要因が二つある場合の因子の分散分析の いくつかの表現の比較 ——音楽と感情の関係の分析——

尾崎幸謙 豊田秀樹 早稲田大学

Comparison of several expressions of two-way ANOVA for a latent factor: Analysis of the relation between music and mood

Koken Ozaki and Hideki Toyoda (Waseda University)

The purpose of this research is to provide a two-way analysis of variance (ANOVA) model for a latent factor. Typical psychological studies measure mental states with questionnaires and analyze the variance of the measures into the portions attributable to various sources. This type of research, when conducted under regular ANOVA designs, uses total score as the dependent measures. However, this method is based on the unrealistic presumption that every item on the questionnaire has the same factor loading on the attribute being measured. In this research, we incorporated factor analysis model, and used a latent factor instead of total score as the dependent measure, thereby applying ANOVA under a more realistic assumption. Structural Equation Modeling (SEM) was used to express statistical models. This paper also examined a relation between music and mood, which is a quite popular area of research in psychology of music. To study the possible effects of tonality and key-signature on mood, music was chosen to represent tonality and key-signature conditions.

Key words: analysis of variance, factor analysis, structural equation modeling, psychology of music.

The Japanese Journal of Psychology
2005, Vol. 76, No. 2, pp. 97-104

分散分析法は単一の特性値の平均値が、実験参加者群や実験要因によって影響を受けるか否かを調べる分析手法であるが、心理学の研究分野では、しばしば複数の項目が単一の特性から影響を受けていると考えられるデータを分析する必要が生じる。典型的な例としては、質問紙形式による心理検査において単一の心理特性を多数の質問項目で測定する場合を挙げることができる。従来、このような形式のデータを分散分析するには、以下のような二つの処理を行うことが一般的であった。

第1の方法は、質問紙で測定されたそれぞれの項目の和得点を特性値と見なして分散分析する方法である。実用的には便利な方法であるが、単純な和を分析するという方法は、各項目が当該の心理特性に同等に貢献している（全項目の因子パターンが等しい）という相当に強い仮定を置いていることになる。複数の項目

はそれぞれ異なった影響を特性値から受けていると考えるのが自然である。第2に、因子数1の因子分析をして、各実験参加者の因子得点の予測値を分散分析する方法がある。しかし、この方法は因子パターンを推定する際と因子得点を推定する際に推定誤差が加わり、更に分散分析の際にも誤差が加わる。合計して3回の誤差の評価を行う際に誤差が累積してしまう。ここでの誤差は母数推定における誤差関数の評価の際に生じる。母数推定では誤差関数の最適化を行うが、誤差関数は0とはならない。このために誤差が生じる。したがって、分析を繰り返せばそれだけ誤差は累積することになる¹。

上述の二つの方法の欠点を同時に回避する方法として、Sörbom (1974) を嚆矢とする因子の分散分析法を挙げることができる（解説は豊田 (2000), 第3章が詳しい）。この方法は、因子分析と分散分析を同時

Correspondence concerning this article should be sent to: Koken Ozaki, Graduate School of Letters, Arts and Sciences, Waseda University, Toyama, Shinjuku-ku, Tokyo 162-8644, Japan (e-mail: kouken@fuji.waseda.jp)

¹ 豊田 (2000, p. 30) では因子得点を用いた2次因子分析に関して、因子分析を2回繰り返すことは、誤差関数を2回評価することであり、誤差が累積して正確な推定量にはならないとして、共分散構造分析による2次因子分析を勧めている。

に行うことによって、上記の二つの方法の共通の欠点である 2 段階の手続きを回避する。因子の分散分析は、複数の項目が単一の特性から影響を受けていると考えられるデータを分析するのに有望である。しかし上記の論文で扱っているモデルは 1 要因の分散分析モデルであり、2 要因のモデルの性質は必ずしも明らかにされていない。多母集団解析を 2 回実行することによって、2 要因の主効果（因子平均の違い）を検討することも可能であるが、交互作用を検討できないという問題点もある。本論文では共分散構造モデルの表現を利用して交互作用も検討可能な実験参加者間 2 要因の因子の分散分析モデルを 3 通りに表現し、分析結果を比較することによってモデルの特徴を調べる。また、論文中には触れないが、本論文の方法は 3 要因以上の分散分析へ容易に拡張可能である。

