文 献 総 覧

パターン分析法とその適用*

岡 山 大 学

天 野 牧 夫**

予測や類型の研究においては、テスト項目への反応や下位検査点の合計点すなわち水準だけでなく、それらの布置構造 (configuration) が必要であることが臨床的研究者からしばしば指摘された (Zubin 1937, Cronbach 1950, Du Mas 1947)。しかし、臨床家は個人の分類や行動の予測において直観的にはそれをなしていた。しかし最近では水準 (level) と布置構造とを同時に考慮するための量的な方法、すなわちパターン分析 (pattern analysis) が工夫され、その効果について論ぜられてきた。この論文の目的はパターン分析の理論的方法発展および方法の適用、それらに対する批判について概観することである。パターン分析の概観は Gaier (1953)、天野 (1956) Rabin (1951, 1956) によつて部分的にはすでになされているが、本論文はパターン分析のもつと広い領域にわたり、特に最近の発達をも含めて展望したものである。

パターン分析には大別すると2つの機能があるようである。ひとつは下位検査のプロフィールのパターンまたはテスト項目への反応のパターンの類似を求めて個人を類型に分類しようとすることである。他の機能は類型を経ずに、プロフィール・パターンまたは反応のパターンと基準 (criterion) との関係を示す函数により、各パターンに対応する基準を予測することである。それゆえにパターン分析の領域をパターンの類似による類型の発見と、configural scoring による予測の問題に分け、さらにパターンの類似をプロフィール・パターンと反応のパターンとに分けて考察する。

I プロフィール・パターン分析

プロフィールは3つの要素すなわち水準 (level)、スキャター (scatter)、形 (shape) を含んでいるので、これらの要素のいずれについてプロフィールの類似を求めかによつて、プロフィール・パターン分析は3種類に

分類することができる。すなわち3要素全部を含むプロフィールの類似を求める方法、水準を除いた残りの2要素についての分析法、形のみによる分析法に分けられる。第1の方法を狭義のプロフィール・パターン分析法、第2の方法をスキャター・パターン分析法、第3の方法を形によるパターン分析法とそれぞれよぶことにする。

(1) プロフィール・パターン分析

Cronbach (1953) は k 個の特性からなるプロフィール1と2の間の類似を $D^2_{12} = \sum_{j=1}^k (x_{j1} - x_{j2})^2$ で求めた。この場合、各プロフィールは k 次元空間内の k 個の座標をもつ点であり、 D^2 は2点間の直線の距離である。したがつてプロフィールの下位検査点は幾何学的に言えば、相互に独立であることが仮定されている。なぜならば、もし相関があるならば、各変数は異なる重みを持たねばならないからである。しかし、各変数間には相関がある場合が多いのに D^2 は各変数に等しい重みを与えている。この点について Cronbach (1953) と Sawrey (1960) はひと組の相関ある変数を用いて D^2 を計算するときは変数中にしばしば現われる重要な因子は一、二の変数に現われる因子よりも高い重みを与えられることになるから、相関のある変数に D^2 公式を用いても差支えないといっている。

Osgood (1952, 1958) の $D_{il} = \sqrt{\sum_j d^2_{il}}$ は数学的には Cronbach の D^2 と同じであるが、かれはこれを意味測定に適用した。すなわち D_{il} は概念 i 、 l を表わす意味空間内の2点間の直線の距離であり、 d_{il} は同じ次元上の概念の i 、 l の座標間の距離である。

Cattell (1949, 1957) は2つのプロフィール間の類似を $r_2 = \frac{2\chi^2_k - \sum d^2}{2\chi^2_k + \sum d^2}$ によつて求めている。この値は相関係数 r のように1と-1の間に分布するように2点間の距離 $\sum d^2$ は変形されている。 χ^2_k はプロフィールの要素の数 n に対する χ^2 の中央値である。

* Pattern analysis method and its application.

** by Makio Amano (Okayama University)

これらの諸技法は $\sum d^2$ を基礎としている点では共通性を持つているが、それぞれ異なる特色を持つている。Cattell (1953) は r_p は種々の研究、異なる事態においても、また要素の数のいかにかわらず同じ基準で比較ができ、しかも有意性の検定が可能であるが (Horn 1961), D^2 は要素の数が異なれば直接比較ができないと批判している。これに対して Cronbach (1953) は r_p が r と同じように 1 と -1 の間の値をとることは必要もないし、望ましいことでもない。われわれがもし無限の範囲をもつ変数を取り扱うならば、個人 1 が個人 2 からどれだけ離れていようと $P_1P_3 > P_1P_2$ を満足する個人 3 が存在しないという理論的根拠は存在しえない。それゆえ、2 人の個人の分離の程度の限界をきわめる必要はないと逆に r_p の欠陥を指摘している。Cronbach の批判は理論的にはもちろん正しい。しかし r_p にはそのことは含まれているのであつて、 r_p が -1 になるのは、 $\sum d^2$ が無限大になるときであるから、この意味において Cronbach の批判は必ずしも当っていない。Helmstadter (1957) は種々の類似係数の交叉妥当性標本において成功した比率と係数の計算に要する時間とを比較しているが、それによると、成功率には有意差なく、計算時間の短いのは r_p 、順位相関係数 ρ 、 D^2 等であつた。

3 つの要素によるプロフィール・パターン分析法には、この他に級内相関係数 r (Webster, 1951), Mahalanobis の $D = \sum_{i=1}^h \sum_{j=1}^h a_i^j d_i d_j$ (Cronbach, 1953) がある。

後者は集団間の距離を測定するのに用いられる。

以上の諸方法は心理学の種々の領域に適用されて、単なる水準による解釈よりも豊富な意味を与えている。臨床的方面では、Gough (1946) と Brown (1950) は MMPI を、Schmidt (1945) はロールシャッハ・テストを用いて集団の平均プロフィールの比較により正常者と異常者および異常者相互間を分離している。天野 (1960) は Y. G. 性格検査により非行児と正常児の性格のプロフィール・パターンを見出して両者の差異を明らかにした。すなわち正常者にはプロフィール・パターンの 2 つの型が、異常者には 3 つの型がそれぞれ分離された。このプロフィール・パターンのグルーピングには Sawrey (1960) の方法を用いている。Cronbach (1955) は社会的知覚の正確度を単に自己判断のスコアと他人の予測的判断のスコアの差で表わすことにとどまらず、これをいくつかの要素のパターンとして表わしている。天野 (1959) はこの方法を生徒の自己評定と他人評定の類似度の研究に適用している。これらの研究は正確度や類似度をただひとつの値すなわち水準の面のみからみるより

は他人判断や評定について多くの情報が得られることを示している。

意味測定の領域では、日本語の意味の研究に山本 (1960)、森本 (1957) の研究がある。飽戸 (1961) は S. D. 法をイメージ測定に応用する諸方法の特質を比較している。Lazowick (1955) は S. D. 法を用いて同性の親と異性の親への同一化が正常者と異常者によつて異なるか否かを研究している。その他患者のパーソナリティの治療による変化がこの方法によつて測定されている (Thigpen, 1954; Osgood, 1954)

