

43—1

土木計画学

技術管理

土木研究所資料

第 398 号

品質管理

昭和 43 年 7 月

建設省土木研究所

目 次

品質管理序説	1
§ 1 品質管理に対する誤解	1
§ 2 インダストリアル・エンジニアリング	3
§ 3 品質管理	6
第 1 章 データの語りかけるもの	16
§ 1 建設技術と統計解析	16
§ 2 1 群のデータのもたらす情報	17
§ 3 2 群のデータのもたらす情報	21
§ 4 多数群のデータのもたらす情報	23
§ 5 関連する因子のもたらす情報	25
§ 6 補助情報と予測の精度	27
第 2 章 日常データ解析	29
§ 1 情報抽出の効率	29
§ 2 平均値の計算	29
§ 3 散布度の計算	30
§ 4 平均値の検定推定 (真の平均の存在範囲)	31
§ 5 2 つの平均値の差の検定推定	32
§ 6 多くの平均値の差の同時推定	33
§ 7 相関係数の計算	35
§ 8 回 帰 分 析	37
第 3 章 抜 取 検 査	38
§ 1 抜 取 検 査	38
§ 2 抜取検査の種類	39
§ 3 計量規準型 1 回抜取検査	40
§ 4 計量規準型 1 回抜取検査 (σ 未知)	42
第 4 章 電子計算用語 ALGOL	44
§ 1 ALGOL	44
§ 2 電気料金の問題	45

§ 3	ALGOLの基本原則	4 6
§ 4	電気料金のプログラム	4 7
§ 5	一般化された電気料金プログラム	4 8
§ 6	くり返し数の分っている場合	4 9
§ 7	配 列 の 利 用	5 0
§ 8	相関係数の計算	5 1
第 5 章	品質管理を進めるには	5 2
§ 1	品質管理と統計解析	5 2
§ 2	いわゆる3シグマ管理限界について	5 3
§ 3	品質管理を行なうとコスト高になるという誤解	5 5
第 6 章	品質管理手順(建設省土木試験基準案)	5 7
§ 1	品質管理の手続	5 7
§ 2	品 質 特 性	5 8
§ 3	ヒストグラムによる判定	6 0
§ 4	管理図による安定状態の判定	6 1
§ 5	$\bar{x}-R$ 管理図の実例	6 5
§ 6	$\bar{x}-R_s-R_m$ 管理図の実例	6 8
第 7 章	標 準 化	7 0
§ 1	異常原因の追求	7 0
§ 2	標 準 化	7 1
第 8 章	品質管理実施上の問題点.....	7 2
第 9 章	今後の品質管理活動の方向	7 5
お わ り に		7 7
参 考 文 献		7 8

品質管理 (I)

中村 慶一

品質管理序説

§ 1 品質管理に対する誤解

1 品質管理の目的

品質管理の目的は“ばらつき”の少ない製品を作るにあると思っている人が非常に多い。それどころか、品質管理の本質を理解していなければならぬ筈の人達までが「当方の製品は品質管理をしているので変動が少ない」などという表現をされることが多い。品質管理の目的は（とに角）規格に合った製品を最も経済的に作ることにあるのであつて、不良品を少なくすることが経済的ならば、全体として高い水準をねらうか又は“ばらつき”を小さくすることが全体として不良品を少なくする道であり、この2つの道のうち後者を選んだ方がより“経済”的であるならば、結果として製品の“ばらつき”が小さくなることはあつても、それは決して品質管理の“目的”では無い。

2 良い製品の定義

規格に合ったという表現にもいろいろあつて、はるかに規格を突破していても良いし、又そのようになっている事が良品の証拠であるかのように云われることもあるが、実は安全度も総て考慮して定められた規格に対してそれに合った“良い”製品とは（とに角）この規格を満足している製品のことであるべきで、ある特性がただ規格を満足しているだけでは不十分ならば、設計者はその規格の方を修正すべきであつて、製造する側がそのような条件を一々考慮して品質規格を満足する程度を変える必要はない。

又この（とに角）という表現に関連して 16 ± 1 という表現の規格が良く見られるがとに角規格を満足する意味からは15で十分であつて、私が製造者であつて数字を大きくする事が損な場合には、やはり15という品物を大喜びで作ることになろう。つまり規格に±が付いたらその結果を満足するものは総て良品であつて、今の場合には15~17に属するものは総て良品ということになる。換言すれば公称16と称するもので15が出て来て勿論結構という意味であつてこの意味では規格に±が付くということはその公称値は最早単なる記号以外の意味を持たないことになる。今の場合も15以上17以下という規格にすべきであらう。

規格とはこのように良品か不良品の限界を示したものと受取るべきであつて、その意味ではとに角にもせよ規格を満足したものは良品と定義すべきである。

3 品質管理のためのコスト

品質管理を行なうとコスト高になるという話を良く聞く。たしかに今迄やらなかつた試験を行ない、今迄つかなかつた要員を用意すればそれだけコストが高くなる理である。しかし今迄試験をしていないで、しかも製品が規格を満足していたのならばその通りであるが規格を満足しないものがあり得たとすると問題である。たまたま検査が甘かつたから通つて居たとすると、今後もそのように甘い状態が続くとは限らないし、そのようなことでは製品の不良のための事故がいつ起るか分らない。また逆に事故が全くないとすれば、そのような規格の存在することがおかしいという事になる。

守らなくても良い規格は廃止するなり改正すれば良いのであつて、規格と云うからにはこの位の数字でなければおかしいなどという考慮から飾りに作つたようなものは排除すべきである。

そこで守るべき規格の場合にはこれを守つた製品を最も経済的に作る為の品質管理に必要な費用は、すべて規格を守る為の費用であつて、今迄より余分にかかるからと云つてこれを品質管理のためのコストと考えるべきではない。

今迄規格を守らないでしかも其後クレームのついていないのは、たまたまそうなつているか或いは本来守らなくても良い規格であつたかのどちらかであつて、前者ならば今後クレームが付かぬという確信は品質管理に依つて得られることになるし、後者ならば当然設計者が規格を変更すべきである。

何れにせよ品質管理のためにコスト高になるというのはナンセンスで、正しくはそのような規格を守るためにコスト高になるのであつて、品質管理はそれらの諸方策のうちの最も経済的なものを選ばせて呉れるものであると云うべきである。

この品質管理 (Quality Control, QC) は最近企業の間でやかましく叫ばれ出した I E (Industrial Engineering, 管理工学) の一部をなして居り、道路河川等の各固有技術と並んで事業を円滑に進めて行く為の主要な技法の一つである。

§ 2 インダストリアル・エンジニアリング (IE)

最近建設技術関係においても IE の導入が強く叫ばれ、経営工学関係の卒業生の中にも土木専攻という人が出始めている。また各組織においても、技術管理部 IE 部など名前はいちろつけられているが、いずれも計画・管理技法の普及開発と、それにとりなる技術標準化などの仕事を担当する部門が増加しつつある。

IE という生硬な名前の示す通り、これはまだその概念が日本において定着しておらず、従って適当な訳語もつけられないままに Industrial Engineering の頭文字をとって名付けられているが、生産工学とか経営工学、管理工学などいろいろな訳名のもとに体系化が試みられつつある現状である。

IE そのものも人によつてはテイラー流の時間研究やギルブレスの動作研究などを中心としたいわゆる科学的管理法のことであると考える人もいるが、本講ではこれらのいわゆる科学的管理もその一部に含めて、品質管理 (QC)、政策研究 (OR) などとも包含した、次のイギリス生産性協議会の派米 IE チームの報告書で与えた定義に従うものとする。

すなわちそれは「IE とは産業や他の適当な分野における組織運営の方法に対し、基礎科学・エンジニアリングの知識並びにある種の解析技術を応用することである」

というものである。

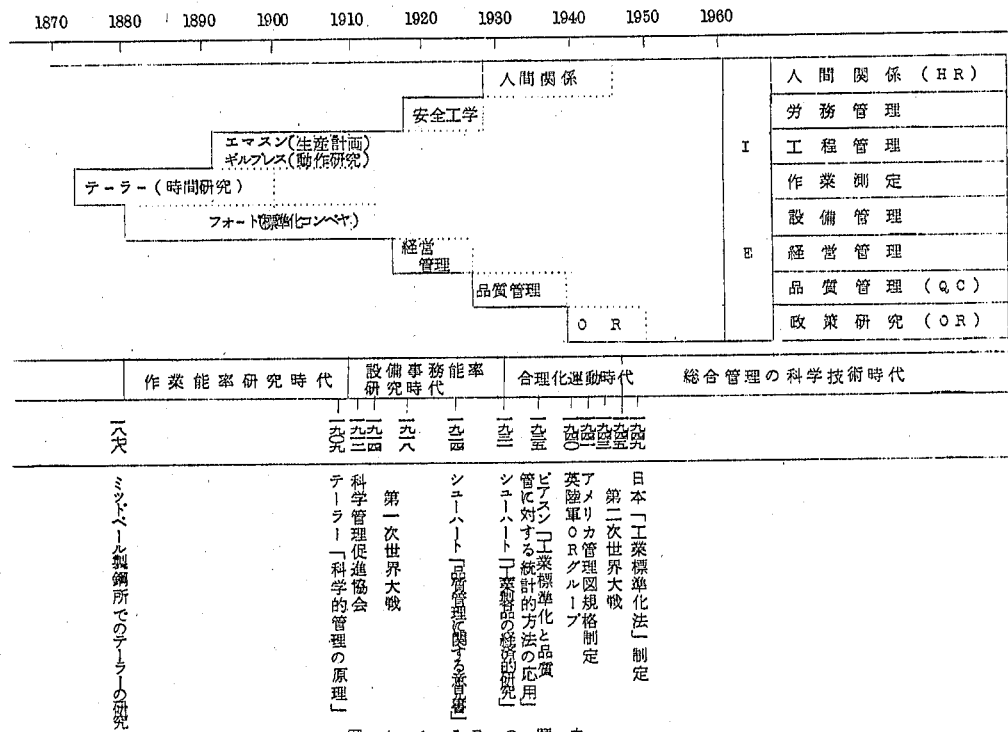
いい換えれば

「IE とは、人・資材・設備の総合組織に対し、合理的な計画・改善・実施を行なうために、工学的な解析・計画手法や数学・物理学・社会科学などの専門的知識と技術とを応用する管理科学である」

ということもできよう。

アメリカにおいては各製造会社の化学・材料・電気・機械などの技術者 17 人に対して 1 人の割合で IE の専門家がいるといわれており、わが国の各企業でも、逐次、方法改善・作業測定・工程管理・品質管理、標準化・計画手法改善・組織工学・設備更新などの管理技術を主任務とする技術者が増加しているが、建設技術関係はこれらに比べるとやや立ち遅れの観があり、依然としてラインに属する製造に直接関係している技術者が圧倒的に強い現状である。

しかし建設事業関係の各組織においても、逐次 IE を主務とする部門が増加する傾向にあり、工事の計画と管理に関連して線型計画法 (LP)、情報理論、待ち行列論、PERT・CPM などの network scheduling 等を含むオペレーションズ・リサーチの手法、品質管理手法などの建設技術関係に適用される IE 関係の手法も多い。



この IE の具体的方法としては上にあげたようないろいろな手法があるが、これらを一貫して流れる考え方は「科学的なものの見方」であり、共通して用いられる手法は統計解析手法である。

この科学的なものの見方とは

1. 問題の所在の発見
2. 資料の収集、調査
3. 計画（標準を立てる）
4. 実施
5. 結果をチェックしアクションをとる。

この 5 段階を順序よく踏んで行くことであると考えられる。また、IE のすべての部門に統計解析の知識が有用でむしろ統計学は IE の技術者にとって必須の道具である。

また IE の建設事業の応用を主とした見方でまとめたものは土木計画学という名で呼ばれる。

2 インダストリアルエンジニアリングを進めるには、

IE を進めるに当って特に注意を要するのは下記の諸点である。

(1) 個人による管理から組織による管理へ

事業施行に当って資金、資材、作業員、機械を合理的に運用して目標期日までに与えられた品質のものを、経済的に作り上げるということは、いまでも責任者、担当者の常に心がけて来たところである。これとほとんど同じ内容のことを IE として標準化されたやり方で行うことを主張する理由は、いままでの管理が多分に個人のしかも頭あるいは野帳の中に秘められた管理だったからである。

質が良いとか悪いとか、工事が進んでいるとか遅れているとかいう形容詞でなく数字で表現し、さらにこれを図表化して万人にわかりやすくすることおよび良否、進み遅れの判定基準を客観的に表現することの意義は非常に大きい。

工事は責任者 1 人でするものではなく、組織で行ない、監督員、職長、作業員それぞれの地位で責任をもって業務を遂行して行くものであることを第一番目に強調しておきたい。

(2) 新しい手法の正しい導入

材料の破断強度の推定（極値の問題）、2 つの処理方法の違いを考える問題（2 つの平均値の差の検定）、材料の強度の推定（母平均の推定）、材料の品質が購入規格に合っているかどうか（抜取検査）、いま作っている製造工程に異常がないかどうか（管理図法）等については統計解析手法が大いに利用されるし、いろいろ材料設備を用いてもつとも効率の良い作業をするための作業計画をさがすことはリニャープログラミングの簡単な応用にすぎず、その他いろいろの手法道具を正しく使っていく着眼が大切である。

(3) 標準化について

人による管理から組織による管理に移行し、品質管理を実行して行くためには標準化が重要

であることは前にのべた。

成文化された作業標準、技術標準がない場合にはまず、いままでそれにしたがって作業を行ってきた不文律的な手順を成文し、問題点を発見し、次第に合理的なものに仕上げて行くことが実際的である。その組織のいままであげて来た技術的成果の総決算がこの各種標準であることは銘記されなければならない。

(4) 計 測 化

科学技術の進歩は計器類の進歩に比例する。一つの計測器の誕生によってその部門が飛躍的進歩を遂げた実例は数多い。

R I (Radio Isotope) の利用などもその一例だろう。

工事管理についても同様で工事量にしても品質にしても、まず測るところから始めなければならない。このため新しい諸計器を準備し、管理に適した計器を考案する努力が払われなければならない。

(5) 教 育 訓 練

工事管理は組織的、全面的活動であり、品質管理、統計解析など目新しい内容のものもあるので各程度に応じた教育訓練が必要であり、各種工業分野でも社内は勿論、同種の方野を通じての講習会等が地道に続けられている。

§ 1 品 質 管 理 (QC)

1 品質管理とは

1951年ブリッセルの経営管理に関する国際会議での品質管理に関する定義を建設事業に当てはめると「品質管理とは設計、仕様書に示された規格を充分に満足するような構造物をもつとも経済的に作られるようその工事のすべての段階に統計理論と統計技術を応用して行くことである」となる。この品質管理は実際的には品質に対する責任感という土台の上に立つて設計、施行、供用、調査の4段階を経てつぎの設計に至る回転をくり返しつつ、一步一步前進して行くことにたとえられるが、狭義の品質管理はこの中の施行の段階についているものであつて、ここでは主としてこれについて述べる。

われわれがいま作っている製品が満足なものであり、今後この満足なものが生産されるためには一般につぎの二つの条件を満しておることが必要である。

1. 製品が規格を満足すること——ヒストグラムで調べる。
2. 工程が安定していること——管理図で調べる。

この二つの条件はおおの独立で安定していても規格外のものができたりすることもある。したがって品質管理をするとは「最近のデータによって製品が充分なゆとりをもつて規格を満足して

いることをたしかめた後、そのデーターを用いて管理限界を作り、最近のデータがそれに対して安定しているならば近い将来の工程を管理する目安として、いま計算した管理限界を延長して、一、二ヶ月の間用い、限界外に出るものがあれば工程に異常ありとして、その原因を追求して再発しないよう処置し、限界内にあればこの状態を維持すること」であると云えよう。

2 品質管理の歴史

1924 アメリカ・ベル電話研究所の Shewhart 品質管理に関する意見書公表

1931 Shewhart 「工業製品の経済的管理」出版

1935 イギリス Pearson の著書を国家規格 BS 600 として指定

1941 アメリカ規格 Z1.1, Z1.2 制定

1942 〃 Z1.3 制定 全米25都市の8日間講習会

1946 日電玉川工場の実施

1949 工業標準化法制定

1954 JIS Z9021「管理図法」制定

品質管理限界としては日本工業規格ではシグマ管理限界を採用している。JIS が3シグマ法を採用するに当っては Shewhart の3シグマ法をとるべきか、Pearson の確率限界法か、また和気・増山の棄却限界法を採用すべきかについて長期の論争がくり返されたが、工業生産の場では第一種の過誤をおかす確率と、第二種の過誤をおかす確率とが、ちょうどつり合っている限界としては3シグマ限界程度が適当であることが実生産の場で実証され、また東大の森口教授の極端的にみた管理限界と平均値的にみたF検定との比較などの議論などもあつて、3シグマ限界が妥当であるという結論になり、JIS Z9021-1954「管理図法」として3シグマ法が公式に採用された。

しかし、この JIS 規格の中でも、たとえば $\bar{x}-R$ 管理図について、予備データは大きさ4~5位の試料を約20~25組とり制定すると説明され、過去の情報として80~120個位のデータを必要とする立場をとっており、また3シグマ限界の第一種の誤り（異常原因がないのに異常原因ありとしてしまう誤り）についても0.27%であるといつたふうな説明をしてある解説書が多いために、“何故に一般の検定の危険率が5%であるのに対し、管理図のみが0.27%という小さな危険率で検定しなければならないか”とか、“ $\mu \pm 3\sigma$ の範囲外のものが生ずることが、めつたに起らないから、母集団が変わったと考えるのならば、何も8シグマでなくてもいいのではないか”と考える人も多く、また“この方法はアメリカ流の大量生産の場だけに適用可能な方法であり、日本のような多品種少量生産の多い所では適用できない”とか、“建設事業”特にコンクリート工事で数十個のサンプルを得たときには工事が終わってしまっていることが多いので、大量の予備データを必要とする3シグマ法は適用できない”とし、独自の管理図を提案したものとか、こうまででないにしても JIS に80~120の予備データをとれと書いてあるのに対して、10~30個のデータ

しか得られない場合に、多少のためらいを伴いながら、3シグマ管理図を使用したりする場合も多くみられる。そこで、品質管理の中の管理図の占める役割りに立ち帰って、考察を進めることとする。

3 管理図の性格

品質管理とは、与えられた規格を満足するような製品を、最も経済的に造り出してゆくための手段の体系であることは言うまでもない。ところで、規格を満足した製品を経済的に造り出してゆくためには

1. 製品がある許容範囲で規格を満足していること
2. 工程が安定していること

の2条件がそれぞれ満足されなければならない。この2条件は互いに独立であつて、個々の製品は規格を満足していても工程が安定していない場合（規格が工程の能力に比してゆるすぎる場合などには起り得る）、逆に工程は安定しているのに出てくる製品は規格を満足しないものも出てくる場合（工程の調節が悪いときなどに起り得る）があり、前の条件はヒストグラムによつて、後の条件は管理図によつてチェックする。

つまり管理図とは、工程が安定かどうかをチェックする程具であつて、いわば現在の工程の実力について、平均および分散に関する情報を持つている場合、その情報にもとづいて、爾後の生産品のある組数に対して各組の平均および分散の最大値、または最小値に着目して、これらが、ある範囲をこえて起つたならば、この工程には異常が起つたものと考えて原因追求除去という処置をとり、その範囲をこえないならば、工程には異常が起つていないものとして、その状態を維持するというような、一連の行動を決定するための基準が管理限界ということになる。

管理図の性格を、その組数の間の極値（最大値 最小値）に着目して、工程の安定状態をチェックする道具と規定すると、次には管理限界の設定のために、安定状態というものを定義しなければならない。一般には安定な状態とは、異常原因によるばらつき（この原因を探索して再発しないよう処置をとることが経済的にできるばらつき 見のがせない原因によるばらつき）と、偶然原因によるばらつき（この原因を探索して再発しないよう処置をとることができないか、または できても経済的でないばらつき）とを分離し、これにもとづいて異常原因をさがして再び起らぬよう処置をとり、偶然原因による（管理された）ばらつきのみを持つようにした状態と考えられている。

したがつて過去のデータにもとづいて平均 $\bar{x}$ 、不偏分散の平方根 $\sqrt{V_0}$ （その自由度 ϕ_0 ）という情報を得たとき、この知識をもにして、爾後の工程で得られるデータを観察しながら工程の異常（逆にいえば平均値 分散などの一様性）を検定する方式の中で主として極値に着目するものが管理図であると考えることができる。

平均値 分散などの一様性を検定する方法としては、このような極値に着目するやり方のほかに、主として平均的な考え方に着目する検定方式ももちろん考えることができた。たとえば不偏分散 σ^2

乗平均)を用いたF検定などはその一例であるが、後の例でもわかるように、F検定によると計算手数が非常にかかる上に、ちがひ方の中でも、とび離れたものが3つ以上あるような、複雑なちがひ方に対してはF検定の方が検出力が高いが、とび離れたものが1つまたは2つといったような一般の非一様性を示すときには、極値に着目した管理図による検定の方が、検出力が高くなることが証明されており、本文でも以下極値に着目した管理図方式の中で、工程の異常検出のための限界としては、何が適当かという点について考察する。

一般的に同じ程度の測定手数に対しては、計量的取扱の方が計数的取扱いをするよりも、与えられる情報の量が多い。建設事業の場合では、特に最小の測定手数を要求されることが多いので、計量値の管理図の代表的なものである $\bar{x}-R$ 管理図や、さらに測定回数の少ない場合に対する $\bar{x}-R_s-R_m$ 管理図の適用機会がきわめて多い。

$\bar{x}-R$ 管理図はデータを合理的な群(その群の中のばらつきは偶然原因のみによるばらつきであり、もし異常原因によるばらつきがあるとすれば、それは群と群の間の違いという形であらわれるように分けた群で、一般に時間・日・文替・週または起点からの距離などに分けることが多い)に分け、その群の中の範囲R(最大値と最小値の差)とその群の平均値 $\bar{x}$ とを管理しようとするものである。

範囲Rは、要するに群内のバラツキの指標であり、 $\bar{x}-R$ 管理図は、群の平均値および群内のばらつきを組にして管理しようとしている方法であるということができる。

$\bar{x}$ とRとを組にして扱う必要は、精度を管理しようとしている立場として説明することができる。われわれが誤差といっているものの内容としては、かたよりとばらつきを考えることができる。前者は測定値の平均 $\bar{x}$ が期待値 μ と離れている程度を意味し、これが大きい場合、正確度(accuracy)が悪いといわれる。後者は各測定値 x が平均値 $\bar{x}$ と離れている程度を意味し、これが大きい場合精密度(precision)が悪いといわれる。この正確度と精密度を結合したものは精度(accuracy and precision)といわれ、精度が管理状態にないことは信頼度(reliability)が悪いといわれる。今の場合、 $\bar{x}$ 安定度をしらべることは正確度の管理を行なっていることに当り、Rの安定度をしらべることは精密度の管理を行なっていることに当たっているので、 $\bar{x}-R$ 管理図によつて精度の管理を行なっているということができる。

$\bar{x}-R_s-R_m$ 管理図はデータの数が少なく、何個かを組にして $\bar{x}$ をつくるまで待てないような場合に、隣り合った x の差(逐次レンジ) R_s を利用し一点管理図である。同時に採取した m 個の値の平均が一つの値として定義され、この m 個の間の範囲 R_m は試験誤差位しか反映しないような例えばコンクリート強度のような場合も、 m 個の値を平均した $\bar{x}$ を1個の値と考え、 $\bar{x}-R_s$ 管理図として使用する。試験誤差の管理も併せて行ないたいときは、 $\bar{x}-R_s-R_m$ 管理図としてもよい。この場合は $\bar{x}$ 管理図によつて正確度を、 R_s 管理図によつて精密度を、 R_m 管理図によつてある制限範囲内の精密度(試験誤差など)の管理を、総じて精度の管理を行なっているものであることは $\bar{x}-R$ 管理図の場合と同様である。

4 品質管理の系統

今日どの工場に行っても、お宅で品質管理をやっておられますかと 伺えば、たいいてい「何をいまさらこんな質問を！」といった顔をされるのがおちである。ところが同じ近代工業の仲間である建設事業場（これもやつぱり立派な工場である。ただし一般の工場とは逆に製品が大地にしっかりと固定されて工場設備のほうがあちこちと移動する点がちよつとちがつているけれども）で同じような質問をすると必ずしも、どの事業場でも肯定の返事をいただけるとは限らない。

