

## 質問型式による性格診断の方法論的吟味

—Y G 性格検査の場合—

名古屋大学

名古屋市立  
女子短期大学

名古屋大学

續 有 恒 織 田 揮 準 鈴 木 真 雄

## I 問 題

## 「臨床的性格適応診断」作製時の問題点

續ら(1969b)が作製した新形式の性格適応診断のための調査は、基本的には、すべての調査項目に対する全反応が相互に独立したものではなく、被調査者の内部において総合的に相関連したものであるとの根本的仮定のうゑに立っている。換言すれば、ある数の調査項目を提示して、 $n$ 人の被調査者に反応を求めた場合、その反応のパターンは、けっして1通りではなく、調査項目数や反応形式による限界はあるものの、原理的には $n$ 通りの反応パターンが得られる。このような反応パターンの多様性は、いうまでもなく、被調査者の内部状態(この場合は性格適応)の多様性によるものであり、反応はそのパターンごとに、他のパターンとは異なるものとして理解されなければならない。したがって、個々の調査項目に対する反応は、いかなる反応パターンに組み込まれるかによって、意味を異にすることになる、という考え方に基づくものである。

しかし、われわれがこのような考え方に従うまでには、いくつかの「事実」が必要であった。この新しい調査方式を作りあげる過程において、われわれは、調査項目の作製や選定にあたって、依然として「ある項目は常に一定の次元に沿った反応をもたらすものである」との考えを持ち続けていた。そして、反応パターンは、そこに含ませたいいくつかの次元のうち、ある場合にはある次元がドミナントであり、他の場合には他の次元がドミナントである、といったような意味において異なるのだと考えていた。ところがひとつの次元に沿った調査項目として数個の項目を作成してみると、それらの項目に対する反応相互の間の相関係数は意外にもきわめて低く(續ら; 1967a, 1967b), かえって他の次元に沿うものとして作製した項目への反応との間に高い相関が認められた(續ら, 1968)。たとえば、

A「もし野球をするのなら打率をねらう——もし野球をするのなら一発大ものをねらう」

B「もし釣りに行くとしたら、釣れる見こみは少ないが、大物の釣れる釣り場へ行く——もし釣りに行くとしたら、魚は小さくても必ず釣れる釣り場へ行く」

C「世の中は平穏無事がいい——世の中は、なにかスリルがないとつまらない」

D「反対されればされるほど、よけいやってみたくなる——多くの人がだめだということは、やらないようにしている」

の4対の項目について、どちらを選ぶかという反応をさせ、その四分相関係数を求めてみると、次のようであった。

|     | 中学生<br>(N=1240) | 高校生<br>(N=1403) |
|-----|-----------------|-----------------|
| AとB | -.118           | -.340           |
| AとC | -.452           | -.300           |
| BとC | .401            | .164            |
| AとD | .513            | .350            |
| BとD | -.005           | -.112           |
| CとD | -.371           | -.520           |

すなわち、項目AとBとは、ともに同じ次元に沿った項目として作製され、それは内容的に妥当だと考えられる。また、CとDとはそれぞれABの次元とはそれぞれ異なる次元に沿った項目として作製され、それも内容的に妥当だと考えられる。ところが、AとBとの相関係数は、CやDとの相関係数に比べて必ずしも高くはなく、また、CとDのような相互に異なる次元のものとして作られた項目への反応の相関が高いことも注目せざるをえない。さらに、中学生と高校生とでは、相関に差のあるものが目立つ(AとB, BとCなど)。

このような結果を手にしてみると、われわれは、作製時の内容の吟味が不十分であったのか、あるいは作製者の意図とは別に、同一内容の項目が被調査者によって

異なった意味や機能をもつと考えるべきか、という問題に直面することとなる。

さらに、われわれは、次のような「事実」にも気づいた。すなわち、項目と項目との反応の相関関係が高いといっても、一方の項目がどのような項目と組み合わせて与えられ、どのような反応パターンとして出てくるかによって、他方の項目との関係が異なったり逆転したりするということである。つまり、ここにNおよびXという項目があり、それぞれの項目に対する反応の相関が+でしかも高かったとしても、Nを含む一組の項目群に対する反対パターンが異なる場合、Nに対する反応が同じであっても、反応パターンによってはXとの相関が+であったり、-であったりするという「事実」である(續, 1969b, 64~65ページ)。このような「事実」に直面してみると、ある項目が被調査者群の年齢や性などによって、作製者の意図どおりには機能しないというだけでなく、さらに個々の被調査者の内部条件によって規定され、異なって機能するのであると考えるほかはなくなってくる。

同様の疑いを、すでに知能検査についてわれわれは持っていた。すなわち、同一知能検査を満2才間隔の3群に実施し、別々に因子分析を試みると、その結果に類似が認められないこと(續ら, 1960)、同一の下位検査名を与えうると判断される2個以上の下位検査を含む知能検査結果を因子分析すると、同一名称の下位検査同士が類似の因子負荷状況を示さないこと、および、一群の同一名称の下位検査が、けっして高い共通因子を持たないこと(續, 1969a)などは、まったく同様の考え方によって統一的に理解されうるものである。

以上のような諸点から導かれる考え方を、さらに他の材料によって吟味してみることがわれわれにとっての最初の課題である。もし、このような考え方が確かめられてくれば引続いておこる問題は、被調査者の内部的条件によって意味や機能の変動する項目を用いて、性格測定尺度が構成できるかどうかという方法論上の困難を解決することである。性格測定尺度あるいは性格検査は、各項目の意味や機能一定、各項目の意味一定という仮定のうえに成立している。ところが、さきに述べた諸事実は、この根本仮定をともに否定する方向を物語っているのである。

われわれは、当面、結論を急がず、以上の諸「事実」がわれわれ自身の項目作製力の未熟さに由来しているのではないか、という点から検討してみることにした。そのためには、最も権威があるとされているYG性格検査について、類似の「事実」があるかどうかを調べてみる

ところから始めるのが適切であると考えたのである。

#### 矢田部 Guilford 性格検査作製上の問題点

前述のような問題意識からして、矢田部 Guilford 性格検査が作製される過程において、どのような手順や検討がなされたか、その過程のなかに、われわれが問題とするような「事実」があったのかどうかを文献的に調べてみる必要がある。

Guilford の作製したインヴェントリーについて——

Guilford, J. P. と Braly, K. W. (1930)は外向—内向に関する各種の評定尺度とテストについて考察を加えた。その後これらのテストのうち、6種\*をもとに75項目を選び、6人の評定者の3人以上の一致により、35項目を選択した。そしてこの35項目相互の四分相関係数を求め、それに Thurstone の因子分析を適用して、S, E, M の3因子を抽出した (Guilford, J. P. and Guilford, R. B., 1934, 1936)。その後、D, R, T, A そして N, G, D とよばれる因子を抽出している (Guilford, J. P. and Guilford, R. B., 1939a, 1939b)。これらの因子より3種の検査を作製するに至った (An Inventory of factors STDCR, An Inventory of factors GAMIN. The Personnel Inventory)。

その後、Thurstone, L. L. (1951)は Guilford の検査の尺度を出発点として、因子分析を行ない、Beahr, M. E. (1952)はそれを二次因子分析にかけた。

これらの性格測定の研究は、因子分析によって急速に発展したにもかかわらず、研究の出発点である Guilford の最初の75項目、80項目、100項目の項目相互間の関係は求められていない。すなわち、項目をひとつの独立したテストと考えるならば、項目間の相関が求められ、それにより適当な項目が決定され、それと同時に、因子が抽出され、尺度が構成されていかねばならないであろう。

ところが、Guilford, Thurstone, Behr 等の因子分析は、項目群より成る尺度から出発して尺度を構成している。

矢田部 Guilford 性格検査について——

わが国において、上述のような性格検査に関する研究では矢田部 (1954)が最初であろう。しかもそれ以後、性格測定の因子論的研究が少しずつではあるが行なわれるようになった。YG検査の由来、作製過程、施行法、採点法、標準化については辻岡 (1957)が述べている。

矢田部は Guilford の13尺度を認めたうえで、項目の

\* Jung, Freyd, Laird, Marston, Heymann-Kohlstadt によるものと、Northwestern Univ. によるもの

検討・修正を次のような基準——(1) 日本語として不適当な表現を改め、(2) 特に、O, Ag, Co では社会的態度に依存するものは除外し、(3) 各尺度の独立性を高めるために情緒性以外の尺度では、情緒性が混入するのを可能なかぎり避ける——で行なった。

これに対して、旧来性格特性を表わす言語は無数にあるといわれている。この点を考慮に入れるならば、研究当初から、日本語の性格特性を表わすことばを、予備的な多数の被験者の反応のなかから探り、Guilford が行なった手続きで、項目を決定すべきではなかろうか。つまり、研究者による、最初の性格特性を表わす項目の選択には大変な困難が伴うが、これを回避すれば、その項目群から検査の種々の条件を満たす項目の決定が難しくなるであろう。それゆえ、日本人の被験者群から反応を集め、項目群の決定を行なっていくべきであろう。

