U. D. C. 658.562：621.742.4

鋳 物 砂 水 分 の 官 能 検 査

Sensory Tests for Moisture Content of Molding Sand

坂 井 直 美*
Naomi Sakai

内 容 梗 概

鋳物工業における官能検査の一例として，握りの感覚を利用した鋳物砂水分の官能検査について統計的考察を試みたものである。

すなわち，サンドミキサーを用いて給水量のみを等間隔に変え，試料として水分の異なった5種類の肌砂を作り，8名の判定者を選定し，水分の多い少ないの判定について一対比較実験，標準試料との比較実験，全試料の順位づけ実験の三つの実験を行った結果，5種類の試料間には識別できる差が存在し，8人の判定者は再現能力をもって大体一致した正しい判定をしているということが明らかになり，水分の官能検査を実用する価値を認めた。

1. 緒　　言

人間の五感に訴えて品質の良否を判定する検査，すなわち，人間が計測器であるところの官能検査は，最近品質管理における大きな問題として注目されるようになった。

品質の特性は，客観的に測れる量で表現することが望ましいが，味や嗅のように測定が非常に困難なものや，嗜好のように本質的に測定が不可能なものもある。また，測定は可能であっても，測定に時間が長くかかったり，測定費用が高くなったりするので，人間の感覚の方がはるかに便利であり，しかも相当信頼できる場合が多い。

したがって，計測器の進歩に伴い，測定困難な領域は，次第にせまくなりつつある反面，官能検査が工業における実際の工程では依然として用いられており，計量化が困難である鋳物工業もその例外的なものではない。

ここでは一例として，握りの感覚を利用した鋳物砂水分の官能検査について統計的考察を試みた結果を報告する。

2. 鋳物砂水分の官能検査

2.1 目　　的

鋳物工場の現場では，熟練した作業者が，砂を一握りつかんでみて，その時の感覚によって，砂の良否を判定することが行われている。砂を握った感じそれ自身を計量化することは困難であるが，経験によって培われた勘によって，鋳物砂に本質的と考えられるいくつかの性質を総合して判定を下していると思われるが，砂の性質の中でも主として水分の多い少ないを感覚によって知るもののようである。

鋳物砂の水分は鋳物の品質に大きな影響を及ぼすので，水分の測定は重要な意味をもつ。水分を測定する最もオーソドックスな方法は，試料を乾燥して含有水分が除去されたものの重量を，乾燥前の重量から差引き，乾燥前の重量で除して百分率を算出するものである。これは精度は良いが，測定に時間がかかる。水分を電気的に測定する計器も考えられているが，水分以外のほかの要素の影響が入るので，前者に比して精度が悪く，また，高価である。そこで，「握り」が原始的な方法ではあるが，便利であるので現場では用いられている。特に調砂作業においては，握りの感覚判定の結果によって，給水量を調節することが行われている。

そこで，握りの感覚によって果してどの程度の水分の差が識別できるか，また，人によって判定が違うかどうかを調べるため実験を行った。

2.2 試　　料

シンプソンタイプのサンドミキサーを用いて，給水量のみを等間隔（1.5 l）に変え，水分の異なった5種類の肌砂を作った。混練時間はタイマーにより一定にした。

* 日立金属工業株式会社桑名工場

第1表　肌砂の配合（重量割合）

古　砂	新　砂	木節粘土	石炭粉
93.3	6.7	1.6	1.3

第2表　試料の記号と水分（%）

試　料	T_1	T_2	T_3	T_4	T_5
水　分	7.1	6.4	6.9	6.7	7.3

第3表　判　　定　　者

判定者	職　　級	年　　令
M_1	組　長	44 才
M_2	組　長	36 才
M_3	組　長	39 才
M_4	組　長	37 才
M_5	技術員	19 才
M_6	調砂作業員	36 才
M_7	調砂作業員	36 才
M_8	調砂作業員	41 才

肌砂の配合は第1表に示すとおりである。

試料の記号と水分(測定値)との対応を第2表に示す。

水分の間隔がかならずしも等間隔でないのは，回収古砂および新砂の水分の影響があるものと思われる。

5種類の肌砂は，いずれも蓋のついた一定の容器に入れた。別に T_3 と同じものを同様な容器に入れ，標準試料 (Ts) とした。

2.3 判 定 者

鋳造課に属している第3表のような8名を選んだ。

2.4 実 験

砂試験室において，次の三つの実験を午前 (11時ごろ) と，午後 (1時ごろ) おのおの1回ずつ行った。試料は同じものを繰返し使用した。また，1回目と2回目とでは，試料の配列を変え，さらに記号も書き直した。

