

知的能力の分析的研究

苧 阪 良 二
奥 野 茂 夫

序

実験に入る前に因子分析法を概観してみよう。因子分析法は多数の相関関係を少数の因子で説明せんがために心理学者によつて考案せられた統計的方法で、それは各個の現象間に相関々係があることと、それらが比較的少数の機能的な統一、即ち因子によつて決定されることを仮定しているが、かかる仮定によつて、本来、何等の制約を受けるものではない。

因子分析は相関行列 (correlation matrix) より出発するが、相関行列の基礎になるバッテリーの組み方について、Cattell, R. B. [2] は検査、被験者、機会における共分散を研究する理論的可能性を論じ、その結果 O, P, Q, R, S, T, の6種のテクニクに分類できることを指摘している。しかし現在主に使用されているのは P, Q, R, の3種である。

Rテクニクは最もよく使われる方法で、被験者を母集団から抽出された標本と考え、その母集団に於て機能が正規型分布をしていると仮定している。それ故これは比較的多数の被験者に多数の検査をなし、それより各検査間の相関係数を求め、これを分析して、検査の因子的構造を明らかにしてゆく方法であり、後に述べる実験 I もこの方法によつている。

QテクニクはRテクニクで検査間の相関行列を求めたのと反対に、被験者間の相関行列を求め、それより被験者の因子的構造を明らかにしてゆく方法であり、性格の研究によく使われる。

Pテクニクは従来のR, Qテクニクが平均的状态のみを問題としていたのに対し、時間的経過及び環境的变化に伴つて変化する性格特性から性格の因子を明らかにしようとすることを目的とした方法である。

以上はバッテリーの組み方の相違を主とするものであつて分析は一応これとは独立して行なわれる。分析方法には多くの方法が考案されているが、主な方法としては次の如きものがある。

Two-factor MethodSpearman, C. [9]
Bi-factor MethodHolzinger, K. J. [5]
Group-factor MethodBurt, C. [1]
Multiple-factor MethodThurstone, L. L. [11]
Principal-component Method	... Kelley, T. L. [7] Hotteling, H. [6]
Maximum-likelihood Method	... Lawley, D. N. [8]
Radex theory Guttman, L. [4]

i) Two-factor Method

これは心的機能は一般因子Gと特殊因子Sとから構成されていると云う二因子説の考えから導かれた方法で、計算が非常に楽であるが、その適用範囲が狭いのと、その理論的背景が不明確な点に欠点がある。

ii) Bi-factor Method

これは心的機能が一般因子(G)と群因子(g)と特殊因子(S)から成立していると云う仮定に立ち、二因子説の人が群因子を定位するために考案した方法で、相関行列の中で類似したパターンを持った検査をまとめて一つのグループとし、そのグループより群因子を求めて行く方法である。この方法は計算が容易であり、求める因子の性質もはつきりすると云う長所を持つが、グルーピングの時に主観が介入する危険があり、且つ因子の解釈が常識的になり易いために比較的因子構成がはつきりした領域でないと使えず、又因子分析本来の探索的な意味をあまり持ち得ないと云う欠点がある。

iii) Group-factor Method & Multiple-factor Method

これらの方法は多因子説に基づく方法で、この両者の間には分析方法に関しては本質的に全く差がなく、唯因子の考え方に相違があるだけである。この方法は因子の数を限定することからおこる不都合を克服するため、二因子説をその特殊な場合として包含するような観点のもとに出来る丈少数の因子で多くの検査間の相関々係を説明せんとするもので、計算が非常に面倒であるが、数学的には前二者よりはるかに精密であり、且つ広範囲に適用出来、心理学的事実によく合致する点、現在のところ最もすぐれた方法だと思われる。

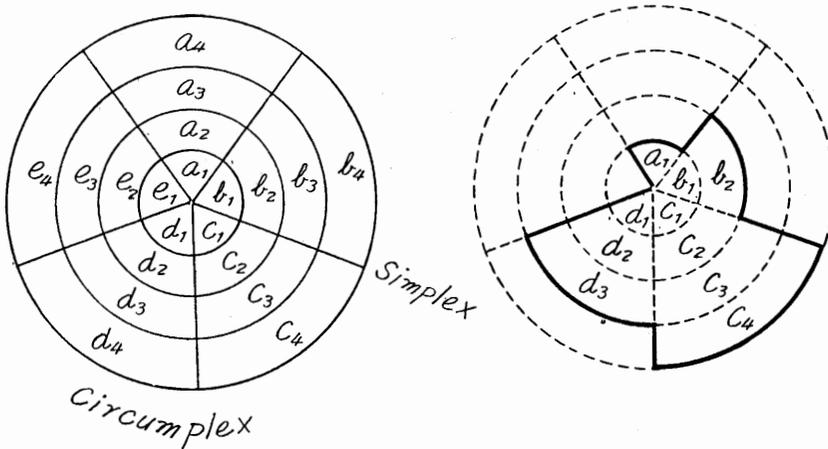
iv) Principal-component Method & Maximum-likelihood Method

これらの方法は数学的には最も精密であるが、計算が非常に面倒であり、且つ数学的厳密性を強調しすぎて、往々解釈困難な因子を提供すると云う欠点があり、本質的に Multiple-factor Method と変らないので、現在あまり使用されぬようである。

V) Radex theory

この方法は、在来の因子分析法を統合的に再編成する新しい研究であつて、内部相関が general order pattern に従うような変数の set を Radex と呼んでいる。Radial expansion の略称と考えられる。これは double order system として 1) tests 間の種類 (kind) の相異、2) その程度 (degree) の相異の 2 次元的ダイアグラムを有している。complexity に simple order と circular order を考え、前者を Simplex、後者を Circumplex と呼んでいる。この方法は在来の因子分析を綜合するのみならず、より少い tests で高度の予測性が得られるといわれ注目すべき理論とみなされる。Radex のシェーマを第 1 図に示しておく。第 1 図 (左) は 20 の弁別可能な基本要素を例示し、第 1 図 (右) は実際のテストにおける成分要素の構成はこのような不整形 Radex をとるのではないかという假定図である。

Fig. 1. A Schematic Diagram of a Radex (Guttman, L. [4] より)