さらに、選出された 240 項目の相互の関係は計算されていない。この処理は  $240 \times 240$  の相関行列を求めることで満たされるのではなわろうか。これを無視して、240 項目と、それらがそれぞれ構成している項目群、すなわち出発尺度との関係を GP 分析によって項目分析を行なっていることは、被験者が 200 名であることと、GP 分析、 $\chi^2$ -検定の消極さにより、問題とすべき点を増幅するのではないか。つまり 13 尺度を認めるにしても、13 の尺度間の各項目の関係を明確にしなければ、その 13 尺度も確実なものであるという保証は得られないであろう。

さらにまた、項目分析において、S, T, D, C, R に限り、同じ型の回答を与える項目を抽出して、いくつかの特徴項目群を作り、これを基礎として、項目分析を行ない、9 個のグループに分類している。また、G, A, M, I, N については、常識的に代表価の大きいと思われる 12 項目を決定しているが、同一の基準で項目分析が行なわれていない点はまだ検討の余地を残しているように思われる。これはやはり、240 項目に共通した基準で項目分析をしていなければならないのではないか。

次にインヴェントリーについての最も重要な概念——信頼性、妥当性を考慮に入れなければならない。しかし、この 2 種の概念は、テスト作製上矛盾するようなことが生ずると作製者は考えている。この矛盾を回避するために多くの下位検査を含む特性格の尺度を考えれば、重相関回帰方程式の原理により、信頼性を高める目標は下位検査に、妥当性を高める目標はテストバッテリーそのものに向けられるべきだと考えている。しかしここで、信頼性の目標である下位検査、妥当性の目標であるテストバッテリーそのものに目を向ければ、いずれも項

目によって構成されており、信頼性、妥当性を測定させる前に、やはり前述の  $240 \times 240$  の相関行列が求められるべきである。

このような操作が行なわれることなく 13 尺度  $\times$  12 項目の YG 性格検査は誕生している。そして、S, D, C, G, A, I, N, R の 8 尺度については自己矛盾のない項目であることが認められ、M, O, Ag, Co の 4 尺度については満足な結果が得られなかった。これらのことは、項目分析のあり方によるものであろう。

その後も  $156 \times 156$  の相関行列は得られなかった。さらに三件法の質問を行なったにもかかわらず、「どちらでもない」と答えた被験者の半数を、それぞれ「はい」「いいえ」の群に入れたことに対してなんの配慮もなされていない。

これに対しては Goldberg, L. R. (1963) の性格特徴の仮説的連続 (Hypothesized attribute continuum) を考えに入れるならば三件法で偏差積率相関を求める方が四分相関係数よりよいのではないと考えられる。

また、12 個 (尺度を 1 個省略) の  $12 \times 12$  相関行列を求めているのみで、尺度内のみの 3 種の基準——尺度の内的整合性、尺度内因子構造、尺度の独立性——で項目が検討されている。

さらに 156 項目から 120 項目にしばるにあたり、尺度の最適項目数はなんら考察されていないことも問題となる。

尺度内構造に関しては、4 尺度が 1 因子によって説明され、残りの 8 尺度は 2 因子によって説明されるが、これは Guilford の尺度について検討が不十分であったからであろう。このような 2 因子による尺度においては精密な測定が可能であろうか、という疑問が生ずる。

この点が明確になってはじめて、尺度と項目が矛盾であるか否かの検討がなされるべきであり、因子論的な項目分析を行なうのであれば、ますますこの操作は重要になってくる、と考えられる。

また、標準化において、大学生の場合、2 回生がほとんどであり、標本の偏りについて問題があるようである。さらに基準表を作成する場合に、大標本であれば、その尺度の得点分布はおのずから正規分布に近くなると考えられるのであるが、 $\pm 2$  シグマの範囲内に全得点がおさまる結果になっている。これも尺度に問題が含まれているからであろう。そして、この尺度の得点の分布を正規化して、分割点を決定しているが、これは標準化のねらいとは一致しないのではなからうか。

吟味の焦点——

YG 性格検査やその基礎になっている Guilford の

Inventory の作製経過を調べてみると、上述のように、ある次元または特性に関して妥当な内容であると作製者が判断した項目はそれ以上の検討はなされず、それらの項目の集合から成る下位尺度から出発している。

ところが、われわれが問題とするのは、尺度構成以前の、個々の項目間の関係である。すなわち、

(1) ある次元に沿った測定をするために選定された諸項目は、同一次元に関する反応の強弱や多少をもたらさうものでなければならないが、諸項目相互の関係においてそれが実現していると認めうるかどうか。

(2) そのことは同時に、他の次元に沿った測定のために選定された諸項目との関係において、明確に異なる次元の反応をもたらしていると認めうるかどうか。

(3) 現実に作製されている YG 性格検査の12個の尺度において、各尺度内の項目は、1次元の測定を可能にするためにいかなる関係を持ち、いかなる寄与をしているか。

(4) 12尺度それぞれ10個ずつの項目すべてから出発して、尺度特性の明らかな測定尺度を求めるとすれば、120個の項目すべてのもたらす反応の分布、相互関係、因子構造からして、いかなるものが導き出されるか。

といった諸点が、まずもって吟味されなければならない。本報告はこれらの諸点に関する報告である。

### 検討の方法、資料

資料としては、YG 性格検査所定の手続きに従って実施した 600 名の高校生および大学生の検査結果を用いた。

被験者の内訳は、Table 1 に示すとおりで、1968年6月に実施したものである。

この資料について、以下の計算を行なった。

Table 1 被験者

| 年齢または性別 |   | 人数  |
|---------|---|-----|
| 15才     |   | 73  |
| 16      |   | 187 |
| 17      |   | 19  |
| 18      |   | 28  |
| 19      |   | 87  |
| 20      |   | 102 |
| 21      |   | 103 |
| 22      |   | 1   |
| 男       | 子 | 181 |
| 女       | 子 | 419 |
| 合       | 計 | 600 |

(1) YG 性格検査の全項目 120 個への反応の相互の偏差積率相関係数の計算、および、この  $120 \times 120$  の相関行列について、このような大きな行列の解として有効と考えられるセントロイド法による因子分析を行なった\*。

(2) YG 性格検査の S から D までの12個の尺度のそれぞれについて各10項目相互の相関係数、2次因子としての S, A 尺度, R, G 尺度, G, Ag 尺度, T, R 尺度について各20項目相互の相関係数, Ag, Co, O 尺度について30項目相互の相関係数, N, I, C, D 尺度について40項目の相関係数の計算、および、これら  $10 \times 10$  の12個,  $20 \times 20$  の4個,  $30 \times 30$  の1個,  $40 \times 40$  の1個の各行列について、因子分析を行なった\*\*。この際、小行列であるので、最も少ない数の因子で相関行列を説明するのに有効だとされる主軸法(芝, 1969)によった。

(3) 全 120 項目への反応の度数分布、各尺度の粗点の平均と標準偏差、各尺度得点と尺度内各項目への反応との相関係数、12個の尺度得点相互の相関係数を計算した\*\*\*。

### 結果と考察

#### 標準化の際の結果(辻岡, 1957)との比較

尺度得点の分布——われわれの被検査者群が標準化の際の被検査者群と大幅に異なっているかどうかは、2. 以下の分析にとって大きな関係がある。すなわち、もし大幅に異なっているとすれば、以下の分析は、検査作製時にまで溯ってあてはめることができず、被験者としては異質の集団について論ずるにすぎないことになる。逆に、大幅に異なることがないのならば、分析の結果は検査一般についての特徴を示していることになる。

12個の各尺度における得点平均と標準偏差を比較すると、Table 2 に示したとおりであって、われわれの被検査者群では標準偏差がすべての尺度においてやや小さいが、平均については、全体として顕著な差があるとはいえない。

いずれにおいても、各尺度の得点分布は、正規分布よりも矩形分布に近いものである。

各尺度得点間の相関係数——

得点分布が大差ないにしても、各尺度得点間の相関係数までも大差がないかどうかはわからない。Table 3 には、標準化の際の相関係数(辻岡, 1957)とわれわれの

\* この計算は東京大学大型計算機センターに依頼した。

\*\* 名古屋大学教育統計学研究室 NEAC-1240によって計算した。

\*\*\* 日本電子計算株式会社に依頼した。

被検者による相関係数とを示した。これを比較してみると、たとえば第3尺度(T)や第8尺度(O)のように、やや大きな差のあるものもあるが、全体としてみた場合、両群の間に明確な差があるとはいえない。

Table 2. 各尺度得点の平均と標準偏差

| 尺度別 | 標準化の際の結果(辻岡, 1957) |          | われわれの結果 |          |
|-----|--------------------|----------|---------|----------|
|     | 男                  |          | 女       |          |
|     | M                  | $\sigma$ | M       | $\sigma$ |
| S   | 9.77               | 5.48     | 9.60    | 5.28     |
| A   | 11.48              | 5.33     | 11.58   | 5.29     |
| T   | 11.84              | 4.62     | 11.92   | 4.53     |
| R   | 9.96               | 4.85     | 9.10    | 4.67     |
| G   | 10.85              | 5.16     | 10.70   | 5.11     |
| Ag  | 10.87              | 4.25     | 10.45   | 4.20     |
| Co  | 8.34               | 4.06     | 6.88    | 3.81     |
| O   | 8.11               | 4.38     | 8.36    | 4.06     |
| N   | 9.72               | 5.35     | 9.76    | 4.85     |
| I   | 8.97               | 5.52     | 9.00    | 5.38     |
| C   | 9.98               | 4.99     | 10.33   | 4.97     |
| D   | 11.23              | 5.51     | 11.73   | 5.25     |
| 人数  | 4136               |          | 1974    | 600      |

