Q–方法論と‘単純構造’概念

竹　内　長　士

われわれは，類型的因子に関する最近の一二の研究において，いずれも Stephenson, W. や Cattell, R. B. のいう Q–枝法（Q–technique）を用いた(7)(8)(9)(10)。Q–技法は，いうまでもなく，個人間に得られた相関行列について因子分析を行なう方法であるが，ここではとくに，その因子分析 Thurstone, L. L. の重心法，とくに完全重心法（complete centroid method）によってなされたばあいが問題とされる。

一般に因子分析がなされたばあい，その因子行列（factor matrix）をそのままの形で心理学的考察の対象とするか，あるいは，その行列に対してある処理を施してから考察するかということは，因子分析法に関する一つの古典的な論争問題であった。われわれがとりあげる重心法の提唱者 Thurstone は後者の立場をとる。すなわち，各因子を互に直交する座標軸とし，各因子負荷量（factor loading）をそれぞれの軸への座標として表わすとき，それら各因子を心理学的に有意味なものとするためには，ある基準にもとづいてその座標軸を回転し，各因子負荷量をそれぞれ新しい軸への座標として計算しなおすことが必要であることを強調する。そして，その基準となるものとして提唱しているのがいわゆる‘単純構造’（simple structure）の原理である。

それに対して，因子分析の創始者である Spearman, Ch. の直接の流れをくむ主として英国の心理学者たちの中には，このような Thurstone の主張を認めない人が多い。社会的態度についてではあるが，すでにわれわれと同じ方向の研究を試みている本邦の研究者の中にも，この立場に立つ人々がいる(5)(11)。後に詳述するように，軸の回転をするかどうかは Q–技法のばあいには一層問題となるのであるが，われわれは実際の研究において Thurstone の立場を踏襲し，回転された因子行列（rotated factor matrix）に対して処理と考察を行なってきた。このノートは，いわばそのような立場をとったことに対する一応の弁明と，その結果生じてくる Q–技法のばあいのいくつかの問題点の指摘とを目的としている。

とくに回転問題について本格的な論考を行なうためには，反対論者の主張について十分な検討を加えることが必要であるが，ここではその用意はなされていない。われわれの研究に対する当面の基礎づけのために，主として Thurstone の主著(12)に述べられた彼の考えの要点と，それに対するわれわれの基本的な考え方を，Stephenson の Q–方法論（Q–methodology）についての解説とわれわれのデータについての解釈とを加えながら，メモしていくに止まる。反対論者の主張の吟味と，われわれの考えの再検討については後日を期したい。

I　軸の回転の必要性

上述のように，とくに重心法によって得た因子行列に対する回転の必要性を考えるためには，やはりかんたんに，重心法による因子分析の基礎となっている数学的モデルに立ちかえる必要がある。Thurstone が試みている完全重心法の数学的導入を(12)(p. 149–153)，ここでは，

Guilford, J. P. のより初歩的な表記法を借りて(3)(p. 480), Thurstone とは逆の順序をとって再現すれば大要次のようになる。

いま, F を因子行列, F' をその転置行列, R を相関行列 (correlational matrix) とすれば, Thurstone のいわゆる基本的因子定理 (fundamental factor theorem) は次のように表わせる(12)(p. 79)。

$$FF' = R \quad \cdots\cdots(1)$$

すなわち, Thurstone の因子分析法は, すべて所与の相関行列 R から逆に因子行列 F を求めようとする手続である。そのうち最も代表的な方法である完全重心法は大要次のような考え方をする。

いま (1) の各行列の要素を次のように書き表わす。

$$\begin{Vmatrix} a_1 b_1 \\ a_2 b_2 \\ a_3 b_3 \end{Vmatrix} \cdot \begin{Vmatrix} a_1 a_2 a_3 \\ b_1 b_2 b_3 \end{Vmatrix} = \begin{Vmatrix} (a_1 a_1 + b_1 b_1) & (a_1 a_2 + b^1 b_2) & (a_1 a_3 + b_1 b_3) \\ (a_2 a_1 + b_2 b_1) & (a_2 a_2 + b_2 b_2) & (a_2 a_3 + b_2 b_3) \\ (a_3 a_1 + b_3 b_1) & (a_3 a_2 + b_3 b_2) & (a_3 a_3 + b_3 b_3) \end{Vmatrix}$$

$$(\ F \quad \times \quad F' \quad = \quad R\ )$$

また, 次のように行列 R の各列の和をそれぞれ E_1, E_2, E_3 で表わし, それらの総和を T で表わせば,

$$E_1 = a_1 (a_1 + a_2 + a_3) + b_1 (b_1 + b_2 + b_3)$$
$$E_2 = a_2 (a_1 + a_2 + a_3) + b_2 (b_1 + b_2 + b_3)$$
$$\mathrm{E}_3 = a_3 (a_1 + a_2 + a_3) + b_3 (b_1 + b_2 + b_3)$$
$$T = (a_1 + a_2 + a_3)^2 + (b_1 + b_2 + b_3)^2$$

となる。そこで,

$$m = 1/\sqrt{T}$$

とおき, また,

$$(b_1 + b_2 + b_3) = 0 \quad \cdots\cdots(2)$$

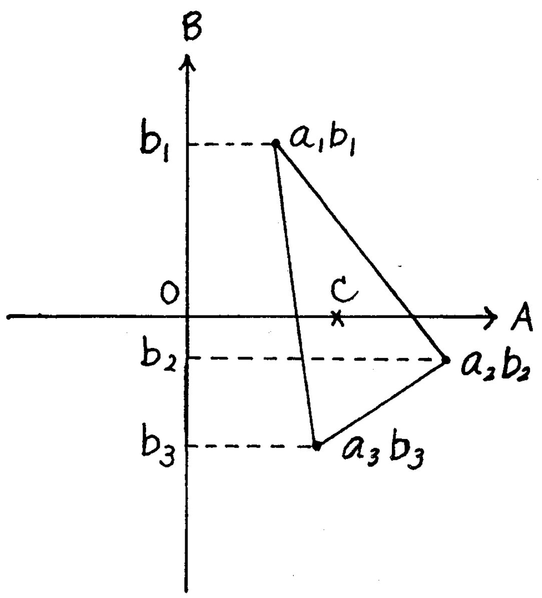
と仮定すれば, たとえば,

$$mE_1 = \frac{a_1 (a_1 + a_2 + a_3) + b_1 (b_1 + b_2 + b_3)}{\sqrt{(a_1 + a_2 + a_3)^2 + (b_1 + b_2 + b_3)^2}} = a_1 \cdots\cdots(3)$$

となり, このようにして因子行列 F の各要素 (因子負荷量) を順次求めることができる。実際の計算にあたっては, たとえば対角線セルの値をどのようにとるかというような具体的な問題が別に生ずるが, 完全重心法の数学的な基礎は大要以上のようである。

さてここで注意しなければならないことは, (3) で求められた a_1 は, 条件 (2) が前提となっているということである。条件 (2) を解析幾何学的に考察すれば次のようである。いま因子行列 F の列をそれぞれ A, B で表わし, それらを互に直交する座標軸とすれば, 第1図に示すように各要素はそれぞれ軸 A, B への点 $a_1 b_1$, $a_2 b_2$, $a_3 b_3$, の座標として表わされる。ところで, 第1図において,