そうしてどうも金がかかるのか、いや私達の作るものは品質管理以前の代物ですよとか、またやつておりますという返事とともに見せていただいた管理図が単なる工程能力図（管理限界の記入していないもの）であつたり、のきなみに点がout になっている管理図であつたり、逆に広い限界の中央付近に小さく点が波打っているような管理図であつたりする場合も多い。

私達がいろいろな構造物を作つたり調査したり実験したり、とにかく日常業務のすべての段階でなんらかの品質標準のようなものに基づいて作業を進めるのが普通である。それはたとえ文化されたものでないにせよこういう製品を作ろうというある程度の概念は少なくとも監督者の頭の中に入り、それと対比しながら、もうこのくらいでよからうとか、もつとよくしなくては判断しつづ作業が進められたものも多かつたに違いない。

昔からよく「完全に寸法どおりのものを作るのが理想であるが我々はそういうことが不可能なので止む得ず妥協してある程度で打ち切りそのあきらめどころを 勘によって判断する」という説明が行なわれていた。しかし実は工程が安定していることこそ理想であつて、その安定した工程によつて最小の労力で要求に合った品物を作ることが最も経済的にものを作る方法である。必要以上に部分的に精密なものを作つても結局は全体の精密度に支配されることであるし、全体としての精密度も要求を満足する程度以上のものであつても仕方ないことである。

むしろどのくらい以上標準値から離れたものがどの程度の割合で起るかを確率的に予測できる状態つまり安定状態でありさえすれば、そのばらつきこそわれわれの最も頼りとするものであつて、こういう安定したばらつきかたをしていることこそ理想としなければならない。そうしてこのばらつきの程度をものさしにして、工程に異常が起つているかどうかを判断する基準が管理限界である。

前にのべた作業員や監督者のカンに頼つていた段階から近代工業の各分野が少しずつ抜け出していわば現場の神様のカンを技術化する方向に進み出した。このきつかけはおそらくクレームという形で強いられたことであろう。したがつて直接クレームがこない公共事業の場、あるいは注文主が公共団体であるような建設事業場でカンの技術化、つまり品質管理などを始めとする統計的管理手法の導入がおくれたのも無理からぬことであつた。

しかしこの分野も近代工業技術の一環として多少そのスタートはおくれたといひながらやはり他の分野と同じ方向に進展し始めている。

品質管理 (Quality Control 略してQC) の第一歩は標準化であり、良否の判定に使用する品質特性を数量化し、測定し、これに影響する要因のうち、とりあげて管理する値打ちのある因子とその影響をたしかめて管理することで、そのもつとも重要な道具は管理図であると考えられる。

品質特性の種類によって、長さあり重さあり、また強度、不良率、欠点数などさまざまで、それに応じて平均値と範囲の管理図 ($\bar{x}$ -R 管理図)、不良率管理図 (p 管理図)、欠点数管理図 (c 管理図) などいろいろな種類のものがあるが、本書ではもつとも基本的な $\bar{x}$ -R 管理図を主としてとり上げ、この誤った使い方、処置のとり方、異常原因のさがし方などについても触れて見たい。

$\bar{x}$ -R 管理図

QC に関する 10 の問題点を列記する前に管理図の代表選手として $\bar{x}$ -R 管理図をとりあげ、その持つ意味を理解していただくために必要な最小限の近代統計学についての知識について触れておこう。

われわれは工程の状態を将来までも含めてすべての状態について測定して判断を下すことは不可能である。しかしいまままでに得られたデータと現在の測定値を通じて (それはもしかしたら、めくらが象の一部をなぞて象というものを想像するようなものであるかもしれないが) 工程の状態について判断を下すことができる。

そうして象の場合とすこしちがうのは、工程に異常が起つていないのに異常だと誤認するあやまり (あわてものの誤り第一種の誤り) と工程にすでに異常が起つてしまっているのに異常なしと見過す誤り (ぼんやりものの誤り、第二種の誤り) とを計算し、自分のいまだそうとする判断のおかす危険について評価をすることのできる点である。

第一種の誤りをおかす確率 α は生産者危険、第二種の誤りをおかす確率 β は消費者危険にあたり、普通 α を単に危険率。 $1-\alpha$ を信頼度、 $1-\beta$ を検出力という。

そうして危険率としては普通 5% 以下、つまり 20 回そのような判断をしたなかで 1 回以下の割合でまちがっている程度の確率のものをとることが多い。

われわれはサンプリングして得た値をもとにして判断を下すわけであるから当然標本抽出に伴う誤差がつきまといることになり、もとの値の集団 (母集団) の代表としてそのすべての値について平均した値 μ (期待値または母平均) と母集団のばらつきを示す値としてのすべての値と期待値との差の二乗を平均した値 σ^2 (分散) またはその平方根 σ (母標準偏差) については正規分布 $N(\mu, \sigma^2)$ の関係があつても標本から計算した量 (統計量) はこれと異つた分布をする。

正規分布する場合には

$$u = \frac{x - \mu}{\sigma}$$

とおけばこの u は正規分布表に示されているような $N(0, 1^2)$ にしたがつた分布をする。ここに $N(a, b^2)$ は母平均が a 、母分散が b^2 であるような正規分布ということを意味している。

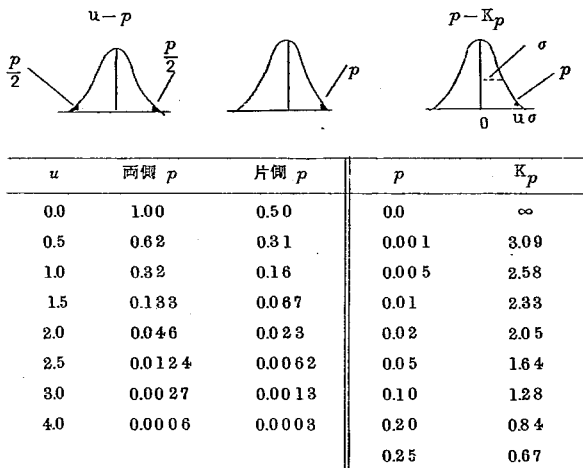
したがって $N(0, 1^2)$ とは母平均 0, 母分散 1^2 の正規分布を示している。

一般に μ, σ^2 等を求めるには無限回の操作が必要なのでわれわれは知ることができないがこれらをかたよりなく推定する可能性を持つものとしていろいろな統計量が考えられている。

たとえば μ に対しては算術平均値 $\bar{x}$, 中央値 $\tilde{x}$ などがあり σ^2 に対しては不偏分散 V などがある。

$\bar{x}$ はもちろん $\sum x/n$ であり, $\tilde{x}$ は大きさの順に並べたときの真中の値であるが $\bar{x}$ が最も精密な μ の推定量である。

表 1-1 正規分布表



不偏分散 $V = \sum (x - \bar{x})^2 / (n - 1)$ は平均値からの差の二乗を平均するならば n で割ればよさそうなのであるが, n 個のデータのちらばりかたが問題となつてくるときは実はちらばり方としては $(n - 1)$ 種しかなく, 最後の 1 つは当然他のちらばりかたによつて表現することができる。このことは五本ゆびの間隔とゆびの数を考えていただければ自明の理であつて親指と小指の間隔は $(5 - 1)$ 個の間隔の和として表わすことができる。このように自由にきめることのできる数を自由度といい, 測定値と平均値との差を残差というから不偏分散とは残差の平方の和(これを変動ともいう)を自由度で割つたものということもできる。 $\sqrt{V}$ を少し長い名前であるが不偏分散の平方根とよび, V が σ^2 の偏りのない推定量になりうるのなら $\sqrt{V}$ は σ の偏りのない推定量になりうるかと速断しがちであるが x^2 の平均と $\bar{x}$ の二乗とは同じ値にならないように実は $\sqrt{V}$ は σ に対して多少偏りのある推定量であつて, 標本の大きさ n に関係する定数 C_2 を用いて $\sqrt{V} / C_2$ として

補正することによって σ の不偏推定量となる。

しかし $\sqrt{V}$ はやはり標本のちらばりかたを示す統計量の1つでありこの $\sqrt{V}$ を σ の代用品としてではなく直接に用いて次のようないろいろな統計量をつくることができる。

$$t = \frac{\bar{x} - \mu}{\sqrt{V}/\sqrt{n}}$$

$$q = \frac{\bar{x}_{\max} - \bar{x}_{\min}}{\sqrt{V}/\sqrt{n}}$$

$$d = \frac{\bar{x}_m - \bar{x}}{\sqrt{V}/\sqrt{n}}$$

これらの持つ意味についてはいずれも後で詳細に触れるがこのように $\sqrt{V}$ などを σ の代用品としてではなく直接に用いた統計量をスチューデント化された統計量という。その名の起りは Gosset が 1908 年に Student という筆名を使って一番上の t という統計量を提案し Fisher が後にその証明を行ったことが今日の近代統計学にまで発展した 1 つのきっかけになったことを記念したものである。

そこで管理図にもつとも縁の深いものとして一番下のスチューデント化された d という統計量を考えてみよう。これはデータをいくつかの大きさ n の群に分け、その群の平均 $\bar{x}$ が k 個ありその中の最大または最小のものの値を $\bar{x}_m$ 、 $\bar{x}$ をさらに k 組について平均したいいわゆる総平均を $\bar{\bar{x}}$ とし、これと独立に $\sqrt{V}$ が計算されその自由度が ϕ であるときに

$$d = \frac{|\bar{x}_m - \bar{\bar{x}}|}{\sqrt{V}/\sqrt{n}}$$

は $\bar{x}$ を計算したときの群の大きさ n (群を構成する単位の数) と群の数 K (組織 k) $\sqrt{V}$ を計算したときの自由度によって分布し、その両側 5% 点は次のように計算される。

たとえば 41 個のデータを用いて $\sqrt{V}$ を計算して (その自由度 $\phi = 40$) 次の $k = 20$ 組の $\bar{x}$ のうちの最大または最小値が $\bar{\bar{x}}$ より離れる程度が $\sqrt{V}/\sqrt{n}$ の 3.11 倍程度以上であるということは工程に異常がないならば確率 5% 以下でしか起らない。しかしこの考え方は $\bar{x}$ が $\bar{\bar{x}}$ から離れる程度をいつており実は k 組プロットを始める前に

表 - 1 - 2

$\phi \backslash k$	5	10	20	50
10	2.83	2.36	3.84	4.56
20	2.54	2.98	3.33	3.82
40	2.42	2.82	3.11	3.53
60	2.38	2.76	3.05	3.44
120	2.34	2.71	2.99	3.35
∞	2.30	2.66	2.92	3.27

は $\bar{x}$ はまだわかっておらず、予備データから計算した $\sqrt{V}$ 平均 M しわかつていない。そこで M のまわりのラツキという形で修正を行うと表 - 1 - 3 のようになる。

つまり 40 ~ 120 個の予備データを用いて $\sqrt{V}$ を計算し、次の $k = 15 \sim 30$ 組の $\bar{x}$ のうちの最大または最小のものが予備データの平均 M より離れる程度および 15 ~ 40 個の予備データで、 $k = 10 \sim 20$ のときにより離れる程度がそれぞれ $\sqrt{V}/\sqrt{n}$ の 3 倍ぐらいが 5% 点にあたり、このことこそシグマ法というものがなぜ 3 という簡単な数字を使うかという説明になっているわけで

ある。

またこの事実から k が大体 30 を越したならばそれまでに得た最近のデータを用いて限界線を計算し直せという注意に対する説明もつくわけで、もし $k=50$ にでもなつてきたら 3.5 シグマぐらゐに限界を上げないと工程に異常がないのに限界外に出る危険が大きくなりすぎてしまうわけである。

また 3 シグマ法とは大量生産の場合にしか成り立たない近似法であるという説明は誤りで予備データが少なく $\phi=10 \sim 20$ という場合でもそれぞれ $k=5$ と $k=10$ を管理する限界としてやはり 3 シグマが適当であることもわかる。

したがって管理する限界としては

中心線 (CL) : $\bar{x}$

管理限界 (UCL LCL) : $\bar{x} \pm 3\sqrt{V}/\sqrt{n}$

をとればよいが、 V を計算するためには非常に手数がかかる。

(このことはこの次の講座で味わつていただくつもりである) ので簡単に $\sqrt{V}$ を推定して使いたくなるのは人情である。これに対して Patnaik は範囲 R によつて $\sqrt{V}$ を推定するうまい方法を提案した。理論は省略するが大きさ n の群の中での範囲 R を k 組について平均して $\bar{R}$ を求めたとき $\bar{R}/C$ において $\sqrt{V}$ を偏りなく推定できるような C を求めた。(C については 2 章で説明する)

一般に R そのものも、ばらつきを示す量であるし、 R/d_2 または $\bar{R}/d_2$ (ただし d_2 は群の大きさ n に関する定数) とうる値は σ の不偏推定量となつてゐる。また C は $k > 10$ ではほとんど d_2 に一致している。そこで一般には $\bar{R}/d_2$ を $\bar{R}/C$ のしたがつて $\sqrt{V}$ の推定値として使用して差し支えない。

そこで前の管理限界は

$$\bar{x} \pm 3 \frac{\sqrt{V}}{\sqrt{n}} \div \bar{x} \pm \frac{3}{\sqrt{n}} \left(\frac{\bar{R}}{d_2} \right)$$

となる。ここで $3/(d_2\sqrt{n})$ は n さえ決まれば定数となるので

$$A_2 = 3/(d_2\sqrt{n})$$

において管理限界は次の式によつて計算する。

$$\bar{x} \pm A_2 \bar{R}$$

なお自由度 8 というような少ないデータで計算した場合でも $k=5$ に対して係数は 3.00 となり少数例の場合でも 3 シグマが適用できる。 A_2 はいちいち計算する必要もない n に関する定数ということになるのでこれもたいていの本に表示してある。群の中のちからばり R を管理する限界としてはその平均 $\bar{R}$ のまわり

表 - 1 - 3

$\phi \backslash k$	5	10	20	50
10	3.15	3.50	3.90	4.57
20	2.85	3.12	3.39	3.84
40	2.74	2.96	3.17	3.55
60	2.70	2.90	3.11	3.46
120	2.66	2.85	3.05	3.37
∞	2.61	2.80	2.98	3.29

$$3 d_3 \left(\frac{\bar{R}}{d_2} \right) \text{をとつたものとなり}$$

$$1 + 3 \frac{d_3}{d_2} = D_4$$

$$1 - 3 \frac{d_3}{d_2} = D_3$$

とおくことによつてR管理限界は

中心 $\bar{R}$

上部管理限界 $D_4 \bar{R}$

下部管理限界 $D_3 \bar{R}$

となる。ただし d_2 d_3 D_3 D_4 等いずれも n に関する定数で2.6の付表で紹介する。以上を総括すると $\bar{x}$ -R 管理図とはデータを合理的な群に分け(その分け方については後で詳細に説明する)その群の中の最大値と最小値との差つまり範囲 R を平均した $\bar{R}$ をものさしにして、 $\bar{x}$ を管理する限界としては

$$\bar{x} \pm A_2 \bar{R}$$

R を管理する限界としては

$$D_3 \bar{R} \text{ および } D_4 \bar{R}$$

をとつてこの $\bar{x}$ および R 管理図2つを組合せて用いともにこの限界のはかに出るものがないときは、工程に異常がないとしてそのまま生産を続行し、1つでも限界のそとに出るものがあるときは工程に異常が生じたものとしてその異常の原因を追求するために用いるものであるということができる。

この3シグマ管理図法はアメリカのベル電話研究所の Shewhart の創案になるもので、ほとんど全世界の国家規格としてとりあげられており、日本でも JIS Z 9021 「管理図法」としてほとんど全工業分野で使用されているものである。この使い方の詳細については後で述べる。

参 考 文 献

- 1 河田竜夫監修：オペレーションズ・リサーチ演習 塔風館(1964)
- 2 三根久：オペレーションズ・リサーチ 上下 朝倉書店 (1966)
- 3 中村慶一：土木計画学通論 理工図書 (1967)

オ 1 章 データの語りかけるもの

§ 1 建設技術と統計解析

一般にわれわれが計画を作ったり、その計画に従って進行する作業の工程や品質を管理したりする際に必ずといってよいほど必要になってくる考え方は、対象とする現象の“すがた”をはつきりと掴み、この認識の上に立って次に現われるべき現象を予測し、これに対処すべき行動決定の基準を作っておくということであろう。

問題の処理手順は一般に次のようなものである。

手順1 今問題となっているものが何かということをはつきりさせる。これが品質管理ならば品質特性、工程管理ならば工程の進捗の定義をはつきりさせることに当らうし、計画ならば目的ということにならう。

手順2 その問題となっているものに関連する因子と、その因子との関連性を調べる。

手順3 その問題となっているものの現実の“すがた”を掴む。これは品質管理なら工程能力、工程管理なら進捗の頻度分布に当らう。

手順4 この“すがた”に基づいて爾後の行動決定の基準を作る。これは品質管理、工程管理なら管理限界に当る。

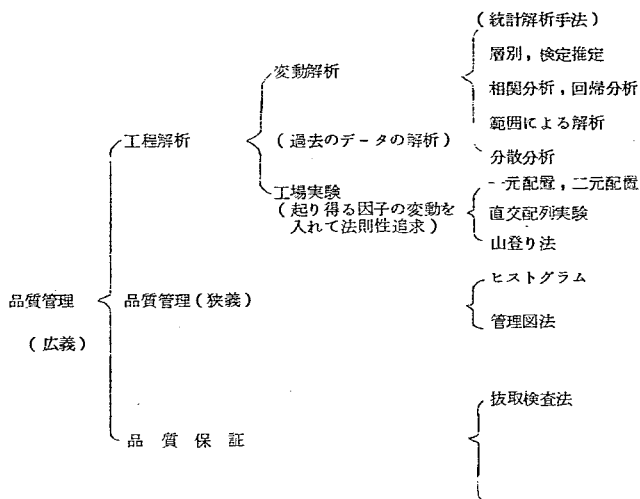
手順5 現況の測定を行なう。

手順6 行動決定の基準にてらし、処置をとる。

手順7 ある所定の期間経過後は最近の情報に基づいて行動決定の基準を再設定する。

この手順は何も計画・管理部面だけでなくほとんど日常のあらゆる部面に現われてくるが、このすべての段階を通じて流れている重要な点は“帰納的な考え方”である。現象の測定によって法則性を追求する帰納的な考え方は公理のみを仮定して定理・系の誘導によって展開していく“演えきの考え方”に対して、新しい問題の解決はそれなしにはあり得ない“考え方”であり、この帰納的な方法のための基本的な道具は統計解析である。

具体的には現状の分析、関連因子の追求、予測などの作業には統計解析の知識は必須であり、特に品質管理の各局面に現れた統計解析手法を表示してみると次のようなものにならう。



§ 2 1群のデータのもたらす情報

測定されたデータは我々に何事かを語りかけて居る。その語りかけているものを我々は情報と呼ぶが、1群のデータは我々にそのデータ全体として占める位置に関する情報と、そのデータの散布の度合いに関する情報であろう。

前者を位置の情報と云い、**算術平均値** ($\bar{x}$) が一般的に最も良く用いられる

$$\bar{x} = \frac{\sum x}{n}$$

測定値と測定値の期待値 (数多く取った場合の平均値) の推定値との差を**残差**と云うことになれば、 $\bar{x}$ に関する残差の総和は0になる。ついでに測定値と測定値の期待値との差は**偏差**であつて、この偏差と残差の区別をする所から近代統計学が始まつている。

後者を散布度の情報と云い、**不偏分散の平方根** ($\sqrt{v}$) が最も良いが、計算手数を考慮する場合は**範囲** (R) も良く用いられる。

$$\sqrt{v} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}{n-1}}$$

$$R = x_{max} - x_{min}$$

$\sqrt{v}$ は残差の二乗和を差に関する新しい情報の個数 ($n-1$) で割つたものの平方根である。データが n 個あるときそれらの差に対する新しい知識は $n-1$ 個しか無いことは容易に分らう。この $n-1$ を自由度と云う。

偏差の二乗和を n で割ったものは、いわゆる標準偏差 (σ) であつて、真の平均 (測定値の期待値) を μ と書けば

$$\sigma = \sqrt{\sum_{i=1}^n (x_i - \mu)^2 / n}$$

であるが μ が分らないのであるから σ も分らないのは当然である。この分らない σ を無理に

$$\sigma = \sqrt{\sum (x - \bar{x})^2 / n}$$

として標準標準偏差などと称して使つていた所に混乱の原因があつた。

たとえば 72, 85, 64, 75 というデータについて $\bar{x}$ と $\sqrt{v}$ を求めて見ると

$$\bar{x} = \frac{72 + 85 + 64 + 75}{4} = 74$$

$$\begin{aligned} \sqrt{v} &= \sqrt{\frac{(72-74)^2 + (85-74)^2 + (64-74)^2 + (75-74)^2}{4-1}} \\ &= \sqrt{\frac{226}{3}} = 8.64 \end{aligned}$$

$$R = 85 - 64 = 21$$

となる。

このデータは全体として 74 の周りに散らばつて居り、その散布の度合いは 8.6 である。(この数字は直観的にはもし安定して居れば $74 \pm 3 \times 8.6$ の範囲を出るデータは今後 50 個位の測定中には出て来ないといった予測と関連している。)

この $\bar{x}$ および $\sqrt{v}$ は次の測定値の出現範囲に関する情報をもたらしてくれている。

$$t = \frac{(\bar{x} - \mu) / \sqrt{1/n}}{\sqrt{v}} \quad (2-0)$$

という量を考えてみる。これはサンプルサイズ n の標本から平均値 $\bar{x}$ を計算し、 $\bar{x}$ の真の平均期待値) との差を $\sqrt{1/n}$ で割つたものと、別に同じ母集団からとつたサンプルサイズ m の標本から計算した $\sqrt{v}$ との比であつて、この t という値は標本によつて変動するが同じ母集団からとられた標本について計算される限りそれほど大きい値をとることもなく、0 の周りに密集するものであるということが想像される。

母集団が的に対する弾痕の分布の様に釣鐘形に中心に密集し遠くに行くほど少なくなるいわゆる正規分布をしている場合はこの t の分布は $\sqrt{v}$ の計算に用いたサンプルサイズ $m-1$ だけに関係した量となり、 $t_{0.05}(m-1)$ をこれより絶対値が大きな値をとる確率は 5% 以下の値とすれば

$$\begin{aligned} \bar{x} + t_{0.05}(m-1) \cdot \sqrt{v} / \sqrt{n} &> \mu \\ &> \bar{x} - t_{0.05}(m-1) \sqrt{v} / \sqrt{n} \end{aligned}$$

によつて真の平均 μ の存在範囲を推定することができる。

たとえば今、Aの測定を行なつて次の5個の測定値を得た。

この測定値の語りにかけている情報は何かという問題を扱つてみよう。

表-2-2 Aの測定値

この5個の測定値はAという方法で実施された
ときに得られる値の中から5個無作為に(どれが
選ばれるかという確率に差のない状態で at
random に)選ばれたものであり、今後の同種
の測定値に関する予測のためには、代表値がどの
位の大きさであるかという情報(位置の情報)

その代表値の周りにどの程度密集しているかというばらつきかたに関する情報(散布度の情報)の
二者を手に入れることができればよいことになる。

まず計算を容易にするために変数変換を行ない、ケタ数を少なくして小数点を払う。すなわち、測定値を x とすれば

$$X = (x - a) \times b \quad \text{とおく。}$$

$$\text{次に} \quad \sqrt{V} = \sqrt{\frac{\sum (x - \bar{x})^2}{n - 1}} = \sqrt{\frac{S(xx)}{n - 1}} \quad (2-1)$$

