

线外质量管理技术

● 于俊年 编

● 中国铁道出版社

线外质量管理技术

于俊年、编

中国铁道出版社

1990年·北京

内 容 简 介

本书系统地论述了提高产品设计质量的理论和方法。全书共分十二章。第一至三章,介绍单因素和双因素设计;第四、五章,介绍01数据分析和累积法;第六、七章,介绍正交表的使用技巧——点线图、拟水平法和组合法;第八至十章,介绍损失函数、信噪(SN)比和三次设计的应用;第十一章,国内企业的应用实例;第十二章,习题解答。对于电子、机械等产品的最佳参数选择,加工工艺的最佳参数组合,化工产品的最佳配比等都适用。它是选择最佳参数组合的通用技术。

本书是从事设计、工艺、管理等工程技术人员和企业、质量管理人员的基本读物之一,也可作为大专院校的管理、设计、工艺等有关专业的教学参考书。

线外质量管理技术

于俊年 编

中国铁道出版社出版、发行

(北京市东单三条14号)

责任编辑 于淑荣 封面设计 刘景山

各地新华书店经售

中国铁道出版社印刷厂印

开本: 787×1092mm 1/32 印张: 8.875 插页: 2 字数: 199 千

1990年10月 第1版 第1次印刷

印数: 0001—1300册

ISBN7-113-00782-1/F·49 定价: 4.00 元

前 言

人们把产品质量的形成分为三个阶段，即设计质量、制造质量和使用质量。日本的田口玄一教授创建的线外质量管理技术，给如何提高设计质量提供了理论和方法上的保证。

田口是从工程观点来研究质量管理的理论和方法。它是一种通用的边缘性技术。特别是信噪 (SN) 比技术的应用，为工业产品的优化设计开辟了新途径，大大提高了设计信息的利用效率。线外质量管理技术，受到世界许多国家的重视。目前已在日本、美国、苏联等国推广应用。

我国在1979年开始引进此项技术。1982年在北京、上海、天津、广西、湖北、辽宁等地举办了线外质量管理函授班。目前，全国各地正积极推广此项技术。

特别值得提出的是，要使那些由精度较低的元件组装成的产品质量不至降低，而利用这项技术往往可以达到此目的。这对我国在新技术引进上、在产品质量赶超世界先进水平上，都具有重大意义。

系统地阐述线外质量管理的书籍，目前国内尚不多见，尤其是适合我国工程技术人员阅读的书籍更是少见。笔者编写此书的目的，就是把线外质量管理技术的理论和方法深入浅出地介绍给读者，为其提供一本学习线外质量管理新技术的入门书籍。

本书是根据北京地区辅导函授班时所用的讲稿整理而成的。书中引用了田口原著中和国内一些实例，在此对诸位表示感谢。

本书在编写过程中,得到中国现场统计研究会副秘书长、北京市技术交流站培训部部长韩以俊同志,对外经济贸易大学何益平同志,以及北京开关厂孙正等同志的大力支持,在此亦深表谢意。

笔者水平有限,错误之处,敬请读者批评指正。

编 者

1989年6月

目 录

第一章 单因素设计.....	1
第一节 单因素试验的方差分析.....	2
第二节 重复取样数不等的情况.....	15
习 题 一.....	18
第二章 因素平方和的分解.....	20
第一节 对比及其平方和.....	20
第二节 正交多项式及其应用.....	29
习 题 二.....	38
附：关于正交多项式的讨论.....	39
第三章 双因素设计.....	48
第一节 问题的引入.....	48
第二节 双因素设计.....	49
习 题 三.....	58
第四章 0, 1 数据分析法与欧米伽变换.....	59
第一节 0, 1 数据分析法.....	59
第二节 欧米伽变换 (Ω 变换).....	64
习 题 四.....	67
第五章 累积法.....	70
第一节 问题的引入.....	70
第二节 累积法的计算方法.....	71
习 题 五.....	81
第六章 正交表和点线图.....	83
第一节 $L_8(2^7)$ 正交表的点线图.....	83

