Table 5 育児語と幼児語の類似性と年齢段階との関係 (%)

		1:0~ 1:2	1:3~ 1:5	1:6~ 1:8	1:9~ 1:11
	標 本 数	18	39	92	132
(1)	A+B+C D+E+F+G	50.0 50.0	43.2 56.8	38.0 62.0	34.9 65.1
(2)	E+F ⁺ F ⁰	16.7 83.3	77.8 22.2	68.7 31.3	70.0 30.0
(3)	E+F ⁺ +F ⁰ G	66.7 33.3	85.7 14.3	84.2 15.8	58.1 41.9

3, $p > 0.50$ で有意ではないが, 1:0~1:2 と 1:9~1:11 との間には $\chi^2 = 4.65$, $df = 1$, $p < 0.05$ で有意差がある。) その(2)は「非合同」事例における汎用度の比較であり, (3)は同じ「非合同」事例における汎用事例数と非汎用事例数の比率間の比較であるが, (2)(3)いずれについても, 年齢段階との間に一義的な傾向は認められない。

結 論

この調査研究によって, いままで全く臆測の範囲をでなかった育児語の特性のいくつかは明らかになったとおもう。育児語はたんに幼児語の模倣でもなければ, 幼児語と独立の特殊記号群でもない。それは, 育児語の項目別の延頻度・語種・音象徴形式・重畳形式などにみるように, 幼児語と類似の性質をもつ半面, その汎用におい

て, 幼児語に対する命名的あるいは機能的概括学習の契機を作るとともに, 幼児語の「自然的」汎用傾向に対して, 先んじて専門語を与えることによって, 幼児の語彙の拡大化に寄与すると考えられる。1才児という狭い年齢範囲においてさえ, 育児語の汎用度は漸減しており, また幼児語との音声的類似度も減じる傾向が示されている。育児語は母親の意図の有無にかかわらず, 計画性と指導性ををもつような形で組織されている。育児語と幼児語との共通性は, 母子の対人関係に要求される限りにおいて存在し, このような共通の場こそ育児語の計画性と指導性が発揮されるために不可欠であると考えられる。

この調査を担当した京都女子大生の諸君と, 調査計画ならびにその実施に多くの便宜を与えられ, 示唆を与えられた生沢雅夫氏とに心からお礼申しあげる。

文 献

- 1) 金田一春彦(編) 日本語アクセント辞典, 東京三省堂, 昭 33 (1958).
- 2) Lewis, M. M. *Infant speech*. London: Kegan Paul, 1951.
- 3) Stern, W. *Die Kindersprache*. Leipzig: Barth, 1907.
- 4) 東条操(編) 全国方言辞典, 東京 東京堂, 昭 26 (1951).
- 5) 矢田部達郎 児童の言語, 東京 創元社, 昭 31 (1956).

——1960. 1. 14. 受稿——

音楽的表現の価値判断に関する因子分析的研究*

——慶応義塾大学 久 野 麗**——

I 序

芸術的なものの価値を判断する際には, その判断の基礎となるものに, 人により異なる幾つかの型が存在するのであろうか, または誰もが共通の一つの基礎をもとにして判断を行うのであろうか。そのいずれであるかについて, 以前から調べてみたいと思っていた。

従来, 美的価値を取扱ったものとしては, G.D. Birkhoff (1) の *Aesthetic Measure* が有名であるが, それは対象の持つ複雑さや秩序に関して一定の測度を設け,

* A Factorial Study of Aesthetics in Vocal Music.

** U. Kuno (Keio University).

その測度によって美的価値を表すのであり, 真に我々が美しいと思うものと, そこで美的価値が高いと計算されたものとは, 必ずしも一致しないように思われる。また, 被験者の判断を求めて同様な価値を取扱った研究もあるが, 極端に簡単な場合のみについての研究が多い。

一方, Pickford (4) の行った絵と音楽に関する因子分析を用いた研究は, 被験者の判断に基づく, 相当に複雑なものの芸術的価値の研究である。しかし, 彼の実験における判断者は普通の大学生であり, 彼等にとって2時間の間に16から18個の作品を, 8から10の側面から7点尺度で評価することは, 容易でないように思われる。彼は評価された側面間の相関をとって因子分析を行

