社会的望ましさの因子の混入しない

質問紙法性格検査の構成

——因子得点判定法について——

辻 岡 美 延 ・ 藤 村 和 久*

筆者らは、「質問紙法性格検査における社会的望ましさの因子について」(1975 a)および「質問紙法性格検査における社会的望ましさの因子の除法について」(1975 b)なる2論文において、所謂Social Desirability因子(以後SD因子と略称する)の混入しない性格検査を構成するための準備として、標準施行状況におけるYG性格検査において機能するSD因子とSD因子にわずらわされない気質因子の究明を行ったが、本論文とこれに続く2つの論文において、実際にSD因子の混入しない性格尺度の構成を計りたいと考える。

上記2論文で明らかになった事実は、①統らのYG性格検査の批判的研究(1970, 1971)の結果にもかかわらず、YG 12尺度中には、7個からなる気質因子群が厳然と存在し、また、②Edwards (1953)を含め、多くの人が考えてきたのとは異なり、所謂Social Desirabilityの因子は、1個ではなく、情緒不安定性尺度群に關与するSD-E因子(Social Desirability Factor for Emotionality)と、内向性・外向性尺度群に關与するSD-I因子(Social Desirability Factor for Introversion-Extraversion)と、衝動性・内省性因子上のPD-R因子(Personal Desirability Factor on Reflectiveness)なる3種の所謂SD因子群が存在するというものであった。そして、第二論文の特色は、これらの気質因子群空間とSD因子群空間とが独立となるように直交化され、人格空間がこれらの気質因子空間と価値判断因子空間の直和(direct sum)となるようグループ主因子法の変形を用いた3次偏相関分析が行われたことである。すなわち、ここで求められた気質因子の因子得点は、上記3種の価値判断基準とは独立な次元として求められうるものである。

したがって、これらの価値判断基準に独立な、純粋な気質因子は、次の3つの方法によって評価される。その1つは、①それらを因子得点(Factor Score)としてコンピュータを用いて推定評価することであり、また、

②第2の方法は、この因子得点を最も忠実に測定しうる尺度を作成することであり、このためには、辻岡(1964)およびCattell & Tsujioka (1964)が提案した「因子的真实性の原理」による項目分析によって選択された項目群により、因子の方向を厳密に指向しながら、これを測定するような項目群尺度を作成するということである。更に、③第3の方法として、現実のYG 12尺度を価値判断基準空間に対して直交化する方法が考えられる。②と③の方法論的展開とその実現については次の第四および第五論文において詳述することにし、本論文ではまず①の方法について述べることにしたい。

方 法

上記の2論文で求められたYG 12尺度中に關与する純粋気質因子得点とは次の7個である。すなわち、

(1)情緒不安定性因子得点('E)*

これは、主としてD(抑鬱性)、C(回帰性)、I(劣等感)、N(神経質)などに關与する因子得点である。

(2)主導性因子得点('D)

これは主としてA(支配性)、S(社会的外向性)からなる社会的指導性や社会的外向への性向を測定するものである。

(3)衝動性因子得点('I)

これは主としてG(一般的活動性)、R(のんきさ)により活動性や自制力のなさからなる衝動性の指標である。

(4)非内省性因子得点('R)

これは主としてT(思考的外向性)とR(のんきさ)による非熟慮性、非反省的傾向などの非内省性の指標である。

(5)不満性因子得点(CO)

* 'Eの左肩の1は一次因子を意味する。二次因子では'Eのごとく2が左肩につけられる。本論文以降各因子名と因子得点のプラス方向はYG尺度の高得点の方向にそらえた。

* 関西大学

これは主として、Co(非協調性)尺度によって評価される不満性の因子であり、人が困難な状況において不満感を持ちやすい傾向をとらえるものである。

(6)攻撃性(進取性)因子得点(AG)

これは主としてAg(攻撃性)尺度によって見出される積極性、進取性と攻撃性の指標である。

(7)空想性因子得点(DO)