第 1 図

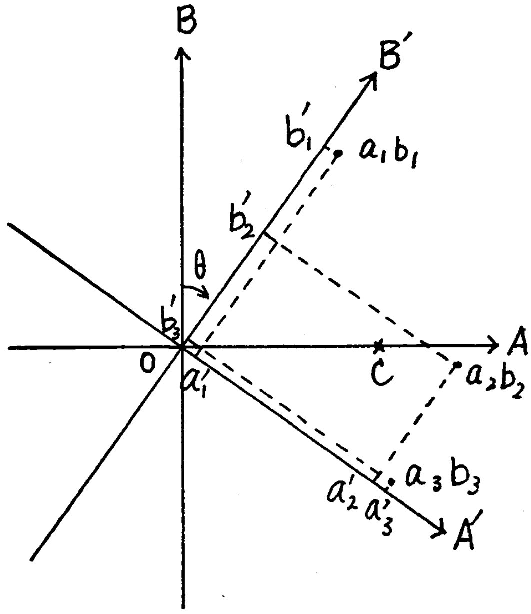


$$b_1 + b_2 + b_3 = 0$$

という条件が充たされるということは，軸 A が原点 O と，3点 $a_1 b_1$, $a_2 b_2$, $a_3 b_3$ の重心 C とを結ぶ直線上にあるということにほかならない。式（3）における a_1 はこのような条件の下で得られたものである。重心法という名称が与えられた理由もここにあり，この方法で抽出された因子の考察にあたってはこの点を念頭におく必要がある。ところが，Thurstone も“因子分析についての重心法および関係軸の位置づけに対する重心解は計算上の妥協と見なさるべきである”（The centroid method of factoring and the centroid solution for the location of the reference axes are to be regarded as a computational compromise, ……）[(12)] (p. 178) と述べているように，この前提条件は全く計算の便宜上設定されたものにすぎないと解すべきである。われわれが心理学的関心をもって求めようとする各種の因子が，果してそのような前提のもとに得らるべきか否かについて，客観的な判定を下すべき規準は何ともないといわなければならない。

したがって，この問題に対するわれわれの態度は極めて常識的，妥協的なところに落着かざるを得ない。すなわち，相関行列の要素に負の値をとるものがないと仮定して，その行列から第Ⅱ因子まで抽出したばあい，第Ⅰ因子負荷量に負の値をとるものがなく，しかも第Ⅱ因子負荷量の和はいつも零になる因子行列が得られるというようなことは，心理学的に見ても極めて不自然であるという見解をとらざるを得ないのである。言いかえれば，上のようなばあい第Ⅱ因子だけ（3因子以上を抽出するばあいには第Ⅱ因子以下のすべての因子）を双極性因子 (bipolar factor) として認めなければならないという根拠は何もないわけである。そこで Thurstone は第2図に示したとおり，第Ⅱ因子にも負の負荷量がなくなるように，（もとの相関行列に負の値をとる係数がないと仮定して）軸 A，軸 B をそれぞれ $\angle\theta$ だけ回転して，軸 A'，軸 B' をきめ，それら回転された軸への座標として新しい負荷量 a_1', a_2', a_3' 及び b_1', b_2', b_3' の値を求めることを提唱する。

第 2 図



以上の記述は，重心法による因子分析法における軸の回転の必要性についての Thurstone の理論の要旨を，極めて簡略化しまた相当変形して，われわれなりの表現法をとってなされたものである。

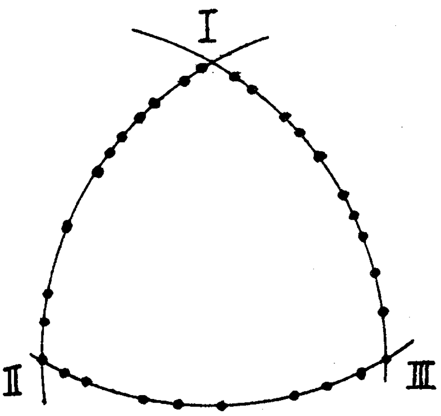
II　回転の基準としての‘単純構造’の原理

さて第2図に示したような回転をするばあい，$\angle\theta$ をどれ位の大きさにすべきかということが問題になる。Thurstone は周知のように，その回転角の大きさをきめる基準として‘単純構造’の原理を提唱する。

Thurstone によれば，“もし各テスト・ベクトルが，座標面の一つまたはそれ以上の中にあれば，その布置と座標面の組合せが単純構造と呼ばれる”（If each test vector is in one or more of the co-ordinate planes, then the combination of the configuration and the co-ordinate axis is called a simple structure.)[12](p. 181) そしてそのばあい，‘構造’とは“テスト布置と座標軸の組合せ”(the combination of a test configuration and the co-ordiate axis)[12](p. 181) であり，‘布置’とは“相関係数によってきめられたままの，そしてどんな関係わく(reference frame)にもかかわりのないテスト・ベクトルの排列(the arrangement of the test vectors)”[12](p. 91) である。また第1図あるいは第2図における点 $a_1 b_1$, $a_2 b_2$, $a_3 b_3$ 等がそれぞれ因子負荷量によってきめられたテストの位置する点である(Q-技法においては個人の位置する点である)とすれば，原点 O からそれらの点までの方向量を考えてそれぞれの‘テスト・ベクトル’として表わそうとする[12](p. 87)。

さて，上記の単純構造の定義において，“各テスト・ベクトルが少くとも一つ以上の座標面の中にある”ということは，因子行列の各行の要素のうちの一つ以上が零になるということである。その理由は次のようである。たとえば，3因子を抽出したばあい各テスト・ベクトルがすべて三つの座標面の中にあるとすれば，それらのテスト・ベクトルはすべて原点に集まっているということであって，因子行列の要素はすべて零であったことを意味する。これはもとの相関行列の要素がすべて零であったことを意味する。また同じばあい，各テスト・ベクトルがすべて二つの(特定の)座標面の中にあるということは，その因子行列の特定の列の要素がすべて零であることを意味する。そのようにして，Thurstone が完全な単純構造の模型の一つとしてあげているものを，3因子のばあいについて図示すれば第3図のようである[12](p. 186)。これは Thurstone が“完全三角形布置(complete triangular configuration)と呼ぶ型の単純構造である。極めて非現実的な例であるが，ここでは各テスト・ベクトルの射影の先端にあたる点(上述のテストの位置する点)は半径1の球面上に排列され，しかもそれらのベクトルはそれぞれの座標面の中にある。このような構造を示す因子行列について，模式的にその正負の符号のみを表にすれば，第1表のようになる[12](p. 186)。

第 3 図



第1表

I	II	III
+		
	+	
		+
+	+	
+	+	
+	+	
+	+	
+		+
+		+
+		+
+		+
	+	+
	+	+
	+	+
	+	+

重心法で抽出された因子行列(centroid factor matrix)が回転された結果，このような単純構造が得られるとしたばあい，このような構造が何故に回転の基準であり得るのか。Thurstone にとってその理由の第1は，彼が回転後の因子行列の独自性(uniqueness)を強調したかったからである。彼にとって(おそらく誰にとってもそうでなければならないが)ほんとうに心理学的に有意味な因子行列は一つしかないということでなければならなかった[12](p. 332-334)。そして，単純構造概念は“各テストの記述ということに対して最少数の助変数を発見するという単純なアイディア”(the simple idea of finding the smallest number of parameters for describing each test)によって生れたものであり[12](p. 333)，そのような最少数の助変数を与えてくれる構造は一つしかないはずであるということになる。また，この最少数の助変数を求めようとする考え方は，Thurstone の因子分析法自体が，できるだけ少数の(少なくともテストの数よりは少ない)助変数(または因子)をもって，テストによって測定される諸能力(abilities)を

記述しようという狙いをもって生れたことと同じ文脈においてうけとらるべきである。つまり因子行列の各行について見るとき，零の要素が多いということは，（すなわち単純構造を示すことは）それだけテストがより簡明に記述されることになる。この点は，単純構造が軸の回転の基準になる理由の第2になると思われるが，Thurstone においてはこの2点が不可分に結びついていると見るべきである。彼にとっては，“このように単純でもっともらしい着想が，統計学者の多くから嵐のような抗議をうけることになろうとは，何とも奇妙であり思いもよらぬことであった”(12)(p. 333)。