プロフィール・パターンを診断や分類に用いるには、それを変化させる特殊な条件がないときはパターンは安定性が大きくなければならない。Tyler (1958) および Meyer (1960) は児童の基本的能力のパターンを数年後のそれと比較して安定性のあることを実証している。しかしどちらの研究も各下位能力の安定性を吟味したもので、各個人のプロフィール・パターンの安定性を検討したものではない。天野 (1962) は Y. G. 性格検査を用いて、各個人の性格のプロフィール・パターンの安定性とそれに関係する要因を検討した。

以上の諸研究の多くは集団の平均プロフィール・パターンの比較にもとづいており、平均プロフィールを求めるとき、集団内のプロフィール・パターンの等質性についての検定がなされていないものが多い。したがつてパターンの診断や分類の意味が集団に限定されるうらみがある。

(2) スキャター・パターン分析

スキャター・パターン (Scatter Pattern) は各個人 (または集団) の下位検査のスコアとその個人 (または集団) の基準点 (reference point) との差のスコアで作られたプロフィールである。それゆえに基準点を何にするかによつてさまざまなスキャター・パターンができる。Wechsler (1944) は個人の下位検査の平均点を、Rapaport (1949) は単語検査のスコアを、Jastak (1948) は最高得点 (altitude score) をそれぞれ基準点として用いている。かれの最高得点はひと組の下位検査中の最高のスコアをいうのであるが、安定性を大きくするために 2 個または 3 個の高いスコアの平均値を普通用いている。

上の 3 つのスキャター・パターンの表現方法については種々の観点から批判がされている。Rapaport (1949) は vocabulary scatter は単語検査点が精神的障害によつてあまり影響を受けないがゆえに他の方法よりもすぐれているといい、Jastak (1948) は単語検査は生得的知能のよきテストではない。また Wechsler の mean Sc

atter は安定性はあるが、直接機能間の差を出していないため心理学的なあいまいさがあると批判し、かれのいう最高得点が個人の生得的能力に最も密接な関係があることを臨床的経験が示していると信じている。Whiteman(1950) は最高得点よりの低下の程度は正常者よりも異常者が大きいことを、および同様な事実を単語検査点についても見出した。このことからかれは上の2つのスコアはともに生得的知能とみなすことができるが、IQ との相関では最高得点の方が大きいので、基準点としては最高得点の方が妥当性が大きいといっている。基準点を特定のひとつに限定しないで各下位検査点間のすべての差を求め、それによつて得られた多くのサインによつて2つの集団を分離する方法もある。(Sullivan, 1952)

Rapaport (1949) はこれをスキッター・パターン分析の一般的な型とみている。また2つ以上の集団の各平均プロフィール・パターンの比較には分散分析法を使用した Block (1951) の方法がある。

Wechsler (1949) がかれの知能検査により下位検査点のスキッター・パターンの診断的意味を提唱して以来、その診断性について多くの人びとによつて研究されてきたが、一定の結論は得られていない。

Rogers (1951), Milton (1950), Kogan (1952) は分裂病者と神経症患者の比較において、Wechsler のいうパターンと精神医学的診断の間にはほとんど一致がみられなかつたと述べている。しかし、Jastak (1953) と Monroe (1952) はスキッターと適応との間に負の相関を見出し、Purcell (1952) は altitude IQ と IQ の差は不安と有意な関係があるといっている。Graham (1952) と Altus (1956) によれば、読書能力の劣っている生徒の WISC によるスキッター・パターンには特有なものがある。また Rapaport (1944), Matarazzo (1950), Hunt (1944), Levinski (1945) もかれらの研究結果からスキッターの診断的価値を認めている。ただしかれもがその価値を全面的に認めているというわけではない。たとえば、Hunt は、スキッターは診断的というよりも表示的である。すなわち一定のスキッター・パターンがテストバッテリーに現われるならば、注意深い精神医学的吟味が必要である。また特殊な異常性に特有なスキッター・パターンが存在するが、厳密な標準化は可能でなく、各ケースの注意深い評価が必要であるといい、Levinski(1945) は Wechsler のような一定の型は見出されなかつたが、スキッター・パターンは神経症患者のグループに対して主観的評価を支持する客観的証拠として用いることができるというように、スキッター・パターンの価値を認めているとはいえ、それだけで完全な

診断ができるものとは思っていない。

スキッター・パターンの診断的意味を明確にするには、精神的異常のほかスキッター・パターンに影響する他の因子を統制しなければならないということが強調されている (Schofield 1952)。このような見地から IQ 水準、年齢、性等とスキッター・パターンとの関係が研究されている。すなわち Hunt (1951) は理解、類似、単語の3つの下位検査に単語検査点を基準点として用いて IQ 水準とスキッターの間に有意な関係を見出している。天野 (1960) は WISC 知能検査の種々の IQ 水準に特有な数個の平均のスキッター・パターン (mean scatter pattern) を見出したが、このようなパターンは IQ 水準の低いグループに多かつた。これは各下位検査の粗点を標準点に換算する方法にも関係するようである。しかしこれらに反対の研究結果もある。Kogan (1952) によれば、各個人の IQ の類似度と平均のスキッター・パターンの間には相関はなかつた。ただし、かれの研究に用いた被検者の IQ 水準は 80~120 であつた。年齢との関係では、Kolstore (1954) は精神年齢のほぼ等しい3年生、4年生の優秀児と8年生、9年生の劣等児により WISC の下位検査の成績を比較して、理解と記号問題は後者がすぐれており、数唱問題はその反対であることを見出している。Foster (1947) によれば、Rapaport (1949) の見出した精神分裂者の集団の平均のスキッター・パターンは、年齢を考慮するときとしないときではちがつている。Stranger (1953) は W-B テストの8個の下位検査において、Foster (1954) は5個の下位検査において男女間に有意差があつたといっている。しかし、いずれの場合も男子の平均 IQ が女子の平均 IQ より高いので、比較の方法に厳密性を欠いており、スキッター・パターンによる比較でもない。

これらの諸研究の中には被検査者の抽出、他の要因の統制、スキッター・パターンの求め方、その比較の方法等において不十分であるものがあり、一定の結論は得られていないが、スキッター・パターンの研究にこれらの要因をできるだけ統制する必要はある。要因統制のほかに、Schofield (1952) はスキッター・パターンの臨床的使用に対して次のように批判している。すなわちかれは知能検査の下位検査のスキッター・パターンをパーソナリティの手掛りとして用いる企ては精神測定の測定としての下位検査の限界に注意を怠り、交叉妥当性を検討せずにおおざっぱな集団分離を事としてしていると述べている。

以上は知能検査特に WISC や W-B テストへのスキッター・パターンの適用を概観したのであるが、特定の低位検査点または平均点を基準点としないパターン分析

法が MMPI に適用されており、Taublee (1957) は神経症と精神分裂症の患者を有意に分離する16個の下位検査の対 (pair) を見出し、さらにその妥当性を検討している。

従来の研究結果を総合すると、スキッター・パターンの診断的価値は必ずしも肯定されていない。たとえば肯定された結果であつても、それは集団間の弁別に有効であることを示すにとどまり、個人の診断の有効性についてはまだ実証されていないようである。スキッター・パターンの分析が診断や予測に効果をあげるには、まず知能の下位検査の機能が理論的に研究され、妥当性や相互の差の信頼性の高い下位検査が選ばねばならない。このことはパーソナリティ・テストについてもいえることであるが、また適切な基準点の選択が必要であり年齢、IQ水準、性等のパターンに対する影響の統制やパターン分析の一層精密なる方法の研究がなされねばならない。

