可鍛鋳鉄製管継手の音響検査に関する統計的考察

Statistical Consideration on the Hammering Inspection for the Material of Malleable Pipe Fittings

坂 井 直 美*
Naomi Sakai

内 容 梗 概

可鍛鋳鉄製管継手の材質の良否を調べるのに、呼び寸法 2½ 以上のものは、ツチ打による音響検査が行われている。これは官能による非破壊検査であって、JIS G5702 黒心可鍛鋳鉄品にもツチ打試験という項目がある。この音響検査は継手の検査のうちで最も熟練を要する仕事である。ここでは、数名の検査員をパネル(判定者)として選び、不完全可鍛鋳鉄を含む数個の試料について、各検査員の頭脳の中にあるパターンと照合して評価する絶対的評価の実験と、一対比較法による相対的評価の二つの実験を行い、判定の再現性、試料間の差、パネル間の差を調べ、検査員の信頼性を確かめた。

なお、一対比較法としては Bradley-Terry のモデルを用い、心理的尺度ならびにモデルの妥当性について検討した。

1. 緒 言

工業における官能検査が最近品質管理上の大きな問題として注目されるようになった。計量化が困難である鋳物工業においても、官能検査は多く用いられており、たとえば、鋳物砂⁽¹⁾を手で握ってみて、その感覚によって水分の多い少ないを判定したり、鋳物の外観⁽²⁾の良否を目で見て判定したり、あるいは焼鈍品をツチでたたいてみて、その音響によって材質の良否を判定することなどが行われている。

ここでは、われわれの工場における官能検査の実例として、可鍛 鋳鉄製管継手の音響検査に関して若干の実験を行い、統計的考察を 試みた結果を報告する。

2. 可鍛鋳製管継手の音響検査に関する実験

2.1 目 的

黒心可鍛鋳鉄は白銑鋳物を焼鈍して、遊離セメンタイトおよびパーリチックセメンタイトを黒鉛化させたものであって、完全に焼鈍されたものは、化合炭素が全部分解してシリコフェライトと焼鈍炭素のみから成る組織を有し、じん性に富み、衝撃に強く、抗張力も相当大きく、切削性も良い。しかるに、白銑の製造、焼鈍方法、その他が適正でない場合には、黒鉛化が妨げられて、化合炭素が残留し、不完全な可鍛鋳鉄となり、機械的性質も悪くなり、切削性も劣る。

完全な可鍛鋳鉄になっているかどうかを調べるには,破壊して破 面を観察すれば明白であるが,大形品ともなれば破壊することは経 済的でない。したがって,非破壊検査が必要となってくる。

黒心可鍛鋳鉄の材質の物理的な非破壊検査法としては

超音波の減衰を測定する方法

音響的諸量を測定する方法

電気的諸量を測定する方法

磁気的諸量を測定する方法

などが考えられ,いずれも検討は行われているが,種々の難点があり,まだ実際の検査作業に適用する段階にまでは至っていない。

そこで、官能による非破壊検査である音響検査が現場では依然として用いられており、JIS G5702 黒心可鍛鋳鉄品の中にもツチ打試験なる項目があり、可鍛品はツチ打することにより熱処理の良否を試験する旨のことが示されている。

* 日立金属工業株式会社桑名工場

当工場では一般品には鋳ベソをつけ、その破面を調べて材質の良否を判定するが、小形継手については端部をドリルで削って、削り面の状態および切粉の大きさで材質を判定し、さらにこの面取りによる判定が困難なときは、破壊して破面の観察によっている。

呼び寸法 2½ 以上の継手については, 鋳ベソによる方法以外に焼 鈍後 0.5lbs のハンマーでたたき, その音響によって材質の良否を判 定している。

完全に黒鉛化されていない継手はハンマでたたくと、余韻のある,高くて、澄んだ音を発するが、完全に黒鉛化されたものは余韻のない、低くて、濁った音がでる。音は「強弱」「高低」「音色」の3要素から成っているが、音響検査ではこの3要素を総合して、材質の良否の判定を行っているものと考えられる。

この音響検査は継手の検査のうちで最も熟練を要する仕事とされており、音響による判定結果と品物を破壊した破面とを対応させて検査員の訓練が古くから行われてきたのであるが、不完全可鍛鋳鉄の継手粗材が機械工程まで流れ、ネジ加工上支障をきたすことが時々起っている。そこで、数名の検査員をパネルとして選び、不完全可鍛鋳鉄を含む数個の試料について、各検査員の頭脳の中にあるパターンと照合して評価する絶対的評価の実験と、一対比較法による相対的評価の二つの実験を行い、判定の再現性、試料間の差、パネル間の差を調べ、検査員の信頼性を確かめた。

なお、一対比較法としては Bradley-Terry のモデルを用い、心理 的尺度ならびにモデルの妥当性について検討した。

2.2 計 画

2.2.1 試 料

差の比較的大きいと思われるものAと,差の比較的小さいと思 われるものBの2種類を,音響検査に13年間従事している最も熟 練した検査員に選ばせた。

(1) 試 料 A

呼び寸法 3×2 の縁付違径 2×1 個を試料 2×1 の縁付違径 2×1 個を試料 2×1 の縁付違径 2×1 の縁付違径 2×1 の縁付違径 2×1 の移付違径 2×1 の移付違と 2×1 のを可能を 2×1 のを 2×1