2.4.1 実験1 (一対比較実験)

5種類の試料 T_1, T_2, T_3, T_4, T_5 を二つずつ組合わせ，順序をランダムにして，どちらが水分が多いか少ないかを1人ずつ独立に判定させた。

2.4.2 実験2 (標準試料との比較実験)

T_1, T_2, T_3, T_4, T_5 の水分が，標準試料 (Ts) と比べて，かなり多い，やや多い，同程度，やや少ない，かなり少ない，のいずれに該当するかを判定させ

第4表 一 対 比 較 実 験

繰返し		1										2										計	間違率 (%)
組合せ		T_1 T_2	T_1 T_3	T_1 T_4	T_1 T_5	T_2 T_3	T_2 T_4	T_2 T_5	T_3 T_4	T_3 T_5	T_4 T_5	T_1 T_2	T_1 T_3	T_1 T_4	T_1 T_5	T_2 T_3	T_2 T_4	T_2 T_5	T_3 T_4	T_3 T_5	T_4 T_5		
定者判 M_1	T_1	1	1	1	①							1	1	1	2							9	
	T_2	2				2	2	2				2				2	2	2				16	
	T_3		2			1			②	2			2			1			②	2		14	15
	T_4			2			1		①		2			2			1		①		2	12	
	T_5				②			1		1	1				1			1		1	1	9	
判定者 M_2	T_1	1	1	1	①							1	②	1	2							10	
	T_2	2				2	2	2				2				2	2	2				16	
	T_3		2			1			②	2			①			1			②	2		13	20
	T_4			2			1		①		2			2			1		①		2	12	
	T_5				②			1		1	1				1			1		1	1	9	
判定者 M_3	T_1	1	1	1	2							1	②	②	2							12	
	T_2	2				2	2	2				2				2	2	2				16	
	T_3		2			1			②	2			①			1			②	2		13	20
	T_4			2			1		①		2			①			1		①		2	11	
	T_5				1			1		1	1				1			1		1	1	8	
判定者 M_4	T_1	1	1	1	2							1	1	1	2							10	
	T_2	2				2	2	2				2				2	2	2				16	
	T_3		2			1			②	2			2			1			1	2		13	5
	T_4			2			1		①		2			2			1		2		2	13	
	T_5				1			1		1	1				1			1		1	1	8	
判定者 M_5	T_1	1	1	1	2							1	1	②	①							10	
	T_2	2				2	2	2				2				2	2	2				16	
	T_3		2			1			②	2			2			1			1	2		13	15
	T_4			2			1		①		2			①			1		2		2	12	
	T_5				1			1		1	1				②			1		1	1	9	
判定者 M_6	T_1	1	1	1	2							1	②	1	①							10	
	T_2	2				2	2	2				2				2	2	2				16	
	T_3		2			1			1	2			①			1			②	2		12	15
	T_4			2			1		2		2			2			1		①		2	13	
	T_5				1			1		1	1				②			1		1	1	9	
判定者 M_7	T_1	1	②	1	2							1	1	1	2							11	
	T_2	2				2	2	2				2				2	2	2				16	
	T_3		①			1			1	2			2			1			②	2		12	10
	T_4			2			1		2		2			2			1		①		2	13	
	T_5				1			1		1	1				1			1		1	1	8	
判定者 M_8	T_1	1	1	1	2							1	1	1	①							9	
	T_2	2				2	2	2				2				2	2	2				16	
	T_3		2			1			1	2			2			1			1	2		12	5
	T_4			2			1		2		2			2			1		2		2	14	
	T_5				1			1		1	1				②			1		1	1	9	

注：表中丸印は正しい順序と判定が逆であることを示す。

た。

2.4.3　実験3（全試料の順位づけ実験）

T_1, T_2, T_3, T_4, T_5 を水分の少ない方から多い方へ，順番に一列に並べさせた。

3.　実験結果と統計的解析

3.1　実験1の場合

判定結果は，**第4表**のとおりである。この表で，たとえば判定者 M_1 は第1回の実験では，(T_1T_2) の組合せに対して，T_1 の方が T_2 よりも水分が多いことを示している。

