Journal of the KSQC
Vol.21, No.2, Dec 1993

1993년 12월 韓國品質管理學會誌 제21권 제2호

비교판단에 의한 관능검사원의 선호도 평가

An Evaluation of Preferences for Sensory Inspectors by Comparative Judgement

김 정 만*
이 상 도**

ABSTRACT

A paired comparison which is a method of comparative judgements is widely used to increase the amount of information transmitted to human sense organ.

In this study, a paired comparison method is proposed for the discrimination capacity and preference analysis of non-skilled sensory inspectors.

We consider on order effect, that is, difference of evaluation occurred as a result of sample presentation by random order.

The purpose of this paper is to determine a sample with the highest preference degrees by analyzing a discrimination capacity and evaluating preference degrees of sensory inspectors.

An analysis of a discrimination capacity is bared on the capacity index obtained by an eigen-vector method and an evaluation of preference degrees is performed by a significance test.

* 경북산업대학교 산업공학과
** 동아대학교 산업공학과

1. 서 론

인간의 감각계에 전달되는 정보량은 판단의 방법이 식별(identification)에 의한 절대판단과 변별(discrimination) 즉, 제시된 2개의 대상에 대해 그 差를 檢知케하는 비교판단에 따라 다르다.

관능적 판단에 있어서 인간의 상대적 판단능력은 절대적 판단능력에 비해 극히 우수한 바 특히 미숙련 관능평가자의 능력평가 및 선호도 조사에 비교판단 수단인 1對 비교법(paired comparison method)이 널리 이용되고 있다. 관능적 판단의 결과에 영향을 미치는 요인은 많으나 1對(pair) 시료의 제시순서에 따른 평가치의 차이 즉, 순서효과(order effect)가 특히 훈련단계의 미숙련 관능검사원의 비교판단 능력에 미치는 영향은 무시할 수 없다. 따라서, 본 연구에서는 미숙련 관능검사원의 관능평가에 순서효과가 영향을 미침을 전제로 하고, 비교방법으로서는 選好度를 척도로 하는 Thurstone流의 1對 비교법중 순서효과의 검출이 가능한 Scheffe' [5]의 방법을 적용하였다.

또한, 관능검사원의 능력판별에는 고유벡타법으로 부터 구해진 일치도 (consistency index)를 사용하며 관능검사원별 선호도 평가에는 개인간, 시료간 선호도의 유의차 검정을 행하였다.

2. 1對비교 data에 의한 거리척도 구성

인간의 절대식별능력은 일반적으로 비교판단에 의한 상대적 식별능력에 비해 크게 떨어지는 바, 色의 비교에 있어서 대체로 10~30만개 까지의 색을 상대적으로 구별할 수 있음에 비해 절대적으로 구별할 수 있는 색의 수는 10~20개에 지나지 않음이 알려져 있다. 이같은 비교판단수단으로서의 1對 비교법의 최대의 잇점은 판단이 용이하다는 것이며 이는 잘 훈련되지 않은 관능검사원 및 일반소비자의 기호도 조사등에 널리 이용되고 있다.

1對 비교법중 Thurstone流에서는 선호도적인 측면으로 부터 비교가 이루어짐에 비해 Shepard-Kruskal [6] [2]流에서는 유사도적인 비교가 이루어진다. 즉 대상 A_i가 주어지면 i의 척도치를 θ_i라 할때, 이 θ_i가 i에 관해 객관적으로 측정 가능한 n개의 속성치 x_{1i}, x_{2i}, $\cdots$, x_{ni}에 따라서

