



統計的手法を用いた抜き取り検査

小長井 和裕

KAZUHIRO KONAGAI

日本ねじ研究協会誌
第44巻 第3号 抜刷
平成25年3月20日 発行



ベクトリックス株式会社

〒171-0043 東京都豊島区要町1-4-11 サダシン要町ビル

TEL:03-5995-3800 FAX:03-5995-3831

統計的手法を用いた抜き取り検査

小長井和裕

KAZUHIRO Konagai

1.はじめに

1ロット10万本で生産したねじからサンプル10本を抜き取って検査を行った結果、サンプルは10本とも全て合格だった。残りの99,990本のねじは全て合格か？

私はパソコンでの品質管理システム「QCプロ」を開発して20数年になるが、その開発のきっかけとなったのは上記のねじ製造現場からの素朴な質問であった。

当時は、ほとんどのねじメーカーでは納入時に提出する検査成績表の作成にあたりサンプル10本の検査を行い、手書きで作成していた時代であった。そこで私は、前述の素朴な質問に答えるべく統計的手法による品質管理をパソコンソフトに組み込み、測定データの自動入力機能を備えた検査成績表自動作成システム「QCプロ」の開発を思いついたのである。

当時は今と違って、まだパソコンは高価なもので、マウスもなく操作性も悪いものであったが、「QCプロ」は瞬く間にねじ業界をはじめ全国の製造業の検査室に導入された。

そしてその後のWindowsの出現とともに、パソコンの低価格化と高性能化が進み、それに伴い品質管理システム「QCプロ」もバージョンアップを重ねて、2012年11月にはバージョン8を発売するまでに至った。

そこでこの度、統計的手法による抜き取り検査の仕組みとその基本理論を現場の立場に立って、平易に解説することとした。

2.ばらつきの理論

①抜き取りサンプルの解析

ランダムに採取した抜き取りサンプルは全く同じ測定値ではない。必ず僅かであるが少しずつ違っている。これが「ばらつき」である。このランダムで採取したサンプルの「ばらつき」を解析して1ロット(母集団)が合格しているか否かを判定する。これが統計的手法による抜き取り検査である。

そのためにはサンプルの「ばらつき」を数値化する必要がある。この「ばらつき」の数値化こそが統計的手法の最初の1歩となる。

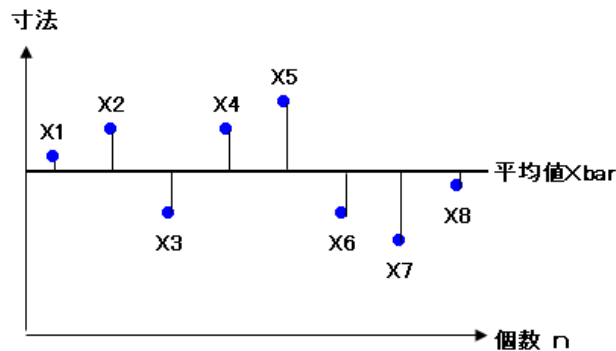
言い換えれば統計的手法の基本は、「ばらつき」を数値で表現することから始まる。

②「ばらつき」の数値化

1) 「ばらつき」の概念 1 (偏差の合計)

下図は 8 個の測定値 X_n とその平均値 $\bar{X}$ との差異を表したものである。

この測定値 X_n と平均値 $\bar{X}$ との差異を品質管理では「偏差」という。



上図 8 個の偏差の合計 = $(\bar{X} - X1) + (\bar{X} - X2) + \dots + (\bar{X} - X8) = 0$

各偏差を合計すると 0 になる。

2) 「ばらつき」の概念 2 (分散)

各偏差には＋－があるため単純に合計すると 0 になる (0 になるところが平均値) ため、0 では「ばらつき」の数値化の基とすることができない。そこで各偏差を 2 乗して全て＋にしてから合計する。

その合計した式 (1) が偏差平方和 S で、「ばらつき」の数値化の基となる。

$$S = (\bar{X} - X1)^2 + (\bar{X} - X2)^2 + \dots + (\bar{X} - Xn)^2 \quad \dots \text{式 (1)}$$

