

- ・変動率が小さければ、正規分布と考えて良い。
- ・ $s^2$ が $\sigma^2$ の不偏推定値であっても、 $s$ が $\sigma$ の不偏推定値とは言えない。(平方に開くと分布の型が変わる)しかし、ほんの少しの誤差は承知の上で、 $s$ が母集団の標準偏差を示していると考える。
- ・取り出されたデータは正規分布しているかどうか不明。しかし、平均値をとると、それらは個数がふえるにつれて正規分布に近づくという性質(中心極限定理)がある。 $\mu \pm 3\sigma$ が使える。
- ・品質管理と信頼性工学は、理論構築のための数学的な手法が違う。

ま え が き

(略)

ところがです。近年になって日本のQCに老化の兆しが見え始めました。いつ、どこで、だれがやっても一定の品質が得られるようにと——これがQCのねらいなのですが——すべての管理手順をマニュアル化したものですから、せっかく知能の高い日本人がものを考えなくなってしまった、というのです。そのあげくに、法の精神を理解せずに条文だけをしゃくし定規に適用しようとする小役人のようなQCマンが増加しはじめているそうです、これが老化現象でなくて、为什么呢。

(略)

平成 25 年

抜取検査のように統計数学をよりどころとする品質管理をSQC(Statistical Quality Control)と呼んでいます。

つまり、1から $n$ までを合計することが明らかなきは、単に

$$\sum x_i \quad (2.7)$$

と略記するのが、ふつうです。

相乗平均(幾何平均)は、物理的な意味がわかりにくいため統計数学ではほとんど使われない。

平均偏差は、実は、あまり使われない。理由の一つに、絶対値を採るという演算が数学の理論体系の中では嫌われ者だから。

校正: 1個1個の値にまちがいはないか、計算式にまちがいがなく、確かめなければならない。

標本平均は、母平均の不偏推定値である。

$$\sigma = \sqrt{\frac{\sum (x_i - \bar{x})^2}{n}} \quad (2.14) \text{と同じ}$$

$$s^2 = \frac{\sum (x_i - \bar{x})^2}{n-1} \quad (2.24)$$

の値が、母集団の標準偏差の2乗、つまり  $\sigma^2$  の不偏推定値になっていることが判明しています。  $\sigma^2$  の不偏推定値は、  $\hat{\sigma}^2$  のように帽子をつけて表わす習慣がありますから

$$\hat{\sigma}^2 = s^2 = \frac{\sum (x_i - \bar{x})^2}{n-1} \quad (2.24)'$$

なのです

$$s = \sqrt{\frac{\sum (x_i - \bar{x})^2}{n-1}} \quad (2.25)^*$$

$s^2$  が  $\sigma^2$  の不偏推定値だからといって  $s$  が  $\sigma$  の不偏推定値とは、必ずしも、いえないので。

そこで、ほんの少しの誤差は承知のうえで、標本のデータには

$$s = \sqrt{\frac{\sum (x_i - \bar{x})^2}{n-1}} \quad (2.25) \text{と同じ}$$

を使って標準偏差を計算し、これが母集団の標準偏差を示していると考えことにしましょう。

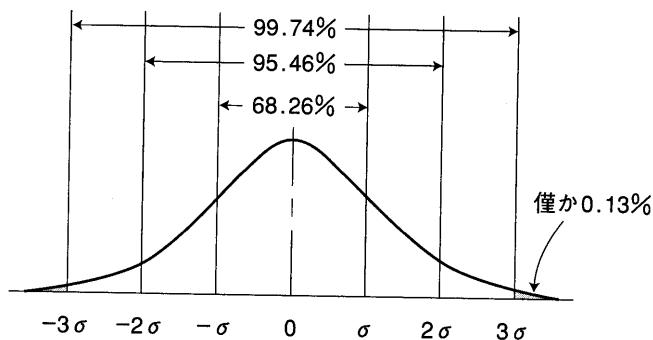


図 3.4 3σより外は異常値

下図のように、いろいろあるから統計がわかりにくくなる。

表 3.2 いろいろなスタイルの正規分布表

Z	(イ)	(ロ)	(ハ)	(ニ)
$-\infty$			0.0000	1.0000
-3.0			0.0013	0.9987
-2.0			0.0228	0.9773
-1.0			0.1587	0.8413
0.0	0.0000	0.0000	0.5000	0.5000
1.0	0.3413	0.6826	0.8413	0.1587
2.0	0.4773	0.9545	0.9773	0.0228
3.0	0.4987	0.9973	0.9987	0.0013
$\infty$	0.5000	1.0000	1.0000	0.0000

### 分布の足し算

$$N(\mu + \mu, \sigma^2 + \sigma^2) = N(2\mu, 2\sigma^2) \\ = N(2\mu, (\sqrt{2}\sigma)^2) \quad (3.14)$$

となるはずですが、つづいて2で割りましょう。2で割るということは、分布の中心 $2\mu$ と、標準偏差の大きさ $\sqrt{2}\sigma$ を、ともに2で割るということです。分布は

$$N(\mu, (\sigma/\sqrt{2})^2) \quad (3.15)$$

となります。これが、2つの標本の平均値の分布です。図 3.7 のようになります。分布の平均値は変わらず、標準偏差は $1/\sqrt{2}$ に縮んでしまいましたね。