以上のような意味において，単純構造の理論は，Thurstone の重因子分析（multiple-factor analysis）の道具立ての上からは，重心法という技術，軸の回転の理論と相俟って不可欠の原理となっている。Thurstone にとっては，それのもつ意味の重要性の故に，Stephenson, W. も指摘するように“単純構造はまた客観的であり，データが存在するし方である”というようにすら考えられているのである(6)(p. 36-37)。われわれは，上述のように重心法における軸の回転の必要性を認め，またその回転の基準としての単純構造の概念を原理として認めざるを得ない。しかし，すべての因子分析のデータが単純構造を示すべきだと考えることは，一種の事実問題と価値問題との混同である。あるデータは単純構造を示し，あるデータはどう回転してもそうならないかも知れない。後者のようなばあい，できるだけそれに近づけるように回転するという意味で単純構造の原理が存在するのでなければならない。しかも，以下において論議の対象とする Q-技法のばあいには，単純構造を原理として認めそれにもとづいてデータを処理しても，なおいくつかの困難な問題が生じてくるのである。

III　Q-技法と Q-方法論

Q-技法における軸の回転の問題と，単純構造の原理の問題に入る前に，以下の論述に必要な程度において，Q-技法そのものについてかんたんな解説をしておく。

検査法間の相関行列に対してなされる通常の因子分析法を R-技法（R-technique）と呼ぶに対して，個人間の相関行列に対してなされる因子分析法をとくに Q-技法と呼ぶのが普通である*。われわれの用いたのは Stephenson の Q-技法であるが，彼は単に R-技法と Q-技法とを区別するばかりでなく，Q-技法と Q-方法論（Q-methodology）とを概念上区別する(6)(p. 1, 17)。彼によれば，Q-方法論とは単に因子分析法としての Q-技法に依存するばかりでなく，Fisher, R. A. の小標本理論（small sample doctorine）及び分散分析法（analysis of variance）にもとづく要因配置計画（factorial design）を併用することによって，単一事例（single case）についての個々の検証可能な命題（singluar testable proposition）を検定することを主眼とする新しい一まとまりの方法論である(6)(p. 1-29)。Stephenson は，従来の因子分析法は独立変数と従属変数とを区別しないという意味で相互従属分析（interdependency analysis）—(訳仮)—の範疇に入るべきであり，それに対して彼の主張する Q-方法論における因子分析法は，上の両変数を区別する従属性分析（dependency analysis）（または仮設従属性分析 postulatory-dependency analysis)—(何れも仮訳)—の範疇に入るべきであるとする(6)(p. 30-46)。従属性分析としての Q-技法は“実際には，前もってたしかめられ，あるいは理

* Eysenck, H. J. のように，この方法を person 間の相関をもとにするという意味で，P-technique と呼び，それに対して，test 間相関をもとにする方法を R-技法の代りに T-techique と呼ぶ人もいる(2)。なお，Cattell は P-technique にまた違う意味をもたせているので，用語として必ずしも統一されていない(1)。

論として‘主張’されている諸命題への回答を提供するように，回転によって重心因子を解く”(it consists, in practice, in solving the centroid factors, by rotation, so as to provide answers for propositions which have been asserted beforehand or which are “held” theoretically.)(6)(p. 31-32) という役割を果す。またQ-技法と併せて従属性分析を構成する Fisher の理論は，ここではとくに標本の構造化 (structuring of samples) という特殊な手段を通して活用され，理論や仮説を検証するという目的を果す。Stephenson はこのような手段によって，“仮説なき手さぐりの研究法”と評される因子分析法を，仮説検証的方法にまで引き上げようと狙っているわけである。

以上は極めて大まかなQ-方法論の輪廓にすぎないが，その方法を用いる際の出発点となるのは標本の構造化である。ここにいう標本とは，いわゆるQ-分類 (Q-sort) の対象となるもので，陳述項目 (statements)，美術品，写真，作品などの多数のあつまりから抽出されたと考えられるものである。また，構造化とは検証しようとする理論や仮設にもとづいて，標本の内容がそれらの検証に適するように取捨選択，排列されることである。(このばあいの構造の語は，単純構造のばあいのそれとは直接の関係はない。) われわれの研究にその例を求めれば，一つの研究では親の子に対する態度の類型についての Symonds, P. M. の概括に一次元を付加して，拒否—容認，支配—服従，合理—感情の三つ次元についての仮設の検証が試みられた(7)。そこでは，拒否—支配—合理，拒否—支配—感情等 $2^3 = 8$ 個の組合せの各々について，それぞれの内容に適した意見を表わす短かい文章が作成され，吟味されてQ-分類のための陳述項目として用いられた(7)。また別の研究では，小学校教師から集められた陳述項目が，研究の終りに構造化されるために，因子分析の結果得られた因子得点にもとづいて，小学校教師の担任学級に対する態度の類型を表わす三つの次元 (強制—自由，寛容—厳格，融合—離反) により分類された(9a)(9b)。

標本の構造化がなされると，つぎにはそれらの標本についてQ-分類がなされる。Q-分類とはいく人かの被験者が同一の教示の下で (あるいは1人の被験者がいくつかの異なった教示の下で) 所与の標本に対して一種の評定を行ない，あらかじめ定められた度数分布をするように段階づけをして点を与えることである。それらの度数分布は9段階以上にわたって準正規型になるように定められるのが普通である。第2表は，われわれの親の態度についての研究に用いられた得点と度数の分布を示す。ここでは，8通りの組合せのそれぞれに8個の陳述項目をおき，7段階に分類する方法がとられた。

第 2 表

	←一致する						一致しない→
得点	6	5	4	3	2	1	0
度数	4	8	12	16	12	8	4

さてそのようにしなされたQ-分類の結果に対しては，2通りの処理が可能であってこのことが Stephenson の方法の特徴である。その一は分散分析である。いまわれわれの例により，親の態度の三つの次元をそれぞれX, Y, Zで表わせば，それは3要因，要因ごとに2水準をもつ実験計画として，第3表に示すような自由度をもつ変動因に対応して全体の平方和を分割することができる。そして繰り返し (replication) すなわち級内変動にもとづく平均平方を誤差項として，3要因の主効果についても，交互作用効果についても F-検定を行なうことができる。標本の構造化が完全になされていることおよびQ-分類が信頼性をもってなされることを前提として，こ

第 3 表

変動因 (SV)	自由度 (DF)
X	1
Y	1
Z	1
XY	1
YZ	1
XZ	1
XYZ	1
繰返し	56
全体	63

の分散分析により狙っている理論や仮設の検証が可能である。この分散分析は個人別にも（同一人に対し異なる教示の下での Q-分類のときは教示別に）なされるし，個人の与えた得点の集計についても，さらに後述するような因子得点についてもなされる。

次に Q-分類の結果に対する処理の第2は，それらの間に相関係数を算出し，その相関行列に対して因子分析を行なうことである。第4表は，親の態度についての研究において得られた直交回転（2回）後の因子行列の一部と，上記分散分析の結果の一部を示す(7)。

第 4 表

被験者	因子の型			効果の型		
	I″	II″	III″	e>f	a<b	c>d
A	**.821**	.145	.228	**		
a	**.690**	.407	.290	**	**	
B	**.661**	.183	**.481**	**	**	
b	**.676**	.447	**.307**	**	**	

（太字は有意な負荷量，　** は1% 水準，
* は5% 水準で有意）

さて，このようにして得られた因子はどのように解釈されるか。一般に因子の負荷者が人間であることは，それが検査法である R-技法のばあいに比べて，そのままではそれら因子の解釈を極めて困難にするということは，Q-技法の一つの重要な難点である。一般にパーソナリティーの構造は，検査法のそれに比べて比較にならないほど複雑だからである。因子解釈上のこの難点を免れるために Stephenson は，各項目の得点に対して因子負荷量による重みづけ（weighting）を行なって因子得点を算出するという方法をとる(6)(p. 174–179)*。

