

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 —

名古屋大学

名古屋市立
女子短期大学

名古屋大学

続 有 恒 織 田 揮 準 鈴木 真 雄

目 的

われわれは、第1報告(続ら、1970)において、質問型式による性格検査が、その根本仮定としてもっている2つの仮定、すなわち

i) 検査を構成する各質問項目は、検査作製者が意図した通りの意味にすべての被検者から受けとられ、その意味は一義的である。

ii) 検査を構成するそれぞれの項目への反応は、相互に独立であり、それ故に、各反応を数値化して、これを加算することができる。

という点に疑問を抱かざるを得ないという考えを吟味しようとして、さし当たりYG性格検査を材料として、その分析を行なった。この検査をとりあげた理由はこれが従来もっとも信頼されており、また、広く使用されている検査であること、および、上記の疑問にもっとも関連の深い性格検査であること、の2点であった。

分析の結果は、前報告で要約した通り、

i) YG性格検査の全項目(120項目)相互の相関係数(7140個)のうち、相対的に高い相関係数(± 0.3 以上)は、同一尺度に属する項目相互におけるよりも、異なる尺度に属する項目相互に多く見出された。

ii) 全項目相互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、けっして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。(なお、因子分析の結果は、軸の回転を行なう余地の少ないもので、回転を行なっても稔り多い所見は得られないと判断された。)

iii) 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(尺度としての因子が単一で明確であると一応考えられる程度)の尺度は、2個にすぎず、しかも、その1つは第2因子にも高い寄与率が認められた。

iv) 各尺度ごとの内的整合性を検討するために、尺度

内の各項目と尺度得点との相関係数を求めたが、すべての項目が尺度得点との間に.50以上の値を示すような尺度は1つもなかった。

このことは、YG性格検査が、その作製者の多大の努力にもかかわらず、12の尺度が明確に相互に分離され、それぞれ単一で独自の特性を測るようなものとはなっていないことを意味している。それはまた、この検査の各項目が、作製者の意図したのと同じ意味を持った項目として機能しているのだとは必ずしもいえない、との判断を支持するように思われる。

しかし、これで直ちに、われわれの考え方が支持されたと速断するわけにはいかない。YG性格検査の作製当時においては、各尺度に使用すべき項目を、必要数の数倍用意しておき、それらについて、われわれが行なったような分析をも含めて、十分な事前の検討を行なうことは、実際問題として不可能であったであろう。このような検討が不十分なままに項目を選定したり、尺度を構成したりした結果が上記のようであったからといって、われわれの考え方が正しいということにはならない。そこで、YG性格検査がねらっている、測定的立場からの性格検査の方向で、このYG検査の項目を用いて洗練していくことを試みてみるが必要になってくる。

冒頭に掲げた2つの基本的仮定の上に立って、この検査の120個の項目から、尺度として相互に独立で、しかも、それぞれが単一またはそれに近い特性を測っていると考えられるものを作り上げるとすれば、どのようなものが得られるであろうか。われわれが先に行なった分析の結果からすれば、少なくとも、3個の因子に対応する3本の尺度は得られると考えられる。

この報告の目的は、上記のように、極力、純度の高い尺度を、この検査の120個の項目から作り上げること、および、その結果が、われわれの考え方を変更する必要のあることを示すかどうかを吟味することにある。

手 続

われわれは、既に第1報告において、YG性格検査の120項目から、新しい尺度を作る試みの一端を示した。そこでは、三件法による項目への反応に偏りが少ないことを第1の手掛りとして、66個の項目が選ばれた。それはTable 1に示した通りである。選択基準は、

i) 「ドチラデモナイ」反応が、全反応の $\frac{1}{2}$ 以下であること。

ii) 「ハイ」反応と「イエ」反応との比が1:2または2:1以下であること。

の2つであった。今回もまたこの基準による選択結果から出発した。このような選択基準を採用したのは、いう

までもなく、三件法の反応形式を十分に利用すること、すべての項目の重味を均一にする立場に立つこと、などの理由からである。

さて、この66個の項目を使用して新しい尺度を構成した前報告の試みは、おおよそ3つの尺度に分けられる43項目を分類したが、その際、項目相互間の相関係数および、120個の項目についての因子分析結果の第3因子までの因子負荷量が手掛りとされた。また、3群に分けられた尺度のそれぞれについて、どのような特性を測るのかについて一応の説明が試みられた。しかし、この試案には、2つの問題点がある。その第一は、手掛りとした因子負荷量は、反応に偏りがあるとして除いた54項目をも含む相関行列によって計算されたものであって、ここ

Table 1 反応の偏りが少ない項目

6	いつも何かしていないと気がすまない	54	失礼なことをされるとだまっていない
7	世の中の人や人のことなどかまわないと思う	58	劣等感(人に劣る感じ)になやまされる
9	人が見ていると仕事ができない	59	一寸したことでひどく驚くことがある
10	失敗しやしないかいつも心配である	62	目上の人の前に出るとかたくなる
11	気持を顔にあらわしやすい	63	何んでもよく考えてみないと気がすまない
12	時々何に対しても興味がなくなる	65	仕事は人よりずっと速い方である
16	計画を立てるよりも早く実行がしたい	66	平凡に暮らすより何か変わったことがしたい
18	正しいと思うことは人にかまわず実行する	67	人は結局利欲のために働くのだと思う
21	人が来てうるさいと思うことがたびたびある	68	たびたびねつかれないで困ることがある
23	興奮するとじき涙が出る	69	一寸したことが仕事の邪魔になる
24	人中にいてもふと淋しくなることがある	72	たびたび過去の失敗をくよくよと考える
25	こちらから進んで友達を作ることが少ない	74	引込みじあんである
26	会やグループの為に働くのがたのしみである	75	用心深い方である
28	じっとおとなしくしているのが苦手である	76	口数が多い方である
30	目上の人とも遠慮なく議論することがある	79	不満が多い
31	もっとちがう境遇に生れたかったと思う	81	神経質である
32	いやな人と道で出会うと避けて通る	83	気が変りやすい
33	すぐ感情を傷つけられやすい	88	お祭りさわぎがすきである
35	早く決心すればよかったと悔むことが多い	92	時々ポカンとしていることがある
37	人目に立つようなことは好まない	94	困難にぶつかると気がくじける
38	自分で話すより、人の話をきく方である	95	こうふんしやすい
39	実行する前に考えなおしてみることが多い	96	たびたびゆううつになる
40	いつも何か刺激を求める	98	はにかみやである
41	困ることがあっても、ほがらかでいられる	99	のんきな方である
43	人がみていないと大いなのは怠けると思う	104	空想にふけるのが楽しみである
44	とてもありそうもないことを空想する	106	何かにつけて自信がない
45	人の品行(行い)が気になる方である	108	ぼんやり考えこむくせがある
46	人前で顔が赤くなるので困ることが多い	109	人中に出てもまごつかない
47	気分がしばしば動揺する	110	人前で話すのは気がひける
48	理由もなく不安になることが時々ある	111	深く物事を考える傾向がある
51	会話の最中にふと考えこむくせがある	114	退屈な時は何か強い刺激を求める
52	よく考えずに行動してしまうことが多い	117	小さいことを気に病む
53	てきぱきと物事をかたづける	120	たびたび元気がなくなる