以上簡単に因子分析法を分類してみたが、それぞれ長短を有し、方法の選定は、その研究目的により決定さるべきであるが、最近知能論が多因子説へ移行しているため、Thurstone, Burt の方法が多く用いられているようである。

実 験 I

1. 目 的

- i) 知能の發達の傾向を明らかにする。
- ii) 優秀児と劣等児の知能の因子的構造を比較検討する。
- iii) 京大 NX 9-15 知能検査の因子的構造を究明する。

2. 被験者

主として標準化の資料より性別に関係なく* 知能偏差値 (S. S) の分布状態が同じで、生活年齢 (C. A) が異なるようにグループ O (old) 及び M (middle) を、C. A が同じで、S. S の平均のみが異なるようにグループ OB, (old bright), OD (old dull) を抽出し、第 1 表の如き被験者群を得た。

Table 1. Population

抽出が正しくなされたか否かを χ^2 , F, t など検定した結果、よく規準に適合していた。それ故 O と M の比較より目的(i)が、OB と OD より目的(ii)を明らかにすることが出来ると思う。

group グループ	N	mean C. A C. A 平均	distribution of C. A C. A 分布	mean S. S S. S 平均 (S. D)	distribution of S. S S. S 分布
O	200	14 : 69	14:9~14:4	49.85 (8.43)	26 - 66
M	400	12 : 08	12:3~11:10	49.87 (8.00)	27 - 68
OB	100	14 : 69	14:9~14:4	58.37 (3.66)	51 - 66
OD	100	14 : 66	14:9~14:4	40.91 (4.28)	26 - 49

3. 使用検査

京大 NX 9-15 知能検査

4. 検査方法及び期日

※ OにはOB、ODの一部が含まれている。

昭和29年7月~11月の間に熟練せる検査者が施行した。

5. 結果

各グループ毎に標準点より下位検査の平均、標準偏差及び検査間の相関係数を Pearson の錯差積法 (Product moment method) を用いて求めたのが第 2 ~ 5 表である。

Table 2. Innercorrelation, Mean, S.D (O group)

検査 (tests)	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	平均	標準偏差
1. 折紙パンチ		.48	.51	.35	.56	.47	.52	.53	.50	.48	.51	.47	49.50	10.78
2. 文章完成	.48		.50	.60	.70	.56	.53	.49	.54	.69	.79	.73	49.73	10.73
3. 図形分割	.51	.50		.40	.53	.40	.50	.53	.45	.70	.68	.51	49.08	11.50
4. 乱文構成	.35	.60	.40		.59	.44	.42	.46	.53	.61	.58	.63	49.49	10.43
5. 四則計算	.56	.70	.53	.59		.59	.59	.65	.70	.67	.65	.66	51.66	11.75
6. 日常記憶	.47	.56	.40	.44	.59		.52	.66	.48	.54	.53	.51	50.28	10.52
7. 重合板	.52	.53	.50	.42	.59	.52		.56	.52	.46	.53	.60	50.00	10.41
8. 数字三角	.53	.49	.53	.46	.65	.66	.56		.53	.55	.51	.48	49.33	11.09
9. 符号交換	.50	.54	.45	.53	.70	.48	.52	.53		.59	.53	.45	49.60	11.87
10. 単語マトリックス	.48	.69	.70	.61	.67	.54	.46	.55	.59		.66	.65	49.67	11.65
11. 反対語	.51	.79	.68	.58	.65	.53	.53	.51	.53	.66		.63	48.92	11.81
12. 単語完成	.47	.73	.51	.63	.66	.51	.60	.48	.45	.65	.65		50.18	11.51

* 男女比はOを除き有意差なし

Table 3. Innercorrelation, Mean, S.D (M group)

tests	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	平均	標準偏差
1		.52	.47	.43	.47	.34	.46	.50	.43	.42	.41	.32	49.59	11.25
2	.52		.46	.58	.71	.58	.54	.53	.61	.65	.64	.66	49.22	10.11
3	.47	.46		.36	.46	.32	.46	.58	.53	.54	.49	.48	50.39	10.57
4	.43	.53	.36		.51	.47	.39	.47	.48	.44	.54	.44	50.58	11.06
5	.47	.71	.46	.51		.59	.52	.50	.65	.61	.61	.58	51.18	12.19
6	.34	.53	.32	.47	.59		.48	.43	.49	.53	.55	.53	50.76	11.14
7	.46	.54	.46	.39	.52	.48		.42	.42	.45	.48	.38	48.59	10.25
8	.50	.53	.57	.47	.50	.43	.42		.46	.51	.49	.22	49.36	10.22
9	.43	.61	.53	.48	.65	.49	.42	.46		.51	.56	.53	49.38	11.45
10	.42	.65	.54	.44	.61	.58	.45	.51	.51		.60	.57	49.74	10.60
11	.41	.64	.49	.54	.61	.55	.48	.49	.56	.60		.63	49.41	11.51
12	.32	.66	.48	.44	.53	.53	.38	.22	.53	.57	.63		49.65	10.29

Table 4. Innercorrelation, Mean, S.D (OB group)

tests	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	平均	標準偏差
1		-.04	.08	.08	.17	.06	.35	.24	.03	-.06	.17	.02	56.72	8.45
2	-.04		.03	.28	.29	.07	.21	.12	.33	.38	.47	.48	58.99	6.81
3	.08	.03		.10	.23	.10	.02	.11	.17	-.04	.04	.22	57.10	7.13
4	.08	.28	.10		.25	.02	.02	.11	.10	.33	.25	.46	57.57	7.02
5	.17	.29	.23	.25		.07	.22	.31	.49	.29	.17	.40	61.41	8.73
6	.06	.07	-.10	.02	.07		.21	.09	.13	.19	.13	.30	53.82	5.58
7	.35	.21	.02	.02	.22	.21		.21	.04	-.06	.15	.06	57.13	7.41
8	.24	.12	.11	.11	.31	.09	.21		.12	.06	.10	.18	56.68	7.09
9	.03	.33	.17	.10	.49	.13	.04	.12		.24	.30	.27	58.03	4.88
10	-.06	.38	-.04	.33	.29	.19	-.06	.06	.24		.29	.46	58.23	6.59
11	.17	.47	.04	.25	.17	.13	.15	.10	.30	.29		.28	58.70	5.39
12	.02	.48	.22	.46	.40	.30	.06	.18	.27	.46	.28		59.53	9.52