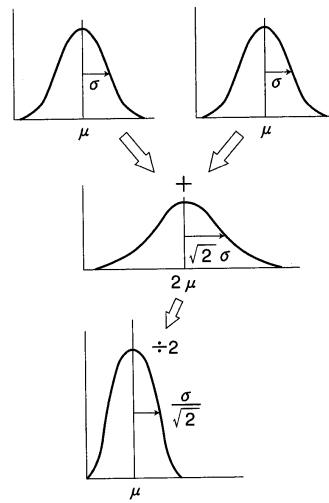


図 3.7 2つの標本の平均値の分布

$n$  個の標本の平均値によって母集団の平均値を推定する場合、推定の精度は母集団のばらつきの  $1/\sqrt{n}$  であることがわかります。

### なぜ、誤差は正規分布するか

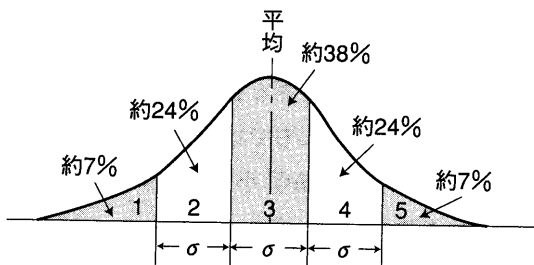


図 3.9 5段階評価は、能力が正規分布するから

\* 「任意の母集団(どんな分布でもいい)から独立に取り出した  $n$  個の標本の平均値は、もとの母集団に等しい平均値で、ほぼ正規分布する。  $n$  が大きいほど、その近似度は高まる」という法則を、**中心極限定理**といいます。多くの事象が正規分布することの拠り所を、この定理に求める説もあります。

変動率が小さければ、正規分布と考えて良い。

ひとつの例として、正方形の一辺の長さが  $\mu$  を中心にして標準偏差  $\sigma$  で左右対称の正規分布していると思ってください。そうすると、辺の長さは 68.26% の確率で

$$\mu + \sigma \quad \text{と} \quad \mu - \sigma$$

$$\text{すなわち} \quad \mu(1 + \sigma/\mu) \quad \text{と} \quad \mu(1 - \sigma/\mu)$$

の間にあるはずですが、それなら、正方形の面積は、同じく 68.26% の確率で

$$(\mu + \sigma)^2 \quad \text{と} \quad (\mu - \sigma)^2$$

すなわち

$$\mu^2(1 + 2\sigma/\mu + \sigma^2/\mu^2) \quad \text{と} \quad \mu^2(1 - 2\sigma/\mu + \sigma^2/\mu^2)$$

の間に含まれていることとなります。これは、もう左右対称ではありません。だから、長さが正規分布するような世界では、面積が正規分布することはないし、逆に言えば、面積が正規分布する世界では、長さは正規分布をしないはずですが、ただし、 $\sigma/\mu$  が小さければ  $\sigma^2/\mu^2$  は他の値と比べて無視することができるので、面積の 68.26% は

$$\mu^2(1 + 2\sigma/\mu) \quad \text{と} \quad \mu^2(1 - 2\sigma/\mu)$$

の間に、左右対称に挟まれていることになり、長さも面積も正規分布するとみなして、だいじょうぶです。

ただし、矛盾しないためには  $\sigma/\mu$  が小さくなければなりません。 $\sigma/\mu$  は変動率と呼ばれて統計的な見方や判断をするときに重要な役割をすることが少なくありません。

下図はわかりやすい。

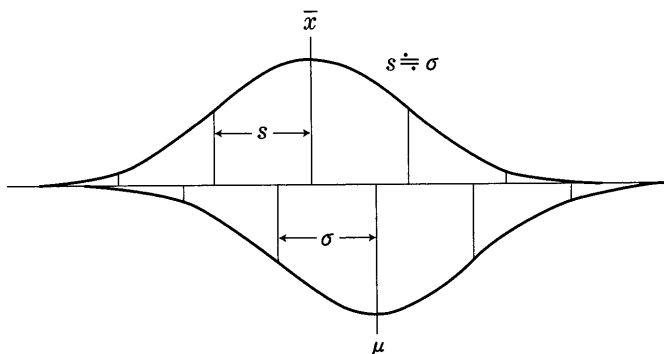


図 3.11 立場を代えてみると

6σは、10億分の1。

表 3.3 蛇足ながら

σの倍数	はみ出す確率(片側)
2.5	0.0062
3.0	0.0013
3.5	0.000,23
4.0	0.000,032
4.5	0.000,0034
5.0	0.000,000,29
5.5	0.000,000,019
6.0	0.000,000,001

ほんの少しの誤差は承知の上で、sが母集団の標準偏差を示していると考える。

実を言うと、データの数が少ないときには、σをsで代用すると区間推定などにかなりの誤差が生じる可能性がありますから、σをsで代用することは、おすすめできません。けれども、データの数  
が30くらいより多ければ、区間推定の誤差は数パーセント以下で  
すから、実用上は気にする必要はありません。

そんなこんなで、データの数  
が30以上もあれば、前章の例のよ  
うに、σの代わりにsを代入し、正規分布の数表を使って区間推定を  
すれば、十分に実用に耐えると申し上げておきましょう。

### t分布

正規分布の場合には

$$\frac{\bar{x} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} \quad (4.2) \text{と同じ}$$

の値について数表を作ったのですが、こんどはσの代わりにsを使  
いたいのですから、σの代わりにsを入れて

$$\frac{\bar{x} - \mu}{s/\sqrt{n}} \quad (4.3)$$

σ<sup>2</sup>の不偏推定値が

$$\frac{n}{n-1} s^2 \quad (4.4)^*$$

であることを利用して、偏りのぶんだけ修整すると式(4.3)は

$$\frac{\bar{x} - \mu}{s/\sqrt{n-1}} \quad (= \pm t) \quad (4.5)$$

まず、μの区間を計算しやすいように式(4.5)を変形すると

$$\mu = \bar{x} \pm t \frac{s}{\sqrt{n-1}} \quad (4.8)$$

√(n-1)になる。他の本と違う。

危険率 0.1%を使う場合がある。

こういうわけですから、検定がまちがってもたいして困らないときには5%の危険率を採用し、まちがうと大事に至るようなときには、1%とか、場合によっては0.1%を採用したりします。

