Bulletin of the School of Education,
Nagoya University (Educational Psychology)
1999, Vol. 46, 99 − 109.

心理学的個人差測定尺度構成のための主成分分析の使用について

村 上　　隆　　野 上 康 子[1)]

1　問題と目的

個人差測定のために，複数の質問項目に対する反応の単純和として定義される尺度を構成する過程において，広義の因子分析(以下,「因子分析」と記す)が用いられることは多い。すなわち，複数の項目間の相関行列から算出された負荷量行列に基づいて，一定以上の負荷量をもつ項目を因子ごとに選び出し，それらの項目の合計点を尺度得点とするというやり方である。この用法を始めて正式に提案したのは，Cattell (1952) であるとされている。

このような使用方法は，必ずしも狭義の因子分析の目的，すなわち変数間の相関構造に関するモデルの検証には含まれていなかったはずであるが，実際の研究論文でこのようなやり方が採用されることは多い。それは，

(A) 尺度得点の信頼性を高めるために，相互に相関の高い項目群を発見することができる，

(B) 場合によっては，単一の構成概念と想定されていたものの中に，複数の下位概念の存在を見分けることができる，

という2つの目的にかなっているからである。「因子分析」の結果にもとづいて作られた尺度に関して，項目―尺度間相関係数，α 係数の算出，尺度間相関行列の算出，さらに外部変数との関連の検討等を通じて，尺度は洗練されていく。

しかしながら，通常の主因子法（あるいは主成分分析）と Varimax 回転の組み合わせとしての「因子分析」がもたらす結果は，その後の尺度の性質と必ずしも対応しない。また，場合によっては，尺度構成を必ずしも適切でない方向に導くことがあり得る。その理由として考えられるのは，次のような特性である。

(1)　「因子分析」では，各項目は標準化されているが，単純和の尺度では項目の分散の情報が保存されている。

(2)　因子数の決定によく用いられる Guttman − Kaiser の基準，すなわち，相関行列の1以上の固有値の数を主成分の数とする方法は，項目水準の分析ではしばしば過大な因子数をもたらす。

(3)　Varimax 回転は，直交因子を想定しているが，尺度間には相関がある。とくに，それらが単一の構成概念の下位概念と見られる場合には，相互の相関関係は重要な情報となる。

こうした問題点を解決するために，次のような対策が考えられる。

[1] 共分散行列に対して factoring を行う。

[2] 少な目の因子数を生み出すような基準，たとえば，主成分分析における Velicer (1976) の基準等を用いる。

[3] 斜交回転を用いる。

しかしながら，[1] の効果については，あまり経験が積み重ねられていないし，この変更によって Guttman − Kaiser の基準は使えなくなる。[2] についても，他の基準との比較等，必ずしも十分な報告はない。[3] については，それによって，直交解における因子負荷量行列が，因子パターン（変量の因子への回帰係数）と因子構造（各変量と因子との相関係数）に別れ，項目分類の基準が一層複雑になるという問題点がある。

ここでは，それらの問題点を解消するために，以下の検討を行う。

(1)　相関行列の factoring と共分散行列の factoring の結果を経験的に比較する。

(2)　因子数の決定のための Velicer の基準を，他の方法と比較する。

Velicer の主成分の数の決定法とは，主成分数を m とした場合における残差行列 $R_m = R - K_m \Lambda_m K_m'$ を，$(\mathrm{diag}R_m)^{-1/2} R_m (\mathrm{diag}R_m)^{-1/2}$ のように基準化した行列の非対角要素の2乗の平均値が最小となる m を主成分数とする方法である（Velicer, 1976)。少数の項目のみが高く負荷する特殊因子的な主成分があると，R_m の一部の対角要素の値が著しく小さくなる結果，この指標の値が大きくなることを利用する。

(3)　斜交回転の方法として，出力行列間の関係が比較的

1）名古屋大学大学院教育学研究科博士課程（後期課程）

簡単な Harris and Kaiser (1964) の independent cluster 回転をとりあげ，近年，しばしば用いられる Promax 法と比較する。Harris－Kaiser の独立クラスター回転については次節で詳しく述べる。

本論文では，これらを通じて，個人差測定尺度の構成のための，項目水準での「因子分析」の適切な手順を提案することを試み，実データへ適用した場合の例を示す。

ただし，ここで言う「因子分析」は，いわゆる主成分解に限定する。すなわち，X を $n\times p$ の（列ごとに中心化された）データ行列に対して，$n\times r$ の主成分得点行列 F と，$p\times r$ の負荷量行列 A を，

$$f(F,A|X)=\| X-FA' \|^2 \tag{1}$$

を，$n^{-1}F'F=I$ という制約条件の下で最小化するという定式化による主成分分析である。

厳密な意味では，因子分析とは異なるものを，「因子分析」を代表する方法であるかのようにして取り上げることには異論もあろう。ここではとりあえず，主成分分析の結果は，変数の数が十分多く，因子数がさほど多くない場合（これは，ここで取り上げている事態にだいたい当てはまる）には，ほとんど狭義の因子分析と区別しがたいほど似ていること，また，因子得点の不定性，不適解の出現のような因子分析の問題点を免れているということだけを指摘しておこう。