い、2 個の因子を抽出している。しかし、そこに表わされた側面には、我々には判断の困難なもの、例えば宗教的感情の有無、などが含まれており、彼は、被験者がたやすく評価したと報告しているが、分析にかけられた評価に、どの程度の信頼性をおいてよいか、わからないように思われる。Eysenck(2) は美術一般を、肖像画、壺、刺繍、等 18 項目に分け、18 人の被験者に順位をつけさせ、その順位を分析して全項目に共通する一般因子が存在すると言っている。Seashore(5) は、音楽美の量的研究に関する指針を与えている。他にも、音楽における好みや能力の問題を扱ったものはあるが、音楽の表現上の価値を評価するのに幾種の類型があるかということについての研究は未だ見当たらない。

ごく常識的に「あの人は歌がうまい」と言い得るし、「A は B より歌がうまい」と比較もし得る。そのような意味において、表現の価値づけの基礎となる類型の分析が、この論文の目的である。ただし、この分析に際しては、比較的、高程度の価値を扱ったのである。すなわち、音程が明らかに狂う、拍子が乱れるというような、低い程度のテクニックの問題を含む場合には、当然、評価者の判断の間に一致が見られると思われるので、その段階を越えた人々を対象としたのである。

II 資 料

この報告に含まれるデータはすべて、毎日新聞社の御厚意により拝借した、その主催する音楽コンクールの音楽部門について、1957 年度（以下 I と記す）及び 1958 年度（以下 II と記す）の東京地区の一次予選および、全国二次予選の採点結果である。その採点方法は、1 人ずつ順にステージの上で受検者がピアノ伴奏により歌うアリア曲および歌曲一曲（選抜曲と自由曲とがあり、これは受検者により異なる）を、各審査員が聞き、前歴その他を考慮することなく、その 2 曲から各受検者を、予選に通過させるか否か 2 件法で回答するのである。なお、この 2 種類の回答の割合は定められていない。審査員は自分の良いと思う人だけを、他の事実にはわずらわされることなく通過させるように投票するのである。一次予選と二次予選の間隔は約 2 週間であった。一次予選の通過者が二次予選を受けるのであるが、一次予選は全国を 7 地区に分けて行い、その通過者をすべて合わせて東京で二次予選を行うため、ここでは両者をこみにしたデータを取扱ったのであるが、重複しているのは、ほんの数名にすぎず、その場合にも一次予選と二次予選では歌う曲が 2 曲とも異っている。音楽を分析の対象として選んだ理由は、部門別に見た場合、音楽が最も受検者が多く、データ I においては 71 人、データ II においては 66 人であったためである。審査員は日本では一流と認められている音楽家（音楽家または評論家）であり、受検者は音楽大学卒業程度の人々であるため、一応の技術を体得した人、すなわち、程度の低い誤ちを犯さない人を対象

にしていると見てさしつかえないと思われる。なお、このデータに関しては、これが楽壇への登竜門と云われているだけに、相当の信頼性をおいてもよいのではないかと思われる。実際に回答の得られたのは、データ I においては一次 21 名、二次 21 名の各審査員であったが、各々の場合の 2 名ずつは、他の時の審査に欠席したため、両方の審査に出席した 19 名のデータをまとめ、II においては一次 24 名、二次 21 名のうち、同じ理由から 19 名のデータをまとめて分析の対象にした。なお、このうち 15 名のみが I、II 共通の審査員である。以後の分析においては、審査員は I のデータでは数字、II のデータではアルファベットの一連番号をつけて示した。II のデータにおいて、アルファベットで示したのは、その分析を以前に行った I のデータの分析結果にわずらわされることなく行いたかったためであり、文字と審査員名とは何の関係も存在しない。ただし、I における 1, 2, 3, 6, 7, 8, 9, 10, 12, 13, 14, 15, 16, 17, 19 の審査員に対応するのは II における G, F, D, A, E, S, R, Q, I, L, J, H, P, N, B である。なお、I, II を合わせた結果の分析においては、I に対応する数字をもって表わした。