これは主として、D(抑鬱性)とO(主観性)によって検出される空想性の因子である。この因子と先的情緒不安定性因子(IE)との関係を正しく理解することは重要である。すなわち、この因子は一般的情緒不安定性とわずかに負(-0.352)の相関をもつ。換言すれば、この因子が存在することは、各個人の情緒不安定性の一般水準に加えて、その上にこの因子が重畳的に負荷し、その負荷方向が本来情緒安定的な人は不安定側へ、本来情緒不安定的な人は安定側へD尺度とO尺度の2尺度得点が移動するという傾向があることを意味している。

従来、YGの情緒不安定性尺度群(D, C, I, N, O, Coの6尺度)はほとんど一因子的であると考えられがちであり、続らの研究においてはこのことが強く主張されているが、われわれの精密な分析結果によれば、D尺度とO尺度とは空想性因子として、そして、Co尺度は不満性因子としてD, C, I, N, O, Coの6尺度群より、情緒不安定性因子のほかに別個の因子を追加的に負荷する尺度として分離独立することが明らかにされた。このことは辻岡・藤村(1975d)による「YGプロフィールの分解と合成」によって、また藤村・辻岡(1974)による高校生の人格発達の因子分析的研究によって明確に証明されるところである。続らのYG尺度項目の因子分析とそれにつづく項目分析的研究は、現実YG尺度中に実質的に機能している気質因子の因子分散を相当部分放棄しながら、自らがそれらを放棄した事実を忘却したものといえよう。このことは彼らのYG項目の因子分析的研究がとり上げている共通性の総和($\sum h^2_j$)が項目全分散の約20%に満たないことから明らかである。

さて、これらの7個の純粋気質因子は、上記2論文で詳述したように、標準状況におけるYG12尺度に加えて、同じく12尺度中のYG全質問項目(120項目)に対して行われた価値判断から、YG尺度の採点Keyによって同様に採点された12尺度合わせて24尺度間の相関行列($N=300$, 男子大学生200名, 女子大学生100名)を分析した場合、SD因子群(3因子)を合わせた10因子として抽出される(第二論文参照)。したがって、これらの10因子の因子得点は、普通の共通因子分析から推定される因子推定値(Factor estimates)と同じ方法でこれを

推定することができる。この場合、因子推定値を求める方法は幾通りも考えられるが(芝1971)、もっともよく用いられる方法は真の因子得点(F)と推定値($\bar{F}$)との差を最小二乗法的に最小化する所謂完全推定法(complete estimation method, Harman 1967, 芝のF₁₃に該当)であり、この公式は、

$$(1) \quad \bar{F} = ZR^{-1}V_{fs}$$

と表現できる。ここで、 $\bar{F}$ はN(人数)×m(因子数)次の因子推定値行列、 V_{fs} はn(変数)×m次の因子構造行列(factor structure matrix)、 R はn×n次の相関行列、 Z はN×n次の標準得点行列である。

因子構造とは、ある因子と予測変量との相関であるから、この7個の気質因子を予測する場合、標準状況と価値判断状況における全尺度すなわち24変量を用いる方がその予測率(重相関係数)は高くなるのは当然のことである。しかし、普通は、一部の予測変量を除いても、この予測率(重相関係数)はあまり下降しないことはよく知られた事実である。これは予測変量の間にある程度情報の冗長度(redundancy)があり、冗長度のある予測変量群の中からその一部を除いても、失われる情報はさほど大きくはないからである。

そこで、この真の因子と予測変量との相関である因子構造行列 V_{fs} のうち、標準状況12尺度の部分 ${}_sV_{fs}$ (12×10)とし、価値判断状況12尺度の部分 ${}_vV_{fs}$ (12×10)と表示すると

$$(2) \quad V_{fs} = \begin{pmatrix} {}_sV_{fs} \\ {}_vV_{fs} \end{pmatrix}$$

となる。そこで、因子推定値 $\bar{F}$ を求めるのに、

$$(3) \quad \begin{cases} \bar{F}_t = Z_t R_t^{-1} V_{fs} \\ \bar{F}_s = Z_s R_s^{-1} V_{fs} \end{cases}$$

