한국농화학회지 Vol. 20, No. 3, Sept. 1977
J. Korean Agricultural Chemical Society

官能檢査에 關한 硏究

〔第 3 報〕 標準試料對 1對比較法에 대하여

洪 鎭
株式會社 금복주 硏究室
(1976년 10월 1일 수리)

Studies on Sensory Evaluation

〔Part Ⅲ〕 Pair Comparison with Standard.

Hong, Jin
Central Lab. Gumbogju Brewery Co. Ltd.
(Received Oct. 1 1976)

SUMMARY

Like that mentioned in the 2nd report, because of panel's sense of psychological and physiological responsibility caused by multi-samples, great errors in experimental results are expected.

So as to cut down these errors, the new method called "Pair Comparision with Standard" that reduces test frequency and is superior in detecting power is designed, and its mathematical model is proposed.

This paper suggests that this method can be used for screening test that, first of all, selects 4-5 of multi-samples and the most efficient sensory evaluation method in laboratorial quality study is that, after screening by this method, Trio Paired Comparison[2] for the final justification is applicated.

머 릿 말

前報[1,2]에서 취급한 官能檢査의 각종 手法은 試料數가 少數(6개 以下)일때에는 檢出力이나 파넬에 미치는 영향면에서 양호한 方法이였다.

그러나 比較數가 방대하여질 경우에는 장기간에 걸쳐 시험하게 되므로 파넬에 미치는 부담감과 피로 권태효과 등으로 인해 檢出力이 저하되는 경우도 보았다.[2]

特히 어떤 제품의 품질이 원료나 재료의 混合量에 의해 결정되는 경우에는 原料別로, 水準別로 試製品을 만들어 比較하게 되겠으나 이때 試料數가 急增하므로 어떠한 手法이 가장 능률적이며 檢出力이 양호한지 手法選定에 곤란을 당하는 경우가 많다.

이 경우 사용할 수 있는 방법으로서는 選擇法, 順位法, 2點比較法, 採點法등이 있겠으나 試料數가 워낙 방대해질 경우에는 分割試驗에 依하지 않을 수 없으며 그렇게 된다면 尺度의 均一性을 欠하게 될 우려가 豫想되고 尺度의 均一性을 기하기 위해서는 釣合不完備型計劃[3]에 따라야 겠으나 이때는 파넬의 수는 물론 실험수도 또다시 방대하게 되어버리므로 硏究室的 規模에서는 일반적으로 不可能하게 된다.

이에 著者는 試驗하여야할 組合의 數를 축소하여 경제성을 높이고, 一組內의 試料數를 최소한으

로 줄여(2개를 比較하는 paired test가 최적) 判斷의 능률을 向上시키기 위해 一定試料 즉 標準品과 각 檢試料를 對比判斷케하는 「標準試料對 1對比較法을 考案, 適用시켜 본바 多數의 試料에 대한 官能檢査의 手法으로써는 特히 有用性이 높음을 認定할 수 있었기에 보고하고저 한다.

統計的 解析方法

(가) 標準試料對 1 對比較法의 내용

t개의 檢試料를 標準試料와 各各 1對比較를 行하여 標準試料와의 差의 크기로써 t개의 檢試料相互間의 差를 比較하는 일종의 間接比較方法이다.

(나) 構造模型에 대해서

t개의 檢試料 $A_1, A_2, \cdots, A_t$를 標準試料 A_S와 각각 1對로 했을때 얻어지는 t개의 組合에 대한 順序있는 對 $2t$개 全體를 N人의 파넬 $O_1, O_2, \cdots, O_N$이 각각 1回판단하는 것을 1系列로 했을때 이러한 1系列을 M회 反復實驗한다. 이때 反復實驗을 $B_1, B_2, \cdots, B_M$으로 둔다.