このような重みづけによって，たとえば第 I″ 因子に高い負荷量を示した被験者たちが，高い点を与えた陳述項目の得点は相対的に一層高くなるということになる。反対に，その因子に低い負荷量を示した被験者たちが，たとえある項目に高い点を与えていたとしても，その項目の得点は重みづけによって相対的に低くなる。もし各陳述項目の平均点が同じであれば，このようにして得た因子得点の多少にもとづいて項目の文章内容を検討することにより，その因子の性格をたしかめることができる。しかし項目の平均点が等しいということは現実にはあり得ないから，われわれは重みづけをしないもとの項目別の得点と，重みづけをした項目別の得点とを標準得点（z-score）になおして比較することによって，各因子を解釈するという方法をとらざるを得なくなる。すなわち，たとえば第 I″ 因子の負荷量の大きい被験者たちによって，Q-分類の際ほぼ共通に高い点を与えられているような項目は，その標準得点の増加が極めて著るしくなる。したがって，それらの増加の著るしい諸項目の文章の表現内容を検討することによって，第 I″ 因子の性格を明かにすることができるわけである。

このようにして規定された因子は，Stephenson によればある条件の下では，構造化の際標本となった陳述項目その他の中へ織込まれた理論や仮設（それらは分散分析の計画において要因や水準として設定されているから，結局においてそれら要因についての統計学的用語としての効果 effects ということになる）と対応関係を持ち得るというが，その問題については後に考察することにする。以上は Stephenson の Q-方法論の極めてかんたんな解説である。

* “重み” は次の公式により，比率として求められる(6)(p. 179)。

$$\frac{w_p}{w_q} = \frac{r_{pa}(1 - r^2_{qa})}{r_{qa}(1 - r^2_{pa})}$$

r_{pa}, r_{qa}: 個人 p, q の因子 a における負荷量
w_p, w_q: 求めようとする個人 p, q についての重み

IV　Q-技法と単純構造概念

前節においてその大要が解説されたQ-技法は，より包括的概念であるQ-方法論を主張するStephensonの立場からは，極めて適用範囲の広い一つの実験的方法であり，何らかの心理学的な仮説や理論のあるところではいつでも応用されるということが強調されている。

われわれもその点を否認するわけではないが，古賀行義博士によってもっとに指摘されているように，それはやはり類型的因子を抽出するという類型研究法として最もその強みを発揮するものといわなければならない[4]。その意味において，類型的因子についての実験的研究を課題としているわれわれが，重ねてその適用を試みているのである。

以後のわれわれの論述においては，このように主に類型研究法として使用されたばあい，Q-技法と単純構造の原理との関係から生じてくる一二の問題をとりあげることにする。まず第1の問題は，たとえば第3図に例示したような，双極性でないいくつかの因子が単純構造をなしているばあいには，これらの因子負荷量間には見かけ上の逆の相関が存在するということである[9a, b]。第5表は，われわれが教師の教育的態度について抽出し，2回直交回転された因子行列であり，その名称については前に述べられているものである。この因子の構造はもちろん完全な単純構造ではないが，ややそれに近いものであった。いま，これらの因子負荷量間の相関を求めると，$r_{\mathrm{I}''\mathrm{II}''}=-0.417$, $r_{\mathrm{II}''\mathrm{III}''}=-0.394$, $r_{\mathrm{I}''\mathrm{II}''}=-0.358$であり，ある程度の逆の相関のあることを示している。別の所でもふれているように[9b]，このことは検査法が因子の負荷者であるR-技法のばあいには何ら問題とならない。

第5表

被験者	I″	II″	III″
A	.080	**.673**	.171
B	−.055	**.710**	.142
C	−.047	**.479**	.292
d	**.551**	**.484**	−.028
E	.040	**.675**	.195
f	**.535**	**.450**	.227
G	**.665**	.187	**.320**
H	.045	**.545**	**.430**
I	.125	.240	**.505**
J	.110	−.049	**.602**
K	**.448**	−.068	**.356**
L	.167	.131	**.455**
m	.119	**.500**	.218
n	**.759**	.194	.152
O	−.057	**.347**	**.304**
P	.199	.243	**.379**
Q	.341	**.526**	.190
R	.071	**.565**	**.455**
S	**.668**	.223	.230
T	.296	.280	**.547**
u	−.010	**.518**	**.372**
v	**.493**	.225	−.122
w	**.462**	**.473**	.257
x	.078	.196	**.629**
y	**.612**	.209	**.370**

（アルファベット順に年令の高い方から大文字は男，小文字は女，太字は有意な負荷量）

しかし，われわれのばあいは抽出し回転された類型的因子を類型構成のための次元として用いようとする。従って，それら次元は互に独立であることが必要であるにもかかわらず，われわれが実際に得た因子は上記のように独立とはいえない。この点からは，それら因子はわれわれの目的に対して適切ではないということになる。

このような負荷量間に逆相関の存在することは，因子の性格に実質的にどのような影響を与えているか。そのことをたしかめるために，すでに述べたようにそれぞれの因子負荷量による重みづけによって，因子得点がどのように増減するかを調べて見る。まず，第I″因子による重みづけの結果得点が著るしく増加する陳述項目と，著るしく減少するそれとを各3個ずつ示せば次の通りである。(数値はz-soreにおける差を示す)

+1.16　教師がいてもいなくても変りなく勉強ができてほしい。

+1.04　興味がなくてもがんばって学習に参加してほしい。

+1.00　集団生活がよく指導されているかどうかテストされているようなものだ。

−1.42　無理に子どもに強制することは，子どもが不幸だと思う。

−1.46　教師がいいかげんである以上，子どもにあたりちらすことはできない。

−1.72　学習意欲のないところに効果はあがらないから無理を強いたくない。

ここでは，第 I″ 因子の負荷量の大きい被験者は，（+）の意見に賛成をし，（−）の意見に反対であるということが意味されている。従ってわれわれは上記の陳述項目の文章を吟味することによって，この因子を強制—自由の因子と命名したわけであった(9a, b)。また，同じような関係を第 II″ 因子について示せば次の通りである。

+1.06　それだけの理由があれば，子どもがさわいだり乱れたりするのも止むを得ない。

+0.98　話の内容が退屈なものなら，子どもがガヤガヤするのもし方がない。

+0.89　ひどく悪いことをしなければ，少しぐらいさわいでもし方がない。

−1.06　いつでも学習にしんけんにとっくんでいくような習慣をもたせない。

−1.16　興味がなくても，がんばって学習に参加してほしい。

−1.57　なまけものをなくすよう，全員がしっかりやるように主に指図，かんとく。

陳述項目編成のいきさつについての説明が一切省略されているので，われわれのこの点についての叙述に明確さを欠くと思われるが，第 II″ 因子の負荷量の大きい被験者は（+）の意見に賛成し（−）の意見に反対するということから，この因子は寛容—厳格と命名された。しかしながら，一見して明らかであるように，このばあい強制と寛容は特性概念としても互に独立であるとは考えにくいし，陳述項目の一々の内容について見てもそこには逆の相関のあることを認めざるを得ない。第 III″ 因子について見ても下記の陳述項目から，ほぼ上と同じことがいえるようである。

+1.20　学習意欲のないところに効果はあがらないから，無理は強いたくない。

+0.78　少しは先生の気になってくれるような心の結びつきがなければ，学級経営はうまくいかない。

+0.78　無理に子どもに強制することは，子どもが不幸だと思う。

−0.69　教師がいてもいなくとも，変りなく勉強ができてほしい。

−0.92　教師に対して反論するだけの勇気と気力をもってほしい。

−1.06　自主自立の態度をもつ子どもであってほしいから，教師に反論する位であってほしい。

もっとも，この因子の解釈についてはやや困難な点もあるが，ここではそのことについては省略する(9a, b)。

第　6　表

被験者	因子の型			効果の型		
	I″	II″	III″	X a＜b	Y c＞d	Z ?
A	.236	.178	.560			
B	.433	−.067	.530	*		
C	.330	.038	.088	*		
d	.414	.079	.612	*		*
E	−.047	−.089	.520			
f	.037	.439	.453			
G	.137	.277	.537			
H	.369	.413	.023	*		
I	.627	−.011	.299			