の2通りを考えてみる。ここで、 R_s は標準状況におけるYG12尺度間の相関行列であり、 $\bar{F}_t$ は24尺度から、 $\bar{F}_s$ は標準状況の12尺度のみから求めたときの因子推定値行列である。 R_t は24変量間の相関行列である。

このようにして求めた2組10個ずつの因子推定値の相関を比較するため、2組計20個の因子推定値を、この分析を行った被験者300名(上記2論文と同じ被験者、関西大学男子学生200名, 女子学生100名)について求め、それによって求められた20個の因子推定値間の相関行列を主成分分析し、第10成分までを抽出し、これをVarimax回転する。もし、この10因子空間におけるそれぞれの組の因子推定値が同じ布置を示すならば価値判断状況における情報を用いないで純粋な真の因子得点を標準状況における12尺度得点だけから求めることができたとことになる。

TABLE 1 Correlations among 10 pairs of Factor-estimates (lower-left triangular with partial omission), Primary Factor Correlations (upper right triangular of C_f) and Correlation between 3 SD scales and 10 Factor-estimates (3 bottom rows)

		SD-E	SD-I	PD-R	¹ E	¹ D	¹ I	¹ R	CO	AG	DO	M	$\sigma(r_{FF})$
24 尺度 よりの 推定値	S1		516	240	000	000	000	000	000	000	000	000	935
	V1	570		-080	000	000	000	000	000	000	000	000	967
	P1	281	-086		000	000	000	000	000	000	000	000	918
	E1	050	001	010		-486	-312	167	-052	072	-352	000	941
	D1	-004	-004	034	-537		700	-061	-030	250	216	000	941
	I1	-001	-010	056	-387	793		000	-061	345	090	000	874
	R1	-033	009	040	160	-068	007		069	050	-255	000	872
	C1	-006	-005	006	-002	-050	-076	106		228	098	000	801
	A1	021	-009	069	075	267	388	057	295		075	000	953
	O1	011	-022	-004	-374	263	156	-283	117	087		000	772
12 尺度 よりの 推定値	S2	481	113	184	594	-115	047	-267	186	323	094	000	449
	V2	240	226	-052	615	-592	-347	-011	041	-214	-052	000	218
	P2	162	-022	546	207	265	387	387	186	676	-042	000	501
	E2	300	146	119	951	-566	-437	176	012	022	-316	000	895
	D2	-056	-137	148	-550	978	794	-103	-044	229	313	000	920
	I2	024	-083	225	-443	828	938	-010	-058	347	201	000	819
	R2	-138	-002	227	180	-108	-010	932	120	002	-260	000	813
	C2	105	011	119	014	-051	-063	131	855	280	001	000	685
	A2	167	-052	398	022	241	351	002	258	927	075	000	883
	O2	061	-016	-031	-405	413	254	-327	001	094	742	000	572
構成 尺度	SD-E	823	425	149	-017	016	-040	000	-072	-038	142	10.04	4.32
	SD-I	258	817	-151	-009	-021	-086	-033	202	067	069	2.31	3.54
	PD-R	124	-100	869	010	-021	-013	009	117	028	092	9.74	3.67

結 果

求められた2組の因子推定値20個間の左下三角相関行列（スペースの関係で $\bar{F}_s$ 間の相関の左下三角部省略）はTABLE 1の通りであり、右二列には因子推定値の平均と標準偏差、下三行には後述の因子的真実性の原理によって構成した価値判断3尺度と因子得点（ $\bar{F}_i$ ）との相関を示した。なおイタリック数字は真の因子間の相関値（第二論文）で右上三角行列の形で比較のために記入してある。この元の（20×20）の因子推定値間相関行列を主成分分析して10成分を抽出した後の Varimax 解がTABLE 2である。表中、S1は24尺度より求めたSD-E因子推定値、S2は12尺度のみからのもの、V1、V2はSD-Iの因子推定値で以下同様に24尺度より求めたものは1、12尺度のみから求めたものには2が付されている。PはPD-R因子、Eは¹E因子、Dは¹D因子、Iは¹I因子、Rは¹R因子、CはCO因子、OはDO