2　Harris and Kaiser の独立クラスター回転について

2．1　2種の主成分分析

Z を $n\times p$（個体×変量）のデータ行列とする。ここでは，とりあえず，$Z'1=0$, $\mathrm{diag}(n^{-1}Z'Z)=I$ と中心化，標準化されているものとする。このとき，主成分分析には，$n^{-1}F'F=I$ の下で，

$$f_1(F,A|Z)=\|Z-FA'\|^2 \tag{2}$$

を，最小化する場合と，$V'V=I$ の下で

$$f_2(F^*,V|Z)=\|Z-F^*V'\|^2 \tag{3}$$

を最小化する場合とがある。これらは，実質的に等価である。すなわち，変量間の相関行列 $R=n^{-1}Z'Z$ の固有値を $\lambda_1\ge\lambda_2\ge\cdots\ge\lambda_p$ とし，K を正規直交化した対応する固有ベクトル（縦）をその順に並べた行列とすると，$V=K_m$, $A=K_m\Lambda_m^{1/2}$, $F^*=ZV$, $F=F^*\Lambda_m^{-1/2}$ である。ただし，K_m は K の m 列，Λ_m は対応する（大小順に m 番目までの）固有値を要素とする対角行列，m は主成分の数である。通常，(3)の方が主成分分析と呼ばれるもの（SAS の PRINCOMP等）であり，(2)は因子分析主成分解などと呼ばれることのあるもの（SAS では FACTOR においてMETHOD = PRIN を指定したもの）である。

また，f_1 と f_2 の最小値はともに，$p-\sum_{k=1}^{m}\Lambda_k$ であり，これは主成分によって説明されない入力変量の分散の大きさである。

なお，(3)は，

$$g(V)=\mathrm{tr}V'RV \tag{4}$$

を，同じ制約条件 $V'V=I$ の下で最大化する方法として説明されることも多い。この最大化の結果は，

$$V'RV=\Lambda_m \tag{5}$$

である。

2．2　Independent cluster rotation

式(2), (3)のように定式化すると，ともに，直交回転 $T(T'T=I=TT')$ に関する自由度が生ずる。すなわち，$FA'=FT(AT)'$, $F^*V'=F^*T(VT)'$ だからである。回転後の行列を，それぞれ，$\tilde{A}$, $\tilde{F}$, $\tilde{V}$, $\tilde{F}^*$ とする。ここで，回転された負荷行列 AT が単純構造をなすようにするのが Orthomax 回転の属であり，これは，次の関数を最大化するように定式化される。

$$h(T)=\sum_{l=1}^{m}\Bigl(\sum_{j=1}^{p}(\boldsymbol{a}_j'\boldsymbol{t}_l)^4-\frac{\gamma}{p}(\boldsymbol{t}_l'A'A\boldsymbol{t}_l)^2\Bigr) \tag{6}$$

となる。ここで，$\boldsymbol{a}_j$ は，負荷量行列 A の第 j 行，$\boldsymbol{t}_l$ は，回転行列 T の第 l 列を示す。ここで，γ は0と1の間の値をとる定数であり，$\gamma=1$ ならば Varimax 回転，$\gamma=0$ ならば Quartimax 回転となる。直交回転では，回転後の主成分得点行列についても $n^{-1}\tilde{F}'\tilde{F}=I$ という意味での正規直交性が成り立つから，負荷行列は，各変量の主成分への回帰係数の行列（主成分パターン）という意味（式(2)）と，各変量と主成分との相関係数の行列（$\tilde{A}=\tilde{S}=n^{-1}Z'\tilde{F}$；因子構造）の意味がある。一方，主成分得点は，$\tilde{F}=Z\tilde{W}$ という線形合成変量の形で定義できるが，この重み行列 $\tilde{W}=\tilde{A}(\tilde{A}'\tilde{A})^{-1}$ は，（回転後は）$\tilde{A}$ には比例しない。

一方，$n^{-1}\tilde{F}^{*\prime}\tilde{F}^*T=T'\Lambda_mT$ は対角行列ではないから，$\tilde{F}^*$ の各列の主成分は相互に相関をもつことになってしまう。そこで，(3)では回転が行われないのが普通である。しかし，それを行った上で，$\tilde{F}^*$ の各分散が1になるように変換する（つまり，$\tilde{F}$ の各列と同じ標準化を行う）のが Harris and Kaiser (1962) の independent cluster 回転である。すなわち，$D=(\mathrm{diag}\tilde{F}^{*\prime}\tilde{F}^*)^{1/2}$ と定義して，あらためて，$\tilde{A}=VTD$, $\tilde{F}=F^*TD^{-1}$ とす

れば，この$\tilde{A}$と$\tilde{F}$は(2)を最小化するという性質を変えない。Tは$\tilde{V}(=VT)$が単純構造化するようにOrthomax法によって求める。