で利用する66項目だけの相互関係を反映したものではない。第2には、試案の3尺度を、それに含まれる項目の内容から説明したが、それは、われわれが既に明らかにしたように、「YG検査の12個の尺度が、それぞれに含まれる項目の内容に一義的には対応していない」という事実を尊重していないことになる。すなわち、各項目は作製者が意図した意味内容の範囲内で機能しているとは考えられないのであるから、尺度の説明を、項目の、われわれの側からする意味内容に基づいて行なうのは自己矛盾になるわけである。

以上の反省から、今回は新しく構成しなおすことにした。以下、その手続にしたがって述べていく。

66項目についての因子分析

改めて66項目の相関行列からセントロイド法による因子分析を行なった結果が Table 2 である*。この結果は、

Table 2 項目の因子負荷量

factor item	I	II	III	IV	V	VI	VII	h ²
6	042	314	196	160	032	-081	061	176
7	188	-021	037	074	167	168	-062	103
9	387	-082	101	-040	058	-017	062	176
10	460	-131	160	171	-150	-028	-114	321
11	162	057	214	114	-022	-056	-116	106
12	416	124	-127	-130	093	051	-117	247
16	114	173	183	035	278	-155	-034	179
18	-032	289	-068	163	175	-042	015	148
21	374	073	-079	104	091	059	-173	204
23	274	140	103	088	029	025	-086	122
24	312	247	-206	-028	-082	053	-083	219
25	415	-340	-123	-046	102	-087	-138	343
26	-202	292	034	194	-076	090	177	210
28	-095	348	384	-044	038	054	074	290
30	-310	438	-104	046	-049	-035	-038	306
31	290	160	088	-038	032	-046	-136	141
32	338	015	034	-039	047	-043	-081	128
33	509	136	065	-022	-178	-181	-034	349
35	534	112	111	143	-093	124	-077	361
37	181	-406	-081	070	150	133	-080	256
38	253	-394	-177	098	191	-078	-106	315
39	123	-096	-363	156	-173	-082	093	226
40	173	367	030	-056	167	-325	-045	305
41	-320	193	-045	018	202	084	111	203
43	202	030	186	203	207	224	-146	232
44	268	252	077	-175	-024	121	-039	189

* 東京大学共同利用計算機 HITAC5020 による。利用した資料は前報告の時と同じもので、被検者は 600 名である。

全体として、120 項目についての因子分析の結果ときわめて近似している。すなわち、すべての因子についてその負荷量が低いこと、すなわち、その絶対値は、

第 I 因子 .028~.576

第 II 因子 .015~.467

factor item	I	II	III	IV	V	VI	VII	h ²
45	430	205	063	-118	-134	-142	-051	287
46	350	-146	147	107	093	041	095	197
47	446	230	112	050	018	-089	-065	280
48	479	246	-046	080	056	133	-086	328
51	355	202	-189	064	-057	073	022	216
52	219	207	401	-148	140	103	-078	311
53	-297	309	-099	282	127	-147	132	329
54	-028	288	127	201	064	030	-035	147
58	521	064	142	-069	-149	044	-055	328
59	335	121	067	023	-050	116	-067	153
62	337	-317	169	042	060	017	-063	253
63	140	100	-328	219	-143	-116	234	274
65	-222	283	-143	237	240	-132	056	285
66	098	311	-050	-084	173	-247	-110	219
67	169	052	153	099	140	118	-080	105
68	359	173	-135	-060	-023	156	-046	208
69	478	166	023	-022	-137	-079	-123	298
72	528	055	156	099	-143	137	029	356
74	454	-467	045	055	089	-112	044	452
75	273	040	-294	277	-155	-089	034	273
76	-211	398	351	-080	-156	186	156	417
79	471	231	128	106	-057	-127	-127	339
81	389	107	-156	115	-269	-266	143	365
83	318	208	234	-215	061	-034	156	276
88	-037	266	291	-115	049	-077	104	190
92	381	269	-235	-315	175	219	194	490
94	377	-200	269	-077	-150	063	119	302
95	266	363	183	-088	-038	-161	-065	276
96	576	175	-155	-209	041	086	142	461
98	387	-172	022	-023	131	-139	220	266
99	-119	053	072	-184	082	156	-051	090
104	233	309	-024	-173	043	107	199	234
106	414	-234	202	038	-058	158	169	326
108	476	221	-355	-272	072	231	224	585
109	-329	399	-246	-091	-038	-138	-098	367
110	357	-391	178	036	142	-066	244	389
111	237	178	-400	163	-132	060	083	303
114	175	330	098	-163	142	-248	-038	259
117	539	043	052	033	-205	-075	257	410
120	537	143	-260	-155	-050	096	123	427

- 第Ⅲ因子 .022～.401
- 第Ⅳ因子 .018～.315
- 第Ⅴ因子 .018～.269
- 第Ⅵ因子 .017～.325
- 第Ⅶ因子 .015～.257

の範囲にあり、また共通性も.090～.585の間にあってきわめて低い。また、各因子の寄与率は Table 3 に示したように、第Ⅲ因子までで全体の76.1%をカバーしている(120項目の場合には第Ⅲ因子までで75.2%であった)。