지금 파넬 O_l이 順序있는 對 즉(A_i, A_s)와 (A_s, A_j)에 대해 反復試驗 B_k회째에 부여한 評點을 各各 x_{ilk}와 x_{jlk}라고 表示한다. 但 $i=j=1,2,\cdots,t$이며 i는 檢試料 A_i를 먼저, 標準試料 A_s를 나중에 본 것을 의미하고 j는 그 逆順을 의미한다. 이때 標準試料 A_s에 대한 假想評點을 x_{slk}라고 하고 檢試料에 대한 假想評點을 x_{tlk}라고 하면 兩試料의 評點差로 表示한 評點 x_{ilk}와 x_{jlk}는 각각

$$x_{ilk}=x_{tlk}-x_{slk} \tag{1}$$

$$x_{jlk}=x_{slk}-x_{tlk} \tag{2}$$

의 관계에 있다.

여기서 x_{ilk}와 x_{jlk}를 일반적으로 x_{qlk}라고 하고 x_{qlk}의 構造模型을 나타내면 다음과 같다.

$$x_{qlk}=(\alpha_i-\alpha_j)+(\alpha_{il}-\alpha_{jl})+(\alpha_{ik}-\alpha_{jk})+(\alpha_{ilk}-\alpha_{jlk})+\gamma_q+\delta+\delta_l+\delta_k+\delta_{lk}+\varepsilon_{qlk} \cdots(3)$$

여기서

α_i ; 標準試料 A_s에 대한 檢試料 A_i의 파넬 전체의 평균적기호도로써, 즉 x_{ikk}의 主效果를 의미 일반적으로 x_{qlk}의 主效果를 α_q라 두고 x_{tlk}와 x_{slk}의 假想主效果를 각각 a_t와 a_s라고 두면

$\alpha_i=a_t-a_s$, $\alpha_j=a_s-a_t$이며

$\sum a_t=\sum(\alpha_i+a_s)=0$으로 된다. 또한

$L_i=-\alpha_j$의 관계에 있다. 以下 各效果에 대해서도 同一하게 假定한다.

α_{il} ; 標準試料 A_s에 대한 檢試料 A_i의 파넬別기호도

α_{ik}; 反復別 기호도

α_{ilk}; 기호도의 反復別 個人差

γ_q; γ_i 또는 γ_j로써(A_i, A_s)및 (A_s, A_j)에 대한 組合效果

δ; 平均的 順序效果

δ_l; 順序效果의 個人差

δ_k; 順序效果의 反復差

δ_{lk}; 順序效果의 個人別 反復差

ε_{qlk}; 殘差로써 統計的으로 獨立이며 定해진 順序있는對 즉(A_i, A_s) 및 (A_s, A_j)에 대해 同一한 平均을 갖고 $V(\varepsilon_{qlk})=\sigma^2$으로 된다. 다음으로 定規性을 假定한다.

(다) 母數의 推定

$$\hat{\alpha}_i=\frac{1}{2NM}(x_{i\cdot\cdot}-x_{j\cdot\cdot}) \tag{4}$$

$$\hat{\alpha}_{il}=\frac{1}{2M}(x_{il\cdot}-x_{jl\cdot})-\alpha_i \tag{5}$$

$$\hat{\alpha}_{ik}=\frac{1}{2N}(x_{i\cdot k}-x_{j\cdot k})-\hat{\alpha}_i \tag{6}$$

$$\hat{\alpha}_{ilk}=\frac{1}{2}(x_{jlk}-x_{jlk})-\hat{\alpha}_i-\hat{\alpha}_{il} \tag{7}$$

$$\hat{\gamma}_i=\frac{1}{2NM}(x_{i\cdot\cdot}+x_{j\cdot\cdot})-\hat{\delta} \tag{8}$$

$$\hat{\delta}=\frac{1}{2tNM}(\sum x_{i\cdot\cdot}+\sum X_{j\cdot\cdot}) \tag{9}$$

$$\hat{\delta}_l=\frac{1}{2tM}(\sum_i x_{il\cdot}+\sum_j x_{jl\cdot})-\hat{\delta} \tag{10}$$

$$\hat{\delta}_k=\frac{1}{62tM}(\sum_i x_{i\cdot k}+\sum_j x_{j\cdot k})-\hat{\delta} \tag{11}$$

$$\hat{\delta}_{lk}=\frac{1}{2s}(\sum_i x_{ilk}+\sum_j x i_{lk})-\hat{\delta}-\hat{\delta}_l \tag{12}$$