そこで Bradley の方法[(1)~(4)] によって，判定者別に処理差の検定を行う。

t 通りの処理法によって作られた T_1, T_2, ……, T_t がそれぞれ真の rating（優先度）π_1, π_2, ……, π_t をもっていると考え，この rating は次の性質をもっているものとする。

（1）　$\pi_i \geqq 0$, $\sum_{i=1}^{t} \pi_i = 1$ $(i=1, \cdots\cdots, t)$

（2）　T_i と T_j とを組合せて比較するとき，T_i の方が T_j よりも多いと判定され，順位1を得る確率は $\dfrac{\pi_i}{(\pi_i+\pi_j)}$ で与えられる。

すべての処理の間に差がないという帰無仮説 $H_0 : \pi_i = \dfrac{1}{t}$ $(i=1,\ 2, \cdots\cdots,\ t)$ を対立仮説 $H_1 : \pi_i \neq \pi_j$ $(i \neq j)$ に対して検定する。

π_1, π_2, ……, π_t の最尤推定量を p_1, p_2, ……, p_t とすれば，これは次式から求められる。

$$\frac{ai}{pi} - n\sum_{i<j}(p_i+p_j)^{-1} = 0 \quad (i,\ j=1, \cdots\cdots, t) \ldots (1)$$

$$\sum_i p_i = 1 \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (2)$$

ただし，$a_i = 2n(t-1) - \sum_{j \neq i} \sum_{k=1}^{n} r_{ijk}$ ……………(3)

検定のための統計量は

$$B_1 = n\sum_{i<j} \log(p_i+p_j) - \sum_i \{2n(t-1) - \sum_{j \neq i} \sum_{k=1}^{n} r_{ijk}\} \log p_i \quad \ldots\ldots\ldots\ldots (4)$$

である。r_{ijk} は T_i と T_j との組合せの第 k 回目の繰返しにおいて，T_i のとる順位を表わす。$r_{ijk}+r_{ijk}=3$ であって r_{ijk} は1か2の値をとる。

数表[(4)]により Σr_1, Σr_2, Σr_3, Σr_4, Σr_5, に対する p_1, p_2, p_3, p_4, p_5 の値，B_1 の値および帰無仮説の下でその B_1 以上の値が得られる確率（有意水準）P を求めると**第5表**のようになる。

したがって，すべての処理の間に差がないという帰無仮説は，各判定者とも，有意水準1％で棄却される。

すなわち，T_1, T_2, T_3, T_4, T_5 の間には，どの判定者によっても識別できる差が存在するということになる。

第5表　Bradley の方法による検定

	Σr_1	Σr_2	Σr_3	Σr_4	Σr_5	p_1	p_2	p_3	p_4	p_5	B_1	P
M_1	9	16	14	12	9	.50	—	—	—	.50	.602	.0006
M_2	10	16	13	12	9	.29	—	.04	.08	.60	2.359	.0090
M_3	12	16	13	11	8	—	—	—	—	1	1.498	.0030
M_4	10	16	13	13	8	—	—	—	—	1	0.602	.0006
M_5	10	16	13	12	9	.29	—	.04	.08	.60	2.359	.0090
M_6	10	16	12	13	9	.29	—	.08	.04	.60	2.359	.0090
M_7	11	16	12	13	8	—	—	—	—	1	1.498	.0030
M_8	9	16	12	14	9	.50	—	—	—	.50	.602	.0006

なお，2回の実験における計20個の組合せに対する間違い率（％）が**第4表**に示してある。

さらに，Kendall-Smith の方法[(5)(6)]によって判定者の識別能力を調べてみる。

判定者が砂の水分を識別し，一次元的な規準によって多い少ないの判定をしておれば，たとえば，T_4 よりも T_3 の方が多く，T_3 よりも T_1 の方が多いと判定するときは，T_4 よりも T_1 の方が多いという判定が行われるはずであるが，実際には T_4, T_3, T_1 の間の差をはっきりと識別できぬために，確率的な判定となって，$T_4 \to T_3 \to T_1 \to T_4$ のような循環三角形（circular triad）を作ることがある。