方 法

研究対象：音楽心理学に関して

これまで音楽心理学では、主として音楽の聴取における認知的メカニズムの解明に力が注がれていた。しかし近年では音楽と感情の関係の研究が盛んである。これは音楽心理学における新たな柱であり、両者は研究目的以外にも大きな相違点がある。認知的メカニズムの解明で用いられている実験材料は音楽というよりは音であるのに対して、音楽と感情の関係の研究では実際の音楽が使用されていることである。この観点からは前者はより実験室的研究、後者はより現実場面に近い研究であると言える。後者の研究が台頭してきた理由としては実社会のニーズ、すなわち直接的に役立つ研究であることが挙げられる。例えばバックグラウンドミュージックによって就業中の従業員のモチベーションを保つことや、CM で流れる音楽の効果的な選曲など有益な知見を得ることができる。

音楽と感情の関係を調べた谷口（1998）では、音楽作品 90 曲について、寺崎・岸本・古賀（1991）による多面的感情状態尺度（Multiple Mood Scale：以下 MMS とする）で音楽聴取後の感情状態を測定している。これによって 90 曲それぞれが聴取後にどのような感情を生起させるものなのかが明らかにされている。これに対して本実験は感情を生起させる要因の効果を調べる。具体的には、選曲において“調性”（長調、短調の 2 水準）と“調号”（#一つ、#・♭なし、♭一つ、の 3 水準）の観点から要因統制を行い、感情との関係を調べる。実験は音楽作品の特性として“調性”と“調号”を要因とし、谷口（1998）と同じように MMS を用いて感情状態を測定した。感情状態は音楽聴取後だけでなく、聴取前にも測定した。聴取後と聴取前の差得点を分析することにより、検定結果が有意であったときに音楽を聴取したことの影響であるこ

とがより強く主張できる。分析は MMS の下位尺度（気分）ごとに行った。

実験材料

実験材料はヴィヴァルディ作曲“ヴァイオリン・ソナタ集（op-2）”の中の 6 曲である。具体的にはハ長調：op2-6 RV1 ジーグ、イ短調：op2-12 RV32 アルマンド、ト長調：op2-8 RV23 クーラント、ホ短調：op2-9 RV16 カプリッチョ、ヘ長調：op2-4 RV20 アルマンド、ニ短調：op2-3 RV14 ジーグである。6 曲はすべてパーソナル・コンピュータで作成したものを MD に録音し、実験に使用した。

選 曲

選曲には以下の五つの事項に注意した。

調は何を扱うのか 長調・短調にも、それぞれ近親調と遠隔調の曲がある。独立変数として調性に注目するので、これらは統制する。使う曲の調の遠近関係を統制しないと調同士の相互関係が感情に微妙な影響を与えるためである。そこで、中心となる調とその平行調、および中心調の属調とその平行調、下屬調とその平行調を選択した。具体的にはハ長調・ト長調・ヘ長調・イ短調・ホ短調・ニ短調とした。

音楽史での年代・音楽形式 音楽は作曲された時代・音楽形式によって雰囲気異なる。そこでバロック時代の作曲家ヴィヴァルディの作品から選曲を行うことで時代と音楽形式の統制を行った。時代ごとの調性感については、バロック時代と古典派時代の旋律は、ロマン派の旋律より大きな調的強さをもつ、という主張がある（Radocy & Boyle, 1979 徳丸・藤田・北川訳, 1985）。よってバロック時代の作曲家を選択したことは調性による感情状態の違いをみる本研究の目的に合致している。ただし、ヴィヴァルディの時代の調には、今日のような平均律は用いられていなかった。したがって、調性と調号は厳密には直交しない。

テンポ テンポが速ければ興奮し、遅ければ落ち着くであろう。そこでテンポの統制が必要であった。しかし、曲には大まかな速度指定があり、すべての曲のテンポを統制してしまうと、統制したテンポに合わない曲がでてくる。このため、テンポの統制は曲の特徴を損なわないと著者が判断した範囲で行い、完全には一致させなかった。実験に協力してもらわなかった 2 名に、6 曲の中で相対的にテンポが速く感じる曲はあるか否かを報告してもらった結果、6 曲の中でテンポが速く感じる曲はないとの言語報告を得たので、曲を奇異に感じない範囲でテンポの統制を行い得たと判断される。