Table 3 各因子の寄与率

	I	II	III	IV	V	VI	VII	h ²
Sum	7.58	3.82	2.24	1.19	1.07	0.93	0.90	17.93
%	42.3	21.3	12.5	6.6	5.9	5.1	5.0	total *** 98.7

このような結果から見れば、仮りに軸の回転を行なったところで、情報が豊富になるとはいえず、また、因子負荷状況を手掛りに項目を分類していくことも、その意味が明確になるとはいえない。仮りに、.200以上の負荷量を示すことを手掛りに、項目を分類すれば、第Ⅰ因子のみ15項目、第Ⅰ、第Ⅱ因子14項目、第Ⅰ、第Ⅱ、第Ⅲ因子6項目、第Ⅱ因子のみ3項目、第Ⅱ、第Ⅳ因子3項目、第Ⅲ因子のみ2項目、第Ⅰ、第Ⅲ因子2項目、第Ⅱ、第Ⅲ因子2項目、該当因子なし3項目となり、その他はすべて1項目ずつとなる。尺度を構成するとすれば、少なくとも3～4項目を必要とするから、この分類を出発点とすることはきわめて望み薄いこととなる。

相関係数による項目の組合せ

66項目相互の相関係数は概して低く、その絶対値は.002から.574の範囲に分布しているが、そのうち.200以上の係数は294個(13.7%)しかなく、.300以上の係数は61個(2.8%)しかない。このように全般的に係数の低いことが因子分析にもひびいているわけであるが、もし、数個の項目を集めて、一個の因子に関する尺度を製作するとすれば、それらの項目相互間の相関が、無相関であっては意味がない。そこで危険率5%で有意である付近の値として、.200以上の係数に着目し、相互の相関係数がすべて.200以上となるような項目の組合せを抽出した。この場合、66項目中、他のどの項目とも.200以上の相関を示さない項目として、7, 11, 18, 54, 99の5項目は除外された。抽出される組合せの基準は、

- i) 少なくとも4項目以上であること*

* 同時にできるだけ多数の項目を含めることを方針とした。

ii) (前述のように)各項目相互の相関係数が最低.200であること

の2つであった。この第1基準に抵触するものとして、さらに、6, 16, 23, 31, 32, 41, 43, 67, 88の9項目が除外された。結局抽出された組合せは Table 4 に示した58組であった*。

これらすべての組合せについて、それが単因子尺度と見なしうるかどうかをチェックする意味で、それぞれ主軸法による因子分析を行なった**。その結果、固有値および第1因子の寄与率は Table 4 に示した通りである。これによると、第1因子の寄与率が75%以上を示すのは5組にすぎず、70%以上としても9組にすぎない。しかも、その9組に含まれる項目は非常に重複している。そのため、単因子尺度の要件としての第1因子寄与率を50%以上にまで緩和することとした。その結果38組の組合せが残ることとなった。

Table 4 抽出した項目の組合せ(尺度)
その固有値, 寄与率

尺度番号	項目番号												固有値	寄与率%	
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12			
1	33	35	45	47	48	58	69	72	79	96	108	117	120	3.76	79.5
2	33	35	47	48	58	69	72	79	96	108	117	120		3.49	77.8
3	33	35	47	48	58	69	72	96	108	117	120			3.32	76.8
4	33	45	47	48	58	69	72	79	96	117	120			3.21	75.7
5	33	35	45	47	48	58	69	72	79	96	117			3.02	75.6
6	10	33	35	45	48	58	72	79	106	117				2.80	71.5
7	12	24	33	48	51	92	96	108	120					2.79	72.3
8	35	48	68	69	72	79	96	108	120					2.72	71.2
9	12	33	35	47	48	79	96	108	120					2.67	70.4
10	10	35	48	58	72	79	96	106	117					2.61	69.4
11	10	33	35	45	48	58	72	79	117					2.57	68.8
12	12	24	48	56	92	96	108	120						2.57	69.8
13	24	35	48	51	92	96	108	120						2.53	69.1
14	35	48	68	51	92	96	108	120						2.51	68.8
15	24	33	48	58	69	96	108	120						2.45	67.6
16	12	33	35	47	48	96	108	120						2.42	67.0
17	21	33	35	69	72	96	108	120						2.41	66.9
18	33	47	69	79	81	96	117	120						2.38	66.4
19	30	62	74	94	106	109	110	117						2.30	64.6
20	30	46	62	74	94	106	109	110						2.22	62.9
21	24	48	51	92	96	108	120							2.43	68.8

* 第2基準は、1, 2の例外を認めたので完全には守られていない。

** 名古屋大学教育学部電子計算機 NEAC1240 によった。

尺度番号	項目番号	固有値	寄与率*
22	213569 72 96108120	2.21	63.9
23	103558 72 94106117	2.08	60.5
24	304662 74 94109110	2.06	60.2
25	307494 106 109110117	2.05	59.9
26	253037 38 74 76110	2.03	59.2
27	306274 94 106109110	1.93	56.3
28	586272 74 94109110	1.88	54.6
29	91033 58 106110117	1.79	51.5
30	444892 96 104108	1.96	58.7
31	253037 38 74 76	1.90	57.0
32	466274 98 109110	1.88	56.3
33	252837 38 74 76	1.86	55.6
34	253037 38 74 110	1.78	52.7
35	467498 109 110 117	1.77	52.4
36	305374 94 106109	1.70	49.6
37	354858 59 72 120	1.70	49.6
38	477279 83 96 117	1.68	48.9
39	727983 95 96 117	1.62	46.1
40	337983 95 96 117	1.62	46.1
41	123548 58 59 72	1.61	45.5
42	489296 104 108	1.82	56.5
43	8196108 111 120	1.71	52.2
44	253738 74 76	1.67	50.5
45	253037 38 74	1.56	44.9
46	252630 53 74	1.47	39.9
47	798395 96 117	1.38	34.5
48	396375 81 111	1.35	32.4
49	252630 53 74	1.26	26.2
50	305365 94 109	1.18	19.6
51	91058 101 117	1.17	18.1
52	4492104 108	1.47	42.8
53	252838 76	1.33	35.5
54	637581 111	1.19	21.2
55	406679 114	1.15	17.4
56	395263 75	1.04	5.1
57	285276 83	0.97	—
58	213269 120	0.95	—