われわれの被検者群は標準化の際の被検者群に比べ、異質であるとはいえない。とくに、標準化の際の相関係数は、現在の10項目ずつの12個の尺度のものではなく、その前段階であった12項目ずつの13尺度を用いてのものであるらしいので、一層、両者の質的差異を主張することはできない。

#### 全項目への反応相互間の相関係数

120個のYG性格検査項目への反応の相互の相関係数を一覧表で呈示する紙幅がないので、Fig. 1—1—1—12に示すような形に整理した。全相関係数7140個の範囲は絶対値としては、0.000から0.574である。同一尺度のなかでも「はい」に2点を与えるものと、「いいえ」に2点を与えるものがあるので、ここでは、符号の正負は考えない方が適切である。

Fig. 1では、各尺度を構成している10個の項目を丸印のなかの番号で示し、当該尺度以外の項目を矩形のなかの番号で示した。なお、この場合、矩形の外には、その項目が属する尺度の番号をローマ数字で示した。相関の程度はその絶対値を線で示したが、.299以下の係数の場合は、同一尺度内の項目間のものだけにとどめ、他尺度の項目との間のものはすべて省略した。

辻岡(1957)が行なった300名の関西大学学生の結果による、各尺度内での10項目相互の相関係数は.01から.83の範囲にあり、われわれの結果よりは一般に高い値を得ている。いま、10個の項目相互の相関係数総計45個のうち、.300以上の係数のものの個数を各尺度でとに較比してみると、Table 4のようになる。

Table 3. 各尺度得点間の相関係数(絶対値を示す)\*\*\*

| ** | S    | A    | T    | R    | G    | Ag   | Co   | O    | N    | I    | C    | D |
|----|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|---|
| S  | .703 | .119 | .419 | .561 | .281 | .210 | .081 | .303 | .435 | .121 | .247 |   |
| A  | .73  | .043 | .274 | .535 | .259 | .219 | .105 | .353 | .520 | .208 | .256 |   |
| T  | .23  | .15  | .170 | .089 | .137 | .268 | .362 | .464 | .206 | .237 | .511 |   |
| R  | .47  | .39  | .42  | .329 | .435 | .172 | .235 | .041 | .009 | .301 | .055 |   |
| G  | .64  | .68  | .29  | .50  | .232 | .234 | .112 | .286 | .454 | .174 | .249 |   |
| Ag | .19  | .33  | .05  | .38  | .26  | .269 | .286 | .212 | .025 | .386 | .169 |   |
| Co | .22  | .22  | .23  | .13  | .19  | .19  | .497 | .521 | .468 | .524 | .477 |   |
| O  | .18  | .24  | .20  | .13  | .42  | .13  | .44  | .538 | .397 | .555 | .687 |   |
| N  | .35  | .39  | .35  | .17  | .38  | .04  | .51  | .50  | .629 | .609 | .623 |   |
| I  | .41  | .55  | .14  | .03  | .45  | .16  | .43  | .49  | .65  | .532 | .508 |   |
| C  | .22  | .19  | .08  | .19  | .27  | .26  | .44  | .55  | .61  | .56  | .590 |   |
| D  | .41  | .37  | .39  | .22  | .57  | .03  | .47  | .61  | .70  | .62  | .58  |   |

\* 左下2桁の係数は標準化の際の相関係数(N=200)

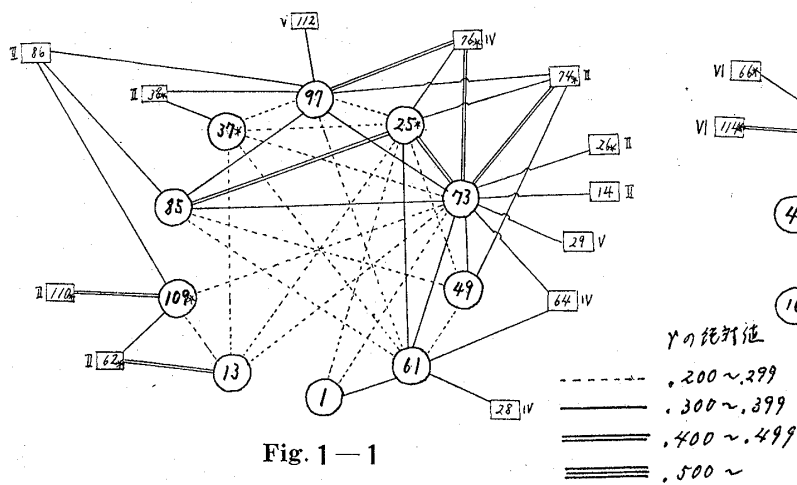
\*\* 右上3桁の係数はわれわれの場合の相関係数(N=600)

\*\*\* 左下の場合4個の尺度では方向が逆にして計算されているため、ここには絶対値を示した。正負逆の値になっている程の差はないようである。

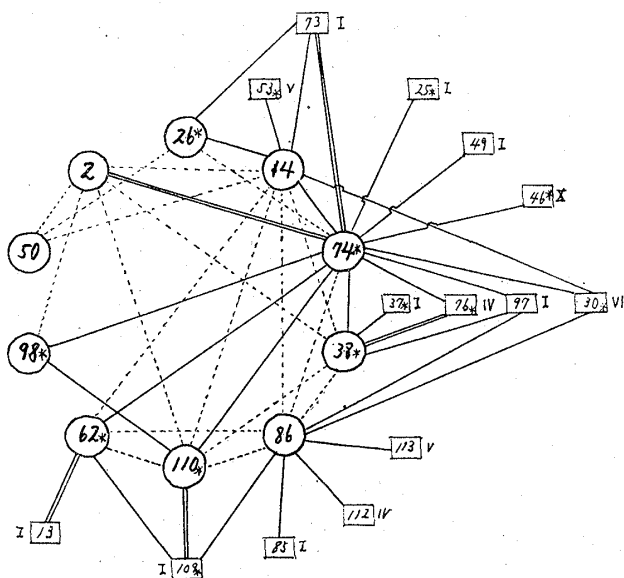
Table 4.

| 尺    | 度  | 辻岡の結果 | われわれの結果 |
|------|----|-------|---------|
| I    | S  | 41    | 8       |
| II   | A  | 38    | 8       |
| III  | T  | 28    | 5       |
| IV   | R  | 28    | 2       |
| V    | G  | 44    | 4       |
| VI   | Ag | 14    | 0       |
| VII  | Co | 29    | 0       |
| VIII | O  | 36    | 2       |
| IX   | N  | 39    | 9       |
| X    | I  | 41    | 6       |
| XI   | C  | 33    | 2       |
| XII  | D  | 42    | 11      |