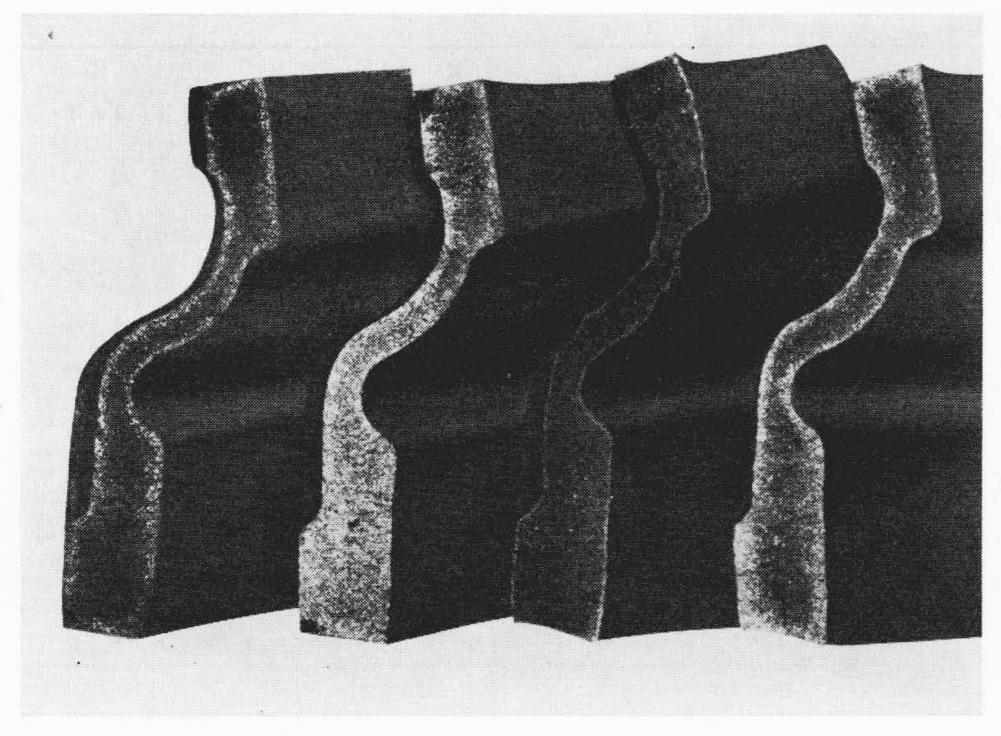
実験終了後, 試料を破壊した代表的な破面を第1図に示す。

T₁ は中心部は完全な黒心可鍛鋳鉄であるが, 周辺部にパーライト層を有するもので,俗に「白縁」と称する不良品である。

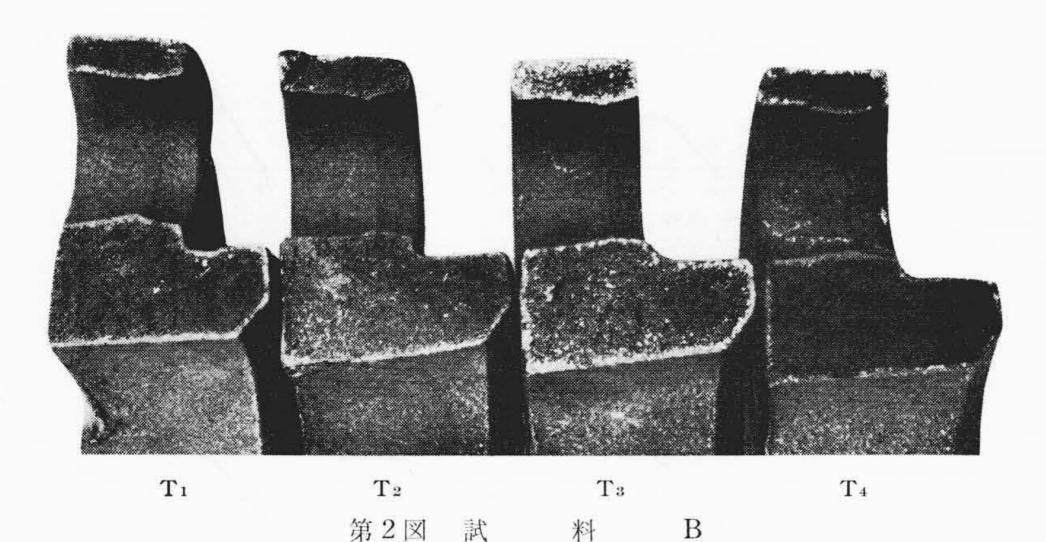
T₂は全面にパーライトが多量に残留するもので,俗に「全白」 と称する不良品である。

T₃は完全な黒心可鍛鋳鉄で良品である。

T4は全面に小量のパーライトが残留するもので、俗に「霜降」



T₁ T₂ T₃ T₄ 第 1 図 試 料 A



と称する不良品である。

(2) 試 料 B

呼び寸法3のフランジ1段4個を試料 T_1 , T_2 , T_3 , T_4 とした。

実験終了後,試料を破壊した代表的な破面を**第2図**に示す。 T_1 は外周にわずかに「白縁」があるが,この程度は良品である。

T₂は完全な黒心可鍛鋳鉄である。

T₃は「白縁」で不良品である。

 T_4 は外周にわずかに「白縁」があるが、この程度は良品である。

2.2.2 判定者(パネル)

検査課に属している第1表のような5名をパネルとして選ん だ。

2.2.3 実 験

次の二つの実験を試料AおよびBを用いて,5人の判定者について8日間繰返し行った。5人の判定者の実験順序はランダムにした。実験場所は8日間とも同一場所とし,なお,判定の記憶を避けるために,試料の記号は毎日書き直した。

(1) 実験1 (絶対的評価の実験)

(a) 試料Aによる場合

4個の試料 T_1 , T_2 , T_3 , T_4 の提出順序をランダムにして, そのおのおのの破面の形式が「黒心」「白縁」「霜降」「全白」 のいずれに該当するかをツチ打による音響によって 1 人ずつ独立に

第1表 判 定 者

判定者	職	級	性 別	年 令	音響検査の 経 験 年 数
Mı	検査	左 員	男	32 才	7 年
M ₂	検査	至 員	男	29 才	5 年
Мз	検ィ	生 員	男	21 才	1 年
M4	検了	至員	男	24 才	4 年
M5	検 3	至 員	男	25 才	2 年

判定させた。

(b) 試料Bによる場合

4個の試料 T_1 , T_2 , T_3 , T_4 の提出順序をランダムにして,各自の頭脳の中にある標準の良品と比べて,材質が非常に良い,かなり良い,やや良い,同程度,やや悪い,かなり悪い,非常に悪い,のいずれに該当するかをツチ打による音響によって1人ずつ独立に判定させた。

(2) 実験 2 (一対比較実験)

(a) 試料Aによる場合

4個の試料 T_1 , T_2 , T_3 , T_4 を二つずつ組合わせ, 任意の六つの組合せの提出順序をランダムにして, どちらが材質が良いかを 1 人ずつ独立に判定させた。

- (b) 試料Bによる場合
- (a)と同様に行った。

3. 実験結果と統計的解析

3.1 実験1の場合

3.1.1 試料Aによる場合

実験結果は第2表のようになった。

「黒心」「白縁」「霜降」「全白」の評価に対してどのような数量化を行うかは問題であり、要因効果対誤差効果の比率を最大ならしめる田口氏の数量化の方法(3)の適用も考えられるが、この場合組の数が多くて

計算がめんどうであるので、ここでは簡単に**第3表**のように評点を与えることにした。

8回の繰返しを単なる繰返しとせず、1回目、2回目、……、8回目というように反復実験したのであるから、繰返しRを一つの因子と考え層別したことになり、三元配置の形として分散分析を行うと、分散分析表は第4表のようになる。

交互作用 $T \times R$, $M \times R$, $T \times M \times R$ を交絡して誤差とみなし検定すると、主効果TおよびM, 交互作用 $T \times M$ が1%以下の危険率で有意となる。Rは有意ではない。不偏分散はTが最も大きく、次いでM, $T \times M$ の順である。 $T \times M$ はM, Tに比すれば不偏分散は小さいが有意であるということは、判定者によって試料を評価する基準が多少異なることを意味し、これは $\mathbf{第3}$ 図のように図示すれば明白となる。