推測統計の精度は、一般に、データの数の $\sqrt{\quad}$ に比例して向上すると考えておけばいい。  
(逆に言うと、 $n$ を増やしても効果は $\sqrt{\quad}$ しか上がらない)

${}_n C_r$ という値は二項係数

OC 曲線

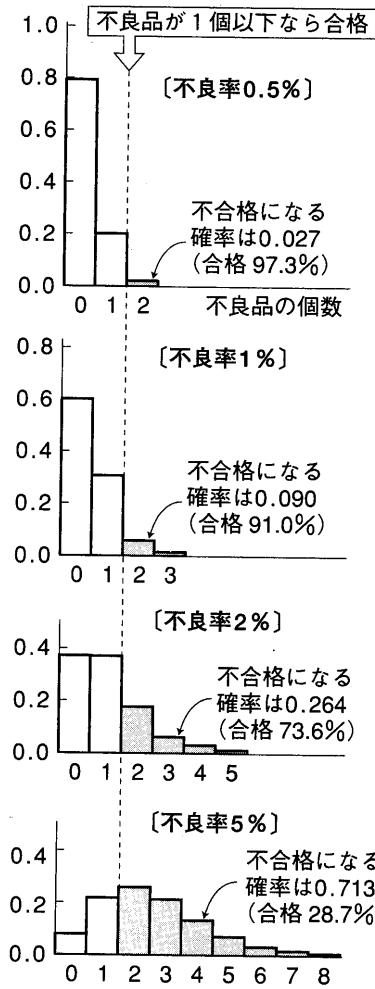


図 5.2 ロットが合格する確率

「50個の標本に含まれる不良品が1個以下なら合格」という検査基準を決めると、不良率0.5%という優れたロットなら97.3%の高い確率で合格するし、不良率1%のロットなら91.0%の確率で、不良率2%のロットなら73.6%の確率で合格するけれど、不良率が5%もある粗悪なロットは28.7%しか合格の見込みがないと書いてきました。

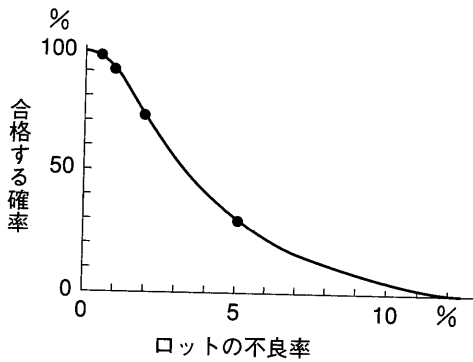


図 5.3 これが OC 曲線だ

この傾向を1本の曲線で表わしたのが図5.3です。曲線上にある4つの黒丸は、図5.2の4つの状況に対応しています。

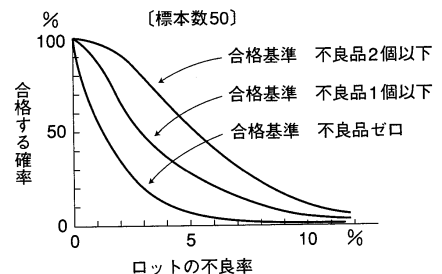


図 5.4 判定基準によって OC 曲線は変わる

「標本中の不良品が2%以下」

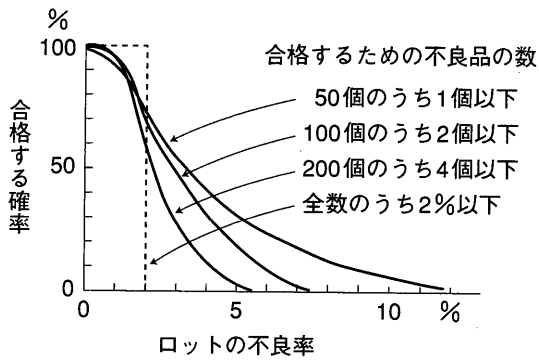


図 5.5 抜取個数でOC 曲線が変わる

見てください。「50個中1個以下」を基準にすると、不良率が5%もあるようなロットを合格させてしまうことが珍しくないどころか、不良率10%のロットさえ合格させる可能性(約4%)があったのですが、「100個中2個以下」とすると、不良率10%のロットは完全に阻止できるし、不良率5%のロットを合格させる危険も、ぐっと減少します。さらに「200個中4個以下」とすれば、不良率5%のロットさえ、ほぼ排除できることがわかります。

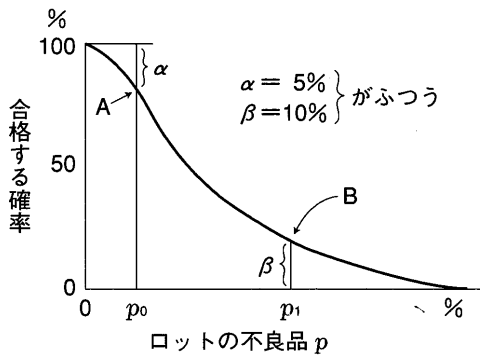


図 5.6 リスク  $\alpha$  とリスク  $\beta$  を分担し合う

そうすると、不良率が  $p_0$  というような上等なロットでも、 $\alpha$  という確率で不合格となり、生産者が憂き目を見ることになるので、この  $\alpha$  が生産者危険となります。いっぽう、不良率が  $p_1$  という怪しげなロットでも  $\beta$  という確率で合格となってしまう、こんどは消費者が貧乏くじを引くはめになるので、この  $\beta$  が消費者危険というわけです.\*