J	.605	−.079	.418			
K	−.083	.656	.259		*	
L	.025	.353	.483			
m	.502	−.112	.382	**		*
n	.160	.474	.543			**
O	.356	.524	.394			*
P	.299	.215	−.172			
Q	.331	−.073	.527	**		
R	.332	.008	.499			
S	.536	.342	.168			
T	.452	.345	.300			
u	.492	.080	.098	*		
v	−.034	.011	.595			**
w	.499	−.064	.210			
x	.142	.305	−.092			
y	−.058	.386	.537		**	

（第5表の註と同じ）

この問題に関するもう一つの例証として，われわれの別のデータを提示したい。この第6表は，教師の教育的態度についての研究と並行して行なわれた実験の結果で，Jung, C. G. の外向（extrovert），内向（introvert）について Stephenson が使用した陳述項目をそのまま邦訳して，同一被験者群に実施し，教育的態度のばあいと同じように処理した回転後因子行列である。（右側の分散分析の結果については後に述べる）。この因子構造は，教育的態度のばあいよりはもっと単純構造に遠い形であるといえる。3因子とも有意な負荷量を示す行が二つ見られるからである。おそらくはそのことが原因となっていると思われるが，これらの3因子間の相関は $r_{\mathrm{I}''\mathrm{II}''} = -0.435$ であるのに，$r_{\mathrm{II}''\mathrm{III}''} = -0.269$，$r_{\mathrm{I}''\mathrm{III}''} = -0.078$ であり，すべての因子間に逆の相関があるとはいえない。そこで，教育的態度の例にならい，因子得点の増減の著るしい陳述項目を第 I″ 因子より順に各5個ずつ示せば次の通りである。

第 I″ 因 子

+0.85 自惚れが強い。(a d e)
+0.81 怒りっぽくて独断的。(b d f)
+0.76 やや理性を欠く。(b c f)
+0.65 やや尊大な野心家。(a d e)
+0.63 目的のためには手段をえらばない。(b d f)

−0.45 例外を認めることは良心が許さない。(b d f)
−0.77 沈黙していて思慮が深い。(a c e)
−1.02 無口で理解され難い。(a c e)
−1.07 ひそやかで目立たない。(a c e)
−1.16 無愛想。(a c h)

第 II″ 因 子

+1.58 困難を感じて仕事がのろい。(a c f)
+1.46 ひそやかで目立ない。(a c e)
+1.43 無類の気転の利かなさということこそ，よく自分にあてはまりそうだ。(b d e)
+1.18 考えが平凡であり，鈍い。(b c f)

−0.70 表情がとげとげしくて鋭い。(b d f)
−0.74 ある期待の態度をもち，常に可能性を求めている。(b c h)
−0.80 支配することを願い，しかも愛されることを望む。(a d g)
−0.95 怒りっぽくて独断的。(b d f)

+1.10	沈黙していて思慮が深い。(a c e)	−1.08	やや尊大な野心家。(a d e)

第 III″ 因 子

+0.70	例外を認めることは良心が許さない。(b c f)	−0.52	やや理性をかく。(b c f)
+0.62	凡ての拘束からの自由を求める。(b d h)	−0.62	困難を感じて仕事がのろい。(a c f)
+0.56	事実よりも理論を重んずる。(a c f)	−0.62	考えが平凡であり鈍い。(a c f)
+0.54	果てしなく内的生活における変化を求める。(a c h)	−0.65	怒りっぽくて独断的。(b d f)
+0.52	ある“予言者”。(a d h)	−0.72	近視眼的に陥る。(b c f)

以上の陳述項目は，Stephenson によって三つの観点から構造化されており，括孤内の文字符号はそれを表わすが，その点については今はふれない。上の陳述項目群を教育的態度のばあいに準じて因子別に考察するとき，われわれは，第 I″ 因子はだいたい外向性に関係し，第 II″ 因子はだいたい内向性に関係することに気づくであろう。したがってこのばあいも，この両因子は互に独立でなくあたかもそれらが一つの双極性因子を形成しているような印象を与える。このことはやはり両因子の負荷量の間に負の相関が存在することに原因している。従って後にも述べるように，このばあいわれわれの得た因子は，Stephenson が構造化の際に想定した要因とはっきりした対応関係にはないことになる。第 III″ 因子については，ここに記した材料だけでは解釈が困難であるから，ここではふれないでおく。

以上教育的態度と内向・外向についての２種の研究例によってもわかるように直交回転をした因子行列でも，それらが単純構造に近ければかえってそれら因子負荷量間に逆の相関が生じ

第７表　（負荷量の数値は等しいとする）

(a)

I	II
+	0
+	0
+	0
0	+
0	+
0	+

$r = -1.0$

(b)

I	II	III
+	0	0
+	0	0
+	0	0
0	+	0
0	+	0
0	+	0
0	0	+
0	0	+
0	0	+

$r = -0.5$

(c)

I	II
+	0
+	0
0	+
0	+
−	0
−	0
0	−
0	−

$r = 0.0$

(d)

I	II
+	+
+	+
+	+
0	0
0	0
0	0

$r = 1.0$

てくる。このことは，第７表のような単純な例によって説明される。その表の (a) と (b) とは第３図のばあいとは異なるが，ともに完全な単純構造の例である。それらの因子はともに双極性ではなく，(a) においては両因子間の相関は −1.00 となり，(b) においてはいずれも −0.50 となる。ところが，(c) を見ればこれは両因子ともに双極性因子であり，やはり完全な単純構造をなしているにかかわらずその相関は零である。これらの例によってもわかるように，双極性でない因子が単純構造をなしているばあいには，それらの単純構造が完全に近いほどそれらの因子間には見かけ上の高い逆相関が生じ，(a) のばあいには一つの双極性因子と全く同

じことになり，(b) のばあいには，3因子が互に何ほどかずつ逆の相関をすることになる。われわれの二つの研究例はこのばあいに近い。このことは上述のように，われわれの研究のように求める因子が類型的因子であるときは，一つの難点となる。第7表の (c) のような例は，われわれの研究では得られなかったが，類型的因子がこのような形で得られるのは好ましいといえよう。どのように回転しても得られる因子が双極性であるというのは，回転前の第I因子が双極性であるためで，そのためには相関行列に一定の負の係数が存在することが必要である。一般に，検査法間の相関に始まる R-技法においては，諸能力の測度として負数の生ずることは説明に困るという立場から，双極性因子の出現を例外的現象として扱う傾向が強い。しかしながら，類型研究法としての Q-技法においては，双極性因子の出現によって説明に困るということはなく，むしろその方が合理的であるという見方もできる。従って，始めの実験的操作において個人差が強く表われるような工夫をして，相関行列に負の係数が相当数生ずるようにすれば，上述のような難点は解消できるといえる。だからこのことは類型的因子の抽出，回転と，単純構造概念との間に生ずる一つのいわば形式的な難点を免れる方策であるともいえる。しかし，まだわれわれはそのような具体的なデータを持っていないので，この方法によってすっきりした性格をもつ因子が得られるかどうかについては，はっきりしたことはいえない。

いずれにしても，われわれは事実において上記のような難点が存在するにかかわらず，単純構造の原理を認め軸の回転を行なってきた。それは一つは前述のような論理的理由にもとづくのであり，もう一つは後に述べるような実際的理由にもとづく。しかし，われわれはその前に，因子分析と分散分析の関係に関する Stephenson の論述と，それに対するわれわれの態度とについてわれわれの研究データによって述べることにする。

V ‘因 子’と‘効 果’