すなわち、判定者 M_1 と M_5 がほかの判定者に比して T_1 (白縁)、 T_4 (霜降)、 T_2 (全白)をゆるく評価している。

なお**, 第2表**より判定者 M_5 以外は良品 (T_3) と不良品 (T_1, T_4, T_2) の識別は確実に行われていることを知る。

3.1.2 試料 B による場合

各判定者が自己の頭の中に内蔵している標準の良品と比較して 試料を評価した結果に対して第5表のように評点を与えて数量化 を行うと、実験結果は第6表のとおりである。

3.1.1 と同様にして分散分析を行うと、分散分析表は**第7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

第2表 試料Aによる絶対的評価の実験

日

繰返し		R	21			R	\mathcal{E}_2			R	3			F	84			R	25			R	6			R	27			R	8	
試 料 判定者	Tı	T 2	Тз	T4	Tı	T ₂	Тз	T4	T ₁	T 2	Тз	T ₄	T ₁	T 2	Тз	T ₄	T ₁	T ₂	T ₃	T ₄	T ₁	T ₂	Тз	T ₄	Tı	T ₂	Тз	T ₄	Tı	T ₂	Тз	T
Mı	白縁	白縁	黒心	白縁	白縁	白縁	黒心	白縁	白縁	白縁	黒心	白縁	白縁	白縁	黒心	白縁	白縁	白縁	黒心	白縁	白縁	白縁	黒心	白縁	白縁	白縁	黒心	白縁	白縁	白縁	黒心	白縁
22 00.00	1	1	0	1	1	1	0	1	1	1	0	1	1	1	0	1	1	1	0	1	1	1	0	1	1	1	0	1	1	1	0	1
M_2	白縁	全白	黒心	白縁	白縁	全白	黒心	霜降	白縁	全白	黒心	霜降	白縁	全白	黒心	霜降	霜降	全白	黒心	霜降	霜降	全白	黒心	霜降	白縁	全白	黒心	霜降	白縁	全台	黒心	霜降
	1	3	0	1	1	3	0	2	1	3	0	2	1	3	0	2	2	3	0	2	2	3	0	2	1	3	0	2	1	3	0	2
Мз	白縁	霜降	黒心	霜降	白縁	霜降	黒心	霜降	霜降	霜降	黒心	霜降	白縁	全白	黒心	霜降	霜降	霜降	黒心	白縁	霜降	全白	黒心	霜降	霜降	全白	黒心	霜降	白縁	全白	黒心	霜降
	1.	2	0	2	1	2	0	2	2	2	0	2	1	3	0	2	2	2	0	1	2	3	0	2	2	3	0	2	1	3	0	2
M_4	白縁	全白	黒心	霜降	霜降	全白	黒心	白縁	白縁	全白	黒心	霜降	白縁	全白	黒心	霜降	白縁	全白	黒心	霜降	白縁	全白	黒心	霜降	白縁	全白	黒心	霜降	白縁	全白	黒心	霜降
	1	3	0	2	2	3	0	1	1	3	0	2	1	3	0	2	1	3	0	2	1	3	0	2	1	3	0	2	1	3	0	2
M5	霜降	全白	白縁	全白	白縁	白縁	白縁	白縁	白縁	白縁	白縁	白縁	白縁	白縁	白縁	白縁	白縁	白縁	黒心	白縁	白緑	白縁	黒心	白縁	白縁	白縁	黒心	白縁	白緑	白縁	黒心	白縁
	2	3	1	3	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	0	1	1	1	0	1	1	1	0	1	1	1	0	1

第3表 評点の与え方

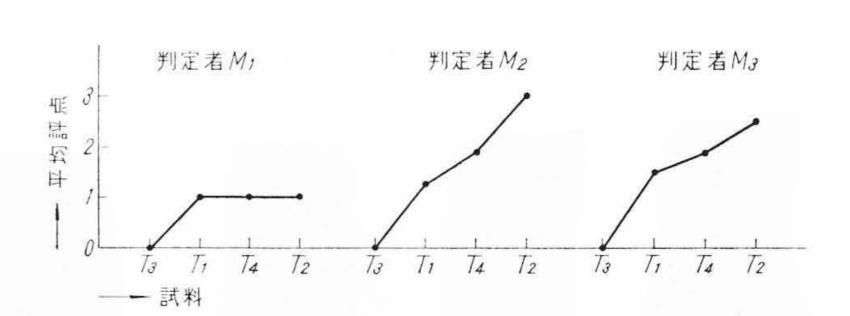
推定された破面の形式	黒 心	白 縁	霜降	全 白
点 辖		1	2	3

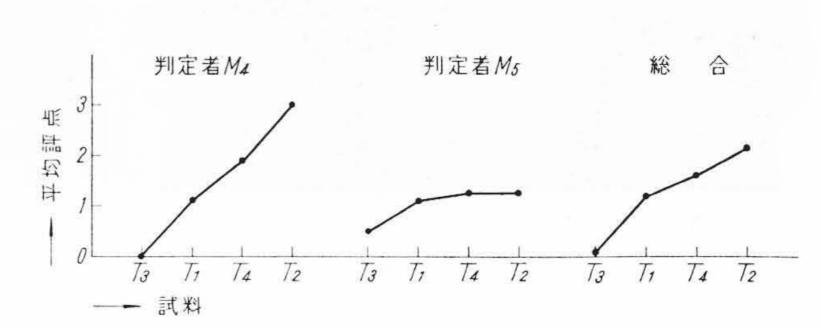
第4表 分散分析表

要 因	変 動	自由度	不偏分散	分散比
Т	89.619	3	29.873	218.051**
M	15.588	4	3.897	28.445**
R	0.644	7	0.092	0.672
$T \times M$	22.412	12	1.868	13.635**
$T \times R$	1.831)			
$M \times R$	8.512	133	0.137	
$T \times M \times R$	7.888)			
TMR	146.494	159		

第5表 評点の与え方

判定者の頭の中にある標準の良品と比べて	非常に良い	かなり良い	やや良い	同程度	やや悪い	かなり悪い	非常に悪い
評 点	-3	- 2	-1	0	1	2	3





第3図 判定者による評点の変化 (試料Aによる場合)