## 1 回抜取より 2 回抜取検査の効果

2 回抜取検査に合格する確率  $P$  は、

$$P = e^{-m} + me^{-m} \times e^{-m} \quad (5.20)$$

$\uparrow$                      $\uparrow$                      $\uparrow$   
 1 回めが不良品    1 回めが不良品    2 回めが不良品  
 ゼロの確率        1 個の確率        ゼロの確率

よって求められるはずですが、

一例として、不良率が 1%，すなわち、 $p=0.01$  とし、また、抜取個数  $n$  は 50 としてみましょう。

$$m = np = 50 \times 0.01 = 0.5 \quad (5.17) \text{ もどき}$$

$$e^{-m} = e^{-0.5} = 0.6065 \quad (5.18) \text{ もどき}$$

ですから、不良率 1% のロットが私たちの二回抜取検査に合格する確率は

$$P = 0.6065 + 0.5 \times 0.6065 \times 0.6065 \approx 0.790$$

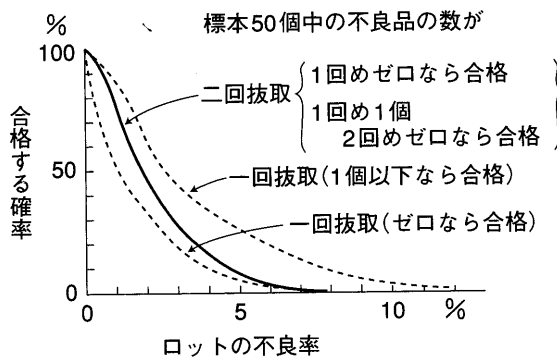


図 5.7 二回抜取検査の効果を見る

管理図

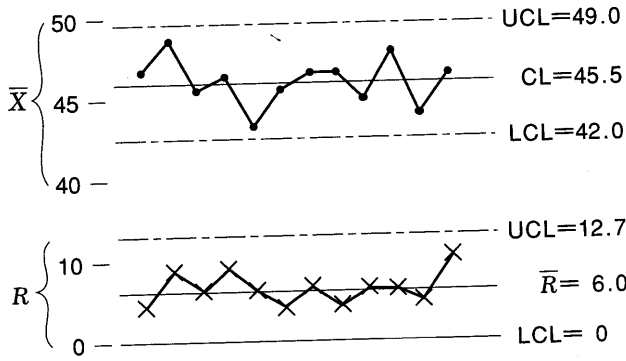


図6.2  $\bar{X}$ -R管理図のでき上がり

正直に言えば、ここでは各群ごとにレンジではなく標準偏差を求むほうが上等なのですが、管理図の性格上、それほどの精密さは必要としないので、簡便なレンジを使うのが常なのです。

UCLとLCLは  $\mu \pm 3\sigma$

$\bar{X}$ のグラフは・を連ねるのに対して、Rのほうは×を

判定ルールは画一的に決めない

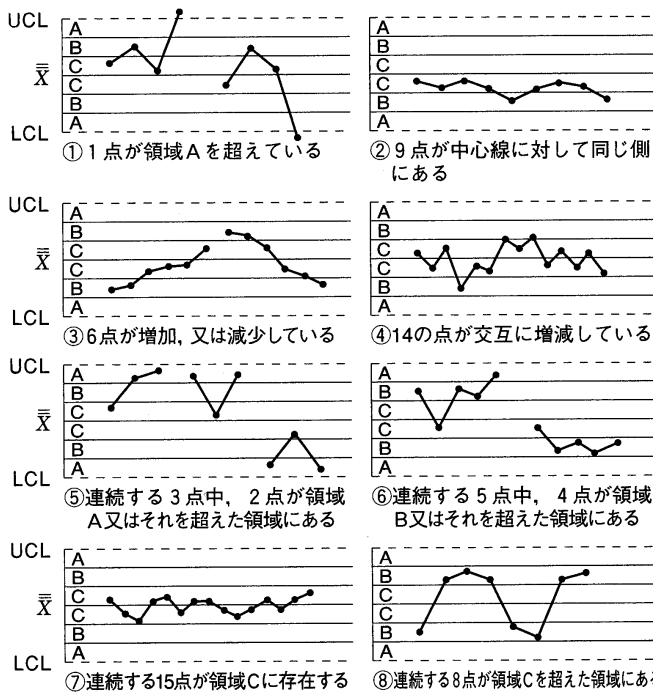


図6.3 注意信号のパターン

いろいろな考え方がありそうですが、JIS Z 9021では、一応、図6.3に描いた8つのケースを示しています。このような状況のどれかが現れたら、統計的管理状態に異変が起こっている可能性があることを注意を促しているのです。

もっとも、このJISに付けられた解説では、このような判定ルールは画一的に決めるよりは、各工程ごとに過去の実績などの実情に合わせて作るほうがよく、図6.3はひとつのガイドラインにすぎないむねの、謙虚なコメントが述べられています。

つぎの例として、統計的管理状態にあるのに⑤が発生する確率を計算してみましょう。偶然に取り出された3つのデータのうち、2個がAまたは超Aである確率は

$$\begin{aligned}
 & {}^3C_2 \quad \begin{array}{c} \text{Aの確率} \\ \downarrow \\ 0.02135 \end{array} \quad \begin{array}{c} \text{超Aの確率} \\ \downarrow \\ 0.00135 \end{array} \quad \begin{array}{c} \text{上と下} \\ \downarrow \\ 2 \end{array} \times \begin{array}{c} \text{BとCの確率} \\ \downarrow \\ 0.4773 \end{array} \quad \begin{array}{c} \text{上と下} \\ \downarrow \\ 2 \end{array} \\
 & 3 \times (0.02135 + 0.00135)^2 \times 2 \times 0.4773 \times 2 \\
 & = 0.00295 \approx 0.3\% \qquad (6.11)
 \end{aligned}$$