Table 5. Innercorrelation, Mean, S.D (ODgroup)

tests	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	平均	標準偏差
1		.20	.14	.05	.52	-.03	.09	.12	.21	.19	.11	.15	41.19	9.17
2	.20		.20	.17	.24	.12	.13	.02	.13	.02	.10	.42	41.00	7.77
3	.14	.20		.02	.18	-.13	.21	.19	.03	.08	.03	.19	41.25	10.21
4	.05	.17	.02		.15	-.06	.02	.05	.18	.28	.28	.28	41.04	7.51
5	.52	.24	.18	.15		.26	.32	.42	.49	.33	.31	.23	40.73	7.01
6	-.03	.12	-.13	-.06	.26		.02	.17	.02	.07	.11	.07	41.85	9.79
7	.09	.13	.21	.02	.32	.02		.31	.33	.17	.32	.12	41.50	8.95
8	.12	.02	.19	.05	.42	.17	.31		.27	.17	.01	.06	40.15	9.42
9	.21	.13	.03	.18	.49	.02	.33	.27		.36	.19	.04	40.95	11.20
10	.19	.02	.08	.28	.33	.07	.17	.17	.36		.35	.43	39.74	10.30
11	.11	.10	.03	.28	.31	.11	.32	.01	.19	.35		.37	38.38	10.22
12	.15	.42	.19	.28	.23	.07	.12	.06	.04	.43	.37		41.70	7.10

性因子の影響を除くために、通常性差の認められる検査をバッテリーに組む時は、被験者をどちらか一方の性に限るのが多いが、我々は積極的に性を一つの変数と考え、下位検査と性(男)との相関係数 r , biserial を求め第6表の如き結果を得た。これを第2～5表の内部相関行列に加え因子分析を行った。

Table 6. Correlation Coefficients between Sex (♂) and Subtests. (r , biserial)

Test group	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
O	.07	-.15	.07	-.06	.07	-.16	.01	.10	.16	-.11	-.09	-.02
M	.06	-.15	.02	-.03	.11	-.07	.06	.09	.07	-.02	.05	.00
OB	.06	.00	-.04	.15	.14	-.20	-.04	.19	.14	-.13	.06	.02
OD	-.02	-.22	-.03	.04	.30	-.12	.00	.10	.08	-.09	-.11	-.02

6. 結果の分析

因子分析を始めるに当つて先ず問題になるのは主対角線値の決定である〔11.282-318〕。我々は再検査法で得た信頼度係数を挿入しようとしたが、相関行列の各列の最大絶対値より低いのが若干認められたので、最初共有性の推定値として各列の最大絶対値を用い、Thurstone の完全重心法 (complete centroid method)〔11.161-70〕により分析を行い、因子数の決定にあつては、Guilford, J. P.〔3.494-5〕や Thomson, G.H.〔10.120-6〕の意見を参考にして相関係数の信頼度による方法, Ledyard Tucker's criterion 及び Guilford Lacey's criterion を使つた。

かくして得られた重心因子行列 (centroid factor matrix) より共有性を求め、これを主対角線値に挿入して更に分析を進めた結果得られたのが、第7～10表の如き重心因子行列 (F) であり、これらを Thurstone の Single-Plane Method of Rotation〔11.216-24〕によつて軸廻転を行い、第11～14表の座標変換行列 (transformation matrix)(Λ) より第15～18表の如き斜交因子行列 (oblique factor matrix) (V) を得た。

第15～18表は斜交因子行列であるので各一次因子 (primary factor) 間には相関係が認められる。これらの相関係を示しているのが第19～22表であり、之を Spearman の G-saturation の公式より、一般因子 (G) と若干の群因子の直交性単純構造 (orthogonal simple structure) に分析したのが第23～26表である。*

* グループ O はこの方法を用いるのに問題があるが四差値がほとんど有意でなかつたのでこの方法を用いた。

Table 7. Centroid Factor Matrix (F)
(O group)

	I	II	III	IV	h^2
1	.66	-.18	.15	-.13	.5070
2	.80	.30	.08	.23	.7893
3	.71	.12	.06	-.49	.7622
4	.69	.16	-.22	.12	.5645
5	.86	-.09	-.10	.10	.7677
6	.69	-.14	.28	.20	.6141
7	.70	-.15	.23	.11	.5775
8	.74	-.29	.08	-.07	.6430
9	.74	-.22	-.31	.03	.6930
10	.80	.28	-.05	-.04	.7225
11	.81	.29	.14	-.01	.7599
12	.78	.21	.01	.16	.6782
※性(男)	.03	-.25	-.29	-.18	.1799
Σk^2	6.7612	.5517	-.3469	.4195	8.0793
$\Sigma k^2/N$.5634	.0460	-.0289	-.0350	.6733
$\Sigma k^2/\Sigma h^2\%$	83.7	6.8	4.3	5.2	100

Table 8. Centroid Factor Matrix (F)
(M group)

	I	II	III	h^2
1	.62	.28	-.09	.4709
2	.83	-.26	-.24	.8141
3	.66	.25	-.09	.5062
4	.65	-.04	-.09	.4322
5	.82	.08	.05	.6813
6	.68	-.26	-.20	.5700
7	.64	.13	-.06	.4301
8	.68	.34	-.17	.6069
9	.73	.03	.19	.5699
10	.75	-.07	-.02	.5678
11	.78	-.10	.07	.6233
12	.70	-.38	.28	.7128
※性(男)	.04	.17	.24	.0881
Σk^2	6.1320	.5768	.2767	6.9855
$\Sigma k^2/N$.5110	.0481	.0231	.5822
$\Sigma k^2/\Sigma h^2\%$	87.8	8.3	4.0	100.1

Table 9. Centroid Factor Matrix (F)
(O B group)

