The University of Osaka
Institutional Knowledge Archive

Title	最適条件探索のためのSN比に関する研究
Author(s)	花田, 憲三
Citation	大阪大学, 2008, 博士論文
Version Type	VoR
URL	https://hdl.handle.net/11094/440
rights	
Note	

The University of Osaka Institutional Knowledge Archive : OUKA

https://ir.library.osaka-u.ac.jp/

The University of Osaka

最適条件探索のための
SN 比に関する研究

+

提出先　　大阪大学大学院情報科学研究科

提出年月　　2007 年 12 月

花田　憲三

論文

最適条件探索のための SN 比に関する研究

花田　憲三

目次

第１章　序論

本研究の背景と目的 ･････････････････ 2

第２章　品質工学と実験計画法

２．１　品質工学とは ･････････････････ 5

２．２　実験計画法との違い ･････････････････ 9

２．３　静特性のSN比 ･････････････････26

第３章　静特性を用いた実験の配置段階に発生する問題点と最適条件判定法

３．１　計画段階における問題点 ･････････････････33

３．２　望大特性における判定法 ･････････････････34

３．３　望小特性における判定法 ･････････････････44

３．４　望目特性における判定法 ･････････････････53

３．５　最適条件の探索法-1 ･････････････････61

第４章　実施時に発生するサンプリングによるSN比の挙動と最適条件判定法

４．１　実施段階における問題点 ･････････････････63

４．２　サンプリング誤差に伴うSN比の変動 ･････････････････64

４．３　望目特性における判定法 ･････････････････66

４．４　望大特性における判定法 ･････････････････69

４．５　望小特性における判定法 ･････････････････71

４．６　最適条件の探索法2 ･････････････････75

４．７　事例研究 ･････････････････77

第５章　結論 ･････････････････87

第１章　序論（本研究の背景と目的）

田口玄一によって提唱された品質工学は社会に浸透し、最近では種々の業種やテーマに適用されている。特に商品の設計・開発の段階で活用され、その実績が品質工学会で発表されている。品質工学では、強度、温度や電流値といった実際に測定した品質の物性的な特性ではなく、複数の測定値から求めた SN 比という代用特性値で評価するのが特徴である。この SN 比は実験された条件における平均値とばらつきを同時に評価できるとしている。多くの成功例が報告されている。しかし、失敗例もかなり存在している。失敗例の原因についての研究が少ないため、活用する産業界からも原因を明確にし、その対策を求める声も少なくない。

品質工学ではL_{18}直交表を主に用いる。この直交表に主効果である因子をわりつけ、18 種類のそれぞれの処理毎に複数の測定値を得る。この複数の測定値は単純に繰り返すのではなく、使用条件や環境条件などの影響を得るために、積極的にこれらの条件を変更する。このときにも直交表を用いることが多い。この直交表を外側直交表と呼んでいる。これに対し、元の L_{18} 直交表は内側直交表と呼ばれる。外側直交表としては、L_4 直交表(実験条件毎に 4 回)や L_8 直交表(実験条件毎に 8 回)がよく用いられる。この複数の測定値を用いて SN 比を求める。このようにして求めた SN 比の中からもっとも大きな SN 比の実験条件を望ましいものと判定する。この内側直交表や外側直交表を用いた実験法は直積法と呼ばれ従来から存在する手法である。L_{18} 直交表と L_4 直交表を用いた直積法でのサンプル数は、18×4＝72 個となる。

この品質工学に対比されるものとして、従来から分散分析法を用いる実験計画法がある。この実験計画法は、情報を得たい対象や事象の状態を表す物性値やこれに相当するものを測定し、その値を評価値(品質特性値や特性値ということがある)として、評価値に影響する因子を明らかにするとともに、データを平方和分解して定量的に評価する技術体系である。この分散分析法の特徴は、観測された評価値の変動量を各因子の影響量に定量分解することである。すなわち、観測値 $Y'=[Y_1,Y_2,\cdots,Y_n]'$ を計画行列 A(n×s 行列)と対比ベクトル $\mu'=[\mu_1,\mu_2,\cdots,\mu_S]'$ と、誤差 $\varepsilon \sim N(0,\sigma^2)$ を用いて、$Y=A\mu+\varepsilon$ という線形式を用いて表す。ここで、観測値 Y と計画行列 A は実験で手に入れることが出来るので、誤差が正規分布 $N(0,\sigma^2)$ に従うことを利用して、誤差の最小自乗法で対比ベクトル μ は求められる。この対比ベクトルの要素は因子の各水準における効果量(これを対比という)である。

一方、品質工学では前述したような分散分析法を用いない。計画行列としては、実験計画法において用いられる直交表を用いるが、各列が完全に直交した計画行列よりも、すこし直交性が崩れた直交行列を用いることが多い。L_{18} 直交表や L_{12} 直交表がその代表例である。品質工学では実験計画法のように各因子の効果である対比に分解しないことが特徴である。また、2 因子以上の組み合わせ効果である交互作用効果も考えない、もしくは、存在しても無視するというのが基本方針であることに起因する。したがって、各因子の効果が独立に分解できなくても良いというのが基本的な考え方で

ある。評価は、結果である観測された値を用いた SN 比だけで判断するのである。このとき、各処理において、観測された値のばらつき情報を重視して評価する。複数の観測値から求めた SN 比という代用特性値を評価に用いる。ばらつきが小さくなると、SN 比が大きくなるように定義づけられている。また、実験計画法では共通の誤差{正規分布 $N(0, \sigma^2)$}を持つことが基本であるが、品質工学ではこの共通の誤差条件は基本とはしない。むしろ、各処理でこの誤差の大きさを評価し、一番小さなばらつきを示す条件を、“良い”と判断するのが特徴である。例として、代表的な望目特性の SN 比の定義式を示すと、SN 比=$10\log(m^2/v_e)$ である(log は常用対数であることに注意)。ここで、m はある処理条件で k 回測定を繰り返したときの観測値の平均で、V_e はそのときの分散である。すなわち、m が大きくなるか、V_e が小さくなると SN 比が大きくなるように定義づけられている。このことから、SN 比は平均と分散を同時に評価出来るとされている。また、定義式に対数を用いているのは、測定値の桁が大きくなると一般的に誤差も大きくなり、小さな値になると誤差も小さくなるという考え方に則ったものである。

品質工学の導入研修では、数理統計学を教えない。直交表への因子の割付方法とSN比の計算方法およびｸﾞﾗﾌの書き方を教えるだけである。ほとんどの場合が 1 日の導入研修ですますことが多い。実際の実験の場合は、品質工学の実験に慣れた人がアドバイスして行う方式をとる。数理統計学と実験計画法の基礎を教えようとすると最低でも 1 週間かかることを考えると、この点が品質工学の特徴であると思われる。多くの人は品質工学をこのようにして学習し、実施している。このため、実験がうまくいかない場合に何が原因がわからないという欠点がある。そのため、現実では実験がうまくいかないときは実験者の知識が不足しているとか、取り上げた因子が悪いと言った理由にされている。

品質工学の実験では用いている L_{18} 直交表では、2 水準の因子をひとつ、3 水準の因子を 7 つ割り付ける。完全配置型実験でこの実験を実施すると、実験に必要な処理数は、2×37=4374 となる。L_{18} 直交表では、18 処理であり、本来実施すべき全ての組み合わせの 18/4374=0.004115 しか実施していない。このような実験は一部実施実験と呼ばれている。我が国で、発展した実験方法である。この方法の利点は、自分が欲しい情報だけを効率よく取り出せることである。この L_{18} 直交表の場合は、全組み合わせの約 4%、すなわち 25 分の 1 の労力で済むことである。一方、一部実施実験の欠点として、選ばれた水準組み合わせのパターンにより、組み合わせの効果(交互作用効果)や今回取り上げなかった因子の影響がわかりにくいことである。このため、実際の実験では、得られた情報から、最適と考えられる水準組み合わせで、確認実験を実施するのが一般的である。多くの場合、この確認実験で、平均値のずれの量を把握することで一部実施実験の欠点を克服している。

品質工学では実験の結果の評価方法として、前述した SN 比を用いる。この SN 比が最大になる処理条件がもっとも望ましい評価する。この代用特性値である SN 比が品質工学の根幹をなしている。本論文では、第2章でひとつの実験の事例を通じて、品質工学の解析方法と従来の実験計画法で用いる分散分析法とを用いて解析し、評価方法と得られる情報の違いを明確にする。その後、評価指標としての SN 比が平均値に対しどのような挙動をするか、ばらつきについてどのような挙動をするかと言ったようなこと等について、その性質と挙動を明らかにする。

品質工学の実験では、もっとも特徴的なものとしてパラメータ設計というものがある。これは実施した実験の処理の中でもっともばらつきの小さな条件(多くの場合設計条件になる)がよい設計条件であるとし、まず、第 1 段階でこのばらつき最小条件をみつけ、第 2 段階で測定値の平均を望ましい値に調節すれば良いという考え方である（望目特性の場合）。すなわち、パラメータ設計や確認実験においては、積極的に平均を変化させる。SN 比は平均と分散を同時に評価出来る指標で

あると定義している。前述した望目特性の SN 比=10log(m^2/v_e)の定義式の中に平均 m と分散Ve が含まれていることによりこのことがわかる。本研究では、まず、SN 比の基本構造について検討し、その特性から挙動を調べた。その結果、平均と分散を同時に評価してはいるが、SN 比に対する平均と分散の影響度合いが一定ではないことを証明する。

また、一部実施実験を主体とした直交表を用いる品質工学では確認実験を必須としている。このとき、好むと好まざるに関わらず、確認実験では平均値が変化する。この原因として、一般的には、今回取り上げなかった因子の影響とそれらとの交互作用が考えられる。今回の実験の因子として取り上げていないため検証は出来ない。また、望目特性を用いるパラメータ設計では意図的に平均値を変化させる。2章で証明するSN比に対する一定でない平均とばらつきの影響により、平均値の変化前後で、処理間でのSN比の順位が逆転することが起こることを示す。このため、最終的に検出したい処理条件が次段階の実験の処理条件に組み入れられないことが懸念される。この平均の変化量のSN比に対する影響量をSN比の構造から定量的に評価する。この結果を用いて、確実に望ましい処理条件を見逃すことを防止できる方法を第3章で考案する。

いかなる実験においても、通常の実験と同様、母集団から標本を採取するときに発生するサンプリングの偏りが考えられる。そこで、第 4 章では初期実験にて同一母集団からの標本に発生する観測値の平均やばらつき情報が SN 比に与える影響量を示す。元の測定値が計量値の場合は、物性値等の測定値の平均は t 分布に従い、分散は χ^2 分布に従う。これらの同時分布確率とＳＮ比が作る空間との同時成立部分空間を考え、標本からの測定値から得られた情報を用いて、平均値と分散の期待値の存在空間を算出する。この空間内での最大ＳＮ比と最小ＳＮ比を求める。信頼度 θ におけるこれらの差を定義する。

最適水準組み合わせの決定に際して、現実の実験の実施状況を観察していると、最も良いと考える水準組合せを最適として 1 つ決め、実験者は確認実験を行う。また、品質工学ではこのように指導している。一部の慎重な人は自主的に 2 番目や 3 番目の大きさの SN 比になった水準組合せも対象として、最終の確認実験（もしくは、2 段階目の実験）に移行する。しかし、何番目までの処理を対象にするかは実験を実施する人の裁量によって変化し、一定ではない。すなわち、どの範囲の SN 比の処理までを対象にすべきかについては明確な判断基準がないことが問題である。そこで本研究では、信頼度 θ におけるこれらの差を用いて確認実験に移行するときに残すべき処理条件を SN 比の値を用いて合理的に最適条件を見つける手法を示す。

以上の手法１と手法２を確立し、現実の実験において、最適条件の判断に数理的な基準を提供することが本研究の目的である。

第 2 章　品質工学

2.1 品質工学とは

実験計画法の大家である田口玄一が提唱している方法で、従来の実験計画法とは異なり、評価指標として、直接測定した特性値を用いないで、複数の特性値から SN 比という代用特性値を求め、この値が大きい方が良いという判断をする方法である。
実験の計画は直交表を用いて行う。この(内側)直交表には制御因子を主に割り付け、外側直交表を用いて使用条件等の環境条件を意図的に与え、この使用条件(一般的には環境条件)に影響されない処理条件のものが望ましいと判断する方法である。このような使用条件に影響されない設計条件を探すことをパラメータ設計と呼び、これをロバストな設計と呼んでいる。もっとも多い実験は内側直交表に L_{18} 直交表を用い、外側直交表 L_4 直交表を用いるものである。(下の事例参照)

品質工学はこれ以外にもいろんなものが提唱されているが、その中でもこの SN 比とパラメータ設計が品質工学の根幹をなしている。このパラメータ設計の特徴は 2 段階設計である。まず、第 1 段階で、ばらつきの小さな条件をさがし、第 2 段階で、平均値を目標にあわせる。そして、最後に、良いと思われる条件組合せで確認実験を実施するという手順で実験が進められる。評価指標として SN 比を用いることは品質工学の全ての手法に共通である。

品質工学の実験の事例を表 2.1 に示す。内側に製造条件として、機械の種類から切削油量までの8因子、誤差条件として L_4 直交表を用いているので、それぞれの処理について4つずつの観測値がある。これが品質工学で代表的な L_{18} 直交表と L_4 直交表を用いた直積法実験である。この表 2.1 を実験の割付表と呼ぶ。この割付表が実験の計画表となる。これらの実験をランダムに実施し、測定した物性値を特性値の欄に記入し、解析する。表 2.1 の割付表を作成し、次に表 2.2 に示すような実際の実験で行う各因子の水準(実水準)を決める。同時に、外側直交表の環境条件も決める。

表 2.1 はある切削加工機の生産条件を決める実験の例である(数値は数値変換を行い、単位も省略してある。特性値は大きい方が望ましい)。加工条件としては、機械の種類 2 種類、加工速度・操作者・加工形状・材料種類・工具種類・切削油種類・切削油量をそれぞれ 3 種類ずつ選択し、L_{18} 直交表を用いて割り付けた。実際の処理条件（水準）を表 2.2 に示す。外側直交表に L_4 直交表を用いると、4 種類の処理(treatment)が出来、特性値は内側直交表の 1 処理に対し、4 つの観測値が得られる。この L_4 直交表の処理番号 1 から 4 までを特性値の 1 個目、2 個目、3 個目、4 個目と表現し実験結果を記入したのが、表 2.3 である。

表 2.1　実験の割付表と実験の結果

因子名	機械の種類	加工速度	操作者	加工形状	材料種類	工具種類	切削油種類	切削油量	特性値1個目	特性値2個目	特性値3個目	特性値4個目
1	1	1	1	1	1	1	1	1	120	89	136	114
2	1	1	2	2	2	2	2	2	70	63	142	108
3	1	1	3	3	3	3	3	3	170	129	166	150
4	1	2	1	1	2	2	3	3	51	9	56	14
5	1	2	2	2	3	3	1	1	80	45	42	48
6	1	2	3	3	1	1	2	2	60	19	66	35
7	1	3	1	2	1	3	2	3	105	70	120	115
8	1	3	2	3	2	1	3	1	110	95	110	80
9	1	3	3	1	3	2	1	2	170	120	165	125
10	2	1	1	3	3	2	2	1	80	40	55	15
11	2	1	2	1	1	3	3	2	35	25	70	55
12	2	1	3	2	2	1	1	3	60	20	65	25
13	2	2	1	2	3	1	3	2	163	35	148	65
14	2	2	2	3	1	2	1	3	135	55	110	74
15	2	2	3	1	2	3	2	1	70	47	112	82
16	2	3	1	3	2	3	1	2	125	145	155	165
17	2	3	2	1	3	1	2	3	160	155	170	150
18	2	3	3	2	1	2	3	1	230	260	210	210

表 2.2　　実水準名

因子名	機械の種類	加工速度	操作者	加工形状	材料種類	工具種類	切削油種類	切削油量	外側直交表温度	外側直交表湿度	外側直交表気圧
水準数	2	3	3	3	3	3	3	3	2	2	2
1	S1	10	田中	四角	鉄	T1	S	少	0℃	0℃	980mb
2	S2	20	中村	丸	ｱﾙﾐ	T2	U	標準	50℃	50℃	1010mb
3		30	花田	三角	銅	T3	F	多			

品質工学の特徴は、従来の実験計画法のように誤差因子を内側直交表に割り付けないことである。この役割を外側直交表が担っていると考えることができる。しかし、実験計画法で言うところの誤差とは、狙いとする内容が異なっている。品質工学では、外側直交表に取り上げた因子の影響を積極的に観察しようとしているが、実験計画法では内側直交表に取り上げなかったすべての因子の影響を代表するものが誤差である。外側直交表に割り当てた因子はその影響量を対比で見るのではなく、実験計画法で定義する変量因子として、ばらつきの大きさを定量的に評価しようとするものであ

る。品質工学では、このばらつきの大きさがもっとも小さな処理組み合わせが望ましいとするものである。このとき、SN 比は最大になるとされている。

表 2.3　実水準名と実験の結果

因子名	機械の種類	加工速度	操作者	加工形状	材料種類	工具種類	切削油種類	切削油量	特性値1個目	特性値2個目	特性値3個目	特性値4個目
1	S1	10	田中	四角	鉄	T1	S	少	120	89	136	114
2	S1	10	中村	丸	アルミ	T2	U	標準	70	63	142	108
3	S1	10	花田	三角	銅	T3	F	多	170	129	166	150
4	S1	20	田中	四角	アルミ	T2	F	多	51	9	56	14
5	S1	20	中村	丸	銅	T3	S	少	80	45	42	48
6	S1	20	花田	三角	鉄	T1	U	標準	60	19	66	35
7	S1	30	田中	丸	鉄	T3	U	多	105	70	120	115
8	S1	30	中村	三角	アルミ	T1	F	少	110	95	110	80
9	S1	30	花田	四角	銅	T2	S	標準	170	120	165	125
10	S2	10	田中	三角	銅	T2	U	少	80	40	55	15
11	S2	10	中村	四角	鉄	T3	F	標準	35	25	70	55
12	S2	10	花田	丸	アルミ	T1	S	多	60	20	65	25
13	S2	20	田中	丸	銅	T1	F	標準	163	35	148	65
14	S2	20	中村	三角	鉄	T2	S	多	135	55	110	74
15	S2	20	花田	四角	アルミ	T3	U	少	70	47	112	82
16	S2	30	田中	三角	アルミ	T3	S	標準	125	145	155	165
17	S2	30	中村	四角	銅	T1	U	多	160	155	170	150
18	S2	30	花田	丸	鉄	T2	F	少	230	260	210	210

SN 比の計算事例： NO.1 のデータについて計算する。定義は 2.3 節を参照されたい。今回は大きい方がよい特性値であるので、望大特性の SN 比(SNR)を用いる。

$$
\begin{aligned}
&SNR \\
&= -10 \times \log\left(\frac{1}{n}\Sigma\frac{1}{Y_i^2}\right) \\
&= -10 \times \log\left\{\frac{1}{n}\left(\frac{1}{Y_1^2}+\frac{1}{Y_2^2}+\frac{1}{Y_3^2}+\frac{1}{Y_4^2}\right)\right\} \\
&= -10 \times \log\left\{\frac{1}{4}\left(\frac{1}{120^2}+\frac{1}{89^2}+\frac{1}{136^2}+\frac{1}{114^2}\right)\right\} \\
&= -10 \times \log(0.000082) \\
&= 40.88
\end{aligned}
\tag{2.1}
$$

SN 比で用いる log は常用対数であることに注意が必要である。以下、NO.2 から NO.18 の SN 比も同様に算出する。これらは、省略する。結果を表 2.4 に示す。

表 2.4　実水準名と実験結果による SN 比算出結果

因子名	機械の種類	加工速度	操作者	加工形状	材料種類	工具種類	切削油種類	切削油量	一般平均	SN 比
1	S1	10	田中	四角	鉄	T1	S	少	114.8	40.88
2	S1	10	中村	丸	ｱﾙﾐ	T2	U	標準	95.8	38.30
3	S1	10	花田	三角	銅	T3	F	多	153.8	43.58
4	S1	20	田中	四角	ｱﾙﾐ	T2	F	多	32.5	23.43
5	S1	20	中村	丸	銅	T3	S	少	53.8	33.84
6	S1	20	花田	三角	鉄	T1	U	標準	45.0	29.90
7	S1	30	田中	丸	鉄	T3	U	多	102.5	39.59
8	S1	30	中村	三角	ｱﾙﾐ	T1	F	少	98.8	39.66
9	S1	30	花田	四角	銅	T2	S	標準	145.0	42.91
10	S2	10	田中	三角	銅	T2	U	少	47.5	28.57
11	S2	10	中村	四角	鉄	T3	F	標準	46.3	31.32
12	S2	10	花田	丸	ｱﾙﾐ	T1	S	多	42.5	29.38
13	S2	20	田中	丸	銅	T1	F	標準	102.8	35.47
14	S2	20	中村	三角	鉄	T2	S	多	93.5	37.89
15	S2	20	花田	四角	ｱﾙﾐ	T3	U	少	77.8	36.55
16	S2	30	田中	三角	ｱﾙﾐ	T3	S	標準	147.5	43.23
17	S2	30	中村	四角	銅	T1	U	多	158.8	43.99
18	S2	30	花田	丸	鉄	T2	F	少	227.5	47.04

表 2.4 の結果より、最大の SN 比は NO.18 の 47.04 が最大であり、一般平均も 227.5 で目的に応じた結果が得られている。実験の結果としては、この NO.18 の条件をもっとも良い処理条件であるとするのである。

2.2 実験計画法による解析

従来の実験計画法とはいろいろな相違点がある。そこで、その相違点について表 2.1 と表 2.2で示した数値例を用いて、実験計画法の分散分析法で得られる情報と品質工学との違いを説明する。実験計画法では、この実験のデータの構造式を以下のように考えている。

$$y_i = \mu + \alpha_a + \beta_b + \gamma_c + \delta_d + \varsigma_f + \eta_g + \kappa_k + \lambda_l + \varepsilon_i \qquad (2.2)$$

ここで、右辺の第 1 項の μ は取り上げなかった要因の全ての因子効果の総称としての効果を含むもので、総平均と呼ばれている。第 2 項から λ までの第 9 項は内側直交表の因子の主効果で、最後の ε は誤差の対比を表す。添え字は因子の水準を表す。a=1,2、b 以降は 1 から 3 で、最後の i は 1 から 18 である。第 2 項から第 9 項は内側直交表の因子の主効果はそれぞれの合計(もしくは平均)は 0 になると定義する(制約式)。これにより、変数を減らして解析する。誤差は期待値が0, 分散が σ_e^2とする。