楽器構成 楽器構成が異なれば作品の雰囲気も異なる。そこで、ヴァイオリンの旋律にチェンバロの通奏低音という構成の曲に統制した。

転調 異なる調をもつ曲どうしの比較なので、転調する曲は選曲していない。

実験参加者

大学生計 60 人で男女とも 30 人ずつであった。実験参加者間実験であり、各実験参加者は 6 曲のうちのいずれかを聴取した。このとき男女で実験参加者配置に偏りが生じないように、1 曲につき男女とも 5 人を割り当てた。

手続き

実験参加者は曲の聴取前と後に質問紙 MMS に回答した。曲の聴取には MD ラジカセを用いた。MMS は八つの下位尺度（気分）から構成されており、それぞれ“不安・抑鬱”・“倦怠”・“非活動的快”・“集中”・“敵意”・“活動的快”・“親和”・“驚愕”である。なお、本実験では実験参加者の疲労に考慮して MMS は短縮版（40 項目）を用いた。したがって、各下位尺度は 5 項目ずつで構成されている。

分 析

2 要因の分散分析

本実験のようなデータに対して、これまで用いられてきた通常の分散分析は各気分ごとに実験参加者間 2 要因で交互作用のあるモデルを当てはめるものであった。後述するモデルとの比較のため、まず通常の分散分析で分析を行った。特性値は MMS を構成する各項目の音楽聴取後の得点から聴取前の得点を引いたものの和得点である。

因子得点を用いた分散分析

和得点の代わりに因子得点の予測値に 2 要因の分散分析を行った。因子パタンの推定方法は最尤法であった。2 要因の分散分析とは因子得点を用いているという観点から比較の対象とした。また、因子の分散分析モデルとは誤差の評価が 2 回であるという観点から比較の対象とした。観測変数は、各項目の音楽聴取後と聴取前の差得点である。

線形制約を用いた分析

豊田（2000, p. 52）では観測変数に対する 2 要因の分散分析を行っている。しかし、ここでは各気分を構成概念と捉え、構成概念に対する 2 要因の分散分析モデルを記述する。観測変数は、各項目の音楽聴取後と聴取前の差得点である。構造方程式は以下のとおり。

$$\begin{bmatrix} x_1 \\ f_2 \\ x_3 \\ x_4 \\ f_5 \\ x_6 \\ x_7 \\ f_8 \\ f_9 \\ f_{10} \\ f_{11} \\ f \\ x_a \\ x_b \\ x_c \\ x_d \\ x_e \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{x}_1 \\ 1 \\ \bar{x}_3 \\ \bar{x}_4 \\ 1 \\ \bar{x}_6 \\ \bar{x}_7 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 1 \\ \mu \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} K \\ a \\ A \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_1 \\ f_2 \\ x_3 \\ x_4 \\ f_5 \\ x_6 \\ x_7 \\ f_8 \\ f_9 \\ f_{10} \\ f_{11} \\ f \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} x_1 - \bar{x}_1 \\ 0 \\ x_3 - \bar{x}_3 \\ x_4 - \bar{x}_4 \\ 0 \\ x_6 - \bar{x}_6 \\ x_7 - \bar{x}_7 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ d \\ e_1 \\ e_2 \\ e_3 \\ e_4 \\ e_5 \end{bmatrix} \quad (1)$$

式(1)の左辺の x_1 から f_{11} は水準と交互作用を表現している。SEM の分野では、 x_i は観測変数を、 f_i は潜在変数をそれぞれ表現している。 x_1 と f_2 は調性を表わしており、 x_1 が長調、 f_2 が短調である。 x_3, x_4, f_5 は調性調号を表わしており、 x_3 が#一つ、 x_4 が#・♭なし、 f_5 が♭一つである。 x_6 から f_{11} までは交互作用を指している。しかし、 x_1 から f_{11} までのすべてを観測変数として扱うと線形従属の関係を持ってしまうので、線形独立な関係となるように一部を便宜的な潜在変数 f_i としなければならない。

f は特性値を表現している。通常の分散分析ではこの部分が y であり、和得点となっている。しかし因子分析を導入した本方法では構成概念であり、 f で表現する。

x_a から x_e は因子としての特性値 f を測定する観測変数である。本実験では MMS の各下位尺度を構成する 5 項目を示している。

式(1)の右辺第 1 項は左辺の平均ベクトルである。式(1)の右辺第 2 項で、 K は 11×12 の計画行列である。

$$K = \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ -1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & -1 & -1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & -1 & -1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & -1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & -1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ -1 & 0 & -1 & -1 & 0 & 1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} \quad (2)$$