(라) 平方和의 計算

$$S_\alpha=\frac{1}{2NM}\sum_i(x_{i\cdot\cdot}-x_{j\cdot\cdot})^2 \tag{13}$$

$$S_{\alpha(O)}=\frac{1}{2M}\sum_i\sum_l(x_{il\cdot}-x_{jl\cdot})^2-S_\alpha \tag{14}$$

$$S_{\alpha(B)}=\frac{1}{2N}\sum_i\sum_k(x_{i\cdot k}-x_{j\cdot k})^2-S_\alpha \tag{15}$$

$$S_{\alpha(O)(B)}=\frac{1}{2}\sum_i\sum_l\sum_k(x_{ilk}-x_{jlk})^2-S_\alpha-S_{\alpha(O)} \tag{16}$$

$$S_\gamma=\frac{1}{2NM}\sum_i(x_{i\cdot\cdot}+x_{j\cdot\cdot})^2-S_\delta \tag{17}$$

$$S_\delta=\frac{1}{2tNM}(\sum_i x_{i\cdot\cdot}+\sum_j x_{j\cdot\cdot})^2 \tag{18}$$

$$S_{\delta(O)}=\frac{1}{2tM}\sum_l\{\sum_i x_{il\cdot}+\sum_j x_{jl\cdot}\}^2-S_\delta \tag{19}$$

$$S_{\delta(B)}=\frac{1}{2tN}\sum_k\{\sum_i x_{i\cdot k}+\sum_j x_{j\cdot k}\}^2-S_\delta \tag{20}$$

$$S_{\delta(O)(B)}=\frac{1}{2t}\sum_l\sum_k\{\sum_i x_{ilk}+\sum_j x_{jlk}\}^2-S_\delta-S_{\delta(O)} \tag{21}$$

$$S_T=\sum_i\sum_l\sum_k x_{ilk}^2+\sum_j\sum_l\sum_k x_{jlk}^2 \quad (22)$$

$$S_e=S_T-S_\alpha-S_{\alpha(O)}-S_{\alpha(B)}-S_{\alpha(O)(B)}-S_\gamma-S_\delta-S_{\delta(O)}-S_{\delta(B)}-S_{\delta(O)(B)} \quad (23)$$

以上과 같이 計算한 平方和에 의해 分析散分表를 만들면 表 I 과 같다.

(마) 歸無假說에 대한 檢定

(1) 標準試料 A_s와 檢試料 A_i와의 差의 檢定

이때의 Yardstick은 다음과 같다.

表 1. 分散分析表

要 因	平方和	自 由 度
平均嗜好度	S_α	$(t-1)$
嗜好度의 個人差	$S_{\alpha(O)}$	$(t-1)(N-1)$
嗜好度의 反復差	$S_{\alpha(B)}$	$(t-1)(M-1)$
嗜好度의 個人別 反復差	$S_{\alpha(O)(B)}$	$(t-1)(N-1)(M-1)$
組合效果	S_γ	$(t-1)$
平均的 順序效果	S_δ	1
順序效果의 個人差	$S_{\delta(O)}$	$(N-1)$
順序效果의 反復差	$S_{\delta(B)}$	$(M-1)$
順序效果의 個人別 反復差	$S_{\delta(O)(B)}$	$(N-1)(M-1)$
殘差	S_e	
合 計	S_T	$(2tNM-1)$

$$Y_\phi=q_\phi\sqrt{\frac{\hat{\sigma}^2}{2\times 2\times NM}} \quad (24)$$

단 ϕ는 위험율이며 $\hat{\sigma}^2$은 分散分析表에서의 殘差의 不偏分散値이다.

α_i의 推定値를 計算하여

$Y_\phi<|\hat{\alpha}_i|$이면

위험율 ϕ에서 有意이다. 이때 $\hat{\alpha}_i$의 부호가 +면 $A_i>A_s$, 一면 $A_i<A_s$라고 인정된다.

(2) 檢試料相互間의 差의 檢定

이때의 Yardstick은 다음과 같다.

$$Y_\phi=q_\phi\sqrt{\frac{\hat{\sigma}^2}{2tNM}} \quad (25)$$

但 t는 檢試料數이다.

