537 シェッフエの一対比較法を拡張した感性計測手法の提案

Sensory Evaluation Method with Expanded Scheffe's Paired Comparison

○正 大島 裕子 (同志社大) 正 辻内 伸好 (同志社大)
 正 小泉 孝之 (同志社大) 学 北川 力 (同志社大)

Hiroko OSHIMA, Doshisha University, Tataramiyakotani 1-3, Kyotanabe, Kyoto
 Nobutaka TSUJIIUCHI, Doshisha University
 Takayuki KOIZUMI, Doshisha University
 Tsutomu KITAGAWA, Doshisha University

At present, the design that utilized human sensitivity is demanded. It is necessary for exploiting human sensitivity to measure it. The paired comparison is one of the sensory evaluation methods, especially Scheffe's paired comparison evaluates the human sensitivity and adds a relative score to the samples that have a little differences. However, the conventional Scheffe's paired comparison can separate the main effects, differences among individuals, order effects and combination effects. If there will be the other factors that have an effect on the samples' evaluation, the effects will be neglected. The new sensory evaluation method that is proposed in this paper enables to separate main effects, differences among individuals, combination effects, and another effects. In this paper, we propose this new method and apply it to the loud speakers' psycho-acoustic evaluation.

Key Words: Sensory Evaluation, Scheffe's paired comparison, Paired Reference Test, Psycho-Acoustic, Analysis of Variance

A 1. はじめに

顧客の製品に対する要求の多様化が進んでおり、差別化を図るためには感性情報を考慮した設計が必要になっている。感性情報を利用するためには定量化が必要であり、定量化には人間の感覚器官を用いる官能検査が利用されることが多い。さまざまな官能検査手法が提案されているが、試料間の差が僅少で識別が困難な場合にはシェッフエの一対比較法が利用されることが多い。シェッフエの一対比較法は少数の被験者で資料間の順位だけでなく差の程度を明らかにできる手法で、試料を2つずつ取り出して比較し、差に得点をつける方法である。しかし、現在のシェッフエの一対比較法およびその変法では、試料差、検査員差、試料を2つ組み合わせたことにより生じる効果、比較順序により生じる効果しか区別しておらず、その他の要因が存在する場合正確な判断が下せないという問題がある。そこで、本稿では比較順序の影響がない往復実験を対象とし、検査員差以外の試料評価に影響を与えると予想される要因を分離検出する方法を提案する。この提案手法をスピーカ音質評価に適用し有効性を確認した。スピーカ評価には、検査員の個人差だけでなく刺激音の影響もあると予想されるが、従来手法では刺激音の効果を検出することは不可能である。

A 2. モデル

比較順序を考慮しない往復提示実験で、1人の検査員がすべての組み合わせを1回ずつ比較する場合を考える。シェッフエの一対比較法の変法の1つである中屋の変法では、 n 人の検査員 P_i が t 個の試料 $A_1, \dots, A_t$ で、 (A_i, A_j) ($j > i$) の組み合わせについて往復比較を行い、 A_i が A_j よりどれくらい優れているかを評価する。評価値 x_{ijl} は、対象集団全体にわたる A_i の平均評価値 α_i 、 α_j と検査員 P_i が

A_i に対して持つ評価値の差 p_{il} 、 A_i と A_j を組にした影響 γ_{ij} 、平均0、分散 σ_e^2 で互いに独立な Gauss 誤差 ε_{ijl} で、

$$x_{ijl} = (\alpha_i - \alpha_j) + (p_{il} - p_{jl}) + \gamma_{ij} + \varepsilon_{ijl} \quad (A1)$$

の形に表されると仮定する。

本稿の提案手法では、 P_i が刺激音などの個人差以外の要因 B_k ($k=1, 2, \dots, s$) 条件下で試料 (A_i, A_j) について往復比較を行い A_i が A_j よりどれくらい優れているかを点数化して評価した結果を x_{ijkl} とするとき、 x_{ijkl} に以下のどちらかの構造を仮定する。

$$x_{ijkl} = (\alpha_i - \alpha_j) + (p_{il} - p_{jl}) + (\beta_{ik} - \beta_{jk}) + \gamma_{ij} + \varepsilon_{ijkl} \quad (A2)$$

$$x_{ijkl} = (\alpha_i - \alpha_j) + (p_{il} - p_{jl}) + (\beta_{ik} - \beta_{jk}) + (\kappa_{ikl} - \kappa_{jkl}) + \gamma_{ij} + \varepsilon_{ijkl} \quad (A3)$$