表 2.5　実際の実験条件と特性値の測定結果

因子名	機械の種類	加工速度	操作者	加工形状	材料種類	工具種類	切削油種類	切削油量	特性値1個目	特性値2個目	特性値3個目	特性値4個目
1	S1	10	田中	四角	鉄	T1	S	少	120	89	136	114
2	S1	10	中村	丸	アルミ	T2	U	標準	70	63	142	108
3	S1	10	花田	三角	銅	T3	F	多	170	129	166	150
4	S1	20	田中	四角	アルミ	T2	F	多	51	9	56	14
5	S1	20	中村	丸	銅	T3	S	少	80	45	42	48
6	S1	20	花田	三角	鉄	T1	U	標準	60	19	66	35
7	S1	30	田中	丸	鉄	T3	U	多	105	70	120	115
8	S1	30	中村	三角	アルミ	T1	F	少	110	95	110	80
9	S1	30	花田	四角	銅	T2	S	標準	170	120	165	125
10	S2	10	田中	三角	銅	T2	U	少	80	40	55	15
11	S2	10	中村	四角	鉄	T3	F	標準	35	25	70	55
12	S2	10	花田	丸	アルミ	T1	S	多	60	20	65	25
13	S2	20	田中	丸	銅	T1	F	標準	163	35	148	65
14	S2	20	中村	三角	鉄	T2	S	多	135	55	110	74
15	S2	20	花田	四角	アルミ	T3	U	少	70	47	112	82
16	S2	30	田中	三角	アルミ	T3	S	標準	125	145	155	165
17	S2	30	中村	四角	銅	T1	U	多	160	155	170	150
18	S2	30	花田	丸	鉄	T2	F	少	230	260	210	210

解析結果を以下に示す。

解析 1:外側直交表 L4 を全て誤差として解析した場合

表 2.6 に解析全体の情報を示す。これらより、重相関係数 R=0.7171 である。危険率 0.10 のときの R(56,0.10)=0.2181 であるので、危険率 10%で有意である。すなわち、これらの因子は特性値に影響していることがわかる。このときの寄与率 R^2 は 0.5143 である。特性値に対する誤差の大きさは標準偏差で、44.2212 である。この解析での誤差は全ての処理に共通として解析している。これに対し、品質工学ではそれぞれの処理に対して個別に誤差を評価している。極論すれば 18 種類の誤差が存在するとして取り扱っていることが大きな相違点である。

表 2.6　回帰統計

重相関係数 R	0.7171
寄与率 R^2	0.5143
誤差の標準偏差	44.2212
観測数	72
有効反復数	4.500

表 2.7 は回帰統計と同様に解析全体の結果情報を分散分析表で示したものである。表 2.6 と同様、危険率 0.10 のときの F(15,56:0.10)=1.612 であり、危険率 10%で有意である。すなわち、これらの因子は特性値に影響していると判断出来る。回帰統計の結果と同じ結果であることが確認できる。

表 2.7　分散分析表

	平方和	自由度	分散	分散比	検定有意 F
因子効果	115952.93	15	7730.20	3.953	1.612
誤差	109508.94	56	1955.52		α=0.10
合計	225461.88	71			

参考;F(15,56:0.05)=1.849、F(15,56:0.01)=2.376

表 2.8　因子毎の分散分析表

項目名称	自由度	平方和	分散	分散比	検定有意 F	判定結果
因子効果	15	115952.93	7730.20	3.953	1.612	
機械の種類	1	2323.35	2323.35	1.188	2.797	有意でない
加工速度	2	84106.75	42053.38	21.505	2.400	有意である
操作者	2	9264.25	4632.13	2.369	2.400	有意でない
加工形状	2	910.58	455.29	0.233	2.400	有意でない
材料種類	2	10441.58	5220.79	2.670	2.400	有意である
工具種類	2	2282.58	1141.29	0.584	2.400	有意でない
切削油種類	2	6010.75	3005.38	1.537	2.400	有意でない
切削油量	2	613.08	306.54	0.157	2.400	有意でない
誤差	56	109508.94	1955.52			
全体	71	225461.88				

表 2.8 に内側直交表に取り上げた因子毎の分散分析の結果を示す。この結果から、機械の種類・操作者・加工形状・工具種類・切削油種類・切削油量は危険率 10%で有意ではなく、加工速度と材料種類は有意であると判定できる。しかし、比較的分散比のおおきな操作者と切削油種類は念のため、残して解析してみる。この場合、検定後のデータの構造式は(2.3)になる。

$$y_i = \mu + \beta_b + \gamma_c + \varsigma_f + \kappa_k + \varepsilon_i \qquad (2.3)$$

この因子の効果に分解することが品質工学ではできない。表 2.9 に因子毎の水準の対比を示す。これらは、個々の因子の効果が有意であるとした場合の影響量、すなわち検定前の対比の値が判別できるように表記した。(対比は誤差にプーリングしても変化しないため)

表 2.9　因子毎の水準の対比(特性値に対する効果)

因子名	水準	t 値	対比	平方和	分散	F 値
定数項	β_0	3.41	99.208			
機械の種類	1	0.00	-5.681	2323.347	2323.347	1.188
	2	1.09	5.681			
加工速度	1	0.00	-15.792	84106.750	42053.375	21.505
	2	-1.24	-31.667			
	3	4.95	47.458			
操作者	1	0.00	-7.958	9264.250	4632.125	2.369
	2	-0.01	-8.083			
	3	1.88	16.042			
加工形状	1	0.00	-3.375	910.583	455.292	0.233
	2	0.65	4.917			
	3	0.14	-1.542			
材料種類	1	0.00	5.708	10441.583	5220.792	2.670
	2	-1.76	-16.750			
	3	0.42	11.042			
工具種類	1	0.00	-5.458	2282.583	1141.292	0.584
	2	1.03	7.750			
	3	0.25	-2.292			
切削油種類	1	0.00	0.292	6010.750	3005.375	1.537
	2	-0.91	-11.333			
	3	0.84	11.042			
切削油量	1	0.00	4.125	613.083	306.542	0.157
	2	-0.49	-2.167			
	3	-0.48	-1.958			

以上の解析結果から、加工速度、操作者、材料種類と切削油種類以外は有意ではないとしたので、これら 4 つでまとめなおした結果を表 2.10 から表 2.12 に示す。

表 2.10　回帰統計

重相関係数 R	0.6979
寄与率 R^2	0.4871
誤差の標準偏差	42.8431
観測数	72
有効反復数	8.000

表 2.11 の分散分析表は、誤差にプーリングしたことにより、誤差の自由度が増え検出力が上昇したことが検定結果から分かる。

表 2.11　分散分析表

	平方和	自由度	分散	分散比	検定有意 F
因子効果	109823.33	8	13727.92	7.479	1.770
誤差	115638.54	63	1835.53		α =0.10
合計	225461.88	71			

直交性を有した実験配置の効果として、表 2.12 の結果の対比と表 2.9 の結果の対比とは同じ値になる。これらの結果から、加工速度が水準 3、操作者が水準 3、材料種類が水準 3 で切削油種類が水準 3 のときに特性値が大きくなることがわかる。しかし、危険率5%の F(2,63:0.10)=2.389 であるので、有意な水準は加工速度のみである。すなわち、加工速度が 30 のときに特性値がもっとも大きくなることがわかる。実際の生産では、操作者、材料種類や切削油種類を指定する必要があるので、誤差にプールしないで、このときの母平均を推定すると、

$$\begin{aligned}\hat{y}_{3333} &= \mu + \beta_3 + \gamma_3 + \varsigma_3 + \kappa_3 + \varepsilon_{\bullet} \\ &= 99.208 + 47.458 + 16.042 + 11.042 + 11.042 \\ &= 190.500\end{aligned}$$

となる。誤差の標準偏差は 55.5854 である。誤差にプールした場合は、

$$\begin{aligned}\hat{y}_3 &= \mu + \beta_3 + \varepsilon_{\bullet} \\ &= 99.208 + 11.042 \\ &= 146.666\end{aligned}$$

である。

表 2.12　因子毎の水準の対比(特性値に対する効果)

因子名	水準	t 値	対比	平方和	分散	F 値
定数項	β_0	5.38	99.208			
加工速度	1	0.00	-15.792	84106.750	42053.375	21.505
	2	-1.28	-31.667			
	3	5.11	47.458			
操作者	1	0.00	-7.958	9264.250	4632.125	2.369
	2	-0.01	-8.083			
	3	1.94	16.042			
材料種類	1	0.00	5.708	10441.583	5220.792	2.844
	2	-1.82	-16.750			
	3	0.43	11.042			
切削油種類	1	0.00	0.292	6010.750	3005.375	1.637
	2	-0.94	-11.333			
	3	0.87	11.042			

参考; F(2,63:0.10)=2.389、F(2,63:0.05)=3.143、F(2,63:0.01)=4.959

解析 2:外側直交表 L4 を 3 因子のﾌﾞﾛｯｸ因子として解析した場合

つぎに、外側の因子を変量因子として解析した結果を示す。変量因子として扱うため、対比は計算上示すが、実際の解析ではばらつきとして評価する。
この実験では、データの構造式を以下のように考える。

$$y_i = \mu + \alpha_a + \beta_b + \gamma_c + \delta_d + \varsigma_f + \eta_g + \kappa_k + \lambda_l + \rho_j + \tau_k + \zeta_l + \varepsilon_i \qquad (2.4)$$

ここで、ρ、τ、ζ は外側直交表に割り付けた温度、湿度、気圧の因子に対応する対比を表す。これらはそれぞれ、正規分布に従うものとする。

$$\rho \in N\left(0,\sigma_j^2\right)、\ \tau \in N\left(0,\sigma_k^2\right)、\ \zeta \in N\left(0,\sigma_l^2\right)$$

以下に解析結果を示す。

表 2.13　回帰統計

重相関係数 R	0.7667
寄与率 R^2	0.5878
誤差の標準偏差	41.8767
観測数	72
有効反復数	3.789

解析 1 と同様、表 2.13 に回帰統計を示す。これらより、重相関係数 R=0.7667 である。解析 1 に対し、説明する因子の数が増えたことにより重相関係数や寄与率は若干向上する。危険率 0.10 のときの R(53,0.10)=0.2241 であり、危険率 10%で有意である。すなわち、これらの因子は特性値に影響していると判断できる。このときの寄与率 R^2 は 0.5878 となる。特性値に対する誤差の大きさは標準偏差で、41.8767 である。表 2.14 に分散分析表を示す。危険率 0.10 のときの F(18,53:0.10)=1.580 であるので、危険率 10%で有意である。すなわち、これらの因子は特性値に影響していることがわかる。回帰統計の結果と当然、同じ判定結果となる。
参考;F(18,53:0.05)=1.802、F(18,53:0.01)=2.295

表 2.14　分散分析表

	平方和	自由度	分散	分散比	検定有意 F
因子効果	132517.86	18	7362.10	4.198	1.580
誤差	92944.01	53	1753.66		α =0.10
合計	225461.88	71			

解析 1 との相違点を示すために、ここの因子効果には外側直交表の因子の湿度の効果も含めた。表 2.15 に内側直交表に取り上げた因子毎の分散分析結果を示す。この結果から、機械の種類・加工形状・工具種類・切削油種類・切削油量は有意ではなく、加工速度・材料種類・操作者が有意であることがわかる。また、外側直交表の因子では湿度の F 値が 8.583 で、危険率 10%で有意である。表 2.15 の因子毎の分散分析表から、因子で特性値に影響しているのは、加工速度・材料種

類・操作者と環境因子の湿度である。解析 1 と同様、これらの結果から、加工速度が水準 3 で、操作者が水準 3 で、材料種類が水準 3 のとき、特性値がもっとも大きくなることがわかる。このときの母平均の推定値は、99.208+47.458+16.042+11.042=173.750 となる。誤差の標準偏差は 43.2612 である。このとき、環境因子の湿度は変量因子として扱うため、最適条件における推定には水準を指定しないで、誤差分散が大きくなるとして扱う。(分散の合成)

表 2.15　因子毎の分散分析表

項目名称	自由度	平方和	分散	分散比	検定有意 F	判定結果
因子効果	18	132517.861	7362.103	4.198	1.580	
機械の種類	1	2323.347	2323.347	1.325	2.803	有意でない
加工速度	2	84106.750	42053.375	23.980	2.406	有意である
操作者	2	9264.250	4632.125	2.641	2.406	有意である
加工形状	2	910.583	455.292	0.260	2.406	有意でない
材料種類	2	10441.583	5220.792	2.977	2.406	有意である
工具種類	2	2282.583	1141.292	0.651	2.406	有意でない
切削油種類	2	6010.750	3005.375	1.714	2.406	有意でない
切削油量	2	613.083	306.542	0.175	2.406	有意でない
温度	1	1360.681	1360.681	0.776	2.803	有意でない
湿度	1	15051.125	15051.125	8.583	2.803	有意である
気圧	1	153.125	153.125	0.087	2.803	有意でない
誤差	53	92944.014	1753.661			
全体	71	225461.875				

以上の結果より、検定後のデータの構造式は以下の通りになる。

$$y_i = \mu + \beta_b + \gamma_c + \varsigma_f + \tau_k + \varepsilon_i \qquad (2.5)$$

β;加工速度の対比、γ;操作者の対比、ζ;材料種類の対比、τ;湿度の対比で $\tau \in N\left(0, \sigma_k^2\right)$

表 2.16 に因子毎の水準の対比を示す。これらは、個々の因子の効果が有意であるとした場合の影響量である。この方法の解析も誤差分散が大きく因子の主効果の検出がうまくできないことがわかる。分散分析法では、因子の効果である対比の値が誤差に対して大きくなければ検定で結うとはならない。実験の場の影響量である誤差を小さいな値に管理を実施するか、もっと大きな直交表を用い、処理毎の繰り替え指数を大きくとり、誤差の自由度を確保してF検定における検出力を向上することが必要である。しかし、今回の例でも、L_{18} 直交表と L_4 直交表を用いた実験で、18×4＝72 個のサンプルを製作しており、さらなるサンプルの増加は多くの人にとって現実的ではない。

表 2.16　因子毎の水準の対比(特性値に対する効果)

因子名	水準	t 値	対比	平方和	分散	F 値
定数項	β_0	3.84	99.208			
機械の種類	1	0.00	-5.681	2323.347	2323.347	1.325
	2	1.15	5.681			
加工速度	1	0.00	-15.792	84106.750	42053.375	23.980
	2	-1.31	-31.667			
	3	5.23	47.458			
操作者	1	0.00	-7.958	9264.250	4632.125	2.641
	2	-0.01	-8.083			
	3	1.99	16.042			
加工形状	1	0.00	-3.375	910.583	455.292	0.260
	2	0.69	4.917			
	3	0.15	-1.542			
材料種類	1	0.00	5.708	10441.583	5220.792	2.977
	2	-1.86	-16.750			
	3	0.44	11.042			
工具種類	1	0.00	-5.458	2282.583	1141.292	0.651
	2	1.09	7.750			
	3	0.26	-2.292			
切削油種類	1	0.00	0.292	6010.750	3005.375	1.714
	2	-0.96	-11.333			
	3	0.89	11.042			
切削油量	1	0.00	4.125	613.083	306.542	0.175
	2	-0.52	-2.167			
	3	-0.50	-1.958			
温度	1	0.00	-4.347	1360.681	1360.681	0.776
	2	0.88	4.35			
湿度	1	0.00	14.46	15051.125	15051.125	8.583
	2	-2.93	-14.46			
気圧	1	0.00	1.46	153.125	153.125	0.087
	2	-0.30	-1.46			

解析 3:外側直交表 L_4 の 4 つの観測値から標準偏差を求め、この逆数を特性値として解析した場合　（ばらつきの小さな条件が望ましい状態であるとした場合）

次に、品質工学の目的であるばらつきの小さな条件を探索するという条件で、分散分析法を適用する。解析 1,解析 2 ともに平均について分散分析法を用いて解析したが、誤差の分散が大きく、主効果が危険率 10%で有意になったのは一部の因子であった。解析 3 では、次にばらつきについて解析する。特性値のばらつきが小さい方がよいので、外側の直交表の 4 個の観測値の標準偏差の逆数を特性値として解析したのが以下の結果である。標準偏差をそのまま特性値として用いると、小さい方が望ましくなり、通常の分散分析では検出出来ないため、逆数により評価する。この変換では $Y_i = \dfrac{1}{\sigma_i}$ として解析する。したがって、処理内の測定値のばらつきが小さいときは、Y_i は大きくなる。各処理で求めた4つずつのデータを用いないので、解析上では測定値が18個になったようになる。見かけ上、全体の自由度が減少したことになる。

表 2.17　実水準名と実験の結果(特性値の逆数)

因子名	機械の種類	加工速度	操作者	加工形状	材料種類	工具種類	切削油種類	切削油量	特性値 1 個目	特性値 2 個目	特性値 3 個目	特性値 4 個目	標準偏差の逆数 $= Y_i$
1	S1	10	田中	四角	鉄	T1	S	少	120	89	136	114	0.0512
2	S1	10	中村	丸	アルミ	T2	U	標準	70	63	142	108	0.0273
3	S1	10	花田	三角	銅	T3	F	多	170	129	166	150	0.0537
4	S1	20	田中	四角	アルミ	T2	F	多	51	9	56	14	0.0410
5	S1	20	中村	丸	銅	T3	S	少	80	45	42	48	0.0566
6	S1	20	花田	三角	鉄	T1	U	標準	60	19	66	35	0.0456
7	S1	30	田中	丸	鉄	T3	U	多	105	70	120	115	0.0444
8	S1	30	中村	三角	アルミ	T1	F	少	110	95	110	80	0.0696
9	S1	30	花田	四角	銅	T2	S	標準	170	120	165	125	0.0383
10	S2	10	田中	三角	銅	T2	U	少	80	40	55	15	0.0367
11	S2	10	中村	四角	鉄	T3	F	標準	35	25	70	55	0.0496
12	S2	10	花田	丸	アルミ	T1	S	多	60	20	65	25	0.0430
13	S2	20	田中	丸	銅	T1	F	標準	163	35	148	65	0.0160
14	S2	20	中村	三角	鉄	T2	S	多	135	55	110	74	0.0279
15	S2	20	花田	四角	アルミ	T3	U	少	70	47	112	82	0.0370
16	S2	30	田中	三角	アルミ	T3	S	標準	125	145	155	165	0.0586
17	S2	30	中村	四角	銅	T1	U	多	160	155	170	150	0.1171
18	S2	30	花田	丸	鉄	T2	F	少	230	260	210	210	0.0423

表 2.18 が解析結果の全体結果である回帰統計で、重相関係数 R=0.9080 である。自由度が 2 のときはＲ表から求めることはできない。統計数値表には自由度が 10 以上で表記している。危険率

0.10 のときの値を定義式に則って強制的に計算すると R(2,0.10)=0.9000 となり、危険率 10%で有意となる。しかし、精度が悪く信頼性がない。一方、分散分析表では危険率 0.10 で有意にはならない。分散分析表の結果を採用する。すなわち、これらの因子は特性値（1/σ）をうまく説明できない。

表 2.18　回帰統計

重相関係数 R	0.9080
寄与率 R^2	0.8245
誤差の標準偏差	0.0262
観測数	18
有効反復数	1.125

表 2.19　分散分析表

	平方和	自由度	分散	分散比	検定有意 F
因子効果	0.0064	15	0.0004	0.626	9.425
誤差	0.0014	2	0.0007		α=0.10
合計	0.0078	17			

表 2.20 に内側直交表に取り上げた因子毎の分散分析結果を示す。

表 2.20　因子毎の分散分析表

項目名称	自由度	平方和	分散	分散比	検定有意 F	判定結果
因子効果	15	0.0064	0.0004	0.626	9.425	
機械の種類	1	0.0000	0.0000	0.000	8.526	有意でない
加工速度	2	0.0019	0.0010	1.405	9.000	有意でない
操作者	2	0.0010	0.0005	0.731	9.000	有意でない
加工形状	2	0.0009	0.0005	0.674	9.000	有意でない
材料種類	2	0.0003	0.0001	0.215	9.000	有意でない
工具種類	2	0.0014	0.0007	1.054	9.000	有意でない
切削油種類	2	0.0001	0.0001	0.096	9.000	有意でない
切削油量	2	0.0007	0.0004	0.523	9.000	有意でない
誤差	2	0.0014	0.0007			
全体	17	0.0078				

すべての因子は有意にならない、表 2.21 に因子毎の水準の対比を示す。これらは、個々の因子の効果が有意であるとした場合の影響量である。この表の対比は元の測定値の標準偏差を用いているので、対比の値には絶対値的な意味は持たない。評価としては比較が可能なだけである。この中でもF値が比較的おおきな因子のなかで対比の値が大きくなるのは加工速度は第3水準、操作者は第2水準、工具種類は第1水準のときである。この条件でばらつきが小さくなることが推測できる。

表 2.21　因子毎の水準の対比(特性値に対する効果)

因子名	水準	t 値	対比	平方和	分散	F 値
定数項	β_0	2.06	0.048			
機械の種類	1	0.00	-0.000	0.0000	0.0000	0.0000
	2	0.00	0.000			
加工速度	1	0.00	-0.004	0.0019	0.0010	1.4045
	2	-0.41	-0.010			
	3	1.20	0.014			
操作者	1	0.00	-0.006	0.0010	0.0005	0.7310
	2	1.11	0.010			
	3	0.13	-0.004			
加工形状	1	0.00	0.008	0.0009	0.0005	0.6744
	2	-1.15	-0.009			
	3	-0.46	0.001			
材料種類	1	0.00	-0.004	0.0003	0.0001	0.2148
	2	0.17	-0.001			
	3	0.63	0.006			
工具種類	1	0.00	0.010	0.0014	0.0007	1.0539
	2	-1.43	-0.012			
	3	-0.47	0.002			
切削油種類	1	0.00	-0.002	0.0001	0.0001	0.0956
	2	0.36	0.004			
	3	-0.04	-0.002			
切削油量	1	0.00	0.001	0.0007	0.0004	0.5232
	2	-0.64	-0.008			
	3	0.37	0.007			

全ての因子が有意にならなかったので、比較的 F 値の大きな因子の、加工速度と操作者と工具種類を因子として再解析したものが以下の表である。表 2.22 の結果から、10%有意になったのは、加工速度のみである。これらの結果から、従来の分散分析法でのばらつきの解析はこの事例のようなケースでは適切では無いことがわかる。これは誤差の分散が大きい、もしくは、等分散性が保証されない事例である。

表 2.22　因子毎の水準の対比

因子名	水準	t 値	対比	平方和	分散	F 値
定数項	β_0	4.26	0.048			
加工速度	1	0.00	-0.004	0.0019	0.0010	3.0802
	2	-0.61	-0.010			
	3	1.78	0.014			
操作者	1	0.00	-0.006	0.0010	0.0005	1.6032
	2	1.64	0.010			
	3	0.20	-0.004			
工具種類	1	0.00	0.010	0.0014	0.0007	2.3112
	2	-2.11	-0.012			
	3	-0.70	0.002			

次に $Y_i = \dfrac{1}{\sigma_i}$ の解析では、平均について考慮していないので、特性値を $Y_i = \dfrac{\mu}{\sigma_i}$ で解析した。

表 2.23　実水準名と実験の結果(特性値=平均/標準偏差)