と考へて分子の変動 $S(xx)$ を計算する。この際

$$S(xx) = \sum x^2 - (\sum x)^2 / n$$

と考へて計算を行なう。ついでに標本相関係数 Y もこの変動と次の共変動を利用し

$$S(xy) = \sum (x - \bar{x})(y - \bar{y}) = \sum xy - (\sum x)(\sum y) / n \quad (2-2)$$

$$Y = \frac{S(xy)}{\sqrt{S(xx) \cdot S(yy)}} \quad (2-3)$$

として求める。

$$X = (x - a) \times b = (x - 47.5) \times 10$$

a を仮平均(working mean)というが引算しやすい適当な値を用いればよい。

測定値 x	X	X^2
47.9	4	16
47.8	3	9
48.4	9	81
48.2	7	49
47.0	-5	25
Σ	18	180

$$\bar{X} = \sum X / N = 18 / 5 = 3.8$$

$$\bar{x} = \bar{X} / b + a = 47.8$$

$$S(XX) = \sum X^2 - (\sum X)^2 / N = 180 - (18)^2 / 5 = 115.2$$

$$V_X = S(XX) / (N - 1) = 115.2 / 4 = 28.8$$

$$V_X = V_X / b^2 = 0.288$$

$$\sqrt{V_X} = 5.4 \quad \sqrt{V_X} = \sqrt{V_X} / b = 0.54$$

平均値、不偏分散の平方根共に求めるけたは測定値より1けた下までとする。

$\sqrt{V}$ の計算に対して 1 つ 1 つの値の代りに最大値と最小値の差 R (範囲) を用いる方法があり、計算手数が少ないので、品質管理など有効数字 2 ケタ程度が必要である場合には計算効率を考へて採用されることが多い。範囲 R も $\sqrt{V}$ と同じく散布の程度を示す指標となり得る

$$\hat{V} = (\bar{R}/C)^2 \quad (2-4)$$

$$\sqrt{\hat{V}} = \bar{R}/C \quad (2-5)$$

として V や $\sqrt{V}$ を推定することができる (へは推定値に対して用いる)。 C は R を計算したときのデータサイズ n および $\bar{R}$ を計算したときのデータの組数 k に関係した定数であり表 2-3 の値をとる。

今の場合 $R = x_{\max} - x_{\min} = 48.4 - 47.0 = 1.4$

であり $n = 5k = 1$ であるから表 2-2 より $C = 2.48$

$$\therefore \sqrt{\hat{V}} = R/C = 1.4/2.48 = 0.56$$

$$\hat{V} = (R/C)^2 = 0.32$$

となり前に 1 個ずつの値から計算した $\sqrt{V} = 0.54$ に対して非常に良い推定値となつている。

表 2-3 C の 表

$n \backslash k$	1	2	3	4	5	>5
2	1.41	1.28	1.23	1.21	1.19	$1.128 + 0.32/k$
3	1.91	1.80	1.77	1.75	1.74	$1.693 + 0.23/k$
4	2.24	2.15	2.12	2.11	2.10	$2.059 + 0.19/k$
5	2.48	2.40	2.38	2.37	2.36	$2.326 + 0.16/k$
6	2.67	2.60	2.58	2.57	2.56	$2.534 + 0.14/k$
7	2.83	2.77	2.75	2.74	2.73	$2.704 + 0.13/k$
8	2.96	2.91	2.88	2.88	2.87	$2.847 + 0.12/k$

この場合の $\phi = m - 1$ を $\sqrt{V}$ の自由度といい $t_{0.05}(\phi)$ を自由度 ϕ の t 分布 5% 点という、たとえば次の 5 個の測定値の平均値の落ちる範囲を指定して、それが誤りである確率を 5% 以下にするにはまず表 2-1 より t 分布 5% 点を求める。

今 $\sqrt{V}$ の自由度は $(5 - 1)$ であり μ の推定値は 47.86 で $\bar{x}$ は 5 個のデータに対するものであるから

$$\begin{aligned} \hat{\mu} \pm t_{0.05}(4) \sqrt{V}/\sqrt{5} \\ = 47.86 \pm (2.776)(0.54)/\sqrt{5} \\ = 47.86 \pm 0.67 = 48.53 \sim 47.19 \end{aligned}$$

そこで次の 3 個のデータを得てその平均が 47.05 であったときの 3 個のデータはもとの集団と異質なものであると考える人が見受けられる。これは誤りであつて $\sqrt{V}$ の自由度と $\bar{x}$ を求めたときのデータサイズとは、同じデータによつて $\bar{x}$ と $\sqrt{V}$ を計算した場合でない限り無関係であることを銘記しなければならない。したがつて次の 3 個の平均値に対する危険率 5% の信頼区間は

$$\begin{aligned}
 & 47.86 \pm t_{0.05} (4) \sqrt{V} / \sqrt{3} \\
 & = 47.86 \pm (2.776) (0.54) / \sqrt{3} \\
 & = 47.86 \pm 0.86 = 48.72 \sim 47.00
 \end{aligned}$$

であり, 47.05 はまさにこの範囲に入っている。つまり t の計算に用いた $(2-0)$ の

$$t = \frac{(\bar{x} - \mu) / \sqrt{V/n}}{\sqrt{V}}$$

の自由度は $\sqrt{V}$ の自由度であり分子の n は $\bar{x}$ のデータサイズに関連していることを忘れ $\sqrt{V}$ の代りに

$$s = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}{n}}$$

なる標本標準偏差なるものを用いて

$$t = \frac{\bar{x} - \mu}{s / \sqrt{n-1}}$$

をもつて t の定義とするやり方は式の結果としては $(2-0)$ と同じ値を与えるが $\sqrt{n-1}$ という表現がいかに t の自由度と関係があるように誤解させることになりやすいので注意する必要がある。

§ 3 2群のデータのもたらす情報

表-2-2にあげたデータは実は A_1 という方法の場合の測定値であつて、実はこの他に A_4 という方法の場合の測定値があつて A_1 という方法と A_4 という方法の結果に差異があるかどうかを調べてみる。

前同様, $X = (x - 47.5) \times 10$ によつて変数変換し

$$\bar{X}_1 = 18/5 = 3.6$$

$$\bar{X}_4 = -26/5 = -5.2$$

$$S(X_1, X_1) = 180 - 18^2/5 = 115.2$$

$$S(X_4, X_4) = 250 - (-26)^2/5 = 114.6$$

このように差に意味があるかどうかを調べるときは、もとの単位に直さなくても変換したままでもよいので $\bar{x}_i - \bar{x}_j$ は母平均が $\mu_i - \mu_j$, 母分散が $\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_4^2}{n_4}$ の正規分布をすることを利用して、まず σ_1^2 と σ_4^2 が等しいとみてよいかどうかを次の

$$S = R_{\max} / \bar{R}$$

によつて調べる。サンプルサイズ n に対する R が k 組あり、その平均を $\bar{R}$ 最大のものを $R_{\max}$ としたときの S で次表の値をこすときは R

A_1	A_4
47.9	47.6
47.8	46.5
48.4	47.5
48.2	46.8
47.0	46.5

X_1	X_1^2	X_4	X_4^2
4	16	1	1
3	9	-10	100
9	81	0	0
7	49	-7	49
-5	25	-10	100
18	180	-26	250

が一樣つまりばらつきが一樣でないとなしその危険率は5%以下である。

表-2-5 $S = R_{\max}/\bar{R}$ の表

$n \backslash k$	2	3	4	5	6	8	10	20	50
2	1.92	2.44	2.62	2.90	3.15	3.26	3.39	3.76	4.10
3	1.72	2.00	2.14	2.26	2.33	2.44	2.53	2.76	3.00
4	1.61	1.80	1.92	1.98	2.05	2.14	2.20	2.38	2.55
5	1.53	1.69	1.78	1.84	1.90	1.98	2.04	2.20	2.35
6	1.47	1.62	1.70	1.76	1.80	1.87	1.93	2.08	2.20
7	1.43	1.56	1.64	1.69	1.70	1.80	1.85	1.98	2.10
8	1.40	1.52	1.60	1.64	1.68	1.74	1.79	1.92	2.05

今, $n = 5$ $k = 2$ で $R_1 = 1.4$ $R_4 = 1.1$ であるから

$$R_{\max} = 1.4 \quad \bar{R} = 1.25$$

$$\therefore S_0 = 1.4/1.25 = 1.12$$

表-2-5より $S = 1.53$ で $S_0 < S$ であるからこの2組の測定値のばらつきの間には差は認められない。

そこで母分散は $\sigma_1^2 = \sigma_4^2 = \sigma^2$ とおけば

$$\sigma \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_4}}$$

となる。これを用いて第1章§2の場合と同様に t を作れば

$$t_0 = \frac{\{|\bar{x}_1 - \bar{x}_4| - (\mu_1 - \mu_4)\} / \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_4}}}{\sqrt{V}}$$

$$\sqrt{V} = \sqrt{\frac{S(x_1 x_1) + S(x_4 x_4)}{n_1 - 1 + n_4 - 1}}$$

$$= \sqrt{\frac{115.2 + 114.6}{8}} = 5.35$$

$\mu_1 - \mu_4$ の信頼係数95%の区間は

$$\bar{x}_1 - \bar{x}_4 \pm t_{0.05}(8) \sqrt{V} \sqrt{\frac{1}{5} + \frac{1}{5}}$$

$$= 3.6 - (-5.2) \pm (2.306)(5.35) \sqrt{\frac{2}{5}}$$

$$= 8.8 \pm 7.8 = 16.6 \sim 1.0$$

つまりこの区間は0を含んでいないわけで真の差は正すなわち A_1 と A_4 の真の平均の間には差がみとめられることになる。

§ 4 多数群のデータのもたらす情報

第1章§ 3においてA₁の方法とA₄の方法の結果には危険率5%で差異が認められると結論された、ところで実はこれはA₁ A₂ A₃ A₄の4水準の測定値であつたという情報が新たに追加されると事情は変ってくる。データは表-2-6のようなものであつたとしよう。

前同様 $X = (x - 47.5) \times 10$ という変換を行なつてみる。

X ₁	X ₁ ²	X ₂	X ₂ ²	X ₃	X ₃ ²	X ₄	X ₄ ²
4	16	1	1	-5	25	1	1
3	9	0	0	-10	100	-10	100
9	81	14	196	5	25	0	0
7	49	4	16	1	1	-7	49
-5	25	-7	49	0	0	-10	100
18	180	12	262	-9	151	-26	250

$$\bar{X}_1 = 3.6 \quad \bar{X}_2 = 2.4 \quad \bar{X}_3 = 1.8 \quad \bar{X}_4 = 5.2$$

$$R_1 = 1.4 \quad R_2 = 2.1 \quad R_3 = 1.5 \quad R_4 = 1.1$$

$$\bar{R} = 1.52 \quad R_{\max} = 2.1 \quad S_0 = 2.1 / 1.52 = 1.48$$

$$n = 5 \quad k = 4 \quad \text{であるから} \quad S = 1.78 \quad S_0 < S$$

でこれら4組のRには別段差異が認められない。そこで全データの総平均 $\bar{x}$ の周りの変動

$$S_0 = \sum_i \left\{ \sum_j^{ni} (x_{ij} - \bar{x})^2 \right\} = \sum_i \sum_j x_{ij}^2 - \left(\sum_i \sum_j x_{ij} \right)^2 / \sum_i ni$$

$$= \sum \sum x^2 - CT$$

を各群の平均値 $\bar{x}_i$ の周りの変動(誤差変動)

$$S_E = \sum_i \left\{ \sum_j^{nj} (x_{ij} - \bar{x}_i)^2 \right\}$$

と、総平均 $\bar{x}$ の周りの各群 $\bar{x}_i$ の変動(群間変動)

$$S_A = \sum_i \left\{ \sum_j^{nj} (\bar{x}_i - \bar{x})^2 \right\} \\ = \sum_i \left\{ \left(\sum_j^{nj} x_{ij} \right)^2 / n_i \right\} - CT$$

に分解する。

表-2-6 4組の測定値

A ₁	A ₂	A ₃	A ₄
47.9	47.6	47.0	47.6
47.8	47.5	46.5	46.5
48.4	48.9	48.0	47.5
48.2	47.9	47.6	46.8
47.0	46.8	47.5	46.5

$$\Sigma \Sigma X = 18 + 12 - 9 - 26 = -5$$

$$CT = (\Sigma \Sigma X)^2 / \Sigma n_i = (-5)^2 / 20 = 1.25$$

$$S_0 = \Sigma \Sigma X^2 - CT = 180 + 262 + 151 + 250 - 1.25 = 841.75$$

$$S_A = \Sigma_j \left\{ (\Sigma_i X_{ij})^2 / n_i \right\} = \frac{1}{5} \{ 18^2 + 12^2 + (-9)^2 + (-26)^2 \} - CT$$

$$= 243.95$$

$$S_E = S_0 - S_A = 597.80$$

そこで群間自由度(水準数-1) ϕ_A , 全自由度(全データ数-1) ϕ_0 ,

誤差自由度 ($\phi_0 - \phi_A = \phi_E$) に対し

$$F_0 = \frac{S_A / \phi_A}{S_E / \phi_E}$$

を計算し, これをF分布表5%点 $F_{0.05}(\phi_A, \phi_E)$ と比較して F_0 の方が小さければ各水準平均の間に一様性が認められないと判定して危険率は5%以下となる。F分布表5%点は次表の通りである。

表-2-7 F分布表5%点の表 $F_{0.05}(\phi_1, \phi_2)$

$\phi_2 \backslash \phi_1$	1	2	3	4	8	20	∞
3	10.13	9.55	9.28	9.12	8.85	8.70	8.53
4	7.71	6.94	6.59	6.39	6.04	5.86	5.63
5	6.61	5.79	5.41	5.19	4.82	4.62	4.37
6	5.99	5.14	4.76	4.53	4.15	3.94	3.67
8	5.32	4.46	4.07	3.84	3.44	3.22	2.93
10	4.95	4.10	3.71	3.48	3.07	2.85	2.54
20	4.35	3.49	3.10	2.87	2.45	2.12	1.84
60	4.00	3.15	2.76	2.53	2.10	1.75	1.39
120	3.92	3.07	2.68	2.45	2.02	1.66	1.25
∞	3.84	3.00	2.60	2.37	1.94	1.57	1.00

この判定のためには次の分散分析表を用いると便利である。サンプルサイズ n の群が k 水準あるとし, AOV (analysis of variance 分散分析), SV (source of variation 変動要因), SS (sum of squared residuals 変動), DF (degree of freedom 自由度), MS (Mean square 平均平方または不偏分散) の略号を用いて前記の分散分析表を作る。

A O V 表

SV	SS	DF	MS	F_0
A	$S_A = 243.95$	3	$V_A = 81.32$	$V_A / V_E = 2.18$
E	$S_E = 597.80$	16	$V_E = 37.40$	
O	$S_0 = 841.75$	19		

表-2-6より $\phi_1 = 3$ $\phi_2 = 16$ に対し $F_{0.05}(3, 16)$ は3.0程度で F_0 の方が小さいので平均値の一様性は否定できない。

ところで第1章§3では A_1 と A_4 の差は認められたのに、第1章§4では A_2 、 A_3 の知識が追加されたとともに A_1 、 A_4 も含めて $A_1 \sim A_4$ の水準平均の一様性は否定できないことになった。

これは知識が少ない場合と、情報が多く得られた場合とでは当然のことながらその結論が一致しない場合のあることを示している。

分析分析によって水準平均の間の一様性が否定された場合には次の方法によって各水準平均の推定を行なう。

母平均の推定

$$x = (X/b) + a \quad \text{ともにもとし}$$

$$\bar{x}_1 = 47.86 \quad \bar{x}_2 = 77.74 \quad \bar{x}_3 = 47.32 \quad \bar{x}_4 = 46.98$$

$$\text{有効反復数 } NR = \frac{\text{データ総数}}{\text{無視しない要因(総平均を含む)の自由度の和}} = \frac{n \times k}{(k-1) + 1} = 5$$

$$V_E = 37.40 \quad \text{を元の単位にもとし} \quad \sqrt{V_E} = 0.61$$

したがって各水準平均の信頼係数95%の推定幅は

$$\pm t_{0.05}(\phi_E) \cdot \sqrt{V_E} / \sqrt{NR} = \pm (2.120)(0.61) / \sqrt{5} = \pm 0.58$$

§5 関連する因子のもたらす情報

第2章§4のデータにもとつて今度はこれらがいくつかの水準に属しているのではなくて、 x_1 という関連因子の存在が考えられる場合を扱ってみよう。データは次のように20組得られているものとする。

$$X = (x - 47.5) \times 10$$

$$X_1 = (x_1 - 1.0) \times 10$$

と変数変換を行ない X^2 、 X_1^2 、 XX_1 を計算する。

表-2-8 関連因子のある測定値

x	x_1	x	x_1
47.9	1.1	47.0	1.1
47.8	1.2	46.5	0.9
48.4	1.5	48.0	1.5
48.2	1.5	47.6	1.3
47.0	0.9	47.5	1.3
47.6	1.2	47.6	1.4
47.5	1.2	46.5	0.9
48.9	1.9	47.5	1.4
47.9	1.4	46.8	1.1
46.8	1.0	46.5	1.0

X	X ₁	X ²	X ₁ ²	XX ₁	X	X ₁	X ²	X ₁ ²	XX ₁
4	1	16	1	4	-5	1	25	1	-5
3	2	9	4	6	-10	-1	100	1	10
9	5	81	25	45	5	5	25	25	25
7	5	49	25	35	1	3	1	9	3
-5	-1	25	1	5	0	3	0	9	0
1	2	1	4	2	1	4	1	16	4
0	2	0	4	0	-10	-1	100	1	10
14	9	196	81	106	0	4	0	16	0
4	4	16	16	16	-7	1	49	1	-7
-7	0	49	0	0	-10	0	100	0	0
30	29	442	161	219	-35	19	401	79	40

$$\sum X = -5 \quad \sum X_1 = 48$$

$$\sum X^2 = 843 \quad \sum X_1^2 = 240 \quad \sum XX_1 = 259$$

このデータに $\hat{X} = A + BX_1$ という直線回帰関係の当てはめを行なうと

$$\text{変動} \quad S(XX) = \sum X^2 - (\sum X)^2 / N = 841.75$$

$$S(X_1X_1) = \sum X_1^2 - (\sum X_1)^2 / N = 134.8$$

$$\text{共変動} \quad S(XX_1) = \sum XX_1 - (\sum X)(\sum X_1) / N = 291.0$$

$$\text{を利用して} \quad B = S(XX_1) / S(X_1X_1) = 2.16$$

$$A = \frac{\sum X}{N} - B \frac{\sum X_1}{N} = -5.43$$

$$\text{すなわち} \quad \hat{X} = -5.43 + 2.16X_1$$

となるがこの 2.16 なる係数が 0 でない、つまり X_1 が X に何らかの影響を及ぼしているかどうかは X の方向にはかった総変動

$$S_0 = S(XX) = 841.75$$

を、 X_1 という因子を考慮することによる変動の減少分

$$S_R = \{S(XX_1)\}^2 / S(X_1X_1) = 680.0$$

と、残りの X_1 という因子による説明分を引いた、いわば X の方向にはかった回帰直線からの距離の 2 乗和 $S_E = S_0 - S_R$

とに分けて分散分析を行なえばよい。

AOV 表

SV	SS	DF	MS	F ₀
R	$S_R = 680.0$	1	680.0	75.9**
E	$S_E = 161.75$	18	8.98	
O	$S_0 = 841.75$	19		

$F_{0.05}(1, 18) = 4.41$ であるから回帰関係は高度に有意であり、ある水準 x_i に対する母平均の信頼係数 95% の区間は $\sqrt{V_E} = \sqrt{8.98/10} = 0.299$ であるから

$$\begin{aligned} \bar{x} \pm t_{0.05}(\phi_E) \sqrt{V_E} &= \sqrt{\frac{1}{N} + \frac{(x_i - \bar{x})^2}{S(xx)}} \\ &= \bar{x} \pm (2.101)(0.299) = \sqrt{\frac{1}{20} + \frac{(x_i - 12.4)^2}{1.248}} \end{aligned}$$

たとえば $x_1 = 1.1$ に対しては 47.475 ± 0.601 となる。

§ 6 補助情報と予測の精度

今まで表-2-8 のデータについて

1. y の値以外何の情報もないとき (単純観測)
2. y が A の 4 水準に層別されるという情報が手に入ったとき (一元配置の分散分析)
3. y の変動に関連すると思われる x という因子の存在に関する情報が手に入ったとき (回帰分析)

と少しずつ情報が増加している場合の y の変動の不確定さ $\sqrt{V_E}$ の計算を行なってみたわけである。

つまり y の変動に関して何の情報も手に入らぬときは、次の y の予備のたしからしは

$$\sqrt{V_E} = \sqrt{S(Y\bar{Y})/\phi_0} = \sqrt{841.75/19} = 6.65$$

に比例するし、 $A_1 \sim A_4$ の水準に層別されることを知ったならば第 1 章 § 4 の ANOV 表より

$$\sqrt{V_E} = \sqrt{37.40} = 6.10 \quad \text{となり、} x \text{ という関連因子の存在を知った後は第 2 章 § 5 の}$$

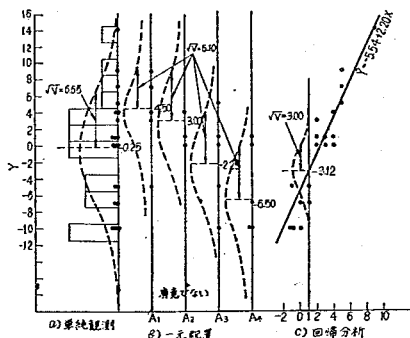
ANOV 表より $\sqrt{V_E} = \sqrt{8.98} = 3.00$ となっている

つまりある現象の予備の精度をあげるためにはその現象の変動に関係すると思われる関連因子や水準などの補助測定値をできる限り記録することが大切であり、これらの補助測定値を用いて今まであげた種々の解析方法によって意味のある影響をもたらす因子 (有為な因子) をさがすことができればその現象の予測の精度を向上させることが可能である。

以上の結果をまとめて表示してみると次表のようになる。

この誤差変動減少の様相は図-2-1 に示す通りである。

このように有意な補助情報は予測の精度向上に非常に役立つが、計画・管理にこのような予測を利用しようとする技術者としては、その結論を出すのに必要な有効データ数と、データをとつたりその解析を行なつたりするのに必要な費用・手数などを勘案して補助情報を利用すればよいことになる。



$$\text{全変動 } S(Y) = 841.75$$

解析方法	A 関数値	関数値による変動	誤差変動	$\sqrt{V_F}$
1. 単純分散	—	—	841.75	6.65
2. 一元配置分散分析	243.95	—	597.80	6.10
3. 両側分析	—	680.0	161.75	3.00

一般に、特に実験を計画する場合以外は y の変動に関連すると思われる因子の記録をとることはそれほど困難でなく、むしろこのような変動状況を再現することの方が困難なので、できる

限り野帳には因子と思われるものの測定値、水準分類などを記録しておくことが望ましい。

これらの解析は ALGOL (後で簡単に触れる) による電子計算を考えればその数の多いことなどは何ら考慮する必要がないので、現場データ採取に当っては、あまり計算手数のことを考慮しないで補助情報を記録しておいた方がよいことになる。

また一般的に云って現場では計算手数も考慮した意味で効率の良い統計解析手法の方が好ましいのでこれらについては次に述べる。

参 考 文 献

- 1 森口繁一：初等数理統計学 培風館(1957)
- 2 草場郁郎：統計的方法演習 JUSE 出版
- 3 水野 滋：実験計画法 日刊工業新聞(1963)
- 4 増山元三郎監修：統計計算ポケットブック 日本規格協会(1964)
- 5 中村慶一：技術者のための統計解析 山海堂(1965)
- 6 中村慶一：測定値の補助情報と予測の精度 土木技術資料 7巻9号(1965)
- 7 中村慶一：土木計画学通論 理工図書(1967)

品質管理 (II)

才 2 課 日常のデータ解析

§ 1 情報抽出の効率

測定値は物事の真実の姿について何事かを告げてくれている。この“何事か”をわれわれは情報 (information) とよぶがわれわれがデータをとる目的は情報を得て、何かかの処理をとることにする。しかしこの情報を得る方法にもいろいろあつて、ある方法はデータのもたらす情報を 100% 利用するかわりに之に 費す労力は莫大であり、ある方法は労力がかからぬかわり、せつかくデータの語りかけてくれている情報のある部分は利用しない。エンジニアがデータに対処する立場としては、必要最小限の情報を最小限の労力で得る方法がもつとも好ましい。このための方法として範囲 R による方法、順位による方法、クラスマークによる方法などいろいろあるが、日常のデータ解析に最も好ましいものをまとめてみる。