* 寄与率に関しては尺度 57.58 を除きすべて単因子である。

次に、この38組について、それぞれを構成する項目が相互に重複することが少ないものを選択しなければならない。各組合せは、単因子性が高いばかりではなく、相互に独立の因子を測るものであることが必要だからである。さて、Table 4 の最初の5組について吟味すると、2番から5番までの組合せに含まれる項目は、すべて1

番の組合せにはいつている。そこで、まず、この1番の組合せを尺度Iとして選ぶことにした。次に、この尺度Iに含まれている項目と、それ以外の項目とがほぼ半々になっている7番と23番の組合せをとり、それぞれ尺度II、尺度IIIとする。さらに尺度Iに含まれていない項目だけからなっている27番、31番の組合せをとり、これを尺度IVおよび尺度Vとした。

この5個の尺度を構成している項目とその項目相互間の相関係数を示せば、Table 5-1~5-5 に示す通りであり、各尺度を構成している項目の重複関係を示せば、Fig. 1 の通りである。

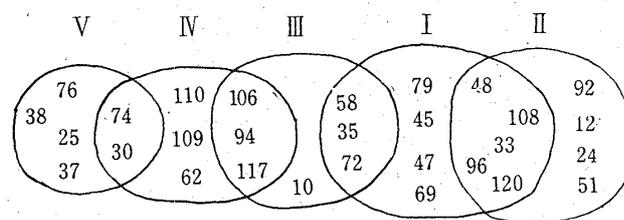


Fig. 1 尺度間構造

ローマ数字は尺度番号 ○の中の数字は項目番号

新尺度の吟味

66個の項目から出発して、上記のような手続を経て、29項目を利用して5本の尺度を一応作製したわけであるが、次には、この新尺度がどのようなものであるのかを吟味してみなければならない。

新尺度の得点分布

われわれの被検者(600名)について、新尺度による尺度得点を求め、その得点分布を調べた。この際、「ハイ」には3点、「イエ」には1点、「ドチラデモナイ」には2点を与えた。ただし、30, 76, 109 の3項目については、逆に、「イエ」に3点、「ドチラデモナイ」2点、「ハイ」に1点を与えた。各尺度の得点分布、得点の平均、標準偏差は Fig. 2-1~2-5 に示した通りである。

これによると平板な分布を示しているといえるが、これは正常人の性格測定において判定の精度を高めるものと考えられるから、その意味では、YG検査の旧尺度よりも有効な尺度であるといえよう。

尺度間の関係

5本の尺度を構成している項目の重複関係は、既に Fig. 1 に示したが、このような尺度相互間には、それぞれの尺度得点の相関係数に対応する関係があるはずである。その計算結果を示したのが Table 6 である。

この結果は、当然のことながら、相関係数の高低は、重複する項目の多少または有無に対応している。Fig. 1 と Table 6 とから考えれば、この5本の尺度は、尺度

Table 5-1 尺度I 尺度内相関行列

項目番号	35	45	47	48	58	69	72	79	96	108	117	120
33 すぐ感情を傷つけられやすい	.226	.331	.299	.241	.367	.335	.300	.320	.226	.215	.265	.275
35 早く決心すればよかったと悔むことが多い		.298	.278	.312	.263	.264	.401	.279	.279	.218	.257	.294
45 人の品行(行い)が気になるたちである			.222	.220	.263	.312	.255	.281	.221	.159	.237	.175
47 気分がしばしば動揺する				.316	.274	.256	.285	.292	.284	.203	.290	.244
48 理由もなく不安になることが時々ある					.321	.268	.258	.257	.369	.289	.255	.283
58 劣等感(人に劣る感じ)になやまされる						.307	.336	.304	.253	.200	.315	.228
69 一寸したことが仕事の邪魔になる							.265	.273	.225	.244	.280	.284
72 たびたび過去の失敗をくよくよと考える								.229	.335	.221	.301	.276
79 不満が多い									.345	.197	.239	.254
96 たびたびゆううつになる										.431	.327	.508
108 ぼんやり考えこむくせがある											.248	.458
117 小さいことを気に病む												.312
120 たびたび元気がなくなる												

Table 5-2 尺度II 尺度内相関行列

項目番号	24	33	48	51	92	96	108	120
12 時々何に対しても興味がなくなる	.218	.276	.247	.177	.308	.221	.265	.291
24 人中にいてもふと淋しくなることがある		.260	.323	.285	.225	.241	.241	.226
33 すぐ感情を傷つけられやすい			.241	.175	.192	.226	.215	.275
48 理由もなく不安になることが時々ある				.209	.205	.369	.289	.283
51 会話の最中にふと考えこむくせがある					.255	.213	.320	.291
92 時々ボカンとしていることがある						.160	.574	.389
96 たびたびゆううつになる							.431	.508
108 ぼんやり考えこむくせがある								.458
120 たびたび元気がなくなる								

Table 5-3 尺度III 尺度内相関行列

項目番号	35	58	72	94	106	117
10 失敗しやしないかといつも心配である	.348	.283	.309	.221	.308	.209
35 早く決心すればよかったと悔むことが多い		.263	.401	.240	.210	.257
58 劣等感(人に劣る感じ)になやまされる			.336	.219	.281	.315
72 たびたび過去の失敗をくよくよと考える				.229	.303	.301
94 困難にぶつかりと気がくじける					.362	.290
106 何かにつけて自信がない						.313
117 小さいことを気に病む						

Table 5-4 尺度IV 尺度内相関行列

項目番号	62	74	94	106	109	110
30 目上の人も遠慮なく議論することがある	-.352	-.396	-.219	-.246	.257	-.239
62 目上の人の前になるとかたくなる		.355	.205	.193	-.306	.288
74 引込みじあんである			.234	.261	-.267	.388
94 困難にぶつかりと気がくじける				.362	-.294	.278
106 何かにつけて自信がない					-.312	.286
109 人中に出てもまごつかない						-.403
110 人前で話すのは気がひける						