因子名	機械の種類	加工速度	操作者	加工形状	材料種類	工具種類	切削油種類	切削油量	特性値1個目	特性値2個目	特性値3個目	特性値4個目	平均/σ
1	S1	10	田中	四角	鉄	T1	S	少	120	89	136	114	5.88
2	S1	10	中村	丸	ｱﾙﾐ	T2	U	標準	70	63	142	108	2.61
3	S1	10	花田	三角	銅	T3	F	多	170	129	166	150	8.25
4	S1	20	田中	四角	ｱﾙﾐ	T2	F	多	51	9	56	14	1.33
5	S1	20	中村	丸	銅	T3	S	少	80	45	42	48	3.04
6	S1	20	花田	三角	鉄	T1	U	標準	60	19	66	35	2.05
7	S1	30	田中	丸	鉄	T3	U	多	105	70	120	115	4.55
8	S1	30	中村	三角	ｱﾙﾐ	T1	F	少	110	95	110	80	6.88
9	S1	30	花田	四角	銅	T2	S	標準	170	120	165	125	5.55
10	S2	10	田中	三角	銅	T2	U	少	80	40	55	15	1.74
11	S2	10	中村	四角	鉄	T3	F	標準	35	25	70	55	2.29
12	S2	10	花田	丸	ｱﾙﾐ	T1	S	多	60	20	65	25	1.83
13	S2	20	田中	丸	銅	T1	F	標準	163	35	148	65	1.65
14	S2	20	中村	三角	鉄	T2	S	多	135	55	110	74	2.61
15	S2	20	花田	四角	ｱﾙﾐ	T3	U	少	70	47	112	82	2.87
16	S2	30	田中	三角	ｱﾙﾐ	T3	S	標準	125	145	155	165	8.64
17	S2	30	中村	四角	銅	T1	U	多	160	155	170	150	18.59
18	S2	30	花田	丸	鉄	T2	F	少	230	260	210	210	9.63

表 2.23 がそのデータ表で、表 2.24 が解析結果の全体結果である回帰統計で、重相関係数 R=0.8632 である。危険率 0.10 のときの R(2,0.10)=0.9500 であるので、危険率 10%で有意ではない。このときの寄与率 R^2 は 0.7452 であり、ばらつきの評価としては比較的よく説明できることがわかる。

表 2.24　回帰統計

重相関係数 R	0.8632
寄与率 R^2	0.7452
誤差の標準偏差	6.3444
観測数	18
有効反復数	1.125

表 2.25 は回帰統計と同様に解析全体の結果情報を分散分析表で示したものである。この結果からも有意でないことがわかる。

表 2.25　分散分析表

	平方和	自由度	分散	分散比	検定有意 F
因子効果	235.41	15	15.69	0.390	9.425
誤差	80.50	2	40.25		α=0.1
合計	315.91	17			

表 2.26　因子毎の水準の対比(特性値に対する効果)

因子名	水準	t 値	対比	平方和	分散	F 値
定数項	β_0	0.59	4.999			
機械の種類	1	-0.00	-0.539	5.232	5.232	0.130
	2	0.36	0.539			
加工速度	1	-0.00	-1.231	148.787	74.394	1.848
	2	-0.41	-2.741			
	3	1.42	3.971			
操作者	1	0.00	-1.036	12.497	6.249	0.155
	2	0.56	1.005			
	3	0.29	0.031			
加工形状	1	0.00	1.087	14.559	7.279	0.181
	2	-0.60	-1.116			
	3	-0.29	0.029			
材料種類	1	0.00	-0.498	20.159	10.080	0.250
	2	-0.13	-0.973			
	3	0.54	1.471			
工具種類	1	0.00	1.146	14.992	7.496	0.186
	2	-0.61	-1.087			
	3	-0.33	-0.058			
切削油種類	1	-0.00	-0.410	1.987	0.993	0.025
	2	0.22	0.404			
	3	0.11	0.006			
切削油量	1	0.00	0.008	17.198	8.599	0.214
	2	-0.33	-1.201			
	3	0.32	1.193			

表 2.26 の結果から、比較的 F 値の大きな因子の、加工速度を因子として再解析したものが以下の表である。表 2.27 が解析結果の全体結果である回帰統計で、重相関係数 R=0.6863 である。危険率 0.10 のときの R(13,0.10)=0.4409 であるので、危険率 10%で有意である。このときの寄与率 R^2 は 0.4710 であり、ばらつきの評価としては比較的よく説明できることがわかる。

表 2.27　回帰統計

重相関係数 R	0.6863
寄与率 R^2	0.4710
誤差の標準偏差	3.3379
観測数	18
有効反復数	6.000

表 2.28 は回帰統計と同様に解析全体の結果情報を分散分析表で示したものである。危険率 0.10 のときの F(4,13:0.10)=2.434 であり、危険率 10%で有意である。すなわち、これらの因子は特性値に影響していると判断できる。回帰統計の結果と当然であるが、同じ結果である。

表 2.28　分散分析表

	平方和	自由度	分散	分散比	検定有意 F
因子効果	148.79	2	74.39	6.677	2.695
誤差	167.13	15	11.14		α=0.1
合計	315.91	17			

参考;F(4,13:0.05)=3.179、F(4,13:0.01)=5.205

表 2.29 に内側直交表に取り上げた因子毎の分散分析結果を示す。この結果から、加工速度のみが有意である。

表 2.29　因子毎の分散分析表

項目名称	自由度	平方和	分散	分散比	検定有意 F	判定結果
因子効果	2	148.787	74.394	6.677	2.695	
加工速度	2	148.787	74.394	6.677	2.695	有意である
誤差	13	15	167.127			
全体	17	17	315.915			

表 2.30　因子毎の水準の対比(特性値に対する効果)

因子名	水準	t 値	対比	平方和	分散	F 値
定数項	β_0	2.77	4.999			
加工速度	1	-0.00	-1.231	148.787	74.394	6.677
	2	-0.78	-2.741			
	3	2.70	3.971			

特性値を（平均/標準偏差)として解析してみると、品質工学で定義する静特性の望目特性に近い評価値になる。以上の結果から、(平均/標準偏差)なる特性値がもっとも大きくなるのは、加工速度=3 の水準であることがわかる。すなわち、加工速度=3 の水準のときに変動係数がもっとも小さくなる。

以上の結果より考察を行う。

解析 1 で平均値の推定値が品質工学よりも低くなる原因:

解析結果から、最終的に効果があると判断できるのは、加工速度、操作者、材料種類と切削油種類であった。従ってデータの構造式は

$$y_i = \mu + \beta_b + \gamma_c + \varsigma_f + \kappa_k + \varepsilon_i \qquad (2.6)$$

である。ここで、β;加工速度、γ;操作者、ζ;材料種類と κ;切削油種類 である。
この構造式にのっとって母平均の推定を行うと、190.500 であった。誤差の標準偏差は 55.5854 である。品質工学の SN 比で解析した結果では、最大 SN 比は NO.18 の 47.04 で、一般平均は 227.5 であった。これらを比較すると、SN 比で解析した方が 227.500-190.500=47.500 大きくなっている。

品質工学の解析における推定値が分散分析法に対して、この推定値が異なる原因として、
原因 1;有意ではない因子も有意として対比を計算に参入しているため
原因 2;誤差を全体で共通と考えないで、その処理だけに付加しているという考え方
原因 3:交互作用効果が存在しており、その交互作用効果の対比が正の値である
の 3 つが考えられる。

差の原因としては、原因 1 の寄与度が本事例では大きく出現したと考える。本報告は同一データに両解析を実施したために判明したが、一般的にはSN比を用いた解析のみではこれらのことは不明である。

解析 2 での結果と品質工学

解析 1 に環境因子の影響を定量的に分離したものである。解析 1 とは外側直交表の因子を解析対象にした以外は同じであるが、最終的な誤差の内容と大きさが異なるために、内側直交表の因子の検定の検出力がよくなる。この結果、最終的に効果があると判断できるのは、加工速度、操作者と材料種類であった。外側直交表の因子では湿度が有意であった。従ってデータの構造式は、

$$y_i = \mu + \beta_b + \gamma_c + \varsigma_f + \tau_k + \varepsilon_i \qquad (2.7)$$

である。ここで、β;加工速度の対比、γ;操作者の対比、ζ;材料種類の対比、τ;湿度の対比で $\tau \in N\left(0, \sigma_k^2\right)$ である。母平均の点推定は解析 1 と有意な因子が異なるため、173.750 になる。

この解析での結果と品質工学の解析結果との差異の原因は前述したことと同様である。

解析 3 での結果と品質工学

解析 1 と解析 2 では、平均について解析し、品質工学の解析結果と比較した。ここでは、ばらつきについて解析した。品質工学ではばらつきの小さい方が望ましい、言い換えると、因子の分散が小さいものが良いと判断される。このため、ばらつき(今回は、外側直交表の各 4 つずつのデータの標本標準偏差を利用)をそのまま分散分析に掛けると、検出不能であるので、逆数をとって解析したが、

当初の予想通り有意にはならない。このことから、今回例示したデータは異なった分散のデータでは無いことが証明できた。すなわち、誤差の大きさが大きい場合も従来の実験計画法で用いる分散分析法は情報を得ることが出来ない。つぎに、解析の特性値を、(平均値/標準偏差)として、解析した。この代用特性値を用いると、平均が大きなもの、ばらつきの小さなもの、もしくは、両方が成立しているものが大きくなることを利用して解析した。その結果、有意になったのは、加工速度と工具種類であった。このときのデータの構造式は

$$y_i^{'} = \mu + \beta_b + \eta_g + \varepsilon_i \tag{2.8}$$

となる。ここで、β;加工速度の対比、η;工具種類の対比である。最大になる条件は、加工速度=30(第 3 水準)と工具種類=T3(第 1 水準)である。ただし、このときの母平均の推定は通常の分散分析のようには出来ない。元の特性値のままのデータで、この条件の母平均を推定すると以下のようになる。

$$\begin{aligned} y_{31}^{'} &= \mu + \beta_3 + \eta_1 + \bar{\varepsilon} \\ &= 99.208 + 47.458 - 5.458 \\ &= 141.208 \end{aligned} \tag{2.9}$$

この値も、品質工学の SN 比で解析した結果の一般平均 227.5 に対し、かなり低い値になっている。品質工学では確認実験が必須である。以上の解析で明白なように因子毎の効果に分解できないために本来有効ではない効果も効果有りとして母平均の推定を行わざるを得ない。これを確認実験で補正することが目的である。以下は、この計算の根拠の解析結果表である。

表 2.31　回帰統計

重相関係数 R	0.6190
寄与率 R^2	0.3832
誤差の標準偏差	45.560
観測数	72
有効反復数	14.400

表 2.31 より、重相関係数 R の検定:R(67, 0.10)=0.1997 ＜ 0.6190 で危険率 10%で有意である。すなわち、今回の解析全体としては、意味があるという結果になる。

表 2.32　分散分析表

	平方和	自由度	分散	分散比	検定有意 F
因子効果	86389.33	4	21597.33	10.405	2.031
誤差	139072.54	67	2075.71		α=0.10
合計	225461.88	71			

表 2.32 の分散分析表の結果も観測された F 値=10.405 で、検定の基準値 2.031(α=0.10) より、大きい。重相関係数 R の検定と同様、有意である。

表 2.33　因子毎の分散分析表

項目名称	自由度	平方和	分散	分散比	検定有意 F	判定結果
因子効果	4	86389.33	21597.33	10.405	2.031	
加工速度	2	84106.75	42053.38	20.260	2.384	有意である
工具種類	2	2282.58	1141.29	0.550	2.384	有意でない
誤差	67	139072.54	2075.71			
全体	71	225461.88				

因子毎の分散分析表から、加工速度は F 値が 20.260 と大きいが、工具種類は F<1 で、有意ではない。

表 2.34　因子毎の水準の対比(特性値に対する効果)

因子名	水準	t 値	対比	平方和	分散	F 値
定数項	β_0	6.49	99.208			
加工速度	1	0.00	-15.792	84106.750	42053.375	20.260
	2	-1.21	-31.667			
	3	4.81	47.458			
工具種類	1	0.00	-5.458	2282.583	1141.292	0.550
	2	1.00	7.750			
	3	0.24	-2.292			

ばらつきから判断すると、工具種類は第1水準が選ばれたが、平均についての本解析では工具種類は第 2 水準が選ばれる。ここが、品質工学との異なるところである。

以上の結果から分かるように、品質工学の解析結果と従来の実験計画法で用いる分散分析法の結果とは異なる。しかしながら、いろいろ一般的な相違点はあるものの、直交表の使い方と SN 比の計算方法だけを学習できれば、実験が出来る。この節で述べたような相違点が見られるものの、難しい数理統計学を知らなくても、実験できる点が有効な点である。実際、実務の世界では、多く活用されていることからも伺える。また、実験の場における誤差の等分散性が保証されない場合や主因子の対比効果に較べ誤差が大きいときは、実験計画法で用いる分散分析法では有意な因子を見つけることが出来ない。すなわち、実験の今後の方向性を定めることが出来ない。一方、SN 比を用いた方法では検定を行わないで最大 SN 比を良いと判断するため、今後の実験の方向性については指し示すことが可能である。これが、SN 比を用いた方法の百合な点である。

以下、本論文では、両者の相違点を認めつつ、より確実に、合理的に最適条件を見つける方法について示す。

2．3　SN 比(静特性)

SN 比は、表 2.35 に示すように、種々の特性が提唱されている。動特性はあるひとつの連続的に変化可能な因子の水準が固定できない場合、この因子の全ての範囲でのSN比の動きを見たいときに用いるものである。この因子を制御因子と呼んでいる。この因子の動きをデータの動きから分離すると、残りは静特性と同じ内容になる。そこで、SN 比の基本的な性質について考察するという目的から、本研究では、静特性について検討する。

表 2.35　SN 比の種類

動 特 性	静 特 性	百分率特性
ｾﾞﾛ点比例式	望小特性	ｵﾒｶﾞ(Ω)変換
基準点比例式	望大特性	ID→ｵﾒｶﾞ変換
1 次式	望目特性	
画像転写性	ｾﾞﾛ望目特性	

(1)静特性の定義と特徴

静特性の定義と特徴について以下に簡単に解説する.

①望大特性(SN 比)　= $-10\times\log(\frac{1}{n}\Sigma\frac{1}{Y_i^2})$　(2.10)

使用条件 ; 非負で大きいほど良い特性である。強度などの特性は望大特性になることが多い。このような特性値の場合は、平均値は大きくばらつきは小さいことが理想である。そこで、特性値の逆数の 2 乗平均をSN 比として解析を行う。平均値が大きく、ばらつきが小さくなるとSN 比は高くなる特性をこのように定義する。

②望小特性(SN 比)　= $-10\times\log(V_T)$　(2.11)

使用条件;非負で小さいほど良いとする特性である。摩擦,騒音などは望小特性になることが多い。このような特性値は、平均値が小さくなればばらつきも小さくなる傾向があるので、平均値の解析でも可能である.しかし、平均値は同じでもばらつきが小さくなることもあるので、この SN 比に変換して解析したほうが合理的であり、平均値とばらつきが小さくなると SN 比は高くなる特性をこのように定義する。

③望目特性(SN 比)　= $10\log(m^2/v_e)$　、望目特性(感度、S)= $10\log(m^2)$　(2.12)

ある有限の目標値があって、目標値よりも小さくても大きくても望ましくない特性を対象とするものである。寸法とか時間とか負にならない場合、この特性を使う。負にならない望目特性の場合、SN 比は平均値 m と標準偏差 σ の比の 2 乗で評価する。分散だけでは最適条件を求めることはできない。分散が2/3になっても平均値が半分になってしまうのでは誤差率がふえてしまうという観点で評価する。平均値がｾﾞﾛになれば、分散もｾﾞﾛに近づく。平均値の大きさにくらべて誤差の大きさが小さい条件(m^2/σ^2 が大きくなる条件)を選ぶことが大切であるとする考え方である。$10\log(m^2)$の推定

値は感度 S と定義する。望目特性の場合、はじめは目標値にこだわらないで最大 SN 比の条件を選択し、次に SN 比に関係がより少ない要因で感度 S を目標値に調節する（この考え方をパラメータ設計という）。ここでは、目標値からの偏差をとっていないことが特徴である。平均値と目標値の間にかたよりがあっても平均値を目標値に一致させる対策は、比較的に容易にとることができるとしている。誤差因子は、出力特性に定性的傾向のあるものを必ずとりあげることが必要である。望大、望小特性の SN 比が平均値とばらつきを総合評価しているのに対して、望目特性の SN 比は、ばらつきの相対的な評価であるため、誤差因子の役割が特に重要になる。望目特性の場合、生データから 2 つの新しい評価値(SN 比,感度)を作成することが必要である。

④ｾﾞﾛ望目特性の SN 比:$-10\log(v_e)$　と　ｾﾞﾛ望目特性の感度:$10\log(m^2)$　　(2.13)

望目特性は大きく 2 種類に分けられる。目標値ｾﾞﾛの望目特性など負の値をとり得る場合こちらの SN 比で解析する。感度には平均値(生データ)を用いる。負にならない望目特性の場合、SN 比は平均値 m と標準偏差 σ の比の 2 乗であった。しかし、負の値をとる場合の分散は平均値によって影響されないため、分散の小さくなる条件を選べばよいことになる。この場合も同様に、はじめは目標値にこだわらないで SN 比を改善し、次に SN 比に関係がより少ない要因で感度 S を目標値に調節する。

(2)関数としての SN 比と品質工学での役割

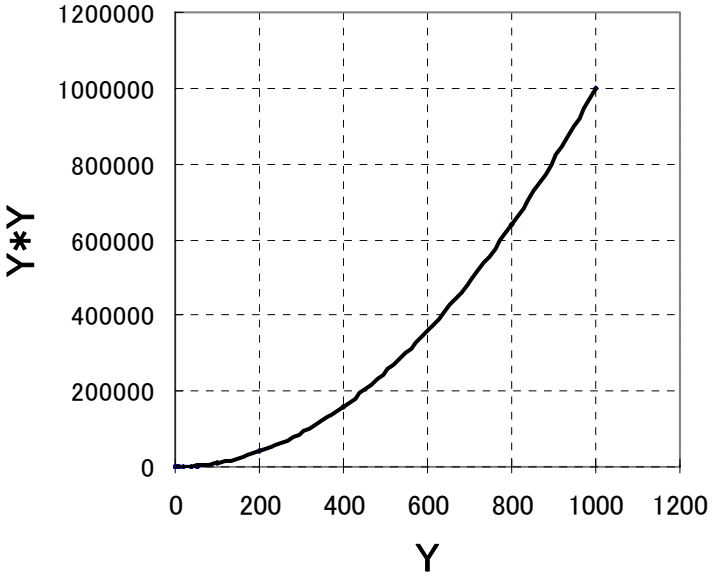
品質工学では、従来の統計的な解析のように、特性値をそのまま用いて解析するのではなく、SN 比という代用特性に変換して解析する。品質工学では、第 1 ｽﾃｯﾌﾟとして、SN 比の大きな条件を探し、次の第 2 ｽﾃｯﾌﾟとして、制御因子を用いて、平均値を変化させればよいといっている(望目特性の場合)。このように解析をおこなうと、ばらつきが小さくて、平均が任意の条件を SN 比で表現できるとしている。このばらつきが小さいことを表現するため、得られた特性値を 2 乗したものを対数変換している。この対数変換したものに-10 かけた値を SN 比と定義する。本報告では以下に、SN 比が代用特性値として最低限の性質を有しているかを検証する。特性は前述したように 3 種類存在する。代表として望大特性を用いて検証する。次の式は、その望大特性の SN 比の定義式である(再掲)。それぞれの実験条件(実験計画法では処理に相当するもの)で n 個の特性値(Y_i)を得た場合の SN 比の定義式である。

望大特性の SN 比　$= -10\times\log(\frac{1}{n}\Sigma\frac{1}{Y_i^2})$　　(2.14)

(3) log Y 関数の特性

以下に、特性値が対数変換(logY) によって、どのように変化するかを、log 関数として検討する。SN 比が特性値 Y を 2 乗して扱っている。この Y^2 の値と $\log Y^2$ について図示する。2 乗することの特徴は、①特性値 Y が負(ﾏｲﾅｽ)であっても 2 乗すると正(ﾌﾟﾗｽ)になる、②1 以上であれば差を拡大する、ことである。これは、SN 比の望小特性に対応している（SN 比の望小特性は逆数を取らないでこのまま扱う）。ここで、重要なことは、Y と Y^2 の値が単調増加関数であること。言い換えれば、Y と Y^2 の値がある領域で順序が逆転しないことを示す。評価指標としては、重要な性質のひとつである。

図 2.1　特性値 Y とその 2 乗



次に、SN 比の望大特性に対応させるために、その逆数を取ったのが図 2.2 である。関数の特徴は、Y の値が小さくなるに従い $1/Y^2$ の値の変化量が大きくなることである。Y の値が大きくなっても $1/Y^2$ の値はほとんど変化しない。

図 2.2　　特性値 Y とその 2 乗の逆数

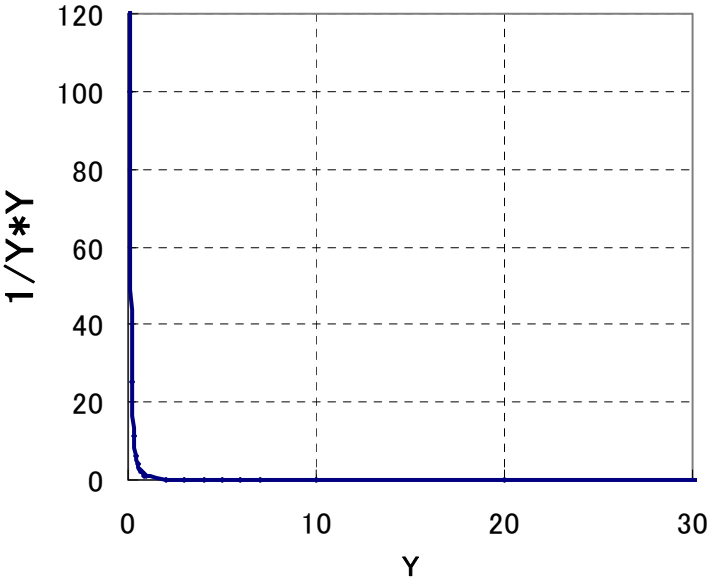


図 2.2 では、縦軸の変化が大きすぎる領域とまったく変化しない領域があることがわかったので、これらの極端な性質を和らげるために対数をる。図 2.3 は特性値 Y とその 2 乗の逆数の自然対数で図示した。これが SN 比の形にする直前の関数形である。

図 2.3　　特性値 Y とその 2 乗の逆数の対数(自然対数)

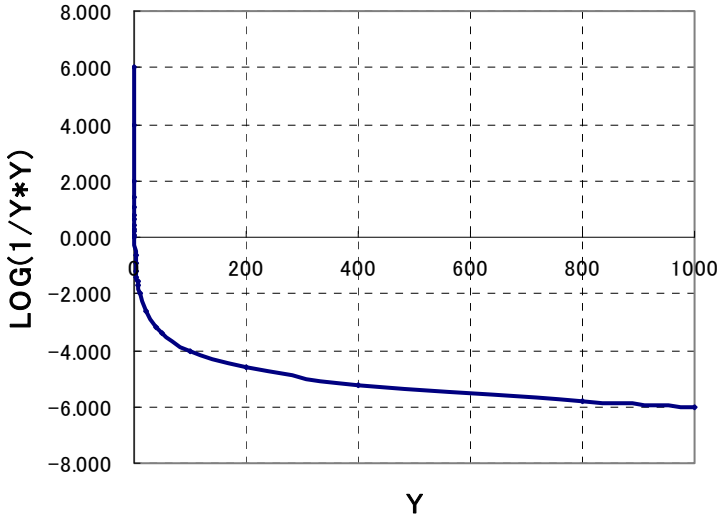


図 2.4 は特性値 Y と望大特性としての SN 比を図示した。これより望大特性としての SN 比は Y が正の範囲で単調増加関数であることを示す。特性値 Y の値が小さい領域では SN 比の変化が大きく、特性値 Y の値が大きい領域においては SN 比の変化量が少ないことが特徴である。

図 2.4　特性値 Y と SN 比(望大特性)