式(A2),(A3)に基づいて、推定量、信頼区間、分散分析表を求め、個人差以外の要因の分離検出を可能にする。

A 3. スピーカ評価への適用

提案手法を爆砕竹吸音材を用いたスピーカ評価に適用する。最初に、2点嗜好法で同一スピーカ間に有意差が認められないこと、物理特性の異なるスピーカ間では有意差が認められること(有意水準 5%)から実験の妥当性を確認する。次に提案手法では2点嗜好法と同様の結果が得られるが、中屋の変法では得られないことを確認し、提案手法の有効性を証明する。さらに物理特性差の非常に小さいポリエステル製吸音材のスピーカと爆砕竹吸音材スピーカを比較し、提案手法で分析を行った。その結果、刺激音、個人差による交互作用が認められ、爆砕竹吸音材スピーカの音は「抜けが良い」「好ましい」と判断された。

1. はじめに

近年、顧客の製品に対する要求の多様化が進んでおり、差別化を図るためには従来のような機能の提供だけでなく、感性情報を考慮した設計が必要となっている⁽¹⁾⁻⁽³⁾。しかし、従来の物理量と異なり、感性情報は人間の心理的な価値観への依存やノイズが大きく定量化が困難であるという問題がある。そこで感性情報を定量化する方法として、統計的官能検査法が提案され利用されている。これは、人間が感覚器官を用いて試料の品質特性を測定し、判断基準と比較し、判定を下した結果を統計的に処理する方法である。統計的官能検査法には、SD法、一対比較法、識別検査法、順位検定法などがあり、試料間の差が小さくすべての試料を一度に順位付けることが困難な場合には、試料を2個ずつ取り出して比較し、評価する一対比較法が用いられる⁽⁴⁾⁻⁽⁶⁾。一対比較法には、シェッフェ、サーストン、ブラッドレーなどの方法があり、シェッフェの方法は、少ない被験者で試料間の順位だけでなく差の程度を明らかにできる方法として広く利用されている⁽⁷⁾⁽⁸⁾。

シェッフェの一対比較法には、原法以外に、浦の変法、芳賀の変法等の複数の変法が存在する。これらの従来のシェッフェの一対比較法およびその変法は、比較したい試料そのものの差（主効果）以外に、比較のために2つの試料を組み合わせることによる効果（組み合わせ効果）、比較順序による効果（順序効果）、個人差を分離・検出することが可能である。しかし、これらの従来法では、その他の要因はすべて誤差として扱うため、環境依存性、時間依存性の高い官能検査では、正確な結果が得られないことがある。

そこで、本論文では、シェッフェの一対比較法を拡張し、順序効果が存在しない場合に、主効果、組み合わせ効果、個人差に加え、もう1種類の環境などによる要因の影響を検出可能なモデルを提案し、このモデルによる各効果の推定量、信頼区間、分散分析表を求める。本提案手法により、個人差以外の主効果に影響する要因を分離検出し、その大きさを評価することが可能になる。この提案手法を個人差だけでなく刺激音の種類で評価が異なる可能性の高いスピーカの音質評価に適用した結果を示す。その結果、従来手法では不可能であった刺激音の影響を分離検出することが可能となり、本提案手法の有効性が確認された。

2. 中屋の変法

本稿提案手法の基礎となる中屋の変法を紹介する⁽⁹⁾。中屋の変法は、シェッフェの一対比較法の変法の1つで、1人の検査員がすべての組み合わせを1回ずつ比較する方法である。比較の際、往復判断を許し、試料の提示順序の影響が無視できるようにする。シェッフェの一対比較法原法では個人差は検出できないが、中屋の変法はモデルに個人差を含むため、検査員による差を分離検出できるという特徴がある。個人の好みが評価値に反映される官能検査では非常に有効な手法で、使用例も多い。また研究室や工場での実験では最も実用的であると言われている。

中屋の変法では、 n 人の検査員 $P_l (l=1, 2, \dots, n)$ が t 個の試料 $A_1, \dots, A_t$ を評価するため、 (A_i, A_j) ($i=1, 2, \dots, t-1; j=i+1, \dots, t$)の組合せについて往復比較を行い、 A_i が A_j よりどれくらい優れているかを評価した結果を x_{ijl} とし、 x_{ijl} に次の構造を仮定する。

$$x_{ijl} = (\alpha_i - \alpha_j) + (p_{il} - p_{jl}) + \gamma_{ij} + \varepsilon_{ijl} \quad (1)$$

ここで、 α_i は対象集団全体にわたる A_i の平均評価値（主効

果）、 p_{il} は α_i と検査員 P_l が A_i に対して持つ評価値の差（主

効果と個人差の交互作用）、 γ_{ij} は A_i と A_j を組にした影響

（組み合わせ効果）、 ε_{ijl} は正規分布に従う平均0、分散 σ_ε^2 で

互いに独立な Gauss 誤差である。式(1)より、試料の評価値、試料毎の個人の評価値、2つの試料を組にした影響を検出することができる。

3. 提案手法

3. 1 モデル

中屋の手法は、個人差を分離検出できる点では優れているが、スピーカ評価における刺激音のように、個人差以外の要因 B_k の影響が予想される場合、この新たな要因が Gauss 誤差として扱われ、分離できないという問題がある。にもかかわらず、官能検査では個人差以外の要因が予想される例は多い。提案手法は、シェッフェの一対比較法の利点である多くの検査員を必要としない、試料間の微少な差異が検出可能で相対評価できるという特徴を残しながら、かつ、個人差以外の交互作用を分離検出することにより、官能検査精度の向上を図ったものである⁽¹⁰⁾。