この偏差平方和 S を個数 n で除した (割り算) 式 (2) が分散 σ^2 である。

$$\sigma^2 = S / n \quad \dots \text{式 (2)}$$

つまり分散 σ^2 とは「ばらつき」を数値にしたものである。

3) 「ばらつき」の概念 3 (標準偏差)

通常、分散 σ^2 は小数点以下の小さな数字を 2 乗しているため、式 (3) 範囲 R と比べて極端に小さな値となるため、「ばらつき」の数値としては扱いにくい。

$$R = \text{最大値 (MAX)} - \text{最小値 (MIN)} \quad \dots \text{式 (3)}$$

そこで分散 σ^2 を平方根して数値として扱い易くしたものが式 (4) の標準偏差である。

$$\sigma = \sqrt{\sigma^2} \quad \dots \text{式 (4)}$$

一般的に「ばらつき」を数値にしたものとは、この標準偏差 σ のことである。

しかし、式 (4) は母集団の標準偏差としては問題が無いが、抜き取りサンプルの場合、サンプルの数が少ないと式 (4) の標準偏差 σ は信頼度に欠ける。

そこで考案されたのが「 $n-1$ 理論」である。

「 $n-1$ 理論」とはサンプル数が少ないとペナルティを与えて、「ばらつき」としての数値、つまり、標準偏差 σ を大きくして需要者側から見て安全側に補正するという理論である。

その方法は、偏差平方和 S を個数 n で除する(割り算)のではなく、 $(n-1)$ で除してその商を大きくする式 (5) の方法である。

$$\sigma = \sqrt{\{S / (n-1)\}} \quad \cdots \text{式 (5)}$$

サンプルの標準偏差とは、式 (4) の σ ではなく、式 (5) の σ が標準偏差となっている。

この「 $n-1$ 理論」により標準偏差 σ は、抜き取りサンプル数の大小に関係なく「ばらつき」の数値として問題なく扱えることとなった。

また、数量 n が多くなればなるほど、式 (5) が示す通り、式 (4) と式 (5) より算出された標準偏差 σ の差は殆ど無くなり近似する。そこで今日ではサンプルの標準偏差と母集団の標準偏差との区別を特に設けず、式 (5) を標準偏差 σ としている。

尚、標準偏差 σ の単位は測定値と同じ単位となり、mm なら mm、g なら g となる。

3.標準偏差とヒストグラム

図 (1) のグラフは、平均値 $\bar{X}$ 、標準偏差 σ 、正規分布曲線の関係を示したものである。

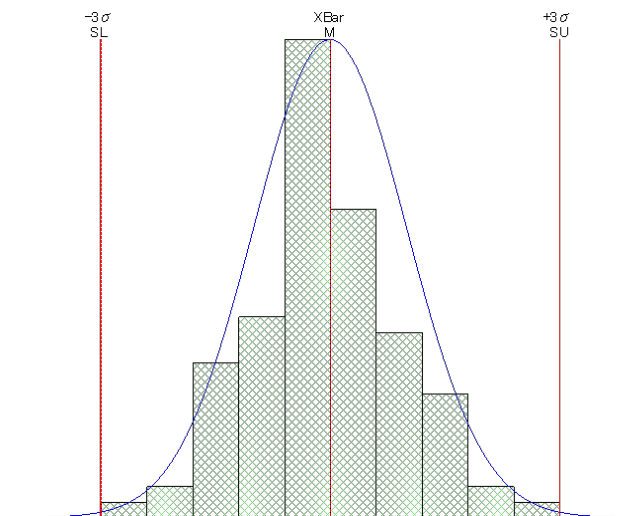


図 (1)

図 (1) は横軸が測定値で、式 (3) で算出した範囲 R を 10 等分している。各々の測定値を

10 等分にクラス分けして個数を数え、横軸の上にその数えた個数を積み重ねて棒グラフを作成する。よって縦軸は個数となる。この図 (1) のグラフをヒストグラムという。