(3) 形によるパターン分析

この方法はプロフィール・パターンの2要素すなわち水準とスキッターを無視しているの、プロフィール・パターンの完全なる類似を求めているとはいえない。Cronbach (1953) はプロフィールから水準とスキッターを除くことはK次元空間における個人の比較をK-2次元空間へ投影したものについてなしていることになるので、多くのインフォーマーションが失われるといっている。Cattell (1949) は文化型の研究において、プロフィールの3つの要素による類似を表わす r_p の方が形のみによる類似を表わすよりも事実とよく一致することを示している。

これらはいずれもパターン分析において、3つの要素を考慮すべきことを強調しているものであるが、水準とスキッターがプロフィールの比較に重要な役割を演じないとき、たとえば興味や適性の各要素の強弱と職業成功との関係を考察するとき、軌轢と決定の力動的な過程において力動的な力のパターンが結果を決定するとき、またP技法のように一個人の多くの測定値からなるパターンが成長、練習、治療によつてどのように変化したかをみるとき等には形による分析でよい。プロフィールの形のみによる類似を算出する方法としては、Du Mas (1949) の $r_{ps} = 2\left(\frac{S}{T} - 0.5\right)$ がある。Tはプロフィールの対応する部分の数、Sは傾斜の一致した部分の数である。このほかに相関係数 r 、順位相関 ρ 、Kendall の τ がある。

Barnette (1951) は Du Mas の方法を用いて、Kuder のスケールにより、成功群と失敗群のプロフィールの類似度 r_{ps} 0.25 を、また成功群と失敗群のこの類似

は成功群と一般集団のプロフィールの類似よりやや小さいという結果を得ている。かれは職業適性検査の結果のプロフィールの類似度の算出にも r_{ps} や ρ を用いている。各下位検査の信頼性は種々のテストについて求められているが、プロフィールの形の安定性の研究はほとんどない。Yamahiro (1958) は ρ により各個人のW-Bテストのプロフィールの安定性を求めて-0.3~0.96を得ている。

(4) プロフィール・パターンによる類型

Stagner (1961) は類型の定義を5つに分類している。その中で類型の統計的な定義として、類型を母集団において高度の頻数をもつ特別のプロフィールまたはプロフィール集団の各クラスターの中心のプロフィールとしている。Cattell (1959) も類型の一種としてパターン・モード (pattern mode) としての類型の存在を認め、特に職業的技術、社会的役割の行動、異常者の性格特性においてこの種の類型が見出されるといっている。

このような類型はプロフィール・パターンの類似指標のマトリックスから統計的方法によつて求めることができる。Sawrey (1960) は Cronbach の D^2 マトリックスを基礎にして、相互の間の D^2 の小さいプロフィールの集団を数個見出し、かれはこれを核とよんでいる。核の中心となるプロフィールは核をなすプロフィールの平均プロフィールである。各核に属さないプロフィールと各核のプロフィールとの D^2 を算出して、 D^2 の小さいものはその核に属せしめる。こうしてプロフィールの集団内に数個の等質なるプロフィールの集団すなわち数個の類型とどの類型にもぞくさないプロフィールができる。Osgood (1958) はDマトリックスから、概念間の位置関係を示す方法を工夫している。しかし各概念は3個以上のスケールで測定された値を座標とする多次元空間内の点として表示されているのに、3次元空間にプロットされているのであるから、各概念の位置関係は正確ではない。Stephenson (1953) のQ技法はプロフィールの形のみの相関係数の行列を因子分析しているので、プロフィールの類似に水準とスキッターを無視している。しかし、Q sorts の項目は反対の意味をもつものが半数あり、しかも、それらが正規分布をしているので、各個人の点数の和はゼロになる。それゆえに各プロフィールの水準とスキッターを除いても、そのために失なわれるインフォーマーションは少ない。ただ別の面から考えると、Q sorts は最初から平均値と標準偏差とを等しくするように分類することを要求しているの、個人間の水準の差を無視しているといえる。

プロフィールの水準とスキヤターの除去がプロフィールのグルーピングに影響するものであるか。この問題について Saurey (1960) は同じ資料に基づいて、第1は素点の D^2 マトリックスをつくり、第2は素点から水準とスキヤターを除いた標準値で D^2 マトリックスをつくり、それぞれをかれの方法でパターン分析をした。第3はプロフィール間の相関係数を因子分析した。この3つの結果を比較すると、第2は第3と類似しているが、第1と第2の類似は小さい。したがってプロフィールの類似マトリックスを分析する方法の差異よりも、プロフィールの水準とスキヤターを除去するかどうかプロフィールのグルーピングに大きく影響するようである。Sakoda (1954), Osgood (1952) は D^2 を計算する前に標準偏差と平均を除いておくならば、相関係数と D^2 は一次的な関係を持ち、したがって D^2 函数から因子分析への変換およびその逆も可能であることを示している。この研究からも、Q技法は Sawrey の D^2 マトリックスの分析による方法と比較して単にプロフィールの水準とスキヤターを無視した点において異なっているといえる。

類型を統計的に見出すには以上の諸方法のほかに Mcquitty (1957b) の elementary linkage analysis および Haggard (1958) の方法がある。Mcquitty は、Q技法は相関マトリックスの分析に多大の時間をかけねばならない。しかも、因子負荷量による個人の分類が主観的になりがちであるが、linkage analysis によれば短時間でしかも客観的に類型を見出すことができるといつている。この分析の基礎になっているものはQ技法と同じく、相関マトリックスかまたは一致度 (agreement score) のマトリックスである (Mcquitty 1954)。この方法は個人を類型にクラスターするのであるが、類型に対して個人のもつ関係を因子負荷量のように計算することができる。この類型関係量 (typal relevance) と因子負荷量を同一の相関マトリックスから算出して比較するとその差は最も大きくても 0.09 であった。ただこの方法による類型の数は最初の最高の類似を示す2人 (reciprocal pair) の数によつて決定するので、同じ母集団から抽出した標本でも、この数が異なるときには類型の数がちがってくる。Haggard (1958) は臨床的診断、種々の行動的基準等によつてひとつの集団をかりに数個の下位集団に分類し、各集団内のひと組のプロフィールの等質性の検定によつて類型を見出している。ただしかれの検定法は水準による差を無視しているので、水準の異なるプロフィールが同じ類型に入ってくる可能性がある。