本提案手法では次のような実験を行う。検査員 $P_l (l=1, 2, \dots, n)$ が $B_k (k=1, 2, \dots, s)$ 条件下で試料 $A_1, \dots, A_t$ を評価するため、 (A_i, A_j) ($i=1, 2, \dots, t-1; j=i+1, \dots, t$)の組合せについて往復比較を行い、 A_i が A_j よりどれくらい優れているかを点数化して評価する。1人の検査員は比較を $s_1 C_2 = st(t-1)/2$ 回行う。評価値 x_{ijkl} には

$$x_{ijkl} = -x_{jikl}, x_{iikl} = 0$$

の関係がある。

提案手法では、 x_{ijkl} に式(2)または式(3)の構造を仮定する。

$$x_{ijkl} = (\alpha_i - \alpha_j) + (p_{il} - p_{jl}) + (\beta_{ik} - \beta_{jk}) + \gamma_{ij} + \varepsilon_{ijkl} \quad (2)$$

$$x_{ijkl} = (\alpha_i - \alpha_j) + (p_{il} - p_{jl}) + (\beta_{ik} - \beta_{jk}) + (\kappa_{ikl} - \kappa_{jkl}) + \gamma_{ij} + \varepsilon_{ijkl} \quad (3)$$

ただし、 $\alpha_i, p_{il}, \beta_{ik}, \kappa_{ikl}$ には以下の関係が成立する。

$$\sum_{i=1}^t \alpha_i = 0, \sum_{i=1}^t p_{il} = \sum_{l=1}^n p_{il} = 0, \sum_{i=1}^t \beta_{ik} = \sum_{k=1}^s \beta_{ik} = 0$$

$$\gamma_{ij} = -\gamma_{ji}, \gamma_{ii} = 0, \sum_{i=1}^t \gamma_{ij} = 0$$

$$\sum_{i=1}^t \kappa_{ikl} = \sum_{k=1}^s \kappa_{ikl} = \sum_{l=1}^n \kappa_{ikl} = 0$$

ここで、 β_{ik} は α_i と B_k の評価値の差、 κ_{ikl} は α_i と B_k, P_l の組合せに対する評価値の差である。 $\alpha_i, p_{il}, \gamma_{ij}, \varepsilon_{ijkl}$ は中屋の変法と同様である。

すなわち、式(2)は主効果 A_i と個人差以外の差 B_k の交互作用 β_{ik} を考慮したモデルであり、式(3)はさらに A_i と個人差 P_l と B_k の3要因の交互作用 κ_{ikl} を考慮したモデルである。式(2),(3)の構造を仮定することにより、中屋の変法では誤差として扱われている β_{ik} と κ_{ikl} の影響を分離検出することが可能になる。

3. 2 点推定

最尤法で $\alpha_i, p_{il}, \beta_{ik}, \kappa_{ikl}, \gamma_{ij}$ の最尤推定量

$\hat{\alpha}_i, \hat{p}_{il}, \hat{\beta}_{ik}, \hat{\kappa}_{ikl}, \hat{\gamma}_{ij}$ を求める。式(2)および(3)で誤差 ε_{ijkl} が Gauss 誤差であるという仮定から、尤度関数は

$$L = \prod_{i=1}^{t-1} \prod_{j=i+1}^t \prod_{k=1}^s \prod_{l=1}^n \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_e}} e^{-\frac{\varepsilon_{ijkl}^2}{2}} \\ = \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_e}} \right)^{\frac{1}{2}(t-1)sn} e^{-\frac{Q}{2\sigma_e^2}}$$

となる。これに式(2)を代入すると

$$Q = \sum_{i=1}^{t-1} \sum_{j=i+1}^t \sum_{k=1}^s \sum_{l=1}^n \varepsilon_{ijkl}^2 \quad (4)$$

$$= \frac{1}{2} \sum_{i=1}^t \sum_{j=1}^t \sum_{k=1}^s \sum_{l=1}^n \{x_{ijkl} - (\alpha_i - \alpha_j) - (p_{il} - p_{jl}) - (\beta_{ik} - \beta_{jk}) - \gamma_{ij}\}^2$$