第6表 試料 B による絶対的評価の実験

繰返し		R	. 1			R	2			R	3			R	4			R	5			R	в			R	7			R	8	
試料 判定者	Т1	Т2	Тз	T4	Tı	Т2	Тз	T4	T1	T 2	Тз	T4	Tı	Т2	Тз	Τ4	T ₁	Т2	Тз	T 4	Tı	Т2	Тз	T 4	Т1	Т2	Тз	T4	T ₁	T ₂	Тз	T4
Mı	1	0	2	0	1	0	2	0	1	0	3	2	2	0	3	1	1	0	3	2	2	0	3	1	2	0	3	1	2	0	3	1
M_2	0	-2	1	-1	-1	-2	1	0	-1	-2	1	0	-1	-2	1	0	0	-1	1	-2	1	-2	0	-1	0	-2	1	-1	0	-2	1	-1
Мз	-2	-1	1	0	0	-1	1	1	-1	0	1	1	-1	0	1	2	-1	1	0	1	0	-1	1	1	0	1	1	-1	0	-1	1	1
M4	-3	-1	2	3	-3	-1	2	3	-3	-1	3	2	-3	-1	2	3	-3	-1	1	2	-3	-1	2	1	-3	-1	2	1	-3	-1	2	1
M_5	-1	-1	1	2	0	0	1	2	0	0	2	1	0	0	2	1	0	0	2	1	0	0	2	1	0	0	2	1	0	0	2	1

第7表 分 散 分 析 表

要 因	変 動	自由度	不偏分散	分散比
T	146.475	3	48.825	153.538**
M	61.150	4	15.288	48.075**
R	2.475	7	0.354	1.113
$T \times M$	95.400	12	7.950	25.000**
$T \times R$	11.225)			
$M \times R$	6.150	133	0.318	
$T \times M \times R$	24.900)			
TMR	347.775	159		

検定すると、主効果TおよびM、交互作用 $T \times M$ が 1%以下の危険率で有意となる。Rは有意ではない。不偏分散はTが最も大きく、次いでM、 $T \times M$ の順である。

判定者による評点の変化を図示すると第4図のようになる。

不良品 (T_3) と良品 (T_1, T_2, T_4) との識別は一応つくようであるが、頭の中にある標準の良品というものは、判定者によって多少異なるように見受けられる。

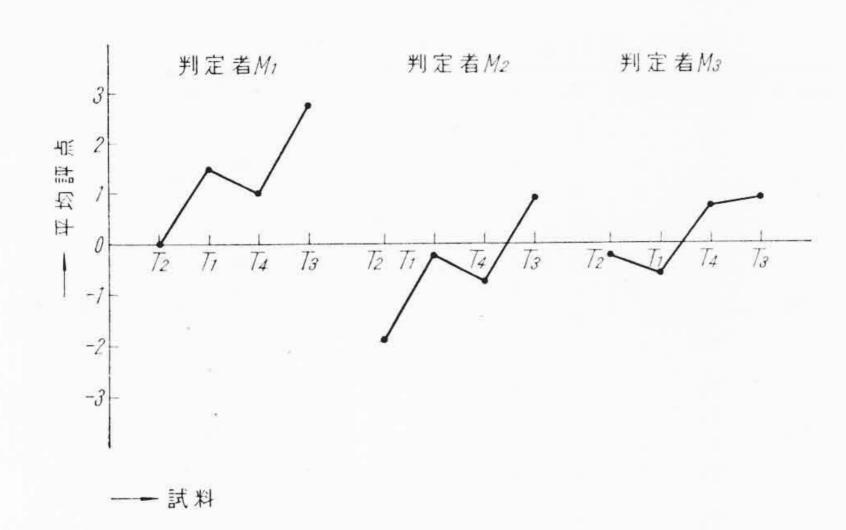
3.2 実験2の場合

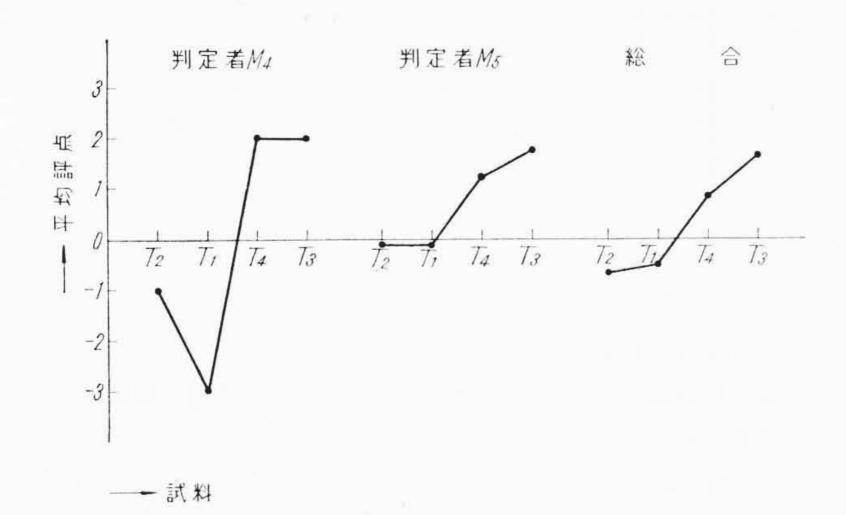
3.2.1 試料Aによる場合

実験結果は第8表のようになった。

この表で、たとえば判定者 M_5 は第2回目の実験では、 T_1 と T_4 の比較において、 T_1 のほうが T_4 のほうよりも材質が良いという判定をし、第3回目の実験では、 T_4 のほうが T_1 よりも材質が良いという判定をしたことを示している。

第8表を見ると、5人の判定者の8回にわたる判定結果にはほ





(試料Bによる場合) 第4図 判定者による評点の変化

とんど変動がなく、良好な一致を示しているので、統計的な解析 を施してもあまり意味がないと考え、解析は省略する。

3.2.2 試料 B による場合

実験結果は第9表のようになった。

この実験結果に対して,以下若干の統計的解析を行ってみる。

(1) 判定の再現性

繰返し間の一般的な異質性(heterogeneity)を検定するために、各判定者の判定の統計的安定性を示す指数としてCochranの $Q^{(4)(5)}$ を次式から求めてみる。

$$Q = (n-1) \frac{n \sum f_d^2 - (\sum f_{ij})^2}{n \sum f_{ij} - \sum f_{ij}^2} \dots (1)$$

ここで n: 一対比較における繰返しの数

fa: 各繰返しにおける良いという判定の度数の合計

 f_{ij} : 各一対比較における良いという判定の度数の合計である。異質性がない場合,Qは近似的に自由度 n-1 の χ^2 分布に従う。

5人の各判定者によるQの値とその総計は $\mathbf{第10}$ 表のとおりである。

 χ^2 (7, 0.05) = 14.07, χ^2 (7, 0.01) = 18.48 であるから, χ^2 検定の結果, 判定者はいずれも有意でない。

5人のQの値の総計は 36.33 となり、 χ^2 (35, 0.05) = 49.77、 χ^2 = (35, 0.01) = 57.29 であるから、これは有意ではない。したがって各判定者の判定は再現性があるとみなされる。