第二节	$L_{16}(2^{16})$ 正交表的点线图	88
第七章	拟水平法和组合法	122
第一节	拟水平法	122
第二节	组合法	123
第三节	碳粉试验的例	124
习题七		130
第八章	损失函数与容许差决定法	132
第一节	日制与美制产品的质量水平比较	132
第二节	产品质量和损失函数	134
第三节	标准中心和容许差的决定	140
第九章	SN比法	147
第一节	SN比的定义	147
第二节	趋大质量特性值的SN比计算	148
第三节	信号因素SN比的计算	151
第四节	目标值为零的质量特性值的SN比计算	157
第五节	单一动作特性的SN比计算	163
第六节	两种动作特性的SN比计算	166
第七节	标准SN比计算	169
习题九		174
第十章	三次设计	176
第一节	三次设计的概念	176
第二节	惠斯登电桥的三次设计	178
第十一章	应用举例	198
实例1.	北京开关厂三车间QC小组 解决支座不圆度问题	198
实例2.	北京开关厂关于电子脱扣器AOJ 装置参数优选的例子	202

实例3. 第二汽车制造厂关于柴油机 燃油喷射系匹配的试验	207
第十二章 习题解答	225
习 题 一	225
习 题 二	226
习 题 三	229
习 题 四	232
习 题 五	234
习 题 七	239
习 题 九	243
附 表 1 ~ 6	247

第一章 单因素设计

在生产过程或科学试验中，当我们重复观测产品的某一特性值时，可以发现它们总是存在着差异。例如，考察维尼纶工厂生产的维尼纶纤维的若干质量特性有：强伸度、水中软化点、缩醛化度及色相，等等。尽管工艺上要求这些性能都应达到一定的指标以保证质量的稳定，但如果我们把每天生产的产品的这些质量特性值加以比较，则会发现这些质量特性值或多或少总有些变化。这些偏离指标的变化，就是差异或称误差。

对试验所得的数据，由于试验条件不同而引起试验结果的差异，称为条件误差或因素误差。由于各种偶然因素的干扰，对试验结果的影响所产生的差异，称为随机误差或试验误差。误差是由多方面原因造成的。条件误差与随机误差的原则区别，在于前者是系统性的，后者是偶然性的。

方差分析就是通过对试验数据差异的分析，来确定一项试验中是否有条件误差存在的一种统计分析方法。对一个或多个因素的试验数据，应用方差分析可以判定这些因素是否对试验结果有显著影响，并估计此项试验中误差有多大，从而得出合乎科学的结论。我们这里介绍的试验设计法，就是利用方差分析的方法，对试验结果进行评价，找出较好的因素水平，并给出估计的一种方法。

第一节 单因素试验的方差分析

一、方差分析的基本思想

假设在一项试验中，所考察的因素只有一个，我们的目的是根据试验数据判断这个因素对试验结果有无显著影响，从而对试验作出评价。我们先看一个例子。

例 1—1 加工某个插孔时，加工顺序 A 采用下列三水平，重复取样为 10，插销孔的圆度（单位为微米）的测量结果，如表 1—1 所示。

圆度的测量数据（微米）

表 1—1

水 平	试 验 数 据										计	平 均
A_1	10	15	8	18	8	4	6	10	0	13	87	8.7
A_2	12	14	5	6	4	1	11	15	7	10	85	8.5
A_3	8	2	0	4	1	6	5	3	2	4	35	3.5
计											207	