である。式(3)を用いる場合は、これに $\kappa_{ikl} - \kappa_{jkl}$ 項が加わ

る。母数 θ の推定量は尤度方程式 $\partial \log L(\theta) / \partial \theta = 0$ の解とし

て求められるから、 $\alpha_i, p_{il}, \beta_{ik}, \kappa_{ikl}, \gamma_{ij}$ の最尤推定量は、

$$\frac{\partial Q}{\partial \alpha_i} = 0, \frac{\partial Q}{\partial p_{il}} = 0, \frac{\partial Q}{\partial \beta_{ik}} = 0, \frac{\partial Q}{\partial \kappa_{ikl}} = 0, \frac{\partial Q}{\partial \gamma_{ij}} = 0$$

の解となる。これを解いて、 $\alpha_i, p_{il}, \beta_{ik}, \kappa_{ikl}, \gamma_{ij}$ の推定量

を求めると、

$$\begin{aligned} \hat{\alpha}_i &= \bar{x}_{i...} \\ \hat{p}_{il} &= \bar{x}_{i..l} - \hat{\alpha}_i \\ \hat{\beta}_{ik} &= \bar{x}_{i.k} - \hat{\alpha}_i \\ \hat{\kappa}_{ikl} &= \bar{x}_{i.kl} - \bar{x}_{i..l} - \bar{x}_{i.k} + \hat{\alpha}_i \\ \hat{\gamma}_{ij} &= \bar{x}_{ij..} - (\hat{\alpha}_i - \hat{\alpha}_j) \end{aligned}$$

が得られる。ここで、

$$T_{i...} = \sum_{j=1}^t \sum_{k=1}^s \sum_{l=1}^n x_{ijkl}, \bar{x}_{i...} = T_{i...} / nst$$

$$T_{i..l} = \sum_{j=1}^t \sum_{k=1}^s x_{ijkl}, \bar{x}_{i..l} = T_{i..l} / st$$

$$T_{i.k} = \sum_{j=1}^t \sum_{l=1}^n x_{ijkl}, \bar{x}_{i.k} = T_{i.k} / nt$$

$$T_{i.kl} = \sum_{j=1}^t x_{ijkl}, \bar{x}_{i.kl} = T_{i.kl} / t$$

$$T_{ij..} = \sum_{k=1}^s \sum_{l=1}^n x_{ijkl}, \bar{x}_{ij..} = T_{ij..} / ns$$

である。

3. 3 検定

次に、 $\alpha_i, p_{il}, \beta_{ik}, \kappa_{ikl}, \gamma_{ij}$ の有意差の検定を行うため、分散分析表を作る。式(4)は次のように分解され、各要因の平方和が求められる。

$$\begin{aligned} Q &= \frac{1}{2} \sum_{i,j,k,l} [\{(\bar{x}_{i...} + \bar{x}_{j..}) - (\alpha_i - \alpha_j)\} \\ &\quad + \{(\bar{x}_{i..l} + \bar{x}_{j..l}) - (\bar{x}_{i...} + \bar{x}_{j..}) - (p_{il} - p_{jl})\} \\ &\quad + \{(\bar{x}_{i.k} + \bar{x}_{j.k}) - (\bar{x}_{i...} + \bar{x}_{j..}) - (\beta_{ik} - \beta_{jk})\} \\ &\quad + \{\bar{x}_{ij..} - (\bar{x}_{i...} + \bar{x}_{j..}) - \gamma_{ij}\} \\ &\quad + \{x_{ijkl} + 2(\bar{x}_{i...} + \bar{x}_{j..}) - (\bar{x}_{i..l} + \bar{x}_{j..l}) - (\bar{x}_{i.k} + \bar{x}_{j.k}) - \bar{x}_{ij..}\}^2] \\ S_\alpha &= nst \sum_i \alpha_i^2 = \frac{1}{2} nst \sum_{i,j,k,l} (\bar{x}_{i...} + \bar{x}_{j..})^2 \\ S_p &= st \sum_{i,l} p_{il}^2 = \frac{1}{2} st \sum_{i,j,k,l} \{(\bar{x}_{i..l} + \bar{x}_{j..l}) - (\bar{x}_{i...} + \bar{x}_{j..})\}^2 \\ S_\beta &= nt \sum_{i,k} \beta_{ik}^2 = \frac{1}{2} nt \sum_{i,j,k,l} \{(\bar{x}_{i.k} + \bar{x}_{j.k}) - (\bar{x}_{i...} + \bar{x}_{j..})\}^2 \\ S_\gamma &= ns \sum_{i,j} \gamma_{ij}^2 = \frac{1}{2} ns \sum_{i,j,k,l} \{\bar{x}_{ij..} - (\bar{x}_{i...} + \bar{x}_{j..})\}^2 \end{aligned}$$

全平方和と誤差平方和は

$$S_T = \sum_{i,j>i,k,l} x_{ijkl}^2, \quad S_E = \sum_{i,j>i,k,l} \varepsilon_{ijkl}^2$$