すでに述べたように，Stephenson は因子分析と分散分析の併用を提唱するが，その両者が実際になされる際には，“それらの Q-標本 (Q-sample) の構造に関係なしに因子分析はなされる”し，また，“どんな因子への関係もなしに，一つの標本の構造との関係において分散分析はなされ得る”のである(6)(p. 102)。“しかしながら，ある条件の下では，同じ事実が，変量についての因子分析と標本についての分散分析ならびに小標本処理という両方のやり方で求められる”。(But under certain conditions the same facts can be reached both ways, by factor analysis of the variates and by variance analysis and small-sample treatment of the samples).(6)(p. 102) いいかえれば，“ある条件の下では，つり合い計画における単一の整列に対する効果 A, B, C, ……, は，直交する因子と効果とが想定されるときは，従属性分析において対応する因子 α, β, γ, ……, をもち得る”(Under certain conditions, effects A, B, C, ……, for a single array in balanced design, can have corresponding factors α, β, γ, ……, in dependency factor analysis. Orthogonal factors and effects are assumed.) のである(6)(p. 102)。それでは，その条件とは Stephenson にとってどのようなことであるか。このことについての明確な記述は見当らないので，われわれはまず次のことから彼の論理を追って見る。

Stephenson のばあいには，軸の回転は二つの原則に従ってなされる。その一は“構造化されない標本に対しては，われわれは，通常各二つの水準に対する諸効果についてのつり合いブロック計画に対して，どの直交構造が最もよくそのデータに適しているかをきめようとする。” (For unstructured samples we seek to determine sometimes what orthogonal structure best fits the data, for a balanced block design of effects, usually for two levels ech, ……)[(6)](p. 41)（ここにいうつり合いブロック計画とは，Fisher の実験計画法論における実験計画 experimental design の一つの型である。）この原則にもとづく回転は，われわれの教育的態度についての研究において行なわれた。そこでは標本の直交構造（ここでの構造の語は，‘標本の構造化’の方の文脈におい用いられている）が回転によってきめようとされる。その二として，標本がすでにある仮設にもとづいて構造化され，実験計画の型ができ上っているときには，“われわれはその期待されあるいは予測されている種類の解があるかどうかを見るために回転する。”(we rotate, therefore, to see whether there are solutions of the expected or predicted kind.)[(6)](p. 41-42) Stephenson にならったわれわれの内向・外向についての研究では，この原則によって回転されたといえる。

さて，Stephenson によれば，Thurstone のいう単純構造は，“いつも達成されるものではなく，そしてたしかに直交因子（orthogonal factor）に対しては全く稀である，そして相関する因子がいまやむしろ例外でなくして原則である”[(6)](p. 37)。（ここでいう因子間の相関という意味が，Thurstone のいう‘基準ベクトル’primary vectors 間の相関をさすのか，われわれのように因子負荷量間の相関をさすのか明らかでない。）そして Stephenson はそのような“直交因子に対する単純構造に‘最単純構造’(simplest structure) という語を用いることを提唱する”[(6)](p. 107) として，そのような新しい概念をもち出す。ところが，“つり合いブロック計画における効果は直交性（orthogonality）の仮定を含んでいるのであるから,”[(6)](p. 107)（そこでは各要因が独立であることが仮定されていることをいう）もし，前にあげた二つの原則のいずれかによって軸を回転した結果，つり合い計画における効果と対応のある因子が得られ，しかもそれら因子が単純構造をなしたとすれば，それら因子の構造は‘最単純構造’であるというのである。そして，そのような構造をなすように因子分析をするのが従属性因子分析である。Stephenson は次のようにいう。“各整列に対して順番に効果 A, B, ……, と，P 個の整列に対する（P × P）個の相関の表に対する因子 A, B, ……, との間の対応が如何にして実際に得られるかということを考察することが残る。それは従属性分析によって達成される。”(It remains to consider how the correspondence between effects A, B, ……, for each array in turn and factors A, B, ……, for a (P × P) table of correlations for p-arrays is reached in practice.　It is achieved by dependency factor analysis.)[(6)](p. 107)

以上引用された叙述の範囲内では，‘因子’と‘効果’との対応が生ずるための，Stephenson にとっての前述の‘ある条件’というのは，結局‘従属性分析’であり，さらには‘最単純構造’が成立するということになりそうである。しかし，そのような対応関係を生ずる構造を最単純構造と名づけ，そのような構造を見出す分析を従属性分析とすることからいえば，これらはいずれも論理的に‘ある条件’であるとはいえなくなる。われわれは，このばあいの‘条件’としては，データを処理する手続に関する条件よりも，むしろデータの中にある実質的な条件を重視しなければならないと考える。データのもつある性質がかくされていて，ある側面から見れば突然それが発見され，その側面というのは軸の回転の角度であるという考えはそれとして面白いにしても，Stephenson の上記の論述の中にはその角度をどうするかという具体的な操作に関する記述がどこにも見当らず，その意味において最単純構造という概念も操作的には不確定のままで残されているといわなければならない。そのように操作的な不確定性をもつ概念を新しく構成しなくても，データの実質的条件を整えた上で Thurstone の単純構造概念をそのまま認め，結果においていわゆる‘最単純構造’が得られなければ，さらに実質的条件を再吟味するといういき方で十分ではないかと考える。

‘因子’と‘効果’とが対応するばあいの‘因子分析’と‘分散分析’との数理的な関係について，Stephenson はかんたんなモデルを用いて証明を試みている(6)(p. 105–107)。この点についての解説は別の所にゆずるが(10)，Stephenson の証明は，そこでも因子分析によって得られる因子の性格や構造がすでに標本の構造化に際して判明しており，その因子の性格に即応して完全な標本の構造化がなされたということを前提にして論述が進められている。このことは，上述の概念の不確定性ということとならんで，やはり操作的立場からの考察がなされておらず，その意味において生産性に乏しい論証といわざるを得ない。

われわれ実地に研究を進めようとするものにとって重要なことは，操作と無関係な問題についての観念的な論証ではなく，このばあいについていえば，どのようにして‘効果’と対応関係にある‘因子’を抽出したり回転したりするかという操作的問題である。その意味からいって，上来多少ふれてきたことであるが，われわれの経験によれば‘因子’と‘効果’との間にはっきりした対応が見られるような結果を得ることは相当に困難なことであった。この点をわれわれの例について見ることにしたい。

第6表にその結果が示されている研究では，その陳述項目は Stephenson にならって第8表に示されるような要因と水準にもとづいて構造化されていた(6)(p. 69–73)。この表の用語の説明は一切省くことにして，いま，この表の要因X（2水準），Y（2水準），Z（4水準）とそれぞれの水準との組合せ a c e, a c f, ……, 等はすべてで $2 \times 2 \times 4 = 16$ 通りある。前々節に示した陳述項目の終りの符号はこの組合せを表わしている。各組合せに対して4個ずつの陳述項目を用意したので合計64個あることになる。これらの項目についてのQ-分類の結果については，第9表のような変動因と自由度に対応して分散分析がなされる。第6表の右側は個人別の分散分析の結果を示す。ところで，その表においてX, Y, Z が何故にそれぞれ I″, II″, III″ と対応させられたかの根拠を示すのが第9表である。その理由の説明は別の報告にゆずることにしたい(7)(10)。なおここでは交互作用効果については一切考えないことにした。主効果との対応関係さえ明確でないとき，交互作用効果について云々することは無意味に近いからである。

第　8　表

要　因	水　　準		自由度
X ‘態度’	(a) 内向	(b) 外　向	1
Y ‘機制’	(c) 意識	(d) 無意識	1
Z ‘機能’	(e) 思考	(f) 感　情	3
	(g) 感覚	(h) 直　覚	