因子の意である。

これらの表と図(FIG. 1)から次のいくつかの知見が得られる。

(1)TABLE 1の相関行列の左下三角行列中ゴシックで表示した小対角線要素の個所は、それぞれの組の対応する因子推定値間の相関であり、気質7因子についてのこれらの値は0.978~0.742で満足すべき水準にある。一方、この小対角線をはずれた個所の相関値は本来的に相関のある因子間では、本来的な因子間相関値に近似しているという基準を大体満たしていることが認められる。この元の因子間相関はTABLE 1の右上三角部にイタリックで記載してある。

(2)主成分分析につぐ Varimax 解においては、元の10因子がそのまま再現されている。すなわち、SD-E因子、SD-I因子、PD-R因子と気質7因子が Varimax 解の中にはほとんどそのまま再現されている (TABLE 2ゴシックで表示)。

TABLE 2 Varimax Solution of Factor-Estimates by Two-Evaluation Systems
 1: Factor-Estimates from 24 Variables,
 2 :those from 12 variables

	SD-E	SD-I	PD-R	'E	'D	'I	'R	CO	AG	DO
S1	87	39	19	19	-02	01	-07	03	05	03
S2	32	00	09	80	-13	07	-29	17	26	13
V1	25	96	-07	04	-05	-03	01	-00	-02	-01
V2	07	15	-02	61	-63	-33	-00	04	-20	07
P1	14	-06	97	04	01	07	08	02	15	-01
P2	02	01	41	27	05	31	39	09	65	-02
E1	-09	-04	-03	88	-02	-34	12	-04	09	-25
E2	10	09	08	86	-00	-39	14	-04	05	-22
D1	03	04	-03	-22	33	88	-03	-02	09	18
D2	-02	-07	09	-22	31	88	-06	-01	06	21
I1	-00	02	-04	-11	-16	92	02	-06	24	04
I2	02	-04	14	-14	-13	93	01	-05	21	07
R1	06	-02	-06	00	00	-01	98	06	05	-16
R2	-13	03	17	01	-01	-03	95	08	01	-16
C1	-08	03	-02	03	01	-05	06	95	14	06
C2	11	-03	05	01	-02	-05	07	94	15	-02
A1	-04	02	-10	08	04	20	01	17	95	04
A2	10	-04	23	03	03	17	-04	16	93	03
O1	-08	05	04	-09	00	10	-14	05	03	92
O2	14	-06	-07	-12	-02	23	-19	-00	03	87

(5)とくに、TABLE 2 より、'E 因子の12尺度のみからの推定値である E2 がほとんど純粋に因子を測定し得ていることは本法が所期の目的を達成したことを物語っている。

(6)これらの結果はすべて標準状況における結果の分析に基づいたものであるから反応の歪曲が強く働くような状況で本法と同じ方法を適用し、再度検討を行う必要があると考えられる。

考 察

そこで、YG 12 尺度の被歪曲度を120項目全部からではなく、簡単にこれを求める方法として、SD-E 因子、SD-I 因子、PD-R 因子について因子的真実性の原理による項目分析（辻岡・清水1975）によって各因子10項目ずつこれを求めてみることを

を考えてみる。勿論、このためには、これらの項目に対しては、標準状況施行の後に価値判断を行わせなければならない。

このような考え方から、SD-E、SD-I、PD-R の各因子についてそれぞれ選択した10項目よりなる3尺度と、24尺度より求めた因子得点（SD3 因子、気質7 因子）との相関（N=300）を求めたのが TABLE 1 の下三行である。この表より見ると、求められた SD3 尺度はそれぞれ対応する SD および PD 因子とは高い相関を示しつつ（0.817~0.869）、対応しない他の SD または PD および気質因子に対しては一次因子間相関とほぼ等しい値が得られている（TABLE 1 の右上三角のイタリック数字の真の因子間の相関値（第二論文参照）と比較されたい）。