であるから、

$$S_T = S_\alpha + S_p + S_\beta + S_\gamma + S_E$$

が成立する。

主効果の自由度 f_α は、 α_i が t 個の和で 0 となることから

$f_\alpha = t - 1$ で与えられる。他の要因についても同様に自由度が求められる。

これらの結果に基づき、Table1 に式(2)のモデルによる分散分析表を示す。同様に求めた式(3)のモデルによる分散分析表を Table2 に示す。Table1,2 より、各要因の不偏分散と誤差の不偏分散の比である F 値が得られ、F 値と自由度から F 分布を用いて P 値を求めて、 $\alpha_i = 0, p_{il} = 0, \beta_{ik} = 0, \kappa_{ikl} = 0, \gamma_{ij} = 0$

の帰無仮説を検定することができる。

3. 4 信頼区間

$\alpha_i - \alpha_j$ の $100(1 - \phi)\%$ 信頼区間は、チューキーの方法で用いられるスチューデント化された範囲の分布⁽¹¹⁾を用いて

$$(\hat{\alpha}_i - \hat{\alpha}_j) - Y_\phi \leq \alpha_i - \alpha_j \leq (\hat{\alpha}_i - \hat{\alpha}_j) + Y_\phi$$

$$Y_\phi = q_\phi \sqrt{\frac{\hat{\sigma}_E^2}{nst}}$$

と表される。ここで、 q_ϕ はスチューデント化された範囲の分布の上側 $100\phi\%$ 点、 $\hat{\sigma}_E^2$ は誤差の平均平方和(不偏分散)である。

Table1 Analysis of Variance Table with Model (2)

Factor	Sum of Squares	df	Mean Square
Main Effect	$S_\alpha = \frac{1}{nst} \sum_{i=1}^t T_{i..}^2$	$f_\alpha = t-1$	$\hat{\sigma}_\alpha^2 = S_\alpha / f_\alpha$
Main Effect×Individual	$S_p = \frac{1}{st} \sum_{i=1}^t \sum_{j=1}^n T_{i,j}^2 - S_\alpha$	$f_p = (n-1)(t-1)$	$\hat{\sigma}_p^2 = S_p / f_p$
Main Effect×Factor B	$S_\beta = \frac{1}{tn} \sum_{i=1}^t \sum_{k=1}^s T_{i,k}^2 - S_\alpha$	$f_\beta = (s-1)(t-1)$	$\hat{\sigma}_\beta^2 = S_\beta / f_\beta$
Combination Effect	$S_\gamma = \frac{1}{tn} \sum_{i=1}^t \sum_{k=1}^s T_{i,k}^2 - S_\alpha$	$f_\gamma = \frac{1}{2}(t-1)(t-2)$	$\hat{\sigma}_\gamma^2 = S_\gamma / f_\gamma$
Error	$S_E = S_T - (S_\alpha + S_p + S_\beta + S_\gamma)$	$f_E = \frac{1}{2}(t-1) \times (nts - t - 2n - 2s + 4)$	$\hat{\sigma}_E^2 = S_E / f_E$
Total	$S_T = \sum_{i=1}^t \sum_{j>i}^t \sum_{k=1}^s \sum_{l=1}^n x_{ijkl}^2$	$f_T = \frac{1}{2}nst(t-1)$	

Table2 Analysis of Variance Table with Model (3)

Factor	Sum of Squares	df	Mean Square
Main Effect	$S_\alpha = \frac{1}{nst} \sum_{i=1}^t T_{i..}^2$	$f_\alpha = t-1$	$\hat{\sigma}_\alpha^2 = S_\alpha / f_\alpha$
Main Effect×Individual	$S_p = \frac{1}{st} \sum_{i=1}^t \sum_{j=1}^n T_{i,j}^2 - S_\alpha$	$f_p = (n-1)(t-1)$	$\hat{\sigma}_p^2 = S_p / f_p$
Main Effect×Factor B	$S_\beta = \frac{1}{tn} \sum_{i=1}^t \sum_{k=1}^s T_{i,k}^2 - S_\alpha$	$f_\beta = (s-1)(t-1)$	$\hat{\sigma}_\beta^2 = S_\beta / f_\beta$
Main Effect×Individual × Factor B	$S_\kappa = \frac{1}{t} \sum_{i=1}^t T_{i..}^2 - (S_\alpha + S_p + S_\beta)$	$f_\kappa = \frac{1}{2}(t-1)(s-1)(n-1)$	$\hat{\sigma}_\kappa^2 = S_\kappa / f_\kappa$
Combination Effect	$S_\gamma = \frac{1}{ns} \sum_{i=1}^t \sum_{j>i}^t T_{ij..}^2 - S_\alpha$	$f_\gamma = \frac{1}{2}(t-1)(t-2)$	$\hat{\sigma}_\gamma^2 = S_\gamma / f_\gamma$
Error	$S_E = S_T - (S_\alpha + S_p + S_\beta + S_\kappa + S_\gamma)$	$f_E = \frac{1}{2}(t-1)(t-1)(ns-1)$	$\hat{\sigma}_E^2 = S_E / f_E$
Total	$S_T = \sum_{i=1}^t \sum_{j>i}^t \sum_{k=1}^s \sum_{l=1}^n x_{ijkl}^2$	$f_T = \frac{1}{2}nst(t-1)$	