第　9　表

変動因	自由度	平均平方			
		非加重	加重		
			I″	II″	III″
X	1	16.00**	**20.25****	2.25	9.00*
Y	1	0.25	1.56	**4.00**	0.56
Z	3	4.41	3.70	2.95	**5.62***
X Y	1	1.00	5.06	1.00	0.06
X Z	3	1.33	2.37	2.04	4.37
Y Z	3	2.16	1.56	3.62	2.60
X Y Z	3	11.66**	3.38	14.29**	8.18**
繰返し	48	1.73	2.08	1.75	1.83
全　体	63				

（太字は‘因子’と‘効果’の対応を想定したことを示す。）

第9表について見れば，‘非加重’のXが著るしく有意であることが，たとえば III″ の性格をあいまいにするような形ではたらいている。しかし，I″ とXとの対応ははっきりしている。II″ でのYは有意でないので，Yと II″ とを対応させることには無理があるが，平均平方のやや顕著な増加を認めてその対応の存在を許容することにする。III″ とZとについては上記のようなXの影響もあるが，一応その対応を認めてもよさそうである。このように，第9表についてはかろうじて‘効果’（ただし主効果のみ）と‘因子’の対応を認めることができそうである。しかしながら，第6表に戻って個人別に見たばあいは，それらの間に対応関係

があるというには相当無理がある。そのことは，各項目につけられている符号の因子別の変化を見ることによってもわかるであろう。これとほぼ同じことが，データの一部しか示されていないが，第4表についてもいえたのであった(7)。

以上2例のうち，親の態度の研究においては，標本の構造化に際し3回にわたる専門家の判定を求めるなどの努力がなされ，内向・外向の研究では，Stephenson が Jung の書から抽出した文章にもとづいて構造化がなされている。それにもかかわらず，その構造化が完全でなかったことが，前述のような因子負荷量間の逆相関の存在や訳し方の適切でなかったことなどと相俟って，上記の程度の結果しか得られない原因となったと思われる。上例では二つとも単純構造を目標に軸の回転がなされたが，今後において標本の構造化が一層完全になされ，また得られる因子がすべて双極性であるというような工夫がなされれば，そのように回転するだけで Stephenson のいう‘最単純構造’の出現もおのずから期待できると思われる。ともかく，われわれは因子分析と分散分析の併用という Stephenson の着想に大きな興味をもつとともに，その両者の関係の究明に対する彼の努力を高く評価することを忘れるべきでないと考える。

VI　無回転因子のばあい

最後にわれわれは，回転されない因子によって加重された因子得点が，回転された因子によるそれとどのように異なるかということを実例によって示し，Q-技法における回転の必要性についての経験的立場からのうらづけとしたい。

回転後の類型的因子による重みづけとその因子得点の増減の著るしい項目については〔III〕に記載したが，ここでは回転前因子による重みづけとその因子得点の増減の著るしい項目の一部をかかげる。まず教育的態度については次の通りである。

第 I 因子

+0.29　もっと学習に意欲的で，積極的な気持であってほしい。
+0.25　子どもたちは，がまんしないで「もっときちんとやってくれ」と教師に要求する権利がある。
+0.20　教師がいてもいなくても変りなく勉強ができてほしい。
−0.18　教師がいいかげんである以上，子どもにあたりちらすことはできない。
−0.22　みんなの力が一部の子どものわがままを取り除くようにしてほしい。
−0.31　学習意欲のないところに効果はあがらないから，無理を強いたくない。

第 II 因子

+3.81　話の内容が退屈なものなら，子どもがガヤガヤするのもし方がない。
+2.56　他の学級に迷惑がかからない程度なら，自由にふるまっても仕方がない。
+2.41　子ども自身の力を伸ばしてやるためには，教師は一歩ワク外に出た方がよい。
−3.73　いつでも学習に真剣にとっくんでいくような習慣をもたせたい。
−3.83　もっと学習に意欲的で，積極的な気持であってほしい。
−3.93　教師がいてもいなくても変りなく勉強ができてほしい。

第 III 因子

+3.68　なまけものをなくすよう，全員がしっかりやるように主に指図，かんとく。
+3.02　先頭に立って，教師みずからはたらくべきだと思う。
+2.84　話の内容が退屈なものなら，子どもがガヤガヤするのもし方がない。
−2.37　子どものリーダーを中心にすべきで，あまりその仕事を教師がとりあげるべきでは

ない。

−2.67　いつでも学習に真剣にとっくんでいくような習慣をもたせたい。

−3.30　リーダーを中心にして仕事がはこばれていくようでありたい。

つぎに，内向・外向についての資料は以下のようである。

第 I 因子

+0.51	ある“予言者”。(a d h)	−0.23	子どもっぽく自分本位で物おしみしない。(b d e)
+0.33	凡ての拘束からの自由を求める。(b d h)	−0.25	表情がとげとげしくて鋭い。(b d f)
+0.28	果てしなく内的生活における変化を求める。(a c h)	−0.33	近視眼的に陥る。(b c f)
+0.26	近づき難くてごうまん。(a c f)	−0.39	中途半ぱな決心をしがち。(b d e)
+0.26	病気や失敗をしないかとけ念する。(a d h)	−0.41	無愛想。(a e h)

第 II 因子

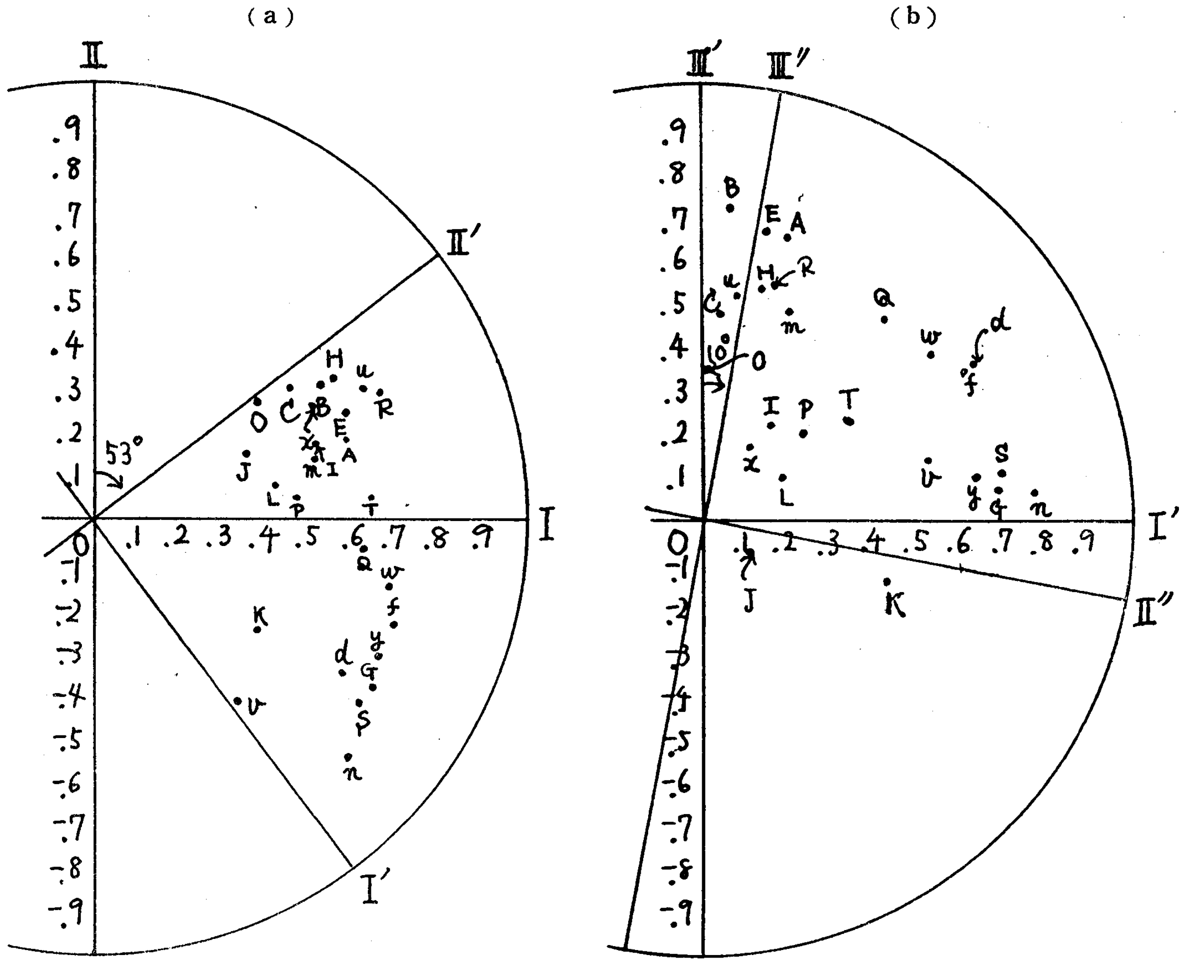
+2.91	つい何かの信仰に凝りすぎる。(a d e)	−1.93	あいまいなことに対して勘がいい。(a d g)
+2.87	困難を感じて仕事がのろい。(a c f)	−2.39	感覚的なものに美を感ずる。(b c g)
+2.59	ひそやかで目立たない。(a c e)	−2.52	熱心に新しいものを求める。(b c h)
+2.59	無類の気転の利かなさということこそ，よく自分にあてはまりそうだ。(b d e)	−3.21	支配することを願い，しかも愛されることを望む。(a d g)
+2.50	道理に過敏である。(b d h)	−3.45	ある期待の態度をもち，常に可能性を求めている。(b c h)