循環三角形の数を d とすると，処理数 t が奇数の場合，判定の一致性の係数[(5)(6)]（coefficient of consistency）ζ は次式で定義される。

$$\zeta = 1 - \frac{24d}{t^3-t} \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (5)$$

ζ の最大値は1で，最小値は0であり，ζ が1に近ければ一次元的に順位づけられているものとみなされる。

第6表は循環三角形を示したものである。これより，判定者はいずれもおおむね識別能力を有しているものといえよう。

次に，各判定間の一致性を調べるため，各組合せにおいて水分が多いと判定された方に1，少ないと判定された方に0を与えて集計すると**第7表**のようになる。

判定者の数を m とすると，Kendall-Smith の一致係数[(6)(7)]（coefficient of agreement）は，

$$u = \frac{2\,\Sigma}{\binom{m}{2}\binom{t}{2}} - 1 \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (6)$$

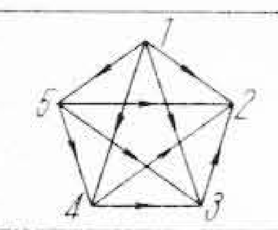
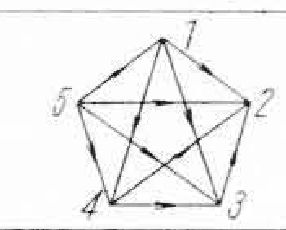
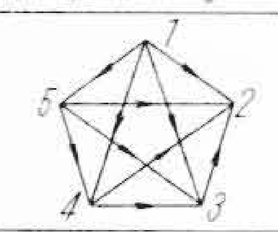
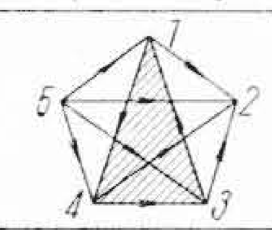
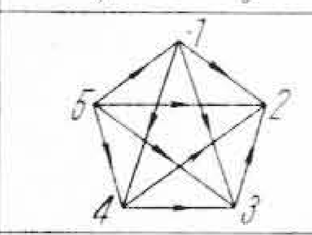
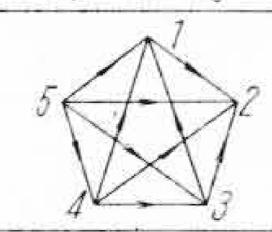
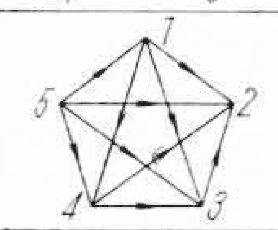
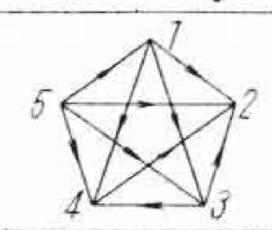
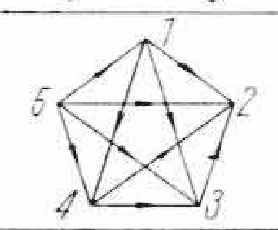
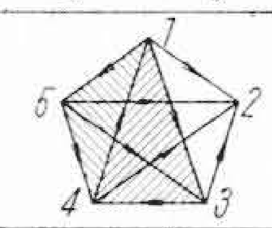
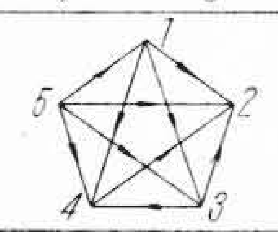
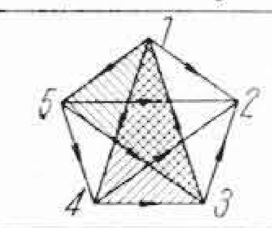
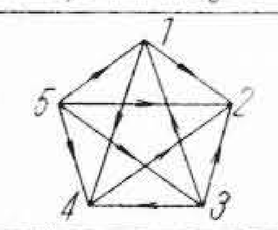
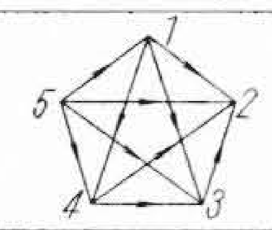
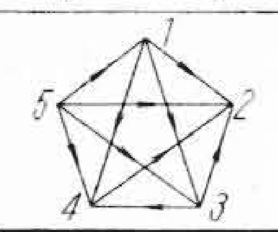
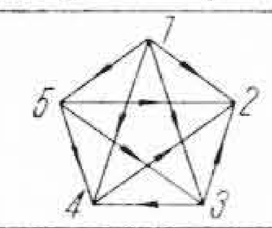
で与えられる。