・ $\mathbf{a}$ のサイズは 1×12 であり、水準と交互作用の効果ベクトルである。調性水準を $a_i (i=1, 2)$ 、調号水準を $b_j (j=1, 2, 3)$ とすると式(3)のように表現することができる。ここで $(ab)_{ij}$ の項は交互作用である。

$$\mathbf{a} = [a_1 \ a_2 \ b_1 \ b_2 \ b_3 \ (ab)_{11} \ (ab)_{12} \ (ab)_{13} \ (ab)_{21} \ (ab)_{22} \ (ab)_{23} \ 0]$$

$\mathbf{A}$ は 5×12 の因子パターン行列である。 $\mathbf{A}$ の 12 列目の a_a から a_e は因子パターンである。通常の分散分析と異なる点は a_a から a_e がすべて同じでないことである。

$$\mathbf{A} = \begin{bmatrix} a_1 \\ a_2 \\ a_3 \\ a_4 \\ a_5 \end{bmatrix} \quad (4)$$

式(1)の右辺第3項は誤差ベクトルである。以上のモデルにはパラメタ間に通常の2要因分散分析と同一の線形制約を入れる必要があり、この分析はそれが可能な SAS の CALIS を用いて計算した。

ファントム変数を用いた分析

線形制約の代わりにファントム変数という概念を用いることもできる。ファントム変数とは、それ自体を測定している観測変数を持たない潜在変数である。ファントム変数は Rindskopf (1984) によれば SEM で制約を記述するときに有効である。

ファントム変数を用いて分散分析モデルを記述するための基本的な考え方を Figure 1 を参照しながら説明する。 y は特性値であり、要因の1水準目 x_1 と2水準目 fx_2 から影響を受けている。2水準目は1水準目と線形従属の関係にあるので、 fx_2 と記述する。 x_1 から y への影響を a とすると、 fx_2 からの影響は $-a$ でなくてはならない。このとき、 fx_2 と y の間にファントム変数を導入し、 fx_2 からファントム変数への影響を -1 、ファントム変数から y への影響を a とすることで線形制約を記述できる。なお、ここでファントム

Figure 1. 分散分析のパス図。

ム変数に付随する誤差は平均0、分散0である。ファントム変数による分析は構造方程式が同じという理由で前節で述べた線形制約のモデルと同じ結果が得られることが期待される。ここでは Mplus (Muthén & Muthén, 1998) を用いて分析を行った。

多母集団モデルによる解析

主効果や交互作用を表現する方法としてダミー変数を使わずに多母集団モデルを用いる方法がある。ここでの母集団とは水準の組み合わせによるセルで（ここでは $6 (= 2 \times 3)$ 母集団）ある。構造方程式は式(5)である。

$$\begin{bmatrix} f_2^{(g)} \\ f_3^{(g)} \\ f_4^{(g)} \\ f_1^{(g)} \\ x_a^{(g)} \\ x_b^{(g)} \\ x_c^{(g)} \\ x_d^{(g)} \\ x_e^{(g)} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 \\ 1 \\ 1 \\ \mu \\ \mu_a \\ \mu_b \\ \mu_c \\ \mu_d \\ \mu_e \end{bmatrix} + \mathbf{B} \begin{bmatrix} f_2^{(g)} \\ f_3^{(g)} \\ f_4^{(g)} \\ f_1^{(g)} \\ x_a^{(g)} \\ x_b^{(g)} \\ x_c^{(g)} \\ x_d^{(g)} \\ x_e^{(g)} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \\ d_1^{(g)} \\ e_a^{(g)} \\ e_b^{(g)} \\ e_c^{(g)} \\ e_d^{(g)} \\ e_e^{(g)} \end{bmatrix} \quad (5)$$

添字の (g) は母集団を表現している。 $f_2^{(g)}$ は調性水準、 $f_3^{(g)}$ は調号水準、 $f_4^{(g)}$ は交互作用を表現している。 $f_2^{(g)}$ から $f_4^{(g)}$ は母集団 (g) によって何を表わしているのか異なる。 $f_2^{(g)}$ は一つ目から三つ目の母集団が長調であり、四つ目から六つ目の母集団が短調である。 $f_3^{(g)}$ は一つ目と四つ目の母集団が#一つ、二つ目と五つ目の母集団が#・なし、三つ目と六つ目の母集団が♭一つの各水準を表現している。 $f_4^{(g)}$ は $f_2^{(g)}$ と $f_3^{(g)}$ の各水準間の交互作用である。 $f_1^{(g)}$ は因子としての特性値であり、音楽聴取後と聴取前の差得点である $x_a^{(g)}$ から $x_e^{(g)}$ に影響を与えている。