しかありません。このような珍しいことが偶然に起こってしまったと考えるよりは、異変の兆候ではないかと疑ってみる必要があります。

品質管理のために取り出

されたデータは正規分布しているという保証はありません。そこで、どのような分布から取り出されたデータであっても、なん個かを束ねて平均値をとると、それらは個数がふえるにつれて正規分布に近づくという性質（中心極限定理，75 ページ脚注）を利用します。そうすれば安心して「 $\mu \pm 3\sigma$ 」という判定基準が利用できる，というわけです。

$\bar{R}$ の分布は正規分布をしないのです。

考えてみてください。Rは正規分布するn個の値のうち、最大の値と最小の値の差です。その最大の値は、2番めの値に抜かれてしまえば最大の値ではなくなるのですから、歪んだ形の分布(極値分布ということもある)をしています。最小の値についても同様です。このような最大値の分布と最小値の分布からひとつずつ取り出した値の差がRなのですから、その分布は、もう、この世のものとは思われません。

そこで、その道を極めた先生方が、これらの事情を勘案したうえで、表6.2のような数表を作ってくれました。これらの値を目をつぶって $\bar{R}$ に掛けさえすれば、結果的に「 $\mu \pm 3\sigma$ 」の3 $\sigma$ の値になるような数表になっているのですから、品質管理の現場としては、喜んで、この数表の恩恵を受けることにいたしましょう。

## C<sub>p</sub>

こういうとき、品質を測ったデータの標準偏差が $\sigma$ であるとして

$$C_p = \frac{USL - LSL}{6\sigma} \quad (6.27)$$

を工程能力指数(Process Capability Index)といいます。PCIあるいはC<sub>p</sub>と略称されることも少なくありません。また、式(6.27)の $\sigma$ は、厳密には $\sigma$ の推定値( $\hat{\sigma}$ と書くことが多い)ですが、データの数が30以上くらいあれば気にせずに29ページの $\sigma$ を求める式(2.14)で計算してください。データの数が少ないときには、47ページのsを求める式(2.25)を使うほうがいいでしょう。

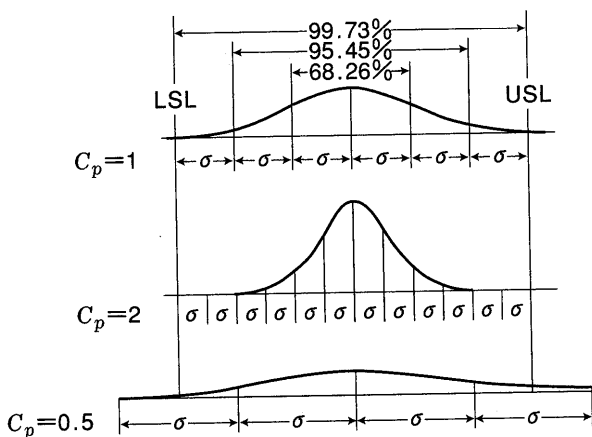


図 6.7 工程能力指数の意味

\* よく知られた不等式

$$\sum a_i^2 \cdot \sum b_i^2 - (\sum a_i b_i)^2 \geq 0$$

に,  $a_i = x_i - \bar{x}$ ,  $b_i = y_i - \bar{y}$  を代入すると

$$\sqrt{\sum (x_i - \bar{x})^2 \cdot \sum (y_i - \bar{y})^2} \geq \sum (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})$$

となり, 式(7.1)の分母が分子の最大値であることがわかります。

$$r = \frac{\sum (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sqrt{\sum (x_i - \bar{x})^2 \cdot \sum (y_i - \bar{y})^2}}$$

偏向をなぞることを回帰という。

それには, おもしろい逸話が残されています。ある生物学者は, 長身の親からは長身の子が, 短身の親からは短身の子が生まれるから, 親と子の身長の間には  $45^\circ$  の傾きをもつ直線的な関係があると信じていました。ところが実態を調べてみると, 大きな親の子はそれほど大きくなく, 小さな親の子はそれほど小さくなくて, 子供の身長は平均値のほうへ回帰しているため, 親と子の身長の関係は  $45^\circ$  よりゆるやかな直線になっていたのです。この現象に興味を感じた生物学者が, この直線を回帰直線と名付けたのが, この起りだといわれています。\*

計算結果は、75 個/h がベストとわかる。しかし、判断は 72~73 個/h とすべき。

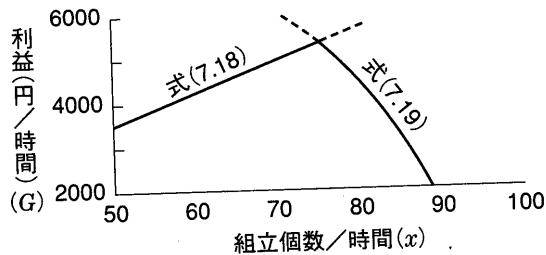


図 7.8 こういうことが判明しました

図 7.8 のグラフの基礎となったデータは, 僅か 34 個です。34 個のデータから求めた結論がどのくらい頼りないものかについては, 推定や検定のときにも体験しましたが, いずれにしても, 図 7.8 の山頂の位置には誤差がつきものです。また, 作業スピードを決めたとしても, その実現値にも誤差がつきまといます。そうすると, 図 7.8 の山頂をねらって行動を起こしても, 結果的には多少は右か左かに外れた状態になると覚悟しておかなければなりません。