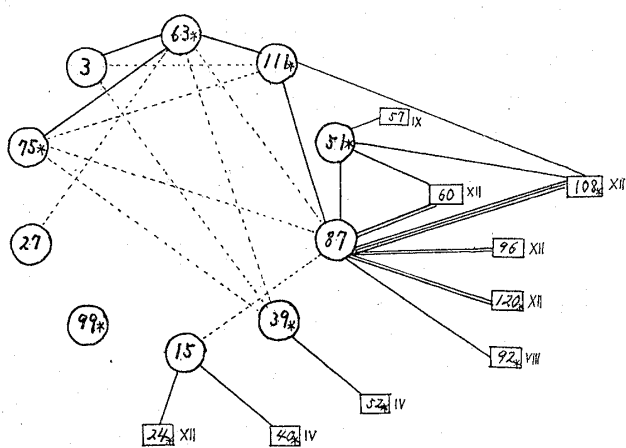
I S (社会的外向) 第1因子寄与率 59.3%



II A (支配性) 第1因子寄与率 65.5%



III T (思考的外向) 第1因子寄与率 53.1%



IV R (のんきさ) 第1因子寄与率 49.8%

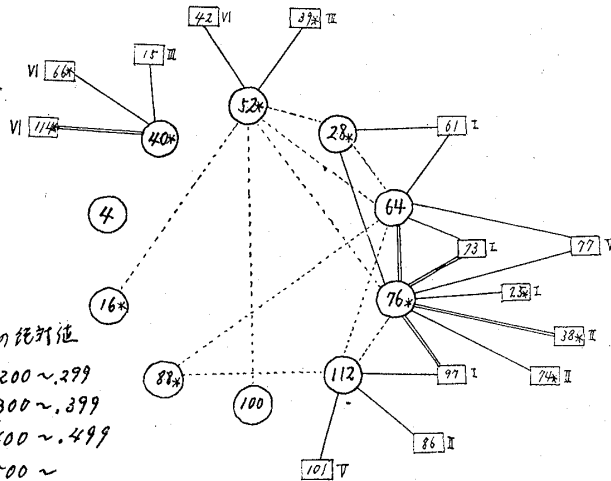


Fig. 1-4

V G (一般的活動性) 第1因子寄与率 60.6%

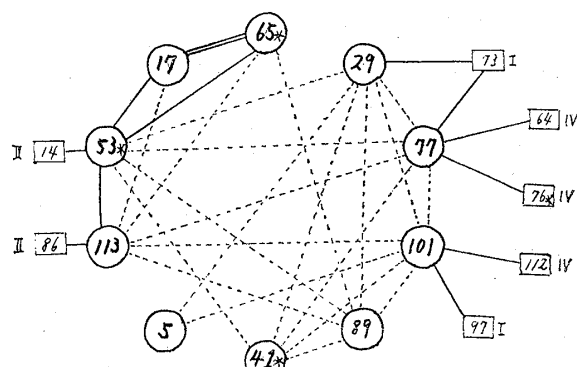


Fig. 1-5

VI Ag (愛想の悪さ) 第1因子寄与率 27.8%

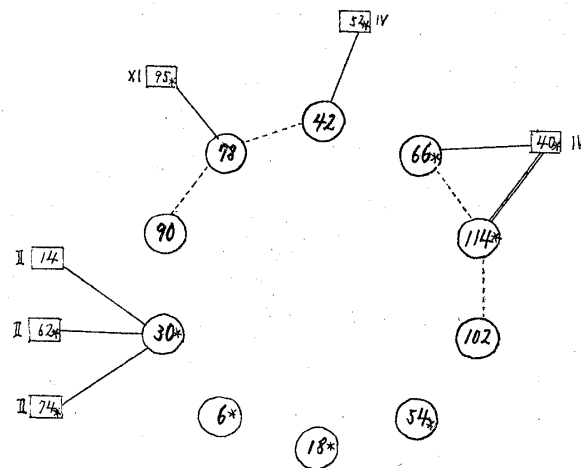


Fig. 1-6

VII Co (非協調性) 第1因子寄与率 35.4%

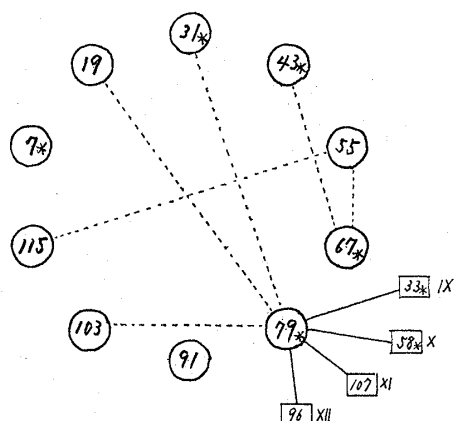


Fig. 1-7

VIII O (非客観性) 第1因子寄与率 79.6%

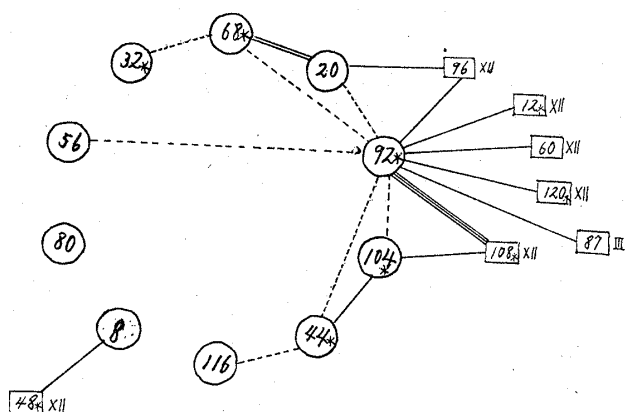


Fig. 1-8

IX N (神経質) 第1因子寄与率 68.7%

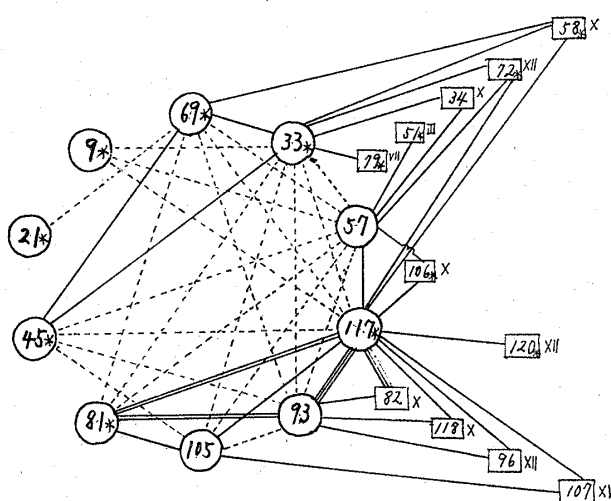


Fig. 1-9

X I (劣等感の強さ) 第1因子寄与率 63.1%

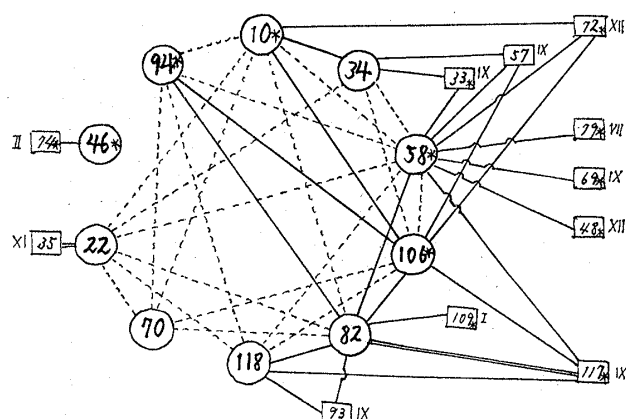


Fig. 1-10

XI C (回帰性傾向) 第1因子寄与率 53.8%

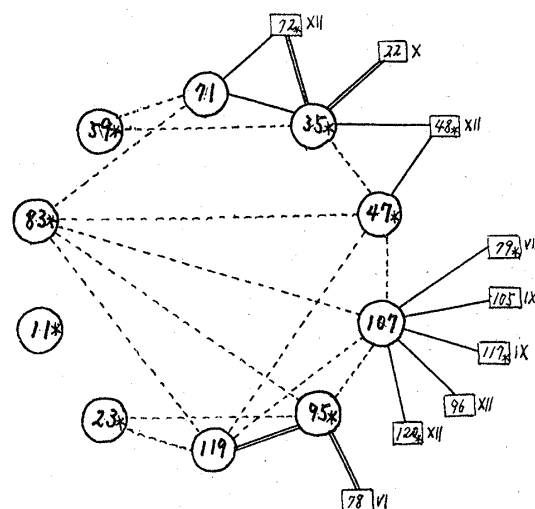


Fig. 1-11

これによれば、われわれの得た結果はすべての尺度について非常に低いことになる。得点分布などではたいした違いのなかった両集団の結果がこのような異なることは、両被検者群の特性によるのではなく、標準化の際の相関係数が、三件法による反応を二分して計算するという手続きによっているためと考えられる。

それ以上に、われわれの結果で注目すべきことは、各尺度内の項目相互間よりも、尺度外の項目との間に数多くの高い相関係数が得られている点である。この「事実」は、われわれの問題の出発点となった「事実」ときわめてよく類似している。すなわち、作製者が同一尺度内の項目として妥当だと判断した項目相互間よりも、それとは異なる尺度内の項目として作製した項目との間により多くの高い相関があるということである。このことはわれわれ自身の経験(續ほか、1967b)と、係数の値としても、項目間の関係の様相としても、よく類似しているのである。辻岡(1957)は、120個の項目相互間の

## XII D (抑うつ性) 第1因子寄与率 72.2%

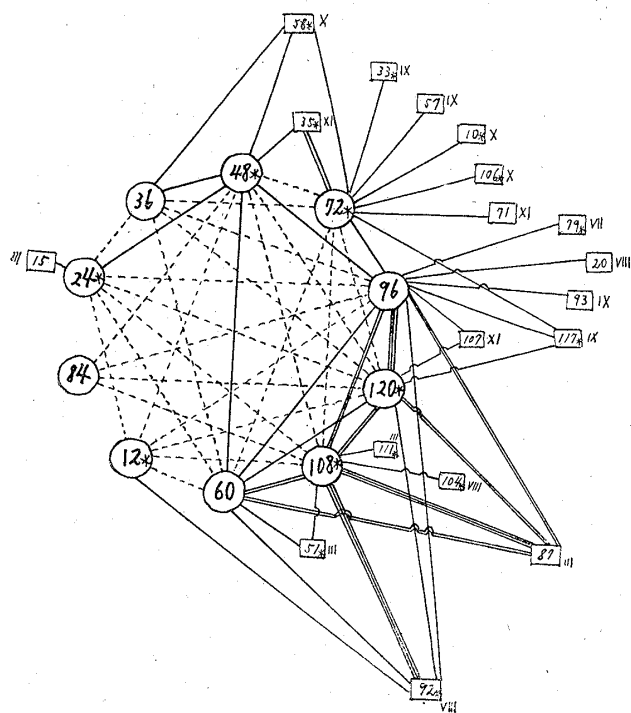


Fig. 1—12

相関を計算していないから、われわれ自身の結果だけによって考えるほかにはないが、さきに述べたわれわれの方法論的考え方が、これによって支持されたといえることができる。

われわれの被検者 600 名と辻岡の被検者 300 名との間の係数値の違いも、この考え方に結びつけて採りあげざるをえない。個々の項目への反応のしかたが異なるにしても、それらの相違が相殺されたかたちで尺度得点が導き出されたとき、その水準では類似した性質を示すことがあるが、個々の反応の意味は、それゆえに等しいとか、集団や個人を超えて項目の機能が恒常であるとかを主張することができないことを示すものだと考えるのである。