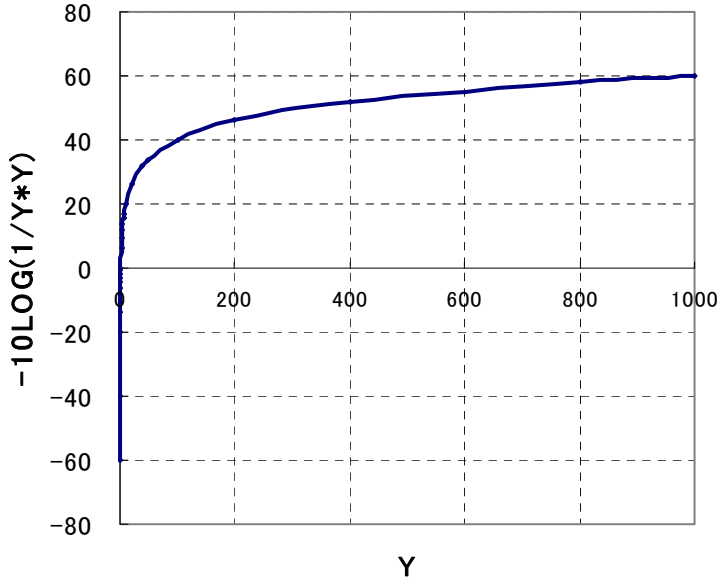
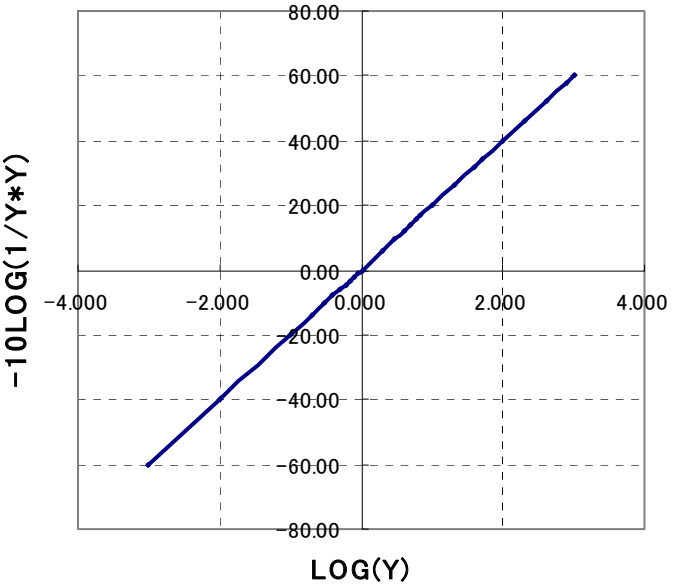


図 2.5　特性値 Y の対数と SN 比(望大特性)



参考として、図 2.5 に特性値 Y の対数と SN 比(望大特性)を図示する。

(4) Log Z の Talor 展開

ここでは、SN比が平均とばらつきの両方を表現可能としているので、SN比の定義式より log を Talor 展開し、その1次項と2次項に着目した。$Z=\frac{1}{n}\Sigma\frac{1}{Y_i^2}$ として、$\log Z$ の性質について述べたので、次に、logZ を Talor 展開してみる。

$$\log(Z)=\log(1+z)=\sum_{k=1}^{n}\left(\frac{(-1)^{k-1}}{k}\cdot z^k\right)+R_{n+1}=z-\frac{z^2}{2}+\frac{z^3}{3}-\frac{z^4}{4}+\cdots\cdots+(-1)^{n-1}\cdot\frac{z^n}{n}+R_{n+1} \quad (2.15)$$

式の成立範囲は、$-1<z\leq\infty$ である。
ただし、R_{n+1}は剰余項（ラグランジェ型とコーシー型があるが、今回は検討対象とはしないので、省略する）

第 8 項まで求め、近似性について検証した。対数関数である logZ の Talor 展開の近似はあまりよくないといえる。近似精度がもっとも良かったのが、log(0.002)で、Talor 展開の近似値は-2.7019 で差は、0.11%である。この値以外は、±30%である。このように近似精度のよくない関数を特性値として選んだのは以下の特徴があるからとおもわれる。

① この Talor 展開の特徴は、第 1 項が平均のかたち、
② 第 2 項がばらつきと同じ次数

をしていることである。さらに、第 2 項は分散そのものの形ではないが、2 次の形であり、その符号が負(ﾏｲﾅｽ)であることである。この SN 比の提唱者である田口玄一は、**“SN 比はﾊﾞﾗﾂｷを小さく、平均を大きくする指標である”**と言っている。そこで、この Talor 展開した式の第 1 項と第 2 項の和が logY の何%を占めるかを検証した(表 2.32)。第 1 項と第 2 項の寄与率が高ければ、田口玄一が定義する評

価指標として適していることが言える。

寄与率がいくらあれば評価指標として適しているかといった基準は明確ではない。そこで、仮に、半分以上は説明できるという条件を満足していることが必要とすると、満足している範囲は、0.001 < Y < 0.160 である（Y を非負としている）。これは、特性値の取りうる範囲を −1 < Y < 1 に限定したとしてもたかだか全体の範囲の約 16%でしかない。非常に狭い範囲に限定される。次に、ばらつきの評価指標としての判定のため、表 2.33 の右端に 2 次の項と1次の項の比率を示す。Zがたかだか 1.01 から 1.10 の狭い範囲においてもこの比率は−20%から−200%と 10 倍も変化する。すなわち、1次の項と 2 次の項の比率は一定ではない。

以上のことより、“ばらつきを小さく、平均を大きくする指標”として成立するのは非常に狭い範囲であると考えるのが妥当である。本来、田口玄一は、計測器の評価として SN 比を考え出した。この計測器の誤差は、一般的には 1%から 5%程度以下のものが圧倒的に多いことを考えると問題はなかったと考える。しかし、最近は、計測器の評価以外の多くの多様な分野にこの SN 比を適用することをすすめている。後述するが、このことが多くの問題を引き起こしていると考える。

表 2.36　Log 関数の Talor 展開(2 次項まで)と 1 次･2 次項の寄与率

Z	Z=(1+z)の z	log(Z)	z	$-z^2/2$	1 次の比率	2 次の比率	2 次/1 次
1.01	0.01	0.004	0.010	0.000	2.314	−0.012	−200.0
1.02	0.02	0.009	0.020	0.000	2.326	−0.023	−100.0
1.03	0.03	0.013	0.030	0.000	2.337	−0.035	−66.7
1.04	0.04	0.017	0.040	−0.001	2.348	−0.047	−50.0
1.05	0.05	0.021	0.050	−0.001	2.360	−0.059	−40.0
1.06	0.06	0.025	0.060	−0.002	2.371	−0.071	−33.3
1.07	0.07	0.029	0.070	−0.002	2.382	−0.083	−28.6
1.08	0.08	0.033	0.080	−0.003	2.394	−0.096	−25.0
1.09	0.09	0.037	0.090	−0.004	2.405	−0.108	−22.2
1.10	0.10	0.041	0.100	−0.005	2.416	−0.121	−20.0

(5) logY の TaYlor 展開近似に関する考察

以上の結果から、関数 logY の TaYlor 展開近似はあまりよくない。1 次と 2 次の項だけで見てみると、寄与率が小さい。この 1 次と 2 次の項の全体に対する寄与率が高いことで、後で議論する SN 比の重要な性質になりえることを期待したが、SN 比の性質を決定付けるものではないといえる。また、これらの 1 次と 2 次の項の比率が平均値の値によって変化することが、後述するいろんな問題を引き起こす。

第3章　静特性を用いた実験の配置段階に発生する問題点と最適条件判定法

3．1 計画段階における問題点

品質工学の実験では、設計条件を内側直交表に、誤差条件を外側直交表に割り付け、直積型の実験を行う。内側直交表にはL_{18}直交表がよく用いられる。日本での実験における直交表の用い方は、ほとんどの場合が完全配置型ではなく、一部実施実験である。この実験方法は自分が欲しい情報だけを効率よく取り出せるといった点では非常に効率的な実験方法である。しかし、一部実施実験の欠点は、選んだ因子をどの列に割り当てるかにより、組み合わせて実施される処理条件が偏ることである。これにより、交互作用効果や今回取り上げなかった因子の影響が出てしまうことである。このため、全平均がずれて出現する懸念がある。実際の実験では、得られた情報から、最適と考えられる水準組み合わせで、確認実験を実施することで平均値のずれの量を把握し、平均値を補正するのである。このようにすることで一部実施実験の欠点を克服している。

品質工学では実験の結果の評価方法として SN 比を用いている。SN 比は平均と標準偏差により変化するように定義されている。2章で示したように、この平均と標準偏差の SN 比に対する影響の割合はサンプルの平均により一定ではないことを示した。3章では、評価指標としての SN 比が平均値に対しどのような挙動をするか、ばらつきについてどのような挙動をするかと言ったようなこと等について、その性質と挙動を明らかにする。

また、品質工学の実験では、もっとも特徴的なものとしてパラメータ設計がある。このパラメータ設計においては、第 2 段階で測定値の平均を望ましい値に変化させる(望目特性の場合)のが特徴である。すなわち、パラメータ設計や確認実験においては、積極的に平均を変化させる。

2章で証明したSN比に対する一定でない平均とばらつきの影響により、平均値の変化前後で、処理間でのSN比の順位が逆転することが起こるという問題が発生する。このため、最初の実験で2位や3位の処理条件が最終的に1位になることが発生する。実際の実験では、これら2位や3位の処理条件は実施されない。このため、最終的に検出したい処理条件が次段階の実験の処理条件に組み入れられないという事態が起こる懸念がある。この平均の変化量のSN比に対する影響量をSN比の構造から定量的に評価する。この結果を用いて、確実に望ましい処理条件を見逃すことを防止できる探索方法を構築する。

3.1 望大特性におけるにおける判定法

(1)望大特性における SN 比の定義

望大特性は 2 章で示したように、値が大きく・ばらつきが小さいものが良いとされる SN 比特性である。

望大特性は $-10\times\log(\frac{1}{n}\Sigma\frac{1}{Y_i^2})=-10\times\log\left\{\frac{1}{N}\left(\frac{1}{Y_1^2}+\frac{1}{Y_2^2}+\cdots\cdots+\frac{1}{Y_N^2}\right)\right\}$ で定義されている。

(2)数値例

例として、測定値が 2 つの場合、たとえば、ｽﾋﾟﾝﾄﾞﾙﾓｰﾀの接着剤の選定試験結果のデータを表 3.1 に示す。(出典：Ripses.com が、ｲﾝﾀｰﾈｯﾄの品質工学のパラメータ設計の説明に例題 1 として載せているもの)

表 3.1　ｽﾋﾟﾝﾄﾞﾙﾓｰﾀの接着剤の選定試験結果

	ﾋｰﾄｻｲｸﾙ前	ﾋｰﾄｻｲｸﾙ後	計	平均	範囲	SN 比
接着剤 A1	75	70	145	72.5	5	37.19
接着剤 A2	134	51	185	92.5	83	36.57
接着剤 A3	83	79	162	81.0	4	38.16
計	292	200	492			

表 3.1 の平均から評価すると、接着剤 A2 がもっとも接着力が大きい。しかし、データの(最大-最小)である範囲(ばらつき)で評価すると、接着剤 A1 と接着剤 A3 がほぼ同等に低い値を示している。従来の実験計画法では、この場合、平均の大きい方の接着剤 A2 を選択する。しかし、品質工学の立場では、ばらつきが小さく、平均が大きい方の A3 条件を最適と判断する。したがって、SN 比を用いて判定すると、SN 比は A3 が 38.16 でもっとも大きくなる。

(3)平均とばらつき(標準偏差)の SN 比に与える影響量について

平均とばらつき(標準偏差)が変化した場合、SN 比がどのように変化するか、N=2 において研究した。まず、平均値の変化の影響について検討する。外側の配置として最小データ数である2個の測定値を考える。データは Y_1と Y_2とする。この Y_1と Y_2の平均を Y とする。すなわち、$Y=Y_1=Y_2$とした。そこで、Y の値を 0.001 から 1000 まで 10^6 倍変化させて、望大特性のSN比を(3.1)で算出した。

$$SN比=-10\log(\frac{1}{N}\cdot\left(\frac{1}{Y_1^2}+\frac{1}{Y_2^2}\right)) \qquad (3.1)$$

この式にしたがって、SN比を求めたのが、表 3.2 である。ここでは、平均値の変化によるSN比の挙動を示す。$Y=Y_1=Y_2$より、ばらつき(分散、標準偏差)は0とした場合の結果である。SN 比も元のデータも単調増加関数である。SN 比の特徴は対数をとっているため、横軸の値が指数的に大きくなっても縦軸は極端に大きくならないのが特徴である。

表 3.2　平均値が変化したときの SN 比の値

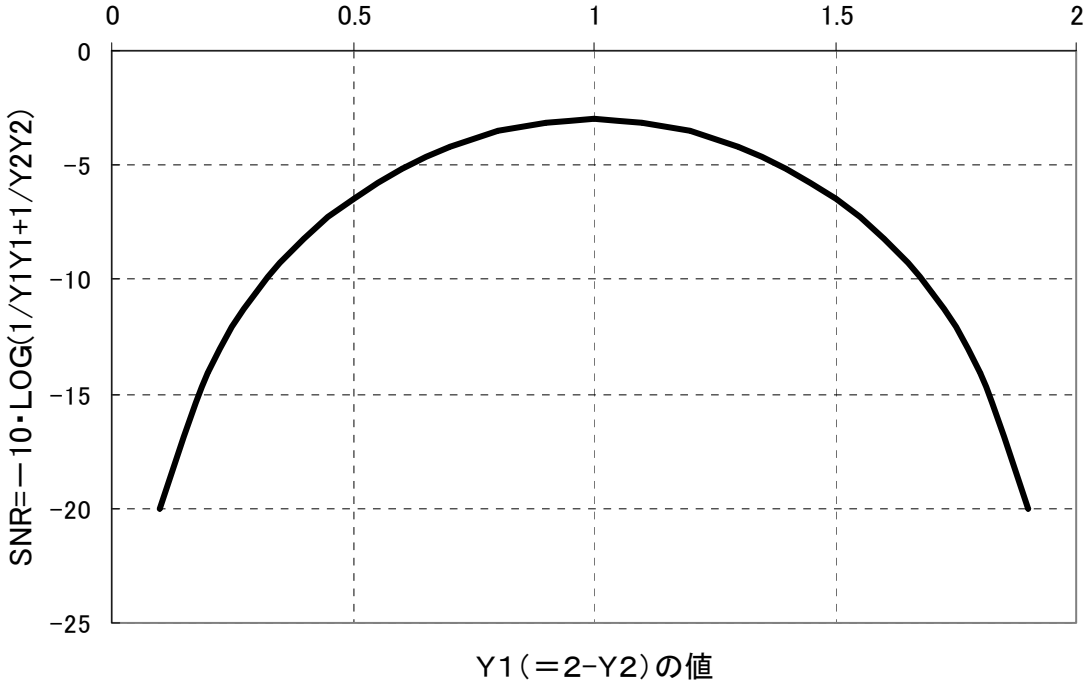
Y	Y^2	$1/Y^2$	$Log(1/Y^2)$	SN 比
0.001	0.000001	1000000	6.000	-60.00
0.01	0.0001	10000	4.000	-40.00
0.1	0.01	100	2.000	-20.00
0.2	0.04	25	1.398	-13.98
0.3	0.09	11.1111	1.046	-10.46
0.4	0.16	6.2500	0.796	-7.96
0.5	0.25	4.0000	0.602	-6.02
0.6	0.36	2.7778	0.444	-4.44
0.7	0.49	2.0408	0.310	-3.10
0.8	0.64	1.5625	0.194	-1.94
0.9	0.81	1.2346	0.092	-0.92
1	1	1.0000	0.000	0.00
2	4	0.2500	-0.602	6.02
3	9	0.1111	-0.954	9.54
4	16	0.0625	-1.204	12.04
5	25	0.0400	-1.398	13.98
6	36	0.0278	-1.556	15.56
7	49	0.0204	-1.690	16.90
10	100	0.0100	-2.000	20.00
20	400	0.0025	-2.602	26.02
40	1600	0.0006	-3.204	32.04
50	2500	0.0004	-3.398	33.98
100	10000	0.0001	-4.000	40.00
200	40000	0.000025	-4.602	46.02
400	160000	0.000006	-5.204	52.04
1000	1000000	0.000001	-6.000	60.00

つぎに、ばらつきが小さくなった場合のに SN 比の挙動について検討する。ここでは、平均が同じでばらつきが小さくなることによる SN 比の変化を調べた。データは Y_1 と Y_2 の 2 つとし、$Y_1+Y_2=2.0$ として、Y_1 を 0 から 1.9 まで 0.1 きざみで変化させたものを表 3.3 に示す。Y_2 は合計が 2 より 1.9 から 0.1 まで 0.1 きざみで変化させた。表 3.3 と図 3.1 からわかるように、$Y_1=Y_2=1.0$ で SN 比は最大値をとり、再び小さくなっていく。この $Y_1=Y_2$ のとき、ばらつきは 0.0 である。これらのことから、ばらつきが小さくなると SN 比が大きくなることがわかる。

表 3.3　Y_1 と Y_2 の 2 乗の逆数とその合計の対数値

Y_1	Y_2	$1/Y_1^2$	$1/Y_2^2$	合計	SN 比
0.1	1.9	100.0000	0.2770	100.2770	-20.01201
0.2	1.8	25.0000	0.3086	25.3086	-14.03269
0.3	1.7	11.1111	0.3460	11.4571	-10.59076
0.4	1.6	6.2500	0.3906	6.6406	-8.22209
0.5	1.5	4.0000	0.4444	4.4444	-6.47817
0.6	1.4	2.7778	0.5102	3.2880	-5.16929
0.7	1.3	2.0408	0.5917	2.6325	-4.20374
0.8	1.2	1.5625	0.6944	2.2569	-3.53521
0.9	1.1	1.2346	0.8264	2.0610	-3.14081
1	1	1.0000	1.0000	2.0000	-3.01030
1.1	0.9	0.8264	1.2346	2.0610	-3.14081
1.2	0.8	0.6944	1.5625	2.2569	-3.53521
1.3	0.7	0.5917	2.0408	2.6325	-4.20374
1.4	0.6	0.5102	2.7778	3.2880	-5.16929
1.5	0.5	0.4444	4.0000	4.4444	-6.47817
1.6	0.4	0.3906	6.2500	6.6406	-8.22209
1.7	0.3	0.3460	11.1111	11.4571	-10.59076
1.8	0.2	0.3086	25.0000	25.3086	-14.03269
1.9	0.1	0.2770	100.0000	100.2770	-20.01201

図 3.1　2 つのデータの離れ具合と SN 比の関係



次に平均を 10 から 200 まで 10 きざみで変化させ、ばらつきとして 2 つのデータ(Y_1とY_2)の標準偏差を同じく 10 から 200 まで 10 きざみで変化させて、SN 比を求めた。その結果を、表 3.4 と図 3.2 に示す。対角線の右上は片方の値が負になるので、定義域外となるので表示しない。表 3.4 から、平均が大きくなるに従い SN 比が大きくなる。また、ばらつきも小さくなるに従い SN 比が大きくなる。

図 3.2　Y_1とY_2の場合の平均とばらつきの変化による SN 比の値

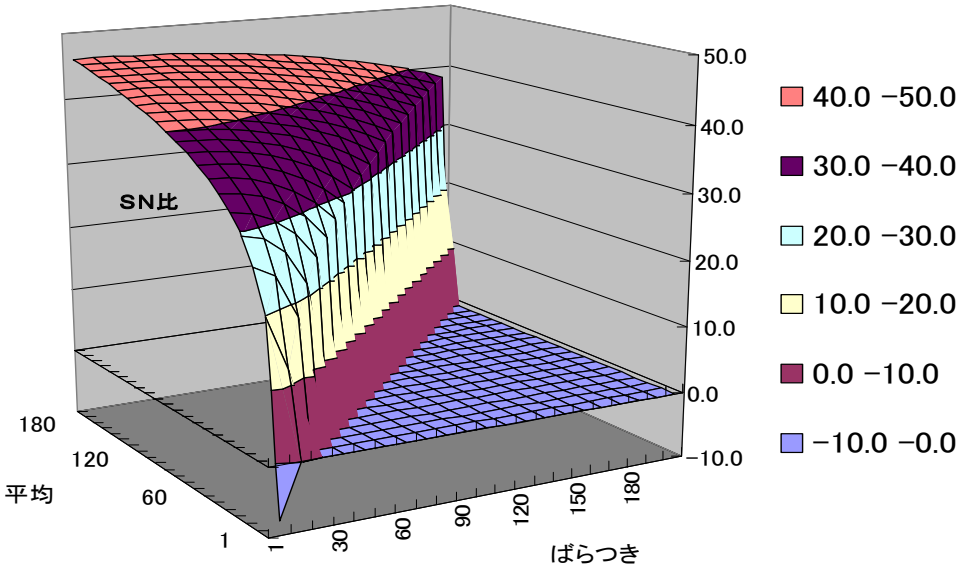


表 3.4　Y_1 と Y_2 の場合の平均とばらつきの変化による SN 比の値

$$\text{ばらつき}\ \sigma=\sqrt{V}=\sqrt{\frac{\left(Y_1-\bar{Y}\right)^2+\left(Y_2-\bar{Y}\right)^2}{2-1}}=\sqrt{2d^2}=\sqrt{2}\cdot d$$

10	12.2																
20	24.3	18.2															
30	28.8	26.5	21.8														
40	31.6	30.4	28.1	24.3													
50	33.7	32.9	31.5	29.4	26.2												
60	35.4	34.8	33.9	32.5	30.6	27.8											
70	36.8	36.4	35.7	34.7	33.4	31.6	29.1										
80	38.0	37.7	37.1	36.4	35.4	34.1	32.5	30.3									
90	39.0	38.8	38.4	37.8	37.0	36.0	34.8	33.3	31.3								
100	39.9	39.7	39.4	38.9	38.3	37.6	36.6	35.4	34.0	32.2							
110	40.8	40.6	40.3	40.0	39.5	38.8	38.1	37.1	36.0	34.7	33.0						
120	41.5	41.4	41.2	40.9	40.4	39.9	39.3	38.5	37.6	36.6	35.3	33.8					
130	42.2	42.1	41.9	41.7	41.3	40.9	40.3	39.7	39.0	38.1	37.1	35.9	34.5				
140	42.9	42.8	42.6	42.4	42.1	41.7	41.3	40.7	40.1	39.4	38.5	37.6	36.5	35.1			
150	43.5	43.4	43.3	43.1	42.8	42.5	42.1	41.6	41.1	40.5	39.8	39.0	38.0	37.0	35.7		
160	44.1	44.0	43.9	43.7	43.4	43.2	42.8	42.4	41.9	41.4	40.8	40.1	39.4	38.5	37.5	36.3	
170	44.6	44.5	44.4	44.2	44.0	43.8	43.5	43.1	42.7	42.3	41.7	41.2	40.5	39.7	38.9	37.9	36.8
180	45.1	45.0	44.9	44.8	44.6	44.4	44.1	43.8	43.4	43.0	42.6	42.1	41.5	40.8	40.1	39.3	38.4
190	45.6	45.5	45.4	45.3	45.1	44.9	44.7	44.4	44.1	43.7	43.3	42.9	42.3	41.8	41.2	40.5	39.7
200	46.0	46.0	45.9	45.8	45.6	45.4	45.2	45.0	44.7	44.3	44.0	43.6	43.1	42.6	42.1	41.5	40.8
σ	10	20	30	40	50	60	70	80	90	100	110	120	130	140	150	160	170