(2) Bradley-Terry の方法^{(6)~(9)}による解析

一般にt個の試料 T_1 , T_2 , ……, T_t を比較する場合を考える。このt 種類のものを二つずつ組にして,全体で $\binom{t}{2}$ どおりの組合せを作り,このおのおのを判定者がn回ずつ繰返して良否を比較する。

 T_1 , T_2 , ……, T_t は問題とする感覚について次の仮定を満足

第8表 試料Aによる一対比較実験

判定	繰返し	Rı	R ₂	Rs	R ₄	Rs	Rв	R ₇	Rs	<u></u>
判定者	比較	IC I	IC 2	IC3	184	169	17.6	K7	1// 8	πI
	$T_1>T_{\mathfrak{A}}$	1	1	1	1	1	1	1	1	8
	T1>T3	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	$T_1>T_4$	1	1	1	1	1	1	1	1	8
M1	$T_2>T_3$	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	$T_2>T_4$	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	T3>T4	1	1	1	1	1	1	1	1	8
	計	3	3	3	3	3	3	3	3	24
	$T_1>T_2$	1	1	1	1	1	1	1	1	8
	$T_1>T_3$	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	$T_1>T_4$	1	1	1	1	1	1	1	1	8
M_2	T2>T3	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	$T_2>T_4$	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	T3>T4	1	1	1	1	0×	1	1	1	7
	計	3	3	3	3	2	3	3	3	23
	$T_1>T_2$	1	1	1	1	1	1	1	1	8
	$T_1>T_3$	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	$T_1 > T_4$	1	1	1	1	1	1	1	1	8
Из	$T_2 > T_3$	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	$T_2 > T_4$	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	T3>T4	1	1	1	1	1	1	1	1	8
	āt	3	3	3	3	3	3	3	3	24
	$T_1 > T_2$	1	1	1	1	1	1	1	1	8
	$T_1 > T_3$	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	$T_1>T_4$	1	1	1	1	1	1	1	1	8
M_4	$T_2 > T_3$	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	$T_2 > T_4$	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	T3>T4	1	1	1	1	1	1	1	1	8
	āt	3	3	3	3	3	3	3	3	24
	$T_1>T_2$	1	1	1	1	1	1	1	1	8
	$T_1>T_3$	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	$T_1>T_4$	$0 \times$	1	$0 \times$	1	1	1	1	1	6
И5	$T_2 > T_3$	0	0	0	0	0	0	0	0	0
O'E NOVE	$T_2 > T_4$	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	T3>T4	1	1	1	1	1	1	1	1	8
	#	2	3	2	3	3	3	3	3	22
ý.	総 計	14	15	14	15	14	15	15	15	117

注: 表中×印は正しい順序と判定が逆であることを示す。

する rating (心理的尺度) π_1 , π_2 , ……, π_t をもっているものとする。

1°
$$\pi_i \ge 0$$
, $\sum_{i=1}^t \pi_i = 1$ (*i*=1, 2,, *t*)

 2° T_i と T_j とを組合わせて比較するとき, T_i のほうが T_j よりも良いと判定され,順位 1 をうる確率は

$$P(\mathbf{T}_i > \mathbf{T}_j) = \frac{\pi_i}{\pi_i + \pi_j}$$

で与えられる。

 T_i と T_j との組合せの k 回目の判定で T_i のとる順位を r_{ijk} で表わし、この r_{ijk} をもとにして π_i の推定値を求め、 π_i に関する仮説を検定して行く。

(a) 試料間の差

すべての試料の間に差がないという帰無仮説

$$H_0: \pi_i = 1/t \ (i=1, 2, \dots, t)$$

を検定する。

 π_1 , π_2 , ……, π_t の最尤推定値 (maximum likelihood estimates) を p_1 , p_2 , ……, p_t とすれば, これは次式から求められる。

$$\frac{a_i}{p_i} - n \sum_{j \neq i} (p_i + p_j)^{-1} = 0 \quad (i, j = 1, \dots, t) \dots (2)$$

$$\sum_{i} p_i = 1 \dots (3)$$

ただじ

日

判定者	繰返し	Rı	R 2	Rз	R4	R5	Rв	R7	Rs	ā
右	比較 T ₁ >T ₂	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	$T_1 > T_2$ $T_1 > T_3$	1	1	1	1	1	1	1	1	8
	$T_1 > T_3$ $T_1 > T_4$	$0 \times$	0×	1	0×	1	0×	$0 \times$	$0 \times$	2
	$\begin{array}{c ccccccccccccccccccccccccccccccccccc$	1		1	1	1	1	1	1	8
11	$\begin{array}{c ccccccccccccccccccccccccccccccccccc$	1	1	1	1	1	1	1	1	8
	$T_{3}>T_{4}$	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	計	3	3	4	3	4	3	3	3	26
	$T_1 > T_2$	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	$T_1 > T_3$	1	1	1	1	1	$0 \times$	1	1	7
	$T_1 > T_4$	$0 \times$	1	1	1	$0 \times$	$0 \times$	$0 \times$	$0 \times$	3
12	$T_2 > T_3$	1	1	1	1	1	1	1	1	8
-	$T_2 > T_4$	1	1	1	1	$0 \times$	1	1	1	7
	T3>T4	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	計	3	4	4	4	2	2	3	3	25
	$T_1 > T_2$	$1 \times$	0	$1 \times$	$1 \times$	$1 \times$	0	$1 \times$	0	5
	$T_1 > T_3$	1	1	1	1	1.	1	1	1	8
	$T_1 > T_4$	1	1	1	1	1	1	$0 \times$	1	7
13	$T_2 > T_3$	1	1	1	1	$0 \times$	1	1	1	7
	$T_2 > T_4$	1	1	1	1	1	1	$0 \times$	1	7
	$T_3 > T_4$	0	0	0	1×	$1 \times$	1×	0	1×	4
	it	5	4	5	6	5	5	3	5	38
	$T_1 > T_2$	$1 \times$	$1\times$	8						
	$T_1 > T_3$	1	1	1	1	1	1	1	1	8
	$T_1>T_4$	1	1	1	1	1	1	1	1	8
14	$T_2 > T_3$	1	1	1	1	1	1	1	1	8
	$T_2 > T_4$	1	1	1	1	1	1	1	1	8
	T ₃ >T ₄	1×	1×	0	0	0	0	0	0	2
	計	6	6	5	5	5	5	5	5	42
	$T_1 > T_2$	$1 \times$	8							
	$T_1 > T_3$	1	1	1	1	1	1	1	1	8
	$T_1>T_4$	1	1	1	1	1	1	1	1	8
15	$T_2 > T_3$	1	1	1	1	1	1	1	1	8
	$T_2 > T_4$	1	1	1	1	1	1	1	1	8
	T ₈ >T ₄	1×	1×	0	0	0	0	0	0	2
	<u>ii</u> -	6	6	5	5	5	5	5	5	42
ř	総 計	23	23	23	23	21	20	19	21	173