なお，(4)において，$\mathrm{tr}V'RV=\mathrm{tr}T'V'RVT$であり，制約条件についても，$V'RV=T'V'RVT$であるから，この定式化においても$V$は直交回転に関する不定性をもっている。すなわち，(4)の最大化という定式化に対しても，Harris－Kaiserの回転は適用可能であることがわかる。

しばしば，PCAに回転は適用できないという議論がなされるが，Harris－Kaiserの回転については，その議論は必ずしも根拠のあるものではないことがわかる。

この方法は，変換行列として直交行列を用いていると言う意味では，本質的に直交回転であると見ることもできるが，$n^{-1}\tilde{F}'\tilde{F}\neq I$であるという点で斜交回転であると言うべきである。そして，次のような注目すべき特徴をもつ。

1）負荷（パターン）行列と重み行列は，ともに，行列$\tilde{V}$と列ごとに比例する（Kiers & Ten Berge, 1994)。すなわち，$\tilde{A}=\tilde{V}D$，かつ，$\tilde{W}=\tilde{V}D^{-1}$である。斜交回転では，一般に，パターン行列と構造行列は異なったものになるが，この方法では，直交回転と異なり，$\tilde{W}$と$\tilde{A}$が（列単位で見れば)一致することになる。通常，解釈の対象になるのは，これらの3種の行列であり，斜交回転ではこれらがすべて異なるという煩雑さがあるが，この方法ではそれが若干軽減される。

2）この方法で言うOrthomax回転は，Quartimax回転に帰着する。これは，Orthomax回転をVに適用すると，

$$h(T)=\sum_{l=1}^{m}\left(\sum_{j=1}^{p}(v_j't_l)^4-\frac{\gamma}{p}(t_l'V'Vt_l)^2\right)$$

となるが，この第2項はVとTの正規直交性から，Tによらず一定だからである。この点で，（Promax法のような斜交回転も含めた）他の回転の方法と比べて，選択しなければならぬオプションの数が少ない。

3）回転後の負荷（パターン）行列の各列の平方和$\tilde{a}_l'\tilde{a}_l$によって，各主成分の寄与が定義できる。この値は，$\tilde{V}'R\tilde{V}=T'V'RVT$の$l$番目の対角要素に等しく，これは，各主成分によって説明される変数の分散の和に等しいからである。この和は$\mathrm{tr}\Lambda$にも等しい。この性質は，他の斜交回転の方法には見られない性質である。ただし，残念ながら，パターン行列の横の平方和は，全主成分によって説明される各変数の分散（因子分析で言う共通性）とは一致しない。

4）このことと関連するが，Harris－Kaiserの回転の適用を前提に考えると，2つの主成分分析の区別は，事実上消滅する。このことは，前述のようにVとAが列ごとに比例すること，および，FとF^*が列ごとに比例することから言えるわけである。

3　実データへの適用

ここでは，「問題と目的」で提案した手順を実データに適用した結果について述べる。用いた実データは，Hill（1987）によるInterpersonal Orientation Scale（IOS; 対人関係志向性尺度），Jones and Cradle（1986）によるSelf Actualization Scale（SAS; 自己実現尺度），Crown and Marlowe（1960）のSocial Desirability Scale（SDS; 社会的望ましさ，承認欲求性尺度）の，それぞれ日本語版（付表参照）を，中村陽吉教授を代表者とするPSL研究会が，1990年から1991年に，1645名の大学生に実施した結果，得られたものである。

3．1　Velicerの方法による主成分の数の決定

相関行列と共分散行列に対してVelicerの方法を適用した。表1に示すVelicerの値は，その数値を100倍したものである。従来から言われているように，この方法は，（相関行列を対象とした場合の）Guttman－Kaiserの基準よりも小さい主成分数を指示する。表1のように，IOSに対しては3，SASとSDSに対しては1が示唆されるが，主観的な感触としては，ほとんど下限に近く，少なくともSASに対しては過小と思われる。問題なのは，2つの連続した固有値の値が非常に近い（そこで切るのは不適切）ときに，そのことが示されないことである。少なくとも，これとスクリー・プロットを併用することが望ましいであろう。

3．2　共分散行列にもとづくPCA

表2には，SASの$r=2$およびIOSの$r=3$の場合について，Harris－Kaiserの独立クラスター法，Promax法，およびVarimax法による負荷行列，主成分間相関係数と，それぞれの負荷行列から，係数の絶対値が0.38以上であること（複数の主成分に0.38以上の負荷をもつ項目は削除）を条件に構成した単純和としての尺度間の相関係数およびα係数，さらに各項目の標準偏差を示した。なお，Promax回転の予備回転はVarimax法，ターゲットは負荷量の3乗とした。

表1より，固有値については，ほとんど相関行列からのそれに比例しており，スクリー・プロットの形も一致していることがわかる。ここで分析の対象としているような，同一の反応選択肢をもつ項目群は，だいたい相互