(4)数値事例-1 (SN 比による解析)

〔STEP-1:初期実験〕

初期実験として、3 種類の条件のものを準備した。A1 を基本条件とし、A2 は A1 と同じ平均を持ちばらつきを小さくしたもの。A3 は A1 と同じばらつきを持ち平均を大きくしたものである。それぞれは、2 回ずつの繰り返しを行ったといた場合のデータを表 3.5 に示す。

表 3.5　STEP-1　試作結果

	A1	A2	A3
条件	base	ばらつき減	平均高
繰返し 1	51	37	61
繰返し 2	9	23	19

これから SN 比を求めると、表 3.6 のようになる。A2 の SN 比が 28.83 でもっとも大きい。すなわち、A2 としてばらつきを減らしたものが良いという結果になる。

表 3.6　STEP-1　試作結果の SN 比

	A1	A2	A3
条件	base	ばらつき減	平均高
SN 比	21.96	**28.83**	28.18

〔STEP-2:確認実験〕

次に、特性値の平均は実用域として 100 以上が望ましいとする。制御因子を用いて、ばらつきを変化させないで、平均だけを 100 増加するようにして、再度、2 つずつ試作した結果を表 3.7 とする(現実は A2 条件しか実験を行わないが、比較のための全て実施したという設定である)。前述したように、通常確認実験でほとんどの場合、平均は変化する。この事例ではその平均値変化の影響がわかるように平均の変化量を大きくとった。

表 3.7　STEP-2　平均値を 100 分上げたものを試作した結果

	A1	A2	A3
条件	base	ばらつき減	平均高
繰返し 1	151	137	161
繰返し 2	109	123	119

この結果から SN 比を求めると表 3.8 のようになる。

表 3.8　STEP-2　平均値を 100 分上げたものを試作した結果の SN 比

	A1	A2	A3
条件	base	ばらつき減	平均高
SN 比	41.94	42.24	**42.63**

この結果からは、もっとも望ましいのは、SN 比で判断すると A3 の平均値高の条件のものとなる。このとき SN 比=42.63 である。STEP-1(初期実験)と STEP-2(確認実験)の結果が矛盾する。

(注)計算の中間結果とまとめ

表 3.9　計算の中間結果とまとめ

ｽﾃｯﾌﾟ		特性値	特性値	合計	全変動	一般平均	SN 比
第 1 段階実験	base	51	9	**60**	2682	30.0	21.96
	ばらつき減	37	23	**60**	1898	30.0	**28.83**
	平均高	61	19	**80**	4082	40.0	28.18
第 2 段階実験	base	151	109	**260**	34682	130.0	41.94
	ばらつき減	137	123	**260**	33898	130.0	42.24
	平均高	161	119	**280**	40082	140.0	**42.63**

(5) 事例-2 (SN 比による解析と実験計画法)

上の事例の STEP-1 を従来の手法である分散分析法で解析したものを下表に示す。

表 3.10　分散分析表　STEP-1

変動要因	平方和	自由度	分散	F 値	分散の期待値
グループ間	133.333	2	66.667	0.107	$\sigma_e^2+2\sigma_A^2$
誤差	1862.000	3	620.667		σ_e^2
合計	1995.333	5			

この結果より、従来の手法である分散分析法で解析した場合は、誤差の動きが大きいため、A1,A2 と A3 の間には差が認められないという結果である。また、ばらつきを表す尺度として標準偏差や範囲 R を特性値として解析しても、誤差が大きく有意とはならない。このように誤差分散が大きいときには分散分析では解析不能となる。

(6) 考察　(パラメータ設計に於ける改善手法)

品質工学では、第 1 ｽﾃｯﾌﾟとして、SN 比の大きな条件を探し、次の第 2 ｽﾃｯﾌﾟとして、制御因子を用いて、平均値を変化させるのがルールであるが、平均変化により、最適水準が入れ替わることが発生するという危険性を含んでいる。上の事例は、通常の等分散性のもとで行った。したがって、分散は STEP-1 と STEP-2 で変化させていない。

①一方、田口は以前より平均値が大きくなるとばらつきも大きくなるのが一般的であるとしている。参考として、平均値に比例して、ばらつきも大きくなる条件について検討した。それを下表に STEP-1 の結果を 3 倍したものを計算してみた。この結果でも、STEP-2 と同様に平均値を高くした A3 条件が SN 比=120.0 でもっとも望ましい条件ということになり、STEP-1 の結果と矛盾する。この結果より、ばらつきが一定でも、平均値に比例してばらつきが大きくなっても同様の問題が発生する可能性を有していることがわかる。この場合のデータの構造式を示すと、

$$Y_I = \mu + e_i$$

$$a(Y_I) = a(\mu + e_i) = a\mu + ae_i$$

となる。ここで、ばらつきの係数 a=3 とすると、表 3.11 のようになる。

表 3.11　STEP-1 を 3 倍したもの

	特性値	特性値	合計	全変動	一般平均	SN 比
base	153	27	60	180	24138.0	90.00
ばらつき減	111	69	60	180	17082.0	90.00
平均高	183	57	80	240	36738.0	120.00

②(4) 事例-1 で示したように、STEP-2 で必ずしも、目的通りの結論にならない場合があることがわかる。このようなことが発生すると、目的とする最適組合せ条件を見つけることが困難になる。この矛盾の最大の原因は、平均値が変化することである。特性値 Y の逆数 X=1/Y とすると、

$$
\begin{aligned}
&-10\times\log(\frac{1}{N}\Sigma\frac{1}{Y_i^2})=-10\times\log\left\{\frac{1}{N}\left(\frac{1}{Y_1^2}+\frac{1}{Y_2^2}+\cdots\cdots+\frac{1}{Y_N^2}\right)\right\}\\
&=-10\times\log\left\{\frac{1}{N}\left(X_1^2+X_2^2+\cdots\cdots+X_N^2\right)\right\} \qquad (3.2)\\
&=-10\times\log\left(\frac{1}{N}\cdot S_T\right)=-10\times\log\left(V_T\right)
\end{aligned}
$$

となる。ここで、S_T は全平方和である。通常の実験計画法などで用いる全平方和は全平均の平方和分を修正項として除外してあるが、品質工学では修正項の分も含む定義となっている。従って、標本 1 個あたりのばらつきである分散も(N-1)ではなく、N で割る。この V_T が小さくなると、SN 比が増大する。すなわち、もとの特性値 Y が大きくなれば SN 比が大きくなるという仕組みである。また、本来の定義により、ばらつきが小さくなっても、同様に V_T が小さくなる。ここで、もっとも条件の良い(STEP-1 で最適と判断した条件組合せの結果)のばらつき(すべての組合せの中でもっとも小さな分散を持つはず)がこれ以上は大きくならないことを仮定してみると、STEP-2 で平均値がどれだけ変化するかに注目すればよい。この平均値の変化によって変化する SN 比の大きさ(ΔSN)を求める。

$$
\begin{aligned}
\Delta SN&=-10\times\log(\frac{1}{N}\Sigma\frac{1}{Y_{1i}^2})+10\times\log(\frac{1}{N}\Sigma\frac{1}{Y_{2i}^2})\\
&=-10\times\log\left\{\frac{1}{N}\left(\frac{1}{Y_{11}^2}+\frac{1}{Y_{12}^2}+\cdots\cdots+\frac{1}{Y_{1N}^2}\right)\right\}-\left[-10\times\log\left\{\frac{1}{N}\left(\frac{1}{Y_{21}^2}+\frac{1}{Y_{22}^2}+\cdots\cdots+\frac{1}{Y_{2N}^2}\right)\right\}\right]\\
&=-10\times\log\left\{\frac{1}{N_1}\left(X_{11}^2+X_{12}^2+\cdots\cdots+X_{1N}^2\right)\right\}-\left[-10\times\log\left\{\frac{1}{N_2}\left(X_{21}^2+X_{22}^2+\cdots\cdots+X_{2N}^2\right)\right\}\right]\\
&=-10\times\log\left(\frac{1}{N_1}\cdot S_{1T}\right)-\left[-10\times\log\left(\frac{1}{N_2}\cdot S_{2T}\right)\right]\\
&=-10\times\log\left(V_{1T}\right)-\left[-10\times\log\left(V_{2T}\right)\right]\\
&=-10\times\log\left(V_{1T}\right)+10\times\log\left(V_{2T}\right)\\
&=-10\times\left\{\log\left(V_{1T}\right)-\log\left(V_{2T}\right)\right\} \qquad (3.3)
\end{aligned}
$$

となる。従って、この ΔSN はもとの(STEP-1)の結果と STEP-2 の結果の両方によって決まる値である。STEP-2 の実験に残す条件として、

(最大SN比－ΔSN)≦(実測SN比) (3.4)

の条件を満たす処理条件のものを対象とすればよい。最適条件より、この ΔSN まで小さな SN 比のものを残せば、STEP-2 になって、結果が反転することがあっても、この真に望ましい条件組合せをノミネートすることが出来る。

表 3.12　STEP-1 の最適条件における平均値と目標平均値との差と､SN 比の許容幅

		ﾍﾞｰｽ	確認実験における平均の移動分に相当する SN 比の変化量 （ΔSN）											
平均値の増加量		0	0.01	0.02	0.05	0.1	0.5	1	2	5	10	20	50	100
元の平均値	0	-100	60.0	66.0	74.0	80.0	94.0	100.0	106.0	114.0	120.0	126.0	134.0	140.0
	0.01	-40.0	6.0	9.5	15.6	20.8	34.2	40.1	46.1	54.0	60.0	66.0	74.0	80.0
	0.02	-34.0	3.5	6.0	10.9	15.6	28.3	34.2	40.1	48.0	54.0	60.0	68.0	74.0
	0.05	-26.0	1.6	2.9	6.0	9.5	20.8	26.4	32.3	40.1	46.1	52.1	60.0	66.0
	0.10	-20.0	0.8	1.6	3.5	6.0	15.6	20.8	26.4	34.2	40.1	46.1	54.0	60.0
	0.50	-6.0	0.2	0.3	0.8	1.6	6.0	9.5	14.0	20.8	26.4	32.3	40.1	46.1
	1	0.0	0.1	0.2	0.4	0.8	3.5	6.0	9.5	15.6	20.8	26.4	34.2	40.1
	2	6.0	0.04	0.09	0.21	0.4	1.9	3.5	6.0	10.9	15.6	20.8	28.3	34.2
	5	14.0	0.02	0.03	0.09	0.2	0.8	1.6	2.9	6.0	9.5	14.0	20.8	26.4
	10	20.0	0.01	0.02	0.04	0.1	0.4	0.8	1.6	3.5	6.0	9.5	15.6	20.8
	20	26.0	0.00	0.01	0.02	0.04	0.21	0.42	0.8	1.9	3.5	6.0	10.9	15.6
	50	34.0	0.00	0.00	0.01	0.02	0.09	0.17	0.3	0.8	1.6	2.9	6.0	9.5
	100	40.0	0.00	0.00	0.00	0.01	0.04	0.09	0.2	0.4	0.8	1.6	3.5	6.0
	200	46.0	0.00	0.00	0.00	0.00	0.02	0.04	0.1	0.2	0.4	0.8	1.9	3.5
	500	54.0	0.000	0.000	0.001	0.002	0.009	0.017	0.03	0.09	0.2	0.3	0.8	1.6
	1000	60.0	0.000	0.000	0.000	0.001	0.004	0.009	0.02	0.04	0.1	0.2	0.4	0.8
	2000	66.0	0.000	0.000	0.000	0.000	0.002	0.004	0.009	0.02	0.04	0.09	0.2	0.4
	5000	74.0	0.000	0.000	0.000	0.000	0.001	0.002	0.003	0.01	0.02	0.03	0.1	0.2
	10000	80.0	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.001	0.002	0.004	0.009	0.02	0.04	0.09
	20000	86.0	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.001	0.002	0.004	0.01	0.02	0.04
	50000	94.0	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.001	0.002	0.003	0.009	0.017
	100000	100.0	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.001	0.002	0.004	0.009

図 3.3　表 3.12 を図示したもの（望大特性におけるSNの変化量）

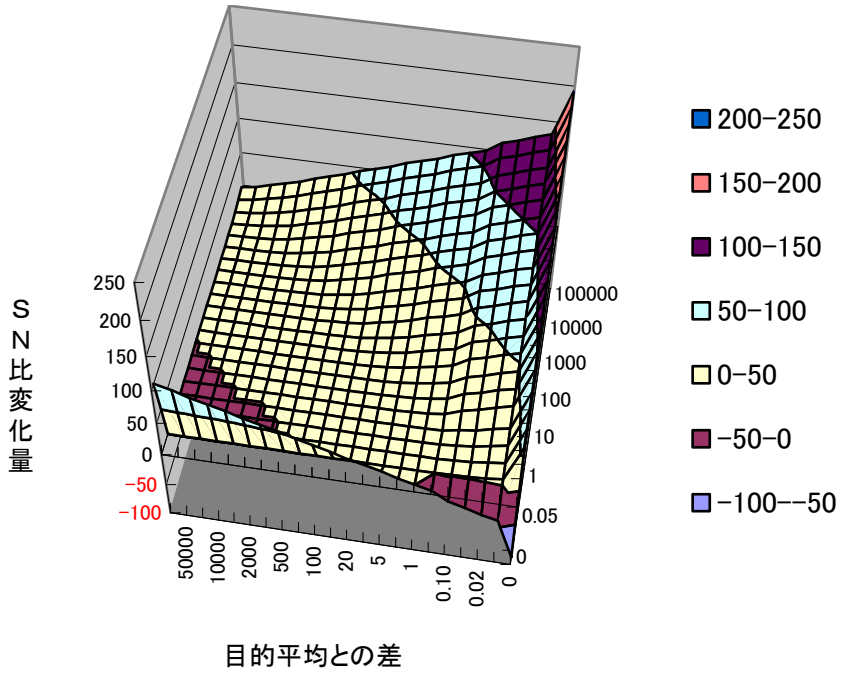


表 3.13　表 3.5 と表 3.6 を連結したもの　試作結果

	A1	A2	A3
条件	base	ばらつき減	平均高
繰返し 1	51	37	61
繰返し 2	9	23	19
平均	30.0	**30.0**	40.0
SN 比	21.96	**28.83**	28.18

試作結果である表 3.5 と表 3.6 を連結したものを表 3.13 に示す。今回の最適水準に於ける平均は 30.0 であり、目標が 130.0 であるので、表 3.15 の 縦軸が 30 で横軸が 100 のところを見ると、この表には該当する値がないので、ΔSN(20、100)=15.6 と ΔSN(50、100)=9.5 を直線補間して求める。したがって、

$$\begin{aligned}\Delta SN &= \Delta SN(20,100) - \{\Delta SN(20,100) - \Delta SN(50,100)\} \times \frac{10}{30} \\ &= 15.6 - \{15.6 - 9.5\} \times \frac{10}{30} \\ &= 15.6 - 2.0 \\ &= 13.6\end{aligned} \tag{3.4}$$

となる、表 3.13 の場合、SN 比の一番大きい A2 が 28.83 で、一番小さな A1 が 21.96 で、その差は 28.83 - 21.96 = 6.87 であるので、表 3.12 より求めた 13.6 よりも小さい。従って、STEP-2 に移行するに際しては A1,A2,A3 の 3 条件とも残す必要があることがわかる。このような方法で、本当の最適水準組合せを見落とすことを防止可能となる。

3.2 望小特性におけるにおける判定法

(1) SN 比の定義と特徴

望小特性における SN 比の定義を(3.5)式に示す。

SN 比= $-10\times\log(V_T)$　　(N=2)　　(3.5)

表 3.14 は平均($\overline{Y}$)が −100 から +100 、とばらつきが 0.001 から 100 まで変化させたときの望小特性における SN 比である。ここでの、ばらつきも望大特性のときと同様、データの標準偏差の大きさ(σ)を示す。表 3.14 の SN 比は(3.6)式で算出した。

$$
\begin{aligned}
\text{SN比} &= -10\times\log(V_T) \\
&= -10\times\log(Y_1^2+Y_2^2) \\
&= -10\times\log\left\{(\overline{Y}-\sigma)^2+(\overline{Y}+\sigma)^2\right\}
\end{aligned}
\qquad (3.6)
$$

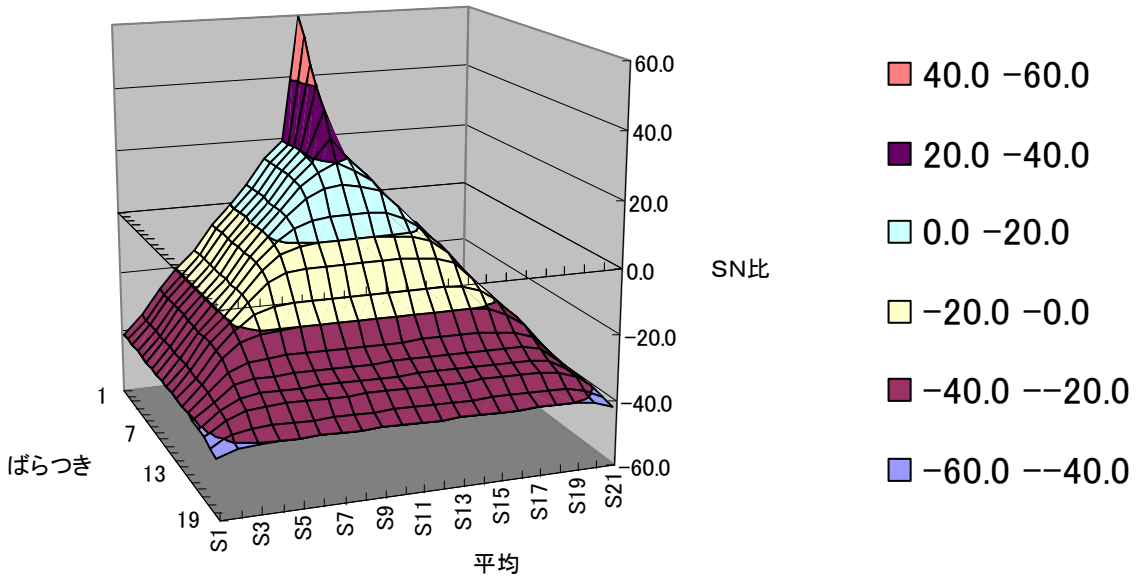
表 3.14　平均とばらつきが変化したときの望小特性における SN 比　(1)

ばらつき		0.001	0.002	0.005	0.01	0.02	0.05	0.1	0.2	0.5	1	2	5	10	20	40
平均	−100	−40.0	−40.0	−40.0	−40.0	−40.0	−40.0	−40.0	−40.0	−40.0	−40.0	−40.0	−40.0	−40.0	−40.2	−40.6
	−50	−34.0	−34.0	−34.0	−34.0	−34.0	−34.0	−34.0	−34.0	−34.0	−34.0	−34.0	−34.0	−34.1	−34.6	−36.1
	−20	−26.0	−26.0	−26.0	−26.0	−26.0	−26.0	−26.0	−26.0	−26.0	−26.0	−26.1	−26.3	−27.0	−29.0	−33.0
	−10	−20.0	−20.0	−20.0	−20.0	−20.0	−20.0	−20.0	−20.0	−20.0	−20.0	−20.2	−21.0	−23.0	−27.0	−32.3
	−5	−14.0	−14.0	−14.0	−14.0	−14.0	−14.0	−14.0	−14.0	−14.0	−14.1	−14.6	−17.0	−21.0	−26.3	−32.1
	−2	−6.0	−6.0	−6.0	−6.0	−6.0	−6.0	−6.0	−6.1	−6.3	−7.0	−9.0	−14.6	−20.2	−26.1	−32.1
	−1	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	−0.2	−1.0	−3.0	−7.0	−14.1	−20.0	−26.0	−32.0
	−0.5	6.0	6.0	6.0	6.0	6.0	6.0	5.9	5.4	3.0	−1.0	−6.3	−14.0	−20.0	−26.0	−32.0
	−0.2	14.0	14.0	14.0	14.0	13.9	13.7	13.0	11.0	5.4	−0.2	−6.1	−14.0	−20.0	−26.0	−32.0
	−0.1	20.0	20.0	20.0	20.0	19.8	19.0	17.0	13.0	5.9	0.0	−6.0	−14.0	−20.0	−26.0	−32.0
	0	60.0	54.0	46.0	40.0	34.0	26.0	20.0	14.0	6.0	0.0	−6.0	−14.0	−20.0	−26.0	−32.0
	0.1	20.0	20.0	20.0	20.0	19.8	19.0	17.0	13.0	5.9	0.0	−6.0	−14.0	−20.0	−26.0	−32.0
	0.2	14.0	14.0	14.0	14.0	13.9	13.7	13.0	11.0	5.4	−0.2	−6.1	−14.0	−20.0	−26.0	−32.0
	0.5	6.0	6.0	6.0	6.0	6.0	6.0	5.9	5.4	3.0	−1.0	−6.3	−14.0	−20.0	−26.0	−32.0
	1	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	−0.2	−1.0	−3.0	−7.0	−14.1	−20.0	−26.0	−32.0
	2	−6.0	−6.0	−6.0	−6.0	−6.0	−6.0	−6.0	−6.1	−6.3	−7.0	−9.0	−14.6	−20.2	−26.1	−32.1
	5	−14.0	−14.0	−14.0	−14.0	−14.0	−14.0	−14.0	−14.0	−14.0	−14.1	−14.6	−17.0	−21.0	−26.3	−32.1
	10	−20.0	−20.0	−20.0	−20.0	−20.0	−20.0	−20.0	−20.0	−20.0	−20.0	−20.2	−21.0	−23.0	−27.0	−32.3
	20	−26.0	−26.0	−26.0	−26.0	−26.0	−26.0	−26.0	−26.0	−26.0	−26.0	−26.1	−26.3	−27.0	−29.0	−33.0
	50	−34.0	−34.0	−34.0	−34.0	−34.0	−34.0	−34.0	−34.0	−34.0	−34.0	−34.0	−34.0	−34.1	−34.6	−36.1
	100	−40.0	−40.0	−40.0	−40.0	−40.0	−40.0	−40.0	−40.0	−40.0	−40.0	−40.0	−40.0	−40.0	−40.2	−40.6

表 3.14 より、特性値が正(ﾌﾟﾗｽ)の領域では平均が小さくなるほど SN 比は大きくなる。定義上は非負であるので、関係ないが参考のために数値を表示する。領域を正(ﾌﾟﾗｽ)に限定すると、平均が小さく

なるほど、また、ばらつきが小さくなるほど SN 比は大きくなることがわかる。

図 3.4　平均とばらつきが変化したときの望小特性における SN 比



もう少し SN 比の変化を細かく見るために、表 3.15 は表 3.14 の結果より、特性値を正(ﾌﾟﾗｽ)の領域に限定し、1 から 21 の間を 1 きざみで SN 比を算出したものである。この表 3.15 でも、平均が小さくなるほど、また、ばらつきが小さくなるほど SN 比は大きくなることがわかる。

表 3.15　平均とばらつきが変化したときの望小特性における SN 比　(1)