§ 2 平均値の計算

平均値は一群の性質をもつともよく代表すると同時にその分布の姿をしばしばかくしてしまう傾向がある。大きさ n のサンプルを平均して得た値は一つの測定値と同じような外見をしているが、情報としては $\sqrt{n}$ 倍のものを含んでいる。したがつてデータをまとめて得たある値を報告するときは、必ずその歴史を明らかにしておかなければならない。そのため平均値が $\bar{x}$ であつたと報告するには必ず

$$\bar{x} \quad \bar{R} \quad n \quad k$$

の 4 つの数字をつけて報告することが望ましい。ここに $\bar{x}$ は全データの算術平均値、 $\bar{R}$ はデータを大きさ n で k 組のグループに無作為に分け、各グループの中の最大値と最小値の差 R を k 組つてこれを平均したもので、もし全データの数が 10 以下のときは $k=1$ として一組についての R のみを記入し、10 以上のときは $n < 10$ の適当な組数に分ける。

もしうまく k 組に分かれないときは多少の端数になつたサンプルは $\bar{x}$ の計算だけに入れて $\bar{R}$ の計算には算入しなくても良い。もちろん平均値を計算するには仮りの平均を a として

$$\{ \Sigma (x - a) / n \} + a$$

とするか、データ数が多いときは全体を10前後のクラスに分けるクラスマーク方式によると非常に計算効率がよくなる。

平均値は測定値の有効けた数の一けた下で丸めておくのが原則である。

§ 3 散布度の計算

データの散布度を表すには不偏分散を用いるのが原則である。

$$V = \frac{\Sigma (x - \bar{x})^2}{n - 1} = \frac{\text{残差平方和}}{\text{自由度}}$$

この計算は非常に手数がかかるので一般にはVをRによつて推定する。

$$V \approx (\bar{R}/C)^2 \quad \sqrt{V} \approx \bar{R}/C$$

こうして推定したVは自由度はもはやn-1でなくもつと小さい ϕ_c となりC及び ϕ_c は次表のようにデータの大きさn組の数kによつて定まる。

n	k=1 ϕ_c C	k=2 ϕ_c C	k=3 ϕ_c C	k=4 ϕ_c C	k=5 ϕ_c C	k > 5 ϕ_c C
2	1.0 1.41	1.9 1.28	2.8 1.23	3.7 1.21	4.6 1.19	0.88k+0.25 1.128+0.32/k
3	2.0 1.91	3.8 1.80	5.7 1.77	7.5 1.75	9.3 1.74	1.82k+0.25 1.693+0.23/k
4	3.0 2.24	5.7 2.15	8.4 2.12	11.2 2.11	13.9 2.10	2.74k+ 2.059+0.19/k
5	3.8 2.48	7.5 2.40	11.1 2.38	14.7 2.37	18.4 2.36	3.62k+ 2.326+0.16/k
6	4.7 2.67	9.2 2.60	13.6 2.58	18.1 2.57	22.6 2.56	4.47k+ 2.534+0.14/k
7	5.5 2.83	10.8 2.77	16.1 2.75	21.3 2.74	26.6 2.73	5.27k+ 2.704+0.13/k
8	6.3 2.96	12.3 2.91	18.3 2.88	24.4 2.88	30.4 2.87	6.03k+ 2.847+0.12/k
9	7.0 3.08	13.8 3.02	20.5 3.01	27.3 3.00	34.0 2.99	6.75k+ 2.970+0.11/k
10	7.7 3.18	15.2 3.13	22.6 3.11	30.1 3.10	37.5 3.10	7.45k+ 3.078+0.10/k

例 1

28 29 27 27 26 29 29 29 26

n = 10 仮の平均を30とおき

$$\bar{x} = \frac{-2-1-1-3-3-4-1-1-1-4}{10} + 30 = 27.9$$

R = 29 - 26 = 3 , n = 10, k = 1より C = 3.18

$\phi_c = 7.7$

$$\hat{V} = \left(\frac{3}{3.18} \right)^2 = (0.9 + 3)^2 = 0.889$$

$$\text{報告としては } \bar{x} = 27.9 \quad R = 3 \quad n = 10 \quad k = 1$$

$$\text{もし必要なら } \begin{array}{l} \bar{x} = 27.9 \quad V = 0.899 \quad \phi_c = 7.7 \\ \bar{x} = 27.9 \quad \sqrt{V} = 0.94 \quad \phi_c = 7.7 \end{array} \quad \left. \vphantom{\begin{array}{l} \bar{x} = 27.9 \\ \bar{x} = 27.9 \end{array}} \right\} \text{とする}$$

§ 4 平均値の検定推定(真の平均の存在範囲)

$\sqrt{V}$ を用いるときは

$$\bar{x} \pm t(\phi_c; 0.05) \sqrt{V} / \sqrt{n} \quad \text{ただし } t(\phi_c; 0.05) \doteq (1.4 + \frac{1}{\phi_c})^2$$

とするが更に簡単に

$$\bar{x} \pm t'(n, k; 0.05) \bar{R} \quad \text{を用いる方がよい。}$$

$\begin{array}{c} k \\ \backslash \\ n \end{array}$	1	2	3	4	5	6	8	10	15	20	30
2	6.36	1.72	1.08	0.83	0.70	0.61	0.50	0.44	0.32	0.29	0.23
3	1.31	0.64	0.47	0.38	0.33	0.29	0.25	0.22	0.18	0.15	0.12
4	0.72	0.41	0.31	0.26	0.23	0.21	0.18	0.15	0.13	0.11	0.08
5	0.50	0.31	0.24	0.20	0.18	0.16	0.14	0.12	0.10	0.09	0.07
6	0.40	0.25	0.20	0.17	0.15	0.13	0.11	0.10	0.08	0.07	0.06
7	0.34	0.21	0.17	0.14	0.13	0.12	0.10	0.09	0.07	0.06	0.05
8	0.29	0.19	0.15	0.13	0.11	0.10	0.09	0.08	0.06	0.06	0.04
9	0.25	0.17	0.13	0.11	0.10	0.09	0.08	0.07	0.06	0.05	0.04
10	0.23	0.15	0.12	0.10	0.09	0.08	0.07	0.06	0.05	0.05	0.04
11	0.21	0.14	0.11	0.10	0.08	0.08	0.07	0.06	0.05		
12	0.19	0.13	0.10	0.09	0.08	0.07	0.06	0.06	0.04		
13	0.18	0.12	0.10	0.08	0.07	0.07	0.06	0.05	0.04		
14	0.17	0.11	0.09	0.08	0.07	0.06	0.05	0.05	0.04		
15	0.16	0.11	0.09	0.07	0.07	0.06	0.05	0.05	0.04		

例2 例1の例についての真の平均の95%信頼区間を求めよ

$$\bar{x} \pm t'(n, k; 0.05) \bar{R} = 27.9 \pm (0.23)(3) = 27.9 \pm 0.69 = 28.6 \sim 27.2$$

§ 5 二つの平均値の差の検定推定

真の平均値の差の95%信頼区間は

$$|\bar{x}_1 - \bar{x}_2| \pm t(\phi_1 + \phi_2; 0.05) \sqrt{\frac{\phi_1 V_1 + \phi_2 V_2}{\phi_1 + \phi_2}} \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}$$

ただし $\bar{x}_1$ は大きさ n_1 のサンプルの平均 $\bar{x}_2$ は大きさ n_2 のサンプルの平均で V を普通のやり方で計算したときは $\phi = n - 1$ である。

効率のいい方法は R を用いて

$$\bar{x}_1 - \bar{x}_2 \pm t''(n, n_2; 0.05)(R_1 + R_2)$$

$t''(n, n_2; 0.05)$ は n, n_2 によつて次の表より求める。

$n_2 \backslash n_1$	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
2	1.714										
3	0.915	0.635									
4	0.732	0.511	0.407								
5	0.619	0.429	0.353	0.307							
6	0.549	0.391	0.319	0.277	0.250						
7	0.502	0.360	0.294	0.256	0.240	0.218					
8	0.469	0.338	0.276	0.240	0.217	0.200	0.187				
9	0.443	0.321	0.263	0.228	0.206	0.189	0.177	0.167			
10	0.423	0.307	0.252	0.218	0.197	0.181	0.169	0.160	0.152		
11	0.407	0.296	0.242	0.210	0.189	0.174	0.162	0.153	0.146	0.140	
12	0.393	0.287	0.235	0.204	0.183	0.168	0.157	0.148	0.141	0.135	0.130

$n_1 = n_2$ の場合

$n=n_1=n_2$	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20
t''	0.152	0.140	0.130	0.121	0.114	0.108	0.103	0.098	0.093	0.090	0.086

例 3 $\bar{x}_1 = 6.6$ $R_1 = 7$ $n_1 = 5$
 $\bar{x}_2 = 13.6$ $R_2 = 13$ $n_2 = 7$

この二つの平均値の間に差があるか。真の差の95%信頼区間は？

$$|\bar{x}_1 - \bar{x}_2| \pm t''(R_1 + R_2) = 7.00 \pm (0.256)(7 + 13) = 7.0 \pm 5.12$$

差が正なので差あり、

区間は 12.1 ~ 1.9

§ 6 多くの平均値の差の同時推定

例 4	$\bar{x}_1 = 47.86$	$R_1 = 1.4$	$n_1 = 5$
	$\bar{x}_2 = 47.74$	$R_2 = 2.1$	$n_2 = 5$
	$\bar{x}_3 = 47.32$	$R_3 = 1.5$	$n_3 = 5$
	$\bar{x}_4 = 46.98$	$R_4 = 1.1$	$n_4 = 5$

この4つの平均の間に全体としてちがいがあるか。あるとすればどれがちがうか。平均のうち最大のものの差は

$$R(\bar{x}) = 47.86 - 46.98 = 0.88$$

そこで次の $D(n, k; 0.05)(\bar{R})$ より $R(\bar{x})$ が大きければこの平均は全体として一様でなく $G(n, k; 0.05)(\bar{R})$

より大きい差を他のすべてに対して持つ平均値が異質のものとなる。D及びGは次表より求める。

$D(n, k; 0.05)$ の表

$\begin{matrix} k \\ n \end{matrix}$	2	3	4	5	6	7	8	9	10
2	3.43	3.56	3.56	3.50	3.48	3.50	3.48	3.51	3.50
3	1.27	1.14	1.50	1.50	1.62	1.63	1.65	1.63	1.70
4	0.82	0.94	1.01	1.06	1.10	1.12	1.14	1.15	1.15
5	0.61	0.71	0.75	0.81	0.83	0.85	0.88	0.90	0.90
6	0.50	0.59	0.61	0.67	0.69	0.71	0.73	0.74	0.75
7	0.43	0.50	0.53	0.57	0.59	0.61	0.63	0.64	0.64
8	0.37	0.44	0.48	0.51	0.52	0.54	0.55	0.56	0.58
9	0.33	0.39	0.43	0.46	0.47	0.49	0.50	0.51	0.52
10	0.30	0.36	0.39	0.42	0.43	0.44	0.46	0.47	0.47

$G(n, k; 0.05)$ の表

$\begin{matrix} k \\ n \end{matrix}$	2	3	4	5	6	7	8	9	10
2	3.43	2.64	2.36	2.20	2.10	2.03	2.00	1.98	1.95
3	1.27	1.14	1.08	1.05	1.04	1.02	1.01	0.99	1.00
4	0.82	0.76	0.74	0.72	0.72	0.70	0.70	0.70	0.70
5	0.61	0.59	0.58	0.56	0.56	0.56	0.54	0.54	0.54
6	0.50	0.48	0.47	0.47	0.46	0.46	0.45	0.45	0.45
7	0.43	0.41	0.41	0.40	0.40	0.40	0.40	0.40	0.40
8	0.37	0.36	0.36	0.36	0.35	0.35	0.35	0.35	0.35
9	0.33	0.33	0.33	0.33	0.32	0.32	0.32	0.31	0.31
10	0.30	0.30	0.30	0.30	0.29	0.29	0.29	0.29	0.29

いまの場合 $n=5$ $k=4$

$$\bar{x}_{\max} - \bar{x}_{\min} = 0.88 \quad \bar{R} = \frac{\sum R}{k} = 1.52$$

$$D(S, 5.4, 0.05)(\bar{R}) = (0.75)(1.52) = 1.03 > 0.88$$

従って全体として一様である。もちろん

$$G(5, 4, 0.05)(\bar{R}) = (0.58)(1.52) = 0.88 \text{ より大きな隣り合った差をもつものはない。}$$

この場合 $\bar{x}$ を構成する n 個のデータが各グループごとに対応のある場合は更にこの情報によって検出力を大きくすることができる。たとえば

	B_1	B_2	B_3	B_4	B_5	$\bar{x}$	R
A_1	47.9	47.8	48.4	48.2	47.0	47.86	1.4
A_2	47.6	47.5	48.9	47.9	46.8	47.74	2.1
A_3	47.0	46.5	48.0	47.6	47.5	47.32	1.5
A_4	47.6	46.5	47.5	46.8	46.5	46.98	1.1
$\bar{x}$	47.52	47.08	48.20	47.62	46.95	$\bar{R} = 1.52$	

Aの水準数 n Bの水準数 k

この場合は第2章の表より $n=5$ $k=4$ $C=2.37$ $\phi_C=1.47$

$$S_B + S_E = \phi_C (\bar{R}/C)^2 = (1.47)(1.52/2.37)^2 = 6.06$$

B間の変動はBに関する平均値の間のRが

$$48.20 - 46.95 = 1.25$$

であるから $n=5$ $k=1$ に対し $C=2.48$ $\phi_C=3.8$

$$S_B = k \phi_C (R/C)^2 = (4)(3.8) \left(\frac{1.25}{2.48} \right)^2 = 3.85$$

$$\therefore S_E = S_B + S_E - S_B = 6.06 - 3.85 = 2.21$$

$$\phi_E = 1.47 - 3.8 = 10.9$$

$$\sqrt{V_E} = \sqrt{S_E/\phi_E} = \sqrt{2.21/10.9} = 0.452$$

したがって次のDuncanの表を用いて

$$-n=5 \quad k=4 \text{ に対し } 3.23 \text{ であるから } Du \frac{\sqrt{V_E}}{\sqrt{n}} \text{ 即ち}$$

$$\frac{1}{\sqrt{5}} (3.23)(0.452) = 1.46/2.236 = 0.653$$

より大きい 各水準間の差を他のすべてに対して持つ水準は異質のものとなる。

この場合	A_1	47.86	↑	0.12
	A_2	47.74	↑	0.42
	A_3	47.32	*	0.34
	A_4	46.98	↓	

で A_1, A_4 の間が異質ではあるが、等に A_1 又は A_4 が他の三つに対して異質とは云えない。

同様に実験を n 回づつ k 点について行つた場合も各点の測定値の範囲を R として $S_B + S_E = \phi_C$
 $(\bar{R}/C)^2$ を求め、次に各測定回ごとの平均値の間の範囲 R より $\phi_C (R/C)^2 = S_B$ を引いて
 S_E 従つて V_E を求め、 $Du \frac{\sqrt{V_E}}{\sqrt{n}}$ と比較して特に異質の測定値を棄却することができる。

$Du(n, k, 0.05)$ の表)

$n \backslash k$	2	3	4	5	6	7	8	9	10	12	14	16	20	50
2	6.09	4.50	4.02	3.83	3.68	3.61	3.56	3.52	3.47	3.46	3.46	3.46	3.47	3.47
3	3.93	3.58	3.47	3.43	3.40	3.39	3.39	3.39	3.40	3.41	3.43	3.44	3.47	3.53
4	3.46	3.34	3.33	3.31	3.32	3.33	3.34	3.35	3.37	3.39	3.42	3.43	3.47	3.54
5	3.26	3.23	3.23	3.25	3.28	3.30	3.32	3.34	3.35	3.36	3.40	3.43	3.47	
6	3.15	3.16	3.18	3.21	3.25	3.28	3.30	3.32	3.34	3.37	3.40	3.43	3.47	
7	3.08	3.12	3.15	3.20	3.23	3.26	3.29	3.32	3.33	3.37	3.40	3.42	3.47	
8	3.03	3.09	3.13	3.18	3.22	3.25	3.28	3.31	3.32	3.36	3.40	3.42	3.47	
9	3.00	3.07	3.12	3.17	3.21	3.24	3.28	3.30	3.32	3.36	3.40	3.42	3.47	
10	2.97	3.05	3.11	3.16	3.21	3.24	3.27	3.30	3.32	3.36	3.40	3.42	3.47	
∞	2.77	2.92	3.02	3.09	3.15	3.19	3.23	3.26	3.29	3.34	3.38	3.41	3.44	3.61

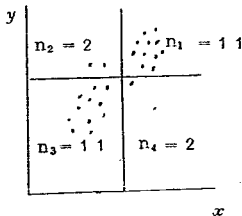
§ 7 相関係数の計算

$$S(xy) = \sum xy + (\sum x)(\sum y)/n$$

と定義すれば相関係数 r は

$$r = \frac{S(xy)}{\sqrt{S(xx) \cdot S(yy)}}$$

しかしデータの組数が多くなると積和平方和の計算が大変になるので散布図の上で假数を数えて近似計算する。



すなわち x に着目して点を左右に等分するメジアン線 (奇数の場合はちょうど点の上を通る) と、 y に着目して点を上下に等分するメジアン線をひき、これによつて得られた 4 つの象限に属する点の数をそれぞれ n_1, n_2, n_3, n_4 とする。

$$n_{\oplus} = n_1 + n_3 \quad n_{\ominus} = n_2 + n_4$$

として次の表によつて得られた数値に $n_{\oplus} > n_{\ominus}$ なら + 逆なら - の符号を与えて相関係数 r とする。

r の計算表

n	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16
0	100	090	071	051	031	012											
1	100	093	077	059	042	025	012										
2	100	094	081	066	050	034	022										
3	100	095	084	071	055	042	030										
4	100	096	087	075	060	049	037										
5	100	097	089	079	065	055	044	034									
6	100	097	091	082	069	059	049	040									
7	100	097	092	084	073	063	053	045	037								
8	100	098	093	086	077	066	056	050	041	033							
9	100	098	094	087	079	069	061	054	045	037							
10		098	095	088	081	072	063	057	049	041	036						
11		098	095	089	083	075	066	060	052	045	040	033					
12		098	095	090	084	077	071	063	055	049	043	037					
13		098	096	091	085	079	073	066	058	053	046	040	032				
14		098	096	092	086	081	074	068	061	056	049	043	036	032			
15			096	092	087	082	075	071	064	058	052	046	040	035			
16			096	093	088	083	077	072	066	060	055	049	044	038	033		
17			096	093	089	084	080	074	068	062	057	051	047	041	036	032	
18				094	089	086	081	076	070	064	059	053	050	044	039	035	
19				094	090	086	082	077	072	066	061	055	052	047	042	038	035
20				094	091	087	083	078	074	068	063	057	054	050	045	041	037
21				095	091	087	083	079	075	070	065	059	056	052	047	043	039
22				095	092	088	084	080	076	072	067	061	058	054	049	045	041
23				096	092	089	084	081	077	073	069	063	060	056	051	047	043
24					093	089	085	082	078	074	070	065	061	057	053	049	045

----- の左下は 5% で有意 -- の左下は 1% で有意 まの例では

$$n_{\oplus} = 11 + 11 = 22$$

$$n_{\ominus} = 2 + 2 = 4$$

したがって表より 0.88 で $n_{\oplus} > n_{\ominus}$ であるから

$$r = +0.88$$

§ 8 回 帰 分 析

$y = a + bx$ という形の直線回帰推定の場合 x を推定変数とすれば

$$y = \bar{y} - \frac{s(xy)}{s(xx)} \bar{x} + \frac{s(xy)}{s(xx)} x$$

となるが点が多いときは計算手数が大変なので図式的に次のように解を求める。

手順1 x, y についてそれぞれ四等分する線を三本ずつ引く

手順2 x_1, y_1 及び x_3, y_3 の交点を結び直線 A', B' を作る。

手順3 x_2, y_2 の交点 C を通り $A' B'$ に平行に AB を引けば、これが求める回帰直線である。

AB と y 軸の交点の座標が a で $b = \frac{A'D}{B'D}$

手順4 回帰からのばらつきの推定

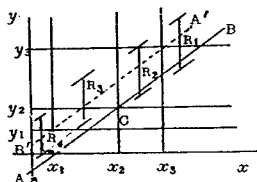
y 軸に平行にひいた三本の四等分線によつて分割された各群 (もし 12 点より大きければ、これを更に二等分又は三等分する) のすべての点がふくまれるような AB に平行な最も巾のせまい直線を引き y 軸に平行にはかつた距離を右より R_1, R_2, R_3, R_4 等とする。

これらを平均して $\bar{R}$ を求め各群の点の数による定数 a_2 で割つて $\hat{\sigma}$ を求める。

n	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
d_2	1.128	1.693	2.059	2.326	2.534	2.704	2.847	2.970	3.078	3.173	3.253

$$\hat{\sigma} = \bar{R} / d_2$$

$\hat{\sigma}$ は回帰からのばらつきである。



第3章 抜取検査

§1 抜取検査

1. 製品の品質を保証したり、材料を購入したりするときは、その、品物の品質について検査を行なう必要がある。この場合一品一品を検査するいわゆる全数検査は、外観、寸法等の検査の場合は一応可能であるが、破壊検査を伴うものたとえば材料の強度、化学成分等については全数検査は不可能で、どうしても品物の同じ状態のものを一まとめにしたロット（lot、仕切）から抜きとつた標本sample について検査を行ない、この結果によつてロットの合格不合格を決定するいわゆる抜取検査によらざるをえない。また全数検査が可能な場合でも、たとえばある電気部品の検査で全数検査を行なつたところ、第一回目に不良品の60%しか発見されず、続いて第2回目で18%、第3回目で8%、第4回目で4%、つまり4回繰り返すいわゆる400%、全数検査を行なつてやっと全不良品の98%が発見されたという例もあるとおり、全数検査なるものは必ずしも完全な検査を意味しないわけである。したがつて一品でも不良品が入つては困る場合は費用の点もかえりみず何百%検査でも行わなければならないが、不良品の混入率がある程度以下であることが保証されればよい場合も多く、抜取検査でなければならぬ場合はもちろん、その他の場合でも抜取検査が用いられる場合が多い。

2. 抜取検査では、ロット不合格の場合にはロットぐるみ返品となるが、全数検査の場合は不良品のみ返品となり、いわば選別という納入者の仕事を受入側が余分にしてやることとなり、納入者に対しては抜取検査のほうが工程を安定させることに對するよい刺激ともなるわけである。

3. 管理図にプロットするためにも工程から標本を抜き取る。これは検査の場合ロットから抜き取る操作とよく似ており、混同されがちであるが、管理図の場合は工程の良不良を対象にするものであり、管理限界との比較を行なうのに対し、抜取検査はロットの良不良を対象とし、規格限界との比較を行なうまったく異なるものである。

4. 抜取検査についてはJIS Z 9001「抜取検査通則」、JIS Z 9031「ランダム抜取方法」等の規定があるほか、次節に述べるような各種の方法がある。

§ 2 抜取検査の種類

1. 抜取検査を行なう対象項目となる品質特性の表わし方にも、寸法など測定した量をそのまま用いる場合と、きずの数等のように1個3個と数える場合とがある。前者を計量値、後者を計数値といい、それぞれ計量抜取検査、計数抜取検査というが、計量的な品質特性であつても、ある値を境として良品、不良品に分ち、計数的に扱うこともできる。

しかし、一般的に同じ測定を行なつた場合は計量的に取扱うほうが情報量が多く、したがつて同じ程度の情報量を必要とする場合は抜取個数が少なくてすむので、できるだけ計量的に取扱うことが望ましく、ここでは主として計量抜取検査について述べることにする。

2. 計量抜取検査、計数抜取検査とも次の規準型、選別型、調整型、連続生産型の4つの型に分かれる。

規準型抜取検査：売手側の保護と買手側の保護について規定し、両者の要求を同時に満足するように作られたもので、品質のよいロットが長い間に誤つて不合格となる割合を一定の小さい値 $\alpha\%$ （生産者危険）に制限し、品質の悪いロットが長い間に誤つて合格になる割合を一定の小さな値 $\beta\%$ （消費者危険）におさえることによつてきめられている。