表1　共分散行列及び相関行列を対象とした Velicer の基準と固有値

IOS

適用行列	共分散行列			相関行列		
主成分数/固有値番号	Velicer	固有値	Difference	Velicer	固有値	Difference
0	5.96	.	.	5.96	.	.
1	1.35	6.53	4.45	1.35	6.75	4.55
2	1.08	2.08	0.38	1.08	2.20	0.48
3	**1.02**	1.70	0.44	**0.99**	1.72	0.47
4	1.13	1.26	0.19	1.10	1.25	0.13
5	1.30	1.07	0.14	1.24	1.12	0.14
6	1.55	0.92	0.03	1.46	0.98	0.08
7	1.86	0.90	0.06	1.79	0.90	0.04
8	2.42	0.84	0.06	2.20	0.85	0.03
9	2.78	0.77	0.01	2.62	0.83	0.03
10	3.19	0.76	0.02	3.10	0.79	0.04
11	3.67	0.74	0.04	3.58	0.75	0.03
12	4.28	0.70	0.10	4.08	0.72	0.08
13	5.19	0.60	0.00	4.89	0.65	0.03
14	5.96	0.60	0.02	5.52	0.61	0.00
15	6.97	0.57	0.05	6.89	0.61	0.03
16	8.33	0.53	0.01	7.89	0.58	0.02
17	10.45	0.52	0.01	9.40	0.56	0.01
18	12.44	0.51	0.02	11.58	0.55	0.02
19	15.00	0.48	0.01	13.95	0.53	0.01
20	16.49	0.47	0.02	14.81	0.52	0.04
21	18.65	0.45	0.02	18.49	0.48	0.02
22	24.20	0.43	0.03	23.55	0.46	0.02
23	31.89	0.40	0.03	31.40	0.44	0.01
24	48.94	0.38	0.04	48.16	0.43	0.04
25	100.00	0.34	0.01	100.00	0.39	0.03
26	.	0.33	.	.	0.36	.

SAS

適用行列	共分散行列			相関行列		
主成分数/固有値番号	Velicer	固有値	Difference	Velicer	固有値	Difference
0	1.61	.	.	1.61	.	.
1	**1.36**	1.71	0.52	**1.37**	2.34	0.51
2	1.58	1.19	0.34	1.54	1.83	0.57
3	2.30	0.85	0.06	2.17	1.26	0.10
4	3.24	0.79	0.10	2.83	1.16	0.14
5	4.65	0.69	0.04	3.95	1.02	0.06
6	6.40	0.65	0.65	5.25	0.97	0.97
7	8.34	0.61	0.04	6.88	0.87	0.05
8	10.52	0.57	0.06	9.24	0.82	0.08
9	14.02	0.51	0.01	11.82	0.75	0.02
10	19.40	0.50	0.04	15.03	0.73	0.03
11	22.93	0.46	0.05	21.22	0.69	0.01
12	32.99	0.42	0.02	29.90	0.68	0.02
13	53.92	0.40	0.02	47.01	0.66	0.04
14	100.00	0.38	0.12	100.00	0.62	0.03
15	.	0.26	.	.	0.59	.

表1　つづき

SDS						
適用行列	共分散行列			相関行列		
主成分数/固有値番号	Velicer	固有値	Difference	Velicer	固有値	Difference
0	0.99	.	.	0.99	.	.
1	0.35	0.88	0.50	0.35	3.83	2.18
2	0.42	0.38	0.02	0.42	1.65	0.16
3	0.50	0.36	0.02	0.50	1.49	0.02
4	0.58	0.34	0.06	0.58	1.47	0.23
5	0.71	0.28	0.01	0.69	1.24	0.05
6	0.84	0.27	0.01	0.82	1.19	0.03
7	0.98	0.26	0.01	0.95	1.16	0.10
8	1.17	0.25	0.01	1.12	1.07	0.02
9	1.35	0.24	0.01	1.29	1.05	0.02
10	1.55	0.23	0.01	1.46	1.03	0.05
11	1.82	0.22	0.00	1.67	0.98	0.03
12	2.11	0.22	0.00	1.90	0.95	0.04
13	2.40	0.21	0.00	2.16	0.91	0.00
14	2.70	0.21	0.00	2.44	0.91	0.02
15	3.06	0.20	0.00	2.75	0.88	0.01
16	3.47	0.20	0.01	3.10	0.87	0.02
17	3.94	0.19	0.00	3.53	0.85	0.01
18	4.42	0.19	0.00	4.04	0.84	0.03
19	5.05	0.18	0.00	4.58	0.81	0.02
20	5.82	0.18	0.00	5.12	0.79	0.01
21	6.61	0.18	0.01	5.89	0.78	0.01
22	7.67	0.17	0.07	6.72	0.76	0.18
23	8.80	0.17	0.01	7.67	0.76	0.01
24	10.16	0.17	0.01	8.79	0.75	0.03
25	11.87	0.16	0.00	10.26	0.72	0.02
26	14.66	0.16	0.00	12.16	0.70	0.00
27	17.84	0.15	0.00	14.58	0.70	0.01
28	22.41	0.15	0.01	18.45	0.69	0.02
29	27.43	0.15	0.00	23.91	0.67	0.01
30	34.26	0.14	0.01	32.67	0.66	0.02
31	52.04	0.14	0.01	50.01	0.64	0.02
32	100.00	0.13	0.02	100.00	0.62	0.03
33	.	0.10	.	.	0.59	.