$\hat{\alpha}_1$를 計算한 후 Y_ϕ로써 信賴區間을 구하며 前報[1]와 같이 檢定하면 된다.

實驗 및 結果

本手法을 Scheffé's method의 第1新法에 의한 실험결과와 比較키 위해서 第1報[1]에서 보고한 실험 데타를 그대로 인용처리 하였다. 즉 第1報에서는 檢試料로써 A_1, A_2, A_3, A_4, A_5를 相互 對를 지어 順序있는 對 20개에 대해 3회 반복 실험하였는바 여기서는 그때 얻어진 데타를 편의상 A_1을 標準試料A_s로 해서 A_1과 A_2, A_3, A_4, A_5간의 順序있는 對照을 전부골라내어서 本法에 의해 處理解析한 결과를 보이기로 한다. 表 2~5는 이렇게 해서 골라낸 데타를 本法에 의해 處理하기 위해 정리한 表이다. 이들 表에 의해 平方和를 계산하여 作成한 分散分析表(表 6)를 보면 平均的 嗜好度도 1%의 위험율로 有意差가 認定되며 나머지 效果들에대한 有意性도 第1報의 Scheffé's method의 第1新法에 따라 해석한 결과와 거의 같다. 다음에 檢試料 A_2, A_3, A_4, A_5의 推定值 $\hat{\alpha}_i$를 계산한 결과가 表7로써 먼저 標準試料와 檢試料間의 比較에서는 標準試料 A_s $(=A_1)$이 檢試料 A_3, A_5보다 1%의 위험율로 좋다고 인정되어 第 1報의 결과와 完全히 一致가 된다.

그리고 檢試料相互間의 比較에서는 $A_2>A_3, A_5$,

表 2. 第1回 採點結果

파넬 O_1

	1	2	3	4	計
x_{i11}	0	+1	+1	−1	+1
x_{j11}	−1	+2	0	+2	+3
$x_{i11}-x_{j11}$	+1	−1	+1	−3	+4

파넬 O_2

	1	2	3	4	計
x_{i21}	−1	−2	−1	−2	−6
x_{j21}	−2	+1	−3	+1	−3
$x_{i21}-x_{j21}$	+1	−3	+2	−3	−9

파넬 O_3

	1	2	3	4	計
x_{i31}	−1	0	+3	−1	+1
x_{j21}	−1	+1	+2	+1	+3
$x_{i31}-x_{j31}$	0	−1	+1	−2	+4

파넬 O_4

	1	2	3	4	計
x_{i41}	0	+1	−2	−2	−3
x_{j41}	0	+2	−1	+2	+3
$x_{i41}-x_{j41}$	0	−1	−1	−4	0

파넬 O_5

	1	2	3	4	計
x_{i51}	0	−1	−1	+1	−1
x^f_{51}	0	0	+3	+2	+5
$x_{i51}-x_{j51}$	0	−1	−4	−1	+4

파넬合計

	1	2	3	4	計
$x_{i\cdot1}$	−2	−1	0	−5	−8
$x_{j\cdot1}$	−4	+6	+1	+8	+11
$x_{i\cdot1}-x_{j\cdot1}$	+2	−7	−1	−13	+3

表 3. 第2回 採點結果

파넬 O_1

	1	2	3	4	計
x_{j12}	−1	−1	−1	−1	−4
x_{j12}	+1	+1	+1	+1	+4
$x_{i12}-x_{j12}$	−2	−2	−2	−2	0

파넬 O_2

	1	2	3	4	計
x_{i22}	−1	+1	+1	+2	+3
x_{j22}	+1	+3	0	+3	+7
$x_{i22}-x_{j22}$	−2	−2	+1	−1	+10

파넬 O_3

	1	2	3	4	計
x_{i32}	+2	+1	+1	+2	+6
x_{j32}	−1	−1	−1	+1	−2
$x_{i32}-x_{j32}$	+3	+2	+2	+1	+4

파넬 O_4

	1	2	3	4	計
x_{i42}	+2	−2	+2	−1	+1
x_{j42}	+2	−1	0	+2	+3
$x_i^{42}-x_{j42}$	0	−1	+2	−3	+4