したがって、次の研究においては、この3尺度と YG 12尺度を用いて、反応歪曲の極度に作用するような検査施行状況において、われわれの方法論を再度たしかめていけばよいことになる。

また、反応歪曲がさほど大きくないと考えられる普通の場合では、このような手数をかけなくても標準状況の12尺度の情報のみを用いて、純粋な因子得点を算出することができる。また、すべての人が最も懸念する 'E 因子といえども、その因子推定値は十分な因子分散を保持していると考えられる。

FIG. 1 Factor Scores of Temperament in SD Factor Space

(3)Varimax 解による10因子空間内においては、それぞれ対応する気質因子の因子推定値は明確なほとんど同じ布置を示している。

(4)SD-E 因子軸と SD-I 因子軸平面における気質7因子ベクトルはSD 因子による反応の歪曲度を最も明確に示す図である（FIG. 1）。すなわち、ここで求めた標準状況12尺度のみからの7個の気質因子の因子得点は SD-E 因子と SD-I 因子にはわずらわされない純粋な気質因子の得点であることが示されている。

次に、因子推定値の平均は、当該調査集団では完全に0となるが、そのほかの大抵の集団でもおおよそ0に近い値が求められる。一方、その標準偏差は真の因子得点と因子推定値との相関に等しく1より小さい値となる (TABLE 1 最右列)。そこで、推定値と区別するため、この推定値の標準偏差が1となるようにそれぞれの因子推定値の標準偏差で除したものを評価の便宜上「因子得点」と呼ぶことにする (真の因子得点ではない)。このように標準化すると、その後の評価や判定が便利となる。この因子得点を求めるに際して、調査したサンプルの尺度平均や標準偏差を使用せずに、母集団 (標準化集団) のそれらを用いた場合の因子得点の変動を考察しておくことは大切なことである。そのために、因子推定値のための公式(1)を第P番目の因子推定値にかきかえ、その重みベクトルを w_p であらわし、

$$(4) \quad w_p = R^{-1} p v_{fs}$$

($p v_{fs}$ は V_{fs} の第P列の列ベクトル)

と置き、

$$(5) \quad \bar{f}_p = Z w_p$$

とすると、この予測変量の平均および標準偏差の変動による因子推定値の変化は Z (標準得点行列) にのみ関与することがわかる。(5)式の Z を

$$(6) \quad Z = (X - 1m')S$$

と書き改め、これを(5)式に代入する。ここで X は粗点行列 ($N \times n$ 次)、 m は n 次の平均ベクトル、 S は標準偏差の逆数を対角に含んだ対角行列 ($n \times n$ 次) である。(5)式に上の関係を代入すると

$$(7) \quad \bar{f}_p = X S w_p - 1m' S w_p$$

となる。ここで、 $\bar{f}_p$ はP番目のN人分の因子推定値ベクトル、 1 は n 個の1からなる列ベクトルである。

(7)式の S および m の要素は母集団の母標準偏差や母平均であると考えて、サンプルの標準偏差や平均を要素として用いたものを S_s 、 m_s で表現し、このサンプル統計量から計算した $\bar{f}_p$ を $s\bar{f}_p$ であらわし、その差を考えると

$$(8) \quad \bar{f}_p - s\bar{f}_p = X(S - S_s)w_p - 1(m'S - m'_s S_s)w_s$$

となる。今、対角行列 $(S - S_s)$ の1つの対角要素は、母標準偏差を σ とし、標本標準偏差を $(\sigma + \Delta\sigma)$ とすると

$$(9) \quad d_1 = \frac{1}{\sigma} - \frac{1}{\sigma + \Delta\sigma} = \frac{\Delta\sigma}{\sigma(\sigma + \Delta\sigma)}$$