	I	II	III	h^2
1	.27	-.35	.23	.2483
2	.57	.30	.13	.4318
3	.18	-.14	.24	.1096
4	.47	.35	-.13	.3603
5	.67	-.25	-.34	.6270
6	.21	-.05	.17	.0775
7	.35	-.38	.44	.4605
8	.38	-.23	.02	.1977
9	.52	-.13	-.24	.3449
10	.49	.42	-.08	.4229
11	.52	.19	.26	.3741
12	.67	.19	-.10	.4950
※性(男)	.15	.05	-.15	.0475
Σk^2	2.6408	.8824	.6244	4.1476
$\Sigma k^2/N$.2200	.0735	.0520	.3456
$\Sigma k^2/\Sigma h^2\%$	63.7	21.3	15.1	100.1

Table 10. Centroid Factor Matrix (F)
(O D group)

	I	II	III	h^2
1	.38	-.23	-.26	.2649
2	.63	.43	-.22	.6302
3	.26	-.17	-.39	.2486
4	.28	.15	.11	.1130
5	.70	-.45	.13	.7094
6	.15	.05	.15	.0475
7	.42	-.23	.06	.2329
8	.37	-.38	.14	.3009
9	.47	-.30	.34	.4265
10	.62	-.18	.04	.4184
11	.60	.33	.12	.4833
12	.51	.31	-.05	.3587
※性(男)	-.05	-.31	.16	.1242
Σk^2	2.7385	1.0189	.4769	4.2343
$\Sigma k^2/N$.2282	.0849	.0397	.3529
$\Sigma k^2/\Sigma h^2\%$	64.7	24.1	11.3	100.1

※ Σk^2 , Σh^2 を求める時除外された。

Table 11. Transformation Matrix
(Λ) (O group)

	A	B	C	D
I	.25	.21	.22	.17
II	.65	-.44	-.70	.54
III	.23	.48	-.67	-.59
IV	.68	-.73	.12	-.58

Table 13. Transformation Matrix
(Λ) (O B group)

	A	B	C
I	.54	.27	.38
II	.80	-.59	-.63
III	.26	.76	-.68

Table 15. Oblique Factor Matrix
(Λ) (O group) $F_{\Lambda}=V$

	I	II	III	IV
1	-.01	.39	.16	.00
2	.57	-.10	-.06	.12
3	-.05	.49	-.03	.43
4	.31	-.12	.20	.26
5	.20	.10	.33	.10
6	.28	.19	.09	-.22
7	.20	.24	.12	-.16
8	-.03	.37	.30	-0.4
9	-.01	.08	.53	.17
10	.34	.05	.01	.34
11	.42	.12	-.12	.22
12	.44	-.04	.04	.15
性(男)	-.34	.11	.35	.15

Table 17. Oblique Factor Matrix
(V) (OB group) $F_{\Lambda}=V$

	I	II	III
1	-.08	.45	.17
2	.58	.08	-.06
3	.05	.31	-.01
4	.50	-.18	.05
5	.08	.07	.64
6	.12	.21	.00
7	-.01	.65	.07

Table 12. Transformation Matrix
(Λ) (M group)

	A	B	C
I	.28	.27	.27
II	-.69	.81	-.56
III	-.67	-.51	-.78

Table 14. Transformation Matrix
(Λ) (O D group)

	A	B	C
I	.55	.38	.32
II	.76	-.55	-.64
III	-.34	.74	-.70

Table 16. Oblique Factor Matrix
(V) (M group) $F_{\Lambda}=V$

	I	II	III
1	.04	.44	-.06
2	.57	.13	.18
3	.07	.43	-.03
4	.27	.19	.13
5	.14	.26	.22
6	.50	.07	.17
7	.13	.31	.05
8	.07	.55	-.14
9	.06	.13	.33
10	.27	.16	.23
11	.24	.09	.32
12	.27	-.26	.62
性(男)	-.24	.03	.10

Table 18. Oblique Factor Matrix
(OD group) $F_{\Lambda}=V$

	I	II	III
1	.12	.08	.45
2	.75	-.16	.08
3	.15	-.10	.47
4	.23	.11	-.08
5	.00	.61	.42
6	.07	.14	-.09
7	.04	.33	.24

8	.03	.26	.28
9	.12	.03	.44
10	.53	-.18	-.02
11	.50	.23	-.18
12	.49	-.01	.20
性(男)	.08	-.10	.13

Table 19. Correlations between Primary Factors (O group)

	I	II	III	IV
I	1.00	.76	.67	.30
II	.76	1.00	.54	.27
III	.67	.54	1.00	.22
IV	.30	.27	.22	1.00

Table 21. Correlations between Primary Factors (OB group)

	I	II	III
I	1.00	.17	.49
II	.17	1.00	.12
III	.49	.12	1.00

Table 23 Orthogonal Simple Structure (O group)

検査	G	I	II	III	IV	h^2
1	.62	-.01	.34	.17	.00	.5290
2	.78	.42	-.09	-.06	.12	.8109
3	.66	-.04	.43	-.03	.42	.7994
4	.61	.23	-.10	.20	.25	.5375
5	.76	.15	.09	.33	.10	.7271
6	.69	.21	.17	.09	-.22	.6056
7	.67	.15	.21	.12	-.16	.5555
8	.67	-.02	.33	.30	-.04	.6498
9	.60	.01	.07	.54	.17	.6855
10	.74	.25	.05	.01	.34	.7283
11	.79	.31	.10	-.12	.22	.7930
12	.74	.32	-.04	.04	.15	.6757
※性(男)	-.05	-.25	.10	.36	.15	.2221
Σk^2	5.8313	.5816	.5276	.6025	.5543	8.0973
$\Sigma k^2/N$.4859	.0485	.0430	.0502	.0462	.6747
$\Sigma k^2/\Sigma h^2$	72.0	7.2	6.5	7.4	6.8	100

※ Σk^2 , Σh^2 を求める時除外した。

8	-.13	.45	.26
9	-.09	.60	.10
10	.46	.17	.06
11	.54	.14	-.10
12	.53	-.01	.00
性(男)	-.32	.27	.07

Table 20. Correlations between Primary Factors (M group)

	I	II	III
I	1.00	.30	.27
II	.30	1.00	.80
III	.27	.80	1.00

Table 22. Correlations between Primary Factors (OD group)

