると考えられる。

以上の結論として社会性と学業成績とは、方向性は別としても、小・中学校においては比較的高い関連性を有

しているといふことができる。オーバー・アチーバー、アンダー・アチーバーの問題を他の要因、たとえば適応性や家庭環境等の面から検討している研究もあるが(6, 7) 観点はそれぞれ異なつてはいても互に相関する要因と考えられるから根本的にはほぼ同様な傾向を示しているといふて差し支えないであろう。

## 文 献

- (1) Jennings, H. H. : *Leadership and isolation*. Longmans, Green, 1950.
- (2) Zeleny, L. D. : Measurement of social status. *Amer. J. Soc.*, 1940, 45, 576—582.
- (3) Smucker, O. : Near-sociometric analysis, as a basis for guidance. *Sociometry*, 1949, 12, 326—340.
- (4) Witryol, S. L. & Thompson, G. G. : A critical review of the stability of social acceptability scores obtained with partial-rank-order and the paired-comparison scales. *Genet. Psychol. Monogr.*, 1953, 48, 221—260.
- (5) 藤田康：五段階法の統計的意義について 心理学研究 1954, 24, 310—312.
- (6) 町田恭三：知能・学業成績のずれと適応性の問題 教育心理学研究 1954, 2, 105—108.
- (7) 原岡一馬：学業成績に対する努力と家庭環境との関係 教育心理学研究 1957, 4, 159—170.

(1957年9月14日受稿)