Table 5-5 尺度V 尺度内相関行列

項目番号	30	37	38	74	76
25 こちらから進んで友達を作ることが少ない	-.288	.264	.273	.372	-.325
30 目上の人とも遠慮なく議論することがある		-.241	-.202	-.396	.174
37 人目に立つようなことは好まない			.315	.248	-.259
38 自分で話すより、人の話をきく方である				.358	-.430
74 引込みじあんである					-.356
76 口数が多い方である					

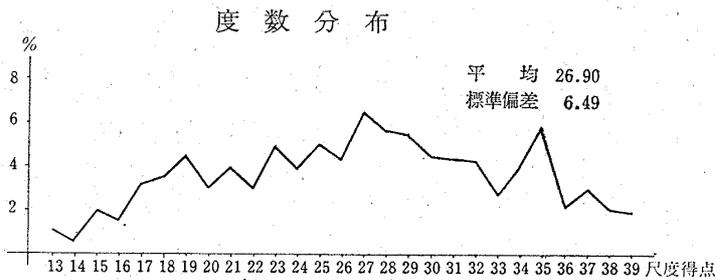


Fig. 2-1 尺度 I

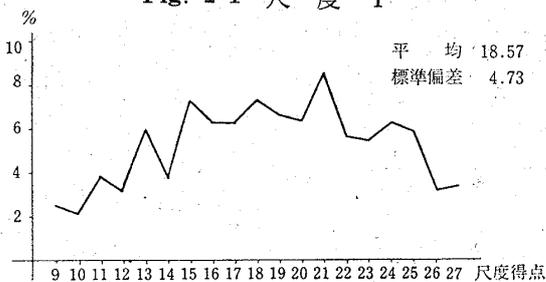


Fig. 2-2 尺度 II

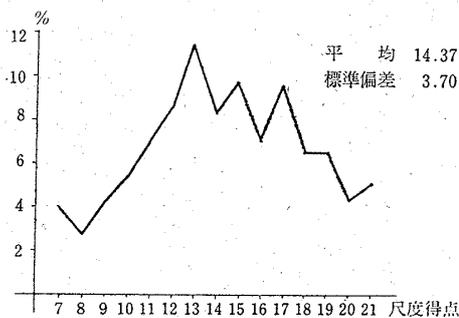


Fig. 2-3 尺度 III



Fig. 2-4 尺度 IV

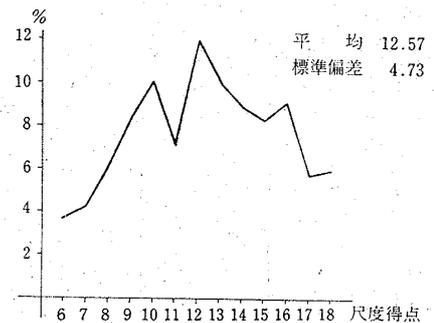


Fig. 2-5 尺度 V

I, IIおよび尺度IV, Vに二大別することができ、尺度IIIはこの二群の中間に位置するものといえよう。もし、これらのなかから1尺度ずつをとるとすれば、尺度Iと尺度V, または、尺度IIと尺度IVということになるであろう。

Table 6 尺度相関行列

	I	II	III	IV	V
I					
II		.816			
III			.776		
IV				.372	
V					.220

考 察

以上のように、YG性格検査の120個の項目から出発して、終局的に得られたのは、2個の性格特性を測定する2群の尺度であった。このことは、YG性格検査が12個の性格特性を測定しようと仮定されているところと大きく相違するばかりでなく、YG性格検査の大部分を説明すると考えられた因子分析結果の第I~第IIIの3個の因子に対応するものとも考えることができない。

もっとも、YG性格検査は、プロフィールによる判定の水準では、尺度D, C, I, N, O, C₀の6個を情緒的色彩をもつものとし、尺度Ag, G, R, T, A, Sの6個を内向-外向性を示すものとして、これによ

て系統値を求める操作が考えられている。このような考え方と、われわれの結果を対照してみると、新尺度を構成している各項目は、それぞれ、YG検査としてはTable 7と示すような各尺度の項目とされていたことが判る。これから考えれば、YG性格検査を二大別して考える程度のことならば、新尺度はその方向で洗練されたものであるということができよう。

Table 7 新尺度項目の旧尺度内の位置

I		II		III		IV		V	
番号	旧尺度名	番号	旧尺度名	番号	旧尺度名	番号	旧尺度名	番号	旧尺度名
33	N	12	D	10	I	30	<u>Ag</u>	25	<u>S</u>
35	C	24	D	35	C	62	<u>A</u>	30	<u>Ag</u>
45	N	33	N	58	I	74	<u>A</u>	37	<u>S</u>
47	C	48	D	72	D	94	I	38	<u>A</u>
48	D	51	T	94	I	106	I	74	<u>A</u>
58	I	92	O	106	I	109	<u>S</u>	76	<u>R</u>
69	N	96	D	117	N	110	<u>A</u>		
72	D	108	D						
79	<u>C₀</u>	120	D						
96	D								
108	D								
117	N								
120	D								

* アンダーラインを付したものは内外向系統と考えられた尺度であることを示す。

しかし、120個の項目からはじめて、結局は、2個の尺度、例えば情緒性尺度と一応は考えられる尺度Iと、向性尺度と一応は考えられる尺度Vが得られただけであることは、これでわれわれの考え方を否定するのには足りない。尺度Iが情緒性に関するもの、尺度Vが向性に関するものといっても、それを構成する項目は、旧は数個の尺度に分類していたものであり(尺度Iでは、N, C, D, I, C₀の5種、尺度VではS, Ag, A, Rの4種)、作製側だけによる項目の意味の限定が、反応の意味を予定できないことを物語っている。したがって、この2個の尺度は、相互に関連の薄い特性を、それぞれ

単因子的に測定するものである、ということ以上に出ることはできない。2個の尺度が無相関に近いとして、直交する2本の軸の上に、被検者各人をプロットすることができるだけである。そのプロットされた位置が各人の性格の何を示すかは、明言することはできないのである。われわれは、第3報告において、個々の項目についての反応が、「ハイ」であれ、「イイエ」であれ、いかに多義的であるかを示すであろう。