파넬 O^5

	1	2	3	4	計
x_{i52}	+1	−1	−2	−1	−3
x_{j52}	+1	+1	+2	+1	+5
$x_{i52}-x_{j52}$	0	−2	−4	−2	+2

파넬 合計

	1	2	3	4	計
$x_{i\cdot 2}$	+3	−2	+1	+1	+ 3
$x_{j\cdot 2}$	+4	+3	+2	+8	+17
$x_{i\cdot 2}-x_{j\cdot 2}$	−1	−5	−1	−7	+20

表 4. 第3回 採點結果

파넬 O_1

	1	2	3	4	計
x_{i13}	+1	−2	−1	−1	−3
x_{j13}	0	+1	−1	+2	+2
$x_{i13}-x_{j13}$	+1	−3	0	−3	−1

파넬 O_2

	1	2	3	4	計
x_i^{23}	+1	−3	−1	−1	−4
x_{j23}	+1	+3	−1	+2	+5
$x_{i23}-x_{j23}$	0	−6	0	−3	+1

파넬 O_3

	1	2	3	4	計
x_{i33}	+1	0	0	−1	0
x_{j33}	−1	−1	+2	−1	−1
$x_{i33}-x_{j33}$	+2	+1	−2	0	−1

파넬 O_4

	1	2	3	4	計
x_{i43}	−1	0	−1	+1	−1
x_{j43}	−1	+2	+1	+2	+4
$x_{i43}-x_{j43}$	0	−2	−2	−1	+3

파넬 O_5

	1	2	3	4	計
x_{i53}	+1	0	−2	+1	0
x_{j53}	+1	+2	+1	−2	+2
$x_{i53}-x_{j53}$	0	−2	−3	+3	+2

파넬 合計

	1	2	3	4	計
$x_{i\cdot 3}$	+3	−5	−5	−1	− 8
$x_{j\cdot}$	0	+7	+2	+3	+12
$x_{i\cdot 3}-x_{j\cdot 3}$	+3	−12	−7	−4	+ 4

表 5. 反復合計 및 總合計

파넬 O_1

	1	2	3	4	計
$x_{i1\cdot}$	0	−2	−1	−3	−6
$x_{j1\cdot}$	0	+4	0	+5	+9
$x_{i\cdot}-x_{j1\cdot}$	0	−6	−1	−8	+3

파넬 O_2

	1	2	3	4	計
$x_{i2\cdot}$	−1	−4	−1	−1	−7
$x_{j2\cdot}$	0	+7	−4	+6	+9
$x_{i2\cdot}-x_{j2\cdot}$	−1	−11	+3	−7	+2

파넬 O_3

	1	2	3	4	計
$x_{i3\cdot}$	+2	+1	+4	0	+7
$x_{j3\cdot}$	−3	−1	+3	+1	0
$x_{i3\cdot}-x_{j3\cdot}$	+5	+2	+1	−1	+7

O_4 파넬

	1	2	3	4	計
$x_{i4\cdot}$	+1	−1	−2	−2	−3
$x_{j4\cdot}$	+1	+3	0	+6	+10
$x_{i4\cdot}-x_{j4\cdot}$	0	−4	−1	−8	+7

파넬 O_5

	1	2	3	4	計
$x_{i5\cdot}$	+2	−2	−5	+1	−4
$x_{j5\cdot}$	+2	+3	+6	+1	+12
$x_{i5\cdot}-x_{j5\cdot}$	0	−5	−11	0	+8

파넬合計

	1	2	3	4	計
$x_{i\cdot\cdot}$	+4	−8	−4	−5	−13
$x_{\cdot\cdot}$	0	+16	+5	+19	+40
$x_{i\cdot\cdot}-x_{j\cdot\cdot}$	+4	−24	−9	−24	+27

表 6. 分散 分析表

要	因	平方和	自由度	不偏分散	分散比
平均嗜好度	S_{α}	41.63	3	13.88	12.154**
嗜好度의 個人差	$S_{\alpha(O)}$	48.2	12	4.02	3.52 **
嗜好度의 反復差	$S_{\alpha(B)}$	10.07	6	1.68	
嗜好度의 個人別 反復差	$S_{\alpha(O)(B)}$	41.67	24	1.74	
組合効果	S_{γ}	3.158	3	1.05	
平均的順序効果	S_{δ}	6.075	1	6.075	5.32*
順序効果의 個人差	$S_{\delta(O)}$	1.217	4	0.304	
順序効果의 反復差	$S_{\delta(B)}$	4.55	2	2.28	
順序効果의 個人別 反復差	$S_{\delta(O)(B)}$	27.833	6	4.64	4.06**
殘差	S_{e}	66.237	58	1.142	
合 計	S_{T}	251	119		