	I	II	III
I	1.00	.46	.10
II	.46	1.00	.08
III	.10	.08	1.00

Table 24. Orthogonal Simple Structure (M group)

検査	G	I	II	III	h^2
1	.62	.04	.26	-.05	.4561
2	.65	.57	.08	.16	.7794
3	.65	.07	.25	-.03	.4908
4	.58	.27	.11	.12	.4358
5	.77	.14	.15	.19	.6711
6	.52	.50	.04	.15	.5445
7	.60	.13	.18	.04	.4109
8	.69	.07	.32	-.12	.5978
9	.69	.06	.08	.29	.5702
10	.67	.27	.10	.20	.5718
11	.67	.24	.05	.28	.5874
12	.56	.27	-.15	.54	.7006
※性(男)	.11	-.24	.01	.09	.0779
Σk^2	4.9527	.9027	.3489	.6121	6.8164
$\Sigma k^2/N$.4127	.0752	.0291	.0510	.5680
$\Sigma k^2/\Sigma h^2\%$	72.7	13.2	5.2	9.0	100

Table 25. Orthogonal Simple Structure
(OB group)

検査	G	I	II	III	h^2
1	.13	-.05	.45	.16	.2475
2	.54	.36	.08	-.06	.4312
3	.11	.03	.31	-.01	.1092
4	.49	.31	-.17	.05	.3676
5	.52	.05	.07	.59	.6259
6	.16	.08	.20	.00	.0720
7	.17	-.01	.64	.06	.4422
8	.26	.02	.25	.26	.1981
9	.42	.08	.03	.41	.3518
10	.51	.36	-.17	-.02	.4190
11	.41	.31	.22	-.17	.3415
12	.61	.31	-.01	.19	.5044
※性(男)	.14	.05	-.10	.12	.0465
Σk^2	1.9299	.5667	.9292	.6846	4.1104
$\Sigma k^2/N$.1608	.0472	.0774	.0570	.3425
$\Sigma k^2/\Sigma h^2\%$	47.0	13.8	22.6	16.7	100.1

※ Σk^2 , Σh^2 を求める時除外した。

Table 26. Orthogonal Simple Structure
(OD group)

検査	G	I	II	III	h^2
1	.17	.09	.07	.45	.2444
2	.56	.55	-.14	.08	.6421
3	.07	.11	-.09	.47	.2460
4	.27	.17	.09	-.08	.1163
5	.43	.00	.55	.42	.6638
6	.16	.05	.13	-.09	.0531
7	.27	.03	.29	.24	.2155
8	.22	-.10	.40	.26	.2860
9	.34	-.07	.54	.10	.4221
10	.52	.34	.15	.06	.4121
11	.57	.40	.13	-.10	.5118
12	.46	.39	-.01	.00	.3638
※性(男)	-.09	-.23	.24	.07	.1235
Σk^2	1.6746	.7976	.9353	.7695	4.1770
$\Sigma k^2/h$.1396	.0665	.0779	.0641	.3481
$\Sigma k^2/\Sigma h^2\%$	40.1	19.1	22.4	18.4	100

7. 結果の考察

i) 因子の解釈

表23~26の直交性単純構造より因子の解釈をしてみよう。各グループ共第1縦列に示されているのが総ての知的作業に共通な一般因子Gであり、O, Mに比較的高い因子負荷量を示しているが、これは検査問題の取捨選択に際し Reasoning を重視したのと、問題の識別力の有無をG-P分析を用いて検討したため誤差因子の介入する余地が少なくなり、検査の内的整合性が高められたからではないかと思われる。

OB, ODの一般因子Gに対する因子負荷量がO, Mに比して非常に低い、これはグループの特殊性によるものであると思われる。

次に第I因子の解釈をしてみよう。

この因子に因子負荷量*を示しているのは、交章完成、乱文構成(O, M, OB), 日常記憶(M), 単語マトリックス, 反対語, 単語完成及び性(女)(O, M, OB)である。これらの検査は言語的能力を測定する検査であるから、この因子は言語に関係ある因子であることは明白であり、単語完成、反対語より文章完成に高い因子負荷量を示しているから「言語的理解

* 全変異量 (total variance) に5%以上寄与しているものを因子負荷量を示していると考え。数値で言えば、.22以上の因子負荷量を示しているのがこれに相当する。

の因子」(V)だと考えられる。

次に全く類似した因子負荷模様を示しているO, M, の第Ⅱ因子及びODの第Ⅲ因子の解釈を試みよう。

この因子に因子負荷量を示しているのは、折紙パンチ、図形分割、四則計算*(OD)、重合板(OB, OD)、数字三角である。これらの検査は空間的關係の把握力を測定する検査であるから、この因子は「空間的關係を把握する因子」(S)だと考えられる。

次にO, OB, の第Ⅱ因子及びODの第Ⅱ因子に因子負荷量を示しているのは、四則計算、数字三角、符号交換、重合板(OD)、性(男)(O, OD)である。これらの検査は全部数を取扱うものであるからこの因子は「数的因子」(N)だと考えられる。

以上の因子は明確に解釈され得たが、次に述べるOの第Ⅳ因子及びMの第Ⅲ因子はあまり明確に解釈され得なかつた。

Oの第Ⅳ因子に因子負荷量を示しているのは、図形分割 .42, 乱文構成 .25, 日常記憶一.22, 単語マトリックス .34, 反対語 .22である。乱文構成及び単語マトリックスは言語的關係の空間的理解を必要とし、反対語は言語的理解を、図形分割は空間的理解を含むから、これは關係の把握に關係する因子ではないかと考えられる。又、因子負荷量の認められる問題は高度の論理性や緻密性を必要とせず、却つて、全体的な見地より大要を把握する方がよい結果が得られるとも考えられるので、この因子は「全体的な見地よりパターンを把握し、かかるパターンに依つて速やかに問題を完結する因子」と解釈出来るのではないかと考えられる。しかし、これは不確定なもの故今後の研究により明確にされねばならない。