JIS Z 9002「計量規準型1回抜取検査」、JIS Z 9003および9004「計量規準型1回抜取検査」が規定されている。

選別型抜取検査：抜取検査によつて不合格となつたロットを、そのまま返品しないで抜き取られた残りの全数を検査することによつてロットを保証するもので「Dodge-Romig抜取表」、JIS Z 9006「計数選別型1回抜取検査」がある。

調整型抜取検査：ロットの品質がよければ買手側で検査をユルくしたり、品質が悪ければきつくしたり調整するもので、ゆるい検査、なみ検査、きつい検査の3段階がある。アメリカの軍用規格MIL-STD 105 Aがこれに属する。

連続生産型抜取検査：連続生産している工程で、最初1個ずつ全数検査し、良品が一定個数続いたら一定間隔で抜取検査を行ない、もし不良品が出たら直ちにまた全数検査にもどる方式で、JIS Z 9008「計数連続生産型抜取検査」がある。

3. 試料の抜取り方により、1回、2回、多回、逐次抜取りに分かれる。1回抜取検査：1組の試料を抜き取つて、その結果によりロットの合格不合格を決定するもの。

2回抜取検査：第1回の結果により可否または検査続行のいずれかを判定し、検査続行となれば第2回目に指定された大きさの試料を抜き取り、第1回目の試料と合計してロットの可否を判定するもの。

多回抜取検査：2回抜取検査の回数をさらに増大したもの。

逐次抜取検査：1個または一定個数ずつの試料を試験しながら、その累計成績により、可否検査続行のいずれかを判定する方式。

§ 3 計量規準型1回抜取検査(σ既知)

1 ロット不良率保証の場合

a) 規格下限値 S_L が指定されている場合

母平均 μ_0 ，母標準偏差 σ の分布について

$$S_L = \mu_0 - K p_0 \sigma$$

$$\therefore \mu_0 = S_L + K p_0 \sigma \quad (3-1)$$

母平均 μ_1 ，母標準偏差 σ の分布について

$$S_L = \mu_1 - K p_0 \sigma$$

$$\therefore \mu_1 = S_L + K p_0 \sigma \quad (3-2)$$

$\bar{x}$ の分布を考えると合格判定値 $\bar{x}_L$ は， μ_0 なる良いロットが誤って不合格になる確率を $\alpha\%$ 以下にしたいのであるから(3-1)について

$$\bar{x}_L = \mu_0 - K_2 \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \quad (3-3)$$

また μ_1 なる悪いロットが誤って合格になる確率を $\beta\%$ 以下にしたいのであるから，(3-2)について

$$\bar{x}_L = \mu_1 - K_1 - \beta \frac{\sigma}{\sqrt{n}} = \mu_1 + K \beta \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \quad (3-4)$$

これより

$$n = \left(\frac{K\alpha + K\beta}{K p_0 - K p_1} \right)^2$$

$$\bar{x}_L = S_L + K\sigma$$

$$K = \frac{K p_0 K \beta + K p_1 K \alpha}{K \alpha + K \beta}$$

すなわち大きさ n の標本を抜き取りその平均値が $\bar{x}_L$ より大きいときはロット合格，小さいときはロット不合格とする。

例題 3-1

ある材料の破断強度について規格下限値が 80kg ，このロットの標準値が 80kg であつたとする。ロット不良率7%の悪いロットが誤って合格となる確率を10%以下におさえたいし，メーカーはロット不良率1%の良いロットが誤って不合格となる確率を5%以下におさえたいという。ロット不良率を保証する抜取検査方式を設計せよ。

「解」 $p_0 = 0.01$ ， $\alpha = 0.05$ ， $p_1 = 0.07$ ， $\beta = 0.10$

であるから表1より

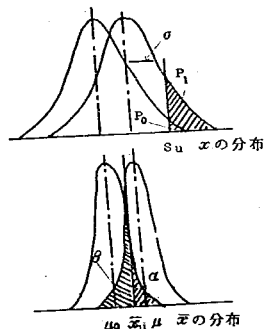


図-3-1 ロット不良率保証の計量
抜取検査(上限規格のある場合)

$$K_{P_0} = 2.33 \quad K_{\alpha} = 1.64 \quad K_{P_1} = 1.48 \quad K_{\beta} = 1.28$$

$$\therefore n = \left(\frac{1.64 + 1.28}{2.33 - 1.48} \right)^2 = 9.45$$

$$\hat{\sigma} = \frac{2.33 \times 1.28 + 1.48 \times 1.64}{1.64 + 1.28} = 1.85$$

$$\bar{X}_L = S_L + \hat{\sigma} = 80 + 1.85 \times 6 = 91.1\%$$

ゆえに大きき 10 の標本を抜き取りその平均値が 91.1% 以上ならばロット合格, 91.1%

以下ならばロット不合格

解 終

b) 規格上限値 S_U が指定されている場合

$$\mu_0 = S_U - K_{P_0} \sigma \quad \mu_1 = S_U - K_{P_1} \sigma$$

であるから S_L が与えられた場合と同様

$$n = \left(\frac{K_{\alpha} + K_{\beta}}{K_{P_0} - K_{P_1}} \right)^2 \quad (3-5)$$

$$\hat{\sigma} = \frac{K_{P_0} K_{\beta} + K_{P_1} K_{\alpha}}{K_{\alpha} + K_{\beta}} \quad (3-6)$$

$$\bar{X}_U = S_U - \hat{\sigma}$$

2 ロット平均保証の場合

式 (3-3) および (3-4) をもう一度並べてみると

$$\bar{X}_L = \mu_0 - K_{\alpha} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$$

$$\bar{X}_L = \mu_1 + K_{\beta} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$$

$$0 = (\mu_0 - \mu_1) - (K_{\alpha} + K_{\beta}) \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$$

$$n = \left(\frac{K_{\alpha} + K_{\beta}}{\mu_0 - \mu_1} \right)^2 \sigma^2 \quad (3-7)$$

$$\begin{aligned} \bar{X}_L &= \mu_0 - \frac{K_{\alpha}(\mu_0 - \mu_1)}{K_{\alpha} + K_{\beta}} \\ &= \frac{\mu_0 K_{\beta} + \mu_1 K_{\alpha}}{K_{\alpha} + K_{\beta}} \quad (3-8) \end{aligned}$$

特に $\alpha = 0.05$ $\beta = 0.10$ とすれば $K_{\alpha} = 1.64$ $K_{\beta} = 1.28$ であるから

$$n = \left(\frac{2.92 \sigma}{\mu_0 - \mu_1} \right)^2 \quad (3-9)$$

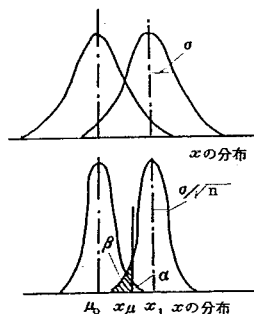


図-3-2 ロット平均保証の計量抜取検査

したがってロット平均 μ_0 のような良いロットが誤って不合格になる確率を $\alpha\%$ 以下、ロット平均が μ_1 というような悪いロットが誤って合格となる確率を $\beta\%$ 以下におさえたいときは、(3-7) によって n を求め n 個の標本をランダムに抜き取り、その平均値が (3-8) の $\bar{x}_L$ より大きければロット合格、等しいか小さければロット不合格とする。

§ 4 計量規準型 1 回抜取検査 (σ 未知)

1 上限規格値 S_u が与えられた場合

特性値 x が $N(\mu, \sigma^2)$ の分布をする場合、ランダムに大きさ n のサンプルを抜き取って $\bar{x}$, $\sqrt{V}$ を求めれば $n \geq 5$ のとき $\bar{x} + k\sqrt{V}$ の分布は実用上

$$\text{平均値 } E(\bar{x} + k\sqrt{V}) = \mu + k\sigma$$

$$\text{標準偏差 } D(\bar{x} + k\sqrt{V}) = \sigma \sqrt{\frac{1}{n} + \frac{k^2}{2(n-1)}}$$

の正規分布をすると考えてよい。

平均値 μ_0 , S_u を下まわるもの $p_0\%$ のような良いロットが誤って不合格になる確率 (生産者危険) $\alpha\%$ 以下、平均値 μ_1 , S_u を下まわるもの $p_1\%$ のような悪いロットが誤って合格になる確率 (消費者危険) $\beta\%$ 以下としたい場合

$$k = \frac{Kp_0 K\beta + Kp_1 K\alpha}{K\alpha + K\beta} \quad (3-10)$$

$n \approx n-1$ として近似的に

$$n = \left(1 + \frac{k^2}{2}\right) \left(\frac{K\alpha + K\beta}{Kp_0 - Kp_1}\right)^2 \quad (3-11)$$

したがって p_0 , p_1 , α , β を与えられと (3-10) により k を求め (3-11) に代入して n を求め、大きさ n のサンプルを抜き取って $\bar{x}$, $\sqrt{V}$ を算出し

$$\bar{x} + k\sqrt{V} \leq S_u \quad \text{なら ロット合格}$$

$$\bar{x} + k\sqrt{V} > S_u \quad \text{なら ロット不合格} \quad \text{とする。}$$

2 下限規格値 S_L が与えられた場合

S_u の場合と同様に

$$n = \left(1 + \frac{k^2}{2}\right) \left(\frac{K\alpha + K\beta}{Kp_0 - Kp_1}\right)^2 \quad (3-12)$$

$$\text{合格判定係数 } k \text{ は } k = \frac{Kp_0 K\beta + Kp_1 K\alpha}{K\alpha + K\beta} \quad (3-13)$$

p_0, p_1, α, β を与えられれば(3-13)により k を求め(3-12)によつて求めた n により大きさ n のサンプルを抜き取り、 $\bar{x}, \sqrt{V}$ を計算し

$$\bar{x} - k\sqrt{V} \geq S_L \text{ ならばロット合格}$$

$$\bar{x} - k\sqrt{V} < S_L \text{ ならばロット不合格} \quad \text{とする。}$$

例題 3-2

S_U を下まわるもの1%のような良いロットを誤つて不合格とする確率 $\alpha = 0.05$, S_U をまわるもの20%のような悪いロットを誤つて合格とする確率 $\beta = 0.10$ としたいときの抜取検査方式を求めよ。

〔解〕

$$p_0 = 0.01, p_1 = 0.20, \alpha = 0.05, \beta = 0.10, Kp_0 = 2.33, Kp_1 = 0.84$$

$$K\alpha = 1.64, K\beta = 1.28$$

$$k = \frac{2.33 \times 1.28 + 0.84 \times 1.64}{1.64 + 1.28} = 1.49$$

$$n = \left(1 + \frac{1.49^2}{2}\right) \left(\frac{1.64 + 1.28}{2.33 - 0.84}\right)^2 = 9.52$$

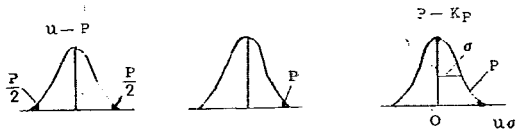
すなわち10個のサンプルを抜き取り $\bar{x}, \sqrt{V}$ を計算し

$$\bar{x} + k\sqrt{V} \leq S_U \text{ ならばロット合格}$$

$$\bar{x} + k\sqrt{V} > S_U \text{ ならばロット不合格} \quad \text{とする。}$$

(解 終)

表 - 1 正 規 分 布 表



u	両側 p	片側 p	p	Kp
0.0	1.00	0.50	0.0	∞
0.5	0.62	0.31	0.001	3.09
1.0	0.32	0.16	0.005	2.58
1.5	0.133	0.067	0.01	2.33
2.0	0.046	0.023	0.02	2.05
2.5	0.0124	0.0062	0.05	1.64
3.0	0.0027	0.0013	0.10	1.28
4.0	0.00006	0.00003	0.20	0.84
			0.25	0.67

§ 1 ALGOL

品質管理を進めて行くという事は、狭い意味ではヒストグラムによつて製品が規格を満足しているかどうかをたしかめ、管理図によつて工程が安定しているかどうかをたしかめつつ、規格を守つた製品を最も経済的に生産することに外ならない。そうしてこの間に規格を満足しない製品が現れたり、工程が安定していないことを管理図が警告する時は、今迄の測定結果を動員してその原因追究に当り、異常原因が判明した時はその原因の除去行動に移らなければならない。

そうしてこの原因追求に當つて用いられる手法が統計解析手法であつて、そのためのいろいろなやり方を紹介して来た。このような統計解析や日常の設計計算は勿論のこと、工程管理の計画など日常すべての手順のうち自分限りの経験に基いて他人には説明できないような（技能的な）仕事を除いて殆んどすべての仕事は電子計算させることができるし、又一般にその方が有利である。

しかし一般に電子計算という仕事は大変難しいことで、しかも大量のデータを扱つたり難しい計算を行なう場合に限つて、特別なプログラマーという名の人の仕事の内容を説明してプログラムを作つて貰わなければならないように考えている人が多い様に見受けられる。実は機械の言葉でプログラムと云う大変うるさい仕事は、機械が完全に代行し、我々は日常の言葉に近いある共通語でプログラムを作れば、後は機械がその文法的誤りをチェックし、誤りがなければ自ら翻訳した結果に従つて計算を実行するようになったために、現在ではプログラムを作るという仕事は、問題を持つた人自身の仕事となり、簡単に書き下すことができるので、そう大量のデータを扱う場合でなくても、そう難しい計算を行なう場合でなくても、充分引き合う仕事となつている。

このためには各技術者が自分の考えを機械に伝えるための言葉に習熟している必要があり、この言葉は又人間と機械の間だけでなく、人間と人間の間にも厳密な内容をやり取りする為にも有効に利用できるものであつて、最近では論文の後にプログラムがつけられたり、半分ほどの言葉で埋められている本も出版されているので、これに習熟することは直接計算機を使わない場合であつても意味があるものと云えよう。

このような技術計算用語としてはALGOLとFORTRANがあり、よく似た言葉であるがFORTRANはIBM機の為に開発されたのと機械語を知っている人を念頭に置いて作られてゐる為、単なる機械的な約束や4と4.0を区別するといった機械の為の便宜が考えられているためにどうしてもプログラムに荷重がかかり勝ちな言葉である。これに対してALGOLは機械の種別に関係なく始めから国際共通語として計画された為に文法的にすつきりして居り、その習得は極めて容易で演習を含めて2日間もあれば十分であり、単に読みに必要な知識ならば45分もあれば十分である。

最近の書籍や論文などでも、日本語などで大要を紹介して後の本文はALGOLで書いてあるようなものも多く見られるようになっており、品質管理の為にデータからの情報抽出を行なう時代だけでなく、日常の事務整理、設計積算などに至るまで便利に使うことができる。

また今までに他の人が作った手続きを辞書のように記憶させて、その名前だけを呼び出して使うことも自由にできる。以下とりあえず他人のプログラムを読むに必要な程度の解説を試みてみたい。

ちなみにALGOLとは算法言語 (algorithmic language) の略で33の単語と30の記号と文字数字から成立つ極めてやさしい言語でベーシック英語でも850の単語を必要とすることと考えるとその容易さも想像できよう。33の単語とは true false go to if then else for do step until while comment begin end real integer array procedure switch Boolean own value label string sin cos arctan sqrt sign ln exp abs entier であり、30の記号とは + - × / ÷ ↑ ≡ ≡ √ ∧ ¬ > ≥ = ≤ < ≠ , . : := ⊥ () {} ; である。

§ 2 電気料金の問題

問題としては電気料金で10アンペア以上の契約の場合に制限してみる。電力会社の計算方式がたとえば次のようなものであつたとしよう。

従量電灯Z (契約10, 15, 20, 30アンペア) 基本料金	
10 アンペア	193.5円
15 アンペア	290.0円
20 アンペア	384.4円
30 アンペア	582.3円
電力量料金	10.89円
料金(税込み) = (基本料金) + (電力量料金) × (月使用量kWh)	
ただし料金が429円未満の時は7%の電気ガス税はかけないものとする。	

この手順を日本語で書くとこのようになる。

- ① 以下の便宜のため電気料金をF, 契約電力をA, 基本料金をBA, その月の電気使用料をkWh, その人の番号をNと略称する。
- ② Nが5, kWhが62, Aが10であつたとする。
- ③ BAには もしA=10 なら 193.5 そうでなくともし A=15 なら 290.0
 そうでなくともし A=20 なら 384.4 そうでなければ(当然A=30) 582.3 を
 代入する。

- ④ FE にはBAと $1089 \times kWh$ の和を代入する。
- ⑤ もし $FE \leq 429$ なら FE にはもとのFEを1.07で割つたものを代入する。
- ⑥ Nの値を高々有効4けたの整数タイプで、FEの値を高々有効5けたの円単位に4捨5入して印刷準備をする。
- ⑦ 以上の結果を印刷実行し1行おくる。

§ 3 ALGOLの基本原則

この日本語で記述された手順に対応してALGOLプログラムを書く前の予備知識としては次の程度のことが必要であろう。

1. ALGOLプログラムは文の集積であり、文に；で区切られ、改行空白は自由とする。
2. 文はbeginとend（文の括弧）でくくつて1つの文にまとめることができるし、ALGOLプログラム自身もbeginとendで包まれていなければならない。
3. プログラム中で変数に適当な名前（文字を先頭に文字又は数字を続けたもの）を付けて良いが、この名前はbeginに続く宣言部で、整数ならinteger それ以外の実数ならreal、手続きならprocedureなどと宣言されなければならず、異なる意味に同じ名前（名札を含む）を付けてはならない。
4. 文にはその頭に：を介して名札をつけることができる。
5. 値を変数に代入することは:=（コロンイコール）に依って行ない、新しい値が代入されると古い値は失われる。
6. 計算にはXと混同しないよう＊、一般の割算は／、乗べきは↑を用い、 $\frac{A+B}{C+D}$ は $(A+B)/(C+D)$ 、 $B \times Q^2$ は $B * Q \uparrow 2$ などと書く。又平方根 $\sqrt{\quad}$ のほか、sin, cos, arctan, ln, exp, abs などを用いて良い。
7. 外のデータテープから値を読み込むにはREADを用いる。
8. 印刷に関してはALGOLでは別に規定がないので、ここでは整数タイプで式Eの値を有効3けたで印刷準備する時は `PRINTI(3, E)`；小数点以上3けた以下2けたの形で式Eの値を印刷準備する時は `PRINTF(2.3, E)`；一般の 0.58×10^4 といった実数タイプで式Eの値を有効5けたで印刷準備する時は `PRINTR(5, E)`；と書き、PQ=という字そのものを書く準備をする時は `PRINTS('PQ=')`；スペースをN個取りたい時は `SPACE(N)`；とし、以上の結果を印刷実行してN行送るときは `CRLF(N)`；とする。これは carriage return line feed の意から来ている。

§ 4 電気料金プログラム

以上の知識を頼りに書いて見ると次のようになる（右の数字は日本語との対応番号で縦線と共にパンチャーは無視する。

```
begin
  real A, KWH, BA, FE;
  integer N;
  N:=5; KWH:=62; A:=10;
  BA:= if A=10 then 193.5 else
        if A=15 then 290.0 else
        if A=20 then 384.4 else
        582.3;
  FE:=BA+10.89*KWH;
  if FE ≤ 429 then FE:=FE/1.07;
  PRINTI(4,N); PRINTI(5,FE);
  CRLF(1);
end;
```

このプログラムはN=5, KWH=62, A=10の場合にしか使用できないので、②の部分はこのプログラムテープとは別のデータテープから読み込むように一般化してみると次のようになる。

なお③④⑤⑥はいわばAとKWHを与えられてFEを計算する部分であり、今後は料金計算と云えば必ず出てくる部分なのでRYOKINという名前をこの全体につけやり取りに使うA, KWH, FEをパラメタとしたprocedure（手続き）にまとめて宣言して、今後はその名前を呼び出して使用出来るようにまとめ直してみる。

```
begin
  real A, KWH, FE; integer N;
  procedure RYOKIN(A, KWH, FE);
    real A, KWH, FE;
    begin
      real BA;
      BA:=if A=10 then 193.5 else
            if A=15 then 290.0 else if
            A=20 then 384.4 else 582.3;
      FE:=BA+10.89*KWH;
      if FE ≤ 429 then FE:=FE/1.07;
```

```

        end;
    READ(N, A, KWH);
    RYOKIN(A, KWH, FE);
    PRINTI(4, N); PRINTI(5, FE);
    CRLF(1);
end;

5, 10, 62,

```

§5 一般化された電気料金プログラム

これでN, A, KWH が何であつても最後のデータテープさえ取り替われば良いわけであるが、
 たつた一人の処理ではもつたない。そこで何人分か分らないがとにかくN, A, KWH, が並ん
 でいるものを次々と読み込んで処理し、データが終りになつた証に0, 0, 0, を読み込んだな
 らば仕事が終わつたと判断させ最後に1行あけてN=...と人数を打ち出すプログラムに直してみ
 よう。

```

begin
    integer I, N;
    real A, KWH, FE;
    procedure RYOKIN(A, KWH, FE);
        以下プログラムテープ作成の時は前のプログラムのRYOKINの部分がそつくり挿入されるものとする
    I:=1;
    ST: READ(N, A, KWH);
    if N=0 then go to END;
    RYOKIN(A, KWH, FE);
    PRINTI(4, N); PRINTI(5, FE);
    CRLF(1);
    I:=I+1;
    go to ST;
    END: CRLF(1);
    PRINTS('N='); PRINTI(4, I);
    CRLF(1);
end;

5, 10, 62, 8, 15, 76.4, -----, 0, 0, 0,

```

§ 6 くり返し数の分っている場合

もし2630人という総人数が分っていればその総人数の情報Mを先頭にM組の情報が入ったデータテープを作り、次のようにしても良い。尚答が一つしかないのですその答がrealならreal Procedureという宣言にして、その中で自分自身の名前に答を代入し、使用する時は式の中で直接関数として使う形に直してみよう。

```
begin
  integer I, M, N;
  real A, KWH;
  real procedure RYOKIN(A, KWH);
    real A, KWH;
    begin real FE, BA;
      BA:= if A=10 then 193.5 else
           if A=15 then 290.0 else
           if A=20 then 384.4 else
           582.3;
      FE:=BA+10.89*KWH;
      if FE≤429 then
        FE:=FE/1.07;
      RYOKIN:=FE;
    end;
  READ(M);
  for I:=1 step 1 until M do
    begin
      READ(N, A, KWH);
      PRINTI(4, N);
      PRINTI(5, RYCKIN(A, KWH));
      CRLF(1);
    end;
end;

2630, 5, 10, 62, 8, 15, 76.4, . . . . .
```

§ 7 配列の利用

今迄は1回ごとに契約電力Aを読み込んでいたが考えてみるとこれは契約を変更する迄は一定値と考えられるのでAという名前の配列のN番目つまりA[N]にN番さんの契約電力を書き込んだものがあらかじめ用意してあり、この表を引きながらNとKWHのみを読み込んで料金計算を行うことにしてみよう。こうすれば毎月Aの情報に関してパンチする必要はなくなるわけである。ただしデータテープとしては全体で2630人分の契約者のAに関するデータを先頭とし、その後N, KWHの順にその月のデータを入れるものとする。また請求の都合から番号順に並べ直して印刷させることにしてみよう。

real Procedure RYOKIN(A, KWH); 以下前のプログラムのRYOINの部分そう入

```
begin
    real KWH;
    integer I, M, N;
    array A, B(1:2630);
    READ(M);
    for I:=1 step 1 until M do
        READ(A(I));
    for I:=1 step 1 until M do
        begin
            READ(N, KWH);
            B(N):=RYOKIN(A(N), KWH);
        end;
    for I:=1 step 1 until M do
        begin
            PRINT I(4, N);
            PRINT I(5, B(I));
            CRLF(1);
        end;
    end;
    2630, 10, 15, 20, ..... ,
    {
        2630個
    }
    5, 10, 62, 8, 15, 76.4, ..... ,
```