そして、中央に配置された曲線は正規分布曲線である。左右両端の縦線は平均値 $\bar{X} \pm 3\sigma$ の位置で測定値 X_n と同じ単位で示している。

安定している生産状態（統計的管理状態）では、各測定値 X_n の個数の分布配置は、図 (1) のヒストグラムが示す通り正規分布曲線と近似した配置となる。

また正規分布曲線の中央が平均値 $\bar{X}$ となる。

ここで注目して頂きたい点は、 $\bar{X} \pm 3\sigma$ の値が正規分布曲線の左右それぞれの裾の位置（個数 0 の近辺）にあるということである。

つまり殆ど[※]の測定値 X_n は、 $\bar{X} \pm 3\sigma$ （図 (1) ヒストグラム左右両端の縦線の内側）に入るため、下記の式 (6) が成立する。

$$X_n < \bar{X} \pm 3\sigma \quad \cdots \text{式 (6)}$$

この式 (6) が統計的手法による計算式の原点となっている。

※殆どとは 99.73% であり、式 (6) は 99.73% の確率で成立する。

尚、この確率の算出式は、かなり高度な数式となり本稿の趣旨にそぐわないため割愛する。

4. 工程能力指数 C_p

① C_p の理論

式 (6) により、 $\bar{X} \pm 3\sigma$ の範囲 (6σ) の外側に規格の範囲(公差)があれば、母集団(ロット)の X_n は規格の中に 99.73% 入ることとなる。つまりサンプルの 6σ が規格の範囲(公差)より小さければ、抜き取りサンプルの測定で、母集団(ロット)は概ね合格と判断できることとなる。

逆にサンプルが全て規格内に入っていて合格であっても、その 6σ が公差より大きい場合は、そのロットは不合格と判定できる。

これが統計的手法を用いた抜き取り検査の基となる理論であり、その理論の基に「生産工程の品質能力」を指数で表記したものが工程能力指数 C_p である。

尚、 C_p とは Process Capability の略である。

② C_p の算出方法

前述の理論により工程能力指数 C_p は、下記の式 (7) で算出される。

$$\begin{aligned} C_p &= (\text{公差}) / (6 \text{ 倍のサンプルの標準偏差}) \\ &= (\text{規格の上限値 } SU - \text{規格の下限值 } SL) / 6 \times \text{標準偏差 } \sigma \\ &= (SU - SL) / 6\sigma \quad \cdots \text{式 (7)} \end{aligned}$$

式 (7) の C_p が 1 以上であればロットは概ね合格となり、1 以上の大きな数値(指数)になればなるほどロットの合格の確率は上がり、十分に工程能力があるということになる。

但し、規格の中央 M にサンプルの測定値 X_n の平均値 $\bar{X}$ があるという条件が付く。

5. 偏りを見た工程能力指数 C_{pk}

① C_{pk} の理論

規格の中央 M に測定値 X_n の平均値 $\bar{X}$ があるというのは稀である。

通常平均値 $\bar{X}$ は、どちらかに偏っているものである。

そこで、平均値 $\bar{X}$ が規格の中央 M から偏っている分を割り引いて、式 (7) の工程能力指数 C_p を小さく評価しようという方法が考案され、これが「偏りを見た工程能力指数」 C_{pk} である。