次にMの第Ⅲ因子の解釈をする。この因子は単語完成に高い因子負荷量を示しているばかりでなく、反対語にも因子負荷量を示しているから「言語的流暢性の因子」だと考えられる。この因子は情緒的なものに相当關係すると言われており、符号交換に因子負荷量を示しているのは、この問題が態度転換を必要とし、態度転換には情緒的な因子が關係するからだと考えたら解釈出来るのではなからうか。

ii) 優秀児と劣等児(OBとOD)の比較

優秀児と劣等児の因子構造の相違を内部相關行列(表4, 5)、重心因子行列(表9, 10)及び一般因子を含む直交性単純構造(表25, 26)より検討した結果、構成因子はどちらも全く同じであり、量的には若干差が認められる箇所があるが、全体としては全く有意な差が認め

* 四則計算は空間的關係の把握を測定する検査ではないが、この検査は空欄の位置により問題の難易度が影響されるから空間的なものと關係しているのではないかと考えられる。

られなかつた。

このことは本検査が被験者の優劣に拘らず全く同じような知的機能を測定していることを示すと同時に、知能の連続説を是認しているように思えるが、しかし、これはあくまで知能検査という量的尺度を通して得た結果であり、これより直ちに優秀児と劣等児との差は質的な差でなくて量的な差だと結論することは飛躍であり、危険きわまることである。しかしこの結果は、たとえ優秀児と劣等児の間に質的な差が存在するとしても、これを量的な差に還元することの可能性を示しているように思われる。

iii) 発達の傾向

因子分析の結果より知能の体制化を考察する方法として主に用いられているのは、

- a) 回帰係数を求め、それより因子得点 (factor score) を求める方法
- b) 因子数による方法
- c) 一般因子 (G) 又は第 I 重心因子の全変異量に対する割合を求める方法

である。われわれは (b), (c) の方法より問題を考察する。

まず因子数を見ると M の 3 個に対し O は 4 個である。このことは今迄現われなかつた因子が出現したのであるから、一応知能が分化して行くことの一つの証拠だと考えられるが、ただ数だけでは分化 (differentiation) によつて現われたのか、それとも分離 (dissociation) によつて現われたのかを決定出来ず、従つてこの方法のみで体制化を論ずることは危険である。

次に第 I 重心因子の平均変異量を見ると、M .51 に対し O .56 と若干増加を示しているが、共通性に対する割合は M 87.8%, O 83.7% と逆に減少している。

更に一般因子 (G) の平均変異量を見ると M .41 に対し O .49 であり、共通性に対する割合は M 72.7% に対し O 72.0% と第 I 重心因子より得られた傾向と全く同様の傾向を示している。

これらの結果より次のことが言えるのではなからうか。「本実験の被験者群の代表しうる範囲内において、年齢が増加するにつれて共通性は増加する。しかし、知能は年齢の増加により、より分化するとも、より体制化されるとも言えない。」

8. 結 論

以上のことを総合して、次のことが結論される。

- (1) 京大 NX 9-15 知能検査は主に一般因子 (G), 言語的理解の因子 (V), 空間的關係把握の因子 (S), 数的因子 (N) から構成されている。

- (2) 同一 C. A. の優秀児と劣等児の間には、その構成因子に関しては全く有意な差が認められない。
- (3) 京大 NX 9-15 知能検査は被験者の年齢的变化により、あまり因子構成に影響されない。
- (4) 年齢が増加するにつれて共通性は増加する。
- (5) 年齢が増加するにつれて知能は分化すると云えない。又より体制化されるとも云えない。
- (6) 男子は数的因子 (N) に優れ、女子は言語的理解の因子 (V) に於て優れている。他の因子には性差は認められない。

実 験 II

1. 実験目的 学習指導に知能検査の結果を利用する場合、在来は IQ など検査全体の代表値を主要な手がかりとしていたが、更にこれを各下位検査毎の代表値によつて考えてみる試みが若干なされている。この実験もかかる試みの一つであつて、国語、社会、数学、理科、英語の教科別標準学力検査と知能検査の各下位検査成績の相関々係を求めることを目的としている。

2. 被験者 京都市立桃山中学校第2学年生徒 191名(うち男103名、女88名)、均質4学級、大都市周辺住宅及び商業地域の子弟。

3. 使用検査 京大 NX 9-15 知能検査、教科別総合標準学力検査中2国語 No. 206、中1社会 No. 199、中2数学 No. 205、中2理科 No. 203、中2英語 No. 207、但し社会科学力検査は前年度(1955年)より社会科学学習指導要領が大幅に改正されたので、やむを得ず中学校1年生用を使用し、2学年当初の偏差値に換算した。故にその平均は相当高くなつてゐる。

4. 検査日時と場所 1955年7月16日より11月1日にいたる間の4日、いずれも午前中に桃山中学普通教室で実施。

5. 結果 各検査の分布及びその正規性の検定を第27表に示す。次に危険率1%で棄却域にある知能下位検査第5、6、7、9、10、11の粗点をT得点に換算して得た分布が第28表である。以上の分布より60組の scatter diagram を作成し、Pearson の r を算出し、1%水準の信頼限界を添えたのが第29表である。次に各教科間及びそれらと知能偏差値間の内部相関を第30表に示す。