## 120×120の相関行列の因子分析

センロイド法による第7因子までの因子分析の結果は Table 5—1 と 5—2 に示すとおりである。また、各因子の寄与率 ( $\Sigma h^2$  とその%) は Table 6 に示したようである。

これらの結果からすれば、まず、すべての項目において共通性 ( $h^2$ ) が非常に低いことに注意しなければならない。共通性の最も高いのも 108 番 (D 尺度) の項目で .499 であり、最も低いものとして、4 番 (R 因子) の .064、これに準ずるものとして、7 番 (Co 因子) .072、11 番 (C 因子) .086、99 番 (T 因子) .098 を挙げることができる。このことは、これだけの結果から各項目の因

子的特性を説明できないことを意味するが、しかし、それはこの検査が12個の異なる尺度から成っており、第7因子まででは分析が不十分であるのだともいえない。すなわち、第7因子の負荷量が  $\pm .200$  以上の項目をみると 112 (R), 33 (N), 106 (I) の3項目にすぎず、第6因子で  $\pm .200$  以上のものは、39 (T), 63 (T), 16 (R), 52 (R), 42 (Ag), 66 (Ag), 116 (O), 93 (N), 117 (N), 118 (I), 24 (D) の11項目、さらに第5因子では、17 (G), 53 (G), 65 (G), 6 (Ag), 92 (O), 57 (N), 83 (C), 95 (C), 108 (D) の9項目といったように、これらの因子を解釈するには困難であるのと同時に、12個の尺度との対応もつけにくく、これ以上の分析を続けることが有望だとは考えられない。

次に、この範囲の分析結果に対する各因子の寄与率 (Table 6) からしても、120 個の項目は、第3因子までで75%が説明されることを示し、第8因子以下を求めても有効でないことは明らかである。

Table 6 各因子の寄与率

| 因子番号         | I      | II    | III   | IV    | V     | IV    | VII   | $h^2$  |
|--------------|--------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|--------|
| $\Sigma h^2$ | 13.115 | 6.865 | 3.353 | 1.866 | 1.515 | 1.799 | 1.321 | 30.989 |
| %            | 42.3   | 22.1  | 10.8  | 6.0   | 4.8   | 5.8   | 4.2   |        |

要するに、単に 120 個の項目相互の相関関係からも推定できたように、この因子分析の結果からしても、YG 性格検査は、作製者が意図したような、12 個の異なる次元を測定するものではないこと、全項目のなかには、たとえば、第7因子までのすべてに  $\pm .200$  以下の負荷量しかない 99 (T), 4 (R), 7 (Co), 43 (Co), 67 (Co), のようなきわめて異質の項目が結果的には混入していること、それらを除き、大多数の項目は、第1, 第2, 第3の3個の因子で特徴づけられていることは否定することができない。

これらの結果もまた、われわれの考え方を推進させる方向を示しているものというものである。

## 各尺度ごとの検討

尺度内項目間の相関の分析——さきに触れたが、われわれの結果では、同一尺度内の10項目相互間の相関は高くないが、その相関係数の絶対値の範囲と中央値を示せば Table 7 のようである。

このような範囲の相関係数からなる行列を主軸法により因子分析すると、第1因子の寄与率は Fig. 1 にそれぞれ示したようであって、必ずしも高くはない。主軸法による場合、少数の因子によって因子構造が説明されう

Table 5 — 1 項目の因子負荷量

| 尺度 | 項目<br>番号 | I    | II   | III  | IV   | V    | VI   | VII  | h <sup>2</sup> |
|----|----------|------|------|------|------|------|------|------|----------------|
| S  | 1        | -144 | 216  | 194  | 085  | -036 | -090 | -085 | 129            |
|    | 13       | 260  | -315 | 212  | 138  | 158  | -093 | 198  | 305            |
|    | 25       | 466  | -335 | -119 | -056 | 077  | 123  | 156  | 393            |
|    | 37       | 210  | -383 | -032 | 211  | 070  | 038  | 070  | 248            |
|    | 49       | 291  | -280 | 038  | 020  | 091  | 119  | 036  | 189            |
|    | 61       | -292 | 341  | 308  | 087  | 030  | -104 | -186 | 351            |
|    | 73       | -388 | 488  | 187  | 107  | 045  | -097 | -135 | 466            |
|    | 85       | 442  | -267 | -068 | -095 | 063  | 151  | -121 | 323            |
|    | 97       | 369  | -348 | -266 | -121 | 090  | 162  | -030 | 378            |
|    | 109      | -343 | 325  | -277 | -027 | -044 | 128  | 115  | 333            |
| A  | 2        | 391  | -250 | 037  | 052  | 064  | 024  | 160  | 250            |
|    | 14       | -295 | 389  | -108 | -120 | 157  | -120 | -102 | 314            |
|    | 26       | -251 | 322  | 072  | -062 | 178  | -173 | -044 | 240            |
|    | 38       | 256  | -348 | -109 | 037  | 153  | 018  | 137  | 243            |
|    | 50       | 301  | -164 | 063  | 060  | -060 | 152  | 150  | 175            |
|    | 62       | 353  | -270 | 241  | 073  | 140  | -138 | 174  | 330            |
|    | 74       | 469  | -430 | 069  | 033  | 154  | -035 | 144  | 457            |
|    | 86       | -314 | 397  | -093 | 081  | 014  | -119 | 093  | 296            |
|    | 98       | 387  | -121 | 069  | -099 | 060  | -087 | 064  | 195            |
|    | 110      | 372  | -328 | 166  | -053 | 134  | -091 | -044 | 306            |
| T  | 3        | -080 | 200  | -380 | -141 | 038  | -096 | 166  | 249            |
|    | 15       | 289  | 140  | -233 | 188  | -084 | -036 | 157  | 226            |
|    | 27       | 328  | 250  | -113 | -032 | 125  | 088  | -061 | 212            |
|    | 39       | 102  | -046 | -312 | -077 | 125  | -252 | 053  | 197            |
|    | 51       | 350  | 206  | -209 | 121  | -027 | -025 | -019 | 225            |
|    | 63       | 122  | 133  | -343 | -158 | 188  | -206 | 018  | 254            |
|    | 75       | 263  | 060  | -261 | -074 | 161  | -161 | -039 | 200            |
|    | 87       | 458  | 246  | -311 | 154  | -125 | -228 | -061 | 463            |
|    | 99       | -125 | 038  | 093  | 196  | -143 | 090  | 068  | 098            |
|    | 111      | 217  | 178  | -418 | -043 | 066  | -190 | -111 | 309            |
| R  | 4        | -042 | 114  | 084  | -092 | 116  | 133  | 050  | 064            |
|    | 16       | 095  | 174  | 158  | -116 | 054  | 232  | 124  | 150            |
|    | 28       | -105 | 360  | 333  | -022 | 008  | 100  | -180 | 295            |
|    | 40       | 134  | 346  | -069 | -201 | 068  | 187  | 139  | 242            |
|    | 52       | 214  | 244  | 373  | 086  | -079 | 252  | -095 | 331            |
|    | 64       | -137 | 416  | 348  | 171  | 019  | -155 | 019  | 367            |
|    | 76       | -252 | 410  | 328  | -053 | -085 | -128 | -080 | 373            |
|    | 88       | -063 | 275  | 295  | -015 | -096 | -096 | 051  | 188            |
|    | 100      | 108  | 290  | 227  | -034 | -165 | 017  | 082  | 183            |
|    | 112      | -315 | 286  | 247  | 194  | -076 | -026 | 213  | 332            |
| G  | 5        | -231 | 132  | 158  | 174  | 127  | -174 | -049 | 175            |
|    | 17       | -180 | 293  | -193 | -135 | 220  | 087  | 066  | 234            |
|    | 29       | -327 | 306  | -010 | 047  | 102  | -084 | -019 | 221            |
|    | 41       | -352 | 206  | -029 | 145  | 099  | 057  | 135  | 220            |
|    | 53       | -333 | 307  | -143 | -152 | 215  | -052 | 125  | 314            |
|    | 65       | -262 | 285  | -018 | -091 | 213  | 097  | 114  | 261            |
|    | 77       | -311 | 331  | 181  | -074 | 049  | -082 | 067  | 259            |
|    | 89       | 313  | 339  | -056 | 021  | 077  | 088  | 161  | 257            |
|    | 101      | -370 | 188  | 199  | 221  | 171  | -061 | 195  | 332            |
|    | 113      | -291 | 286  | -147 | -121 | 183  | -035 | 187  | 273            |
| Ag | 6        | 023  | 296  | 146  | -087 | 202  | -099 | -029 | 169            |
|    | 18       | -057 | 262  | -133 | -097 | 085  | 169  | -109 | 147            |
|    | 30       | -328 | 376  | -127 | -160 | -067 | 065  | -122 | 315            |
|    | 42       | 262  | 264  | 145  | -197 | -125 | 204  | 031  | 257            |
|    | 54       | -054 | 278  | 104  | -120 | 153  | 116  | -080 | 149            |
|    | 66       | 079  | 260  | -131 | -174 | 033  | 256  | 107  | 200            |
|    | 78       | 256  | 198  | 136  | -260 | -061 | 104  | 038  | 207            |
|    | 90       | 240  | 202  | 109  | -225 | 023  | -090 | 076  | 176            |
|    | 102      | -133 | 323  | 047  | -097 | 061  | 073  | 083  | 150            |
|    | 114      | 134  | 337  | 070  | -135 | -041 | 162  | 127  | 199            |