その場合, 右のほうへ外れると利益に対する悪影響が大きく現れますが, 左のほうへなら外れても悪影響は小さくてすみます。だから, 最適値をねらうより多少は安全サイドをねらうほうが良策です。図 7.8 の例なら, 75 個/時間よりは 72~73 個/時間を選ぶのが良いかも知れません。このような思考方法は, 生じるかもしれない誤差に感じる程度を考慮するので, 感度解析といわれます。作業の計画ばかりか, 人生のあらゆる場面で活用できそうではありませんか。

## 分散分析

効果の自由度  $\phi_1$ 、誤差の自由度  $\phi_2$

\* 因子が1つのときの自由度は

$$\phi_1 = \text{レベルの数} - 1$$

$$\phi_2 = \text{レベルの数} \times (\text{繰返しの数} - 1)$$

と覚えておいてください。

## 3 因子

表 8.15 3つの因子の効果と誤差を分離する

因子のレベル		A <sub>1</sub>	A <sub>2</sub>	全平均=8			
C <sub>1</sub>	B <sub>1</sub>	4	8		B <sub>i</sub> の合計	B <sub>i</sub> の平均	B <sub>i</sub> の効果
	B <sub>2</sub>	4	12				
C <sub>2</sub>	B <sub>1</sub>	4	8	B <sub>1</sub>	24	6	-2
	B <sub>2</sub>	8	16	B <sub>2</sub>	40	10	2
		A <sub>1</sub>	A <sub>2</sub>	C <sub>i</sub> の合計		C <sub>i</sub> の平均	C <sub>i</sub> の効果
A <sub>i</sub> の合計		20	44	C <sub>1</sub>	28	7	-1
A <sub>i</sub> の平均		5	11	C <sub>2</sub>	36	9	1
A <sub>i</sub> の効果		-3	3				

生データ - 全平均 - A<sub>i</sub>の効果 - B<sub>i</sub>の効果 - C<sub>i</sub>の効果

		A <sub>1</sub>	A <sub>2</sub>	
誤差	C <sub>1</sub>	B <sub>1</sub>	2	0
		B <sub>2</sub>	-2	0
C <sub>2</sub>	B <sub>1</sub>	0	-2	
	B <sub>2</sub>	0	2	

表 8.16 変動と自由度の内訳は、このとおり

$\begin{bmatrix} -4 & 0 \\ -4 & 4 \\ -4 & 0 \\ 0 & 8 \end{bmatrix}$	=	$\begin{bmatrix} -3 & 3 \\ -3 & 3 \\ -3 & 3 \\ -3 & 3 \end{bmatrix}$	+	$\begin{bmatrix} -2 & -2 \\ 2 & 2 \\ -2 & -2 \\ 2 & 2 \end{bmatrix}$	+	$\begin{bmatrix} -1 & -1 \\ -1 & -1 \\ 1 & 1 \\ 1 & 1 \end{bmatrix}$	+	$\begin{bmatrix} 2 & 0 \\ -2 & 0 \\ 0 & -2 \\ 0 & 2 \end{bmatrix}$
総変動 (128) 自由度 (7)		A変動 (72) 自由度 (1)		B変動 (32) 自由度 (1)		C変動 (8) 自由度 (1)		誤差変動 (16) 自由度 (4)

F検定に使うFの値は

$$\frac{\text{因子の効果の不偏分散}}{\text{誤差の不偏分散}} \quad (8.4) \text{もどき}$$

でしたし、また、不偏分散は、式(8.2)のように、変動を自由度で割った値でしたから、誤差の不偏分散は4であることに留意すると

$$\left. \begin{aligned} F_A &= 72/4 = 18 \\ F_B &= 32/4 = 8 \\ F_C &= 8/4 = 2 \end{aligned} \right\} (8.25)$$

となります。ここで、210ページの表8.13か、巻末のF分布表で、 $\phi_1=1$ 、 $\phi_2=4$ のところの値を見ていただくと、7.71という数値が読みとれます。したがって、5%の危険率で

因子Aの効果は  $18 > 7.71$  だから、おおいに有意差あり

因子Bの効果は  $8 > 7.71$  だから、有意差あり

因子Cの効果は  $2 < 7.71$  だから、有意差なし

分散分析で何が判定できるか

表 8.20 なにが判定できるか

因子の数	実験の繰返し	有意性を判定できる項目
1	なし	—————
	あり	$S_A$
2	なし	$S_A S_B$
	あり	$S_A S_B S_{A \times B}$
3	なし	$S_A S_B S_C S_{A \times B} S_{A \times C} S_{B \times C}$
	あり	$S_A S_B S_C S_{A \times B} S_{A \times C} S_{B \times C} S_{A \times B \times C}$

因子の数が多くなると、実験の組立てや制御がむずかしくなるし、データの分散分析などの解析もやたらと煩雑になってミスも起こりやすいので、因子の組合せは少なめしておくほうが無難でしょう。