D^2 または r_{ij} マトリックスからの類型の研究はあまり見当たらないが、天野(1961)はY. G. 検査により非行児

の性格類型を見出して正常児のそれと比較し、Osgood (1958)は患者の概念のグルーピングの比較により治療効果をみようとしている。Cattell (1950) は諸民法の文化型のグルーピングを試みている。Q技法は心理学の広い分野に適用されている。パーソナリティの領域では、田中・松山(1954, 1957), 木村(1960, 1961)は社会的態度の、竹内(1961), 波多野(1962)は教育に対する態度の、矢吹(1960), 荒尾(1960)は親の子供に対する態度の研究をなしている。このうち、田中(1954)を除いては Q sorts による結果を因子分析したものであり、2個または3個の類型的因子が見出されている。田中のは第1因子の負荷量がほとんどの被検者に大きいので、被検者のグルーピングが困難である。その他、川中(1960, 1961)は自我概念の類型を発達的に研究し、竹内(1952)はクレペリン内田精神作業検査における類型的因子を見出している。臨床方面では、佐治(1957)は適応の類型的因子を見出して、それらについて正常者と神経症患者を比較している。治療結果の研究への適用に Frisk (1956) と Cartwright (1957) のがある。

プロフィール・パターン分析により見出される類型は被検者と変数の選び方によつて影響を受ける。被検者は母集団から無作為に抽出され、しかもその数が多いことが望ましいが、それは計算の手数からいつて困難な問題がともなう。また変数には Cattell (1957) は基本的特性を用いればよいというが、しかし、パーソナリティの各領域において一定の基本的特性が得られていない現状では、Cattell の見解も必ずしも妥当でない。ただかれの例示した領域においては、この方法を適用して有効な結果が得られるのではあるまいか。

II 反応のパターン分析

Zubin (1937) は性格測定において、目録法が診断的意味をあまり持たないのは、質的に異なる項目への同じ反応に同じスコアを与えて得られた総点を用いるからである。個人の反応の累積的效果を表わす指標としては、総点よりも、その個人の反応のパターンがより診断的意味をもつと考えた。しかし、一群の項目全体に対する反応のパターンは個性的であつて、それによつて多くの個人を少数の類型に分類することはできない。それゆえにかれは全項目の中から選び出した数個の項目への反応のパターンのうち、正常者と異常者にそれぞれ見出される特有なパターンの数によつて両群を分離しようとした。この手続きにはまだ総点的なエラーが含まれているが、かれはこれを弁護して、この手続きは集団の比較に適用すべきで、個人的診断に対してはパターンの症候群

が用いられるべきであるといっている。

ひと組の項目全体の反応によるパターン分析はMcquitty (1954) によつてなされた。かれはひと組のテスト項目への反応のパターンから個人を類型に分類しようとして種々の方法を工夫している。かれは類型を次のように定義している。すなわちひと組の項目に対して個人はそのパーソナリティに特有なパターンを持つている。パターンはその特徴に従つて類型的カテゴリーに分類される。この分類されているカテゴリーを類型という。ゆえにかれの類型には、はじめから類型の本質を仮定するのではなく、得られた資料のなかから各個人の反応のパターンのグルーピングをなしているのである。またかれは類型の分離において適用すべき抽象化の水準を定めないので、反応のパターンの階層的分類に対する方法を発展させた。

かれの agreement analysis (1954, 1956) は各個人を他の個人と一対にして、各項目への反応の一致・不一致により2人の間の一致度を算出し、 n 人の一致度のマトリックスを作り、これにもとづいて階層的な類型を設定している。すなわち最も低い水準の類型を種 (species) とよぶ、第1の種は最高の一致度をもつた2人である。第2の種は2番目に高い一致度をもつた2人である。ただし、この一致度は第1の種の2人を除いた残りの個人間の反応の一致度中最高のものである。こうして漸次分類されていくつかの種は類とよばれるより大きなグループに分類される。さらに類は水準の高いより大きな集団に分類される。このようにして、種の類型から高い水準の類型まで多くの類型ができ、種から高い水準の類型に進むにつれて、各類型に属する人数は増し、共通特徴の数は減少する。またこの分析の過程においては、ユニークな個人から比較的ユニークな類型へと進み、さらに一般的な類型へと進んでゆく (Mcquitty 1959a)。agreement analysis のさらに発展したものに階層的連合分析 (hierachical linkage anaylsis) (1960a) と階層的症候分析 (hierachical syndrome analysis) (1960 b) がある。これらの分析法は一致度のマトリックスのみならず相関関係のマトリックスにも適用できる。

Lazarsfeld (1950) の潜在構造分析も反応のパターンを分析しているが、agreement analysis は潜在的特質の連続の原理を必要としない点で前者とちがっている。すなわち agreement analysis では反応のパターンを生ずる種々の心理的構造のあることを仮定する。この方法によつて分離された各パターンはひとつのカテゴリーに特有なものである。

反応のパターン分析では項目の数が多きときは多大の

時間を要し、もし項目の数を減少するならば項目のサンプリングが問題になる。Cattell (1957) は反応によるパターン分析を批判し、この方法によれば、項目の種類により異なる類型が得られる。それゆえにこの方法は客観的な類型をあたえるものではない。しかし、もし基本的特性を用いたプロフィール・パターン分析ならばパーソナリティの各領域においてそれぞれ客観的な類型を見出すであろうといっている。Mcquitty (1957) も個々の項目への反応はプロフィールよりも信頼性が小さいことを認めている。しかし、かれは各項目の信頼性は小さくても、各項目は differential reliability をもっている。すなわち特殊な反応は一般的には信頼性が小さくても、ある類型の人には高度に信頼できるといっている。

agreement analysis を類型研究に適用した例は少ない。Mcquitty (1957c) が優秀な機械工と劣等な機械工との分離を試みた研究では、優劣いづれの機械工にも多くの類型があり、多くの劣等な機械工を含むひとつの類型から分離した優秀な機械工の多くを含むひとつの類型はないという結果がでている。また正常者と異常者の分類にこの分析法を使用した結果では (Mcquitty 1954)、正常者においては種からクラスへと類型の階層が進むにつれて正しい分類の%が増すのに、異常者においてはそれが減少している。この結果の解釈から、かれは正常者と異常者を有効に分類するには、種と類の水準で多くの類型に分けるような項目を選ぶことと多くの標本に基づくべきであると結論している。潜在構造分析では、大西 (1957) の社会性の構造の、天野 (1955) の向性検査の研究がある。どちらにも2つの潜在クラスが見出されている。

III Configural Scoring と予測

基準の予測には、テスト項目への反応数や下位検査点の1次式または重回帰法が多く使用されている。しかし、このような scoring は各項目または下位検査の機能が無関係であるときは正しいが、一般には無関係でないので、項目への反応や下位検査点間の交互作用を考慮した2次以上の項を含む式による scoring の方が基準の予測には正確度がより大きいことが予想される。このような scoring の方法とそれによる予測の効率性についてのべる。

Meehl (1950) は仮定的な例によつて各テスト項目単独では基準との相関がゼロであるのに2つの項目を布置的 (configurally) に結合すれば基準との相関があることを示した。すなわち Table 1, Table 2 のように項目1と項目2の相関が正常者と異常者においてそれぞれ