Table 5—2 項目の因子負荷量

| 尺度 | 項目<br>番号 | I    | II   | III  | IV   | V    | VI   | VII  | h <sup>2</sup> |
|----|----------|------|------|------|------|------|------|------|----------------|
| Co | 7        | 171  | 017  | 040  | 145  | 096  | 100  | 019  | 072            |
|    | 19       | 293  | 192  | 010  | -019 | 075  | 146  | -126 | 167            |
|    | 31       | 275  | 172  | 034  | 094  | 084  | 181  | -059 | 159            |
|    | 43       | 199  | 064  | 150  | 121  | 181  | 187  | -124 | 164            |
|    | 55       | 317  | 058  | -026 | 125  | 150  | 169  | -127 | 188            |
|    | 67       | 168  | 073  | 110  | 100  | 079  | 195  | -146 | 121            |
|    | 79       | 467  | 252  | 086  | -097 | -091 | 141  | 044  | 329            |
|    | 91       | 332  | 183  | 079  | -075 | 037  | -155 | 073  | 187            |
|    | 103      | 317  | 236  | -077 | -037 | -126 | 033  | -040 | 182            |
|    | 115      | 400  | -019 | 106  | -078 | 045  | 166  | -123 | 223            |
| O  | 8        | 278  | 236  | 012  | -020 | -095 | -024 | 112  | 156            |
|    | 20       | 370  | 227  | -144 | 158  | 089  | -124 | -141 | 278            |
|    | 32       | 339  | 032  | 037  | 051  | -014 | 080  | 110  | 139            |
|    | 44       | 250  | 257  | 105  | 158  | -148 | 041  | -028 | 189            |
|    | 56       | 273  | 234  | -031 | 095  | 142  | 122  | -053 | 177            |
|    | 68       | 351  | 217  | -109 | 156  | 083  | -034 | -148 | 254            |
|    | 80       | 197  | 313  | 082  | 059  | -063 | -124 | 041  | 168            |
|    | 92       | 349  | 282  | -169 | 265  | -210 | -048 | 067  | 352            |
|    | 104      | 188  | 331  | 021  | 043  | -138 | -047 | 025  | 170            |
|    | 116      | 320  | 187  | 091  | 086  | 035  | 203  | -194 | 234            |
| N  | 9        | 395  | -034 | 073  | 027  | 051  | 051  | 099  | 179            |
|    | 21       | 365  | 098  | -097 | 050  | 075  | 116  | -009 | 174            |
|    | 33       | 483  | 194  | -016 | -143 | 050  | -105 | 203  | 347            |
|    | 45       | 390  | 246  | 051  | -092 | 158  | -101 | 057  | 263            |
|    | 57       | 530  | 025  | 089  | 057  | 227  | -016 | -075 | 348            |
|    | 69       | 442  | 222  | -031 | -040 | 077  | -082 | -052 | 263            |
|    | 81       | 382  | 140  | -150 | -287 | 094  | -181 | -158 | 338            |
|    | 93       | 493  | 116  | -028 | -168 | 063  | -306 | -134 | 402            |
|    | 105      | 432  | 182  | -052 | -249 | -051 | 057  | -143 | 312            |
|    | 117      | 542  | 104  | 114  | -187 | -040 | -223 | -178 | 436            |
| I  | 10       | 450  | -040 | 177  | 071  | 183  | -038 | 012  | 276            |
|    | 22       | 435  | 010  | 054  | 113  | 038  | -055 | 062  | 214            |
|    | 34       | 464  | 104  | 118  | -009 | 144  | -009 | 070  | 267            |
|    | 46       | 330  | -090 | 167  | 014  | 162  | -060 | 038  | 177            |
|    | 58       | 506  | 142  | 131  | 053  | 036  | -107 | 097  | 319            |
|    | 70       | 314  | -169 | 175  | 090  | 096  | -082 | 051  | 187            |
|    | 82       | 495  | 016  | 209  | -163 | -096 | -182 | -051 | 361            |
|    | 94       | 403  | -132 | 291  | -045 | -090 | -108 | -177 | 319            |
|    | 106      | 450  | -171 | 226  | 041  | 105  | -060 | -241 | 358            |
|    | 118      | -340 | 095  | -128 | 142  | 082  | 248  | 111  | 243            |
| C  | 11       | 153  | 072  | 209  | -099 | 039  | -027 | 043  | 086            |
|    | 23       | 245  | 173  | 120  | -028 | 071  | -106 | 091  | 130            |
|    | 35       | 519  | 165  | 126  | 110  | 135  | -082 | -056 | 354            |
|    | 47       | 419  | 266  | 063  | -065 | -024 | -023 | 048  | 258            |
|    | 59       | 322  | 166  | 045  | 096  | 049  | -025 | -072 | 151            |
|    | 71       | 413  | 185  | 106  | 209  | 014  | 012  | -039 | 262            |
|    | 83       | 321  | 024  | 220  | -051 | -203 | 112  | 016  | 267            |
|    | 95       | 268  | 392  | 212  | -262 | -226 | -014 | 135  | 410            |
|    | 107      | 442  | 148  | 032  | -183 | -189 | 116  | -069 | 307            |
|    | 119      | 282  | 325  | 105  | -254 | -126 | -079 | 068  | 288            |
| D  | 12       | 393  | 144  | -119 | 124  | -109 | 123  | 106  | 244            |
|    | 24       | 293  | 261  | -203 | 057  | -125 | 204  | 145  | 278            |
|    | 36       | 378  | 154  | 063  | 152  | -033 | -061 | 136  | 217            |
|    | 48       | 447  | 298  | -055 | 156  | 099  | -028 | 048  | 330            |
|    | 60       | 444  | 252  | -240 | 222  | -125 | -124 | 113  | 413            |
|    | 72       | 505  | 117  | 158  | 104  | 118  | -105 | -095 | 339            |
|    | 84       | 335  | 146  | -186 | 050  | 045  | 105  | -091 | 192            |
|    | 96       | 568  | 220  | -150 | -083 | -151 | -093 | -118 | 447            |
|    | 108      | 457  | 244  | -287 | 268  | -231 | -149 | 015  | 499            |
|    | 120      | 533  | 172  | -224 | 089  | -181 | -079 | -134 | 429            |

Table 7 各尺度内項目間の相関係数

| 尺 度    | 係数の絶対値の範囲   | 中 央 値 |
|--------|-------------|-------|
| I S    | .053 ~ .487 | .203  |
| II A   | .115 ~ .403 | .210  |
| III T  | .000 ~ .377 | .162  |
| IV R   | .015 ~ .406 | .142  |
| V G    | .018 ~ .468 | .205  |
| VI Ag  | .010 ~ .247 | .112  |
| VII Co | .017 ~ .270 | .131  |
| VIII O | .031 ~ .480 | .146  |
| IX N   | .086 ~ .522 | .237  |
| X I    | .058 ~ .386 | .221  |
| XI C   | .074 ~ .508 | .248  |
| XII D  | .021 ~ .459 | .175  |

という利点があるが、この検査の場合、各尺度はもともとひとつの次元に沿う測定が可能な項目から構成されているなら、第1因子によって大部分がカバーされなければならないはずである。その成否の基準をどの程度とするかは定められてはいないが、この検査のような場合には、少なくとも第1因子の寄与率は75%以上であることを期待すべきであろう。いちおうこの基準からみれば、その線に到達している尺度は、12個の尺度のうちO尺度 (Fig. 1—8) だけということになり、基準を70%に下げてもD尺度 (Fig. 1—12) が加わるにすぎない。R尺度 (Fig. 1—4), Ag尺度 (Fig. 1—6), Co尺度 (Fig. 1—7) では50%以下であって、少なくともこれらは単次元の測定をなしうる尺度だとはいえない。

各尺度の内的整合性——各尺度内の項目が、その尺度の得点にどの程度寄与しているか、つまり、Guilfordのいう内的整合性がどの程度であるのかも検討のひとつの視点である。すなわち、内的整合性のある尺度では尺度を構成する各項目ごとの得点と、尺度得点とは高い正の相関を示さなければならない。

結果は Table 8 に示したように、相関係数はすべてが十分に高いとはいえない。仮に、係数が.50以下のものは高いとはいえないとした場合、各尺度には、少なくとも1項目、多い場合には10項目中8項目までがチェックされることになる。

以上の2つの結果を比較すると、O尺度を除いては、大体一致した結果であって、それらは、われわれの考え方を支援することとなる。O尺度については、Fig. 1—8 には記さなかったが、この尺度だけに第2因子が算出され、しかもその寄与率が高いのであって、すでに述べたように十分に妥当な尺度だとはいえないのである。