A_1 ：底孔加工成通孔——绞底孔——绞孔——加工退刀孔；

A_2 ：底孔为盲孔，深为原来的一半——绞底孔——绞孔；

A_3 ：加工退刀孔——加工底孔——绞底孔——绞孔。

对表 1—1 的数据进行初步分析可以看出：

(1) 圆度在各次试验中都有变化，说明存在差异；

(2) 从表中列出的各因素水平的平均数来看，它们之间也存在差异，说明不同的加工方法对圆度指标有一定影响；

(3) 观察每个因素水平内的 10 个数据，发现其间也有

差异，显然这些差异不是由于加工方法不同引起的，而是由于其他偶然因素引起的；

(4) 由于随机误差的存在，我们自然就对(2)中的结论发生了怀疑：不同加工方法之间的差异是否一定是由于方法的差别引起的，是否有可能是加工方法对圆度没有显著影响，而这些差别只不过是随机误差的反映。

因此，为了得出正确结论，就有必要对上述试验数据作进一步的分析。

为了使问题的讨论具有一般性，我们把问题改述为：设 A 因素的 $A_1, A_2, \dots, A_a$ 的 a 个水平，进行试验的重复取样都是 n 次。试验数据表，如表 1—2 所示。

表 1—2

A 的水平	试 验 数 据				共 计
A_1	Y_{11}	Y_{12}		Y_{1n}	A_1
A_2	Y_{21}	Y_{22}		Y_{2n}	A_2
$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$		$\vdots$	$\vdots$
A_a	Y_{a1}	Y_{a2}		Y_{an}	A_a

$$\text{记 } \bar{Y}_{.j} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Y_{ij}$$

$$\bar{Y}_{i.} = \frac{1}{a} \sum_{j=1}^a Y_{ij}$$

$$\bar{Y}_{..} = \frac{1}{an} \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^n Y_{ij}$$

an 个观测值 Y_{ij} 之间的总变差 (总误差)，可用每次观测值对总平均数 $\bar{Y}_{..}$ 的离差，即 $Y_{ij} - \bar{Y}_{..}$ 的平方和表示：

$$S_T = \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^n (Y_{ij} - \bar{Y}_{..})^2 \quad (1-1)$$

S_T 称为总离差平方和,在不引起混淆的情况下简称为总平方和。若 Y_{ij} 之间的差异较大, S_T 值就较大;反之,若 Y_{ij} 彼此都很接近,则 S_T 值就较小。当所有的 Y_{ij} 都相等也就没有差异,此时 $S_T = 0$ 。

在计算 S_T 值时,利用下面的公式(1-3)比较方便:

$$\begin{aligned}
 \text{由于} \quad S_T &= \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^n (Y_{ij} - \bar{Y}_{..})^2 \\
 &= \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^n (Y_{ij}^2 - 2\bar{Y}_{..}Y_{ij} + \bar{Y}_{..}^2) \\
 &= \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^n Y_{ij}^2 - 2\bar{Y}_{..} \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^n Y_{ij} \\
 &\quad + \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^n \bar{Y}_{..}^2 \\
 &= \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^n Y_{ij}^2 - an\bar{Y}_{..}^2 \\
 &= \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^n Y_{ij}^2 - \frac{1}{an} \left(\sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^n Y_{ij} \right)^2
 \end{aligned}$$

$$\text{记 } S_m(\text{或 } CF) = \frac{1}{an} \left(\sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^n Y_{ij} \right)^2 \quad (1-2)$$

$$\text{则 } S_T = \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^n Y_{ij}^2 - S_m \quad (1-3)$$

其中 S_m 称为平均值平方和或修正项。

这样,我们研究刚才提出的问题,就转化为研究总离差平方和的问题。

二、总离差平方和的分解

我们注意到若将每个观测值 Y_{ij} 对总平均值 $\bar{Y}_{..}$ 的离差表示成 Y_{ij} 对该因素水平平均值 $\bar{Y}_{i.}$ 的离差加上 $\bar{Y}_{i.}$ 对总平均值 $\bar{Y}_{..}$ 的离差之和, 即

$$Y_{ij} - \bar{Y}_{..} = (Y_{ij} - \bar{Y}_{i.}) + (\bar{Y}_{i.} - \bar{Y}_{..})$$