§ 8 相関係数の計算

XとYとの間の相関係数Rは

$$S(XY) = \sum_{i=1}^N X_i Y_i - \frac{\sum_{i=1}^N X_i \sum_{i=1}^N Y_i}{N} \quad \text{として}$$

$$R = S(XY) / \sqrt{S(XX) \cdot S(YY)}$$

によって求められる。そこでN組のX及びYがNを先頭に $X_1, Y_1, X_2, Y_2, \dots$

X_N, Y_N , という形で入っている時にこれを読み込んでRを印刷するプログラムは次のようになる。

```
begin
  integer I, N;
  real R, SXY, SXX, SYY, SX, SY;
  READ(N);
  SX := SY := SXX := SYY := SXY := 0;
  for I := 1 step 1 until N do
    begin
      READ(X, Y);
      SX := SX + X;
      SY := SY + Y;
      SXX := SXX + X↑2;
      SYY := SYY + Y↑2;
      SXY := SXY + X*Y;
    end;
  R := (SXY - SX*SY/N) / sqrt((SXX - SX↑2/N)
    *(SYY - SY↑2/N));
  PRINTF(1.4, R);
  CRLF(1);
```

end;

データテープ

最初にSX等に0を代入したのはSXに和をためる積りであるので「御破算」にしたという所である。

参 考 文 献

1. 森口 繁一 編 ALGOL入門 日科技連
2. 中村 慶一 アルゴル・プログラミング入門 森北出版

品質管理 (Ⅱ)

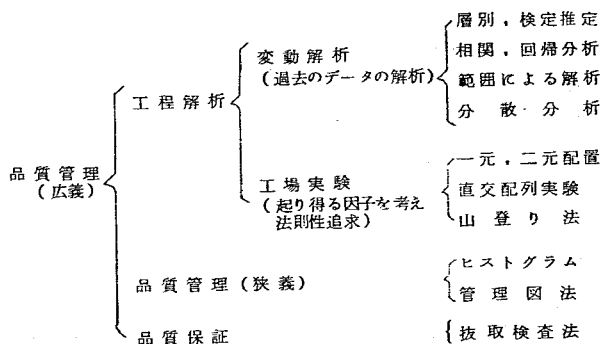
第5章 品質管理を進めるには

§1 品質管理と統計解析

前に定義したように、品質管理とは、与えられた規格を十分満足するような製品を最も経済的に作ることができるように、工程のすべての段階に統計理論と統計技術とを応用してゆくことであつて、そのためには

- (a) 製品がある許容値以下の割合のものを除きすべて規格を満足していること。(規格を満足する製品の条件)
 - (b) 工程が安定していること。(経済的生産の条件)
- の2つがそれぞれ独立に満たされなければならない。

従つて規格を満足しない製品が現れた時はその原因を追求して工程調節を行ふ必要があるし、工程が安定していないことが分つた時やはり異常原因を追求して処置をとる必要がある。そのいずれの場合にも工程の真のすがたをつかむことが必要で、このための諸方法を品質管理の諸局面について分類してみると次のようなものにならう。



つまり品質管理のあらゆる局面に今までのべた統計解析手法が関連しているということになる。

§2 いわゆる3シグマ管理限界について

よく3シグマ管理限界と云うことが云われる。表面的には平均値の廻りにその統計量の母標準偏差 ($\sigma/\sqrt{n}$) の3倍を取った範囲を越えたものが現れたときは工程に異常が生じたものと考えられる限界と了解される。

$\mu \pm 3\sigma$ の範囲外の面積は全体の0.27%であり、このことは $1/300$ 程度の珍らしい現象が起つたならば異常と考えるのだという風に受取られる。ところで統計量の σ が不明であるために $\sqrt{V}/\sqrt{n}$ で置き替え μ の代りに $\bar{x}$ を用いると $\bar{x} \pm 3\sqrt{V}/\sqrt{n}$ の範囲外の面積は全体の0.27%とはならず、また一般に危険率5%の検定が普通なのに対して、なぜ管理限界だけ0.27%にしなければならぬのかといった疑問もあらわれてくる。

われわれはサンプリングして得た値をもとにして判断を下すわけであるから当然標本抽出に伴う誤差がつきまとっていることになり、もとの値の集団(母集団)の代表としてそのすべての値について平均した μ (期待値または母平均)と母集団のバラツキを示す値としてのすべての値と期待値との差の二乗を平均した値 σ^2 (分散)またはその平方根 σ (母標準偏差)については正規分布 $N(\mu, \sigma^2)$ の関係があつても標本から計算した量(統計量)はこれと異つた分布をする。

しかし $\sqrt{V}$ はやはり標本のチラバリかたを示す統計量の1つでありこの $\sqrt{V}$ を σ の代用品としてではなく直接に用いて次のようないろいろな統計量をつくることができる。

$$t = \frac{\bar{x} - \mu}{\sqrt{V}/\sqrt{n}} \quad q = \frac{x_{\max} - \bar{x}_{\min}}{\sqrt{V} - \sqrt{n}} \quad d = \frac{\bar{x}_m - \bar{x}}{\sqrt{V}/\sqrt{n}}$$

これらの持つ意味についてはいずれも後で詳細に触れるがこのように $\sqrt{V}$ などを σ の代用品としてではなく直接に用いた統計量をスチューデント化された統計量という。その名の起りはGossetが1908年にStudentという筆名を使って一番上の t という統計量を提案しFisherがのちにその証明を行なつたことが今日の近代統計学にまで発展した1つのきっかけになつたことを記念したものである。

そこで管理図にもつとも縁の深いものとして一番下のスチューデント化された d という統計量を考えてみよう。これはデータをいくつかの大きさ n の群に分け、その群の平均 $\bar{x}$ が k 個ありその中の最大または最小のものの値を $\bar{x}_m$ ・ $\bar{x}$ をさらに k 組について平均したいわゆる総平均を $\bar{\bar{x}}$ とし、これと独立に $\sqrt{V}$ が計算される自由度が ϕ であるときに

$$d = \frac{|\bar{x}_m - \bar{\bar{x}}|}{\sqrt{V}/\sqrt{n}}$$

は $\bar{x}$ を計算したときの群の大きさ n (群を構成する単位の数)と群の数 k (組織数) $\sqrt{V}$ を計算したときの自由度によつて分布し、その両側5%点は次のように計算される。

たとえば41個のデータを用いて $\sqrt{V}$ を計算して(その自由度 $\phi = 40$)次の $k = 20$ 組の $\bar{x}$ のうちの最大

または最小値が $\bar{x}$ より離れる程度が $\sqrt{V}/\sqrt{n}$ の3.11倍程度以上であるということは工程に異常がないならば確率5%以下でしか起らない。しかしこの考え方は $\bar{x}$ が $\bar{x}$

から離れる程度をいっており実は k 組プロットを治める前には $\bar{x}$ はまだわかっておらず、予備データから計算した $\sqrt{V}$ 平均 M しかわかっていない。そこで M のまわりのバラツキという形で修正を行うと表-3のようになる。

つまり40~120個の予備データを用いて $\sqrt{V}$ を計

算し、次の $k = 15 \sim 30$ 組の $\bar{x}$ のうち最大または最小のものが予備データの平均 M より離れる程度および15~40個の予備データで、 $k = 10 \sim 20$ のときにより離れる程度がそれぞれ $\sqrt{V}/\sqrt{n}$ の3倍ぐらゐが5%点にあたり、このことを3シグマ法というものがあるという簡単な数字を使うかという説明になっているわけである。

またこの事実から k が大体30を越したならばそれまでに得た最近のデータを用いて限界線を計算し直せという注意に対する説明もつくわけで、もし $k = 50$ にでもなつてきたら3.5シグマぐらゐに限界を上げないと工程に異常がないのに限界外に出る危険が大きくなりすぎてしまうわけである。

また3シグマ法とは大量生産の場合だけにしか成り立たない近似法であるという説明は誤りで予備データが少なく $\phi = 10 \sim 20$ という場合でもそれぞれ $k = 5$ とか $k = 10$ を管理する限界としてはやはり3シグマが適当であることもわかる。

したがって管理する限界としては

中心線(C L): $\bar{x}$

管理限界(U C L L C L): $\bar{x} \pm 3\sqrt{V}/\sqrt{n}$

をとればよいが、 V を計算するためには非常に手数がかかるので簡単に $\sqrt{V}$ を推定して使いたくするのは人情である。これに対してPatnaikは範囲 R によつて $\sqrt{V}$ を推定するうまい方法を提案した。理論は省略するが大きさ n の群の中での範囲 R を k 組について平均して $\bar{R}$ を求めたとき $\bar{R}/C$ において $\sqrt{V}$ を偏りなく推定できるような C を求めた。

一般に R そのものも、バラツキを示す量であるし、 R/d_2 または $\bar{R}/d_2$ (ただし d_2 は群の大きさ n に関する定数)という値は σ の不偏推定量となっている。また C は $k > 10$ ではほとんど d_2 に一致している。そこで一般には $\bar{R}/d_2$ を $\bar{R}/C$ のしたがって $\sqrt{V}$ の推定値として使用して差し支えない。

そこで前の管理限界は

$$\bar{x} \pm 3 \frac{\sqrt{V}}{\sqrt{n}} \approx \bar{x} \pm \frac{3}{\sqrt{n}} \left(\frac{\bar{R}}{d_2} \right)$$

表 - 2

$\phi \backslash k$	5	10	20	50
10	2.83	2.36	3.84	4.56
20	2.54	2.98	3.33	3.82
40	2.42	2.82	3.11	3.53
60	2.38	2.76	3.05	3.44
120	2.34	2.71	2.99	3.35
∞	2.30	2.66	2.92	3.27

表 - 3

$\phi \backslash k$	5	10	20	50
10	3.15	3.50	3.90	4.57
20	2.85	3.12	3.39	3.84
40	2.74	2.96	3.17	3.55
60	2.78	2.90	3.11	3.46
120	2.66	2.85	3.05	3.37
∞	2.61	2.80	2.98	3.29

となる。ここで $3 / (d_2 \sqrt{n})$ は n さえ決まれば定数となるので

$A_2 = 3 / (d_2 \sqrt{n})$ において $\bar{x}$ 管理限界は次の式によつて計算する。

$\bar{x} \pm A_2 \bar{R}$ なお自由度 8 というような少ないデータで計算した場合でも $k=5$ に対して係数は 3.00 となり少数例の場合でも 3 シグマが適用できる。 A_2 はいちいち計算する必要もない n に関する定数ということになるのでこれもたいていの本に表示してある。群の中のチラバリ R を管理する限界としてはその平均 $\bar{R}$ のまわりに $3 d_3 \left(\frac{\bar{R}}{d_2} \right)$ をとつたものとなり

$$1 + 3 \frac{d_3}{d_2} = D_4$$

$$1 - 3 \frac{d_3}{d_2} = D_3$$

とおくことによつて R 管理限界は

中 心 $\bar{R}$

上部管理限界 $D_4 \bar{R}$, 下部管理限界 $D_3 \bar{R}$ となる。ただし d_2, d_3, D_3, D_4 等いずれも n に関する定数である。

以上を総括すると $\bar{x}-R$ 管理図とはデータを合理的な群に分けその群の中の最大値と最小値との差つまり範囲 R を平均した $\bar{R}$ をものさしにして、 $\bar{x}$ を管理する限界としては

$\bar{x} \pm A_2 \bar{R}$ R を管理する限界としては $D_3 \bar{R}$ および $D_4 \bar{R}$

をとつてこの $\bar{x}$ および R 管理図 2 つを組合せて用いともにこの限界のほかに出るものがないときは、工程に異常がないとしてそのまま生産を続行し、1 つでも限界のそとに出るものがあるときは工程に異常が生じたものとしてその異常の原因を追求するために用いるものであるということがができる。

この 3 シグマ管理図法はアメリカのベル電話研究所の Shewhart の創案になるもので、ほとんど全世界の画格としてとりあげられており、日本でも JIS Z 9021 「管理図法」としてほとんど全工業分野で使用されているものである。

§3 品質管理を行なうとコスト高になるという誤解

品質管理を行つと金がかかるとは、良く聞かされる言葉である。事実コンクリート舗装の現場で、いままでテストピースをとつていなかったものを、1 日 1 回採取して養生したうえ、試験機にかければそれだけ金がかかるし、砂利の粒度を試験すれば今までいらなかった人手がかかり、コスト高になるのはわかりきつた話である。

しかしここでよく考えてみなければならないことは、果してこの手数は QC を行うためにかつた手数ということになるだろうかという点である。

われわれ建築技術に関係する者は何かを造つてゐる。何かとは大地にしっかりと根を下ろした構造物である場合が非常に多いが、それ以外にも工事のための調査、計画、あるいは工事施工機械の

整備、またこうした工事遂行上の基礎になる研究など、必ずしもその実体は形のあるものばかりとは限らない。そうして一般にこのような何かを造り上げてゆくうえには、必ず何か規格が存在する。

しかしこの規格も必ずしも文章として書きおろされたものばかりとは限らないで、先輩から受けついできた、あるいは自分の過去の経験にもとづく、このくらいならいいだろうという頭の中の標準である場合もある。しかしいずれにせよ、なんらかの標準値規格値などがあつて、できるだけ計量化しながら仕事を進めて行くのが普通で、技能の段階への進み方は、このような標準化された計量値にもとづく作業へと移行する程度によつてはかれるともいうことができよう。

また、技術者の仕事とは、このような現場の持つ技能（これも非常に貴重なものであることはまちがいない）を上にあげた意味で技術化することと、実験室、研究室および他の部面で得られた成果を現場に正しく適用できるように工夫し、改良して実施しやすい形に直すことという2つの面を持つものであるということが出来る。

したがって広い意味での規格、標準をできるだけ現場の技能の中から抽出することは勿論であるが、これ以外にも必ずこの程度のものを作らなければならないという規格が与えられていることが普通である。しかし今までの規格は必ずしも厳格に守られているとはいいいくいものが多かつた。守られていなくても使用してみても満足ならそれでいいわけであるが、その場合にはこの守る必要のない規格など廃止してしまうか、もつとゆるいものにすべきであろう。もしそれを守らないために不都合が起つているとすると、この規格を守る必要があるということになり、これを守るためには、守らなかつた今までより金がかかるのはしごく当然の話である。

しかしこの費用はQCを行なつたために必要になつたのではなく、当然守るべき規格を満足させるために必要になつたものでありこれをQCのせいにしてはならない。むしろQCは規格を満足した製品を最も経済的に生産する方法を教えてくれるもので、品質管理とは何かという質問に対して現在最も一般的に行われている定義は、1951年ブラッセルで行なわれた経営理論に関する国際会議で与えられたもので、それは次のようなものである。

「統計的品質管理とは、最大限に有効かつ市場性のある製品を、最も経済的に生産できるように企業活動のすべての段階に統計理論と統計技術を応用してゆくことである」したがってQCを行なうと金がかかるという非難は守るべき規格を守るための入費をQCのための費用と誤解したところから始まる誤りといえよう。

才 6 章 品質管理手順 (建設省土木試験基準案)

§ 1 品質管理の手続

品質管理は先ず管理しようとする品質特性について測定を行ない、ヒストグラムによつて規格とのチェックを、管理図によつて工程が安定かどうかのチェックを行なう。もし異常があればその原因を除去し異常がなければその状態を維持するという手続きによつて行う。

解 説

(1) 品質管理

品質管理とは与えられた規格を十分に満足するような製品を最も経済的に作ることができるよう、工程のすべての段階に統計理論と統計技術とを応用してゆくことであつて、規格を十分なゆとりをもつて満足するような製品を経済的に造り出してゆくための条件は、(a)製品がある許容範囲で規格を満足していること。(b)工程が安定していること。の二つである。

これらの条件は互いに独立であつて、この何れをも満足する必要がある。(a)の条件はヒストグラム(柱状図)によつて、(b)の条件は管理図によつて調べる。

つまり安定した工程でしかも各製品の分布が十分なゆとりをもつて規格を満足するような状態で造られることが条件であつて、いくら条件を満足していても工程が安定していないと、いつ不満足な製品が造り出されるかわからないわけである。

(2) 管理状態(安定状態)

安定な状態とは異常原因による変動(この原因を探索して再発しないよう処置をとることが経済的にできる変動、見のがせない原因による変動)と、偶然原因による変動(この原因を探索して再発しないよう処置をとることができないか、またはできても経済的でない変動)とを分離し、これに基づいて異常原因をさがして再び起らぬよう処置をとり、偶然原因による変動(したがつて管理された変動)のみを持つ状態を意味する。

われわれがとつたデータは、その変化をみて、工程になんらかの処置をとり最終品質に影響を与えるものならば、なんでも管理図を作つてみる価値があり、逆にそれにもとづいて工程に処置をとることができないようなものは管理図に書いてみても仕方がない。管理図はこれをデータの後整理に使つたり、プロットした図面をただながめたりするために作るものではなく、これを指針として工程に対し処置をとり、管理された工程にするために作るものでなければならない。

したがつて原因除去または安定状態の維持という行動(これを処置という)決定の基準すなわち管理限界の入つていないものは、管理図ということではできない。

しかし限界の入っていない図面（これを工程能力図という）であつても工程の現状を図示するという効果はある。

また管理しようとする品質特性の分布は、あまり大きい方、または小さい方に片寄つたものでないことが望ましい。片寄つている場合は、適当な変数変換を行なうとか、 $\bar{x}$ のサンプルサイズを大きくするという方法によつて正規分布に近づけるほうがよい。

(3) 品質管理の手順

品質管理の手順は一般に次のようなものである。

手順1. 管理しようとする品質特性をきめる。品質特性については、§2参照。

手順2. その特性について品質標準をきめる。

手順3. その品質標準を守るための作業標準をきめる。

手順4. 作業標準に従つて実施しデータをとる。

手順5. まず、各データが十分なゆとりをもつて品質標準を満足しており、かつ、このデータによつて管理図をつくり、工程が安定しているかどうかをたしかめる。安定しているならば次にその管理限界を延長してその予備データを得たとほぼ同程度の期間に対する管理限界として採用し、作業を続行する。

手順6. 作業を行なつてゆくうちに管理限界外に点が出たならば工望に異常が生じたものとして、その原因を追求し再発しないよう処置をとり、管理限界内に点があるときは工程に異常ないものとしてその状態を維持する。

手順7. 予備データをとつた期間とほぼ同程度の期間経過すると、点が20点に達するか、または1月経過する等時期には最近のデータにより手順5.をくり返す。

§2 品質特性

管理対象となる品質特性としては、最終品質に影響を及ぼす因子のうち、できるだけ工程の初期に結果の判明するような特性を選ばなければならない。

解 説

管理の対象とする品質特性としては前にのべたようにそれにもとづいて処置をとり最終品質に影響を与えることのできるものを選ぶべきであるが、できるだけ工程の初期で測定するものまたはすぐ結果のえられるものが望ましい。

例をあげれば次表のようなものが考えられる。

（註、次表全部の品質特性について管理を必要とする意味でなく、必要に応じて品質特性を撰択して管理を行なう。）

種 別	対 象	品 質 特 性	試 験	サンプリング
土 工	堤防及道路盛土	粒度 現場含水量 液性限界 塑性限界 最大乾燥密度 最適含水比 締固め度 買入指数 水浸C, B, R 支持力係数 現場C, B, R 衝撃地盤支持力値	粒度試験 含水量試験 液性限界試験 塑性限界試験 突固め試験 乾燥密度試験 各種買入試験 C, B, R試験 平板載荷試験 C, B, R試験 衝撃式地盤支持力試験	1日 1~2個 厚1m長50mごと に中央層の3個 厚0.6m長20m ごとに、中央及路 層の3箇所
	路盤材料 路盤支持力	粒度 現場含水量 支持力係数 現場C, B, R 衝撃式地盤支持力値 買入指数 平坦性	粒度試験 含水量試験 平板載荷試験 C, B, R試験 衝撃式地盤支持力試験 各種買入試験 平坦性試験	1日 1~2個 中央及路層より 1.5mの3箇所。 20mごと
コンクリート工	骨 材	粗骨材粒度 細 細骨材表面水量	粒度試験 表面水量試験	1日1個 1日2回
		セメント コンクリート	スランプ試験 空気量 圧縮強度 曲げ 単位体積重量 混合割合	1日2回 1回テストピース3個 必要ある場合 1日1個
	コンクリート 構 造 物	強 度 厚 さ 平 担 性	テストハンマー試験 コア採取 平坦性試験	15~25m ² 5回3ヶ所
	ミキサー 各 材 料 計 量 器	練りまぜ性能 計量誤差	モルタル単位重量 計量誤差試験	
	骨 材	各材料粒度試験	各材料粒度試験	1000mmについて1回
		すりへり波量	ロサンゼルス試験	
		破 砕 値	破砕試験	
	アスファルト 舗装	針入度 軟化点	針入度試験 軟化点試験	50tについて1個
		プラントにおけるアスファルト 舗設アスファルト	各材料温度 粒 度 アスファルト混合率 安 定 度	1日2回以上 同ートラック 225m ² ごと1
		現場到着温度 厚 さ 混合割合 安 定 度 平 担 性	現場到着温度試験 コア採取厚さ試験 コア混合割合試験 コア安定度試験 平坦性試験	

(秋草, 深谷, 横田, 中村「工事管理とその実際」64~66頁より)

§ 3 ヒストグラムによる判定

品質特性が規格をある許容範囲で満足しているかどうかはヒストグラムによつて調べるものとする。

解 説

ヒストグラムによる判定の手続きとしては次の手順によるとよい。

手順 1. データの最大値と最小値の差を大体 10 分する位のクラスにデータを分類し、各クラスに属するデータ数により柱状図（ヒストグラム）を画く。これに規格線を記入し、データが規格限界の中に十分なゆとりをもつて入つて入るかどうかを調べ、尚山がいくつかにわけられていないか、離れ島ができていないか、などについてもしらべる。（十分なゆとりは手順 5 参照）

手順 2. データを合理的な群にわけろ。

合理的な群とはその群の中のばらつきは偶然原因のみによるばらつきであり、もし異常原因によるばらつきがあるとすれば、それは群と群の間のばらつきという形であらわれるようにわけた群のことであつて、一般に時間、日、交替、週、または起点からの距離などによつてわけるとよい場合が多い。

手順 3. 群の中の範囲（最大値と最小値の差） R およびその k 組に対する平均値 $\bar{R}$ を計算する。

手順 4. ヒストグラムより $\bar{x}$ 及び $\sqrt{V}$ を求める。もし大きな周期変動が認められなければ合理的な群の中の範囲の平均値 $\bar{R}$ を用いて $\sqrt{V} \approx \bar{R} / d_2$ と $\sqrt{V}$ を近似的に求めてもよい。

手順 5. $\bar{x}$ が規格を満足することをたしかめた後、次の条件が満足されるならばヒストグラムは十分なゆとりをもつて規格を満足するものと判定する。

$$\frac{1.5 - \bar{X}_1}{\sqrt{V}} \geq 3 \quad (\text{できれば } 4)$$

ただし S は上部又は下部規格限界値でそれぞれについてたしかめるものとする。

註 1. これは何も指定のない一般の場合であるが、もし片側規格で 20 回に 1 回というような割合で規格値を割ることを許容するような規格の場合には、3 または 4 という数字の代りに次表の数字を用いる。ただし、次表の $P = 1/20$ とは、20 回に 1 回の割合を意味し、 n はサンプルサイズでこの結論の危険率は 5% である。

次の表からわかることは最初えたサンプルサイズが小さいときは、このサンプルから計算した $\bar{x}$ および $\sqrt{V}$ を用いて、これから後にえられるものも含めて全体のうち P だけが規格を割ると考えたときの限界（許容限界）は $\bar{x}$ より $h\sqrt{V}$ だけ離れていると考える場合の h は 3 ~ 4 より相当丈夫なものとなり一般には h を 3、できれば 4 以上にとるという限界が適当なものであることがわかる。

n	P	1/20	1/50	1/100	1/200	1/500	1/2000	1/5000
5		4.17	5.10	5.73	6.30	7.10	7.97	8.56
10		2.87	3.50	3.93	4.33	4.81	5.47	5.87
15		2.54	3.11	3.49	3.84	4.27	4.85	5.21
20		2.38	2.91	3.27	3.60	4.01	4.56	4.90
25		2.23	2.79	3.14	3.46	3.85	4.38	4.71
30		2.21	2.71	3.05	3.36	3.74	4.25	4.57
60		2.02	2.48	2.80	3.09	3.44	3.92	4.21
100		1.90	2.34	2.65	2.92	3.26	3.71	3.99
∞		1.64	2.05	2.33	2.58	2.88	3.29	3.54

註2. これらの係数はヒストグラムによる判定の場合のみに適用されるものであつて、管理限界はあくまでも工程の現在の能力にもとずいて、工程が安定しているかどうかを判定するために用いるものであることは注意を要する。