ラテン方格：16人で4つのテーブル。全員対戦する組み合わせ

表 8.25 背番号と3つのラテン方格

背番号方格	ラテン方格(1)	ラテン方格(2)	ラテン方格(3)																																																																
<table border="1"> <tr><td>1</td><td>2</td><td>3</td><td>4</td></tr> <tr><td>5</td><td>6</td><td>7</td><td>8</td></tr> <tr><td>9</td><td>10</td><td>11</td><td>12</td></tr> <tr><td>13</td><td>14</td><td>15</td><td>16</td></tr> </table>	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	<table border="1"> <tr><td>A</td><td>B</td><td>C</td><td>D</td></tr> <tr><td>C</td><td>D</td><td>A</td><td>B</td></tr> <tr><td>D</td><td>C</td><td>B</td><td>A</td></tr> <tr><td>B</td><td>A</td><td>D</td><td>C</td></tr> </table>	A	B	C	D	C	D	A	B	D	C	B	A	B	A	D	C	<table border="1"> <tr><td>A</td><td>B</td><td>C</td><td>D</td></tr> <tr><td>D</td><td>C</td><td>B</td><td>A</td></tr> <tr><td>B</td><td>A</td><td>D</td><td>C</td></tr> <tr><td>C</td><td>D</td><td>A</td><td>B</td></tr> </table>	A	B	C	D	D	C	B	A	B	A	D	C	C	D	A	B	<table border="1"> <tr><td>A</td><td>B</td><td>C</td><td>D</td></tr> <tr><td>B</td><td>A</td><td>D</td><td>C</td></tr> <tr><td>C</td><td>D</td><td>A</td><td>B</td></tr> <tr><td>D</td><td>C</td><td>B</td><td>A</td></tr> </table>	A	B	C	D	B	A	D	C	C	D	A	B	D	C	B	A
1	2	3	4																																																																
5	6	7	8																																																																
9	10	11	12																																																																
13	14	15	16																																																																
A	B	C	D																																																																
C	D	A	B																																																																
D	C	B	A																																																																
B	A	D	C																																																																
A	B	C	D																																																																
D	C	B	A																																																																
B	A	D	C																																																																
C	D	A	B																																																																
A	B	C	D																																																																
B	A	D	C																																																																
C	D	A	B																																																																
D	C	B	A																																																																

なお、表 8.25 のラテン方格を使うに当たって、「3つの方格の間には一定の関係が必要」と書いたままになっていますので、その補足をさせていただきます。表 8.25 のラテン方格(1)と(2)を重ね合せてみると、1行めは、AA BB CC DDとなるし、2行めは、CD DC AB BA、3行めは、DB CA BD AC、4行めは、BC AD DA CB、となって、1つとして同じものが現れません。こういうとき、ラテン方格(1)と(2)は直交するというのですが、表 8.25 の3つのラテン方格は互いに直交する性質が必要だった、ということでした。

表 8.26 4人ゲーム・16人リーグ戦の組合せ

	1回戦	2回戦	3回戦	4回戦	5回戦
テーブルA	1 2 3 4	1 5 9 13	1 7 12 14	1 8 10 15	1 6 11 16
テーブルB	5 6 7 8	2 6 10 14	2 8 11 13	2 7 9 16	2 5 12 15
テーブルC	9 10 11 12	3 7 11 15	3 5 10 16	3 6 12 13	3 8 9 14
テーブルD	13 14 15 16	4 8 12 16	4 6 9 15	4 5 11 14	4 7 10 13

ところが、こんどは「羽田を10時に出発して那覇に13時に着く」という商品ですから、時間の経過を伴うとともに、評価の基準が約束を達成する確率です。そこで、このようなときには、品質とはいわずに、信頼性という用語が使われるのがふつうです。

正直にいうと私は、信頼性は品質の一部と考えていいのではない

かと思っています。品質という言葉は、一般的には「良・不良が問題になるような、品物の性質」という意味に使われるし、それなら、その中に信頼性も含まれると考えるのが自然だからです。

それにもかかわらず、品質管理と信頼性工学は別物だと主張される先生方も少なくありません。その証拠に、やや専門的な参考書では品質管理と信頼性工学とが同居することはめったにありませんし、著者の先生方も、それぞれ別のグループです。

その理由は、2つありそうです。その1つは、品質管理と信頼性工学の起源が異なること。もう1つは、**理論構築のための数学的な手法が違う**ことです。

東京の山手線は、都内の主要な駅を循環して走る環状線です。**電車は左側通行**ですから、東京駅を出る内回り線は北へ向かって走り出し、上野、池袋、新宿、品川など 29 の駅を回って南から東京駅へ戻ってきます。これと並んで走っている外回り線は、逆方向に 29 の駅を循環しています。**1 周が約 34.km** です。

電車が 1 周に要する時間は、ほぼ 60 分。朝夕のラッシュ時には 3 分ごとに電車が来ますから、内回り、外回りとも線路の上には 20 本の列車が乗っているはずで、電車の車輻の長さは約 20m、それが 11 台連結して 1 本の列車になっていますから、列車の長さの合計は約 220m、そうすると、内回り、外回りとも 34.5km の線路の上には、それぞれ、 $220m \times 20 = 4.4km$  の長さの列車が乗っている勘定です。線路の 1 割以上が電車によって占有されているのですね。

しかも、です。駅と駅の間隔は平均して約 1.2km で、その区間を約 2 分で走らなければなりません。客の乗り降りのために駅ごとに 0.5 分くらい停車するとすれば、残りの 1.5 分で 1.2km を走る必要があるのですが、この間に加速や減速も必要ですから、最大速度は 100km/時くらいにはなるでしょう。