ただし，

$$\Sigma = \sum_{i \neq j} \binom{x_{ij}}{2} = \Sigma' x^2_{ij} - m\, \Sigma' x_{ij} + \binom{m}{2}\binom{t}{2} \ \ldots (7)$$

（x_{ij} はセルに入る数で，Σ' は対角線の下半分の和を意味する。）

第6表 循 環 三 角 形

繰返し	1			2		
	循環三角形	d	ζ	循環三角形	d	ζ
M_1		0	1*		0	1*
M_2		0	1*		1	0.8
M_3		0	1*		0	1*
M_4		0	1*		0	1*
M_5		0	1*		2	0.6
M_6		0	1*		2	0.6
M_7		0	1*		0	1*
M_8		0	1*		0	1*

第7表 判定者間の一致性の検定

繰返し	1					2					総 合				
	T_1	T_2	T_3	T_4	T_5	T_1	T_2	T_3	T_4	T_5	T_1	T_2	T_3	T_4	T_5
T_1	—	8	7	8	2	—	8	5	6	3	—	16	12	14	5
T_2	0	—	0	0	0	0	—	0	0	0	0	—	0	0	0
T_3	1	8	—	3	0	3	8	—	3	0	4	16	—	6	0
T_4	0	8	5	—	0	2	8	5	—	0	2	16	10	—	0
T_5	6	8	8	8	—	5	8	8	8	—	11	16	16	16	—

$$\chi_0{}^2=\frac{4}{m-2}\left\{\Sigma-\frac{1}{2}\binom{m}{2}\binom{t}{2}\frac{m-3}{m-2}\right\}\cdots(8)$$

が近似的に自由度

$$\phi=\binom{t}{2}\frac{m(m-1)}{(m-2)^2}\cdots\cdots\cdots\cdots(9)$$

なる χ^2 分布に従うことにより検定を行う。

第1回目は,

$\Sigma=239$, $u=0.707$, $\chi_0{}^2=81.6$, $\phi\doteqdot16$

となり，$\chi^2(16,\ 0.01)=32.0$ であるから，危険率1％で有意である。

第2回目は,

$\Sigma=223$, $u=0.593$, $\chi_0{}^2=70.9$, $\phi\doteqdot16$

となり，これも危険率1％で有意である。

第1回目と第2回目を総合したものについては,

$\Sigma=1{,}009$, $u=0.682$, $\chi_0{}^2=129.1$, $\phi\doteqdot12$

となり，$\chi^2(12,\ 0.01)=26.2$ であるから，危険率1％で有意である。

したがって，8人の判定者の判定は一致しているといえる。

なお，第7表をリーグ戦と考え勝率を求めると，1と0の値が多く表われるので，mosteller の方法(6)は適用しなかった。

3.2 実験2の場合

第8表のように評点を与え，数量化を行うと実験結果は第9表のとおりである。

繰返しRを1つの因子と考え，三元配置法として分散分析を行うと，分散分析表は第10表のようになる。

交互作用 T×R，M×R，T×M×R を交絡して誤差とみなし検定すると，主効果Tのみが1％の危険率で有意となる。

主効果Tを図示すると第1図のとおりである。図には信頼度95％の信頼限界が記入してある。

T_5 と T_1 の差は5％の危険率で有意であり，T_1 と T_3 の差は1％の危険率で有意である。T_3 と T_4 の間には有意差は認められないが，T_4 と T_2 の間には1％