今日では工程能力指数といえば、この偏りを見た C_{pk} を指す。

尚、 C_{pk} の k は、日本語の偏り *katayori* の頭文字である。

② C_{pk} の算出方法

図 (2) は規格の中央 M に対して、平均値 $\bar{X}$ の偏りを示したものである。

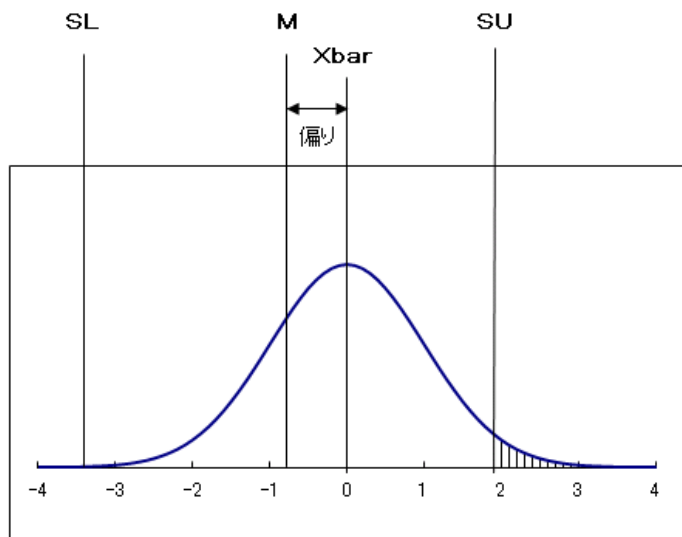


図 (2)

規格の中央 M に対して平均値 $\bar{X}$ の「偏りの割合」 K は、式 (8) となる。

$$\begin{aligned} K &= \text{偏り} / (\text{公差} / 2) \\ &= |M - \bar{X}| / \{(SU - SL) / 2\} \\ &= |(SU + SL) / 2 - \bar{X}| / \{(SU - SL) / 2\} \\ &= |(SU + SL) - 2\bar{X}| / (SU - SL) \quad \cdots \text{式 (8)} \end{aligned}$$

そこで、式 (8) で算出した「偏りの割合」Kを式 (7) のC Pに組み込んだ「偏りを見た工程能力指数」Cpkは式 (9) となる。

$$Cpk = (1-K) C_p \quad \dots \text{式 (9)}$$

このCpkの考案により、平均値Xbarが規格の中央Mから偏っていても、工程能力の指数として使用することが可能となった。

③合格基準Cpk 1.33 以上とは？

サンプル 10 本のCpk ≥ 1 で、ロットは殆ど (99.73%) が合格となる。と言うことは、0.27%は不合格になると言うこともできる。1 ロット 10 万本のねじの0.27%は270 本となり、凄く多い不良のねじの本数である。

それならば、C pの式 (7) を6 σ で除するのではなく、安全を見て8 σ で除したい。

でも公式は6 σ となっている。どうしよう！

そこで品質管理の現場で考案されたものがCpk ≥ 1.33 である。これは、8/6は1.33となり、Cpk ≥ 1.33 とすれば8 σ で除したCpk ≥ 1 と同じ結果になる。

よって、ねじ業界では通常、Cpk ≥ 1.33 を抜き取り検査の合格基準としている。

因みに充分な安全を見た10 σ 対応の合格基準のCpkは、10/6の1.67となり、重要な箇所に対しては、Cpk ≥ 1.67 を合格基準としている現場や企業、業界もある。

ここで、本稿冒頭のねじ製造現場からの質問に下記回答する。

サンプル 10 本の全検査項目の測定値がCpk ≥ 1.33 であれば、残りの99,990本の検査項目に関しては合格と判定し、Cpk<1.33では残りの99,990本の中に不合格品が入っているため、そのロットは不合格と判定する。

6.あとがき

統計的手法による品質管理についての書籍、文献、解説書などの多くは、高度な専門知識と高度の数学を必要とし、ねじ業界に従事する一般社員が理解するには難しいとの多くの現場の声を聞き、本稿の執筆にあたった。そして専門各位の批判を覚悟に、ねじ業界の統計的手法の理解とその普及を第一優先にして、確率計算式のブラックボックスや筆者独自の持論も取り入れて、統計的手法による抜き取り検査の仕組みと基本理論を平易に解説したものである。

末筆ながら、統計的手法と進化し続けるITを活用して、ねじ業界を含めた全ての製造業の世界に誇る品質管理体制の構築を願ってやまない。

<参考文献>

1. 外島 忍 著 要説 品質管理 日本規格協会
2. 坂本碩也 著 品質管理テキスト 理工学社
3. 草場郁郎 著 管理図活用の基本と応用 日本規格協会
4. 三浦新,今泉益正 著 品質管理講座 日本規格協会
5. JIS ハンドブック 品質管理 日本規格協会