$$\theta_i = f(x_i) \quad \text{단, } x_i = (x_{1i}, x_{2i}, \cdots, x_{ni})$$

로 기술될 수 있다. 여기에서 Thurstone流는 목적함수 θ_i와 θ_j간의 비교를, Spepard-Kruskal流는 설명변수 X_i와 X_j간의 비교를 문제로 한다. 따라서, 관능검사 시료 A_i, A_j의 1對 (i, j)의 시간차 제시에 따라 특히, 미숙련 관능평가자에게 크게 나타나는 시간효과의 검출 및 선호도 평가에는 Thurstone流의 평점 data로 부터 거리척도를 구성함이 필요하다. Thurstone流의 방법중 Scheffe'의 原法에서는 단지 1개의 對(i, j)를 판단하는데, 이는 대형의 기호조사와 같이 다수의 소비자를 대상으로 하는 경우에만 적합하다. 그러나, 실험실 및 공장의 관능검사에서는 각 검사원이 전부의 對(i, j)를 1회씩 검사하도록 함이 바람직하므로 이를 보완하기 위해 Scheffe' 법의 변형으로서, 1개의 시료 對(i, j)에 대한 제시순서(i, j)와 (j, i)를 고려하지 않은 中屋의 變法 및 이들 순서를 고려한 浦의 變法등 [8]이 제안되어 있다.

3. 관능평가척도의 category數의 결정

n개의 시료가 있을때 이들의 1對를 (i, j)라 하고 $(i, j=1, 2, 3, \cdots, n)$, 각 對$(i, j)$에 관해서 제시순서를 무작위로 한 $n(n-1)$회의 상호독립적인 비교판단을 한때 i가 j보다 上位임을 지정하는 판단을 $i \succ j$로 나타낸다. 즉 1對(i, j)의 시료에 대한 비교판단의 평가치를 척도 a_{ij}로 나타내면 이는 평가자에게 주어진 자극범주(category)에 대응하는 應答値이다.

이때,

$$\left.\begin{array}{lll} a_{ij} > 1 & \text{이면} & i \succ j \\ a_{ij} < 1 & \text{이면} & i \prec j \\ a_{ij} = 1 & \text{이면} & i = j \end{array}\right] \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (1)$$

이다. 또한, $(a_{ij} + a_{ji}) \neq 0$ 이면, 순서효과가 있다고 한다. 이러한 평가척도에 있어서 category數가 지나치게 적으면 평가자의 능력이 충분히 발휘될 수 없고 또 지나치게 많으면 평가자의 능력을 초과한 평가를 요구하게 되어 척도의 精度가 낮아지는 문제가 생기게 된다. 물론, 평가대상의 성질, 평가자의 능력, 숙련도 등에 따라 category數가 달라져야 할것인 바, Conklin [1]은 잘 훈련되지 않은 평가원의 경우 單極尺度(single scale)로서 5, 兩極尺度(double scale)로서 9가 최대라 하며, D. R. Peryam [3]은 category數가 9일때 7 혹은 5에 비해 신뢰계수도 크고 (+0.96) 재현성도 나쁘지 않음을 실험에서 확인하였다. 따라서, 본 연구에서는 1對의 대상에 대한 평가치를 表 1에서와 같이 中心點을 1로 하는 3, 5, 7, 9의 9단계 양극척도로 나타내며 i, j간의 차의 비교가 극단적으로 곤란한 경우 중간값(intermediate value) 2, 4, 6, 8을 인정하며 또한, 싯점 t의 판단에 $\tau < t$인 τ에 대한 평가가 영향을 미치지 않는 것으로 한다.

表 1. 9 category의 기호척도

category	설 명 (i는 j에 비해)
9	극히 좋음 (like extremely)
7	대단히 좋음 (like very much)
5	제법 좋음 (like moderately)
3	약간 좋음 (like slightly)
1	좋지도 싫지도 않음 (neither like nor dislike)
−3	약간 나쁨 (dislike slightly)
−5	제법 나쁨 (dislike moderately)
−7	대단히 나쁨 (dislike very much)
−9	극히 나쁨 (dislike extremely)

4. 고유벡타법에 의한 관능검사원의 능력판별

1對비교 data로 구성된 $n(n-1)$의 행열에서 대상 i가 j와 비교해서 1이 아닌 값중 하나를 취한다면 j는 i와 비교할 때 逆數의 값(reciprocal value)을 가지게 된다. 순서효과에 기인한 비일치구조의 역수행열로 부터, 고유구조분석에 필요한 최대고유치와 이에 상응하는 고유벡타의 도출은 Power방식에 의한다. 式 (1)은 각기 1對(i, j)에 대해

$$\left.\begin{array}{ll} \text{순서효과가 있을때} & a_{ij} \cdot a_{ji} \neq 1 \\ \text{순서효과가 있을때} & a_{ij} \cdot a_{ji} = 1 \end{array}\right] \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (2)$$