※ Velicer は，Velicerの方法により算出した数値を100倍したもの。
※ Difference は，次の固有値の大きさとの差を示す。

に等しい分散をもつため，得られる固有ベクトルは，相関行列のものとほとんど変わりがないことが多いが，場合によっては両者が大きく異なることがある。負荷行列を見ると，SAS については，共分散行列から得られるものと相関行列から得られるものに，あまり違いが見られない。ただし，共分散行列から得られる負荷は，分散の小さい項目（例えば第６項目)に関しては，相関行列からのそれにくらべて小さくなっている。質問項目の分散が小さいことは，通常，反応の偏りが大きいことを意味しており，これらの項目は，測定の信頼性を高めることに寄与しないから，前述の性質は個人差測定尺度構成のためには，好ましい性質と言えるであろう。しかし，IOS については，出発する行列によって得られる固有ベクトルが大きく異なり，個別項目ごとに見ると，高い負荷を示す因子が変わる（例えば第10項目，第16項目，第19項目）など，負荷行列が部分的に異なったものとなる。

表 2　各回転による結果（負荷および因子間相関，尺度間相関，α 係数）データは IOS（対人志向性度）

項目番号	Harris－Kaiser						Promax						Varimax						SD
	相関行列から出発			共分散行列から出発			相関行列から出発			共分散行列から出発			相関行列から出発			共分散行列から出発			
	Ⅰ	Ⅱ	Ⅲ	Ⅰ	Ⅱ	Ⅲ	Ⅰ	Ⅱ	Ⅲ	Ⅰ	Ⅱ	Ⅲ	Ⅰ	Ⅱ	Ⅲ	Ⅰ	Ⅱ	Ⅲ	
1	**0.78**	0.04	−0.15	**0.82**	−0.15	−0.03	**0.74**	0.07	−0.10	**0.78**	−0.10	0.00	**0.71**	0.14	0.03	**075**	−0.01	0.11	1.10
2	0.36	0.34	−0.14	0.37	0.22	−0.11	0.35	0.34	−0.10	0.36	0.21	−0.07	0.35	0.36	0.01	0.38	0.25	−0.01	0.87
3	**0.58**	−0.19	0.24	*0.47*	−0.13	0.33	**0.57**	−0.12	0.25	*0.48*	−0.08	0.32	**0.60**	−0.04	0.32	**0.52**	0.01	*0.38*	0.88
4	**0.60**	0.10	0.06	**0.60**	0.06	0.09	**0.59**	0.14	0.10	**0.60**	0.08	0.12	**0.62**	0.21	0.21	**0.62**	0.17	0.21	0.95
5	0.12	0.11	0.26	0.13	0.22	0.15	0.15	0.14	0.25	0.16	0.22	0.17	0.21	0.18	0.29	0.23	0.26	0.20	1.03
6	**0.69**	−0.26	0.05	**0.53**	−0.32	0.31	**0.65**	−0.21	0.08	**0.52**	−0.26	0.28	**0.64**	−0.13	0.15	**0.53**	−0.17	0.34	0.96
7	0.05	**0.68**	−0.07	0.17	**0.62**	−0.24	0.07	**0.66**	−0.05	0.19	**0.58**	−0.16	0.13	**0.65**	0.07	0.25	**0.57**	−0.11	0.97
8	0.10	**0.58**	−0.14	0.20	*0.49*	−0.26	0.11	**0.56**	−0.11	0.21	*0.46*	−0.18	0.14	**0.55**	0.00	0.24	*0.46*	−0.13	0.97
9	**0.66**	0.17	−0.21	**0.69**	−0.03	−0.10	**0.62**	0.19	−0.16	**0.66**	0.00	−0.06	**0.59**	0.23	−0.03	**0.64**	0.07	0.04	1.05
10	*0.40*	−0.28	*0.40*	0.17	−0.21	**0.67**	*0.40*	−0.21	*0.39*	0.22	−0.15	**0.62**	*0.46*	−0.13	*0.41*	0.31	−0.05	**0.63**	1.03
11	**0.73**	−0.24	0.11	**0.56**	−0.30	*0.40*	**0.70**	−0.18	0.13	**0.55**	−0.24	0.37	**0.70**	−0.10	0.21	**0.58**	−0.13	*0.43*	0.98
12	0.03	**0.56**	0.04	0.12	**0.52**	−0.10	0.06	**0.56**	0.05	0.15	*0.50*	−0.03	0.12	**0.56**	0.15	0.22	**0.50**	0.01	0.89
13	0.04	−0.02	**0.57**	−0.05	0.22	**0.51**	0.08	0.04	**0.54**	0.02	0.23	**0.50**	0.20	0.11	**0.54**	0.16	0.29	**0.50**	0.99
14	0.04	**0.52**	0.20	0.11	**0.61**	−0.01	0.08	**0.54**	0.20	0.16	**0.58**	0.06	0.17	**0.56**	0.29	0.26	**0.59**	0.10	1.01