ばらつき		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
平均	1	-3.0	-7.0	-10.0	-12.3	-14.1	-15.7	-17.0	-18.1	-19.1	-20.0
	2	-7.0	-9.0	-11.1	-13.0	-14.6	-16.0	-17.2	-18.3	-19.3	-20.2
	3	-10.0	-11.1	-12.6	-14.0	-15.3	-16.5	-17.6	-18.6	-19.5	-20.4
	4	-12.3	-13.0	-14.0	-15.1	-16.1	-17.2	-18.1	-19.0	-19.9	-20.6
	5	-14.1	-14.6	-15.3	-16.1	-17.0	-17.9	-18.7	-19.5	-20.3	-21.0
	6	-15.7	-16.0	-16.5	-17.2	-17.9	-18.6	-19.3	-20.0	-20.7	-21.3
	7	-17.0	-17.2	-17.6	-18.1	-18.7	-19.3	-19.9	-20.5	-21.1	-21.7
	8	-18.1	-18.3	-18.6	-19.0	-19.5	-20.0	-20.5	-21.1	-21.6	-22.1
	9	-19.1	-19.3	-19.5	-19.9	-20.3	-20.7	-21.1	-21.6	-22.1	-22.6
	10	-20.0	-20.2	-20.4	-20.6	-21.0	-21.3	-21.7	-22.1	-22.6	-23.0
	11	-20.9	-21.0	-21.1	-21.4	-21.6	-22.0	-22.3	-22.7	-23.1	-23.4
	12	-21.6	-21.7	-21.8	-22.0	-22.3	-22.6	-22.9	-23.2	-23.5	-23.9
	13	-22.3	-22.4	-22.5	-22.7	-22.9	-23.1	-23.4	-23.7	-24.0	-24.3
	14	-22.9	-23.0	-23.1	-23.3	-23.4	-23.7	-23.9	-24.1	-24.4	-24.7
	15	-23.5	-23.6	-23.7	-23.8	-24.0	-24.2	-24.4	-24.6	-24.9	-25.1
	16	-24.1	-24.1	-24.2	-24.3	-24.5	-24.7	-24.8	-25.1	-25.3	-25.5
	17	-24.6	-24.7	-24.7	-24.8	-25.0	-25.1	-25.3	-25.5	-25.7	-25.9
	18	-25.1	-25.2	-25.2	-25.3	-25.4	-25.6	-25.7	-25.9	-26.1	-26.3
	19	-25.6	-25.6	-25.7	-25.8	-25.9	-26.0	-26.1	-26.3	-26.5	-26.6
	20	-26.0	-26.1	-26.1	-26.2	-26.3	-26.4	-26.5	-26.7	-26.8	-27.0
	21	-26.5	-26.5	-26.5	-26.6	-26.7	-26.8	-26.9	-27.0	-27.2	-27.3

表 3.15　平均とばらつきが変化したときの望小特性における SN 比　(2)　つづき

ばらつき		11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21
平均	1	-20.9	-21.6	-22.3	-22.9	-23.5	-24.1	-24.6	-25.1	-25.6	-26.0	-52.9
	2	-21.0	-21.7	-22.4	-23.0	-23.6	-24.1	-24.7	-25.2	-25.6	-26.1	-52.8
	3	-21.1	-21.8	-22.5	-23.1	-23.7	-24.2	-24.7	-25.2	-25.7	-26.1	-52.7
	4	-21.4	-22.0	-22.7	-23.3	-23.8	-24.3	-24.8	-25.3	-25.8	-26.2	-52.6
	5	-21.6	-22.3	-22.9	-23.4	-24.0	-24.5	-25.0	-25.4	-25.9	-26.3	-52.4
	6	-22.0	-22.6	-23.1	-23.7	-24.2	-24.7	-25.1	-25.6	-26.0	-26.4	-52.1
	7	-22.3	-22.9	-23.4	-23.9	-24.4	-24.8	-25.3	-25.7	-26.1	-26.5	-51.9
	8	-22.7	-23.2	-23.7	-24.1	-24.6	-25.1	-25.5	-25.9	-26.3	-26.7	-51.5
	9	-23.1	-23.5	-24.0	-24.4	-24.9	-25.3	-25.7	-26.1	-26.5	-26.8	-51.1
	10	-23.4	-23.9	-24.3	-24.7	-25.1	-25.5	-25.9	-26.3	-26.6	-27.0	-50.7
	11	-23.8	-24.2	-24.6	-25.0	-25.4	-25.8	-26.1	-26.5	-26.8	-27.2	-50.1
	12	-24.2	-24.6	-25.0	-25.3	-25.7	-26.0	-26.4	-26.7	-27.0	-27.4	-49.5
	13	-24.6	-25.0	-25.3	-25.6	-26.0	-26.3	-26.6	-26.9	-27.2	-27.6	-48.7
	14	-25.0	-25.3	-25.6	-25.9	-26.2	-26.6	-26.9	-27.2	-27.5	-27.8	-47.8
	15	-25.4	-25.7	-26.0	-26.2	-26.5	-26.8	-27.1	-27.4	-27.7	-28.0	-46.7
	16	-25.8	-26.0	-26.3	-26.6	-26.8	-27.1	-27.4	-27.6	-27.9	-28.2	-45.3
	17	-26.1	-26.4	-26.6	-26.9	-27.1	-27.4	-27.6	-27.9	-28.1	-28.4	-43.6
	18	-26.5	-26.7	-26.9	-27.2	-27.4	-27.6	-27.9	-28.1	-28.4	-28.6	-41.4
	19	-26.8	-27.0	-27.2	-27.5	-27.7	-27.9	-28.1	-28.4	-28.6	-28.8	-38.1
	20	-27.2	-27.4	-27.6	-27.8	-28.0	-28.2	-28.4	-28.6	-28.8	-29.0	-32.3
	21	-27.5	-27.7	-27.9	-28.0	-28.2	-28.4	-28.6	-28.8	-29.0	-29.2	160.0

(2) 平均値変化と SN 比

表 3.14,15 より、平均値が小さくなると SN 比が大きくなることがわかる。ばらつきが平均値と同じになると急激に SN 比が増大するという大きな特徴がる(変動係数=100 で 図 3.5 の尾根の部分)。変動係数とは、(標準偏差／平均＝σ／μ)である。単位は%である。変動係数=100 はσ＝μを意味する。

$$
\begin{aligned}
\text{SN比} &= -10\times\log(V_T) \\
&= -10\times\log(Y_1^2+Y_2^2) \qquad (3.7)\\
&= -10\times\log\left\{(\overline{Y}-\sigma)^2+(\overline{Y}+\sigma)^2\right\}
\end{aligned}
$$

ここで、変動係数=100 より、$\overline{Y}=\sigma$ であるので、求めるSN比は、

$$
\begin{aligned}
\text{SN比} &= -10\times\log\frac{1}{2}\left\{(\overline{Y}-\sigma)^2+(\overline{Y}+\sigma)^2\right\} \\
&= -10\times\log\frac{1}{2}\left\{(\overline{Y}-\overline{Y})^2+(\overline{Y}+\overline{Y})^2\right\} \\
&= -10\times\log\frac{1}{2}\left\{0+4\overline{Y}^2\right\} \\
&= -10\times\log\left\{2\overline{Y}^2\right\} \qquad (3.8) \\
&= -10\times\log 2-20\times\log Y \\
&= -10\times 0.30-20\times\log Y \\
&= -3.0-20\times\log Y
\end{aligned}
$$

となる。ここで、Y=10.0 とすると

$$
\begin{aligned}
\text{SN比} &= -3.0-20\times\log 10 \\
&= -3.0-20\times 1 \\
&= -3.0-20 \\
&= -23.0
\end{aligned}
$$

となり、表の結果と一致する。

(3) ばらつきと SN 比

表 3.14,15 より、SN 比は、ばらつきが小さくなると SN 比が大きくなる領域である。データ数N=2 のときの SN 比の定義式を示すと(3.9)のように書き換えることができる。

$$
\begin{aligned}
\text{SN比} &= -10\times\log\frac{1}{2}\left\{(\overline{Y}-\sigma)^2+(\overline{Y}+\sigma)^2\right\} \\
&= -10\times\log\frac{1}{2}\left\{2(\overline{Y}^2+\sigma^2)\right\} \qquad (3.9) \\
&= -10\times\log(\overline{Y}^2+\sigma^2)
\end{aligned}
$$

この式より、SN比が最大になるのは平均と分散が限りなく0に近づいた時であることが容易にわかる。平均が変化しないで一定とすると、log 関数の値に σ^2 が入っており、ばらつきが小さくなる(σ が小さくなる)と log の値が小さくなり、SN 比の値は大きくなる。

(4) 事例-1 (SN 比による解析・・・STEP-1:初期実験)

望大特性と同様の事例を示す。平均が0に近い、もしくは、ばらつきの小さいほうが望ましい特性である。初期実験として、3 種類の条件のものを準備した。A1 を基本条件とし、A2 は A1 と同じ平均を持ちばらつきを小さくしたもの。A3 は A1 と同じばらつきを持ち平均を小さくしたものである。それぞれは、2 回ずつの繰り返しを行ったといた場合のデータを表 3.16 に示す。求めた SN 比と判定順位を表 3.17 に示す。

表 3.16　STEP-1　試作結果

	A1	A2	A3
条件	base	ばらつき減	平均低
繰返し 1	48	39	43
繰返し 2	16	25	11

表 3.17　STEP-1　試作結果の SN 比

	A1	A2	A3
条件	base	ばらつき減	平均低
SN 比	-71.55	-69.78	-68.93
順位	3	2	1

SN 比により判定すると、A3(良い)→A2→A1 の順になる。平均の小さなものが良いという判定結果になる。

(5) 事例-2 (SN 比による解析・・・STEP-2:確認実験)

次に、初期実験で最も良いと判定された A3 条件は、この状態では平均値が大きいので、全体を平均 10 小さくしたものを STEP-2 として表 3.18 に示す。

表 3.18　STEP-2　試作結果　(平均値を-10 にしたもの)

	A1	A2	A3
条件	base	ばらつき減	平均低
繰返し 1	38	29	33
繰返し 2	6	15	1

表 3.18 から、SN 比を求めて表 3.19 に示す。この結果から、順位を判定すると、A2(良い)→A3→A1 の順になり、STEP-1 の結果と矛盾する。今回はばらつきの小さい A3 条件がもっとも良いという結果になる。以上の数値例からわかるように、比較する平均値のﾚﾍﾞﾙによって、判定結果が変化することがわかる。

表 3.19　STEP-2　試作結果の SN 比

	A1	A2	A3
条件	base	ばらつき減	平均低
SN 比	-66.07	-62.79	-63.01
順位	3	1	2

〔参考〕 STEP-3 として、STEP-2 のばらつきを 1/2 にしたものを作成した。この結果を表 3.20 に示す。この結果は、STEP-1 の結果と同じになった。この結果から、平均が変化しないで、単純にばらつきが同じ比率で変化した場合は、STEP-1 の結果と順位が変わらないことを示す。

表 3.20　STEP-2　試作結果　(平均が同じでばらつきを 1/2 にしたもの)

	A1	A2	A3
条件	base	ばらつき減	平均低
繰返し 1	40	36	35
繰返し 2	24	28	19
SN 比	-69.92	-69.47	-66.76
順位	3	2	1

(6) 考察　(SN 比による解析での手法)

品質工学では、第 1 ｽﾃｯﾌﾟとして、SN 比の大きな条件を探し、次の第 2 ｽﾃｯﾌﾟとして、もう少し好ましい、平均値に変化させると同時に確認を行うのが一般的な手順である。しかし、平均値が変化する事で、比較する処理の SN 比の順位が変化するため、図 3.5 や図 3.6 で示したようにその平均と標準偏差の値によって、その地点の SN 比の応答面傾斜角度が変化する。図示したように、SN 比の応答面は単純な平面ではなく、ねじれを持っている。

言い換えると、望大特性と同様、望小特性についても、SN 比は平均値の変化とばらつきの変化の影響を受ける。平均値の変化、ばらつきの変化、もしくは、その両方が変化したいずれの場合も、事例で示すような順位の反転現象が発生する。

初期実験で、最も望ましいﾚﾍﾞﾙの水準組み合わせが得られれば、このような問題は発生する可能性が著しく低くなるが、このような現象を期待しても可能性は低い。逆に、初期実験の結果が最終的な結果であるとわかっていれば、次の実験を行う必要が無いことになる。

初期実験で得られた平均値と目標との平均値の差により、SN 比の変化量を算出することが出来る。望小特性における SN 比の変化量と平均値の変化量とばらつきの変化量について検討した結果を表 3.22 に示す。データの構造式を表すと次の(3.10)式になる。

$$Y_{ij} = \mu + \alpha_i + e_{ij} \tag{3.10}$$

とすると、

$$\left(Y_{ij} - \overline{Y_{\square\square}}\right) = \left(\overline{Y}\right) + \left(\overline{Y}_{i\square} - \overline{Y_{\square\square}}\right) + \left(Y_{ij} - \overline{Y}_{i\square}\right) \tag{3.11}$$

に分解できる。

$$\Sigma\left(Y_{ij} - \overline{Y_{\square\square}}\right)^2 = \Sigma\left(\overline{Y}\right)^2 + \Sigma\left(\overline{Y}_{i\square} - \overline{Y_{\square\square}}\right)^2 + \Sigma\left(Y_{ij} - \overline{Y}_{i\square}\right)^2 \tag{3.12}$$

より平方和の分解ができる。これを書き直すと、

$$S = S_\mu + S_A + S_e \tag{3.13}$$

となる。一般的な分散分析では、S_μ は実験に取り上げなかった全ての因子の総合的な影響が混入しているため、右辺・左辺から抜いた残りの平方について議論する。しかし、品質工学ではこの全平均の平方和も含んで評価するのが大きな相違点である。したがって、望小特性における SN 比は、

$$
\begin{aligned}
SNR &= -10\times\log\left(\frac{1}{N}\Sigma Y_i^2\right) \\
&= -10\times\log\left\{\frac{1}{N}\left(Y_1^2+Y_2^2+\cdots\cdots+Y_N^2\right)\right\} \\
&= -10\times\log\left\{\frac{1}{N_1}\left(S_T\right)\right\} \\
&= -10\times\log\left(\frac{1}{N}\cdot\left(S_\mu+S_A+S_e\right)\right)
\end{aligned}
\tag{3.14}
$$

となる。構成成分は、全平均の分と因子 A の変動分からなる。すなわち、全平均が小さいか、因子 A の変動分が小さいか、もしくは誤差の大きさが小さいほど、望小特性における SN 比は大きくなる。

表 3.22　STEP-1 の最適条件における平均値と目標平均値との差と、SN 比の許容幅

ベース			平均を移動した場合の SN 比の変化量（SN 比による解析第 2 段階実験）											
平均増加量		0	-0.01	-0.02	-0.05	-0.1	-0.5	-1	-2	-5	-10	-20	-50	-100
元の平均値平均	0	-100	60.0	66.0	74.0	80.0	94.0	100.0	106.0	114.0	120.0	126.0	134.0	140.0
	0.01	-40.0		0.0	12.0	19.1	33.8	39.9	46.0	54.0	60.0	66.0	74.0	80.0
	0.02	-34.0	-6.0		3.5	12.0	27.6	33.8	39.9	47.9	54.0	60.0	68.0	74.0
	0.05	-26.0	-1.9	-4.4		0.0	19.1	25.6	31.8	39.9	46.0	52.0	60.0	66.0
	0.1	-20.0	-0.9	-1.9	-6.0		12.0	19.1	25.6	33.8	39.9	46.0	54.0	60.0
	0.2	-6.0	-0.2	-0.4	-0.9	-1.9		0.0	9.5	19.1	25.6	31.8	39.9	46.0
	1	0.0	-0.1	-0.2	-0.4	-0.9	-6.0		0.0	12.0	19.1	25.6	33.8	39.9
	2	6.0	-0.04	-0.09	-0.22	-0.45	-2.50	-6.02		3.5	12.0	19.1	27.6	33.8
	5	14.0	-0.02	-0.03	-0.09	-0.18	-0.92	-1.94	-4.4		0.0	9.5	19.1	25.6
	10	20.0	-0.01	-0.02	-0.04	-0.09	-0.45	-0.92	-1.9	-6.0		0.0	12.0	19.1
	20	26.0	-0.00	-0.01	-0.02	-0.04	-0.22	-0.45	-0.9	-2.5	-6.0		3.5	12.0
	50	34.0	-0.00	-0.00	-0.01	-0.02	-0.09	-0.18	-0.35	-0.92	-1.94	-4.44		0.0
	100	40.0	-0.00	-0.00	-0.00	-0.01	-0.04	-0.09	-0.18	-0.45	-0.92	-1.94	-6.0	
	200	46.0	-0.000	-0.001	-0.002	-0.004	-0.02	-0.04	-0.09	-0.22	-0.45	-0.92	-2.5	-6.0

問題は、これらが何の関連もなく変動することである。すなわち、独立である。全平均が小さくても因子 A の変動分が小さいとは限らない。また、この逆も同様である。この全平均とばらつきを変えて SN 比を求めたものが、表 3.14 と表 3.15 である。さらに、STEP-1 から STEP-2 に移行する場合には、一般的には平均が変化する。この変化量と STEP-1 の平均がどのような値であるかによって、平均を変化させることによる SN 比の変化量への影響量が変わってくる。SN 比の変化量は(3.15)式で求まる。

$$
\begin{aligned}
\Delta SNR &= -10\times\log(\frac{\Sigma Y_1^2}{N_1}) - \left\{-10\times\log(\frac{\Sigma Y_2^2}{N_2})\right\} \\
&= -10\times\log\left\{\frac{1}{N}\left(Y_{11}^2+Y_{12}^2+\cdots\cdots+Y_{1N}^2\right)\right\} - \left[-10\times\log\left\{\frac{1}{N}\left(Y_{21}^2+Y_{22}^2+\cdots\cdots+Y_{2N}^2\right)\right\}\right] \\
&= -10\times\log\left\{\frac{1}{N_1}\left(S_1\right)\right\} - \left[-10\times\log\left\{\frac{1}{N_2}\left(S_2\right)\right\}\right] \\
&= -10\times\log\left(\frac{1}{N_1}\cdot\left(S_\mu+S_{\alpha 1}\right)\right) - \left[-10\times\log\left(\frac{1}{N_2}\cdot\left(S_{\mu'}+S_{\alpha 2}\right)\right)\right] \\
&= -10\times\log\left(V_{1T}\right) - \left[-10\times\log\left(V_{2T}\right)\right] \\
&= -10\times\log\left(V_{1T}\right) + 10\times\log\left(V_{2T}\right) \\
&= -10\times\left\{\log\left(V_{1T}\right) - \log\left(V_{2T}\right)\right\} \qquad (3.15)
\end{aligned}
$$

したがって、STEP-1 から STEP-2 に移行する場合は、単一の良い条件のみを選択するのではなく、ある範囲内にある条件をすべて取り込んでおかないと、選んだ条件の中に最適なものを含まないことが予想される。どの範囲のものを選択すればよいかが明確でないと、判定に困ることになる。どの範囲のものを選択すればよいかを検討して求めたものが、表 3.22 である。この表で求めた値(SN 比の許容幅)分だけ、小さなものを対象グループに入れておくと良いのである。

この事例では、STEP-1 の平均が 17(=34/2)で、STEP-2 では、この平均を 10 小さくしたので、元の平均値が 20 のときで、変化量が-10 の値を表 3.22 から求めると、-6.0 である。したがって、STEP-2 に移る場合はもっとも良い条件である A3(平均低)の SN 比 -68.93 より 6.0 小さい SN 比のものを STEP-2 への対象条件とすればよい。この事例では、-74.93 までの分、すなわち、A1、A2 も対象となることがわかる。

3.3 望目特性における判定法

3.3.1 関数としての SN 比と品質工学での役割についての考察

関数としての望目特性の SN 比は、$10\log(m^2/v_e)$で、感度としては $10\log(m^2)$が定義である。定義に示すように、望目特性とあるが目標値からの偏差を用いないで平均値 m の 2 乗を用いている(式の分子の項)。一般的に、従来の分散分析では、この m は修正項(通常 CT や CF で表現されることが多い)として、解析の時には解析対象データから除外する。理由はこの m には今回実験に取り上げた因子の平均と、取り上げなかったすべての因子の平均効果が含まれるため、その構成内容の意味するところが解明できないことが理由である。このため、検定対象から外される。ある因子の 2 つ以上の状態(これは通常水準と呼ばれている)を評価するときには、それぞれの絶対値は上記理由により評価しても再現性の点で確かな根拠を与えるものではない。しかし、水準間の効果の差は検証を行った場での結果の差を表しており、この情報はより確かであるということが認められている。分母の v_e は、従来の分散分析では誤差の分散として用いられている値である。この値は水準内でのデータのばらつきを表している。表 3.23 に従来の分散分析と品質工学における情報の分解の構成内容を示す。

表 3.23　望目特性の SN 比の解析で用いる情報の分類

	分散分析の情報分解			従来の分散分析	品質工学での解析
効果の分類	平方和	自由度	分散	情報の利用	情報の利用
一般平均の効果	S_μ	$\phi_\mu=1$	V_μ	用いない	用いる
因子の効果	S_A	ϕ_A	V_A	用いる	用いない
誤差効果	S_e	ϕ_e	V_e	用いる	用いる
全体効果	S_T	$\phi_T=N-1$	V_T		

表 3.23 の分散分析表より、望目特性の SN 比で用いている S_μ は

$$S_\mu = \frac{(\Sigma x_i)^2}{N} = N \times \left(\frac{\Sigma x_i}{N}\right)^2 = N \times (m)^2 = Nm^2 \qquad (3.16)$$

$$\therefore m^2 = \frac{S_\mu}{N} = V_\mu \qquad (3.17)$$

を表している。これは、データ 1 個あたりの一般平均の原点からのばらつきの尺度としていることがわかる。一方、S_e はある水準組み合わせにおける平均値のばらつきの程度を表している。

以上より、SN 比で用いられる m^2/V_e は 原点からのずれが大きいか、同一水準組み合わせの中でのばらつきが小さいときに大きくなる性質を持っていることがわかる。

3.3.2 望目特性を用いた解析

(1) SN 比の定義と特徴

望目特性における SN 比の定義は次のとおりである。

$$\text{SN 比}=10\times\log(m^2/V_e)=10\times\log(m^2/\sigma^2)=20\times\log(m/\sigma)=20\times\left(\log m-\log\sigma\right) \qquad (3.18)$$