으로, 순서효과로 인해 1對비교 data행열 A는

비일치구조의 역수행열을 이루게 된다. 또, 싯점 t에서의 대상 i가 상대가중치인 W에 상응하는 행열 A의 고유치는

$$A \cdot W = nW \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (3)$$

이다. 이때 W는 최대고유치 λ_{max}에 상응하는 고유벡타이다. 즉, 식(3)은

$$A \cdot W = \lambda_{max} W, (\lambda_{max} \approx n) \quad \cdots\cdots (4)$$

을 만족하는 고유벡터(principal right-eigenvector) W를 구한다. 또한 관능검사원의 능력판별의 기준을 일치도(consistency index ; CI)에 둘때 CI $= \dfrac{\lambda_{max} - n}{n-1}$ 이며 이와 Satty등 〔4〕〔7〕의 무작위일치도(random consistency index ; RC)의 비율을 일치比(consistency ratio ; CR)라 하면

$$CR = \frac{CI}{RC} \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (5)$$

이다.

따라서, CR ≤ 0.1 이면 관능검사원의 판단에 일치성이 있다고 하고 이를 능력판별의 기준으로 정한다.

5. 개인차를 고려한 시료의 기호도 평가

m명의 관능검사원이 n개의 시료에 대해 ${}_nP_2 = n(n-1)$對에 대해 랜덤한 순서로 비교판단을 할때, 역수의 값이 아닌 1對비교의 기초 data a_{ij}, a_{ji}를 함께 X_{ijl} $(i, j = 1, 2, \cdots, l = 1, 2, \cdots, m)$로 나타내면 이 X_{ijl}은

$$X_{ijl} = (\alpha_i - \alpha_j) + (\alpha_{il} + \alpha_{jl}) + \gamma_{ij} + (\delta + \delta_l) + \varepsilon_{ijl} \quad \cdots\cdots\cdots\cdots (6)$$

여기에서 α_i : 시료 A_i의 평균기호도 $\sum_i \alpha_i = 0$

α_{il} : 시료 A_i에 대해 검사원 l이 가지는 기호도의 개인차

$\sum_{i=1}^{n} \alpha_{il} = 0 \quad \sum_{l=1}^{m} \alpha_{il} = 0$

γ_{ij} : 조합효과 $\sum_j \gamma_{ij} = 0$, $\gamma_{ij} = -\gamma_{ji}$

δ : 순서효과의 평균

δ_l : 순서효과의 개인차 $\sum_l \delta_l = 0$

ε_{ijl} : 통계적으로 독립인 실험오차

또한 이들 각 효과의 제곱합은 각기

$$S_\alpha = \frac{1}{2mn} \sum_i (X_{i..} - X_{.i.})^2 \quad \cdots\cdots (7)$$

$$S_{\alpha(B)} = \frac{1}{2n} \sum_i \sum_l (X_{i.l} - X_{.il})^2 - S_\alpha \quad \cdots\cdots\cdots\cdots (8)$$

$$S_\gamma = \frac{1}{2m} \sum_i \sum_{j<i} (X_{ij.} - X_{ji.})^2 - S_\alpha \quad \cdots\cdots\cdots\cdots (9)$$

$$S_\delta = \frac{1}{mn(n-1)} \sum_i X_{...}^2 \quad \cdots\cdots (10)$$

$$S_{\delta(B)} = \frac{1}{n(n-1)} \sum_l X_{..l}^2 - S_\delta \quad \cdots\cdots\cdots\cdots (11)$$

$$S_\varepsilon = S_T - S_\alpha - S_{\alpha(B)} - S_\delta - S_{\delta(B)} \quad \cdots\cdots\cdots\cdots (12)$$

$$S_T = \sum_i \sum_j \sum_l X_{ijl}^2 \quad \cdots\cdots\cdots\cdots (13)$$

이며 이들의 자유도는 表 2와 같다.