第8表 評 点 の 与 え 方

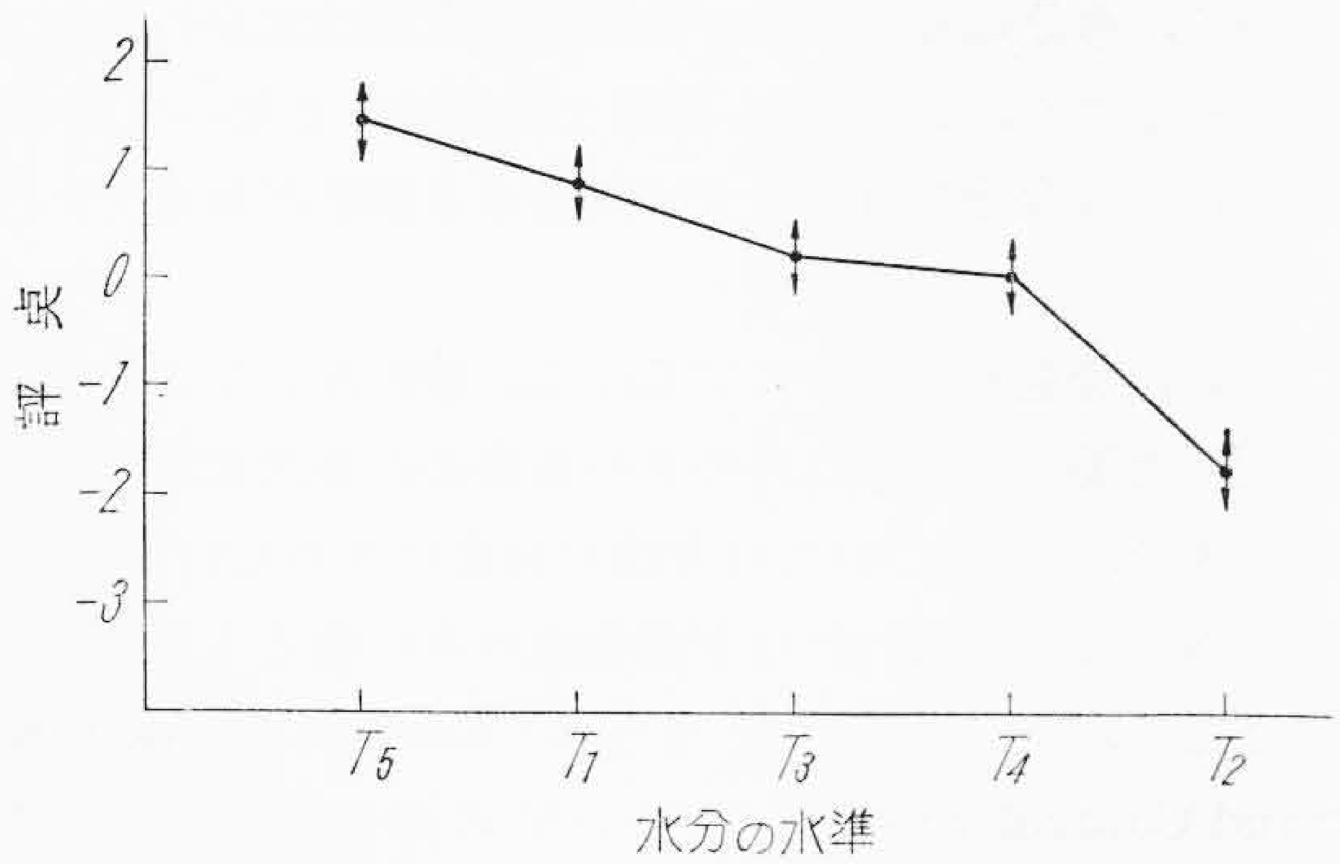
標準試料と比較して	かなり多い	やや多い	同程度	やや少ない	かなり少ない
評　　点	2	1	0	−1	−2

第9表 標準試料との比較実験

繰返し	R_1					R_2				
判定者 ＼ 処理	T_1	T_2	T_3	T_4	T_5	T_1	T_2	T_3	T_4	T_5
M_1	1	−2	0	1	1	1	−1	1	0	−1
M_2	1	−2	0	−1	1	−1	−2	1	0	2
M_3	1	−2	−1	0	2	−1	−2	1	0	2
M_4	1	−2	1	0	2	0	−2	1	0	2
M_5	1	−2	0	1	2	2	−2	−1	0	1
M_6	1	−2	−1	0	1	1	−2	−1	0	1
M_7	1	−2	0	−1	2	2	−1	0	1	2
M_8	1	−1	1	0	2	2	−1	1	0	1
計	8	−15	0	0	13	6	−13	3	1	10