新しい試み

66個の、比較的偏りの少ない項目から出発して、測定尺度を洗練していく方向が、必ずしも稔り多いものではないと考えられるから、われわれは、別の考え方による方法を試みて、その測定尺度と比較してみる意義が十分にあると考える。その考え方は、先にあげた性格検査の2つの根本仮定を否定するものである。すなわち、

i) 検査の各質問項目の意味は、作製者の意図通りの意味に、すべての被検者が受けとるものではない。

ii) 検査を構成する各項目への反応は、相互に独立ではなく、相関連して、全体として被検者の特徴を現わしている。

と考えるのである(続, 1969)。

この考え方に立つとき、複数の項目への反応を全体として取り扱い、そこに現われている反応の意味を解釈していくことになる。その際、採用する項目は、相互に独立であることの方が、多様な反応パターンが得られるという意味において望ましい。

比較的独立な項目の選択

その意味で、先の66個の項目を見ると、他のすべての項目との間の相関係数に、.200以上のものが1個もないという点で、先に最初に除外されたところの、7, 11, 18, 54, 99の5項目が浮かんでくる。この5項目相互の相関係数は、Table 8に示す通りであるが、この中で、18と54との相関は高く、.200に近いので、便宜的に18を捨てることにする。

反応パターンの検討

このようにして、この4項目を用いるとすれば、これ

Table 8 比較的独立な項目間の相関

項目番号	11	18	54	99
7 世の中の人とは人のことなどかまわないと思う	-.023	.006	.123	.001
11 気持を顔にあらわしやすい		.018	.083	-.075
18 正しいと思うことは人にかまわず実行する			.191	-.006
54 失礼なことをされるとだまっていない				.031
99 のんきなたちである				

らはそれぞれ反応の偏りが少なく、しかも相互に相関がないのであるから、それぞれの項目への三件法の反応の組合せ(81個)は、すべて出現しうるはずであり、しかも、その組合せは、それぞれ異なった特徴を現わしているはずである。

われわれの被検者たち(600名)について、その出現度数をみると、次のようなパターン*のうち、1例も見出

項目7	項目11	項目54	項目99	反応パターン
○	○	○	○(1)
○	○	○	=(2)
○	○	○	×(3)
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
×	○	○	○(55)
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
×	×	=	×(78)
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
×	×	×	×(81)

されなかったのはパターン(78)だけであった。なお、(55)のパターンでは28例、(1)のパターンでは24例が見出され、これが出現度数の1, 2位であった。すべてのパターンが均等に出現するとすれば、600名の場合、各パターン7.4例ずつの勘定になるが、実際には28例から0までに分布しているものの、比較的万遍なくいろいろな反応パターンがありうることを示しているといえよう。

反応パターンの意味の検討

実際に出現している80個の反応パターンについて、それぞれその反応パターンが何を意味しているかを検討してみることが必要ではあるが、しかし、ここで用いたYG性格検査の項目は、一極性のもので、それに対して三件法の反応を求めている。したがって、「イイエ」の意味もさることながら、「ドチラデモナイ」という反応については、まったく解釈の仕様がなない。すべての項目に「ドチラデモナイ」と反応しているパターン(4)などは、全然手のつけようがない。

そこで、ここでは、われわれの考え方のデモンストレーションであるから、パターン(1)とパターン(55)をとりあげてみることにする。この2つは、先にもみたように、項目7についてだけ「ハイ」と「イイエ」の相違があるだけであるが、かえって、それだけの相違が全体としてどのような差を示すかを検討するには好都合でもある。

まず、このそれぞれの反応を書き出してみよう。

* ここで○は「ハイ」、×は「イイエ」、=は「ドチラデモナイ」の反応を示す。

パターン(1) パターン(55)

「世の中の人とは人のことなどかまわないと思う」	「ハイ」	「イイエ」
「気持を顔にあらわし易い」	「ハイ」	「ハイ」
「失礼なことをされるとだまっていない」	「ハイ」	「ハイ」
「のんきなたちである」	「ハイ」	「ハイ」

この4個の反応は、全体として何を現わしているであろうか。この反応はすべて被検者の自己認知であるが、自己自身内部のことと、他人との関係、他者一般の認知の点だけからは、この両者の差違を見当づけることはできない。解釈のためには他に補助資料が必要である。

意味検討のための補助資料

そのような補助資料として、パターン決定に使用しなかった他の項目について、パターン(1)の者が共通してある反応を示しているかどうか、パターン(55)の者が共通して何かの反応を示しているかを見ることは有用である。その共通した反応と認める基準を「全員の4/5が一致している」というところにおくと、次のような項目を見出すことができる。

パターン(1)の者について、

「人中にいてもふと淋しくなることがある」	「ハイ」
「とてもありそうもないことを空想する」	「ハイ」
「気分がしばしば動揺する」	「ハイ」
「気が変わり易い」	「ハイ」

パターン(55)の者について、

「こうふんしやすい」	「ハイ」
------------	------

である。これだけでも、両パターンの特徴が若干見当づけられるが、さらに、YG性格検査の120項目のうち、偏りがあるとして最初に省いた54項目からも、同様にし補助資料をとり出すことができる。しかし、この際、すでに600名の反応傾向として、その70%以上がどれかの反応に集中している1, 5, 8, 55の4項目はあらかじめ除外した。残りの50項目について

パターン(1)では

「一人きりでいたいと思うことが時々ある」	「ハイ」
「時々自分をつまらぬ人間だと思うことがある」	「ハイ」
「たびたび物思いに沈むことがある」	「ハイ」
*「時々気が散って考えがまとまらない」	「ハイ」
「誰とでもよく話す」	「ハイ」
「気が短い」	「ハイ」
*「軽蔑されたと思うとひどく復が立つ」	「ハイ」

* パターン(55)と共通して出てきている。

「大体いつも気嫌がよい」	「ハイ」
*「気がするなたちである」	「ハイ」
「無口である」	「イイエ」
パターン⑥では、	
「色々違う仕事がしてみたい」	「ハイ」
「人と広くつきあうのが好きである」	「ハイ」
*「時々気が散って考えがまとまらない」	「ハイ」
「新しいことにもすぐなれる」	「ハイ」
*「軽蔑されたと思うとひどく腹が立つ」	「ハイ」
「早合点の傾向がある」	「ハイ」
*「気がするなたちである」	「ハイ」
「感情的である」	「ハイ」
「人から邪魔にされはしないかと心配である」	「イイエ」
「いつも疲れた気持である」	「イイエ」
「新しい友だちはなかなかできない」	「イイエ」