Table 1 正常者における項目間の相関
項目 2

		T ₂	F ₂	計
項目 1	T ₁	35	15	50
	F ₁	15	35	50
	計	50	50	100

$$\varphi_1 = -0.40$$

Table 2 異常者における項目間の相関
項目 2

		T ₂	F ₂	計
項目 1	T ₁	15	35	50
	F ₁	35	15	50
	計	50	50	100

$$\varphi_2 = -0.40$$

Table 3 項目 1 の妥当性

	正常	異常	計
T ₁	50	50	100
F ₁	50	50	100
計	100	100	200

$$\varphi_3 = 0.00$$

Table 4 configural scoring の妥当性

	正常	異常	計
T ₁ T ₂ or F ₁ F ₂	70	30	100
T ₁ F ₂ or T ₂ F ₁	30	70	100
計	100	100	200

$$\varphi = 0.40$$

0.40, -0.40 ならば, 項目 1 の妥当性は Table 3 のように 0.00 になる。項目 2 の妥当性も同様に 0.00 になる。ところが Table 4 のように, 2 つの項目を布置的に採点すれば妥当性は 0.40 になる。Mcquitty (1957a) はこれを 3 つの項目に拡大して同様のことが成立することを示している。

Horst (1954) は Meehl の configural scoring の概念を数式化し, 2 つの項目への反応点を計算する式を,

$$S = b_0 + b_1x_1 + b_2x_2 + b_{12}x_1x_2 \quad (1)$$

とし, S と基準との相関を最大ならしめるように係数 b_0, b_1, b_2, b_{12} を定めて, $b_0=1, b_1=-1, b_2=-1, b_{12}=2$ を得ている。したがって Horst の式は,

$$S = 1 - x_1 - x_2 + 2x_1x_2 \quad (2)$$

この式は Meehl の configural scoring の特別な場合に対する正確な数学的公式である。なぜならば, $T_1=T_2=1, F_1=F_2=0$ とするならば

$$T_1T_2 \text{ 反応型は } S = 1 - 1 - 1 + 2 = 1$$

$$F_1F_2 \text{ 反応型は } S = 1 - 0 - 0 + 0 = 1$$

$$T_1F_2 \text{ 反応型は } S = 1 - 1 - 0 + 0 = 0$$

$$F_1T_2 \text{ 反応型は } S = 1 - 0 - 1 + 0 = 0$$

となるので, T_1F_2 型と F_1T_2 型を同型とし, T_1T_2 型と F_1F_2 型を同型とみた Table 4 の場合と一致するからである。

Fricke (1955) は Meehl や Horst の configural scoring を批判して, かれらの方法では各項目を単独に採点するときよりも configural scoring の方が妥当性を減ずることを例証している。そして各項目への Yes, No, の反応以外に反応の強度を導入して 8 個の異なる

反応のパターンを得ている。これによれば Meehl の configural scoring では妥当性がゼロであるにもかかわらず, ある程度の妥当性が生ずることをひとつの仮定的な例によつて示している。

しかし, Meehl の方法に対する Fricke の批判は必ずしも当たっていない。Table 4, 1, 2 の φ と φ_1, φ_2 の関係は Horst (1954) の一般的な式によれば,

$$\varphi = (\varphi_1 - \varphi_2) / \sqrt{4 - (\varphi_1 + \varphi_2)^2} \quad (3)$$

であるから, φ の値は φ_1 と φ_2 が異符号をもちその絶対値が大きいくほど大きく, したがって 2 つの項目を対にした布置構造 (configuration) が常に φ の値を大きくするとはいえないことは Meehl や Horst も認めている。Fricke の提示した仮定的な例は $\varphi_1 = \varphi_2$ の特別な場合である。

Stouffer (1952) は尺度分析において 11 個の項目から 4 個の contrived item を作った。このおのおのは 3 個の項目を組み合わせたもので, かれはこの 3 個の項目への反応を布置的に採点した。この configural scoring は Horst (1954) のいうように次の式で表わされる。

$$S = x_1x_2 + x_2x_3 + x_3x_1 - 2x_1x_2x_3 \quad (4)$$

Lubin と Osburn (1957a) は Meehl の項目 2 個の場合を t 個の項目にまで拡大して, 布置的尺度 (configural scale) という概念を導入した。すなわち反応型式が 2 種類である t 個の項目があたえられると, 2^t 個の反応パターンが可能である。各反応パターンに対して平均の基準点を計算するならば, 2^t 個の平均基準点ができる。ひとつの反応パターンに属しているすべての人にはその反応パターンに対する平均の基準点をあたえる。かれはこのスコアのひと組を布置的尺度とよび, ある個人の布置的尺度はかれの基準点を最もよく予測するといっている。一般に予測された基準点は次の式で表わされる。

$$\hat{C} = b_0 + b_1x_1 + b_2x_2 + \dots + b_tx_t + b_{12}x_1x_2 + b_{13}x_1x_3 + \dots + b_{123}x_1x_2x_3 + \dots \quad (5)$$

$x_1, x_2, \dots$ は項目 1, 2, $\dots$ に対するスコア
 $b_0, b_1, b_2, \dots$ は最適回帰係数

さらに上述の量的基準の予測の特別な場合として項目への反応パターンにより質的な基準を予測している (Lubin 1960)。 P_{rc} が質的な基準の r 番目の反応パターンでしかも c 番目のカテゴリーにおいて観察された比率であるならば,

$$P_{rc} = d_0 + d_1x_1 + \dots + d_tx_t + d_{12}x_1x_2 + d_{13}x_1x_3 + \dots + d_{123}x_1x_2x_3 + \dots \quad (6)$$

r 番目の反応パターンをもつ被検者は各カテゴリーに分布するので, その被検者はその反応パターンが最も多く

現われたカテゴリーに入れられる。このようにして、すべての反応パターンがどれかのカテゴリーに分類される。Lubin 等の布置的尺度の概念をプロフィール・パターン分析の領域に導入したのは Likken (1956) である。かれの方法によればプロフィールをつくっている n 個の下位検査のスコアを k 個の間隔に分類すれば、テスト空間は k^n 個の細胞に分かれる。ひとつの細胞に属する多くのプロフィールから平均プロフィールをつくれれば、 k^n 個の平均プロフィールができる。これらのプロフィール・パターンに対応する平均の基準点を計算すれば、各プロフィール・パターンの基準点を予測することができる。

Cattell (1957) は Lubin 等の布置的尺度の方法を批判して、テスト項目により信頼できるほどパーソナリティの全領域をおおうには、被検者の天文学的な数を必要とする。それゆえに基準の予測に非 1 次式を用いるには意味の明瞭な安定性のある基本的特性を用いるべきであるとして、心理学的予測や理解に基本的特性による特性方程式を使用している。すなわちパーソナリティや気質の基本的特性の交互作用項を含む高次函数の必要を認め心理学的観察にもとづいて種々の数学的モデルを示している。すなわちかれによれば、神経症の表現は自我の強さ T_1 と超自我の強さ T_2 の単なる加算的な式でなく、次のような 2 次式で示すことが適切であるといっている。

$$R = S_1 T_1 + S_2 T_2 + S_3 (T_1 - T_2) T_1 \quad (7)$$

もし多くの独立変数と予測されるべき基準との間に非加算的效果、すなわち交互作用が存在するならば、それを考慮しない予測は不正確である。Lee (1961) のいうように、ひと組の資料に有意な交互作用の存在を見出すときには、結果の陳述を適当に制限しなければならない。Cattell の場合でいえば、 R は $T_1 - T_2$ が一定である下位集団においてのみ T_1 と T_2 の 1 次式として表現される。従属変数と独立変数との関係を分散分析によつて研究するときには、2 つ以上の独立変数間の交互作用の有意性を検定しているが、従属変数と独立変数の相関によつて従属変数の予測を行なうとき、独立変数間の交互作用がある場合においてもほとんどこれを利用してはいない。ただ Frederiksen (1954, 1960), Ghiselli (1956, 1960a, 1960b) 等の研究においてそれを見出すことができる。