表 2. 분산분석표

Source	S	$d \cdot f$
주 효 과	S_α	$n-1$
주효과×개인	$S_{\alpha(B)}$	$(m-1)(n-1)$
조 합 효 과	S_γ	$1/2(n-1)(n-2)$
순 서 효 과	S_δ	1
순서 × 개인	$S_{\delta(B)}$	$m-1$
오 차	S_ε	$mn^2-n^2/2-2mn$ $+3/2n-1$
Total	S_T	$mn(n-1)$

분산분석결과 주효과가 유의하면 두 시료 i, j간에 유의차가 있는가를 확인하기 위해 yardstick $Y\phi$ 즉,

$$Y\phi = q\sqrt{\hat{\sigma}^2/2mn}$$
$$(\text{단, } q = \max|X_i X_j|/\sqrt{V/n}) \quad \cdots\cdots (14)$$

을 구하여

$$|\alpha_i \alpha_j| \geq Y\phi \quad \cdots\cdots (15)$$

이면 α_i와 α_j간 차가 있다고 판정한다.

6. 適用例

6종류의 시료 $A_1, A_2, A_3, A_4, A_5, A_6$에 관해서 1對 비교법에 의한 실험을 $O_1, O_2, \cdots, O_{15}$의 15명의 훈련단계의 미숙련 관능검사원에 대해 행한 결과 表 3과 같은 data를 얻었다. 각 검사원은 $n(n-1)$의 모든 對에 대해 랜덤한 순서로 1회씩 비교판단을 한것으로 하며, 이는 A_i의 A_j에 대한 기호도를 중심점을 1로 한 양극척도로 나타낸 것이다.

表 3. 검사원별 평가치

O_l	O_1					
i j	①	②	③	④	⑤	⑥
①		-3	-9	-5	-7	-5
②	3		-9	1	-5	-3
③	9	7		5	1	3
④	3	5	-7		-3	-3
⑤	7	5	-3	5		3
⑥	5	5	-3	3	-3	

O_l	O_2					
i j	①	②	③	④	⑤	⑥
①		5	-3	3	-3	-5
②	-5		-7	3	-7	-5
③	5	7		9	-3	3
④	-7	-3	-7		-9	-5
⑤	7	5	1	9		5
⑥	1	5	-5	7	-3	

O_l	O_3					
i j	①	②	③	④	⑤	⑥
①		-3	-7	3	-7	-9
②	4		-3	5	-5	-7
③	5	3		5	1	-5
④	1	-3	-5		-7	-9
⑤	7	5	-5	5		-3
⑥	7	3	5	5	1	

O_l	O_4					
i j	①	②	③	④	⑤	⑥
①		3	-9	-5	-3	-7
②	1		-9	-7	-3	-9
③	7	9		5	7	1
④	7	5	-9		1	-3
⑤	3	5	-3	2		-5
⑥	3	7	1	1	3	

O_l	O_5					
i j	①	②	③	④	⑤	⑥
①		3	1	3	-5	-5
②	-3		3	1	-9	-9
③	2	-5		3	-3	-3
④	-5	-3	-5		-9	-9
⑤	5	9	3	9		1
⑥	7	5	3	9	2	