** 위험율 1%로 有意　　* 위험율 5%로 有意

表 7. 平均嗜好度

i	$\hat{\alpha}_i$
$1=A_2$	0.1333
$2=A_3$	−0.80
$3=A_4$	−0.30
$4=A_5$	−0.80

라는 것이 1%의 위험율로 $A_2>A_4$와 $A_4>A_3$, A_5 라는 것이 5%의 위험율로 인정되었다. 따라서 標準試料對 1對比較法에 의할 경우 Scheffé's method의 第1新法에 의하는 것보다. 過多하게 有意差가 認定된다.

考 察

標準試料對 1對比較法은 檢試料 相互間을 直接比較判斷하는 方法이 아니라 標準品을 媒體로 한 間接的인 比較이므로 이를 根據로 하여 各 檢試料 相互間의 品質差를 決定하는데는 限界가 있다. 그러나 製品開發에 있어서 原料의 最適配合比率[(4)(5)]을 결정한다든가 多數의 市販品을 수집하여 自社의 제품과 優劣을 가리기 위한 관능검사를 행할 경우에는 前者의 경우에는 기존제품(自社, 他社의 것을 불문하고)중에서 적절한 것을 골라 後者의 경우에는 自社의 제품을 標準品으로 하여 실험하면 餘他의 手法보다는 良好한 成果를 걷을 수 있다.

特히 本手法은 多數의 試料中에서 優秀한 品質의 試料를 1次로 4～5개 선발하는 Screening test로써 사용하기 위한 目的에서 考案된 것으로써 앞의 결과에서도 보듯이 Scheffé's method의 第1新法에 比해 試料間의 有意差가 過多하게 나타나므로 이러한 目的에는 매우 적절한 手法이라고 하겠다.

要 約

(가) 檢試料數가 방대하게 되면 관능검사에 장기간을 요하므로 파넬에 미치는 부담감과 권태 피로등의 効果때문에 실험결과에 誤差가 크게 발생할 우려가 있다.

(나) 多數의 檢試料일 경우 試驗數를 축소시키는 반면에 檢出力이 양호한 手法으로써 새로이 標準試驗對 1對比較法을 考案적용한 결과 良好한 成果를 얻을 수 있었다,

(다) 本手法은 特히 試料數가 많을때 그중에서 4～5개를 우선 선발하는 Screening test로 活用할 수 있음을 알았다.

(라) 本手法으로 Screening한 檢試料에 대해 3角 1對比較法[(2)]으로 精査하여 최종판단을 내리는 일련의 과정을 거치도록 하는 것이 연구실적인 품질연구에 있어서는 가장 능률적인 관능검사의 방법이라고 할수 있다.

끝으로 本稿를 校閱해 주신 서울대학교 농과대학장 李春寧박사님과 同大學敎授 李啓瑚博士님께 심심한 感謝의 말씀을 드리며 始終실험과 결과정리를 맡아준 河炫八君과 여러동료들께 深謝한다.

參考文獻

(1) 洪鎭；官能檢査에 관한 硏究(第1報), 韓農化 **20**, 210 (1977)

(2) 洪鎭；官能檢査에 관한 硏究(第2報), 韓農化

20, 270 (1977)

(3) Calvin, L.D.; Doubly Balalanced Incomplete Block Designs For Experiments in which the Treatment Effects are Correlated, Biometrics, **10**, 61～88(1954)

(4) Scheffé, H.; Experiments with Mixtures, Jour. Roy. Stat. Soc., Ser. B, **20**, 344～360 (1958)

(5) Scheffé, H; The Simplex-Centroid Design For Experiments with Mixtures Jour. Roy. Stat. Soc., Ser. B, **B25**, 235～263 (1963)