3. 5 構造方程式による表現

シエッフエの一対比較法と共分散構造分析の類似性が豊田らにより指摘されている⁽¹²⁾⁽¹⁴⁾。本提案モデル(2)は、構造方程式を用いると以下のように表現される。

$$\begin{bmatrix} \mu_1 \\ \vdots \\ \mu_t \\ f_{p1} \\ \vdots \\ f_{pt} \\ f_{b1} \\ \vdots \\ f_{bt} \\ x_{12} \\ x_{13} \\ \vdots \\ x_{t-1,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_1 \\ \vdots \\ a_t \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \\ m_{12} \\ m_{13} \\ \vdots \\ m_{t-1,t} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \bar{0} \\ K \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \mu_1 \\ \vdots \\ \mu_t \\ f_{p1} \\ \vdots \\ f_{pt} \\ f_{b1} \\ \vdots \\ f_{bt} \\ x_{12} \\ x_{13} \\ \vdots \\ x_{t-1,t} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0 \\ \vdots \\ 0 \\ df_{p1} \\ \vdots \\ df_{pt} \\ df_{b1} \\ \vdots \\ df_{bt} \\ e_{12} \\ e_{13} \\ \vdots \\ e_{t-1,t} \end{bmatrix}$$

ここで、 $\bar{0}$ は $3t \times t(t+5)/2$ の零行列、 K は $t(t-1)/2 \times t(t+5)/2$ の行列で、例えば $t=4$ のとき、

$$K = \begin{bmatrix} 1 & -1 & 0 & 0 & 1 & -1 & 0 & 0 & 1 & -1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & -1 & 0 & 1 & 0 & -1 & 0 & 1 & 0 & -1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & -1 & 1 & 0 & 0 & -1 & 1 & 0 & 0 & -1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & -1 & 0 & 0 & 1 & -1 & 0 & 0 & 1 & -1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & -1 & 0 & 1 & 0 & -1 & 0 & 1 & 0 & -1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & -1 & 0 & 0 & 1 & -1 & 0 & 0 & 1 & -1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix}$$

となる。 $\mu_i (i=1, \dots, t)$ は試料 A_i の評価点の母平均、 f_{pi} は個人による A_i の因子得点、 f_{bi} は要因 B による A_i の因子得点である。誤差ベクトルの分散共分散行列は、対角行列で、

$$\begin{bmatrix} 0 & & & & & & & & & & & & & & & & & & \\ & \ddots & & & & & & & & & & & & & & & & & \\ & & 0 & & & & & & & & & & & & & & & & \\ & & & \sigma_{p1}^2 & & & & & & & & & & & & & & & \\ & & & & \ddots & & & & & & & & & & & & & \\ & & & & & \sigma_{pt}^2 & & & & & & & & & & & & \\ & & & & & & \sigma_{b1}^2 & & & & & & & & & & & \\ & & & & & & & \ddots & & & & & & & & & & \\ & & & & & & & & \sigma_{bt}^2 & & & & & & & & & \\ & & & & & & & & & \sigma_e^2 & & & & & & & & \\ & & & & & & & & & & \ddots & & & & & & & \\ & & & & & & & & & & & \sigma_e^2 & & & & & & \end{bmatrix}$$

である。

4. 提案手法のスピーカ評価への適用

本稿の提案手法を爆砕竹吸音材を用いたスピーカの評価に適用する。一般にスピーカ内部には定在波を軽減するためにポリエステル製多孔質吸音材が使用されている⁽¹⁵⁾⁻⁽¹⁷⁾。これを爆砕竹吸音材に変更した場合の従来品との違いを提案手法で評価する。有意水準はすべて5%とする。

4. 1 実験方法

試料となるスピーカは、Roland RMS90 をベースとしたもので、A1:従来品(ポリエステル製吸音材)、A2:吸音材無し、A3:吸音材を爆砕竹に変更、A4:吸音材を密度の異なる多層構造の爆砕竹に変更の4台とする。スピーカの物理特性として周波数特性、位相特性、インピーダンス特性、立下り累積スペクトラムを測定した結果、周波数特性、位相特性、インピーダンス特性にはほとんど違いが見られなかった。しかし、立下り累積スペクトラムでは Fig.1 に見られるように、A2に他スピーカとの違いが見られる。