15	*0.50*	0.36	0.00	**0.61**	0.31	−0.12	*0.49*	*0.38*	0.03	**0.61**	0.32	−0.06	**0.53**	*0.43*	0.17	**0.64**	0.38	0.05	1.09
16	−0.10	0.31	**0.59**	−0.05	**0.56**	0.30	−0.03	0.35	**0.55**	0.03	**0.55**	0.33	0.12	*0.40*	**0.58**	0.18	**0.58**	0.35	0.92
17	**0.61**	0.33	−0.14	**0.69**	0.18	−0.14	**0.59**	0.35	−0.09	**0.67**	0.19	−0.08	**0.59**	*0.39*	0.06	**0.68**	0.26	0.03	1.02
18	−0.21	**0.61**	0.21	−0.12	**0.70**	−0.04	−0.16	**0.61**	0.20	−0.06	**0.66**	0.03	−0.05	**0.61**	0.26	0.05	**0.65**	0.04	0.96
19	−0.25	0.15	**0.75**	−0.27	**0.51**	*0.49*	−0.17	0.21	**0.69**	−0.17	*0.50*	**0.50**	0.01	0.26	**0.67**	0.01	**0.53**	*0.48*	1.00
20	0.05	0.00	**0.56**	−0.01	0.25	*0.43*	0.09	0.06	**0.52**	0.06	0.26	*0.43*	0.21	0.12	**0.53**	0.18	0.31	*0.44*	1.04
21	−0.01	0.16	**0.64**	0.01	*0.43*	0.38	0.05	0.22	**0.59**	0.09	*0.43*	*0.40*	0.20	0.28	**0.62**	0.23	*0.48*	*0.42*	0.90
22	−0.29	*0.39*	0.25	−0.20	**0.51**	0.00	−0.24	*0.39*	0.22	−0.15	*0.48*	0.04	−0.14	*0.38*	0.24	−0.06	*0.46*	0.04	0.96
23	**0.58**	0.20	0.05	**0.64**	0.15	0.01	**0.57**	0.24	0.08	**0.63**	0.17	0.05	**0.60**	0.30	0.21	**0.66**	0.25	0.15	1.03
24	0.23	−0.19	**0.58**	0.13	0.04	**0.53**	0.26	−0.12	**0.55**	0.19	0.07	**0.52**	0.36	−0.03	**0.55**	0.30	0.15	**0.53**	0.92
25	0.07	−0.16	**0.64**	0.02	0.13	*0.46*	0.11	−0.09	**0.59**	0.08	0.14	*0.45*	0.23	−0.01	**0.58**	0.19	0.20	*0.45*	0.74
26	0.06	−0.21	**0.52**	−0.18	−0.05	**0.74**	0.09	−0.15	*0.49*	−0.10	−0.01	**0.68**	0.18	−0.09	*0.46*	0.03	0.05	**0.65**	1.08
寄与	4.26	2.85	3.55	4.20	3.21	2.89							4.32	2.96	3.38	4.41	3.12	2.76	
Ⅰ		0.36	0.52		0.45	0.50		0.32	0.51		0.40	0.53		0.29	0.50		0.42	0.48	上三角：尺度間相関
Ⅱ	0.34		0.43	0.43		0.42	0.23		0.43	0.28		0.37	0.00		0.40	0.00		0.37	下三角：因子間相関
Ⅲ	0.52	0.41		0.49	0.38		0.37	0.28		0.35	0.18		0.00	0.00		0.00	0.00		
因子 α	0.85	0.78	0.84	0.85	0.82	0.81	0.84	0.76	0.81	0.84	0.78	0.78	0.80	0.69	0.73	0.80	0.71	0.66	（N＝1645）
尺度 α	0.84	0.68	0.77	0.83	0.74	0.69	0.83	0.68	0.77	0.84	0.71	0.69	0.80	0.68	0.73	0.81	0.71	0.69	（N＝1606）

※ ひとつの主成分のみに .38以上の負荷をもつ項目の単純和を尺度得点とした

※ Promax 回転の予備回転は Varimax，ターゲットは負荷の 3 乗

このような違いが現れる原因は現時点では明らかではなく，どちらの行列から出発するべきかについては，今後，慎重に検討する必要がある。

3．3　Harris－Kaiserの斜交回転

この方法は，可能なすべての斜交回転の中での最適化がはかられているわけではないから，まずは，よく用いられる斜交回転であるPromax法等との比較が問題になるであろう。Promax回転の結果として得られる主成分間相関は，表2のデータに限らず，Harris－Kaiser回転より低い主成分間相関を生み出すことが観察された。その理由は明らかでないが，2つの方法の結果が，大筋で一致していることは確認できる。尺度間相関の水準は，Harris－Kaiser回転の結果に近い。