第10表 分 散 分 析 表

要　因	変　動	自由度	不偏分散	分散比
T	92.8250	4	23.2063	51.754**
M	4.9875	7	0.7125	1.589
R	0.0125	1	0.0125	0.042
T×M	17.5750	28	0.6277	1.399
T×R	1.6750			
M×R	2.2875	39	0.4484	
T×M×R	13.5250			
TMR	132.8875	79		



第1図 水分による評点の変化

の危険率で有意差が認められる。

3.3 実験3の場合

水分の少ないものから多い方へ1，2，3，4，5の順位をつけると，実験結果は**第11表**のとおりである。

いま，t 個の試料にm人の判定者が順位をつけるものとし，各試料ごとにm人のつけた順位の合計を X_i とする。

X_i の偏差の二乗和は

$$S=\Sigma(X_i-\overline{X})^2$$

$$=\Sigma X_i^2-t\left\{\frac{m\,(t+1)}{2}\right\}^2 \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (10)$$

である。

m人のつけた順位が完全に一致している場合の偏差=自乗和を S' とすると，

$$S'=\frac{1}{12}\cdot m^2(t^3-t) \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (11)$$

である。

したがって，

$$W=\frac{S}{S'} \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (12)$$

は順位が一致している程度を示し，一致係数[7]（coefficient of concordance）と呼ばれている。

第11表 順位づけ実験

繰返し	1					2				
処理 / 判定者	T_1	T_2	T_3	T_4	T_5	T_1	T_2	T_3	T_4	T_5
M_1	4	1	2	3	5	5	1	2	3	4
M_2	4	1	3	2	5	2	1	4	3	5
M_3	4	1	2	3	5	3	1	4	2	5
M_4	4	1	3	2	5	4	1	3	2	5
M_5	5	1	3	2	4	4	1	2	3	5
M_6	4	1	2	3	5	4	1	3	2	5
M_7	4	1	3	2	5	4	1	2	3	5
M_8	4	1	3	2	5	5	1	3	2	4
計	33	8	21	19	39	31	8	23	20	38

この一致係数を求めると，

第1回目は

$$W=\frac{596}{640}=0.931$$

第2回目は

$$W=\frac{518}{640}=0.809$$

となり，検定を行うと，いずれも1％の危険率で有意となる。

したがって，8人の判定者のつけた順位は，まず一致しているといえよう。

なお，順位の推定をすると第1，2回ともに T_2，T_4，T_3，T_1，T_5 の順位となる。

次に，Spearman の順位相関係数[7]

$$\rho=1-\frac{6}{t^3-t}\Sigma d_i^2 \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (13)$$

（d_i は2組の対応する順位の差を表わす。）

によって，第1回目の順位と第2回目の順位との相関を求め，判定者の再現能力を検討した。

また，正しい順位（$T_1=4$，$T_2=1$，$T_3=3$，$T_4=2$，$T_5=5$）と第1回目および第2回目の順位との相関を ρ によって求めた。

第12表に Spearman の順位相関係数の値を示す。これによると，判定者はおおむね再現能力を有しており，大体正しい判定をしているといえよう。

第12表 順位相関係数

	M_1	M_2	M_3	M_4	M_5	M_6	M_7	M_8
第1回と第2回	0.90**	0.70	0·70	1.00**	0.80*	0.90**	0.90**	0.90**
第1回と正解	0.90**	1.00**	0.90**	1.00**	0.90**	0.90**	1.00**	1.00**
第2回と正解	0.80*	0.70	0.90**	1.00**	0.90**	1.00**	0.90**	0.90**

4. 考 察

鋳物砂水分の多い少ないの判定について，一対比較実験，標準試料との比較実験，全試料の順位づけ実験の三つの実験を行ったのであるが，結果は大体同様なものになった。

すなわち，5種類の試料間には識別できる差が存在し，8人の判定者は再現能力をもって大体一致した正しい判定をしているということである。

第4表をみると，T_3 と T_4 の順位の間違いが最も多く，ついで T_5 と T_1 の間違いが多いが，これは T_3 と T_4 の識別が最も困難であり，それについで T_5 と T_1 の識別が困難であることを意味しており，**第1図**とも対応している。このことは T_i の方が T_j よりも多いと判定される確率を求めることによってもいえるのである。水分の 0.2％ の差は識別できる場合もあり，識別が困難な場合もあるが，それ以上の差はほとんど確実に識