こういう感覚からは、アイテムの平均寿命という表現は **いまいち** です。そこで、信頼性工学では平均寿命とはいわずに**平均故障間隔** (mean time between failures) という用語を使い、ふつうはこれを **MTBF \*** と略称しています。したがって、式(9.10)を書き直せば

$$MTBF = \frac{1}{\text{故障率}} \quad (9.10) \text{もどき}$$

となり、これは信頼性工学の象徴的な式のひとつになっています。

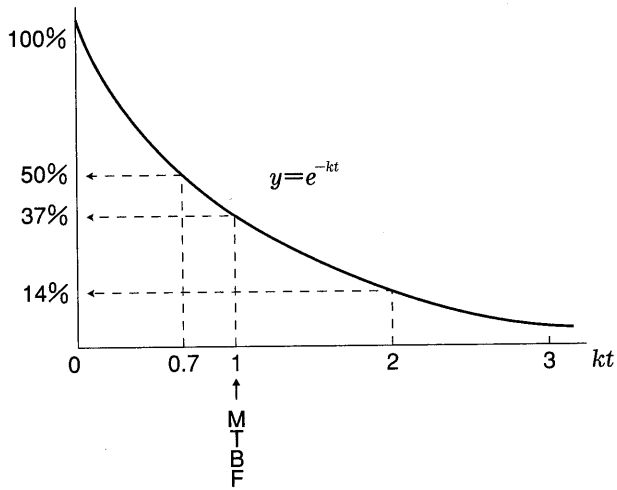


図9.6 信頼性工学の常識です

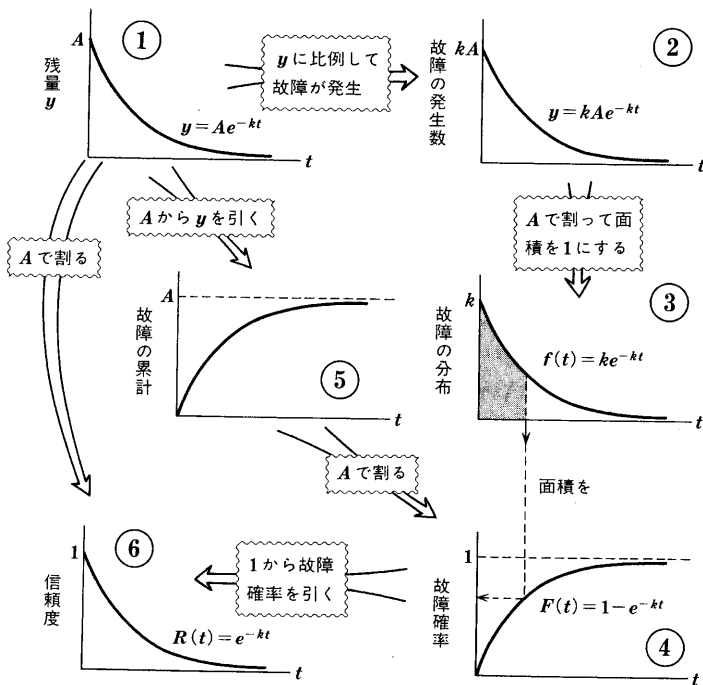


図9.8 このややこしい関連を見てください

$$\pm 6\sigma \text{ から外れる確率(片側)} = 0.000,000,001 \quad (9.21)$$

くらい、つまり、10億分の1くらいです。両側の確率をたしても10億分の2くらいにしかなりません。このような値を頼りに品質が管理できるものなのでしょうか。



$$\pm 4.5\sigma \text{から外れる確率(片側)} = 0.000,0034 \quad (9.22)$$

くらい、つまり、100万分の3.4くらい、両側なら100万分の7くらいになりますから、ぐっと現実味を帯びてきます。そして、100万個くらい作られる製品は珍しくありませんから、管理の結果が実証されることも珍しくないでしょう。

さまざまな経験を総合していえば、ある条件が整ったときに $6\sigma$ の管理に耐えられる体制にしておけば、条件が少しくらい変化しても $4.5\sigma$ の管理には耐えられる、というのです。

最大値あるいは最小値の分布という意味がわかりにくいかもしれませんが、こういう考え方は、QCや信頼性の数学では大学院レベルなのですが、つぎのように考えてみてください。

$n$ 個の鉄の輪が連なったチェーンがあると思っていただきましょう。ひとつひとつの輪は、それぞれ引っ張りに耐える強さを持っていますが、 $n$ 個の輪には多少の相違がありますから、 $n$ 個の輪の強さにはばらつきがあって、それらの値は正規分布しているにちがいません。したがって、チェーンを耐えきれないほどの強い力で引っ張ると、 $n$ 個の輪がいっせいに切れてばらばらになるのではなく、いちばん弱い輪が切れることによって、チェーンが切れてしまいます。

こうしてみると、チェーンの強さはいちばん弱い輪の強さによって決まり、この性質が信頼性工学の理論の出発点として使われることも多いのですが、それでは、いちばん弱い輪の強さはいくらかというと、これがまた、確率的な値です。その証拠に、 $n$ 個の輪が連なったチェーンをたくさん集めてきて、それぞれのチェーンを引き切るに要した力を記録してみてください。これらの値は、それぞれのチェーンの中でいちばん弱かった輪の強さを表わしているのですが、これらの値は互いに等しくなく、一定の形をした分布をすると考えられるではありませんか。これが、正規分布する $n$ 個から取り出した最小値の分布です。

その分布の形を図9・12に描いてみました

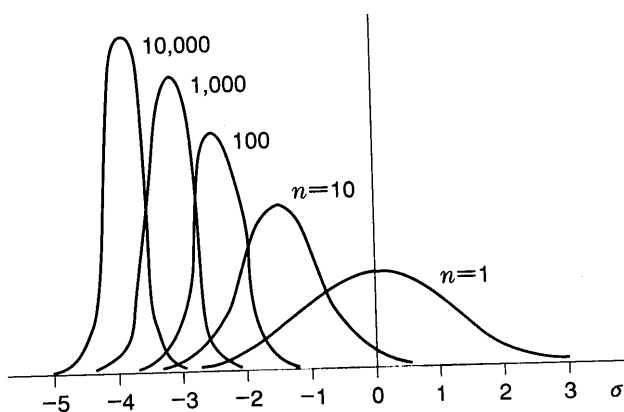


図9.12 最小値の分布