式(5)の右辺第1項は左辺の平均ベクトルである。 μ_a から μ_e は母集団間で等値となっている。第2項は水準の効果と因子パターンを表現する行列であり、式(6)のようになっている。式(5)の右辺第3項は誤差ベクトルである。

$$\mathbf{B} = \begin{bmatrix} \mathbf{O}_{3 \times 3} & \mathbf{O}_{3 \times 6} \\ \alpha_2^{(g)} & \alpha_3^{(g)} & \alpha_4^{(g)} & \mathbf{O}_{1 \times 6} \\ & a_a & & \\ & a_b & & \\ \mathbf{O}_{5 \times 3} & a_c & \mathbf{O}_{5 \times 5} & \\ & a_d & & \\ & a_e & & \end{bmatrix} \quad (6)$$

式(6)で、 $\alpha_2^{(g)}$ は調性水準の効果、 $\alpha_3^{(g)}$ は調号水準の効果、 $\alpha_4^{(g)}$ は交互作用の効果である。これらには、母集団を表現する (g) 間に、式(1)のモデルと同じ線形制約が導入されている。 a_a から a_e は因子パターンである。ここでは添字 (g) が付かずに母集団間

Table 1
“抑鬱・不安”の結果

	長調	#	なし	♭	長調#	長調なし	長調♭	x_a	x_b	x_c	x_d	x_e	RMSEA
分散分析： P 値	.001**	.729	.729	.729	.362	.362	.362						
因子得点： P 値	.003**	.311	.311	.311	.384	.384	.384						
線形制約：係数	-.106	.061	.071	-.010	.001	.017	-.018	.400	.757	.562	.559	.509	.131
P 値	.019*	.200	.148	.818	.984	.696	.682						
多母集団：係数	-.101	-.063	.075	-.012	.003	.018	-.021						.160
P 値	.017*	.226	.219	.820	.952	.719	.689						

* $p < .05$, ** $P < .01$.Table 2
“非活動的快”の結果

	長調	#	なし	♭	長調#	長調なし	長調♭	x_a	x_b	x_c	x_d	x_e	RMSEA
分散分析： P 値	.001**	.450	.450	.450	.067	.067	.067						
因子得点： P 値	.001**	.361	.361	.361	.223	.223	.223						
線形制約：係数	.368	.030	.151	-.181	.125	-.217	.092	.552	.540	.632	.523	.569	.090
P 値	.002**	.772	.152	.092	.230	.049*	.368						
多母集団：係数	.365	.033	.147	-.180	.126	-.222	.095						.131
P 値	.002*	.764	.200	.126	.267	.065	.395						

* $p < .05$, ** $p < .01$.Table 3
“活動的快”の結果

	長調	#	なし	♭	長調#	長調なし	長調♭	x_a	x_b	x_c	x_d	x_e	RMSEA
分散分析： P 値	.055	.068	.068	.068	.418	.418	.418						
因子得点： P 値	.013*	.078	.078	.078	.970	.970	.970						
線形制約：係数	.124	.151	-.102	-.048	-.002	.016	-.014	.405	.057	.731	.823	.515	.133
P 値	.036*	.058	.144	.448	.976	.794	.818						
多母集団：係数	.131	.158	-.112	-.046	.001	.018	-.019						.126
P 値	.047*	.073	.168	.535	.968	.803	.795						

* $p < .05$.

で等値の制約が入れている。このモデルを表現するためにはEQS (Bentler, 1995)を用いた。本論文の多母集団モデルでは、因子の意味を母集団間で同一にするために因子パターンには等値制約が課されているが、母集団間で誤差分散と因子の分散に等値制約を課すか否かは分析者の任意である。線形制約モデルは単一の母集団を仮定しているために、誤差分散と因子の分散に対する等値制約は自動的に課されている。したがって、多母集団モデルにおいて、誤差分散と因子の分散に等値制約を課したモデルは線形制約モデルやファントム変数モデルと同等の平均・共分散構造が得ら

れ、解が近いことが予想される。

結 果

各モデルの分析結果を気分ごとにそれぞれ Table 1 から Table 5 まで示した。すべての Table において、多母集団モデルでは母集団間に誤差分散と因子の分散の等値制約が課されている。下位尺度は八つあるが、そのうち“集中”・“倦怠”・“敵意”については結果を掲載しなかった。その理由は、これらの三つの下位尺度に関しては、有意差が全く検出されず、方法比較の観点からは有益な知見が得られないからである。そこ