のような共通した反応が認められる。これだけの資料が集まると、被検者によって項目の意味の受けとりはさまざまであると考えても、なお、これらの反応を通ずる特徴は推量することができる。

パターンの特徴の推定

以上のようにしてとり出してきた共通した(%)が一致している)反応と、パターンを分類するのに使用した4個の(全員一致の)反応をならべて、これが1人の人の性格として、相互に関連し合っているのだとすると、おぼろげながら、その性格像が推量できるように思われるのである。先にも触れたように、個々の項目の意味は、被検者によって異なって受けとられていると考えるべきであるから、一々の項目が何を現わしているかを、こちら側で決定することは避けるべきである。そこで、質問項目の表現のままに、一応結びつけてみよう。

パターン(1)について、

「人中にいてもふと淋しくなることがあり、一人きりでいたいと思うことが時々ある。(また)時々自分をつまらぬ人間だと思ふことがある。世の中の人は人のことなどかまわないと思ふ」(そのくせ)「軽蔑されたと思うとひどく腹が立つし、失礼なことをされるとだまっていない」(自分は本来)「のんきなたちだし、気がするなたちである。大体いつも気嫌がよい方で、無口ではなく、誰とでもよく話す」(しかし)「気が短かく、気が変わりやすい。気分がしばしば動揺し、気持を顔にあらわし易い。時々気が散って考えがまとまらないし、たびたび物思いに沈むことがある。(また)「とてもありそうもないことを空想する」

このようなことばでこのように自己を語る人がいた場

合、われわれは彼をどのような性格の持主だと推定するだろうか。下線で示した主項目と、その他の補助項目(14個)とを、このように結合することに異見がありうるであろう。どのように関連づけるのが妥当であるかは、多くの専門家の討論を経なければならない。しかし、それにしても、この試みに示した叙述から、その背後にある性格像が読みとれないということはない。この点が重要な点である。

パターン⑥について、

「気がするなたちだし、のんきなたちだ。時々気が散って考えがまとまらないが、いつも疲れた気持であるというのではない」(とかく)早合点の傾向があるし、こうふんししやすい。感情的である。軽蔑されたと思うとひどく腹が立つし、失礼なことをされるとだまっていない、気持を顔にあらわし易い(もともと)「色々違う仕事がしてみたいし、新しいことにもすぐなれる。(また)人と広くつきあうのが好きだし、新しい友だちはなかなかできない方ではない。人から邪魔にされないかと心配することはない。世の中の人は人のことなどかまわないとも思わない」

このように自己を語る人は、決してパターン(1)のような人ではない。しかも、「気持を顔にあらわし易い」ということばの意味もちがえば、「失礼なことをされるとだまっていない」というニュアンスもちがっている。「のんき」さ加減も異なっているようである。

ここでは、1つのデモンストレーションとして、この2つのパターンをとりあげ、その特徴の推定を筆者(続)の単独の見解で素材のまま示した。もともと、ここで用いた項目ならびに反応様式は、このような反応パターンの解釈を適用するのに不向きであるから、これ以上は進めない方が適当である。しかし、このような考え方を展開することが、どのような情報獲得を可能にするかは、おおよそ示しえたと考える。

討 論

われわれは、測定的立場に従いつつ、YG性格検査の項目から、反応に偏りの少ないものを選び出し、それらの項目相互の相関係数から、単因子性の高い尺度を、できるだけ多数作り出そうとした。その結果、主軸法による因子分析により、第1因子の寄与率が70%以上のものとしては、新尺度IとIIの2本を得ただけであった。この寄与率を56%程度にまで下げることによって、かろうじて5本の新尺度を得たが、それは、大別して2群に分けられるものであり、要するところ単因子性を犠牲にして相互に異なる2本の尺度が得られただけであった。

測定尺度作製の際に、最初に用意した項目が120個あったにしても、その項目を種々の視点から、データにもとづいて選択していけば、最終的には4程度程度の項目しか残らなくなることは、特別珍しいことではない。それよりも、注目すべきはTable 7に示したように、得られた尺度の構成項目が最初に用意されたときに分類されたカテゴリーに関係なく、混在しているという点である。すなわち、第1因子の寄与率が79.5%ともっとも高い尺度Iは、「神経質」「回帰性傾向」「抑うつ性」「劣等感」「非協調性」の各カテゴリーに入れられていた項目から成り、寄与率が72.3%でこれに次ぐ尺度IIは、「抑うつ性」「神経質」「非客観性」「思考的外向」の各カテゴリーに入れられていた項目から成り、しかも、この両尺度の相関はきわめて高いのである。

単因子性が高いと考えられるこの2個の尺度においてさえ、このように当初の項目分類を超えた項目によって成り立っているということは、項目の意味が、被検者側においては、作製者側とは異なっていることを明証している。いうまでもなく、当初の分類は、作製者の見解に基づいているのに対し、尺度構成はもっぱら被検者の反応に基づいているのであるから、この両者の不一致は、上のように理解するほかはないのである。しかも、両者が異なっているということは判明しても、被検者側がどのような意味に受けとって反応したのかは、個々の項目への反応がそれぞれ独立であるとする測定立場からは、推定することができない。したがって、尺度Iや尺度IIが、単因子性が高く、得点分布も平板で、尺度としては望ましいものであるといっても、それが「いかなる因子を測定しているのか」を決定することができないのである。それを可能にするためには、尺度内の各項目への反応の意味を、別の資料によって明らかにしなければならない。われわれの第3報告は、その点への接近をも含むであろう。

測定尺度構成の立場からYG性格検査の洗練を試みると、意味不明の尺度2本になるということは、きわめて重大な意義をもっている。それは、尺度構成の根本仮定を否定することにならざるを得ないからである。しかも、そのことは、少なくとも質問紙型式の測定や調査に限ってみても、その質問と反応とは、1往復のコミュニケーションであり、尺度全体としては、1往復のコミュニケーションの集合であるとする見ることができ、その際の媒体である言語の意味は、コミュニケーションする両者において「常に等しい」とはいえないことを認めざるを得ないから(続, 1970), YG性格検査にだけ生起する問題ではないのである。