§4 管理図による安定状態の判定

管理図による安定状態の判定方法としてはKDSK 13・2・4—1962“管理図による安定状態判定方法”によるがこれに規定のないものについてはJIS Z 9021—1954“管理図法” JIS Z 9022—1959“メジアン管理図” JIS Z 9023—1957“x管理図”の規定による。

解 説

測定項目が長さ、強度などの計量値であるか、不良率、不良個数などの計量値であるかによつて取扱いが変わるが、一般に計量値として取扱つた方が手数の割合にえられる情報が多い。KDSK 13・2・4—1962では、

x—R管理図（計量値、平均と範囲を用いる）

x—R_s—R_m管理図（計量値 個々の値と逐次範囲などを用いる）

の二つを取扱い、このほかJISでは

メジアン管理図（計量値、メジアンを用いる）

P “ （計数値、不良率を用いる）

Pn “ （ 不良個数を用いる）

c “ （ 一定単位中の欠点数を用いる）

u “ （ 欠点数を用いる）

についても取扱っている。

管理図はアメリカ、ベル電話研究所のシューハートの創始になるもので、其後いろいろな改良が施されてアメリカ規格Z 1.1 Z 1.2. Z 1.3となり、これが基本となつてJ I Sができしており、いわゆる3シグマ法と称されるものである。

現在世界のほとんどがこの方法を採用しており、イギリスの一部では確率限界法を、また日本の一部でもこれと異つた方法を提唱するむきがあるが、その合理性の故からJ I Sでは3シグマ法による管理図を採用している。

本基準では一般的に3シグマ法が妥当なものであるほか、建設事業の場で多くみられるような予備データの少い場合にも予備データとはほぼ同じ組数の最大値または最小値に基づく工程異常の検出基準として3シグマ法が妥当であることがたしかめられたので、この考え方にもとづく安定状態の判定方法を採用するものである。

$\bar{x}$ -Rおよび $\bar{x}$ -R_S-R_m管理図で係数として指定した C_2^* C_3^* d_2 d_3 A_2 D_4 D_3 は次のようなものである。

n	C_2^*	C_3^*	d_2	d_3	A_2	D_4	D_3
2	0.7979	0.6028	1.128	0.853	1.880	3.267	—
3	0.8862	0.4632	1.693	0.888	1.023	2.575	—
4	0.9213	0.3888	2.059	0.880	0.729	2.282	—
5	0.9400	0.3412	2.326	0.864	0.577	2.115	—
6	0.9515	0.3076	2.534	0.848	0.483	2.004	—
7	0.9594	0.2822	2.704	0.833	0.419	1.924	0.076
8	0.9650	0.2621	2.847	0.820	0.373	1.864	0.136
9	0.9693	0.2458	2.970	0.808	0.337	1.816	0.184
10	0.9727	0.2322	3.078	0.797	0.308	1.777	0.223
∞	$1 - \frac{1}{4n}$	$\frac{1}{\sqrt{2n}}$			$\frac{3}{\sqrt{n}d_2}$	$1 + 3 \frac{d_3}{d_2}$	$1 - 3 \frac{d_3}{d_2}$

管理図による安定状態の判定方法

KDK S 1001-1968

I $\bar{x}$ -R管理図

手順1. 予備データが得られるまでの暫定的管理限界の設定

管理限界は現在の工程の能力に基いて設定するのが原則である。したがって、規格に基いて計算したり、標準値に基いて計算したりすることは本筋ではないが一ぱん最初に、まったく現在の工程の能力に関する情報がない場合には、参考として過去のデータ、同種の作業経験などに基いて管理限界らしきものを計算する場合もある。

しかし、これらは正しい意味での管理限界ではないから、あくまで参考にとどめ、しかも手順2に示すように最初の5組のデータが得られたら直ちに管理限界を計算し、以後は

これを用いる必要がある。

(Su を規格上限 S_L を規格下限とする)

A 両側規格の場合

i $\bar{x}$ 管理限界

$$\text{中心線} \quad \hat{\mu} = \frac{Su + S_L}{2} \quad \text{上下限} \quad \hat{\mu} \pm 3\hat{\sigma}\sqrt{1/n}$$

$$\text{ただし} \quad \hat{\sigma} = \frac{Su - S_L}{2u}$$

変動係数 CV を用いるときは

$$\hat{\sigma} = CV \cdot \hat{\mu} \quad n: \text{合理的な群の大きさ} \quad u: \text{一般には 3 できれば 4 をとる。}$$

ii R 管理図

$$\text{中心線} \quad d_2 \hat{\sigma} \quad \text{上下限} \quad (d_2 \pm 3d_3) \hat{\sigma}$$

B 片側規格の場合

i $\bar{x}$ 管理図

$$\text{中心線} \quad \hat{\mu} = Su - u\hat{\sigma}\sqrt{1/n}$$

$$\text{または} \quad \hat{\mu} = S_L + u\hat{\sigma}\sqrt{1/n}$$

$$CV \text{ を用いる場合は} \quad \hat{\mu} = \frac{Su}{1 + \frac{u}{\sqrt{n}} \left(\frac{CV}{100} \right)}$$

または

$$\hat{\mu} = \frac{S_L}{1 - \frac{u}{\sqrt{n}} \left(\frac{CV}{100} \right)} \quad \text{ただし, } \hat{\sigma} \text{ は同種工事の実績から推定するが } CV \text{ を用}$$

$$\text{いるときは } \hat{\mu} \cdot CV \quad \text{上下限} \quad \hat{\mu} \pm 3\hat{\sigma}\sqrt{1/n}$$

ii R 管理図

$$\text{中心線} \quad d_2 \hat{\sigma} \quad \text{上下限} \quad (d_2 \pm 3d_3) \hat{\sigma}$$

手順 2. この限界に入るよう工程調節を行ない、工事を開始する。

最初の 5 組のデータが得られたとき、総平均 $\bar{\bar{x}}$ および平均範囲 $\bar{R}$ を求め、次式により、次の 5 組に対する管理限界を計算する。

$\bar{x}$ 管理図

$$\text{中心線} \quad CL = \bar{\bar{x}} \quad \text{上限} \quad UCL = \bar{\bar{x}} + A_2 \bar{R}$$

$$\text{下限} \quad LCL = \bar{\bar{x}} - A_2 \bar{R}$$

R 管理図

$$\text{中心線} \quad CL = \bar{R} \quad \text{上限} \quad UCL = D_4 \bar{R}$$

$$\text{下限} \quad LCL = D_3 \bar{R}$$

ただし、 A_2, D_3, D_4 は合理的な群の大きさ n に関する定数であり、 $n < 7$ の場合は R

管理下限は考えない。

手順3. 次の5点をプロットするうちに点が管理状態を示さないときは、その原因追求を行ない処置をとる。

管理状態を示すときは、今までに得られた10組のデータ全部を用いて、総平均 $\bar{\bar{x}}$ 、平均範囲 $\bar{R}$ を計算し、手順2と同様管理限界を計算し、次の10組に対する管理限界とする。

手順4. 次の10点をプロットする間、手順3と同様管理状態の判定を行なう。管理状態を示すときは、今までに得られた20組のデータ全部を用いて総平均 $\bar{\bar{x}}$ 、平均範囲 $\bar{R}$ を計算し、手順2と同様、管理限界を計算し、次の20組に対する管理限界とする。

手順5. 次の20点をプロットする間、手順3と同様管理状態の判定を行ない、管理状態を示すときは、新しい20組のデータだけを用いて、総平均 $\bar{\bar{x}}$ 、平均範囲 $\bar{R}$ を計算し、手順2と同様、管理限界を計算し、次の20組に対する管理限界とする。

手順6. 手順5と同様20点に対し、管理状態の判定を行ない、以後最近20組のデータによつて次の20組に対する管理限界を計算して用いる。

手順7. 管理状態を示さない場合、その原因を調べてもわからないか、またはわかつてその原因に対し処置をとることができないとか、あるいはできても経済的でない場合は、そのデータを含めて管理限界の計算を行ない、処置がとれる場合は、そのデータを除外して計算を行なう。

(注意1) 管理状態を示さない場合とは、次のような場合のことである。

1. 予定された次の k 個の打点を行なつてゆくうちに点が限界外に打点されたとき。
2. 点が限界内に打点されるが、中心線に対し一方の側に連続7点、連続11点中10点、連続14点中12点並んだとき。
3. 点が周期的に上下するとき。

(注意2) 合理的な群の大きさが2となる場合は $5+5+10+20$ という本基準の方法によらず、 $5+3+5+7+10$ という方法による方がよい。すなわち、最初の5組のデータによつて次の3組に対する限界を、次にこの8組のデータによつて次の5組に対する限界を次々と計算して行く方法、これによつて3シグマ限界係数をそのまま利用することができる。

(注意3) このようにデータの数が少ないときは次の一点管理図を用いてもよいが母集団が正規分布から離れているようなときに、中心極限定理により、できるだけ何個かの平均値としてとり扱つたほうがよい。

II $\bar{x}$ -Rs-Rm管理図

データの数が少なく、何個かを組にして $\bar{x}$ をつくるまで待てないような場合、隣り合った x の差 Rs を利用した一点管理図を用いる。同時にとった m 個の値の平均値が一つの値として定義され、この m 個の間の範囲 Rm は試験誤差位しか反映しない場合も m 個の値を平均した $\bar{x}$ を一つの値と考え、 $\bar{x}$ -Rs 管理図として使用する。

試験誤差の管理も併せて行ないたいときは $\bar{x}$ -Rs-Rm 管理図としてもよい。この場合 Rs と Rm を混同しないように注意する必要がある。

手順1. $\bar{x}$ -R管理図(以下Iという)手順Iと同じ、ただし過去のデータによる暫定的管理限界の計算は次の式によって行なう。

A 両側規格の場合

i $\bar{x}$ 管理図 I 手順1 A i で $n=1$ とする

ii Rs $\times$ I 手順1 A ii で d_2 は $n=2$ に対応したものとする。

iii Rm $\times$ I 手順1 A iii で d_2 は同時にとったものが m 個のとき $n=m$ に対応したものとする。

B 片側規格の場合

i $\bar{x}$ 管理図 I 手順 B i で $n=1$ とする。

ii Rs $\times$ I 手順 B ii で d_2 は $n=2$ に対応したものとする。

iii Rm $\times$ I 手順 B iii で d_2 は $n=m$ に対応したものとする。

手順2. I 手順2と同じ、ただし管理限界は次のようにとる。

$\bar{x}$ 管理図

$$CL = \bar{\bar{x}}, \quad UCL = \bar{\bar{x}} + 2.66 \bar{Rs}, \quad LCL = \bar{\bar{x}} - 2.66 \bar{Rs}$$

Rs 管理図

$$CL = \bar{Rs}, \quad UCL = 3.27 \bar{Rs} \quad (LCL \text{ は考えない})$$

Rm 管理図

$$CL = \bar{Rm}, \quad UCL = D_4 \bar{Rm}, \quad LCL = D_3 \bar{Rm}$$

ただし D_4 , D_3 は $n=m$ に対応したものとする

手順3~8 I 手順3~8と同じ

§5 $\bar{x}$ -R管理図の実例

ある舗装工事現場でマーシャル供試体の空隙率、比重、充填率、フロー値、安定度を約2時間おきに、午前1回、午後2回とつて管理を行なつた。そのときの空隙率に関するデータシートは表-4のようなものであつた。

一般にJISなどでも、予備データとして、20組位のデータによつて管理限界を計算するよう
な説明になっているが、建設事業ではこのような組数の予備データをとつているうちに工事が終
てしまうような実例も少なくないので、ここでは前に説明したように、予備データと同数程度の範
囲の管理限界として3シグマ限界が適当であることを利用し、最初の5組を得て次の5組を、次に
この10組を使つて次の10組を、最後に今までの20組を使つて次の20組を管理し、以後は最
近の20組を使つて次の20組に対する限界を再計算する方式とした。

したがつて、1～5のデータによる次の6～10の間の管理限界としては

$$\bar{x}\text{管理図} \quad CL=2.21 \quad UCL=3.21 \quad LCL=1.21$$

$$R\text{管理図} \quad CL=0.98 \quad UCL=2.52$$

これで、管理外れを示さないから1～10のデータによる次の11～20の間の管理限界としては

$$\bar{x}\text{管理図} \quad CL=2.34 \quad UCL=3.27 \quad LCL=1.41$$

$$R\text{管理図} \quad CL=0.91 \quad UCL=2.34$$

この間に管理外れを示さないで1～20のデータによる次の20～40の間の管理限界として

$$\bar{x}\text{管理図} \quad CL=2.25 \quad UCL=3.16 \quad LCL=1.34$$

$$R\text{管理図} \quad CL=0.87 \quad UCL=2.28$$

を使用する。40番までのデータが得られたときは21～40のデータによつて管理限界を再計
算し、次の41～60の間の管理限界とし、以降最近20組のデータを用いて次の20組の間の管
理限界とする。

もちろん、工程の異常が警告されたときは、その原因の追求を行ない、原因が判明したときは、
その除去処置をとつた上で、次の管理限界計算の際は、その異常データを除去し、もし原因が判明
しないときは、そのような原因は今後とも起るものと考えて、そのデータは管理限界の計算に算入す
る。

今の場合は、いずれも工程に異常は認められないので、その状態を維持しつつ工事を続行する。

また、合理的な群の大きさnが異なるときはRiの標を使用し、

$$\hat{\sigma} = \frac{1}{K} \left\{ \frac{\sum R_2}{d_2(2)} + \frac{\sum R_3}{d_2(3)} + \frac{\sum R_4}{d_4(4)} \right\}$$

などとして $\hat{\sigma}$ を計算し、nに対する管理限界として

$$\bar{x} \pm A_2 d_2(n) \hat{\sigma} \quad D_4 d_2(n) \hat{\sigma}$$

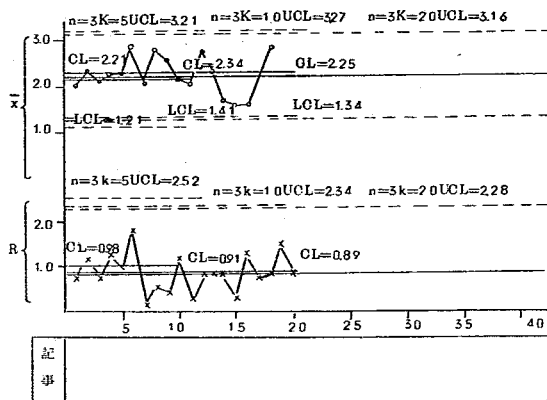
を用いる。ただし、 $d_2(n)$ はnに対する d_2 、Kは $\hat{\sigma}$ の計算に用いる総組数である。しかし、
nが異なるときはこのように計算が面倒であるから、できるだけnを揃えるほうが望ましい。

表-4 X-R 管理図データシート

No. _____

名 称	マーシヤラ機	工 事 名	工 事 所	自 主 年 月 日
品 質 特 性	空 程 手	品 種 内 名	出 産 所	主 年 月 日
測 定 単 位		日 機 量	作 業 者	
規 格 最 大		試 大 小	作 業 機 械	P-プラント
規 格 最 小		材 質 種 類	測 定 者	Y
規 格 番 号		測 定 番 号	作 業 者	A

月 日	番 号	測 定 値				計 算 値	範 囲 R			x	R	D ₄	
		x ₁	x ₂	x ₃	x ₄		R ₂	R ₃	R ₄				
	1	2.1	1.6	2.4		6.1	2.03	0.8		$\bar{x} \pm A_3 R = 2.25 \pm 1.00$ $= 3.21 - 1.21$			
	2	2.5	1.6	2.8		6.9	2.30	1.2		D ₄ R = 2.52			
	3	2.1	2.6	1.8		6.5	2.17	0.8	平均 2.21	0.79			
	4	2.5	1.6	2.7		6.8	2.27	1.2	集計 11.07	4.9			
	5	1.6	1.8	2.5		6.9	2.30	0.9	小計 11.07	4.9			
	6	2.8	3.8	2.0		8.6	2.87	1.9		$\bar{x} \pm A_3 R = 2.34 \pm 1.23$ $= 3.27 - 1.61$			
	7	2.1	2.0	2.1		6.2	2.07	0.1		D ₄ R = 2.34			
	8	2.8	3.0	2.4		8.2	2.73	0.6	平均 2.34	0.91			
	9	2.5	2.8	2.3		7.6	2.57	0.5	集計 23.44	7.1			
	10	2.8	2.1	1.6		6.5	2.17	1.2	小計 23.47	4.2			
	11	2.5	2.5	2.8		7.8	2.60	0.3					
	12	2.5	1.6	2.1		6.2	2.07	0.9					
	13	3.1	2.6	3.5		8.2	2.73	0.9					
	14	2.5	1.8	2.7		7.0	2.33	0.9	集計 34.54	12.4			
	15	0.8	2.1	2.1		5.0	1.67	0.3	小計 34.60	3.3			
	16	1.2	2.5	1.2		4.9	1.58	1.3		$\bar{x} \pm A_3 R = 2.25 \pm 0.7$ $= 3.15 - 1.34$			
	17	1.2	1.6	2.0		4.8	1.40	0.8		D ₄ R = 2.28			
	18	2.5	1.6	2.5		6.6	2.20	0.9					
	19	2.5	2.2	2.7		8.4	2.80	1.5	平均 2.25	0.91			
	20	1.6	1.6	2.5		5.7	1.93	0.9	集計 44.52	12.9			
									小計 48.09	5.4			
記事 管理はすの 月 日の試料を採った上 次の20日に対する管理限界の再計算すれば $\bar{x} \pm A_3 R = 2.25 \pm 0.71 = 3.15 - 1.34$ D ₄ R = 2.28										n	d ₄	A ₃	D ₄
										2	1.128	1.880	3.267
										3	1.693	1.023	2.575
										4	2.059	0.729	2.282
										5	2.326	0.577	2.115



§6 $\bar{x}$ -R s -R m 管理図の実例

同時にとつた3本の供試体の圧縮強度の平均値を、コンクリートの圧縮強度と定義すればこの場合3本の供試体の圧縮強度の範囲R m を用いて管理限界を計算することは、圧縮強度の変動のうち、試験誤差による変動の程度をこえたものは、全部異常であるかのように検出し、粒度、含水量などの変動のうち、普通に起る程度の、何等異常でない変動も、全部異常変動として警告されることになり、無駄な心配をさせられる機会が増してしまうことになる。この場合は1点管理図を用い、偶然変動としては、隣り合った3つの値の差R s （逐次レンジ）を用いる。また試験誤差も管理する必要があるはR m 管理図を併用し $\bar{x}$ -R s -R m 管理図として使用する。

また、一点管理図はいわば $n=2$ の範囲を用いている方法であるから、前の $\bar{x}$ -R管理図のように予備データと同程度の次の組数に対する管理限界を作ると過大になるので、サンプル数が少ないときは予備データの組数の3分の2程度、ある程度予備データの組数が大きくなつたら、その2分の1程度の、次の組数に対する管理限界に止める必要がある（これを前の5+5+10+20方式に対し5+3+5+7+10方式と呼ぶことにする）

したがって、1～5のデータによる次の6～8の間の管理限界としては

$$\begin{array}{lll} \bar{x} \text{ 管理図} & CL = \bar{\bar{x}} = 368 & UCL = \bar{\bar{x}} + 2.66 \bar{R}_s = 464 \quad LCL = \bar{\bar{x}} - 2.66 \bar{R}_s = 272 \\ R_s \text{ 管理図} & CL = \bar{R}_s = 36.0 & UCL = 3.267 \bar{R}_s = 117.6 \end{array}$$

この間に管理外れを示さないので1～8のデータによる9～13の間の管理限界としては

$$\begin{array}{lll} \bar{x} \text{ 管理図} & CL = \bar{\bar{x}} = 364 & UCL = \bar{\bar{x}} + 2.66 \bar{R}_s = 461 \quad LCL = \bar{\bar{x}} - 2.66 \bar{R}_s = 267 \\ R_s \text{ 管理図} & CL = \bar{R}_s = 36.3 & UCL = 3.267 \bar{R}_s = 119 \end{array}$$

次に1～13を用いて14～20の間の管理限界とし、以降1～20を用いて21～30の間と次々に最近の20個のデータを用い、次の10組に対する管理限界とする。

なお、R m についてはもし必要ならば $D_4 \bar{R}_m$ としてUCLを計算する。しかし、この場合は $\bar{x}$ -R管理図と同様予備データと同数の区間に対する管理限界とすべきであることを注意する必要がある。

3シグマ法が大量生産の場でのみ成り立つ近似法であるとする見方に対して、工程をプロセスとして時系列的にみた場合、3シグマ管理限界は、合理的な群の大きさが2以外の場合、予備データが少なくても、その予備データとはほぼ同じ大きさの組数の間の管理限界として、また予備データが多いときは $k=1.5 \sim 3.0$ の間の、仮定的にみた異常検出の限界として、危険率5%の方式であることをたしかめることができた。

また、 $n=2$ の場合でも、予備データの数が少ない場合その3分の2程度の組数に対し、予備データの数が多い場合、その2分の1程度の組数に対し、やはり3シグマ管理限界は、危険率5%の検定方式を与え、工業生産の場で統計解析手法として最も適当な、範囲Rを用いる手法の適当さあつて、 $\bar{x}$ -Rおよび $\bar{x}$ -R s 管理図の適用分野は非常に広いものである。

過去の情報にもとづいて、今後の行動決定の基準を強制的なものに求めるという方式は、何も製造する場合だけでなく、計画、試験、研究なども含めた日常すべての場で適用可能なものであり、従来の3シグマ法に対する誤解を一掃して各方面で大いに利用されることが期待される。

表 5 $x-R_s-R_m$ 管理図データシート
No.