注: 表中×印は正しい順序と判定が逆であることを示す。

第 10 表	Cochran	0	Q
11 20 21			-

判 定 者	Mı	M ₂	Мз	M ₄	М5	計
Q	7.00	9.41	5.92	7.00	7.00	36.33

$$a_i = 2 n(t-1) - \sum_{i \neq i} \sum_{k=1}^{n} r_{ijk} \dots (4)$$

この式を解くのには逐次近似を用いなければならず, 計算はかなりめんどうである。

検定のための統計量は

$$B_1 = n \sum_{i < j} \log_{10}(p_i + p_j) - \sum_{i} a_i \log_{10} p_i \dots (5)$$

で、この B_1 によって

$$\chi^2 = n t(t-1) \log_e 2 - 2 B_1 \log_e 10 \dots (6)$$

を求めると、この量は試料間に差がないとき、近似的に自由度 (t-1)の χ^2 分布に従う。

 $\sum r_i (\sum_{j \neq i}^n r_{ijk}$ を簡単のために $\sum r_i$ で表わす。) の値から p_i , B_1 および帰無仮説のもとでその B_1 以上の値が得られる確率(有意 水準)Pを求める数表が

$$t = 3$$
, $n = 1$, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8, 9, 10

$$t = 4$$
, $n = 1$, 2, 3, 4, 5, 6

の場合は Bradley-Terry の論文(6)に、また

$$t = 4, n = 7, 8$$

第 11 主	V 10.	h.	\boldsymbol{D}	D	2
第 11 表	\angle i ,	p_i ,	D_1 ,	Γ,	χ^{-}

判定者		Tı	T2	Тз	T ₄	a_i	$\sum r_i$	p_i	B_1	P	X 2
Mı	T1	9 22-2 3	0	8	2	10	38		1.954		57.537
	T_2	8	-	8	8	24	24	1.00			
	Тз	0	0	-	0	0	48	1===			
	T4	6	0	8	-	14	34	-			
	T ₁	7444	0	7	3	10	38	0.03	5.308	_	42.092
M_2	T_2	8	-	8	7	23	25	0.88			
1012	Тз	1	0		0	1	47	-			
	T4	5	1	8	_	14	34	0.08			
	T1	-	5	8	7	20	28	0.58	8.936		25.384
Мз	T_2	3		7	7	17	31	0.33			
WIS	Тз	0	1	_	4	5	43	0.04			
	T4	1	1	4	-	6	42	0.05			
	T_1	=	8	8	8	24	24	1.00	1.954		57.537
M4	T_2	0	-	8	8	16	32				
1714	Тз	0	0	:	2	2	46	_			
	T_4	0	0	6	_	6	42		Y		
	T_1	-	8	8	8	24	24	1.00	1.954		
M5	T_2	0	-	8	8	16	32	-			E7 E25
WIS	Тз	0	0	-	2	2	46	-			57.537
	T_4	0	0	6	-	6	42				

t = 5, n = 1, 2, 3, 4, 5

の場合はBradleyの論文(7)に用意されている。

最近 $Dykstra^{(10)}$ は π_i の最初の推定値をうる迅速で容易な次式を発表した。

$$p_i = a_i / [n(t-1)^2 - a_i(t-2)] \dots (7)$$

厳密にいうと(7)式より求めた p_i は過大推定値(overestimate) になるので、次の補正量を考慮する。

$$k_{i} = \frac{(t-1)R - S^{2}/t + a_{i} a_{i}}{(t-1)R - S^{2} + \sum_{i} a_{i} a_{i}} [(\sum_{i} p_{i}) - 1] \dots (8)$$

ただし

$$R = \sum_{i} a_{i}^{2} \dots (9)$$

$$S = \sum_{i} a_{i} = n \begin{pmatrix} t \\ 2 \end{pmatrix}$$
.....(10)

$$a_{i} = n(t-1) - a_{i}$$
(11)

しかるときは、 πi の最尤推定値に対する改善された最初の推定値は

第9表に基いて a_i を求め、(4)式より $\sum r_i$ を計算し、Bradley の数表 $^{(7)}$ より p_i 、 B_1 、P を求めると第11表のようになる。第11表には(6)式から求めた χ^2 の値も併記してある。

したがって、すべての試料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。すなわち試料の間にはど 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。

(b) 判定者間の差

を Dykstra は示している。

g人の判定者がいる場合に、判定者の間に rating の差があるかどうかを検定する。u番目の判定者のもつ rating を π_{iu} とすると、帰無仮説は

$$H_0: \pi_{iu}=\pi_i \ (u=1, 2, \cdots, g)$$

である。

u番目の人のデーターから求めた B_1 の値を B_1^u で表わし、g人のデーターをいっしょにして求めた B_1 をそのまま B_1 で表わすと、判定者間の検定には次の量を用いる。

$$\chi^2 = 2 (B_1 - B_1^c) \log_e 10 \dots (13)$$

ただし

$$B_1^c = \sum_{u=1}^g B_1^u$$
(14)

第 12 表 pi, ki, pi

	T ₁	T2	Тз	T4	a_i	Σr_i	þi	k_i	\widehat{p}_i
Tı	_	21	39	28	88	152	0.478	0.073	0.405
T_2	19	_	39	38	96	144	0.571	0.060	0.511
Тз	1	1		8	10	230	0.029	0.028	0.001
T 4	12	2	32	_	46	194	0.172	0.089	0.083

第 13 表 Bradley-Terry モデルに対する適合度

判定者	Mı	M ₂	Мз	M ₄	M ₅
7 ,2	0.0018	1.8020	1.3917	0.0018	0.0018

もし判定者間に差がなければ、この量は近似的に自由度(g-1)(t-1)の χ^2 分布に従う。このことを利用して検定を行う。

5人の判定者の判定結果を合計し、、(7)、(8)、(12)式より p_i 、 k_i 、 \hat{p}_i を求めると 第 12 表 のようになる。

したがって、(5)式に第12表の \hat{p}_i 、 a_i の値を入れ、n=40として B_1 を求めると

 $B_1 = 48.907$

0

となる。 第11表 の 5 人の判定者の B_1 を合計すると

$$B_1^c = 20.106$$

となる。よって(13)式より

 $\gamma^2 = 132.634$

を得,自由度は(g-1)(t-1)=(5-1)(4-1)=12で, $\chi^2(12, 0.05)=21.0$, $\chi^2(12, 0.01)=26.2$ なるゆえ, 1%で有意となり, 判定者間に差があるとみなされる。