那么 S_T 可以写成:

$$\begin{aligned} S_T &= \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^n (Y_{ij} - \bar{Y}_{..})^2 \\ &= \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^n [(Y_{ij} - \bar{Y}_{i.}) + (\bar{Y}_{i.} - \bar{Y}_{..})]^2 \\ &= \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^n (Y_{ij} - \bar{Y}_{i.})^2 + \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^n (\bar{Y}_{i.} - \bar{Y}_{..})^2 \\ &\quad + 2 \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^n (Y_{ij} - \bar{Y}_{i.})(\bar{Y}_{i.} - \bar{Y}_{..}) \end{aligned}$$

式中最后一项是交叉乘积项, 它可以写成:

$$\begin{aligned} &2 \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^n (Y_{ij} - \bar{Y}_{i.})(\bar{Y}_{i.} - \bar{Y}_{..}) \\ &= 2 \sum_{i=1}^a (\bar{Y}_{i.} - \bar{Y}_{..}) \left(\sum_{j=1}^n (Y_{ij} - \bar{Y}_{i.}) \right) \\ &= 2 \sum_{i=1}^a (\bar{Y}_{i.} - \bar{Y}_{..})(n\bar{Y}_{i.} - n\bar{Y}_{i.}) \\ &= 0 \end{aligned}$$

从而交叉项为零, 故总离差平方和可以分解成两项:

$$S_T = \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^n (Y_{ij} - \bar{Y}_{i.})^2 + \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^n (\bar{Y}_{i.} - \bar{Y}_{..})^2$$

其中，第一项 $\sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^n (Y_{ij} - \bar{Y}_{i.})^2$ 是在同一因素水平内造成的偏差平方和，称为随机误差平方和，简称误差平方和。记作：

$$S_e = \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^n (Y_{ij} - \bar{Y}_{i.})^2$$

第二项 $\sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^n (\bar{Y}_{i.} - \bar{Y}_{..})^2$ 是由因素水平间（组间）造成的偏差平方和，称为因素误差平方和，简称因素平方和。记作：

$$S_A = \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^n (\bar{Y}_{i.} - \bar{Y}_{..})^2$$

从而有 $S_T = S_A + S_e$ (1-4)

在具体计算 S_A 时可根据下面的公式 (1-5) 进行计算：

$$\begin{aligned} S_A &= \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^n (\bar{Y}_{i.} - \bar{Y}_{..})^2 \\ &= n \left(\sum_{i=1}^a \bar{Y}_{i.}^2 - a \bar{Y}_{..}^2 \right) \\ &= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^a \left(\sum_{j=1}^n Y_{ij} \right)^2 - \frac{1}{an} \left(\sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^n Y_{ij} \right)^2 \\ &= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^a A_i^2 - S_m \end{aligned} \quad (1-5)$$

其中 $A_i = \sum_{j=1}^n Y_{ij}, S_m = \frac{1}{an} \left(\sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^n Y_{ij} \right)^2$

归纳起来我们有下面的计算公式:

$$\begin{aligned} S_m &= \frac{1}{an} \left(\sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^n Y_{ij} \right)^2 \\ &= \frac{(A_1 + A_2 + \cdots + A_a)^2}{an} \\ &= \frac{T^2}{an} \end{aligned} \quad (1-6)$$

其中 $T = A_1 + A_2 + \cdots + A_a$

$$\begin{aligned} S_T &= \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^n Y_{ij}^2 - S_m \\ S_A &= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^a A_i^2 - S_m \\ S_e &= S_T - S_A \end{aligned} \quad (1-7)$$

设 $S_{T_0} = \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^n Y_{ij}^2$

便有 $S_{T_0} = S_T + S_m = S_m + S_A + S_e$ (1-8)

S_{T_0} 称为虚拟平均值 $\bar{Y}_{..} = 0$ 时的总离差平方和, 简称总平方和。

上面我们将总平方和 S_T 分解成因素平方和 S_A 与误差平方和 S_e 两项, 分别表示试验中的条件误差和随机误差的大小。为了使它们能够进行比较, 我们还要引进“自由度”的概念。