III 分析 方法

分析は常に審査員間の関係についてである。まず各年度別に分析を行った。各審査員 (i または j) の通過させると回答した受検者の人数 (N_i または N_j) および、2 人の審査員 (i および j) の共通に通過させると回答した人数 N_{ij} はデータから求めることができ、これら 3 個の数を求めれば、全受検者数 N は既知であるため審査員 i と j との回答に関する 2×2 分割表のすべての要素を充たすことができ、四分相関係数を計算することが可能である。ここでは Jenkins の方法(3)を用いて計算を行った。この相関行列から重心法により、順次に第 3 因子まで因子を抽出したところ、Table 1 に示すような結果が求められた。ここで第 3 因子まで抽出したのには、それ程大きな意味はない。強いて言えば I において各因子における負荷量を、その前後に抽出した因子への負荷量と比較してみると、 $\sum_j a_{1j}^2 = 8.8432$, $\sum_j a_{2j}^2 = 1.5734$, $\sum_j a_{3j}^2 = 1.5117$, $\sum_j a_{4j}^2 = 1.0329$, $\sum_j a_{5j}^2 = 0.8067$ となり、第 1 因子と第 2 因子との間の差を除けば、第 3 因子と第 4 因子との間に、その前後に比べ、こころもち大きな差の認められるためである。これを廻転してみると、I の場合には参照軸を Table 2 に示した関係に定めた時、因子負荷量は、Table 3 に示したごとくになり、一応、三つの型に分離できるように見える。しかし、II の場合においては、どのように軸を廻転しても簡単な構造に分離することは、不可能であった。

この事実に関して 2 種の考え方が可能である。

[1] 実際の判断には三つの型があり、I ではそれが

Table 1 Centroid factor matrix.

data I (1957)				data II (1958)			
Exam- iner	F ₁	F ₂	F ₃	Exam- iner	F ₁	F ₂	F ₃
1	.817	.162	.190	A	.689	-.115	.163
2	.850	-.182	-.295	B	.608	-.405	.270
3	.774	-.161	.207	C	.639	.519	-.554
4	.858	.181	-.033	D	.691	.469	.087
5	.706	-.433	-.214	E	.764	.226	-.282
6	.750	-.213	.305	F	.822	-.198	-.322
7	.829	.335	-.026	G	.760	-.201	-.155
8	.744	.233	-.217	H	.754	-.254	.115
9	.824	-.122	.394	I	.446	.314	.250
10	.624	.367	.053	J	.571	-.121	-.187
11	.610	.223	.266	K	.638	-.233	.137
12	.556	-.348	.504	L	.625	-.360	.445
13	.502	.501	-.440	M	.659	-.358	-.397
14	.646	-.394	-.328	N	.608	.322	.568
15	.759	-.125	.170	O	.500	-.237	.234
16	.572	-.212	-.252	P	.668	-.132	-.286
17	.462	-.366	-.516	Q	.686	.272	-.222
18	.690	.203	.112	R	.558	.382	-.099
19	.548	.306	.116	S	.646	.190	.195

Table 2 Intercorrelation of reference axes of data I.

factors	F ₁	F ₂	F ₃
F ₁	1.000		
F ₂	-.349	1.000	
F ₃	-.341	-.418	1.000

現れたのであるが、IIでは誤差が大きく、はっきり現れなかった。

[2] 実際の判断は一つの基礎の上になされているのであるが、Iのデータにおいては、たまたま判断に偏りが見られたのであり、ここでの分離は表面上のものにすぎず、誤差の範囲を出ない。

これら二つの仮説のいずれを取るべきであるかを決定するために、次にIおよびIIの双方に出席した15名のみについて、その2回の審査の結果を合わせ、改めて N_{ij} を求め、相関係数を求めて計算を行いなおしてみた。その結果、もしも[1]の仮説が正しいならば、Iと同じ分離が可能であろう。一方、もしも[2]の仮説が正しいならば、分離できないかあるいはIとは異なるでたれな分離のし方をするであろうと思われる。

実際に第3因子まで、前と同じ重心法により抽出した結果をTable 4に示した。この結果について適当な廻

Table 3 Rotated oblique factor matrix of data I.

Examinees	F ₁	F ₂	F ₃
1	.568	-.046	.245
2	.261	.540	-.039
3	.101	.114	.397
4	.587	.128	.049
5	-.036	.586	.114
6	.149	.062	.494
7	.707	.027	-.021
8	.573	.215	-.164
9	.077	-.136	.479
10	.618	-.098	.003
11	.470	-.159	.252
12	-.076	-.060	.694
13	.710	.079	-.515
14	-.022	.639	-.015
15	.147	.121	.338
16	.100	.456	-.087
17	-.015	.726	-.213
18	.501	-.039	.136
19	.524	-.052	.072

Table 4 Centroid factor matrix of the whole data.

Examiner	F ₁	F ₂	F ₃
1	.808	-.296	-.299
2	.863	.323	.270
3	.745	-.286	.196
6	.699	-.064	.105
7	.735	-.362	.310
8	.744	.246	.061
9	.475	-.357	-.141
10	.670	-.376	.253
12	.500	.066	-.286
13	.543	.272	.216
14	.579	.241	.091
15	.754	.254	-.125
16	.576	.193	-.280
17	.543	.288	.101
19	.577	-.143	-.314

転を行ってみると、参照軸をTable 5に示した関係に定めた時、各因子への負荷量はTable 6に示したごとくになり、もしも或る因子に対して0.325以上の負荷量を持つベクトルを、その因子に対する負荷量の大きいものとするなら、12を除いたすべてのベクトルは確かに

Table 5 Intercorrelation of reference axes of the whole data.