表 3.24 は平均($\overline{Y}$)が 0 から 20、とばらつきが 0.0001 から 14 まで変化したときの望目特性における SN 比を示す。ここでの、ばらつきも望大特性のときと同様、データの標準偏差の大きさ(σ)を示す。表 3.24 の SN 比は以下の式で算出した。

$$\text{SN比}=10\times\log(\frac{m^2}{\sigma^2}) \qquad (3.19)$$

前述した表 3.24 の平均値をもう少し細かな間隔で検討したものを表 3.24 に示す。

表 3.24　平均とばらつきが変化したときの望目特性における SN 比と感度

標準偏差 σ		10^4	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	感度
平均値	0	−60.0	−120	−126	−130	−132	−134	−136	−137	−138	−139	−140	−141	−142	−142	
	1	60.0	0.0	−6.0	−9.5	−12.0	−14.0	−15.6	−16.9	−18.1	−19.1	−20.0	−20.8	−21.6	−22.3	0.0
	2	66.0	6.0	0.0	−3.5	−6.0	−8.0	−9.5	−10.9	−12.0	−13.1	−14.0	−14.8	−15.6	−16.3	6.0
	3	69.5	9.5	3.5	0.0	−2.5	−4.4	−6.0	−7.4	−8.5	−9.5	−10.5	−11.3	−12.0	−12.7	9.5
	4	72.0	12.0	6.0	2.5	0.0	−1.9	−3.5	−4.9	−6.0	−7.0	−8.0	−8.8	−9.5	−10.2	12.0
	5	74.0	14.0	8.0	4.4	1.9	0.0	−1.6	−2.9	−4.1	−5.1	−6.0	−6.8	−7.6	−8.3	14.0
	6	75.6	15.6	9.5	6.0	3.5	1.6	0.0	−1.3	−2.5	−3.5	−4.4	−5.3	−6.0	−6.7	15.6
	7	76.9	16.9	10.9	7.4	4.9	2.9	1.3	0.0	−1.2	−2.2	−3.1	−3.9	−4.7	−5.4	16.9
	8	78.1	18.1	12.0	8.5	6.0	4.1	2.5	1.2	0.0	−1.0	−1.9	−2.8	−3.5	−4.2	18.1
	9	79.1	19.1	13.1	9.5	7.0	5.1	3.5	2.2	1.0	0.0	−0.9	−1.7	−2.5	−3.2	19.1
	10	80.0	20.0	14.0	10.5	8.0	6.0	4.4	3.1	1.9	0.9	0.0	−0.8	−1.6	−2.3	20.0
	11	80.8	20.8	14.8	11.3	8.8	6.8	5.3	3.9	2.8	1.7	0.8	0.0	−0.8	−1.5	20.8
	12	81.6	21.6	15.6	12.0	9.5	7.6	6.0	4.7	3.5	2.5	1.6	0.8	0.0	−0.7	21.6
	13	82.3	22.3	16.3	12.7	10.2	8.3	6.7	5.4	4.2	3.2	2.3	1.5	0.7	0.0	22.3
	14	82.9	22.9	16.9	13.4	10.9	8.9	7.4	6.0	4.9	3.8	2.9	2.1	1.3	0.6	22.9
	15	83.5	23.5	17.5	14.0	11.5	9.5	8.0	6.6	5.5	4.4	3.5	2.7	1.9	1.2	23.5
	16	84.1	24.1	18.1	14.5	12.0	10.1	8.5	7.2	6.0	5.0	4.1	3.3	2.5	1.8	24.1
	17	84.6	24.6	18.6	15.1	12.6	10.6	9.0	7.7	6.5	5.5	4.6	3.8	3.0	2.3	24.6
	18	85.1	25.1	19.1	15.6	13.1	11.1	9.5	8.2	7.0	6.0	5.1	4.3	3.5	2.8	25.1
	19	85.6	25.6	19.6	16.0	13.5	11.6	10.0	8.7	7.5	6.5	5.6	4.7	4.0	3.3	25.6
	20	86.0	26.0	20.0	16.5	14.0	12.0	10.5	9.1	8.0	6.9	6.0	5.2	4.4	3.7	26.0

図 3.5　平均とばらつきが変化したときの望目特性における SN 比

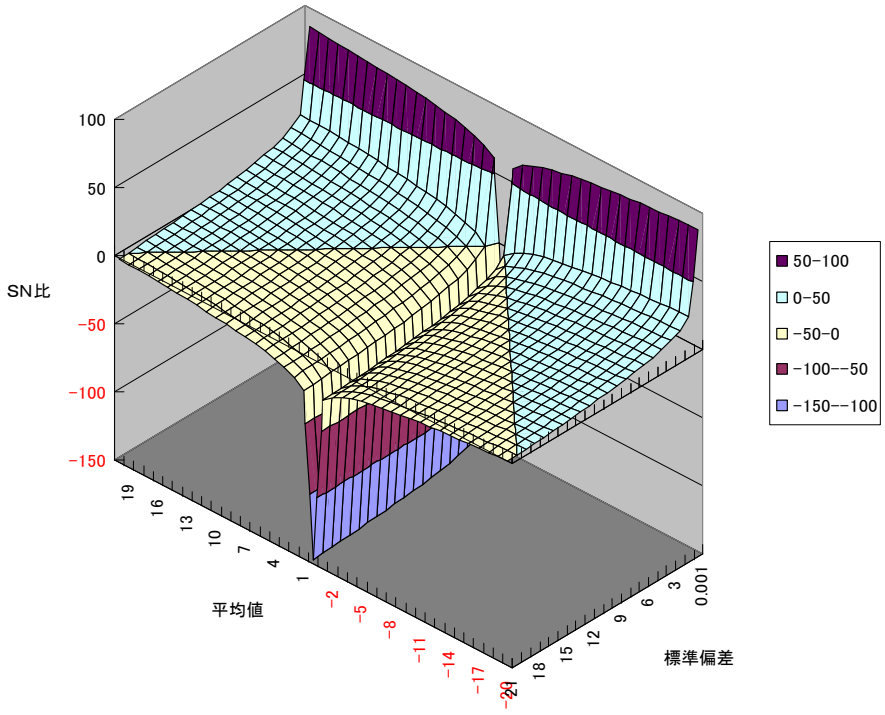


図 3.6　平均とばらつきが変化したときの望目特性における SN 比　(2)
（平均値および標準偏差を狭い範囲を拡大したもの）

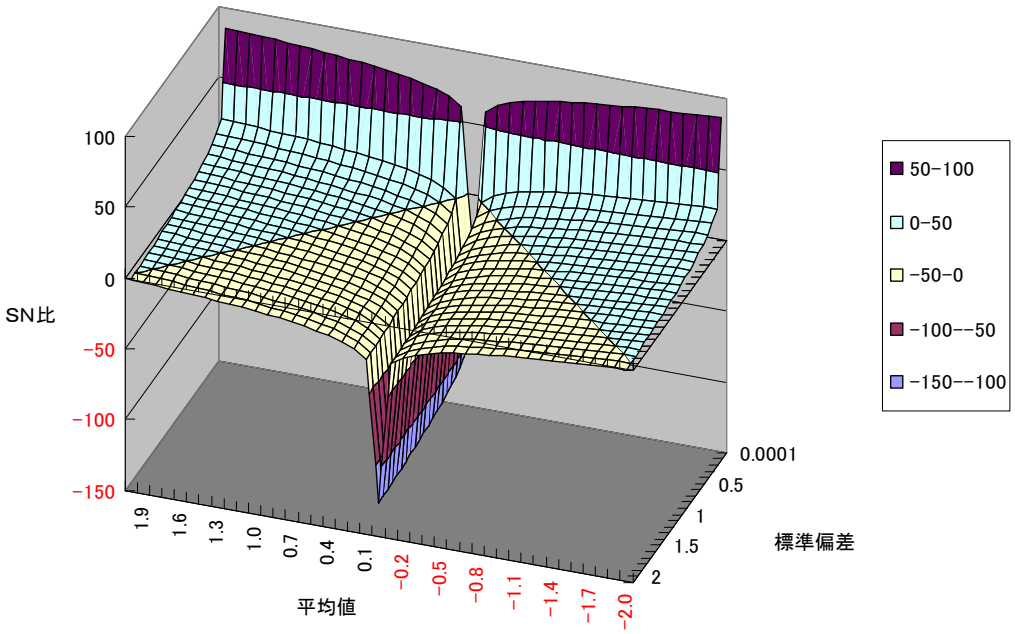


表 3.25　平均とばらつきが変化したときの望目特性における SN 比　(2)

σ \ μ	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9	1	1.1	1.2	1.3	1.4	感度
0	-100	-106	-110	-112	-114	-116	-117	-118	-119	-120	-121	-122	-122		
0.1	0.0	-6.0	-9.5	-12.0	-14.0	-15.6	-16.9	-18.1	-19.1	-20.0	-20.8	-21.6	-22.3	-20.0	-20.0
0.2	6.0	0.0	-3.5	-6.0	-8.0	-9.5	-10.9	-12.0	-13.1	-14.0	-14.8	-15.6	-16.3	-14.0	-14.0
0.3	9.5	3.5	0.0	-2.5	-4.4	-6.0	-7.4	-8.5	-9.5	-10.5	-11.3	-12.0	-12.7	-10.5	-10.5
0.4	12.0	6.0	2.5	0.0	-1.9	-3.5	-4.9	-6.0	-7.0	-8.0	-8.8	-9.5	-10.2	-8.0	-8.0
0.5	14.0	8.0	4.4	1.9	0.0	-1.6	-2.9	-4.1	-5.1	-6.0	-6.8	-7.6	-8.3	-6.0	-6.0
0.6	15.6	9.5	6.0	3.5	1.6	0.0	-1.3	-2.5	-3.5	-4.4	-5.3	-6.0	-6.7	-4.4	-4.4
0.7	16.9	10.9	7.4	4.9	2.9	1.3	0.0	-1.2	-2.2	-3.1	-3.9	-4.7	-5.4	-3.1	-3.1
0.8	18.1	12.0	8.5	6.0	4.1	2.5	1.2	0.0	-1.0	-1.9	-2.8	-3.5	-4.2	-1.9	-1.9
0.9	19.1	13.1	9.5	7.0	5.1	3.5	2.2	1.0	0.0	-0.9	-1.7	-2.5	-3.2	-0.9	-0.9
1.0	20.0	14.0	10.5	8.0	6.0	4.4	3.1	1.9	0.9	0.0	-0.8	-1.6	-2.3	0.0	0.0
1.1	20.8	14.8	11.3	8.8	6.8	5.3	3.9	2.8	1.7	0.8	0.0	-0.8	-1.5	0.8	0.8
1.2	21.6	15.6	12.0	9.5	7.6	6.0	4.7	3.5	2.5	1.6	0.8	0.0	-0.7	1.6	1.6
1.3	22.3	16.3	12.7	10.2	8.3	6.7	5.4	4.2	3.2	2.3	1.5	0.7	0.0	2.3	2.3
1.4	22.9	16.9	13.4	10.9	8.9	7.4	6.0	4.9	3.8	2.9	2.1	1.3	0.6	2.9	2.9
1.5	23.5	17.5	14.0	11.5	9.5	8.0	6.6	5.5	4.4	3.5	2.7	1.9	1.2	3.5	3.5
1.6	24.1	18.1	14.5	12.0	10.1	8.5	7.2	6.0	5.0	4.1	3.3	2.5	1.8	4.1	4.1
1.7	24.6	18.6	15.1	12.6	10.6	9.0	7.7	6.5	5.5	4.6	3.8	3.0	2.3	4.6	4.6
1.8	25.1	19.1	15.6	13.1	11.1	9.5	8.2	7.0	6.0	5.1	4.3	3.5	2.8	5.1	5.1
1.9	25.6	19.6	16.0	13.5	11.6	10.0	8.7	7.5	6.5	5.6	4.7	4.0	3.3	5.6	5.6
2.0	26.0	20.0	16.5	14.0	12.0	10.5	9.1	8.0	6.9	6.0	5.2	4.4	3.7	6.0	6.0

(2) 平均値・標準偏差と SN 比に対する影響

平均値の変化と標準偏差の変化によりSN比も変化することが判明したが、これらのSN比に対する影響量を定量的に評価するために応答面を線形式で近似した。式は最小自乗法で求めた。(3.20)が得られた式である。

SN 比=-0.344+1.111(平均)-1.064(標準偏差)

=-0.344+1.111{(平均)-0.958(標準偏差)}

=-0.344+20×0.05556{(平均)-0.958(標準偏差)}　(3.20)

重相関係数=0.9306

寄与率=0.866

ここに示すように良い相関を示す。定義式や回帰式からわかるように、平均値が大きくなるとSN比が大きくなり、標準偏差が小さい方が SN 比が大きくなることが応答面の線形回帰式からわかる。定義式では、平均値と標準偏差の SN 比に対する影響量がわかりにくいが、実際に算出した SN 比の応

答面の偏回帰係数から平均値と標準偏差の SN 比に対する影響量は異なる。すなわち、標準偏差よりも平均値の方が SN 比に対す影響が 1.0442 倍(=1.111/1.064)大きいことが式よりわかる。この比が 1 でないことにより、STEP-1 で SN 比の大きなある条件を見つけだし、STEP-2 で平均値を変えるという品質工学のパラメータ設計において、STEP-2 で SN 比の最大になる条件が変化することが説明可能である。線形回帰式の結果を以下に示す。回帰式の算出に用いた表 3.24 のデータの相関行列行列を表 3.26 に示す。平均値と標準偏差の相関係数は 0 で求めた回帰式の偏相関係数が安定した結果であることを示している。言い換えると、平均値と標準偏差の共分散が0である。

表 3.26　相関行列

	平均値	標準偏差	SN 比
平均値	1		
標準偏差	0.0000	1	
SN 比	0.336599	-0.61971	1

求めた線形回帰式の回帰統計を表 3.27 に示す。重相関係数 R=0.93063 、重決定係数 R^2=0.86608 でよく関係を表していることがわかる。ただし、標準誤差=3.58661 ですこし大きい値である。この値が大きいことが、STEP-1 での判定の難しさに関連してくると考えられる。

表 3.27　回帰統計

重相関係数 R	0.93063
重決定係数 R^2	0.86608
補正重決定係数 R^2	0.86544
標準誤差	3.58661
観測数	420

得られた分散分析表を表 3.28 に、回帰係数とその係数の t 値を表 3.29 に示す。

表 3.28　分散分析表

	自由度	変動	分散	観測された分散比
回帰	2	34691.3	17345.6	1348.41
残差	417	5364.2	12.8638	
合計	419	40055.5		

表 3.29　回帰係数

	偏回帰係数	標準誤差	t
切片	-0.344	0.483	-0.712
平均	1.111	0.030	36.614
標準偏差	-1.064	0.029	-36.827

(3) 数値事例-1 (パラメータ設計に於ける SN 比による解析・・・STEP-1)

望大特性と同様の性質を持った事例を挙げる。SN 比の大きい方が望ましいとする。従来の条件のものを A1 とし、ばらつきはそのままで、平均が 2 高いものを A2 とし、平均とばらつきの小さくなったもの(標準偏差で 1/2)を A3 とした。これが STEP-1 の試作条件である。試作結果と求めた SN 比と判定順位を表 3.30 に示す。

表 3.30　STEP-1　試作結果

STEP-1		A1	A2	A3
データ	1	3	5	2
	2	5	7	3
	3	7	9	4
平均		5.0	7.0	3.0
標準偏差		2.00	2.00	1.00
m/σ		2.5	3.5	3
m/σ の 2 乗		6.25	12.25	9
SN 比		**7.96**	**10.88**	**9.54**
評価順位		3	1	2

SN 比より判定すると、A2(良い)→A3→A1 の順になる。ばらつきの一番小さな A3 は平均が小さいため最適条件とは判定されない。この STEP では感度は評価しない。

(4) 事例-2 (パラメータ設計に於ける SN 比による解析・・・STEP-2)

次に、最も良いと判定された A2 条件でも、まだ平均値が 10 小さいので、大きくする実験を実施したのが表 3.31 である。これらの値から、SN 比を求めて、順位を判定すると、A3(良い)→A2→A1 の順になる。STEP-1 の結果と矛盾していることがわかる。STEP-2 では、平均がもっとも小さいが、ばらつきの小さい A3 がもっとも良いという結果になる。 また、感度で判断すると、A2(良い)→A1→A3 の順になる (平均値の大きさの順)。本来のもっともばらつきが小さく安定している条件が、SN 比では 1 位になり、感度では 3 位で一番よくない判定結果になる。これは、(3.20)式の偏回帰係数値より、ばらつきの効果よりも平均の効果の方がよく効くからである。

表 3.31　STEP-2　試作結果　(平均を 10 大きくしたもの)

STEP-2		A1	A2	A3
データ	1	13	15	12
	2	15	17	13
	3	17	19	14
平均		15.0	17.0	13.0
標準偏差		2.00	2.00	1.00
m/σ		7.5	8.5	13
m/σ の 2 乗		56.25	72.25	169
SN 比		**17.50**	**18.59**	**22.28**
SN 比評価順位		3	2	1
感度		**23.52**	**24.61**	**22.28**
感度評価順位		2	1	3

(5) 考察　(パラメータ設計に於ける改善手法)

品質工学では、第 1 ｽﾃｯﾌﾟとして、SN 比の大きな条件(ばらつきの小さな条件)を探し、次の第 2 ｽﾃｯﾌﾟとして、感度を用いて、平均値を変化させる。望大特性や望小特性は、平均を変化させると、最適水準が変化する危険性を含んでいた。同様に、望目特性においても、STEP-1 における平均値が小さな条件は、ばらつきがもっとも小さな条件であっても、見逃される危険性を含んでいることがわかる。そこで、A3 条件の平均を A2 と同じにしたのが、次の表 3.32 である。この段階になると、A3 条件は SN 比、感度とも 1 位になる。以上のことから、ばらつきのもっとも良い条件を見つける方法であると説明しているが、ばらつきよりも平均値の方が SN 比に与える影響が大きいことがわかる。実際の場面で、STEP-1 で A3 条件を候補から外してしまった場合は、最適条件を永遠に見過ごしてしまう。

表 3.32　STEP-2‘　試作結果　(A3 の平均を A2 にあわせたもの)

STEP-2’		A1	A2	A3
データ	1	13	15	16
	2	15	17	17
	3	17	19	18
平均		15	17	17
標準偏差		2.00	2.00	1.00
m/σ		7.5	8.5	17
m/σ の 2 乗		56.25	72.25	289
SN 比		17.50	18.59	24.61
SN 比評価順位		3	2	1
感度		23.52	24.61	24.61
感度評価順位		3	1	1

次に、STEP-1 の結果について平均の補正をおこなった。(表 3.33)

表 3.33　STEP-1　試作結果

STEP-2’		A1	A2	A3
データ	1	3	5	2
	2	5	7	3
	3	7	9	4
平均		5.0	7.0	3.0
標準偏差		2.00	2.00	1.00
m/σ		2.5	3.5	3
m/σ の 2 乗		6.25	12.25	9
SN 比		**7.96**	**10.88**	**9.54**
SN 比評価順位		3	1	2
平均一致した SN 比		**10.88**	**10.88**	**16.99**
上記 SN 比評価順位		2	2	1

表 3.33 より、ばらつきのもっとも小さな A3 条件がもっとも良い SN 比を示す。 パラメータ設計の提唱するように、STEP-1 の結果によってもっともばらつきの小さな条件を見つけ、STEP-2 で平均を変更するという考え方(STEP-2 で簡単に平均値を変更できるという考え方)であれば、現状の最小ばらつきの条件が 1 番にならない定義式は適切ではない。このような条件が成立するのであれば、わざわざ STEP-2 を計算しなくても、STEP-1 の結果によってもっともばらつきの小さな条件を見つけることで、最適状態を特定できる。

3.4 最適条件判定法の探索法 1

3章では、実験の計画段階に、どの因子や水準を選択するかによって全平均が定まる。この平均の位置によって発生する問題点を、静特性の SN 比の望大特性と望小特性および望目特性について、今回示した矛盾のもっとも大きな原因は、従来の統計解析で用いられる分散分析法などでおこなわれる全平均の影響を平方和の段階で抜かずに解析していることである。通常、この値は“修正項”と呼ばれている。(CT や CF と表現されることが多い) この“修正項”を意味のあるものとしてとらえるべきか、とらえるべきでは無いかは、従来より議論のあるところである。 したがって、ここでは言及しない。この“修正項”は他の平方和と数学的には独立であるから分離しても含めても問題はないが、実務でどのように扱われるかは重要である。

SN 比は平均とばらつきの両方を同時評価できる特性として取り上げているが、本報告で示したように、平均とばらつきの組み合わせ方により、評価されるものの順位が逆転する危険性を含んでいる。従来の統計的な検討であれば、平均とばらつきはそれぞれ検討、評価されるが、SN 比として処理された場合、このような検討は行われない。このため、実験の結果、最適条件ではないものを最適として採用することが発生する。さらに重要なことは、実際の実験者がこのことに気がつかないまま、通り過ぎてしまうことである。実務において、実験の結果、求めた結果は事実として実証したものあるためにもっとも信用し得る結果として扱われる。このため、間違った解釈を行うと、誤った方向に誘導してしまう。実験条件を、再度見直すﾁｬﾝｽは、通常、企業では開発に行き詰って、前進できなくならないと発生しない。開発においてはもっとも避けなければならない状況である。

本報告に記述したことは、実務の世界では一部の人がこのような事象が発生することに気がついている。この対策として、

方法 1:望小・望大特性は用いないで、すべて望目特性として解析している

方法 2:従来の実験計画法を用いて解析する

方法 3:経験で SN 比を用いた解析をおこなうか否かを決定し、問題を回避する

等の、対策を行いながら、活用している。しかし、これらの判断は、その組織に品質工学に精通した人がいるということが前提条件となる。最近はじめて間もない組織においては、このようなことに気が付くはずもない。

以上の結果から、望大特性においては表 3.12、望小特性においては表 3.22、望目特性においては表 3.24 に示した許容幅のSN比を示す処理を確認実験や2段階目の実験に含めて実施することが重要である。最大のSN比から、これらの表で求めた SN 比の許容幅分だけ小さな値のSN比の処理を対象とすることで、最終的に残すべき処理条件を見落とすことが防止できる。

どの範囲までのSN比の処理を残すかは、以下の手順で判断することで、本来取り上げるべき処理条件が見落とすことを防止できる。

① 望大特性の場合:最大のSN比の処理について確認実験をおこない、初期実験との目標平均値の差を確認する。次に、その平均値の差から、表 3.12 のSN比の許容幅を求め、(最大SN比－許容幅)より大きなSN比の処理条件を全て、追加確認実験に加える。

② 望小特性の場合:最大のSN比の処理について確認実験をおこない、初期実験との目標平均値の差を確認する。次に、その平均値の差から、表 3.22 のSN比の許容幅を求め、(最大SN

比－許容幅）より大きなSN比の処理条件を全て、追加確認実験に加える。

③ 望目特性の場合：最大のSN比の処理の初期実験の平均値を求め、目的とする目標平均値との差を求める。この目標との差から、表 3.24 に示した許容幅のSN比求め、（最大SN比－許容幅）より大きなSN比の処理条件を全て、第2段階実験に加える。

望大特性の場合の例を示す。初期実験において、最大SN比（SNR=40 とする）の処理条件の平均値＝10 で、確認実験において、平均値＝15 になった場合、表 3.12 より、許容幅＝3.5 を求める。これらより、初期実験において 40-3.5=36.5 以上のSN比の処理条件のものを確認実験に追加する。