名 称	舗装コンクリート	工 事 名	S 舗 装 工 事	期 間	自 至	年 月 日
品 質 特 性	28日圧縮強度	出張 所 名	S 出張所			年 月 日
測 定 単 位	kg/cm ²	目 標 値	75 m ³	作 業 者		
規 格 最大		試 大 き さ	1日/回3個	作 業 機 械	S プラント	
限 界 最小	280 kg/cm ²	料 間 隔	108時	測 定 者	K	
規 格 番 号		測 定 器 番 号		作 製 者	H	

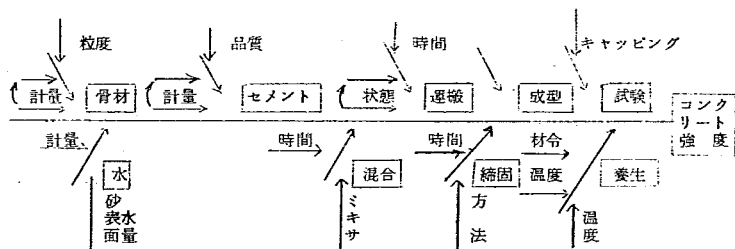
月 日	番号	測 定 値				計 Σ	平均値 x	移動範囲 R _s	R _m			x	R _s	R _m
		a	b	c	d				2	3	4			
9	29	1	382	358	355	1,075	365		27			$\bar{x} \pm 2.66R_s = 368 \pm 95.6$ $= 464 \sim 272$		
	30	2	411	405	396	1,212	404	39	15			$3.267R_s = 117.6$ $D_s, R_m = 104.8$		
	10	3	369	410	410	1,189	396	8	41			平均 368 360 40.8		
	7	4	389	339	396	1,124	375	21	57			個数 5 4 5		
	8	5	278	278	342	898	299	76	64			累計 1839 144 204		
												小計 1839 144 204		
	9	6	353	337	347	1,037	346	47	16			$\bar{x} \pm 2.66R_s = 364 \pm 71.2$ $3.267R_s = 119$ $D_s, R_m = 108.5$		
	10	7	352	301	359	1,012	337	9	58			平均 364 363 422		
												累計 2913 254 338		
	11	8	367	379	427	1,173	391	54	60			小計 1074 110 134		
	16	9	303	300	313	916	305	86	13			$\bar{x} \pm 2.66R_s = 363 \pm 103$ $= 260 \sim 466$		
	17	10	374	367	372	1,113	371	66	7			$3.267R_s = 126.8$ $D_s, R_m = 98.9$		
	25	11	393	424	376	1,193	398	27	48			平均 363 388 37.0		
	27	12	379	376	351	1,106	369	29	28			個数 13 12 13		
	28	13	345	356	393	1,094	365	4	48			累計 4721 466 482		
												小計 1808 212 144		
11	29	14	395	349	392	1,136	379	14	46			$\bar{x} \pm 2.66R_s = 367 \pm 83$ $= 284 \sim 450$		
	31	15	331	340	369	1,040	347	32	38			$3.267R_s = 102.1$ $D_s, R_m = 94.9$		
	8	16	378	359	388	1,125	375	15	29			平均 367 313 36.9		
	10	17	381	366	415	1,162	387	12	49			個数 20 19 20		
	11	18	378	424	376	1,178	393	6	48			累計 7350 595 39		
	12	19	410	384	398	1,192	397	4	26			小計 2629 127 257		
	13	20	363	342	348	1,053	351	46	21					
記事 管理はずれの 月 日の試料を除いた上										n	d ₁	D ₁		
次の20日に対する管理限界を再計算すれば										2	1.128	3.267		
$\bar{x} \pm 2.26R_s = 367 \pm 83$										3	1.693	2.575		
$= 284 \sim 450$										4	2.059	2.282		
$3.267R_s = 102.1$										5	2.326	2.115		
$D_s, R_m = 94.9$														

§ 1 異常原因の追求

以上の手続は現場によつて相当詳しく作られているところもあるが、去年のデータによつて全然今年とかけ離れたところにある限界を僥つたデータの後整理方法と感違ひされているところが多い。管理図とは現在の工程の変を掴み出し得る最近のデータが安定しているかどうかを調べ安定しているならばこれを延長して管理限界として使用し、つぎつぎと打たれる点が前節にのべたような状態になったときは断固として異常原因があつたものと判断して、その原因を工程から取り去らなければならない。このためにはつぎの層別または相関分析等既存のデータの解析によつて、さらには実験計画法を援用してその原因追求に当る必要がある。

層別 異常の点が出たときまたは限界近くの点が現われたときにこれらの点を何かの特徴で区別して別々に管理図を作つて見る。たとえば午前と午後、交代別、気温別等々でそのために工程にバラツキを与えると考えられる要因を日頃から系統的に整理して所謂特性要因図を作つて置くと便利である。層別した場合有意差検定を行うが別々に管理図を作つたならば、両方をプールしたR管理図が安定であることをたしかめて後層別する前のRを用い二つのグループの平均 $\bar{x}_1$ と $\bar{x}_2$ がおのおのn個のサンプルで k_1 組、 k_2 組の平均であるとき、その差が $\frac{2}{3}A_2 \bar{R} \sqrt{\frac{1}{k_1} + \frac{1}{k_2}}$ よりも大きければ有意差ありと考えてよい。

コンクリート強度の特性要因図



異常原因の追求を効果的に行うためには常にデータの歴史を明らかにしておくことが必要で、このために関連がありそうな補助測定値の記録をとつておく着想が必要である。

§ 2 標準化

前述にも述べたようにすべての近代産業分野で成文化された品質標準を作り、これに基づいて生産の管理が行われる傾向になっているが、これは総括して標準化といわれる。この標準化こそは各組織の技術的成果の総決算であり、逆に言うところの成文化した標準を持たぬ組織は、いままで得られた貴重な成果をただ個人の頭の中に蓄積したに止まり組織に蓄積することを怠つたものと言えよう。

調査研究を組織で行なう技術的成果を組織で蓄積しようという傾向は近代工業技術分野の一つの特徴でもあり、建設省としてとりまとめた各技術基準もこの意味で重要な技術的成果である。

標準化についてはいろいろなやり方が考えられようが、一般の工業分野で用いられているのはつぎのようなものである。

1. 製品の品質基準、中間工程の品質基準
2. 原材料の品質基準
3. 試験法基準、測定法基準、サンプリング基準、検査基準、検査実施規程
4. 技術基準、設計基準
5. 作業基準、作業指図書
6. 組織基準、委員会規定、職務権限規定
7. 各基準の管理規程（改訂を定期的に自動的に行なう規定）

これらの諸基準の作成はいかにも大変そうであり、またすでに作られたものを見ても理想にはしりすぎて棚にかざられたままのものが多かつたようである。われわれはまず自分達がその目的のために何をやっているかをその手順どおり記述してみても、大した努力なしに改良できる点だけを直して第一次の標準として出発することを考えれば無理なしにスタートすることができる。この標準は一年または二年、三年に自動的に再検討される機会を与えられるべきである。

才8章 品質管理 実施上の問題点

QCを実施してゆくうちにはいろいろな問題点にぶつかり中には全く誤った適用となる場合もある。以下実例と共にこれらの問題点を検討してみよう。

1 規格値の問題

前にあげたように我々がQCを行うからにはその品質特性のうちどれがどのような範囲に入っていないかならぬかという規格値は当然必要である。この規格値について

i 規格値が与えられていない場合

これは問題外で何が“良い”ということを代表する値であるかということを知らないとQCを行うことは不可能である。

ii 規格値は与えられているが実施してみると無理があり施工者が無視している場合

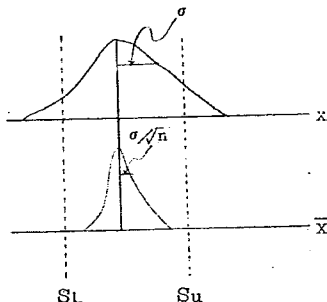
この場合は非常に多いと考えられる。一般に仕様書はその体裁をつくろうあまり人に見せるための仕様書になってしまっている場合が多い。出来上つたものを調査してみてもやはり必要な規格はどんな事をしても守らせなければならないし、多少ゆるめても支障のない規格は必要最小限の程度に止めて改正する必要がある。

iii 規格値を管理図に記入している場合

これはよく見掛けるが $\bar{x}$ -R管理図は n 個についての平均値 $\bar{x}$ の世界であつて一品一品についての x の世界の標準偏差 σ は $\sigma/\sqrt{n}$ と縮小されている。そのため管理図上にうっかり規格値を記入するといかにもすべての $\bar{x}$ が規格値の中に納まっているが個々の値 x では規格外のものが出てくる場合が多い。

規格との対比によつて工程調節を行うのはヒストグラムに於てであつて管理図に於てでないことを銘記しなければならない。

$\bar{x}$ -Rs 管理図の場合は規格値と同じ世界で論じ得る様に見え考えられるが管理図は自分の工程の現実の能力に基く偶然変動に対比して異常変動を検出し異常原因に対する処置を行つて工程を安定にするための道具であつて規格値と対比して工程調節を行う道具ではないからやはり $\bar{x}$ -Rs 管理図に於ても規格値を記入すべきでない。



ヒストグラムに於てもうつかり $\bar{x}$ の度数を考えて規格値との対比を行うことがあるが、これ

も誤りであつて必ず $\bar{x}$ の度数を教える必要がある。又単に規格限界におさまっているだけではたまたま幅数が少いためであるかも知らないので必ず規格限界について次の条件を調べてみる必要がある。 $\frac{1.8 - \bar{x}}{\sqrt{V}} \geq 3 \sim 4$

2 変動の計算

前のヒストグラムの所でも用いたが一般に測定値のもたらす情報としては位置の尺度、バラツキの尺度、関連性の尺度、の3つに関するもので位置の尺度としては算術平均値 $\bar{x}$ が最良であり、バラツキの尺度としては計算手数を考えなければ不偏分散の平方根 $\sqrt{V}$ 計算手数を考えるときは範囲の平均 $\bar{R}$ も有力となり、関連性の尺度としては相関係数 r がよく用いられる。

このうちバラツキの尺度の計算に於て一般に算術平均の廻りの二乗和が最小であつてこれを残差平方和と名付け残差平方和を自由度で割つたものを不偏分散、その平方根

$$\sqrt{V} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}{n - 1}}$$

を不偏分散の平方根と云うが x の廻りでなく他の値 A の廻りの平方和は

$$\sum_{i=1}^n (x_i - A)^2 \text{ としなくても } V \text{ さえ分つていれば } (n-1)V + n(x - A)^2$$

として簡単に求められる。このことを忘れて標準値の廻りの値を計算しようとして一つ一つの二乗を作っている例も多く見られるがその計算手数が無駄なばかりでなく一般に残差平方和以外は他の如何なる平方和も $n(x - A)^2$ だけ大きいものであるに過ぎず計算してみること自身が無意味である。

3 サンプルングの方法の明確化

土の現場密度試験を20mごとに3ヶ所とつてその平均値を用い、 $x-R$ 管理図を作つたところ x 管理図が軒並みに ou になつたという例がある。

この報告はサンプルングの方法を明らかにしていないが30cm位離れて3ヶ所とつたものとすれば30cm位の差の値との違いはせいぜい試験誤差に毛の生えた位のものの反映にすぎず、20m離れた地点との間に普通に生ずる土質、締固め度の違いとは異質のものであり、試験誤差程度のものを物差しにして測れば偶然変動も異常として検出されて了うのは当然の事である。

このように今取つた数点はどのようにしてとつたものでありこれらの値の違いは何による変動を反映する筈であるかを明確にしなければ管理図を適正に使用することは困難である。

4 管理図と管理限界

管理図はある期間の極値に着目してそれが行動決定の基準を越したら原因追求行動に出て(その場合無駄骨折りになる確率5%以下)処置をとることによって工程の安定を守る道具であつてみれば管理限界は絶対に必要である。

勿論データを時系列的に並べて見るという視覚効果はあるが管理限界を欠く工程能力図とは厳に区別されなければならない。

また管理限界にも $\bar{x} \pm A_2 \bar{R}$ 及 $D_4 \bar{R}$ といった方式以外に 2 シグマ限界などを用いることもあるが警戒限界というものを越したらどのような処置行動に出るのか明確でなくやはり行動決の基準は一つに限りバラツキの尺度として $\bar{R}$ を用いた $\bar{x} - R$ 及び $\bar{x} - R, S$ 管理図が最も本質的なものであろう。

5 変動係数の管理図

不偏分散の平方根を平均値で割った CV

$$CV = \frac{\sqrt{V}}{\bar{x}}$$

は変動係数と云われ、バラツキの大きさが平均値に比例する傾向のある集団の比較に用いられることがある。

しかしこれを $n = 3 \sim 10$ といったサンプルサイズの小さいものに適用して変動係数の管理図を作ったりすることはそもそも変動係数が大きいという内容に $\sqrt{V}$ が大きいということと $\bar{x}$ が小さいという 2 種類あつてどちらかの処置に出て良いか分らぬといった欠点の他に n が小さいことによつて全く無意味になる恐れもあり、イギリスの規格でも $n \leq 5$ での適用を禁じている。JIS に於ても全くこの様なものはとり上げて居らずに計算手段ばかりを必要とするので変動係数の管理図などはその使用を見合せることが適当であらう。

6 処置行動の明記

管理図で明らかに限界外に点が落ちているのに何等の処置をとっていないものがある。管理限界外に点が出たときは何か原因があるものと考えその原因追求を行い、(原因がなく無駄骨折りになる確率 5% 以下) その原因が経済的に除去可能なら除去という処置を、不可能ならその原因は今後も起ることを予期してその状態の維持を行うわけで、何れにせよ処置をとることによつて工程の安定化をはかるのが管理図の目的であつてみれば処置の記録こそ最も本質的なものといえよう。

7 成果との対比

品質管理はその工事との関連から見れば工事の竣工力と共に終了するわけであるが、次の工事のために竣工と共にその後の調査が重要となる。

QC は規格に合つた製品を最も経済的に造り出すための手段であるが、現在までの知識不足のため測定の種類、方法、間隔等に誤りがありもつと経済的に施工出来る可能性があるとするはこの成果との対比は大きいサイクルの品質管理活動の中では重要なものとなる。

一般にこのような次の工事の爲の余分の測定がその工事の QC はコスト高になると批難される原因を作ることが多いが、このようなポリシーに基づく測定と一般の QC の爲の測定とは区別して考えて

置く必要がある。

8 標準値が与えられた場合の管理図

工事の始めにはデータが全くないため管理限界の作りようがない、又この平均値でこの標準偏差で製品を作れといわれたような場合のために、土木学会のコンクリートの品質管理というパンフレットや道路舗装要綱（これは土木学会のものを写したものであろう）標準値が与えられた場合の管理図というものがある。

これに従って書いたら限界の外に沢山出で始末に困ったという例は甚だ多い。

管理図とは自分の現在の工程能力からみて期待される程度の偶然変動と異常変動とを判別して工程を安定状態にするための道具であつて標準値が与えられた場合ということそのものが既にナンセンスである。平均やばらつきをいじくのはヒストグラムに基いて行うべきで管理図は本来現在の工程能力を基本として考えなければならない。しかし工事の始め5日位は現在の工程能力そのものが分らないわけであるから、この期間に対しては過去の同種の経験や標準としたい値に基いて管理限界らしきものを書いてみることもあろうが、あくまでも実際の処置をとるのは5日から後の工程能力が分つてからそれに基く行動決定の基準（管理限界）を作つて行うべきである。

標準値を与えることをもつて品質管理と考える誤り

上記の標準値を与えて規格下限がこの位なのでB級設備としてこの位の標準偏差と考えると割増係数が何程と考えることは配合設計の一部分であつて配合設計も広義の品質管理活動の一部と考えるならばいざ知らず、一般には狭義の品質管理外のことである。

建築関係やコンクリート工事関係者の一部でこのような標準値を与えたらそれで品質管理が行われたと考えている向きも多いが上のHであげた事とも関連してただこのような標準値を与えたことは品質管理を行つたのではなく配合設計を行つたに過ぎない。

9 今後の品質管理活動の方向

今までの例をみると異常の原因を追求し処置を行つて工程を安定にし、ヒストグラムによる工程調節と共に規格を満足する製品を最も安く造り出そうとするQC本来の目的を果たしたものは甚少なく、工事が終了してからの後整理に終っているのが多い。勿論このQC本来の目的が果せる様に品質管理活動を行うことは当然であるが、たとえ後整理にもせよ得られた情報は今後のQC推進上貴重なものである。

この意味で2, 3の問題点をひろつてみよう。

1 サンプリングの方法

間隔が広過ぎたために工程の異常を検出しにくくしていないか、一群の間隔が広過ぎるか或いは全く試験誤差程度しか反映しない特質をもった群であつたためその群の中のバラツキが一般的な偶然変動の物差しになり得ないことはないか、またこの検討をはつきりさせる為に今得られたデータのサンプリングの方法を明確に記録しておく必要があろう。時としては与えられた間隔の間に補助的な測点をとることも有効であらう。

2 補助測定値の記録

異常原因の追求のためにも、またできるだけ工程の初期に異常を検出できるためにも関係すると思われる因子をできるだけ記録しておくことが望ましい。たとえば温度、湿度などたとえ人為的にコントロールが困難な因子であつても、それが最終品質に大きな関連を持つものならば、あえてコントロールするが、そうでないまでもその影響をキャンセルする様な他の方法（例えば配合変更等）も考えられるので、できるだけ状況を忠実に記録しておく必要がある。

3 新しい解析方法の開発

異常原因追求のためできるだけ手数のいらぬ解析方法を互に研究し合つて発表して行くことが望ましい。

4 因子の関連性の追求

早期に異常発見を行うため新しい因子を発見することが有利で、これらの因子と最終品質との関連性などについて互いに発表することが望ましい。

5 新しい手数のかからぬ測定方法の開発

たとえば土の締固め度の測定に時間がかかるなら、ブルフローリングを發展させてもつと簡単に自動的に測定出来るようにならないかとか砂の含水量がコンクリートに重大な影響を持つならば赤外線水分計をもつと丈夫で簡単なものにして現場で自由に使える様に出来ないかといった様な新しい測定方法の開発並びにこれに関する情報交換が望まれる。

6 必要最少限の測定項目の整理

我々はあわてものの誤りとぼんやりものの誤りをおかす割合ががつり合つた程度でしかも最も費用も入手もかからぬ管理方法を目指し測定項目の重要性について検討を行う必要があろう。

7 完成した構造物に關する調査

工事中に得られたヒストグラム、管理図と對比して完成した構造物に關する調査を行い、更に次

の効率良い管理方法の確立を目指して測定間隔、方法、項目、解析方法に関する検討を行う必要がある。

おわりに

前節までいろいろとろさい議論を並べてきたが、実はこれらの議論は別に品質管理を進めて行く上に本質的に必要というわけではなく、品質管理をするとは「最近のデータが規格を満足していることをたしかめた後、そのデータを用いて管理図を作り、安定しているならば次の30点程度を管理する限界として計算した限界を用いて工程の異常を検出し、異常があればその原因について処置をとること」に外ならないわけで、特に後段の工程の安定を検査するための管理図の使用方を誤らなければ、別にそうむずかしいことではない。

工程が安定かどうかしらべるとは、工程に将来も起ると思われるような止むを得ない変動（偶然原因による変動、原因を取除くことができないか、または出来てもそれはあまり経済的でない変動）をものさしにして、異常原因による変動を検出することである。つまり大きさ n のサンプルの平均値 $\bar{x}$ について云えば $\pm A_2 \bar{R}$ 程度より小さいバラツキは偶然原因による変動と考えるが、これをこえるものが現われたときは異常原因が作用したものと考えようと規約（その危険率5%）するわけである。

次に工程の異常が警告されたならば、ただちにその原因を追求して、その原因が再発しないよう処置をとらなければならない。この原因追求のやり方は第7章にのべたが見付かった原因の除去に非常に金や時間がかかるものである場合にはこれを異常原因とみなすかどうかについて、もう一度考え直してみる必要がある。つまり、場合によってはこれを除くよりも、今後もこのようなバラツキは起るものと覚悟して品質標準の変更を行なうといったような処置の方が有利である場合には、前にのべたように異常原因と見なさないで偶然原因の中にくり入れてしまう。そうして次の限界再計算のときにはこのデータも計算に算入するわけである。（もし異常原因であることがわかって除去することができたならもちろんそのデータは再計算に算入しない）

また、せつかく警告してくれても最早手の施しようがなくなってしまう場合もよくお目にかかる。たとえば、コンクリート鑄造なら、まだしも、コンクリートダムのように打込んでしまったコンクリートに対して強度試験をしている場合などはこれに当らう。

一般にできるだけ工程の早い時期の特性値について管理を行なうことが望ましい。コンクリートやその他の化学製品などで測定までに時間を要するものでは、なおさらのこと、最終段階に至るまでの間の最終特性値とできるだけ関連のある特性値について管理を行ない、早目に処置をとるよう努めなければならない。

たとえばコンクリートなどの場合では各材料の特性、混合割合、混合条件などの特性のうち最終

の効率良い管理方法の確立を目指して測定間隔、方法、項目、解析方法に関する検討を行う必要がある。

おわりに

前節までいろいろとろさい議論を並べてきたが、実はこれらの議論は別に品質管理を進めて行く上に本質的に必要というわけではなく、品質管理をするとは「最近のデータが規格を満足していることをたしかめた後、そのデータを用いて管理図を作り、安定しているならば次の30点程度を管理する限界として計算した限界を用いて工程の異常を検出し、異常があればその原因について処置をとること」に外ならないわけで、特に後段の工程の安定を検査するための管理図の使用方を誤らなければ、別にそうむずかしいことではない。

工程が安定かどうかしらべるとは、工程に将来も起ると思われるような止むを得ない変動（偶然原因による変動、原因を取除くことができないか、または出来てもそれはあまり経済的でない変動）をものさしにして、異常原因による変動を検出することである。つまり大きさ n のサンプルの平均値 $\bar{x}$ について云えば $\pm A_2 \bar{R}$ 程度より小さいバラツキは偶然原因による変動と考えるが、これをこえるものが現われたときは異常原因が作用したものと考えようと規約（その危険率5%）するわけである。

次に工程の異常が警告されたならば、ただちにその原因を追求して、その原因が再発しないよう処置をとらなければならない。この原因追求のやり方は第7章にのべたが見付かった原因の除去に非常に金や時間がかかるものである場合にはこれを異常原因とみなすかどうかについて、もう一度考え直してみる必要がある。つまり、場合によってはこれを除くよりも、今後もこのようなバラツキは起るものと覚悟して品質標準の変更を行なうといったような処置の方が有利である場合には、前にのべたように異常原因と見なさないで偶然原因の中にくり入れてしまう。そうして次の限界再計算のときにはこのデータも計算に算入するわけである。（もし異常原因であることがわかって除去することができたらもちろんそのデータは再計算に算入しない）

また、せつかく警告してくれても最早手の施しようがなくなってしまう場合もよくお目にかかる。たとえば、コンクリート鑄造なら、まだしも、コンクリートダムのように打込んでしまったコンクリートに対して強度試験をしている場合などはこれに当らう。

一般にできるだけ工程の早い時期の特性値について管理を行なうことが望ましい。コンクリートやその他の化学製品などで測定までに時間を要するものでは、なおさらのこと、最終段階に至るまでの間の最終特性値とできるだけ関連のある特性値について管理を行ない、早目に処置をとるよう努めなければならない。

たとえばコンクリートなどの場合では各材料の特性、混合割合、混合条件などの特性のうち最終

特性と深い関連を有するもの（一種類とは限らず前の成分分析のように何種類かのしかも交互作用のある関連のしかたを示すのが普通であろう）について管理を行なうべきで、もしいずれも深い関連性がない場合は、われわれが最終特性値と考えていたものの測定誤差やサンプリング誤差が大きすぎるのではないかと、ついには本当にそのものの望ましさを示す数値として今迄考えていた特性値でいいのかどうかといったことも考えてみる必要があろう。

また、こうした管理を有効に行なうためには工程の分析と標準化がよく行なわれていることが必要で原因追求の最後の段階およびポリシーに基づく品質向上の段階ではこれらの情報を利用して多変量解析および工場実験を行なうことが必要になってくる。

これらについては文獻12, 13, 14, 16等を見ていただきたい。

最後にこれらの品質管理の諸手法は、他の工業技術分野に於ては既にその有効性が実証されているものであり我々の建設技術分野に於ても同様に応用可能でありかつ又その方が有利であることは明らかである。その意味に於て大いに我々の現場に於て活用する必要のあることを強調して本文を終ることとしたい。

参 考 文 献

1. 井上 敏：“経営は科学する”マネージメントライブラリー（1959）白桃書房
2. 森口繁一：初等数理統計学 培風館
いままでの本でこれほど明解に解説してある教科書も数少ないと思われる。内容として丁度良いし、各事務所でこれを標準教科書としておすすめしたい。
3. 秋草、深谷、横田、中村：“工事管理とその実際”最新土木施工講座 山海堂（1959）
4. 三浦 新・朝香鉄一：“QCテープ”丸善エンジニアスライブラリー
品質管理関係に出て来る数表とその使い方が詳しい。各出張所にあつてよい本であろう。
5. 森口繁一編：品質管理用数値表A, B JUSE出版
目立たないので余り知られていないが非常に良い本である。特に範囲による折しい考え方にも良く納れてあり、他の本にない貴重な表も多い。Aは直接管理に当る技術者用工程解析、工場実験に当る技術者はA B両共必備であろう。
6. 森口繁一：品質管理 岩波全書
うすい本であるが以上の基礎知識をもつて読むとこれほど品質管理の考え方についてつきつめてある本もない。味つて読む本であろう。
7. 西堀栄三郎：品質管理実施法 QCテキストシリーズ JUSE出版
工程解析を主として説いてある。他書にあまり書いてなく着眼点に詳しい。

8. 品質管理教程 管理図法 JUSE出版

JIS制定にあつた人達の解説が多い。工程解析についても詳しい。

9. 品質管理実用便覧 日本規格協会

品質管理のための統計的解析については決定判の観がある。各組織毎にあると便利であろう。

10. 生産管理便覧 丸善

品質管理だけでなく資材、倉庫、設備、労務等各工事々務所で有用に用いられる記事が多い。

是非各事務所毎に備えてほしい本である。

11. 依田 浩：技術者の統計学

要領よくまとめたあるが本質に触れた良い本である。輪講の教科書としても良い。

12. 磯部邦夫・西堀栄三郎：工場実験法QCテキストシリーズ JUSE出版

実際の工場を指導された体験がにじみ出ている。

13. 三上 操：“応用推計学 工業技術者のための”内田老鶴（1959）

14. 竹内 啓：数理統計学 東洋経済新報社（1963）

15. 三上 操：仕事に役立つ数字 現代教養文庫（1963）

16. 中村慶一：“技術者のための統計解析”山海堂（1965）

17. 中村慶一：土木計画学通論 理工図書（1967）