Frederiksen (1954) は学生の学業成績を進学適性検査の成績によつて予測するとき、予測の効率はそれらの学生が compulsive であるか non-compulsive であるかによつて異なることを見出した。すなわち学業成績の予測に対する進学適性検査の効果はもうひとつの変数によ

つて異なる。Ghiselli (1956) の研究によれば、従業員の最初の 2 週間の生産量と運動テストのスコアの相関は職業水準テストのスコアによつて異なり、しかも職業水準テストのスコアを考慮しなかつたときよりも考慮したときは相関が大きくなつた。このことは、職業水準テストのスコアと生産量との間には相関はほとんどなかつたのであるから、2 つの独立変数を加算的でなく布置的に結合することによつて各変数と基準とのそれぞれの相関よりも基準との相関を大きくすることができるという Meehl (1950) の仮説を実証するものである。Saunders (1956) は基準と予測変数の関係に影響するところの他の変数を調整変数 (moderated variable) と名づけ、これを連続変数として取り扱い、予測変数 x_i と調整変数 z_j による基準 y の予測を次の式で表わした。

$$y = k + \sum c_{ij} x_i z_j \quad (8)$$

さらにかれは予測変数と調整変数の交互作用を考慮した回帰式によつて基準を予測する方が基準に関係する変数の和として表わされた重回帰式によるよりも予測の正確度が大いことを示している。

configural scoring の予測に対する効果については以上示した研究以外に Stouffer (1952), Osburn と Lubin (1957a, 1957b), Horst (1957), Mcquitty (1959b) 等の研究がある。

Stouffer の 4 個の contrived item による 16 個の反応型のうちスケール型に属する者は全体の 93% で誤差は 7% にすぎなかつた。尺度分析の誤差を小さくするひとつの方法は項目の数と項目にあたるカテゴリーの数を減少することである。しかし、このようにすれば項目の内容が特殊的になり、測定しようとする領域全般をおおうことが困難になる。ところがかれの方法は項目の数を減少することなく誤差を小さくしている点において configural scoring の効果を実証している。Horst は最も一般的な多次元式において高次の項が基準の予測にどれほど効果があるかを研究した。それによると 1 次の回帰式に 2 次の項を加えた効果は見出されなかつたが、3 次 4 次、5 次の項を加えたときは 1 次の項のみのときより多くの情報が得られた。しかし、この研究は交叉妥当性の吟味を欠いている。Lubin (1957a) によれば布置的尺度は回帰スケールよりも妥当性が大い。しかし、これは分析された標本のみに成立するが、交叉妥当性群には必ずしも成立しない。Mcquitty は configural scoring の交叉妥当性が項目による反応パターンの不安定のために小さくなると仮定して、安定性の大きい因子パターンを用いて学業成績の予測を行なつたが、configural scoring の交叉妥当性を回帰式によるそれよりも大きくす

ることはできなかつた。かれはこの原因を被検者の少数による布置的尺度のパターンの不安定にきしている。一般に、布置的尺度の妥当性は重回帰式のそれよりも大きくなるが、交叉妥当性は必ずしも大きくなつていない。これは項目の数 k に対して 2^k 個の反応パターンができるので、各反応パターンにぞくする個人の信頼できる平均のスコアを求めるには非常に多くの被検者を必要とするからである。それゆえに布置的尺度が実用的に有用であるのは、多くの被検者を少数の項目により短時間にテストするときである。

附記 パターン分析の技法そのものの紹介は三好稔編「心理学と因子分析」にのせておいた。その中の215頁平均プロフィールの比較法は厳密には m と n が等しいときに適用される。

文 献

- Altus, G. T. : A WISC profile for retarded readers. *J. consult. Psychol.*, 1956, 20, 155—56.
- 天野牧夫 : 向性検査の一次元性. 岡山大学教育学部研究集録, 1956, 1, 20—32.
- 天野牧夫 : Pattern analysis の諸問題. 岡山大学教育学部研究集録, 1956, 3, 1—8.
- 天野牧夫 : 自己評定と他人評定の類似度に関係する要因. 岡山大学教育学部研究集録, 1959, 7, 55—61.
- 天野牧夫 : 非行児の性格因子のパターン. 日本心理学会第25回大会発表論文集, 1961, 274.
- 天野牧夫 : IQ 水準とプロフィール・パターンの関係. 日本心理学会第24回大会発表論文集, 1960, 424—425.
- 天野牧夫 : プロフィール・パターンの安定度. 日本心理学会第26回大会発表論文集, 1962, 296.
- 荒尾良子・金城朋子 : 母子関係の臨床的研究—Q-sort による母の意識の測定 その1. 日本心理学会第24回発表論文集, 1960, 322.
- Barnette, W. L. : Occupational aptitude patterns of selected groups of counseled veterans. *Psychol. Monogr.*, 1951, 65.
- Block, J., Levine, L. and McNemar, Q. : Testing for the existence of psychometric patterns. *J. abnorm. soc. Psychol.*, 1951, 46, 356—359.
- Brown, M. A. : Alcoholic profiles on the Minnesota Multiphasic. *J. clin. Psychol.*, 1950, 6, 266—269.
- Cattell, R. B. : r_p and other coefficient of pattern similarity. *Psychometrika*, 1949, 14, 279—298.
- Cattell, R. B. : *Personality: A systematic theoretical and factual study.* McGraw-Hill, 1950.
- Cattell, R. B. : *Personality and motivation structure and measurement.* World, 1957.
- Cattell, R. B. : Personality theory of growing from multivariate quantitative research. In Koch (ed) : *Psychology: A study of a science*, 3. McGraw-Hill, 1959.
- Cartwright, D. and Roth, I. : Success and satisfaction in psychotherapy. *J. clin. Psychol.*, 1957, 13, 20—26.
- Cronbach, L. J. : Statistical methods for multi-score test. *J. clin. Psychol.*, 1950, 6, 21—25.
- Cronbach, L. J. and Gleser, G. C. : Assessing similarity between profiles. *Psychol. Bull.*, 1953, 50, 456—473.
- Cronbach, L. J. : Processes affecting scores on understanding of others and assumed similarity. *Psychol. Bull.*, 1955, 52, 177—193.
- DuMas, F. M. : The coefficient of profile similarity. *J. clin. Psychol.*, 1949, 5, 123—131.
- DuMas, F. M. : On the interpretation of personality profile. *J. clin. Psychol.*, 1947, 3, 57—65.
- Foster, A. : Age and the W-B scattergraph. *J. clin. Psychol.*, 1947, 3, 396—397.
- Foster, A. and Goolish, H. A. : A note on sex difference on the W-B test. *J. clin. Psychol.*, 1954, 10, 298—299.
- Frederiksen, N. and Melville, D. S. : Differential predictability in the use of test scores. *Educ. psychol. Measmt.*, 1954, 14, 647—656.
- Frederiksen, N. and A. C. F. Gilbert : Replication of a study of differential predictability. *Educ. psychol. Measmt.*, 1960, 20, 759—767.
- Fricke, B. G. : A configural-content-intensity item for personality measurement. *Educ. psychol. Measmt.*, 1955, 16, 54—62.
- Frisk, P. and Crauston, R. : Q technique applied to a patient and the therapist in a child guidance setting. *J. clin. Psychol.*, 1956, 12, 178—182.
- Gaier, E. L. and Lee, M. C. : Pattern analysis: The configural approach to predictive measurement. *Psychol. Bull.*, 1953, 50, 140—148.