最初に注意しなければならないことは、ここに用いる国語、社会、数学、理科、英語とい

Table 27. Distributions of Raw Scores (N=191 ♂=103 ♀=88)
Subtest

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	S. S. (平均)	国語	社会	数学	理科	英語
10~14									1		2							
15~19			1							1								
20~24			1			1			2		1	1						
25~29	3			3	1	3	3	2	2	2	2	2	1	2		1	1	1
30~34	6	6	7	4	2	5	2	5	1	1	1	2		8	1	2	3	1
35~39	5	15	10	20	5	16	19	15	7	3	8	17	3	13		5	14	5
40~44	18	14	18	20	16	12	15	26	5	18	7	22	13	21	4	22	31	21
45~49	21	34	20	21	39	19	32	32	25	29	30	34	31	29	25	30	26	34
50~54	33	37	43	37	41	38	66	37	43	39	36	31	56	38	20	39	21	40
55~59	46	38	46	42	29	29	10	37	61	38	39	29	53	35	35	34	27	28
60~64	31	25	29	28	23	46	26	27	39	44	52	31	29	23	27	19	28	24
65~69	19	17	10	10	11	22	17	10	5	14	13	10	5	17	26	26	16	20
70~74	8	5	6	5	12		1			2		6		2	22	11	12	11
75~79	1			1	7							6		1	12	2	6	5
80~84					4									2	18		5	1
85~89					1										1		1	
M	54.38	52.74	52.81	52.03	55.22	53.44	51.34	51.00	53.68	54.12	54.04	52.58	53.44	52.13	62.29	54.67	54.59	54.91
σ	9.99	9.49	9.72	10.03	10.89	10.22	9.22	9.07	8.49	7.14	9.52	10.73	6.60	10.26	11.29	9.81	12.28	10.11
χ ²	5.32	7.31	11.12*	12.00*	16.30**	27.77**	41.63**	4.79	27.55**	17.56**	18.62**	3.51	2.76	3.32	6.20	10.41*	7.03	8.73

** 1% level (13.277) * 5% level (9.488)

う各教科概念は非常にあいまいであり、それらは学力検査の問題の構成や種類によつて種々影響を受けるものであるから、テストの結果を以て、例えば理科的な能力、数学的な能力の完全な代表とみなすのは危険であるということである。このような危険は知能検査に於ても当然問題となるが、学力検査の場合は、その不完全さが更に大きい。しかし以下の考察に当つては我々の用いた各標準検査で測定された能力を各教科の能力の一応の代表と仮定して論を進めることとする。

Table 28 Distributions of T Scores (N=191)

		Subtest					
		5	6	7	9	10	11
10~14							
15~19							
20~24							
25~29	1	2			1	1	2
30~34	3	7	5		2		4
35~39	8	11	19		8	4	10
40~44	17	23	15		16	17	16
45~49	24	30	32		40	32	30
50~54	35	38	52		39	59	38
55~59	42	37	24		41	44	37
60~64	29	31	26		33	25	20
65~69	16	12	15		11	9	21
70~74	7		3				13
75~79	5						
80~84	3						
85~89	1						
M	55.23	51.68	51.84	52.81	53.00	53.94	
σ	10.54	9.24	9.25	8.09	7.04	10.13	

Table 29. Correlation Matrix between Subtests and Achievement Tests

(N=191 ♂=103 ♀=88)

教科	下位検査												平均
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	
国語	0.517	0.753	0.279	0.619	0.745	0.567	0.542	0.576	0.602	0.642	0.727	0.741	
	0.367	0.659	0.098	0.490	0.649	0.425	0.397	0.438	0.469	0.518	0.626	0.643	0.482
	0.195	0.539	-0.088	0.335	0.527	0.261	0.229	0.274	0.310	0.367	0.498	0.520	
社会	0.538	0.674	0.293	0.641	0.719	0.525	0.554	0.625	0.595	0.616	0.721	0.649	
	0.392	0.559	0.114	0.517	0.615	0.378	0.411	0.497	0.460	0.486	0.618	0.527	0.465
	0.223	0.416	-0.072	0.366	0.485	0.207	0.243	0.343	0.301	0.330	0.488	0.379	
数学	0.539	0.689	0.357	0.609	0.823	0.585	0.619	0.644	0.698	0.709	0.733	0.672	
	0.394	0.578	0.183	0.477	0.753	0.448	0.490	0.521	0.588	0.603	0.633	0.556	0.519
	0.225	0.439	-0.001	0.320	0.659	0.286	0.335	0.372	0.452	0.470	0.507	0.412	
理科	0.581	0.627	0.393	0.633	0.706	0.504	0.532	0.651	0.585	0.616	0.676	0.587	
	0.443	0.499	0.224	0.507	0.599	0.352	0.385	0.529	0.448	0.486	0.560	0.451	0.457
	0.280	0.345	0.041	0.355	0.465	0.179	0.216	0.381	0.286	0.330	0.418	0.289	
英語	0.412	0.659	0.287	0.512	0.712	0.547	0.475	0.585	0.597	0.506	0.647	0.599	
	0.246	0.539	0.107	0.361	0.607	0.402	0.319	0.448	0.463	0.355	0.524	0.464	0.403
	0.064	0.393	-0.079	0.188	0.474	0.233	0.142	0.286	0.303	0.182	0.375	0.305	
平均	0.369	0.566	0.145	0.470	0.645	0.401	0.400	0.487	0.486	0.490	0.592	0.528	

太数字は信頼限界 (1% level)

$$r < 0.4 \quad \sigma_r = 0.0725 \quad 2.58 \quad \sigma_r = 0.187$$

$$r < 0.4 \quad \sigma_x = 0.0729 \quad 2.58 \quad \sigma_x = 0.188 \quad z = \frac{1}{2} \log_e \frac{1+r}{1-r}$$

まず各教科間の内部相関について見ると、第30表に示す如く英語と他教科間の相関がやや他に比して低いが、全般的に各相関は高い。我々の場合、標準検査を使用して採点も校外で

Table 30. Correlation Matrix between Achievement Tests

	国語	社会	数学	理科	英語
国語	0.717				
社会	0.681	0.759			
数学	0.774	0.731	0.753		
理科	0.685	0.683	0.787	0.717	
英語	0.418	0.644	0.642	0.662	0.589

なしたのであるから、ハローエフェクト等の条件は防がれているとすると、これらの結果は各教科に共通した比較的大きく働く基本的な能力を予想させる。発達的にはこの年齢は各能力が相当分化を示す時期であり、又日常観察から見ても各

教科の得手不得手が相当明らかな時期であるに拘らず、このように共通の因子が予想されることは、実際の指導面でも考えるべき問題を含んでいると思われる。即ちこの時期での得手、不得手というのは知的な能力によるよりもむしろ感情的好悪による問題ではなからうか。或いは被験者達が小学校から新しい教育として生活カリキュラムを中心として教育された結果、孤立した各教科間の溝を、その学習効果が埋め合せる方向に大きかつたとも批判される。また各検査が何れも同型式の文章に対する解答法をとっていることも或る程度影響しているかも知れない。