別できそうである。このことは，水準間隔を 0.4～0.5%にした場合の同様な実験において，判定者の判定がほとんど全部一致したことによっても確められた。

処理数を多くすると組合せの数が増し，感覚による判定を続けると感覚が麻痺してきてでたらめに答えることがあるので，このような「握り」の実験では1人が1回に比較する組合せの数は大体10位が限度ではないかと思う。

また，試料自身の変化（水分の蒸発）が考えられるので，繰返しの数もあまり多くとることはできず，制限を受ける。

第2回目の実験結果が第1回目の実験結果よりもわずかに悪いようであるが，これは判定者の疲労や，試料自身の微少な変化の影響が考えられる。しかしながら，第10表の分散分析表によれば，繰返しの差は有意なものではない。

なお，判定について時間を制限しなかったので，判定者は相当時間をかけて慎重に判定を行ったため，間違いが比較的少なかったのではないかと思われる。

また，ここでは水分の多い少ないの比較に重点を置いたのであるが，水分が何%であるかを推定していい当てる実験もあわせてやってみるとおもしろかったであろう。

5. 結　言

以上，鋳物工業における官能検査の一例として，握りの感覚による鋳物砂水分の多い少ないの判定実験について述べた。

限られた条件での実験にすぎないが，水分の官能検査もそれほど信用のおけぬものではなさそうである。

日立金属工業株式会社桑名工場の実際作業においては，砂の配合や混練時間を一定にするように規定しているので，水分以外のほかの特性値の変動は水分に比してかなり小さく，水分が最も重要な管理対象となっており，握りによる水分の官能検査は実用する価値があるであろう。

なお，普遍的なものにするには，砂の配合などの条件が変った場合に水分以外のものを含めた多次元的な判定も必要で，これについては今後の研究にまちたいと思う。

もちろん，われわれは官能検査のみに頼ろうというのではなく，その計測化，さらに Automatic Molding Sand Control System についての研究も進めつつある。

最後に御指導御鞭撻を賜わった日立金属工業株式会社桑名工場大矢課長に深く感謝するとともに実験に御協力をいただいた関係各位に厚く御礼申し上げる次第である。

参　考　文　献

(1) R. A. Bradley & M. E. Terry: Rank analysis of incomplete block designs, I. The method of paired comparisons, Biometrika, 39, 324～345 (1952)
(2) R. A. Bradley: Incomplete block rank analysis: On the appropriateness of the model for a method of paired comparisons, Bimetrics, 10, 375～390 (1954)
(3) 浦昭二: 味見試験の解析法 (Ⅱ), 品質管理, 5, 90～91 (1954)
(4) R. A. Bradley: Rank analysis of incomplete block designs, II, Additional table for the method of paired comparisons, Biometrika, 41, 502～537 (1954)
(5) P. A. P. moran: On the method of paired comparisons, Biometrika, 34, 363～365 (1947)
(6) 浦昭二: 味見試験の解析法 (Ⅲ), 品質管理, 5, 258～259 (1954)
(7) 水野, 林, 松下, 青山: 統計数値表の使い方, ノンパラメトリック検定 (1954, 朝倉書店)

日立製作所社員社外寄稿一覧表　（その2）

（第98頁より続く）

（昭和33年6月受付分）

寄稿先	題目	所属	執筆者
電気書院	調速装置	日立研究所	高橋明夫
関西電気協会	最近の産業施設における電子工学の利用	大阪営業所	北川雄剛
家庭電気文化会	湿度の問題と除湿機の利用	本社	橋本正雄
ブリヂストンタイヤ株式会社	鉄道車輌と防振ゴム	本社	五十嵐慶吉
広島通商産業局 公益事業部中国地方公益時報係	生産管理における計測のあり方	本社	大木千之
照明学会照明普及会	新装なつた明治座ロビーの照明	本社	江川隣之助
電波新聞社	日立扇風機サービスガイド	本社	石黒泰光
日本冷凍協会	高速度鉄道における空気調和の歩み	本社	松本丘