O_1	O_6						O_7						O_8						O_9						O_{10}					
i j	①	②	③	④	⑤	⑥	①	②	③	④	⑤	⑥	①	②	③	④	⑤	⑥	①	②	③	④	⑤	⑥	①	②	③	④	⑤	⑥
①		3	-5	1	-7	-5		-3	-7	3	-3	-7		-3	-7	1	-9	-7		-2	-3	-5	-5	-9		-3	-5	-3	-9	-7
②	-3		-9	1	-9	-7	3		-3	5	1	-3	3		-3	3	-5	-7	1		-3	-7	-9	-7	3		-5	1	-9	-7
③	7	7		3	-3	2	9	7		9	5	3	7	3		5	-3	-5	3	3		-5	-5	-7	7	5		-3	-7	1
④	1	-3	-5		-5	-3	-3	-7	-9		-7	-9	4	-3	-3		-7	-9	7	5	3		-5	-5	5	2	-5		-7	-5
⑤	9	9	3	5		5	2	1	-3	5		3	7	5	3	7		-3	7	8	5	3		-5	9	7	3	7		2
⑥	7	5	1	3	-3		7	1	-5	9	1		9	5	3	7	2		9	7	7	3	5		7	5	1	7	-3	

O_1	O_{11}						O_{12}						O_{13}						O_{14}						O_{15}					
i j	①	②	③	④	⑤	⑥	①	②	③	④	⑤	⑥	①	②	③	④	⑤	⑥	①	②	③	④	⑤	⑥	①	②	③	④	⑤	⑥
①		5	-3	3	-7	-3		-5	-7	-7	-9	-7		2	-7	-3	-5	-7		2	-5	-7	-7	-5		5	-5	3	-7	1
②	1		-5	3	-7	-5	5		-3	-5	-7	-5	-5		-9	-3	-5	-7	-3		-5	-9	-7	-5	-3		-5	3	-9	-7
③	3	5		9	-3	3	3	2		1	-7	-5	7	9		5	5	3	2	3		-5	-5	1	7	5		7	1	2
④	-3	-5	-7		-9	-5	5	3	3		-5	-5	5	3	-7		1	3	7	9	5		3	5	-3	-3	-7		-9	-7
⑤	7	9	2	5		3	9	7	5	4		5	5	5	-5	3		1	5	7	5	-5		5	8	7	2	9		3
⑥	1	3	-3	5	-3		9	7	5	3	-3		5	7	-2	5	3		7	7	3	-5	-3		3	5	-5	7	-5	

먼저 式(5)에서와 같이 관능검사원의 능력판별의 기준 CR을 구하는 데에 Power방식의 알고리즘을 적용키 위해 表 3의 data에서 陰의 값을 역수의 값으로, 대각선상의 값을 1로 변환한다. 이같은 역수행열로부터 구한 검사원별 고유치와 CR값은 表 4와 같다.

表 4. 검사원별 CR값

검사원	O_1	O_2	O_3	O_4	O_5	O_6	O_7	O_8
고유치	6.654	6.322	6.271	6.610	6.707	6.544	6.625	6.441
CR	0.105	0.051	0.044	0.098	0.114	0.088	0.101	0.071
검사원	O_9	O_{10}	O_{11}	O_{12}	O_{13}	O_{14}	O_{15}	
고유치	6.297	6.177	6.421	6.550	8.184	6.643	6.868	
CR	0.044	0.029	0.068	0.097	0.360	0.104	0.140	

여기서 능력판별의 기준을 CR $\leq$ 0.1에 둘때 검사원 $O_2, O_3, O_4, O_6, O_8, O_9, O_{10}, O_{11}, O_{12}$가 능력이 있다고 판정된다. 따라서, 이들 9명의 검사원에 대한 表 3의 기초 data를 사용하여 式(7), (8), (9), (10), (11), (12), (13)에 따라 구한 변동 및 자유도는 表 5와 같다.

주효과 α가 유의 하므로 각 시료에 대한 평균기호도를 式(8)의 편차 $\hat{\alpha}_i = (X_{i..} - X_{.i.}) / 2mn$으로써 구한다. 즉, 表 6의 검사원 9명의 평가치의 합계 $X_{ij.}$로 부터

表 5. 분산분석표

Source	S	$d \cdot f$	V	F
α	3564.3	5	712.9	187.6**
$\alpha_{(B)}$	3523.6	40	88.1	23.2**
γ	64.0	10	6.4	1.7
δ	4.8	1	4.8	1.3
$\delta_{(B)}$	16.4	8	2.1	0.6
ε	772.9	206	3.8	
Total	7946.0	270		