感性評価実験は、Fig.2に示す測定システムを使用した。刺激音はコンピュータ上で再生し、D/A変換器でアナログ信号に変換される。その後、パワーアンプで信号を2つに振り分け、並べられた2台のスピーカに入力する。入力時に2つの信号をFFTアナライザにより周波数分解し、違いのないことを確認している。また刺激音を提示する前に、1kHzの正弦波信号で電圧の大きさを等しくなるように設定した。検査員は、音楽鑑賞または演奏を趣味とする男子大学生5名と、音楽専攻の女子大学生5名の計10名である。音質評価語は、美的・叙情的因子、明るさ(金属性)因子、量的・空間的因子、柔らかさ因子が必要であるという結果から、「抜けの良い」、「繊細な」、「深みのある」、「柔らかい」、「金属的な」、「迫力のある」、「好ましい」の7語を採用した⁽¹⁸⁾⁻⁽²¹⁾。検査員が一意的にこれらの意味を理解することが必要であるため、実験前に各評価語の意味を十分説明している。評価尺度は、Perymanの9段階評価を日本語化したものを用いた。刺激音は、単数楽器による楽曲(ドラム、ピアノ)、複数楽器による楽曲(オペラ)、英語ナレーションの4種類を採用した。ウッドベース、ナレーションは「Pro Audio / Acoustic Technical CD(社団法人劇場演出空間技術協会)」, ピアノは「ホルヴィッツ全集よりショパン「Etude Op.10-12」、オペラは「フリッチャイ「フィガロの結婚」より「Aria; Non so piu cosa son」による。刺激音は15秒とし、音圧はすべて約80dBに正規化されている。被験者は1人ずつリスニングルームに設置された一対のスピーカから1mの位置に座って評価を行う。刺激音は往復提示とし、被験者の要求に応じて繰り返し提示した。

A1: Polyester A2: No Acoustic Material A3: Bamboo(1)

Fig.1 Cumulative Decay Spectrum
Horizontal line shows time from 0 to 20 msec. Vertical line shows frequency from 0 to 4000 kHz. The different colors show different magnitude values.

A4: Bamboo(2)

4. 2 感性評価実験の妥当性の検討

音質評価語、被験者の選択や実験環境が妥当であるか、感性評価が有効であることを確認するため、2点嗜好法⁽⁵⁾で同一スピーカ(A1,A1)の比較と、物理特性の異なるスピーカ(A1,A2)の比較を行った。Fig.3にそのP値を示す。全評価語で、同一スピーカに違いは認められなかった。物理特性の異なるスピーカの比較では「抜けの良い」「繊細な」「迫力のある」「好ましい」の4つの評価語で違いが認められ、感性評価の妥当性が確認された。ただし「深みのある」「柔らかい」「金属的な」の評価語には違いが認められなかった。違いが認められない原因として、もともと違いが存在しない、この検査員、刺激音、実験環境では識別できない、交互作用がある、が考えられる。

4. 3 提案手法の妥当性の検討

提案手法で、同一スピーカを比較した場合は有意差が検出されないこと、また物理特性が異なるスピーカを比較した場合は有意差が検出されることを確認する。同時に、中屋の変法との比較を行い、提案手法の妥当性を検討する。

同一スピーカ(A1,A1)に一対比較法を適用した場合の主効果のP値をFig.4に示す。全モデル、全評価語について有意差は認められない。

異なるスピーカ(A1,A2)に一対比較法を適用した場合の主効果のP値をFig.5に示す。提案手法では、「深みがある」以外の結果が2点嗜好法の結果と一致した。「深みがある」には、検査員、刺激音の交互作用が認められるため、2点嗜好法と異なる結果が得られると考えられる。「柔らかい」「金属的な」には交互作用が認められないため、この実験では検出できない評価項目であると考えられる。

同一スピーカについては差が検出されず、物理特性の異なるスピーカについて2点嗜好法と同様の結果が得られたことから、提案手法の有効性が確認された。

一方、中屋の変法は同一スピーカについては違いが検出されないが、異なるスピーカについては2点嗜好法と異なる結果が得られる。これは、中屋の変法では刺激音の影響が考慮されず、Gauss 誤差として扱われるため、誤差の不偏分散が大きくなり要因効果の検出が困難になるからと予想される。

Fig.2 Measurement System

Fig.3 Paired Reference Test

Fig. 4 Proposal Methods for Same Speakers

Fig. 5 Proposal Methods for Different Speakers

Fig. 6 Speaker Sensory Evaluated Point

Table 3. P values

	Clear	Sensitive	Deep	Punchy	Desiarable
Main Effect	.0170	.000	.001	.603	.003
Individual	.0000	.000	.000	.000	.002
Music	.0533	.815	.600	.000	.002
Combination	.384	.785	.649	.318	.024

4. 4 爆砕竹吸音材スピーカ評価への提案手法の適用

提案手法を、従来品 A1, 爆砕竹吸音材スピーカ A3,A4 に適用した。本実験では差が検出されない「金属的な」「柔らかい」は評価項目から除外し、式(3)中の主効果×個人×刺激音の3要因交互作用には有意差が認められなかったため、式(2)のモデルについてのみ考察を行う。Table3に各効果のP値, Fig.6に主効果の推定量を示す。