尺度構成のために選択された項目は，SASに関しては，どの行列から出発してどの用法を適用するかに関わらず，すべて一致している。IOSに関しては，相関行列から出発した場合は第Ⅱ尺度において第15項目が，Harris－Kaiser回転で選択されなかった以外は一致している。共分散行列から出発した場合は，第Ⅰ尺度において第11項目が，第Ⅱ尺度において第21項目が，Harris－Kaiser回転で選択されなかった以外は一致している。

4　結　語

共分散行列，あるいは相関行列から主成分を抽出し，回転を行う，という流れの「因子分析」を行うに当たって，回転方法の違いは主成分間相関の相関の違いに表れるが，負荷行列に関しては大きな差が見られないのに対し，出発する行列が異なると負荷行列が大いに異なり，その後の尺度構成に大きく影響を及ぼすことがわかった。しかし，共分散行列と相関行列とで，得られる固有ベクトルが大きく異なる原因は明らかでなく，共分散行列に対する「因子分析」については今後さらに検討する必要がある。

回転方法に関しては，尺度間相関と主成分間相関の一致度が高いこと，解釈の対象となる行列が少なくて済むことなどを考慮すると，Harris－Kaiserの独立クラスター回転が好ましいと思われる。少なくとも，因子数の決定をする際に固有値とVelicerの基準を併用すること，Harris－Kaiserの独立クラスター回転を行うことの2つについては，個人差測定尺度の構成という目的に限定すれば，ある程度現行の方法に代わりうるものである可能性が示された。

参 考 文 献

Cattell, R.B. 1952 *Factor Analysis.* Harper.

Crowne, D.P. and Marlowe, P.E. 1960 A new scale of social desirability independent of psychopathology. *Journal of Consulting Psychology,* **24**, 349-354.

Harris, C.H. and Kaiser, H.F. 1964 Oblique factor analytic solutions by orthogonal transformations. *Psychometrika,* **29**, 347-362.

Hill, C.A. 1987 Affiliation motivation. *Journal of Personality and Social Psychology,* **52**, 1008-1018.

Jones, A. and Crandall, R. 1986 Validation of short index of self－actualization. *Personality and Social Psychology Bulletin.* **12**, 63-73.

Kiers, H.A.L. and Ten Berge, J.M.F. 1994 The Harris－Kaiser independent cluster rotation as a method for rotation to simple component weights. *Psychometrika,* **59**, 81-90.

Velicer, W.F. 1976 Determining the number of components from the matrix of partial correlations. *Psychometrika,* **41**, 321-327.

（1999年9月16日　受稿）

ABSTRACT

On the use of principal components analysis to construct the scales measuring psychological individual differences

Takashi MURAKAMI and Yasuko NOGAMI

We proposed a factor analytical method consisting of a series of procedures as a technique for constructing multiple scales defined as the simple sums of responses to a set of questions, and verified the appropriateness of the procedure at least partially by applying it to a few sets of real life data. Our procedure includes the following steps:

1) Find the matrix of (unrotated) principal component loadings by the eigendecomposition of the covariance matrix between variables instead of the correlation matrix.

2) Determine the number of components based on the method proposed by Velicer (1976) as well as inspecting the scree plot simultaneously.

3) Rotate the loading matrix by the use of the independent cluster rotation given by Harris and Kaiser (1964).

We found that the Velicer's method of the determination of the number of components and Harris－Kaiser oblique rotation worked well in general, especially, from the viewpoint of the congruence of the correlations of principal components to those of the constructed scales. However, we did not find any clear evidences that the factoring of the covariance matrix is preferable to that of the correlation matrix. The results suggest that more comprehensive studies may be necessary to demonstrate the prevalence of our method.

Key Words: scale construction, principal componets analysis, Harris－Kaiser oblique rotation

付表1　SDSの質問項目

1. 投票する前には，候補者全員が適格かどうかをよく検討する。
2. 困っている人を助けるためには，少々やっかいなことがあっても気にかけない。
3. 誰かの励ましがないと，仕事を続けてゆくことが難しくなる。
4. これまで，非常に嫌いだと思った人はいない。
5. 人生において成功する能力があるかどうか疑うことがある。
6. 自分の思うとおりにならなかったとき，怒りをおぼえることがある。
7. 自分の身だしなみにはいつも気をつかっている。
8. 家で食事するときも，テーブルマナーに気をつかう。
9. 料金を払わず，しかも絶対見つかることなく映画館に入れるならば，入ってゆくだろう。
10. 能力不足と思うために，ものごとをあきらめてしまうことがしばしばある。
11. うわさ話をすることが好きである。
12. 権威のある人には，たとえその人が正しくても，反抗したくなることがある。
13. 相手が誰であっても良い聞き手となれる。
14. めんどうなことから逃れたいために，病気のふりをしたことがある。
15. いままでに，他人を利用したことがある。
16. 自分が犯した誤りはいつでも積極的に認める。
17. 自分が実行しようとしないことを，他人に押しつけない。
18. 大口をたたくいやな人ともうまくやってゆける。
19. 人を許したり忘れたりするよりは，仕返しをしてやろうと思うことがある。
20. 知らないことは，素直に知らないと認める。
21. 気にくわない人に対しても，いつも礼儀正しく振る舞う。
22. 自分の言い出したことは，無理と思っても押し通すことがある。
23. ものをぶちこわしたいような気持ちになることがある。
24. 自分の罪を他人のせいにしようと思ったことはない。
25. 世話になったお返しを求められても腹をたてない。
26. 自分とは食い違った意見を述べられても気にしない。
27. 自動車をよく点検しないでドライブに出かけようとは思わない。
28. 幸福な人を見ると，とてもねたましく感じることがある。
29. 誰かをしかりつけたい思いにかられたことはほとんどない。
30. 私をあてにしてくる人にはイライラさせられる。
31. 理由もなく罰せられたと感じたことはない。
32. 人の不幸を，当然の報いと考えてしまうこともある。
33. 他人の感情を害するようなことを意識的に言ったことはない。