となる。この式に、具体的に YG 尺度の標準偏差の水準と標本数 (数百名程度) を勘案すると細かい計算は省略するが $d_1 < 0.02$ となる。

一方、(8)式の第二項中の $(m'S - m'_s S_s)$ なる対角行列の1つの要素を同様に展開して代数的に表現すると、

$$(9) \quad d_2 = m/\sigma - (m + \Delta m)/(\sigma + \Delta\sigma) \\ = \frac{m\Delta\sigma - \Delta m\sigma}{\sigma(\sigma + \Delta\sigma)}$$

となり、その相対誤差 (d_2) は細かい計算は省略するが約 0.1 程度で前者の 5~10 倍程度となる。

したがって、因子得点を五段階評定するような精度ではいずれの標本の平均、標準偏差を用いても大差はない。それ故にこそ、重みベクトルは標本のものを用いても、特に平均に関して母集団統計量 (標準化資料) を用いる方が好ましいと考えられる。標準偏差はいずれの方を用いるもその影響 (d_1) は相対的に小さいといえる。

最後に、ここで考察したわれわれの気質因子得点法は、先述の同じ方法によって SD 因子が大きく機能するような特別な状況において、その因子的妥当性がどれだけ変化するかを検証しておく必要がある。何となれば、本研究は先にもふれたように標準状況における検査結果に基づいた知見であるからである。しかし、予測しうることは、因子得点算出のために用いる YG 12 尺度の平均と標準偏差の値を多少変えるだけで、重みベクトルそのものの構造にはほとんど変化はないものと考えられる。何となれば純粋な標準状況と純粋な価値判断状況における主要因子の構造に全体的な同型性 (isomorphism) があることが既に辻岡 (1960a, 1960b) によって指摘されており、両空間の連続性がある程度保証されているからである。しかし、この点での本法の転移可能性 (transferability) (辻岡1964) の検証は別の論文で近い将来に行いたいと考えている。

要 約

- YG 12 尺度中に機能する一次因子水準での7個の純粋気質因子の因子得点の評価法が展開された。ここでいう純粋とは社会的望ましさの因子が混入しないという意味である。
- 情緒不安定性因子をも含め、すべての因子について、上記の目的にほぼ合致した因子得点が得られた。それらは、情緒不安定性、主導性、衝動性、非内省性、不満性、攻撃性、空想性の7因子得点である。
- 価値判断が極度に強く働くような特殊な状況でも純粋な気質因子得点を成功的に求める方法が SD 3 尺度 (各10項目) を追加することによって可能であることが示唆された。
- 因子得点算出に際しては標準化資料の平均や標準偏差の値を基準として求める場合と、調査サンプルのそれらを用いた場合との間において、その相対誤差は小さいことが証明された。

5. ここで展開された方法論の転移可能性 (transferability) すなわち, SD 因子が特に強く働くと考えられるような状況に適用して, その妥当性の検証を行う必要があることが考察された。

文 献

- Edwards, A. L. 1953 The relationship between the judged desirability of a trait and the probability that the trait will be endorsed. *J. appl. Psychol.* 37, 90-93
- Cattell, R. B. & Tsujioka, B. 1964 The importance of factor-trueness and validity, versus homogeneity and orthogonality, in test scales. *Educational and Psychological Measurement*, 24, 3-30
- 藤村和久・辻岡美延 1974 高校用 YG 性格検査による人格発達の因子分析的研究 関西心理学会第86回大会発表論文集, p.58
- Harman, H. H. 1967 *Modern Factor Analysis*. Chicago Univ. Press.
- 芝 祐順 1971 因子スコアの推定式 高木貞二編 現代心理学と数量化 東京大学出版会
- 辻岡美延 1960 a 価値観と人格特性との因子分析的研究 関西大学文学論集, 9, 624-649
- 辻岡美延 1960 b 新性格検査法 竹井機器工業
- 辻岡美延 1964 テスト尺度構成における新しい原理—因子的真実性— 心理学評論, 8, 82-90
- 辻岡美延・藤村和久 1975 a 質問紙法性格検査における社会的望ましさの因子について 教心研, 23, 69-77
- 辻岡美延・藤村和久 1975 b 質問紙法性格検査における社会的望ましさの因子の除去について 関西大学社会学部紀要, 6, 2, 11-26
- 辻岡美延・藤村和久 1975 c 確認的因子分析における検査尺度構成 (斜交因子解のための Rotoplot 法) 関西大学社会学部紀要, 6, 1, 46-52
- 辻岡美延・藤村和久 1975 d YG プロフィールの分解と合成—因子分析モデルによる反応歪曲の検出— 教心研 (投稿中)
- 辻岡美延・清水和秋 1975 確認的因子分析における検査尺度構成 (因子的真実性の原理による項目分析) 関西大学社会学部紀要, 6, 1, 67-82
- 続 有恒・織田揮準・鈴木真雄 1970 質問型式による性格診断の方法論的吟味 —YG 性格検査の場合— 教心研, 18, 13-47
- 続 有恒・織田揮準・鈴木真雄 1971 質問型式による性格診断の方法論的吟味: II —YG 性格検査の洗練の試み— 教心研, 19, 21-33