(c) モデルの妥当性

このモデルがデーターの説明に適合しているかどうかを検定する。 T_i と T_j とを比較して, T_i のほうが T_j よりも良いと判定される確率を π_{ij} で表わすと,帰無仮説は

$$H_0: \qquad \pi_{ij} = \frac{\pi_i}{\pi_i + \pi_j}$$

である。

一対比較のn回の均一な繰返しにおいて, T_i のほうが T_j よりも良いと判定され, 順位1を得た度数を f_{ij} で表わすと

 $f_{ij}+f_{ji}=n$ (15) であり、検定は統計量

$$\chi^2 = 2 \left(\sum_{i \neq j} f_{ij} \log_e f_{ij} - n \binom{t}{2} \log_e n + B_1 \log_e 10 \right) \dots (16)$$

がnの大きな値に対して自由度 $\binom{t}{2}$ -t+1の χ^2 分布をなすことを利用する。

第11表を参照して、(16)式より各判定者に対して χ^2 の値を計算すると第13表のようになる。

自由度 $\binom{t}{2}$ $-t+1=\binom{4}{2}$ -4+1=3 で、 $\chi^2(3, 0.05)=7.81$ 、 $\chi^2(3, 0.01)=11.34$ なるゆえ、いずれも有意でない。すなわちモデルと観測値はよく適合しているといえる。

4. 考 察

可鍛鋳鉄製管繰手の音響検査について,試料AおよびBを用いて 絶対的評価の実験と一対比較実験の二つの実験を5名の判定者を選 定して8日間繰返し行った結果,二つの実験とも判定者の判定は再 現性があることを知った。

試料Aによる絶対的評価の実験においては、どの判定者も試料の 識別はできたが、評価内容については判定者により多少判断の相違 がみられ、試料と判定者の交互作用が小さいけれども表われた。良 品 (T_3) と不良品 (T_1, T_2, T_4) との識別はほとんど確実に行われ to

試料Aによる一対比較実験においては、判定の誤りはきわめて少なく、絶対的評価の実験に比して信頼性の高い結果が得られた。

試料Bによる絶対的評価の実験においては、どの判定者も試料の識別はできたが、判定者によって試料を評価する基準が多少異なるようで、試料と判定者との間に小さい交互作用がある。不良品(\mathbf{T}_3)と良品(\mathbf{T}_1 , \mathbf{T}_2 , \mathbf{T}_4)との識別はおおむね確実に行われた。

試料Bによる一対比較実験においては、判定の誤りが試料Aの場合よりも多く見られた。特に T_1 と T_2 、 T_1 と T_4 の比較に誤りが多い。

実験のための試料を作ることはむずかしく、差を大きくつければ 識別が容易であり、差が小さいと識別が困難になることは容易に想 像されるところであるが、この意味で差の比較的大きいと思われる 試料Aと、差の比較的小さいと思われる試料Bを用いて実験を行っ た結果、大体予期したとおりの結果が得られた。

判定者間に差があるから、5人の判定者の判定結果をプールして求めた Bradley-Terry の rating の値には問題はあるが、 T_1 , T_2 , T_3 , T_4 に対してそれぞれ \hat{p}_1 =0.405、 \hat{p}_2 =0.511、 \hat{p}_3 =0.001、 \hat{p}_4 =0.083 となり、 \hat{p}_i の大きいものから順に試料を並べると T_2 , T_1 , T_4 , T_3 となる。また、5人の判定者の評点を総合した結果は、 \overline{T}_1 =-0.50, \overline{T}_2 =-0.65, \overline{T}_3 =1.65, \overline{T}_4 =0.85 となり、評点の小さいものから順に試料を並べると T_2 , T_1 , T_4 , T_3 となる(\hat{p}_i と \overline{T}_i との間には直線関係が認められる)。 試料を破壊して破面を観察した結果は、 T_2 が一番良く、次いで T_1 , T_4 , T_3 の順であり、上の結果と一致する。

Bradley-Terry モデルに対する適合度を検定した結果、モデルと 観測値はよく適合しており、聴覚による材質の判定に対してもこの モデルは妥当であるようである。絶対的評価の実験においては、判 定者の頭の中に内蔵されている標準のパターンと照合して評価を行った訳であるが、実際の標準見本と比較して評価する実験を行えば もっと良好な結果が得られたであろうと思われる。しかしながら、 実際の検査作業においては、いちいち標準見本と比較して検査する 訳にはいかないので、ここで行った実験のほうが実際的であろう。

また,絶対的評価実験の解析にあたっては,簡単な数量化を試み たが,計算がやっかいな方法を適用しても検定の結果に及ぼす影響 は大差ないと思われ,ここで用いた方法で実用上差しつかえないも のと考える。

ここでは、材質が良いか悪いかの総合判定のみを問題にしたが、 打撃音を「強弱」「高低」「音色」の3要素に分けて、そのおのおの について良否を判定させる実験をやれば、もっと情報は増し、個人 差もさらに詳細に分析されうる。

絶対的評価実験における各試料に対する判定者の評点および一対 比較実験における rating と、物理的測定値との間の関係については 今後の研究にまちたい。

なお、本実験においては、判定について時間を制限しなかったし 試料の数も小さいが、実際の検査作業においては、短時間に多数の ものを検査せねばならないので、検査速度や疲労の影響が考えられ、 これらの点については今後検討してみたいと思う。

5. 結 言

以上,可鍛鋳鉄製管継手の音響による材質の良否判定について, 絶対的評価の実験と一対比較実験の二つの実験を行い,若干の統計 的解析を試みた結果について述べた。

2種類の試料を用いての限られた条件での実験にすぎないが、不 良品と良品の識別は一応どの判定者によっても可能なようであり、 官能検査もそれほど信用の置けぬものではなさそうである。しかし 試料間の差が比較的接近しているものについては、判定の誤りもあり、かつ判定者によって試料を評価する判断の基準が多少異なるようであるが、判断の基準そのものは日によって変ることはなく安定しており、再現性はある。なお、不完全可鍛鋳鉄は切削性を阻害するので、万一材質不良品が機械工程まで流れたとしても、ねじ加工時に発見されて除去されてしまい、市場まで流出するという危険性はない。

官能検査の結果の毎日のデーターを有効に利用するには、検査員が集団として一定の判定基準を維持し、日ごとの変動が少ないことが必要で、教育訓練は絶えず行われなければならない。

理想的には、官能検査をなくして計量化すべきものであり、可鍛 鋳鉄製管継手の材質の迅速かつ簡易な物理的非破壊検査法について も研究を進めつつあるが、現段階では一部ッチ打による官能検査の 結果に基づいてアクションがとられており、したがって品質管理を 進めて行く上において、官能検査の本質的な問題を追求することは 重要な意義をもつものと考えられる。

参 考 文 献

(1) 坂井直美: 鋳物工業における官能検査の一例, 品質管理 9, 296~300 (昭 33~5)