Table 8 尺度得点と項目得点との相関係数の範囲および相関係数0.5以下の項目番号

| 尺 度    | 相関係数の範囲 | 0.5以下の項目番号                      |
|--------|---------|---------------------------------|
| I S    | .35~.69 | 1, 13, 109                      |
| II A   | .48~.72 | 26, 50                          |
| III T  | .30~.61 | 3, 15, 27, 39, 99               |
| IV R   | .29~.58 | 4, 16, 40, 88, 100, 112         |
| V G    | .39~.62 | 5,                              |
| VI Ag  | .39~.54 | 6, 18, 30, 42, 66, 78, 90, 102  |
| VII Co | .38~.54 | 7, 19, 43, 55, 67, 91, 103, 115 |
| VIII O | .37~.56 | 8, 32, 56, 80, 104, 116         |
| IX N   | .43~.66 | 9, 21                           |
| X I    | .43~.61 | 46, 70                          |
| XI C   | .37~.59 | 11, 23, 59                      |
| XII D  | .45~.69 | 84                              |

### 新尺度構成の試み

以上のすべての結果は、ある項目の意味または機能がすべての被検者にとって一定なのではないのだ、というわれわれの考えを支持するようには考えられるものの、ここに吟味の対象として採りあげたYG性格検査の作製時には、当時の事情として、全検査項目相互の関係を計算することが不可能なため、それを考慮の外におくことはできない。辻岡 (1957) 自身も「これらの尺度の設定は尺度相互の独立性を問題外にすれば……」と述べ、暗に、上記の検討がなされないでいることを気にかけているらしい点を考慮すれば、なお、内的整合性も高く、相互の独立性も確かめられた測定尺度の構成を目指して、この検査の120個の項目から新尺度構成の試みをしてみる必要がある。

そして、そのような努力をしてもなお項目の機能の恒常仮定が否定されるならば、われわれは新しい方法論に従った性格診断の試みに移っていくことになる。

そこで以下のようなことを試みた。すなわち、ここではYG性格検査の120項目への応答の度数分布、120×120の相関行列、120項目のセントロイド法による因子分析の資料をもとに新しい尺度の構成が試みられた。ここに報告する新尺度はあくまでも一試案であり、その妥当性、YG性格検査との関係などについては今後検討されなければならないものである。

次の手順を経て、項目の選択、分類が行なわれた。

(1) 応答の度数分布表にもとづく項目の選択：新尺度の構成にあたり、質問項目は応答の偏りの少ない項目であることを条件とした。そこで120項目のうち応答の偏

Fig. 2-1 相関係数, 因子分析結果にもとづく45項目の関係図

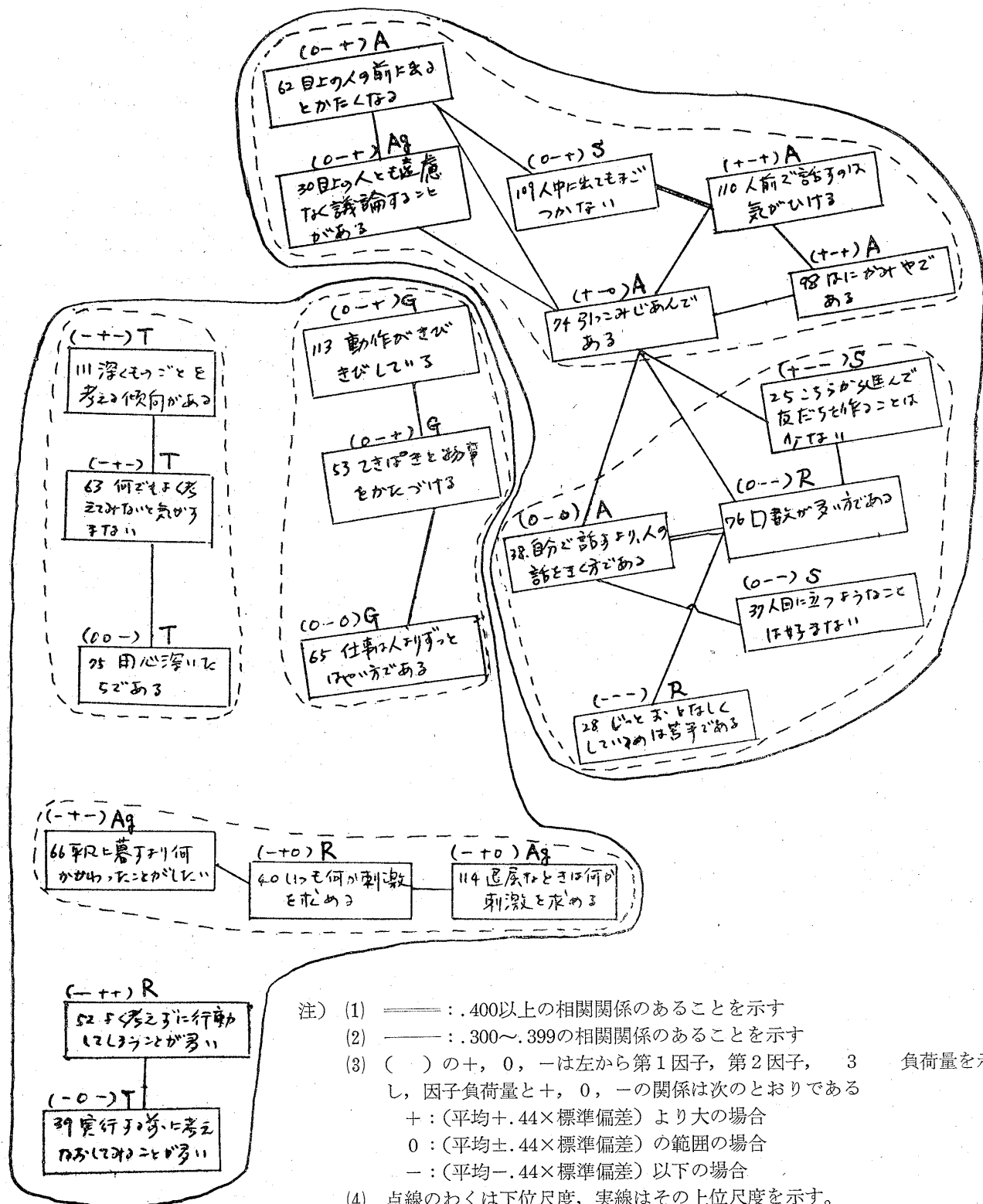
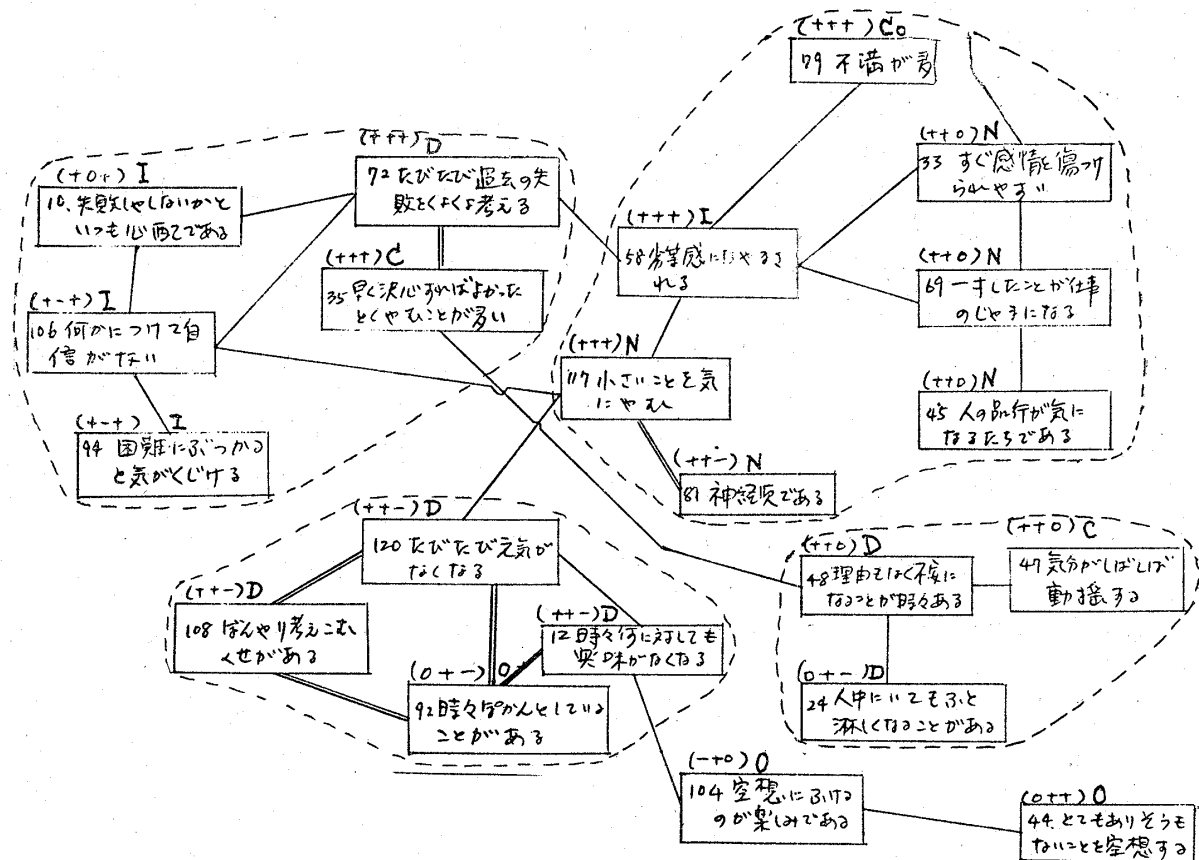