ABSTRACT

CONSTRUCTION OF PERSONALITY QUESTIONNAIRE SCALES FREE FROM SOCIAL DESIRABILITY FACTORS

—FACTOR SCORE METHOD—

Bien Tsujioka and Kazuhisa Fujimura

This is the first part of our three studies. Three kinds of multivariate approaches are methodologically possible to evaluate the pure temperamental factors free from social desirability factors in personality questionnaires. The first approach would be to obtain the factor-estimate scores by the multiple regression method (called the complete estimation method by Harman 1967) using the factor structure matrix of the predictive variables on the wanted pure temperamental factors which had been obtained for our special purpose by the partial correlation analysis of higher order. This is a special kind of "group principal factor analysis" combined with an

ordinary oblique factor analysis of the residual correlation matrix out of which the social desirability factors had been partialled. The initial correlation matrix consists of the intercorrelations among the original personality questionnaire scores (12 YG scales in standard situation) plus the same number of scale scores in a valuation situation which are scored from the items of the same scales with the same keys.

The second one is to construct the pure temperamental factor scales by items selection according to the principle of factor-trueness proposed by Cattell and Tsujioka, where the items will be selected

by suppressing the social desirability factors and at the same time by aiming the true directions of the pure temperamental factors in the total factor space.

The third one is to directly orthogonalize the original number of personality questionnaire scales to those social desirability factors.

The present study is the first one of these approaches. In the authors' previous studies (1975a, 1975b) three social desirability factors: Social Desirability Factor for Emotionality (SD-E), Social Desirability Factor for Introversion-Extraversion (SD-I) and Personal Desirability Factor on Reflectiveness (PD-R); seven temperamental factors: Emotional Instability (¹E), Dominance (¹D), Impulsiveness (¹I), Unreflectiveness (¹R), Frustrativeness (CO), Aggressiveness (AG) and Fantasticalness (DO), named towards high score in YG scales, were established as orthogonal factors between two domains while as oblique factors within each domain (either temperamental factor space or social desirability factor space).

Ten pairs of the factor-estimates of 3 social desirability and 7 temperamental factors were calculated from 300 college (200 male and 100 female)

students by Formula No. 3 using 12 YG scores only or those plus 12 valuation judgement scores. The correlation matrix (partly shown in TABLE 1) among 10 pairs of factor-estimates was analysed by the principal component analysis and then 10 principal components were rotated to Varimax solution as shown in TABLE 2.

The results in Tables 1 and 2 reveal that each pair of the factor-estimates of the 7 temperamental factors behaves as if the pair is almost the same measures in the total factor space. However each pair of 3 social desirability factors behaves differently from one to another. In order to recover the reduction of the factor saturation of each social desirability factor, the writers decided to construct three scales for measuring three social desirability factors which can be selected from the items in the valuation judgements by the principle of factor-trueness by suppressing the temperamental factors in this case.

Finally a new experiment by the same method for checking the effectiveness of excluding the social desirability factors was suggested to be applied to the data which will be obtained in a more fakable situation.