第 III 因子

+2.29	つい何かの信仰に凝りすぎる。(a d e)	−1.71	支配することを願い，しかも愛されることを望む。(a d g)
+2.08	無愛想。(a c h)	−1.75	感覚的なものに美を感ずる。(b c g)
+2.00	無口で理解され難い。(a c e)	−2.05	考えが平凡であり鈍い。(b c f)
+1.92	現実は問題でなく，観念の世界が重要である。(a c h)	−2.13	やや理性を欠く。(b c f)
+1.87	ひそやかで目立たない。(a c e)	−2.34	享楽に対して魅力を感ずる。(b c g)

紙面の都合で，ここに記載されたのはやはり一部の項目に止まるため，回転前因子と回転後因子の内容的な比較を詳しく行なうことはできない[9b][10]。しかしこれらの資料だけでも，たとえば教育的態度の3因子 I，II，III はそれぞれ I″，II″，III″ と無関係ではないこと，むしろある程度の内容的な共通性のあることに気づく，このことは，第4図についてみてもある程度理解できる。第4図は，教育的態度の第1因子が2回回転されて第 II″ 因子になる過程を示したものである。すなわち，第4図 (a) では第 I 因子が第 II 因子との関係において 53° 右向きに回転されて第 I′ 因子となり，(b) では，第 III′ 因子との関係において 10° 右向きに回転されて第 II″ 因子となっている。その他の因子についての図示は省略されている。ところで，因子 I′ と I″ とはその負荷量においてほとんど変化がないが，因子 I と I′ とでは相当な変化があ

第　4　図



る。しかしその変化も因子の性格を根本的に変えるほどのものではないことが，この図からも読みとれよう。この図に見られる幾何学的な変化の結果が，第5表の数字となって示されているわけである。

さて，軸Ⅰに対する各点の座標と，軸Ⅰ′に対するそれ（軸Ⅰ″に対する各点の座標とあまり変化がない）とを比較すると，（すなわち，第Ⅰ因子の負荷量と第Ⅰ′因子のそれとの比較と同じ意味）後者の方の変動が著るしく大きくなっていることがわかる。逆に，第Ⅰ因子の変動は小さいので，そのことは回転前第Ⅰ因子の因子得点の増減が著るしく少ないということにも表われている。因子分析法全般についてもいえることであるが，とくに類型研究法としてQ-技法の立場からは，個人差の変動が大きく表われるのは都合のよいことであり，この点からも回転前因子よりも回転後因子の方が類型的因子として価値があるといえよう。以上教育的態度の第Ⅰ因子について述べたことは，ほとんどそのまま向性の第Ⅰ因子にもあてはまる。

次に，上記陳述項目の第Ⅱ，第Ⅲ因子の加重による因子得点の増減を見ると，ここでは第Ⅰ因子のばあいと全く逆に著るしくその量が大きくなっている。このことは，第4図(a)の軸Ⅱへの各点の座標と，軸Ⅱ′への各点の座標とを比べて見れば，その理由が明らかになる。（軸Ⅱ″への座標を示す図は省略されているが，軸Ⅰ′と軸Ⅰ″との関係と同じくその量はあまり変化がない。）すなわち，重心法で算出されたという最初の節で述べられた事情が原因となって，第Ⅱ因子は常に双極性因子として抽出されるから，回転前の第Ⅱ，第Ⅲ以下の諸因子はそれぞれ回転後の第Ⅱ″，第Ⅲ″以下の諸因子と比べて，その負荷量の変動は著るしく大き

くなっている。このように回転前の第Ⅰ因子以外の因子負荷量の変動が大きいということは，類型的因子としてはむしろ好ましいといえよう。しかしそのことは第Ⅰ因子の変動の多少と無関係ではない。第Ⅰ因子の変動を大きくするためには，どうしても第Ⅱ因子の変動を小さくする必要があり，それらの変動のつり合いをとるという点からは，やはり軸の回転が必要になるわけである。

しかしながら，因子負荷量の変動の多少ということを無視したばあい，本節に記したような陳述項目によってきめられる因子と，〔Ⅳ〕に記されたような項目によってきめられる因子とでは，心理学的にどちらがより有意味かという問に対しては，答を与えることはできないできないであろう。そうした問題について判断を下すのに必要な客観的規準がないからである。やはりわれわれとしては，できるだけ少数の，しかも独自性をもつ助変数で現象を記述するという Thurstone の立場を認め，その立場に立った単純構造概念に従うということが，このばあいも平凡であるが妥当な道であるといわざるを得ない。

文　　献

(1) Cattell, R. B.: Personality. A systematic theoretical and factual study. New York: McGraw-Hill, 1950.

(2) Eysenck, H. J.: The structure of human personality. London: Methuen, 1953.

(3) Guilford, J. P.: Psychometric methods. New York: McGraw-Hill, 1954.

(4) 古賀行義: 精神測定学の二側面 —とくに類型的因子について—. (田中寛一・城戸幡太郎編: 心理学新研究) 東京，岩波書店，昭18 (1943), 243—268.

(5) 松山安雄・田中国夫: 社会的態度の測定論的研究 Ⅲ —社会的態度における類型的因子について—. 心理学研究，1954, 25, 174—180.

(6) Stephenson, W.: The study of behavior. Q-technique and its methodology. Chicago: The University of Chicago Press. 1953.

(7) 竹内長士・矢吹四郎: 親の子に対する態度の類型についての Q-方法論的研究. 日本心理学会第24回大会報告，(同発表論文集，東京大学，1960, 320—321).

(8) 竹内長士・矢吹四郎: 親の子に対する態度の類型についての Q-方法論的研究 (続報). 日本教育心理学会第2回大会報告，1960.

(9_a) 竹内長士・矢吹四郎: 教師の類型化への一つの試み. 日本心理学会第25回大会報告，(同発表論文集，早稲田大学，1961, 262).

(9_b) 竹内長士・矢吹四郎: Q-技法による教師の類型の研究(Ⅰ) —教育的態度の類型的因子—. 教育心理学研究 (寄稿中)

(10) 竹内長士・矢吹四郎: 教師の類型化への一つの試み(続報). 日本教育心理学会第3回総会報告，1961.

(11) 田中国夫: 社会的態度の測定論的研究 Ⅱ. 心理学研究，1953, 24, 96—104.

(12) Thurstone, L. L.: Multiple-factor analysis. A development and expansion of the vector of mind. Chicago: The University of Chicago Press, 1947.