- (2) 坂井直美: 鋳物外観の良否判定に関する一考察,品質管理 増刊号 121~126 (昭 33-11)
- (3) 田口玄一: 実験計画法 上, 第6章 (昭33, 丸善)
- (4) W. G. Cochran: The Comparison of Percentages in Matched Samples, Biometrika, 37, 256~266 (1950)
- (5) N. T. Gridgeman: The Bradley-Terry Probability Model and Preference Tasting, Biometrics, 11, 335~343 (1955)
- (6) R. A. Bradley & M. E. Terry: Rank Analysis of Incomplete Block Designs, I. The Method of Paired Comparisons, Biometrika, 39, 324~345 (1952)
- (7) R. A. Bradley: Rank Analysis of Incomplete Block Designs, II. Additional Tables for the Method of Paired Comparisons, Biometrika, 41, 502~537 (1954)
- (8) R. A. Bradley: Incomplete Block Rank Analysis; On the Appropriateness of the Model for a Method of Paired Comparisons, Biometrics, 10, 375~390 (1954)
- (9) R. A. Bradley: Rank Analysis of Incomplete Block Designs, III. Some Large-sample Results on Estimation and Power for a Method of Paired Comparisons, Biometrika, 42, 450~470 (1955)
- (10) Jr. O. Dykstra: A Note on the Rank Analysis of Incomplete Block Designs-Applications Beyond the Scope of Existing Tables, Biometrics, 12, 301~306 (1956)

からのである。 特許と新案 からのである。

最近登録された日立製作所の実用新案 (その3)

(第50頁よりつづく)

新案番号	名	尔	氏 名	登録年月日	新案番号	名	称	氏 名	登録年月日
529691	ケージの精密停止制御	装 置	浜 島 甫	36. 2. 16	529773	断路器の圧縮空	気 操 作 器	坊 坂	明 36. 2. 16
529696	可 撓 接	手	有 井 英 俊	"	529774			WE THE PROPERTY LEADINGS	欠 "
529705	E 力 開 閉	器	角田勝美	"		- 03 33 15 141 FF 181	- 1/ 1/ 5C IE.	坊 坂	明
529714	交流整流子電動機の電機引			",	P111 001 040 070 141 140				欠
023114	文加 並 加 」 电 動 极 少 电 极 、	小水 平曲	坏 秀 雄 白 土 経 雄		529775	装甲配電盤における操作	用電動機取付装置	中島文	男 "
529721	ロータリーバノ	/ ブ	平野重光	"	529776	接着模块	疑 母 線	長谷川	木 "
320,22		(5)	飯塚莉治		529779	加速器イオ	ン 源 部	菅ノ又 伸	台 "
529725	水 車 軸 封 水 装	置	井 原 一 男	"			F007 C100.1	赤津	芳
529733	鉄 槽 水 銀 整 流		木 村 鐘 治	"		EU PA E COMPANION COMP	104 D 194 200	232 Sec. 240	汝
		9555	岩田幸二		529780	直線切形断路器におけん	る導刃ガイド装置	坊 坂 向 上 秀	明 " 欠
529736	圧力シリンダのピストン	装 置	斎藤 忍	"	529781	気中遮断器の直列過	電流引外装置		筝 "
043130	正カンリングのヒストン	汉 但.	小野寺 栄 三	"	529782	高圧コン	デンサ	文	<u>.</u> "
529738	半導体整流器の冷	却 体	古渡賢助	",		114		ill ill the	
529739	半 導 体 整 流	器	山口又右衛門	"	529783	高 圧 コン	デ ン サ		: "
529740	半 導 体 整 流	器	山口又右衛門	"	TAI Wheeless on Moone		775 Market 1874 177 November 1875	ill its the	1
529741	半 導 体 整 流	器	宮崎徳太郎	"	529784	特高コンデンサバンクの	故障対応装置	府 胨 冗	: "
529742		装 置	宮崎徳太郎	"	F00F0F	8		山 中 敬。	-
529743	純 水 送 出 装	光 置	1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1		529785	高圧コンデンサ	の絶縁装置	CAUR DARKET DEPOSE	男 "
529749	NAMES SEED OF SECULO SECULO		Will Gray Gray File	"	529786	コンデンサ用同軸	1ブッシング		5 "
329149	ポンプ水車の軸推力軽減	装 置	深 栖 俊 一	"	529789	変 圧 器 移	動 台 車	100 A	〔 〕 〕
529750	ペルトン水	車	山本景彦	"	529710	台車内軸重移動	防止装置		朗 "
529751	ペルトン水車のノズル分角	军装置	井 原 一 男	"	529745	[1] 전 1 - 1 및 1 및 1 - 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1	動裝置	藤井健一	555
		700 920	山本景彦		529755	電気事制	御装置	古山義	维 //
529752	水銀整流器の逆弧検出	装置	木村鐘治	1/6	529764		接点支持装置		性 //
E90765	特	that Is	宮田賢		529698		日 台 車	January (Section)	現 "
529765	The state of the s	架台	梅沢勝	"	529711	回転形連結	and the second s	藤井健一	
529766	水銀整流器の格子率制限	装 置	岩城秀夫	"	529744		密閉装置		世 リ
529767	風鈴式水銀整	記 器	佐藤克夫	")	m m 20 m		明
529770	半導体整流器列の故障検出		天 野 比佐雄	",	529758	機関燃料制御	ハンドル	伊 達	E "
020110	1 导件 並加加力 5 版件 次出	X 但	鴨志田						<u>tr</u> ,
529777	電弧	樋	松村睦夫	"	529698	客 電 車 丿	用 台 車	坂 井 裕	現 "
			田所武夫		529711	回転形連結	i 器 装 置	藤 井 健一	ļs "
529778	配電箱扉開度調整	装 置	河合留八	11	529744	圧 力 権 蓋 の	密 閉 装 置		豊 " 明
529682	変圧器タップ切	奂 器	前川愛一	,,	529683	ニ 重 ナ	, , , , , , , , , , , , , , , , , , ,	m the By	- "
529708	変圧器用円盤コ	イル	森田茂	"	529686	パワショベル系掘削機に	とける苔重の動力	CANCEL CHECKS	明 "
529716	電磁制動	機	根本正男	,,	023000	降下装置	のりる何里の動力		II .
					529689	コールカッタチェン	用連結ピソ	Children France	Y "
529718		表 置 エ 目	犬塚 績	"		Y Y Y	VIA VT WH		進
529731	巻付接続端子の巻戻	工具	長谷川 林	"	529692	水 切 り	装 置		進 "
529762	油入端子套	管	佐 竹 喜代松	"	529694	コールカッタのピックビ			券 "
529768	装甲形配電盤における母線切	換装置	滑川義三	"	529706	ポンプのパッキ	ン箱装置	Land and the second	進 "
529769	進相用コンデン	/ サ	斎藤 亮 二山 中敬二	10	020100		7日 衣 匠	山本芳	Ē "