- Ghiselli, E. E.: Differentiation of individuals in terms of their predictability. *J. appl. Psychol.*, 1956, 40, 374—377.
- Ghiselli, E. E.: The prediction of predictability. *Educ. psychol. Measmt.*, 1960a, 20, 3—8.
- Ghiselli, E. E.: Differentiation of tests in terms of the accuracy with which they predict for a given individual. *Educ. psychol. Measmt.*, 1960b, 20, 675—684.
- Gough, H. G.: Diagnostic patterns on the Minnesota multiphasic personality inventory. *J. clin. Psychol.*, 1946, 2, 23—37.
- Graham, E. E.: W-B and WISC scattergrams of unsuccessful readers. *J. consult. Psychol.*, 1952, 16, 268—271.
- 波多野誼余夫：父母の教育に対する態度のQ技法による研究. 教育心理学研究, 1962, 10, 20—29.
- Haggard, E. A.: *Intraclass correlation and analysis of variance*. Princeton Univ. Press, 1958.
- Helmstadter, G. C.: An empirical comparison of method for estimating profile similarity. *Educ. psychol. Measmt.*, 1957, 56, 107—114.
- Horn, J. L.: Significance tests for use with r_p and related profile statistics. *Educ. psychol. Measmt.*, 1961, 21, 363—370.
- Horst, P.: Pattern analysis and configural scoring. *J. clin. Psychol.*, 1954, 10, 3—10.
- Horst, P.: Uniqueness of configural test item score. *J. clin. Psychol.*, 1957, 13, 107—114.
- Hunt, W. A. and Older, H. J.: Psychometric scatter pattern as a diagnostic aid. *J. abnorm. soc. Psychol.*, 1944, 39, 118—123.
- Hunt, W. A. and French, E. G.: The relationship of scatter in test performance to intelligence level. *J. clin. Psychol.*, 1951, 7, 95—97.
- Jastak, J.: A plan for the objective measurement of character. *J. clin. Psychol.*, 1948, 4, 170—178.
- Jastak, J.: Ranking Bellevue subtest scores for diagnostic purposes. *J. consult. Psychol.*, 1953, 17, 403—410.
- 川中 勝：児童青年における自己概念についての因子分析的研究. 日本心理学会第24回大会発表論文集, 1960, 212—213.
- 川中 勝：自己概念の構造と発達の変容. 日本心理学会第25回大会発表論文集, 1961, 278.
- 木村禎司：ある社会的態度の因子分析. 日本心理学会第24回大会発表論文集, 1960, 311.
- 木村禎司：Life-style の分析的研究. 日本心理学会第25回大会発表論文集, 1961, 280.
- Kogan, W. S.: An investigation into the relationship between psychometric patterns and psychiatric diagnosis. *J. gen. Psychol.*, 1950, 43, 17—46.
- Kolstore, O. P.: A comparison of mental abilities of bright and dull children of comparable mental ages. *J. educ. Psychol.*, 1954, 45, 161—168.
- Lazarsfeld, P. F. and Stouffer, S. A.: *Measurement and prediction*. Princeton Univ. Press, 1950.
- Lazowick, L. M.: On the nature of identification. *J. abnorm. soc. Psychol.*, 1955, 51, 175—183.
- Lee, M. C.: Interactions, configuration and non-additive models. *Educ. psychol. Measmt.*, 1961, 21, 797—806.
- Levinski, R. J.: The psychometric pattern: 1. Anxiety neurosis. *J. clin. Psychol.*, 1945, 1, 214—221.
- Likken, D. F.: A method of actural pattern analysis. *Psychol. Bull.* 1956, 53, 102—107.
- Lubin, A. and Osburn, H. G.: A theory of pattern analysis for the prediction of a quantitative criterion. *Psychometrika.*, 1957a, 22, 63—73.
- Lubin, A. and Osburn, H. G.: The use of configural analysis for the evaluation of test scoring method. *Psychometrika.*, 1957b, 22, 359—371.
- Lubin, A. and Osburn, H. G.: The use of configural analysis for the prediction of a qualitative criterion. *Educ. psychol. Measmt.*, 1960, 20, 275—282.
- Mcquitty, L. L.: Pattern analysis illustrated in classifying patients and normals. *Educ. psychol. Measmt.*, 1954, 11, 598—604.
- Mcquitty, L. L.: Agreement analysis classifying persons. *Brit. J. statist. Psychol.*, 1956, 6, 5—16.
- Mcquitty, L. L.: Isolating predictor patterns associated with major criterion patterns. *Educ. psychol. Measmt.*, 1957a, 17, 3—41.