Factors	F ₁	F ₂	F ₃
F ₁	1.000		
F ₂	-.555	1.000	
F ₃	-.254	-.387	1.000

Table 6 Rotated oblique factor matrix of the whole data.

Examiners	F ₁	F ₂	F ₃
1	.634	.061	.128
2	-.146	.649	.246
3	.313	.044	.464
6	.189	.328	.265
7	.298	-.029	.596
8	.001	.527	.077
9	.488	-.128	.165
10	.324	-.068	.542
12	.248	.256	-.169
13	-.174	.471	.152
14	-.062	.357	.071
15	.079	.541	-.079
16	.195	.412	-.214
17	-.113	.486	.047
19	.417	-.106	-.068

いずれか一つの因子のみに大きな負荷を持ち、それらを三つの群に分離するのは可能である。しかしここに示された分離は、Table 3 に示した分離とは全く異なるものであり、一方は、他方の結果をランダムな3群に分離しなおしたとも言い得る程である。そこで、この場合には第2の仮説が当てはまり、少なくとも3群へ分離するのは妥当でないことが認められた。

更に、各審査員の判断が順次に抽出した各因子にどの程度の負荷を持っているかを調べるため、因子ごとに各審査員の負荷量の平方平均の根、 a_1, a_2, a_3 、ただし

$$a_l = \left\{ \frac{1}{n} \left(\sum_{j=1}^n a_{jl}^2 \right) \right\}^{1/2} \quad (1)$$

(ただし n は審査員数、 j は審査員、 l は因子を示す。 $l=1, 2, 3$)

を求めてみると、Table 7 に示したごとく、いずれの分析においても第1因子に平均 0.65 以上の負荷を持っている。また、第2因子以後の因子への負荷は急激に減少し、第2因子への負荷の平均は第1因子へのその 1/5 以下になり、第2因子以後は、あまり負荷の平均値が変化しない(実際に、データ I については第5因子まで抽出して調べてみたが、第5因子においても、その負荷の

Table 7 Mean squares of loadings culculated by the equation. (1)

Mean squares of loadings	data I	data II	whole data
a_1	.682	.656	.664
a_2	.288	.300	.194
a_3	.282	.296	.216

Table 8 Average communalities when one or two or three factors are adopted.

Av. communalities	data I	data II	whole data
$\bar{h}_1^2$	.465	.429	.441
$\bar{h}_2^2$	.548	.520	.513
$\bar{h}_3^2$	.628	.608	.560

平均値は第2因子のその 50% 以上である)。一方、これを h^2 になおして考えてみる。第 m 因子までを採択した時の h^2 の平均値を $\bar{h}_m^2$ と記せば、各データにおける $\bar{h}_1^2, \bar{h}_2^2, \bar{h}_3^2$ は Table 8 に示したごとくになり、採択する因子の数を増しても、それ程 h^2 は増大せず、 $\bar{h}_2^2$ 、すなわち第2因子まで採択した場合の h^2 の平均値は、いずれのデータにおいても $\bar{h}_1^2$ の 122% を越えず $\bar{h}_3^2$ でさえも $\bar{h}_1^2$ の 143% を越えることはなかった。これらの事実からも、審査員の判断は第1因子のみに基づくものであり、第2因子以後は特殊因子および誤差であると云い得ると思われる。

本来、一つの共通因子しか存在しないならば、各審査員のそれに対する負荷の大きさには、2回の審査結果に関して一致が見られなければならない。ここに述べた分析は前にも述べたように、すべて重心法によって行われたため、第1因子負荷量が最大にとられているわけではないが、データ I と II に共通な 15 名の審査員について I および II における第1因子への負荷量の間の相関係数を求めてみると 0.87 となり、非常に高い相関が見られた。それ故、このような価値の審査の基準には唯一つの共通因子のみが存在することを認めざるを得ないように思われる。