Fig. 2-2 相関係数、因子分析結果にもとづく43項目の関係図



りの少ない項目を選ぶ必要がある。YG検査は「はい」「どちらともいえない」「いいえ」の三件法で応答が求められている。そこで「はい」と「いいえ」の応答の比が1:2(または、その逆)以下の項目を偏りの少ない項目と定めた。その結果66項目が選出された。Fig.1の項目番号に\*印を付けたものがそれである。

(2) 相関係数による項目の選出：次に同一尺度を構成する項目相互の相関はある程度高くなければいけない。そこで他の項目との相関係数の最大値が.300以下の項目を除いた。(1)と(2)の条件を満たす項目として43項目が残った。その43項目の関係を図示すれば Fig. 2-1, 2-2のとおりである。

(3) 因子負荷量による項目の分類：120項目の因子分析の結果、第3因子までの寄与率は75.2%を占めることが明らかにされた(Table 6)。そこでI, II, IIIの3個の因子への因子負荷量によって(1)で選出された66項目の分類が試みられた。

分類方法は次のとおりである。まず、因子ごとに66項目の因子負荷量の平均値  $m_j$ 、標準偏差  $\sigma_j$  を求めた。次に  $m_j$ ,  $\sigma_j$  をもとに各項目の各因子への因子負荷量  $x_{ij}$  を大(+), 中(0), 小(-)の3段階に分けた。さきの

43項目の因子構造のパターンは Fig. 2の( )に示すとおりである。

(4) 新尺度の構成：新尺度構成にあたり次の4基準が設定された。

i) 1つの尺度は3項目以上の項目によって構成されること。

ii) 同一尺度を構成する項目は.300以上の相関係数の連鎖が認められ、

iii) その連鎖の隣り合った項目相互の因子構造パターンが同一または類似していること。ここで類似とは3因子のうちのいずれか1つの符号が異なり、次の条件を満たすものである。異なる符号の一方が+か-であれば他が0であること、および一方が0であれば他が+か-であることである。

iv) 同一尺度を構成する項目の意味内容にある程度の共通性が認められること。

これらの基準にもとづき43項目の分類が試みられた。Fig.2の点線で囲まれた項目は下位尺度を構成する項目群であり、実線で囲まれた部分が大尺度である。

次に新尺度の説明を簡単にしておこう。

A尺度—この尺度は(a)「はにかみ」とか「引っこみじ

あん」で代表される自己主張に関する項目(30, 62, 74, 98, 109, 110)から成るA 1尺度と、(b)自己顕示欲に関する項目(25, 28, 37, 38, 76)から成るA 2尺度から構成される「対人関係に関する尺度」である。

B尺度—(a)失敗の恐怖について問う項目(10, 35, 72, 94, 106)のB 1尺度、(b)無力感または抑うつ傾向について問う項目(12, 92, 108, 120)からなるB 2尺度、(c)不安感について問う項目(24, 47, 48)からなるB 3尺度、(d)神経質的傾向を問う項目(33, 45, 58, 69, 79, 81, 117)のB 4尺度から構成される「劣等感尺度」。

C尺度—活動性尺度というべき尺度で、(a)仕事や動作の敏しさを測定する項目(53, 65, 113)のC 1尺度、(b)生活に変化や刺激を求めるか否かを測定するC 2尺度(40, 66, 114)と、(c)思索的即行性に関するC 3尺度(60, 63, 111と39, 52)の3尺度から成る。

この新尺度はあくまでもひとつの試みであって、その妥当性は今後さらに検討されなければならないであろう。その検討は第2報告で行いたいと考え、今回は新尺度の一試案の提出にとどめる。

## 要 約

われわれは、新しい性格診断法を研究していくなかで、方法論上の問題に気づいた。それは、質問型式で与えられる検査項目の反応が、相互に独立したものではなく、相関連して、全体として被検者の内部状態を反映しているのであること、したがって、各項目の被検者の内部状態によって異なり、必ずしも検査作成者の期待したものと一致しないことである。

このことが、さらに多くの資料によって確かめられるならば、性格診断法の方法論は重大な課題に直面することになる。

ここでは、現在わが国で最もよく標準化された検査のひとつとしてのYG性格検査を選び、その検査を構成している12個の尺度の全項目について、項目相互の相関関係から検討を加えた。得られた結果は次のとおりであった。

(1) 全項目の相関係数のうち、相対的に高い相関係数は、同一尺度に含まれる項目相互の間よりも、むしろ異なる尺度に含まれる項目相互の間に多かった。

(2) 全項目の相関行列をセントロイド法により因子分析した結果、3個の因子によって75.2%が説明され、かつして12個の尺度に対応した因子負荷状況を示していなかった。

(3) 各尺度ごとの主軸法による因子分析の結果、第1

因子によってカバーされる程度が70%以上の尺度は2個であったが、その1つは第2因子にも高い寄与率が認められた。

(4) 各尺度ごとの内的整合性を検討した結果、すべての項目が.50以上の尺度得点との相関を示す尺度は1つもなかった。

以上の結果は、方法論的課題の存在を明らかに示唆するものである。

われわれは、しかし、なお、測定尺度構成の方向で研究を進め、さらに課題の性質を明確にしたうえで結論をくだしたいと考えている。

## 文 献

- Baehr, M. E. 1952 A factorial study of temperament. *Psychometrika*, 17, 107—126.
- Goldberg, L. R. 1963 A model of item ambiguity in personality assessment. *Educ. & Psychol. Measurement*, 23, 467—492.
- Guilford, J. P. and Braly, K. W. 1930 Extroversion and Introversion. *Psychol. Bull.* 27, 96—107.
- Guilford, J. P. and Guilford, R. B. 1934 An analysis of the factors in a typical test of introversion-extroversion. *J. abnorm. soc. Psychol.*, 28, 377—399.
- Guilford, J. P. and Guilford, R. B. 1936 Personality factors S. E., and M., and their measurement. *J. Psychol.*, 2, 109—127.
- Guilford, J. P. and Guilford, R. B. 1939 a Personality factors D. R. T., and A. *J. abnorm. soc. Psychol.*, 34, 21—36.
- Guilford, J. P. and Guilford, R. B. 1939 b Personality factors N., and G. D. *J. abnorm. soc. Psychol.*, 34, 239—248.
- 芝 祐順 1969 因子分析法の最近の動向(上). 数理科学, 3, 86—89.
- Thurstone, L. L. 1951 The dimensions of temperament. *Psychometrika*, 16, 11—20.
- 續 有恒 1969 a 知能と知能検査. 児童心理学講座 第5巻, 金子書房.
- 續 有恒 1969 b 臨床的性格適応診断. 金子書房.
- 續 有恒ほか 1967 a 反応パターンの解釈によるパーソナリティ検査の試み(1). 名古屋大学教育学部紀要(教育心理学科), 14, 71—88.
- 續 有恒ほか 1967 b 反応パターンの解釈によるパーソナリティ検査の試み(2). 名古屋大学教育学部紀要(教育心理学科), 14, 87—110.

續 有恒ほか 1968 反応パターンの解決によるパーソナリティ診断の試み(3). 名古屋大学教育学部紀要(教育心理科), 15, 1-20.

續 有恒ほか 1960 知能検査の吟味. 日本応用心理学会 26回大会抄録, 50.

辻岡美延 1957 矢田部・Guilford性格検査. 心評, 1, 70-100.

矢田部達郎 1954 性格自己診断検査の作製. 京都大学文学部紀要, 3, 71-167.

## ABSTRACT

### METHODOLOGICAL INVESTIGATION ON THE DIAGNOSIS of PERSONALITY BY MEANS OF QUESTIONNAIRE-TYPE INSTRUMENTS

—On Yatabe-Guilford Personality Inventory—

by

Aritsune Tsudzuki,

Kijun Oda,

& Masao Suzuki

*Nagoya University Nagoya Municipal Women's Junior College Nagoya University*

On investigating the questionnaire-type diagnosis of personality, we find a methodological problem. It is that responses to the test items of the questionnaire-type instrument are not mutually independent, but a correlative reflection, as a whole, of the subjects' inner state.

For the function of the each item to subjects is determined by the subjects' inner state, it does not always agree with the test-maker's expectations. If this is proved by the further investigation, this methodology of diagnosis of personality will lead to a serious problem.

In this paper, we dealt with one of the most standardized questionnaires YATABE-GUILFORD PERSONALITY INVENTORY, all the items of 12 scales of which the inventory is made were correlated with each other item.

Results of our investigation follow.

- 1) In the correlation coefficients among all items, the number of comparatively high correlations in the different scales were greater than the

correlations in the same one.

- 2) As a result of the centroid factor analysis of correlation matrix on all the items, we interpreted 75.2% with three factors which were identified. And these factor loadings did not correspond with the 12 scales of Y-G personality inventory.
- 3) According to the result of factor analysis by principal axis method of each scale, we explained two scales above 70% by the first factor, but one of them has a high rate of contribution in second factor.
- 4) As the result of re-test of the internal consistency of all the scales, we find no scale of which all the items correlate above 0.5 with scale score.

These results clearly suggested that the methodological problems are important. Nevertheless we will continue with further investigation toward the determination of measurable scales on making clear the nature of the problem.