表 6. $X_{ij.}$

i \ j	1	2	3	4	5	6	$X_{.j.}$
1	–	−9	−59	−37	−53	−23	−181
2	9	–	−53	−31	−53	−11	−139
3	51	48	–	11	−5	30	135
4	17	19	−17	–	−19	15	15
5	57	61	−3	6	–	35	156
6	27	14	−21	−11	−31	–	−22
$X_{i..}$	161	133	−153	−161	46	46	−36
$X_{.i.}$	−181	−139	135	15	156	−22	
$X_{i..} - X_{.i.}$	342	272	−288	−77	−317	68	

구한 시료별 평균 기호도는

$$\hat{\alpha}_1 = 3.167 \quad \hat{\alpha}_2 = 2.519 \quad \hat{\alpha}_3 = -2.667$$
$$\hat{\alpha}_4 = -0.173 \quad \hat{\alpha}_5 = -2.935 \quad \hat{\alpha}_6 = 0.630$$

으로 시료 A_5, A_3가 타시료에 비해 좋으며 이들 두 시료간 差는 式(14), (15)로 부터,

$t=6$, $f=206$에서 $q_{0.05}=4.03$, $q_{0.01}=4.76$ 이고,
$Y_{0.05} = 0.751$, $Y_{0.01} = 0.887$ 이므로

두 시료 A_5, A_3의 평균 기호도의 차 ($\hat{\alpha}_5 - \hat{\alpha}_3$)와 yardatick $Y\phi$ 의 관계는 $(\alpha_5 - \alpha_3) = 0.268 < Y_{0.05} = 0.751$으로 되어 시료간 차는 유의하지 않는것으로 된다.

7. 결　론

인간의 감각기관을 측정수단으로 하는 감성공학의 하위시스템인 관능검사에서 얻어지는 평가치는 통상 심리적인 개인차로 인해 산포가 크며 또 모호함을 내포하고 있다.

1對 비교법에서 시간차를 두고 랜덤한 순서로 제시되는 시료에 관한 주관적평가치의 개인내 변동에는 시간오차 또는 순서효과가 영향을 미치는 바가 크다.

따라서, 본 연구에서는 순서효과가 고려된 1대비교의 평가치에 고유구조분석수법을 적용하여 검사원의 능력을 판별하며, 분산분석을 통해 시료에 대한 선호도 평가를 행하였다.

그러나, 본 연구에서는 관능검사원의 평가능력에 영향을 미치는 또 다른 요인으로서 관내성 오차, 기호효과등을 고려하지 않았기 때문에 실제에의 적용성을 보다 강화하기 위해 이들을 고려에 넣은 보완적 연구가 이루어져야 할 것이다.

參 考 文 獻

1. Conklin E. S. (1967), "*The scale of values method for studies in gentic psychology.*" Univ. Pre. Publ., 2, No. 2
2. Kruskal, J. B. (1974), "*Multidimensional Scaling by Optimizing Goodness of Fit to a Nonmetric Hypothesis,*" Psychometrika, 29 − 1, pp. 1 ~ 27
3. Peryam, D. R. (1970), Food preferences of men in the U. S. Armed Forces, Dept. of Army
4. Satty, T. L. (1985), "*A Scaling Method for Priorities in Hierarchical Structures,*" Journal of Mathematical Psychology, Vol. 15, No. 3, pp. 234 ~ 281
5. Scheffe', H. (1962), "*Analysis of Variance for Paired Comparisons,*" J. Am. Stat. Ass., 47, pp. 381 ~ 400
6. Shepard, R. N. (1982), Multidimensional Scaling I, II, Seminar Press
7. Triantaphyllou, E. (1989), "*An Examination of the Effectiveness of Multidimensional Decision-Making Methods : A Decision-Making Paradox,*" International Journal of Decision Support Systems, No. 5, pp. 303 ~ 312
8. 增山 英太郎 (1990), "*Scheffe'* の 一對比較法に 關 する 考察", 第 19回 官能検査 シンポヅウム 報文集, 日科技連, pp. 15 ~ 22