IV 要 約

音楽の表現に関する価値を規定する際に、特に声楽に関して、その基礎として幾つの類型が存在するかを因子分析法により調べてみた。すなわち、毎日新聞社主催の音楽コンクール 声楽部門について、1957 年度および 1958 年度の東京地方一次予選および全国二次予選の、各受検者を通過させるか否か 2 件法によるデータから、各年度毎および両年度を合わせて、各々、審査員間の 4 分相関係数を求め、重心法により因子分析を行った。先ず第3因子まで抽出し、廻転を行ったのであるが、その

結果 1957 年度のデータおよび兩年度合わせたデータでは審査員を 3 群に分離することが可能であったが、1958 年度のデータでは 3 群への分離すら不可能であった。更に、3 群へ分離できた二つのデータを比較してみると、一応の分離ができたとは言いながら、その内容は全くでたらめであり、一方で 3 群に分けたものをさらにランダムに 3 群に分けなおしたものであるとさえ言い得る程であった。そこで、廻転前の因子行列について各因子への負荷量の平均値を調べてみると、どのデータにおいても第 1 因子への負荷量は他の因子への負荷量の 5 倍以上であり、 h^2 になおして考えてみても、採択する因子の数を増すことによる h^2 の増大は、あまり大きくないことが分った。更に 1957 年度および 1958 年度のデータの第 1 因子への負荷量の間の相関係数を求めてみると 0.87 という大きな値になり、二つの独立に得られたデータから独立に抽出された第 1 因子は、ほぼ同じ内容のものを示していると見てもさしつかえないように思われる。

以上に述べた諸事実から、声楽における表現の価値を評価する際に、その基礎として唯一つの因子のみが存在すると考えることは妥当であると思われる。

拙筆に際して御親切な御指導を賜った印東太郎助教授および、この分析の基となったデータを快く見せて下さった毎日新聞社事業部の田坂昭氏に深く感謝の意を表したいと思う。

文 献

- 1) Birkhoff, G.D. *Aesthetic measure*. Cambridge, Mass: Harvard Univ. Press, 1933.
- 2) Eysenck, H.J. The general factor in aesthetic judgement. *Brit. J. Psychol.*, 1940, **31**, 94—102.
- 3) Jenkins, W.L. An improved method for tetrachoric correlation coefficient. *Psychometrika*, 1955, **20**, 253—258.
- 4) Pickford, R.W. "Aesthetic" and "technical" factors in aesthetic appreciation. *Brit. J. Psychol.*, 1947, **38**, 135—141.
- 5) Seashore, C.E. A base for the approach to quantitative studies in the aesthetics of music. *Amer. J. Psychol.*, 1927, **39**, 141—144.
——1960. 4. 11. 受稿——

精薄児のための WISC 知能診断検査短縮版*

——広島大学 上 里 一 郎**——

問 題

Wechsler が作成した Wechsler Bellevue Intelligence Scale, WISC, WAIS などの知能診断検査はそれらのもつ独特の知能観、知能指数の概念および高いその診断的価値などから臨床心理学のあらゆる領域で広汎に使用されている。ところが児童相談所、少年鑑別所、精神科外来などではいろいろの理由から短時間に多くのケースの処理を要求され、一人一人に個別診断検査を行うことがむづかしく、またさしあたりクライアントの知的レベルを知るだけでよいケースもあり、手早くしかも正確に知能を測定する手法が求められている。

Rabin(8), Cotzin(3), Herring(4), Hilden(5), Patterson(7) などによる Wechsler 形式の知能検査の短縮版の研究は多数を短時間で検査するために一つのテクニックを提示したものである。最近、この短縮版は実際的な立場に立脚した臨床心理学者の武器の一つとして普遍

化されている。

WISC 知能診断検査の短縮版についてはまだ Carleton(1), Yalowitz(9) らの研究が発表されているにすぎず研究は緒についたばかりである。したがって短縮版を構成するサブテストの選択方法、サンプル集団の量と質、結果の処理方法などに問題点を多く残している。短縮版の作成に際して、サンプリングが常に問題となる。常識的には原検査の標準化のサンプルにもとづき作成することが望ましいことである。しかし、これをそのまま特殊な臨床群に適用することはできない。

この論文では短縮版の作成のための基礎データはそれを適用しようとする臨床群のものでなければならない。これにもとづいて作成されることがその知能を客観的に正確に測定するための条件であるとの立場から、精神薄弱という知的同質群を対象としてこれに適用される短縮版の作成を企図したものである。また、今までの研究ではあまり重視されていないサブテスト選択の理論的根拠を因子分析法による因子構造に求め、テストバッテリー構成の理論づけを行なった。

* A Short Form of WISC Applicable to Mentally Retarded Children.

** Ichiro Agari (Hiroshima University).