Table 4
“親和”の結果

	長調	#	なし	♭	長調#	長調なし	長調♭	x_a	x_b	x_c	x_d	x_e	RMSEA
分散分析: P 値	.833	.007**	.007**	.007**	.041*	.041*	.041*						
因子得点: P 値	.705	.326	.326	.326	.018*	.018*	.018*						
線形制約: 係数	.036	.023	-.018	-.005	.360	-.383	.023	.523	.277	.169	.595	.651	.074
P 値	.646	.834	.872	.968	.008**	.006**	.834						
多母集団: 係数	.035	.025	-.015	-.010	.362	-.390	.028						.050
P 値	.741	.857	.849	.952	.004**	.005**	.865						

* $p < .05$, ** $p < .01$.Table 5
“驚愕”の結果

	長調	#	なし	♭	長調#	長調なし	長調♭	x_a	x_b	x_c	x_d	x_e	RMSEA
分散分析: P 値	.007**	.132	.132	.132	.712	.712	.712						
因子得点: P 値	.021*	.897	.897	.897	.227	.227	.227						
線形制約: 係数	-.139	-.024	-.009	.033	.108	.045	-.153	.433	.679	.512	.368	.584	.135
P 値	.046*	.756	.912	.674	.200	.568	.092						
多母集団: 係数	-.145	-.021	-.010	.031	.111	.046	-.157						.158
P 値	.063	.787	.912	.660	.246	.610	.123						

* $p < .05$, ** $p < .01$.

で、比較が有益な五つの下位尺度について結果を掲載した。線形制約モデルとファントム変数のモデルは予想通りに解が完全に一致したのでまとめて線形制約モデルの欄に示してある。

Table 1 から 5 に関して、長調・#・なし・♭は水準を、長調#・長調なし・長調♭は交互作用をそれぞれ表現している。また、分散分析の制約のため、短調の効果は長調の効果と正負が逆転するだけなので特に記載していない。長調から長調♭の係数は特性値への影響力を表わしている。 x_a から x_e の係数は因子パターンであるが、多母集団モデルの場合、母集団ごとに因子パタンの標準解は異なるので記載しなかった。RMSEA は適合度指標である。Structural Equation Modeling (以下 SEM とする) のモデルの P 値は係数をその標準誤差で割った検定統計量が z 分布に従うことを利用して算出される。 P 値は 0.001 未満のものもあったが、その場合には .001 と記載した。 P 値が .05 未満の場合には*、.01 未満の場合には** がそれぞれ付けされている。

考 察

結果の解釈

五つの分析モデルを通して、すべての気分において

調性の有意性はいくつかの下位尺度で確認されたが、調号や交互作用の有意性はほとんど確認されなかった。

調性の有意性が確認された下位尺度は“抑鬱・不安”・“非活動的快”・“活動的快”・“驚愕”であった。調性ごとの五つの観測変数の和得点の平均値は、“抑鬱・不安”で長調=-2.900、短調=-0.933 であり、どちらの調性においても音楽聴取後には値がマイナスになっていた。これは調性によらず、音楽を聴取することにより“抑鬱・不安”感情は低減するが、その効果は長調の方が大きいことを示している。それに対して“非活動的快”では長調=1.633、短調=-1.900、また“活動的快”では長調=0.833、短調=-0.333 であり、長調の曲では値がプラス、逆に短調の曲では値がマイナスになった。したがって、長調の曲は“非活動的快”状態や“活動的快”状態を得ることができるが、短調の曲は逆にそのような状態から遠ざかることが分かる。“驚愕”は長調=-1.067、短調=0.733 であり、短調が喚起するという結果となったが、これはテンポの統制が完全でなかったことが原因であろう。

調号の効果はほとんどの下位尺度で確認されなかった。調号は曲が使用している音階を表現しているので、音階の違いは気分に影響を与えないと解釈ができる。交互作用の効果もほとんどの下位尺度で確認されなかった。本実験の場合、交互作用の項は曲そのものの

であるから、交互作用が有意であったとしても（統制は行っているが）、実質的な交互作用の効果なのか、曲の違いによるものなのか区別できない。以上から、長調と短調の違いは気分異なる影響を与えるが、同じ調性であれば調号によらず一定の影響を気分に与えることが分かった。