- Mcquitty, L. L.: Elementary linkage analysis for isolating orthogonal and oblique types and typical relevancies. *Educ. psychol. Measmt.*, 1957b, 17, 207—229.
- Mcquitty, L. L.: A pattern analysis of descriptions of best and poorest mechanics compared with factor analytic results. *Psychol. Monogr.*, 1957c, 71, No. 466.
- Mcquitty, L. L.: Differential validity in some pattern analytic methods. In Bass, B. M. and Berg, I. A. (eds.): *Objective approaches to personality assessment*. Van Nostrand, 1959a.
- Mcquitty, L. L.: Configuration of factor standings as a predictors of educational achievement. *Educ. psychol. Measmt.*, 1959b, 19, 31—43.
- Mcquitty, L. L.: Hierarchical linkage analysis for the isolation of types. *Educ. psychol. Measmt.*, 1960a, 20, 55—67.
- Mcquitty, L. L.: Hierarchical syndrome analysis. *Educ. psychol. Measmt.*, 1960b, 20, 293—304.
- Matarazzo, J. D.: A study of diagnostic possibilities of C. V. S. *J. clin. Psychol.*, 1950, 6, 337—343.
- Meehl, P. E.: Configural scoring. *J. consult. Psychol.*, 1950, 14, 165—171.
- Meyer, W. J.: The stability of patterns of primary mental abilities among grade school children. *Educ. psychol. Measmt.*, 1960, 20, 795—800.
- Milton, S. G.: The Wechsler test and the diagnosis of psychopathic personality. *J. clin. Psychol.*, 1950, 6, 397—401.
- Monroe, J. J.: The effect of emotional adjustment and intelligence upon Bellevue scatter. *J. consult. Psychol.*, 1952, 16, 110—114.
- 森本 博: 連想法と Semantic Differential 法による意味関係の研究. 教育心理学研究, 1956, 4, 1—7.
- 大西佐一: 社会性の構造に関する一考察—潜在構造分析の試み. 日本心理学会第21回大会発表論文抄録, 1957, 205.
- Osgood, C. E. and Suci, G. J.: A measure of determined by both mean difference and profile information. *Psychol. Bull.*, 1952, 49, 251—262.
- Osgood, C. E. and Luria, Z.: A blind analysis of a case of multiple personality using the semantic differential. *J. abnorm. soc. Psychol.*, 1954, 49, 579—591.
- Osgood, C. E. and Suci, G. J.: *Measurement of meaning*. Univ. of Illinois Press, 1958.
- Purcell, C. K., Dredahl, J. and Purcell, K.: The relationship between altitude-IQ discrepancy and anxiety. *J. clin. Psychol.*, 1952, 8, 82—85.
- Rabin, A. I. and Guertin, W. H.: Research with the Wechsler-Bellevue test: 1945—1950. *Psychol. Bull.*, 1951, 48, 211—248.
- Rabin, A. I. and Guertin, W. H.: Research with the W-B intelligence scale: 1950—1955. *Psychol. Bull.*, 1956, 53, 235—257.
- Rapaport, D.: *Diagnostic psychological testing 1*. Year Book Publishers, 1949.
- Rogers, L. S.: Difference between neurotics and schizophrenics on the W-B scale. *J. consult. Psychol.*, 1951, 15, 151—153.
- Sakoda, J. M.: Osgood and Suci measure of pattern similarity and technique. *Psychometrika*, 1954, 19, 253—256.
- 佐治守夫・竹村和子: Q テクニックによる適応の研究 日本心理学会第21回大会発表論文抄録, 1957. 323.
- Saunders, D. R.: Moderate variables in prediction. *Educ. psychol. Measmt.*, 1956, 14, 209—222.
- Sawrey, W. L., Keller, L. and Conger, J. J.: An objective of grouping profiles by distance functions and its relation to factor analysis. *Educ. psychol. Measmt.*, 1960, 20, 651—674.
- Schofield, W.: Critique of scatter and profile analysis. *J. clin. Psychol.*, 1952, 8, 16—22.
- Schmidt, H. O.: Test profiles as a diagnostic aid: the Rorschach. *J. clin. psychol.*, 1945, 1, 222—227.
- Stagner, R.: *Psychology of personality*. McGraw-Hill, 1961.
- Stephenson, W.: *The study of behavior*. Chicago Univ. Press., 1953.
- Stouffer, S. A. et al. A technique for improving cumulative scales. *Publ. Opin. Quart.*, 1952, 16, 273—291.
- Sullivan, P. L. and Welsh, G. S.: A technique for objective configural analysis of MMPI

- profiles. *J. consult. Psychol.*, 1952, 16, 383—388.
- 竹内長士・内田クレベリン精神作業検査法における類型的因子について. 千葉大学教育学部研究紀要, 1952, 2, 17—28.
- 竹内長士・矢吹四郎: Q技法による教師の類型の研究. 教育心理学研究, 1961, 9, 189—199.
- 田中国夫・松山安雄: 社会的態度の測定論的研究 III. 心理学研究, 1954, 25, 174—180.
- 田中国夫・松山安雄: 社会的態度の類型的分析. 教育心理学研究, 1957, 4, 8—14.
- Tauble, E. S. and Session, B. O.: Configurational analysis of MMPI profiles of psychiatric groups. *J. consult. Psychol.*, 1957, 21, 413—417.
- Thigpen, G. H. and Cleckley, H.: A case of multiple personality. *J. abnorm. soc. Psychol.*, 1954, 49, 135—151.
- Tyler, L. E.: The stability of patterns of primary mental abilities among grade children. *Educ. psychol. Measmt.*, 1958, 18, 769—774.
- 鮑戸 弘: 企業への親近性及び将来性イメージに関する一考察: 市場調査, 90・91合併号, 1961, 23—26.
- Webster, H.: A note on profile similarity. *Psychol. Bull.*, 1952, 49, 538—539.
- Wechsler, D.: Measurement of adult intelligence. Williams and Wilkins, 1944.
- Whiteman, W.: Altitude as reference point in a scatter analysis. *J. clin. Psychol.*, 1950, 6, 160—164.
- 矢吹四郎・竹内長士: 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回大会発表論文集, 1960, 320—321.
- Yamahiro, R. S. and Griffith, R. M.: Reliability-stability of subtest scatter on the W-B intelligence scales. *J. clin. Psychol.*, 1958, 14, 317—318.
- 山本和郎・他: S—D法による日本語の意味構造の研究. 日本心理学会第24回大会発表論文集, 1960, 162—163.
- Zubin, J.: The determination of response patterns in personality adjustment. *J. educ. Psychol.*, 1937, 28, 401—413.

(1962年7月25日原稿受付)

正 誤 表

教育心理学研究 10巻3号

頁	行	誤	正
152	左 下1	<脱落>	(6)
"	右 7	<脱落>	(7)
153	Table 2	E_{ij}	E_{ij}^*
"	左 6	(E_{ij})	(E_{ij}^*)
"	" 下1	<脱落>	(9)
"	右 下2	$+(a_i, \bar{b}_2, b_3)=P(a_i)$	$+P(a_i, \bar{b}_2, b_3)=P(a_i)$
154	左 5	$+(a_i, \bar{b}_2, b_3)\}=0$	$+P(a_i, \bar{b}_2, b_3)\}=0$
155	左 脚注	<脱落>	$A_m \rightarrow A_{m-1} \rightarrow \dots \rightarrow A_{k+1} \begin{matrix} \nearrow A_{k1} \\ \searrow A_{k2} \\ \vdots A_{kn} \end{matrix} \rightarrow A_{k-1} \rightarrow \dots \rightarrow A_1 \sim G$
156	左 8	帯要素が代替要素か	帯要素か代替要素か
"	右 3	代替系列模型	代替系列模型
"	右 下13	系列が存均すると	系列が存在すると

Minor Study

CORRELATIONS BETWEEN ENTRANCE EXAMINATION, INTELLIGENCE, AND SCHOLASTIC ACHIEVEMENT IN A SENIOR HIGH SCHOOL

by

Aiko Sato & Shinkuro Iwahara *Nara Women's University*

The results indicated that entrance examination correlates highly (.80) with school success both for lower and higher year grades. However, correlations between intelligence and school success were relatively low (.54 to .47), and the relationship tended to decrease for a higher grade. Correlations between entrance examination and intelligence were about .50.

Partial correlations between intelligence and

academic achievement were negligible, while those between entrance examination and achievement were high (.74 to .90).

It may be concluded that entrance examination can predict later school success fairly well but the intelligence tests which were used, were inefficient. Common elements between intelligence and school subjects seem to decrease with advancement in school grades.

Review

PATTERN ANALYSIS METHOD AND ITS APPLICATION

by

Makio Amano *Okayama University*

Some of the techniques of item response pattern analysis, profile pattern analysis, and configural scoring which are major aspects of pattern analysis were described respectively and their characteristics were examined. Subsequently, the applications of those techniques to clinical psychology, personality measurement and other areas of psychology were reviewed. The effect of pattern analysis in diagno-

sis, classification and prediction was compared with that of the traditional additive technique and yet a definite result from the comparison has not been found so far. I think, however, that the effect of pattern analysis will increase by an adequate selection of subjects and techniques of analysis, a control of other factors that influence patterns, and a use of reliable and valid tests.