主効果は「迫力のある」以外の項目について有意差が認められた。Fig.6のスピーカ評価値の推定量より「抜けが良い」「好ましい」の3項目で爆砕竹スピーカが優れていることがわかる。組み合わせ効果は認められないが、すべての項目に個人の交互作用が存在する。また「迫力がある」と「好ましい」には刺激音による交互作用も存在する。

5. おわりに

感性評価手法の中で、シェッフェの対比較法は少数の被験者で僅差を検出し、試料間の順位だけでなく相対的な差の程度を知ることができる有効な手法である。本論文ではシェッフェの対比較法の中でも利用頻度の高い中屋の変法を拡張し、比較順序を考慮しなくても良い場合に、主効果、主効果と個人の交互作用、主効果と（個人以外の）別要因による差の交互作用、主効果と個人と別要因の交互作用、2つの試料の組み合わせにより生じる組み合わせ効果を加法モデルで表現し、各効果の推定量、信頼区間および分散分析表を導出した。提案手法により、従来法では検出不可能であった個人差以外の別要因の影響を考慮することが可能になる。爆砕竹吸音材を用いたスピーカに適用することで提案手法の有効性を確認した。スピーカ評価では、個人差以外に刺激音による差が存在するため、従来手法では分析が困難であったが、本手法の適用により評価が可能になった。

提案手法は、システム評価、デザイン評価、ヒューマンインタフェースの使いやすさ評価など環境依存性が高く個人差が大きい感性評価に有効であると考えられる。

謝辞

本研究は、文部科学省の事業の一つである、関西文化学術研究都市 地域 知的クラスター創成事業「高度マンマシンインターフェイス技術群のネオカデンへの応用に関する研究」における研究の一環として行った。

6. 参考文献

- (1) 篠原昭, 清水義雄, 坂本博, 感性工学への招待 感性から暮らしを考える, 森北出版, (1996)
- (2) 鈴木邁, 大澤光, 感性工学と情報社会, 森北出版, (2000)
- (3) 柳澤秀吉, 福田収一, 対話型縮約進化計算法を用いた感性設計(顧客が注目する設計特徴を考慮して), 日本機械学会論文集(C編), Vol. 70, No.694, (2004)
- (4) 日科技連官能検査委員会, 官能検査ハンドブック, 日科技連出版社, (1973)
- (5) 佐藤信, 統計的官能検査法, 日科技連出版社, (1985)
- (6) 天坂格郎, 長沢伸也, 官能評価の基礎と応用 自動車における感性のエンジニアリングのために, 日本規格協会, (2000)
- (7) H. Scheffe, The Analysis of Variance, John Wiley & Sons, (1959), 381-400
- (8) H. Scheffe, An Analysis of Variance for Paired Comparisons, Journal of the American Statistical Association, Vol.47, (1952)
- (9) 中屋澄子, Scheffeの対比較法, 第11回官能検査大会報文集, (1970)
- (10) 大島裕子, 小泉孝之, 辻内信好, 羽鳥裕史, シェッフェの対比較法を拡張した感性評価法, FIT2004(第3回情報科学技術フォーラム), (2004), 259-262
- (11) 永田靖, 吉田道弘, 統計的多重比較法の基礎, サイエンス社, (1997)
- (12) 豊田秀樹, 尾崎幸謙, 室橋弘人, 芳賀麻誉美, 構造方程式モデリングによる対比較法の分析—シェッフェの方法とその改良, 心理学研究, Vol.75, No.4, (2004), 299-207
- (13) 豊田秀樹, 共分散構造分析応用編, 朝倉書店, (2000)
- (14) 豊田秀樹, 共分散構造分析入門編, 朝倉書店, (1998)
- (15) 小泉孝之, 辻内伸好, 安達歩, 藤田邦孝, 竹繊維を用いた吸音材料の開発とその音響特性, 騒音制御, Vol.27, No.3, (2003), 210-216
- (16) 小泉孝之, 辻内伸好, 藤田邦孝, 爆砕竹繊維材料を用いた吸音材料の開発とその評価, 日本騒音制御学会講演論文集, 25-28 (2003)
- (17) T. Koizumi, H. Oshima, T. Kitagawa, An Optional design and application of sound-absorbing material made of exploded bamboo fibers, IMAC-XXIII, (2005)
- (18) 難波精一郎, 桑野園子, 音の評価のための心理学的測定法, コロナ社, (1998)
- (19) 曾根敏夫, 城戸健一, 二村忠元, 音の評価に使われることばの分析, 日本音響学会誌, Vol.18, No.6, (1962), 320-326
- (20) 厨川守, 八尋博司, 柏木成豪, 音の評価のための7属性, 日本音響学会誌, Vol.34, No.9, (1978), 493-500
- (21) 宮原誠, 守田幸徳, 音質を表現する評価語の調査分析, 日本音響学会誌, Vol.52, No.7, 516-522, (1996)