五つの分析モデルの比較

線形制約モデルとファントム変数モデルは予想通り、同じ解になった。また、多母集団モデルもほぼ同じ結果が得られており、研究者の環境に合わせてどのソフトウェアを用いても因子の分散分析モデルを実行することができる。

通常の分散分析と因子の分散分析モデルの違いは、因子パターンがすべて同じではないことである。したがって、結果に大きな違いが生じるのは、項目ごとに因子パターンの違いが大きい場合である。例えば“活動的快”の場合、通常の分散分析では“調性”に有意差が検出されなかったが、因子の分散分析モデルでは5%水準で有意差が検出された。“活動的快”は音楽心理学的に長調が引き起こすことが考えられるから、これは、因子の分散分析モデルが通常の分散分析モデルに勝っていることの例証である。有意差が検出された理由は各項目の因子パターンが大きく異なっており、項目 x_a , x_e の因子パターンはそれぞれ0.405, 0.515と中程度であるのに対して、項目 x_b の因子パターンは0.057と小さく、項目 x_c , x_d の因子パターンはそれぞれ0.731, 0.823と大きかったためである。逆に“非活動的快”ではすべての項目の因子パターンが同程度で、通常の分散分析と有意性検定の結果は変わらなかった。

因子得点を用いた分散分析モデルの結果は、通常の分散分析の結果よりも因子の分散分析モデルの結果に近かった。例えば、“活動的快”は通常の分散分析では調性に有意差が検出されなかったが、因子得点を用いたモデルと因子の分散分析モデルでは5%水準で有意であった。また、“親和”の場合には、通常の分散分析では調号に有意差が検出されたが、因子得点モデルと因子の分散分析モデルでは有意差が検出されなかった。因子得点モデルが因子の分散分析モデルと同じ結果になるのは、やはり項目間の因子パターンに大きな差がある場合が多い。これに対して“抑鬱・不安”では因子得点モデルでは調性が1%水準で有意であったが、因子の分散分析モデルでは5%水準で有意となり、因子得点モデルは因子の分散分析モデルと異なる結果となった、これは誤差の評価を3回行ったことの影響であると示唆される。

因子の分散分析モデルは因子得点モデルに対して、誤差の評価以外にもう一つの利点がある。それは、因子得点モデルを用いた場合、因子得点の推定法には様々なものがあり、推定法によっては因子得点が異な

るという問題である。これに関して服部（1999, p. 158）は、共分散構造分析の平均構造を含んだモデルによる分析は因子得点の推定法という問題を回避して、因子に対する分析を行うことが可能であるとしている。本論文の因子の分散分析モデルも平均構造を含んだモデルであり、因子得点の推定法という問題を回避した分散分析を可能としている。

多母集団モデルの分析は、母集団間の制約を任意で課すことが可能だから、母集団間の平均・共分散構造の同一性という観点からは線形制約モデルに勝っている。各母集団ごとに平均構造や共分散構造が異なっているという仮定は当然であるからだ。本実験で言えば、調性・調号・交互作用が異なる水準の組合わせて構成されている曲と曲では、平均構造や共分散構造が異なるのは自然である。これは言い換えるならば、多母集団モデルは線形制約モデルに対して制約が少なく現象の説明力が高いということになる。ただし、本論文の分析においては、SEMによる三つのモデルの結果の比較が容易となるように、母集団間で誤差分散と因子の分散に等値制約を課している。

現象の説明力が高い代わりに、制約の少ないモデルは解が求まらない場合も多い。本論文の分析において、実は“活動的快”、“倦怠”、“敵意”、“驚愕”は、母集団間で誤差分散に等値制約を課しないと解が求まらなかった。

実験データにおける多母集団解析の欠点として、母集団ごとにデータ数が少なくなってしまうことが挙げられる。本実験においても実験参加者数が60で母集団が六つであるから、各母集団には10人の実験参加者しかいない。実験参加者数が少ないと解は安定しない。したがって、多母集団解析は平均・共分散構造の同一性・現象の記述力の観点からは望ましいが、解の安定性の観点からは線形制約モデルが勝っている。しかし、調査データで多母集団モデルを用いる際はこの通りではない。調査データは一般に実験参加者数が多いので、解は安定する。したがって、実験データには線形制約モデルを調査データには多母集団モデルを用いるのが適当であろう。