知能偏差値と各教科間の相関をみると、国語と数学が最も高いことは当然として、英語との間が低いことが、中学校に於いて学習が開始される教科であるだけに、種々問題が考えられる。

次に NX 9-15 検査の各下位検査と各学力テスト間の相関をみると、下位検査(3)の図形分割と各教科間を除いては全般的に 0.3~0.7 の相関係数を示し、殊に下位検査(2)文章完成、(5)四則計算、(11)反対語、(12)単語完成、等と各教科間の相関は高くなっている。そして各下位検査に対する相関のかかり方のタイプも各教科間に著しい差を見出せない。

今ここに考察を容易にするために、因子分析による factor matrix 及び京大 NX 知能検査研究報告に於ける仮説因子（文种的、理种的、推理中心）を併記したのが第31表である。

(3)の図形分割が他に比して特に相関が低いことは前に触れたが、これを如何に解決するかは別としても、空間因子とみられる第Ⅱ因子の負荷の高い各下位検査とは各教科とも比較的相関が低い傾向が見られる。これは空間因子といわれるものがやや特殊な因子であるためか、或いは各学力検査が何れも言語的理解を中心とした型式になつていたためかも知れない。このことは第Ⅰ因子（言語因子）の負荷の高い下位検査が主として各教科と相関が高くなつ

Table 31 Relations between Analyzed Factors and Hypothesized Factors
(NX9-15 factor matrix)

sbtest	analyzed factors					hypothesized factors	sbtest					
	(V)	(S)	(N)	(R)	(R)		国	社	数	理	英	
1	.62	-.01	.34	.17	.00	■					×	1
2	.78	.42	-.09	-.06	.12	★	⊙	△	△		△	2
3	.66	-.04	.43	-.03	.42	○	×	×	×	×	×	3
4	.61	.23	-.10	.20	.25	■		△		△		4
5	.76	.15	.09	.33	.10	○	⊙	⊙	⊙	△	⊙	5
6	.69	.21	.17	.09	-.22	★						6
7	.67	.15	.21	.12	-.16	■						7
8	.67	-.02	.33	.30	-.04	○			△	△		8
9	.60	.01	.07	.54	.17	○			△			9
10	.74	.25	.05	.01	.34	■	△		⊙			10
11	.79	.31	.10	-.12	.22	★	⊙	⊙	⊙	△	△	11
12	.74	.32	-.04	.04	.15	★	⊙	△	△			12
♂	-0.5	-.25	+1.0	+3.6	+1.5							
♀	+0.5	+2.5	-.10	-.36	-.15							

{ ⊙ $r > 0.6$
 { △ $0.6 > r > 0.5$
 { × $0.3 > r$

{ ■ Reasoning centered
 { ○ Science //
 { ★ Art //

ゴデックは負荷0.2以上 hypothesized factors

ていることとも考え合されるかもしれない。

なお第Ⅲ因子(数因子)の負荷の高いものは数学との相関が他に比してやや高い傾向を示しているのは当然かもしれない。

しかし、何れにしても以上のような結果からは各教科毎に著しい特質は見出されたとはいえないのはNX検査の特長である推理因子の強い影響かも知れない。

最後に仮説因子に於いて文科的、理科的と仮定された分け方に、いろいろ問題のあることをこれらの結果は示唆しているように思える。勿論「文科的」「理科的」という概念を言語的因子、或いは数的因子の負荷の多いものという立場から操作的に規定して見る場合は別として、学習指導の実践的な診断面からみる時、所謂社会で分けられている「文科的」に進むべきか、「理科的」に進むべきかの活用には再考を要すると考えられる。これには社会の常識概念や、又唯単に語学や社会科方面を文科的系統に、理数科方面を理科系統へと一義的に結びつける安易な考え方が、心理学的研究によつて改められ、より科学的概念へと進み、それらの研究結果がまた現場の臨床的経験によつて検証されつつ更に前進してゆかねばならないことは言をまたないことである。

以上の考察の如く、我々の結果は知能検査を学力指導に活用してゆくことが未だ如何に多

くの困難を残しているかを物語るといえる。診断用としてはもとより、更に知的能力と学習力との関係から「好ましい学習指導法」を考え出すことは安易な前途を予想させない。

しかし勘のみに頼っている指導法に比して、I.Q.による個人差を基礎とした指導は大きい前進であり、更にI.Q.のみに頼った指導に比して、因子的プロフィールから個人差をとらえて行くことはより前進であることは間違いのない事実である。少くともこの事実は我々に勇気を与えるものである。

文 献

- (1) Burt, C. : The factors of the mind ; an introduction to factor analysis in psychology. New York, Macmillan. xiv, 509. 1941.
- (2) Cattell, R. B. : Factor analysis ; an introduction and manual for the psychologist and social scientist. New York, Harper & Brothers. xiii, 566. 1936.
- (3) Guilford, J. P. : Psychometric method ; New York, McGraw-Hill. xvi, 566. 1936.
- (4) Guttman, L. : A new approach to factor analysis : the Radex. In Lazarsfeld, P. F.(ed) Mathematical thinking in the social sciences. 1954, Free Press, 444, 258-348
- (5) Holzinger, K. J. & Harman, H. H. : Factor analysis; a synthesis of factorial methods. Chicago, Univ. of Chicago Press. xii, 417. 1951.
- (6) Hotteling, H. : Analysis of a complex of statistical variables into principal components. J. Educ. Psychol., 1933. 24. 417-441.
- (7) Kelley, T. L. : Crossroad in the mind of man. Stanford Univ. Press. 1928.
- (8) Lawley, T. N. : The maximum likelihood method of estimating factor loadings. In Thomson, G. H. (10) 321-327.
- (9) Spearman, C.: The abilities of man, London, Macmillan. Appendix 1927
- (10) Thomson, G. H. : The factorial analysis of human ability, London, Univ. of London Press. xv. 383 1951.
- (11) Thurstone, L. L. : Multiple factor analysis ; A development and expansion of the vector of mind. Chicago, Univ. of Chicago Press. xix 535. 1950.
- (12) 苧阪良二 梅本堯夫: 京大 NX 知能検査報告, 1956. 牧野書房 1~16.

(1956年2月29日脱稿)