S_T 是 an 个离差 $Y_{ij} - \bar{Y}_{..}$ 的平方和, 它的大小是与观测值的个数 an 有直接关系。在方差分析中我们总是假定每次试

验都是独立进行的，也就是说每次试验结果与其他各次试验无关，因此试验结果得到 an 个相互独立的观测值 Y_{ij} 。但现在我们关心的并不是观测值本身，而是它们之间的内在差异，即它们的离差 $Y_{ij} - \bar{Y}_{..}$ 。这 an 个离差的总和 $\sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^n$

$$(Y_{ij} - \bar{Y}_{..}) = \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^n Y_{ij} - an\bar{Y}_{..} = 0, \text{ 因此在这 } an \text{ 个离}$$

差中，若其中 $an-1$ 个已确定，那么剩下一个也就随之确定而不能再自由变动了。这表明，总平方和 S_T 虽然是 an 个离差的平方和，但其中相互独立的个数只有 $an-1$ 个，因此我们将 S_T 的自由度 f_T 定为 $an-1$ 即 $f_T = an-1$ 。同样的道理， S_A 的自由度为 $f_A = a-1$ ， S_b 的自由度为 $f_b = a(n-1)$ ， S_{T_0} 的自由度为 $f_{T_0} = an$ ， S_m 的自由度为 $f_m = 1$ 。注意到：

$$(a-1) + a(n-1) = an-1$$

$$\text{便有 } f_T = f_A + f_b \quad (1-9)$$

$$\text{或 } f_{T_0} = f_T + f_m = f_m + f_A + f_b \quad (1-10)$$

三、显著性检验与方差分析表

为了判别所考察的因素对观测值的影响是否显著，需要将因素平方和与误差平方和进行比较。但是，由于这些平方和与观测值的个数及因素水平的水平数有关，因此我们不能直接进行比较，而应先将它们与相应的自由度进行平均。离差平方和按自由度的平均值称为均方，其意义相当于方差。将因素平方和的均方

$$V_A = \frac{S_A}{a-1}$$

与随机误差平方和的均方

$$V_e = \frac{S_e}{a(n-1)}$$

进行比较, 定义

$$F_A = \frac{S_A/(a-1)}{S_e/a(n-1)} = \frac{V_A}{V_e} \quad (1-11)$$

所考察的因素 A 的影响越大, 则 F_A 的数值也就愈大。如果不存在 A 的效应, 那么 (1-11) 式中的 F_A 几乎不可能比 F 分布的某个小概率 α 的临界值 F_{α} 大。也就是对显著水平 α , 查第一自由度为 $(a-1)$, 第二自由度为 $a(n-1)$ 的 F 分布的临界值 $F_{\alpha(a-1), a(n-1)}$, 当 $F_A > F_{\alpha(a-1), a(n-1)}$ 时, 称 A 因素在显著性水平 α 下显著, 简称因素 A 显著。否则, 认为非显著。这里显著水平 α 表示, 当作出显著这个结论时, 发生错误判断的概率的最大值。当 $\alpha=0.05$ 显著时, 称为一般显著; 当 $\alpha=0.01$ 显著时, 称为高度显著。一般显著记作“*”, 高度显著记作“**”。上述分析计算结果可以列成表格, 更清楚地表达出来, 它称为方差分析表。如表 1-3 所示。

方 差 分 析 表

表 1-3

来 源	f	S	V	F	S'	$\rho(\%)$
m	1	S_m	V_m	F_m	S'_m	ρ_m
A	$a-1$	S_A	V_A	F_A	S'_A	ρ_A
e	$a(n-1)$	S_e	V_e		S'_e	ρ_e
T_e	an	S_{T_0}			S_{T_0}	100

在表 1-3 中

$$V_m = \frac{S_m}{1} = S_m$$

$$F_m = \frac{V_m}{V_e}$$