また、適合度に関しては、線形制約モデルと多母集団モデルでは異なる。これは、線形制約モデルは単一母集団が想定されているが、多母集団モデルは母集団ごとにモデルが想定されているからである。このため、両モデルの χ^2 値は、母集団間の分散共分散行列の相当性を検定するための χ^2 値だけ異なる。

平均構造を含む多母集団解析との比較

因子に対する2要因の“分散分析”として、Dukes Ullman, & Stein (1995) が挙げられる。Dukes et al. (1995) は Drug Abuse Resistance Education の効果測定について、maturation と pretest という2要因の因

子に対する効果を多母集団解析を用いて検討している。Dukes et al. (1995) は 2 要因の因子に対する分散分析ではあるが、平均構造を取り入れた多母集団解析を組み合わせた分析である。平均構造を含む多母集団解析が因子に対する分散分析に相当するという見方は、豊田 (2000, pp. 68-70) にもみられる。

平均構造を含む多母集団解析に対する本論文で提案するモデルの利点として、実験参加者間要因が増加しても 1 回の分析で主効果と交互作用の効果が得られることが挙げられる。平均構造を含む多母集団解析による因子平均の比較は、主効果の比較なので、交互作用の効果を得ることはできない。また、平均構造を含む多母集団解析では実験参加者間要因が n 個ある場合には、 n 回の分析を行わなければすべての主効果を得ることができない。これは、分析を繰り返すことになるので誤差の累積を招く。本論文のモデルを用いれば、1 回の分析によってすべての主効果と交互作用を推定することが可能となる。

まとめ

本論文では、因子パタンの違いや、誤差の累積を考慮した上で、因子に対して分散分析を行う方法を提案した。そして、因子の分散分析の利点として、(a) 因子パターンを考慮していること、(b) 誤差の評価が 1 回であること、(c) 因子得点の推定法の問題を回避していること、(d) 1 回の分析ですべての主効果を推定可能であり、交互作用を検討可能であることの 4 点が挙げられる。因子の分散分析と通常の分散分析の違いは、因子パタンの同等性以外にも重要な点がある。それは、特性値の性質である。因子の分散分析は因子パターンが考慮されているという意味で、確かに各観測変数の違いを反映させている。しかし、因子パターンは推定されるものであり、その推定が適切でなければ、分散分析の結果も歪んだものになってしまう。それに対して和得点は因子パターンを同等と見なすが、多くの場合に信頼性が十分に吟味されているという点で、有用な特性値である。したがって、どちらの分析方法が正しいというわけではない。分析方法は、特性値の性質を念頭に置いて選択されるべきである。

引用文献

- Bentler, P. M. (1995). *EQS structural equations program manual*. Encino, CA: Multivariate Software.
- Dukes, R. L., Ullman, J. B., & Stein, J. A. (1995). An evaluation of D. A. R. E. (drug abuse resistance education), using a Solomon four-group design with latent variables. *Evaluation Review*, **19**, 409-435.
- 服部 環 (1999). 第 4 章 因子分析と共分散構造分析 繁榊算男・柳井晴夫・森 敏昭 (編) *Q & A で知る統計データ解析* サイエンス社 p. 158. (Hattori, T.)
- Muthén, L. K., & Muthén, B. O. (1998). *Mplus: The comprehensive modeling program for applied researchers: User's guide*. Los Angeles, CA: Muthén & Muthén.
- Radocy, R. E., & Boyle, J. D. (1979). *Psychological foundations of musical behavior*. Springfield, IL: Charles C. Thomas.
- (ルードルフ・E. ラドシー & J. デーヴィッド・ボイル 徳丸吉彦・藤田美美子・北川純子 (訳) (1985). *音楽行動の心理学* 音楽之友社)
- Rindskopf, D. (1984). Using phantom and imaginary latent variables to parameterize constraints in linear structural models. *Psychometrika*, **49**, 37-47.
- Sörbom, D. (1974). A general method for studying differences in factor means and factor structure between groups. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, **27**, 229-239.
- 谷口高士 (1998). *音楽と感情* 北大路書房 (Taniguchi, T.)
- 寺崎正治・岸本陽一・古賀愛人 (1991). 多面的感情状態尺度・短縮版の作成 日本心理学会第 55 回大会発表論文集, 435. (Terasaki, M., Kishimoto, Y., & Koga, A. (1991).)
- 豊田秀樹 (2000). 共分散構造分析 [応用編] 朝倉書店 (Toyoda, H. (2000). *Applications of covariance structural analysis: Structural equation modeling*. Tokyo: Asakura-Shoten.)