また、測定・調査のための資料採集をコミュニケーションと見る立場からは、尺度が、構成としては1往復のコミュニケーションの集合であるといっても、すべてのコミュニケーションは、被検者の内部を通過するのであり、各往復のコミュニケーションが相互に独立、無関係であると仮定することに無理があることになる。ことに、性格の測定の場合、性格はとにかく全体的統合的のものと考えられるから、それに関する反応が相互に独立だと考えることは、根本的に矛盾である。

われわれがデモンストレートした反応パターンを通じての理解ないし解釈は、以上のように考えると妥当な方法であり、また、有効な方法でもある。このような方法は、単に性格診断だけの方法ではなく、質問紙一般にも適用できるものである(続, 1970)。ともあれ、多数の反応を関連させることによってのみ、被検者の言語的反応の意味が推定できるのであり、それによって統合的全体としての性格の診断も可能となってくるのだと考えるものである。

もちろん、測定は、一次元上に分類する作業であり、パターンによる分類は、多元的分類であるが、両者ともに、多数の者のなかの共通性に着目した作業である。しかし、もし、具体的個人の性格が問題になる場合には、彼のすべての反応が比較され、関連づけられ、意味が明らかにされ、性格の構造が描かれなければならない。その際、反応パターンは1つの前段階的の手がかりにすぎないのである。

要 約

われわれは、YG性格検査に用いられた120個の項目を用いて、より洗練された測定尺度を作製しようと試みた。手続きは次の通りであった。

(1) 反応に偏りのある項目を除き、66項目について改めてセントロイド法による因子分析を行なった。結果は120項目全部について分析した場合とほぼ同様であった。そのため、これを利用しての項目の群化は行なえなかった。

(2) 66項目相互の相関係数を用いて、その値が概ね±.200以上であり、かつ、4項目以上できるだけ多数の項目を含むような組合せをすべて抽出した(58組)。

(3) すべての組合せにつき、主軸法による因子分析を行ない、第1因子の寄与率を求めた。

(4) 各組合せに含まれる項目の重複をチェックし、結局5個の尺度を選択した(第1因子の寄与率は56%まで引下げなければならなかった)。

(5) 5個の新尺度による得点分布および尺度得点相互

の相関係数を求めた。

(6) 結局、新尺度は2群に分けるのが妥当であると考
えられた。

(7) しかし、すべての新尺度を構成する項目は、旧尺
度の異なる数個の尺度の構成項目であり、新尺度が測定
する内容を明確にすることはできなかった。それは、各
項目の意味内容について、作製者の判断と被検者の判断
とが異なることを示すものだからである。

これに対して、新しい性格診断の方法がデモンスト
ートされた。それは、相互に独立(無相関)な4個の項
目への反応パターンを解釈するものである。

81個のパターンのうち、600名の被検者中に見出され
なかつたパターンは1個であった。

もっとも多数の被検者が含まれるパターン2個につい
て、

(1) それぞれのパターンに属する被検者の $\frac{1}{2}$ が一致し
た反応をしている項目が、他のすべての項目の中から抽

出され、

(2) 4個の主項目とこの抽出された補助項目とについ
て、相互の意味的関連が検討され、

(3) 2個のパターンが比較された。

それによって、豊富な情報が反応の意味内容に沿って
えられることが示された。

これらの事実に基づき、測定尺度の根本仮定が否定さ
れることが討論された。

文 献

続 有恒 1969 臨床的性格適応診断 金子書房

続 有恒ほか 1970 質問型式による性格診断の方法論
的吟味 教心研 18, 33-47.

続 有恒 1970 質問紙調査票の作成 児童心理学講座
別巻第3章 73-110. 金子書房

(1970年12月31日原稿受付)

ABSTRACT

METHODOLOGICAL INVESTIGATION ON THE DIAGNOSIS OF PERSONALITY BY MEANS OF QUESTIONNAIRE-TYPE INSTRUMENTS : II

—An attempt on the refinement of Yatabe-Guilford Personality Inventory—

by

Aritsune Tsudzuki,
Nagoya University

Kijun Oda,
Nagoya Municipal
Women's College

& Masao Suzuki
Nagoya University

A) The authors tried to make a new personality
scale using the 120 items of Yatabe-Guilford Per-
sonality Inventory. The procedures were as follow.

1. The 66 items which were not one-sided
responses were factor-analysed by means of centr-
oid method. The results were similar to those of
the 120 items and the grouping of 66 items was
very difficult, too.

2. From the correlation matrix of 66 items,
the whole combinatios of items composed of more
than four items and above ± 0.200 correlation coe-
fficients were extracted (58 combinatios).

3. Each of the 58 combinations was factor-

analysed by the principal axis method and the com-
munalities of the first factor were calculated.

4. There were many overlapping items in ea-
ch combination and finally the five combinations
(new scales) were selected. (The minimum comm-
unality of the first factor was 56%.)

5. The score-distributions and the correlation
matrix of the new scales were culculated.

6. The results showed that the new scales
should be classified into two groups.

7. The items which constituted each one of the
new scales had been classified into different scales
of Yatabe-Guilford Personality Inventory, and the

content of the new scales was difficult to explain. Therefore the authors concluded that the scale-constructors' interpretations of the items were different from those of the subjects.

B) The authors proposed a new method of personality diagnosis and demonstrated its utility. It was the interpretation method of response patterns to the four mutually independent items (main items). The total of the patterns was 81, and 600 subjects could be classified into 80 patterns. Using the most popular two patterns, the authors showed the method of pattern interpretation and compared the two interpreted personality images. The procedures were as follow.

1. The items (supplementary items) to which

more than three quarters belonged to one pattern responded one-sided were selected from the 120 items of Yatabe-Guilford Personality Inventory.

2. The two personality images were described by integrating the main items and the supplementary items.

3. The two personality images were compared with each other.

By means of these procedures, the authors showed that the new method of personality diagnosis gave us much more information than those of Yatabe-Guilford type instrument and proposed that the basic assumptions of Yatabe-Guilford type instrument might be denied.