選択肢

2. あてはまる
1. あてはまらない

付表2　SASの質問項目

1. 自分がどんな感情を持っても，それを恥ずかしいとは思わない。
2. 他の人が私に期待していることは，しなければならないと思っている。
3. 人は本質的には善良であり，信頼出来ると思う。
4. 好きな相手に対しても，自分は平気で怒ることが出来ると思う。
5. 自分のすることをいつも他の人が認めてくれていることが必要だと思う。
6. 自分に弱点があるとは思えない。
7. 立派な人とは思えない人でも，好意を持つことが出来ると思う。
8. 私は失敗するのがこわい。
9. 私は複雑な事柄を分析したり，単純化したりすることは苦手である。
10. 他人からの人気よりも，自分自身であることの方が大切である。
11. 人生において特別に自分がやらなければならない使命があるとは思わない。
12. 良くない結果を招く恐れがあるときでも，自分の気持ちを表すことが出来る。
13. どんな人でも助けなければならないという責任はないと思う。
14. 自分が不十分だという恐れに悩まされている。
15. 私は愛するが故に，愛されていると思っている。

選択肢

4. あてはまる
3. ややあてはまる
2. ややあてはまらない
1. あてはまらない

付表3　IOS の質問項目

1. つらいときの最大の慰めの一つは，他の人と一緒にいることである。
2. なにか活動をするときはそのやり方を知りたいので，一人よりは他の人と一緒に参加したい。
3. 他の人のばにいることが好きなのは，
おもにふれあいから暖かい幸福感を得ることが出来るからである。
4. なにかよくないことが起きたり混乱したときは，信頼出来る親友と一緒にいたいと願うことが多い。
5. 私に強く好意を持ち，夢中になってくれているような人を大概私も好きになる。
6. 自分は多くの人が認める以上に，他人とのふれあいから満足を得ていると思う。
7. 自分がどの位うまくやれているのか確信がないときは，
比べることが出来るので他の人のそばにいたいといつも思う。
8. 自分が注目の的となりそうなときは，他の人のそばにいたい。
9. 自分にとって非常に重要なことをうまくはやれなかったとき，他の人のそばにいるだけで気持ちを持ち直すことが出来る。
10. 他の人のそばにいてその人を理解することが，自分にとって最も興味深いことの一つである。
11. 他の人と一緒にいることから，私は多くの人が得る以上の満足を得ているように思う。
12. 仕事の場面や人と接する際などに自分に期待されていることがはっきりしないときは，
その手がかりを得るために誰か他の人を当てにすることが出来るようにしたいといつも思う。
13. 誰かと親しくなれたときには，自分はなにか価値あることを実際に成し遂げたと感じる。
14. この先どうなるのかよくわからないときは，
自分と同じ経験をしている人のそばにいたいと願うことが多い。
15. なにか苦しいことを経験しなければならないとき，
その間中誰かがそばにいてくれると，苦しさが少なくなるといつも思う。
16. 私の人となりや私のすることを高く評価してくれる人たちのそばにいたいと強く思うことが多い。
17. 悲しみに沈んだり，落ち込んだ気分になったならば，
その気分をよくするために他の人のそばにいようといつも努める。
18. 自分が人と比べてどの位できているかを知るために，他の人に注目することが多い。
19. 大概は，私のことを重要で刺激的な人間だと考えてくれる人のそばにいたい。
20. かなり大勢の人と非常に親密な友情を結ぶことが出来るならば，自分は満足するだろうと思う。
21. 私に注目し，私の人となりを理解してくれる人がそばにいてほしいと強く願うことが多い。
22. 私のことを十分にほめてくれないような人とは一緒にいたくない。
23. なにかで気持ちが動揺したときは，そばに誰かがいてほしいと非常に強く願うことが多い。
24. 他の人と親しくなり一対一で話せることは，
私にとって最も満足度が高く気に入った気晴らしの一つであると思う。
25. 好きな人となら誰であれ新しく友達になれば，とても満足に思うだろう。
26. 私が考え得る最高の楽しみの一つは，人々を観察してどんな人なのかを知ることである。

選択肢

5. 非常にあてはまる
4. ややあてはまる
3. どちらともいえない
2. ややあてはまらない
1. 全くあてはまらない