表 3.12　望大特性の最適条件における平均値と目標平均値との差と SN 比の許容幅 （再掲）

		ﾍﾞｰｽ	確認実験における平均の移動分に相当する SN 比の変化量											
平均値の増加量		0	0.01	0.02	0.05	0.1	0.5	1	2	5	10	20	50	100
元の平均値	0	-100	60.0	66.0	74.0	80.0	94.0	100.0	106.0	114.0	120.0	126.0	134.0	140.0
	0.01	-40.0	6.0	9.5	15.6	20.8	34.2	40.1	46.1	54.0	60.0	66.0	74.0	80.0
	0.02	-34.0	3.5	6.0	10.9	15.6	28.3	34.2	40.1	48.0	54.0	60.0	68.0	74.0
	0.05	-26.0	1.6	2.9	6.0	9.5	20.8	26.4	32.3	40.1	46.1	52.1	60.0	66.0
	0.10	-20.0	0.8	1.6	3.5	6.0	15.6	20.8	26.4	34.2	40.1	46.1	54.0	60.0
	0.50	-6.0	0.2	0.3	0.8	1.6	6.0	9.5	14.0	20.8	26.4	32.3	40.1	46.1
	1	0.0	0.1	0.2	0.4	0.8	3.5	6.0	9.5	15.6	20.8	26.4	34.2	40.1
	2	6.0	0.04	0.09	0.21	0.4	1.9	3.5	6.0	10.9	15.6	20.8	28.3	34.2
	5	14.0	0.02	0.03	0.09	0.2	0.8	1.6	2.9	6.0	9.5	14.0	20.8	26.4
	10	20.0	0.01	0.02	0.04	0.1	0.4	0.8	1.6	3.5	6.0	9.5	15.6	20.8
	20	26.0	0.00	0.01	0.02	0.04	0.21	0.42	0.8	1.9	3.5	6.0	10.9	15.6
	50	34.0	0.00	0.00	0.01	0.02	0.09	0.17	0.3	0.8	1.6	2.9	6.0	9.5
	100	40.0	0.00	0.00	0.00	0.01	0.04	0.09	0.2	0.4	0.8	1.6	3.5	6.0
	200	46.0	0.00	0.00	0.00	0.00	0.02	0.04	0.1	0.2	0.4	0.8	1.9	3.5
	500	54.0	0.000	0.000	0.001	0.002	0.009	0.017	0.03	0.09	0.2	0.3	0.8	1.6
	1000	60.0	0.000	0.000	0.000	0.001	0.004	0.009	0.02	0.04	0.1	0.2	0.4	0.8
	2000	66.0	0.000	0.000	0.000	0.000	0.002	0.004	0.009	0.02	0.04	0.09	0.2	0.4
	5000	74.0	0.000	0.000	0.000	0.000	0.001	0.002	0.003	0.01	0.02	0.03	0.1	0.2
	10000	80.0	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.001	0.002	0.004	0.009	0.02	0.04	0.09
	20000	86.0	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.001	0.002	0.004	0.01	0.02	0.04
	50000	94.0	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.001	0.002	0.003	0.009	0.017
	100000	100.0	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.001	0.002	0.004	0.009

第 4 章　実験実施時に発生するサンプリングによる SN比の挙動と最適条件判定法

4.1 実施段階における問題点

我々は通常、ある母集団から標本をサンプリングを行うと、必ず期待値の標本を採取できるとは限らない。このことをサンプリング誤差と呼ぶ。いかなる実験においても、通常の実験と同様、母集団から標本を採取するときに発生するサンプリングの偏りが考えられる。そこで、この章では初期実験にて同一母集団からの標本に発生する観測値の平均やばらつき情報が SN 比に与える影響量を示す。元の測定値が計量値の場合は、物性値等の測定値の平均は t 分布に従い、分散は χ^2 分布に従うことを利用して、これらの同時分布確率が作る凸包領域を求める。一方、SN 比が作る応答面を求める。平均と標準偏差からなる同時分布確率の凸包領域とＳＮ比が作る空間との同時成立部分空間を考え、標本からの測定値から得られた情報を用いて、平均値と分散の期待値の存在空間を算出する。この空間内での最大ＳＮ比と最小ＳＮ比を求める。信頼度 θ におけるこれらの差△(θ)を定義する。

この△(θ)を用いて、サンプリングによる偏りを考慮して実験結果を判定する。このとき、選択する水準組合せを範囲で判断する。このような判定方法を採用すると、最適水準組み合わせの作業の失敗の確率を（１－θ）に保証できる。したがって、合理的に最適条件を見つけることができる。その探索方法を構築する。

4.2 サンプリング誤差に伴うSN比の変動

我々は通常、ある母集団から標本をサンプリングを行うと、必ず期待値の標本を採ってこれるとは限らない。このことをサンプリング誤差と呼ぶ。このために精度良く期待値を探索するための各種サンプリング法が考案されている。ここでは、サンプリング法の研究ではなく、サンプリングの結果、標本の測定値から母集団の母数を予測しようとする推定を行う。品質工学では、提唱者の田口玄一の方針で、今まで数理統計学とは接点を持たずに来た。このため、本研究で述べることは、いままで定量的に評価されていない。SN 比はその定義の中に、データの平均に関する部分とばらつきに関する部分を両方含んでいる。これらの標本平均と標準偏差から母集団の期待値と母標準偏差のSN 比に対する影響量を検討する。

従来の数理統計理論より、標本の平均は正規分布(u)に、標本の分散は χ^2 分布(χ^2)に従い、$\bar{x}$ と χ^2 は独立である。従って、標本の平均と分散の分布は以下で表される。

$u=\dfrac{\sqrt{n}(\bar{x}-\mu)}{\sigma}$ を用いると、

$$u \square f=\frac{1}{2\pi}e^{-\frac{u^2}{2}} \tag{4.1}$$

$$\chi^2 \square f=\frac{1}{2\Gamma\left(\frac{\phi}{2}\right)}e^{-\frac{\chi^2}{2}}\cdot\left\{\frac{\chi^2}{2}\right\}^{\frac{\phi}{2}-1} \tag{4.2}$$

我々がサンプリングしたときの平均は正規分布ではなく、t 分布に従う。このt 分布と χ^2 分布は独立ではない。(4.3)の方法で同時分布確率を求める。ここで、任意の確率 θ になる t 分布の値を a とし、標本の平均と分散の累積同時分布を F(a)とすると、

$$F(a)=\Pr(t\le a)=\Pr\left(\frac{u}{\sqrt{\chi^2/\phi}}\le a\right)=\Pr\left(u\le a\sqrt{\chi^2/\phi}\right) \tag{4.3}$$

となる。従って、$u\le a\sqrt{\chi^2/\phi}$ なる条件で、積分したものが、標本の平均と分散の累積同時分布確率F(a)になる。

$$F(a)=\int_0^{\chi^2}d\chi^2\int_{-\infty}^{a\sqrt{\chi^2/\phi}}\frac{x^{\frac{\phi}{2}-1}}{\sqrt{\pi}\cdot\Gamma\left(\frac{\phi}{2}\right)\cdot 2^{\frac{\phi}{2}-\frac{1}{2}}}\cdot e^{-\frac{u^2}{2}-\frac{1}{2}}du \tag{4.4}$$

これを用いて、変動係数(σ/μ=0.01, 0.02,0.05,0.1,0.2,0.5,0.75,1.0)について、μ, σ=0～∞の範囲で変化させ、累積同時分布確率を求めた。また、4.2 から 4.4 で、それぞれの定義式に基づいて SN 比(SNR)を求めた。推定の信頼度 θ としたとき、$F(a)\geqq 0.5(1-\theta)$なる領域を、$Z\{F(a)\geqq 0.5(1-\theta)\}$とする。曲面の外周は信頼度が θ である限界値を示す。その内部の線は SN 比の値が

同じであることを表している。SN 比の等高線となる。SN 比は右下の方が高くなる。(図の中の大きな矢印) 図は横方向に平均値、縦方向に標準偏差を表しているので、平均値が大きく、標準偏差が小さい方が SN 比が大きくなる。 また、この等高線は平行ではない。ねじれている。さらに、その間隔は等しくない。いま、この凸包領域内のそれぞれの定義式の SN 比を SNR とし、信頼度 θ の最小 SN 比を SNR(min、θ)、最大 SN 比を SNR(max、θ)とすると、その差 $\triangle(\theta)$は

$$\triangle(\theta)=\mathrm{SNR}(\max、\theta)-\mathrm{SNR}(\min、\theta) \tag{4.5}$$

で定義される。t 分布と χ^2 分布の同時分布関数 $F(Y_1,Y_2)$は平均 μ と標準偏差 σ とし、$\Pr\{\mu, \sigma\}$ とすると、周辺確率 ζ が$(1-0.5\theta)$より大きな集合を求めればよい。この集合の中での SNR(max、θ) と SNR(min、θ)より、$\triangle(\theta)$を求めることができる。この結果を図 4.1 と表 4.3 に示す。

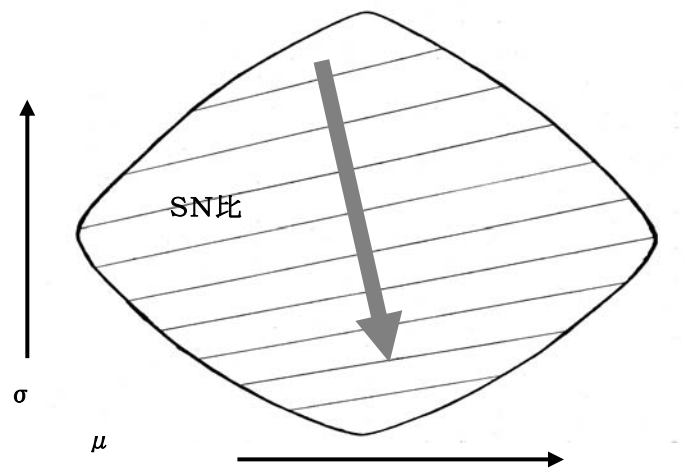


図 4.1　信頼度 θ の同時確率分布と望目 SN 比の等高面

4.3 望目特性における判定法

それぞれの測定値には当然ながら種々の誤差を含む。品質工学で用いるL_{18}直交表と誤差条件として 4 回(L_4直交表)を考えると、SN 比を求めるために測定した観測値は、

$$y_{(i)j} = \mu_{(i)} + \varepsilon_{(i)j} \tag{4.6}$$

なるデータ構造となる。ここで、i は処理番号で 1 から 18、j は処理番号 i におけるL_4直交表の処理番号で、処理番号 i における繰り返し番号にあたる 1 から 4 である。L_{18}直交表には因子を 2 水準因子が 1 個と 3 水準因子が 7 個の 8 因子が割り当てられる。従来の実験計画では、誤差の大きさを把握するために、全ての列に因子を割り当てないが、品質工学では 8 因子を割り当てる。このときのデータの構造式は、

$$\begin{aligned} y_{(i)j} = \mu_{(i)} &+ x_{(1)} + x_{(2)} + x_{(3)} + x_{(4)} \\ &+ x_{(5)} + x_{(6)} + x_{(7)} + x_{(8)} + \varepsilon_{(i)j} \end{aligned} \tag{4.7}$$

と考え、各対比を独立に評価して、望ましい値になる各因子の水準組み合わせを求める。ここで、$x_{(i)}$は処理番号 i における対比である。i=1 のときは 2 水準、i=2 から 8 のときは 3 水準である。これに対し、品質工学では、データの構造式を(4.6)式と考え、全平均と全ての対比の合算したもので考えて SN 比を求める。全平均と対比の組み合わせは、最大 2×3^7 存在する。これに誤差が含まれるため、含まれる誤差の実現値の大きさにより、算出された SN 比は変動する。したがって、最大の SN 比を示す処理番号の水準組み合わせが、今回の実験で本当に最適である水準組み合わせであるか否かが判定できない。SN 比は μ と σ を同時に評価する指標であり、最大 SN 比の絶対値は平均 μ によって大きく変化する。表 4.1 に、異なった平均と分散で、同一 SN 比になる数値事例を示す。

表 4.1　同一 SN 比になる組み合わせ

	ケース 1	ケース 2	ケース 3
平均	4	5	6
標準偏差	0.4	0.5	0.6
平均/標準偏差	10	10	10
(平均/標準偏差)^2	100	100	100
SNR	**20.00**	**20.00**	**20.00**

表 4.1 からは、正確な平均と標準偏差がわかれば、SN 比は求められる。しかし、これらは母数で未知である。次に、同一の平均と分散を持つ、同一母集団からの標本値に含まれる誤差の出現値の大きさが 1σ、2σ、3σ になったときの SN 比を表 4.2 に示す。表 4.2 からは、平均が 4 で標準偏差が 0.1 の母数を持つ、同一母集団からサンプリングをおこなったときに、標本値に含まれている誤差の実現値が変化したときの SN 比の変化量を示したものである。大きく変動することがわかる。したがって、L_{18}直交表実験で求められた標本値から計算された 18 個の SN 比の大きさだけでは、どの処理番号 i の水準組み合わせが求める母集団に含まれるものであるかの判断は困難であることがわかる。今回の実験においてはたまたま望ましい値では無かったかも知れないが、求める最適な水準組合せであ

るものを見逃すことなく検出することが必要である。望ましい実験条件を見逃すことなく、開発実験を続けていくことが重要である。

表 4.2　同一平均と分散時の SN 比

	ケース 1	ケース 2	ケース 3
平均	4	4	4
標準偏差	0.1	0.1	0.1
誤差の大きさ	1 σ	2 σ	3 σ
誤差の実現値	0.1	0.2	0.3
SNR	32.04	26.02	22.50

(4.6)式で示すように、観測値 $Y_{(i)j}$ から算出している SN 比は母平均 μ と母標準偏差 σ の成分を含んでおり、μ と σ を同時に評価する指標である。SN 比の絶対値は平均 μ によって大きく変化する。従って、もっとも大きな SN 比の条件だけに注目するのではなく、表 4.1 や表 4.2 で示した現象を考慮して、今回の実験の中で最も望ましいグループとして確実に次の確認実験に含めることが必要である。論点を明確にするために本論文では、動特性ではなく、静特性について論じる。

ここまでで述べた望目特性の SN 比は、値が有限で、ばらつきが小さいものが良いとされるもので、以下が定義式である。望大特性や望小特性にはない、感度(望目特性における)という評価指標が追加される。

$$SNR_i = 10 \times \log(m_i^2 / V_e) \tag{4.8}$$

ここで、m_i:処理番号 i における特性値の平均、σ_i:処理番号 i における特性値の標準偏差 である。

$$感度 = 10 \times \log(m^2) \tag{4.9}$$

この感度は定義が示すように、処理の平均を表す指標である。しかし、一般の算術平均ではなく、2 乗して、対数変換している。このままでは今回得られた平均が目標とする平均であるか否かわからない。このためには、目標値を m に代入して、予め目標感度を求めておかねば、目標値にどの処理が近いか判定できない。

また、元の $SNR(\theta)$は μ/σ によって変化するが、望目特性の場合、(4.5)式の△(θ) で評価すると μ/σ には依存しないで信頼度 θ にのみ依存する。

表 4.3　望目特性推定時の△(θ)

自由度	信頼度 80%	信頼度 90%	信頼度 95%	信頼度 98%	信頼度 99%
2	-8.48	-13.15	-17.48	-22.37	-25.78
3	-6.60	-10.11	-13.32	-17.19	-19.74
4	-5.47	-8.55	-11.18	-14.27	-16.26
5	-4.85	-7.34	-9.79	-12.45	-14.13
6	-4.36	-6.74	-8.73	-11.11	-12.63
7	-4.06	-6.23	-8.06	-10.13	-11.52
8	-3.74	-5.77	-7.45	-9.41	-10.74
9	-3.51	-5.41	-7.02	-8.74	-10.01
10	-3.28	-5.13	-6.63	-8.29	-9.49
11	-3.15	-4.88	-6.26	-7.84	-9.00
12	-3.02	-4.66	-6.04	-7.45	-8.57
13	-2.94	-4.49	-5.78	-7.21	-8.11
14	-2.79	-4.32	-5.55	-6.97	-7.90
15	-2.71	-4.14	-5.36	-6.74	-7.63
16	-2.63	-4.01	-5.17	-6.49	-7.36
17	-2.54	-3.88	-4.99	-6.30	-7.14
18	-2.47	-3.77	-4.85	-6.10	-6.94
19	-2.39	-3.66	-4.72	-5.93	-6.74
20	-2.33	-3.57	-4.59	-5.77	-6.54

ここで、自由度は外側に割り付けた直交表、もしくは、繰り返しの自由度を指す。

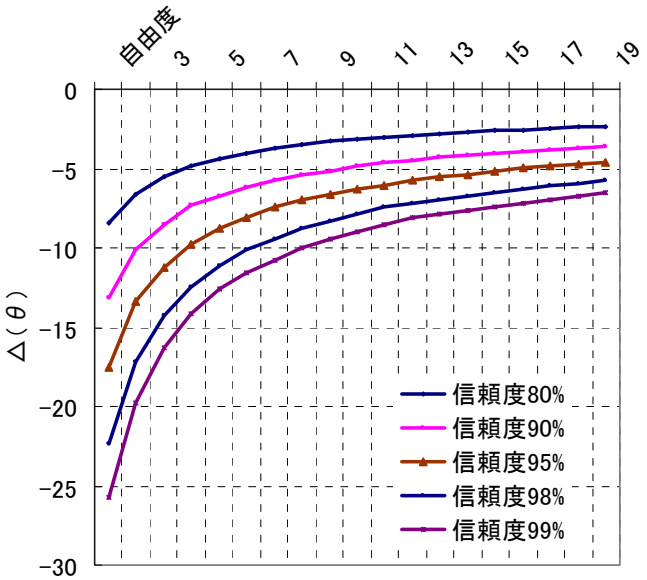


図 4.2　各信頼度における$\Delta(\theta)$　の推定値

4.4 望大特性における判定法

望大特性においても、前節の望目特性と全く同じである。それぞれの測定値には当然ながら種々の誤差が含まれる。SN 比を求めるために測定した観測値が、

$$y_{(i)j} = \mu_{(i)} + \varepsilon_{(i)j} \tag{4.10}$$

となるデータ構造も同じである。したがって、最大の SN 比を示す処理番号の水準組み合わせが求める水準組み合わせであるか否かが判定できない。SN 比は μ と σ を同時に評価する指標であり、最大 SN 比の絶対値は平均 μ によって大きく変化する。

望大特性は、値が大きく、ばらつきが小さいものが良いとされる特性で、以下が望大特性の SN 比の定義式である。

$$\begin{aligned} SN比 &= -10 \times \log\left(\frac{1}{N}\Sigma\frac{1}{Y^2}\right) \\ &= -10 \times \log\left\{\frac{1}{N}\left(\frac{1}{Y_1^2}+\frac{1}{Y_2^2}+\cdots\cdots+\frac{1}{Y_N^2}\right)\right\} \end{aligned} \tag{4.11}$$

さらに、望目特性で説明したようなサンプリングによる SN 比のばらつきが存在する。望目特性の定義には標準偏差が含まれていたために、このサンプリングによる $\Delta(\theta)$ 比は変動係数(σ / μ)に依存しなかったが、この章で議論している望大特性は変動係数によって $\Delta(\theta)$ の値は変化する。図 4.3 に信頼度 90%(片側 5%の危険率)における $\Delta(\theta)$ の値を自由度 2 から 20 まで求めた。ここでも、最大 SN 比と最小 SN 比の差を求めることで、平均値の動きの影響を消している。図 4.3 より、自由度が大きくなると $\Delta(\theta)$ は小さくなる。また、変動係数(σ / μ)が小さいほど $\Delta(\theta)$ の絶対値は小さくなる。他の信頼度における $\Delta(\theta)$ も同様に求めることができる。

表 4.4　望大特性における信頼度 90%の推定時の△(θ)

	変動係数　σ／μ				
自由度	0.1	0.2	0.5	0.75	1.0
2	-4.2	-8.5	-24.2	-	-
3	-3.2	-6.5	-16.0	-27.1	-42.8
4	-2.6	-5.2	-13.3	-22.0	-32.4
5	-2.3	-4.4	-11.5	-18.6	-26.8
6	-2.1	-4.2	-10.6	-16.9	-23.9
7	-2.0	-4.0	-10.2	-15.1	-22.0
8	-1.8	-3.6	-9.4	-14.2	-19.9
9	-1.7	-3.4	-8.5	-13.3	-18.2
10	-1.6	-3.2	-8.1	-12.4	-16.9
11	-1.5	-3.0	-7.7	-11.5	-15.8
12	-1.4	-2.9	-7.3	-11.1	-15.1
13	-1.4	-2.8	-6.9	-10.6	-14.4
14	-1.4	-2.7	-6.9	-10.2	-14.2
15	-1.3	-2.6	-6.5	-10.0	-13.7
16	-1.3	-2.5	-6.5	-9.8	-13.3
17	-1.2	-2.5	-6.1	-9.4	-12.8
18	-1.2	-2.4	-6.1	-9.2	-12.4
19	-1.1	-2.3	-5.8	-8.9	-12.2
20	-1.1	-2.2	-5.6	-8.5	-11.7

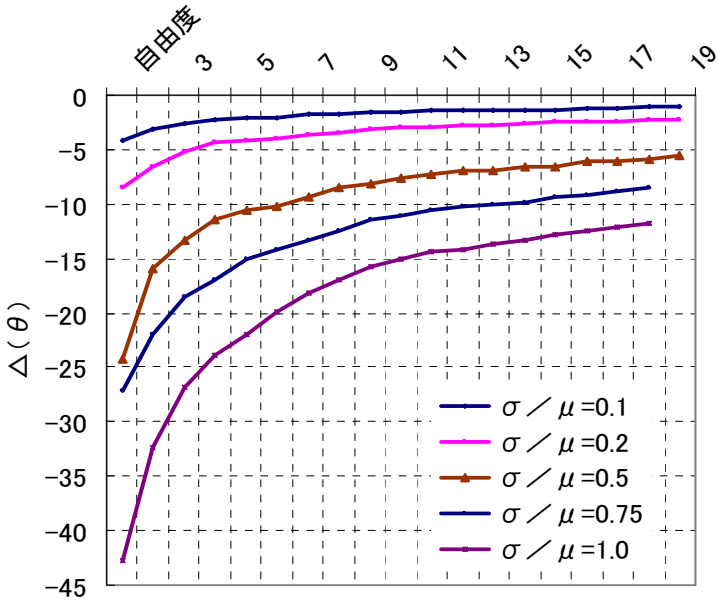


図 4.3　望大特性における信頼度 90%における△(θ) の変化

4.5 望小特性における判定法

望小特性においても、前節の望目特性や望大特性と全く同じで、それぞれの測定値には当然種々の誤差が含まれている。SN 比を求めるために測定した観測値が、

$$y_{(i)j} = \mu_{(i)} + \varepsilon_{(i)j} \tag{4.12}$$

となるデータ構造も同じである。したがって、最大の SN 比を示す処理番号の水準組み合わせが求める水準組み合わせであるか否かは判定不能である。

望大特性と同様に望小特性についても、数値事例と正しい判断を行うための△(θ) の許容幅およびサンプリングによる△(θ)を以下に説明する。望小特性は、値が小さく、ばらつきが小さいものが良いとされるものである。以下が望小特性の SN 比の定義式である。

$$\text{SN 比} = -10 \times \log(V_{iT}) \tag{4.13}$$

この SN 比は、特性値が正の領域では平均が小さくなるほど SN 比は大きくなる。(4.13)の定義の V_{iT} には、CT と因子効果と誤差が含まれる。この 3 つのﾊﾞﾗﾝｽによって SN 比が変わる。さらに、望目特性で説明したようなサンプリングによる SN 比のばらつきも存在する。望目特性の定義には標準偏差が含まれていたために、このサンプリングによる△(θ)は変動係数(σ/μ)に依存しなかったが、この節で議論している望小特性は変動係数によって△(θ)の値は変化する。図-4.4 に信頼度 90%(片側 5%の危険率)における△(θ)の値を自由度 2 から 20 の範囲で示した。ここでも、最大 SN 比と最小 SN 比の差を求めることで、平均値の動きの影響を消している。図-4 より、自由度が大きくなると△(θ)の絶対値は小さくなる。また、変動係数(σ/μ)が小さいほど△(θ)は小さくなる。他の信頼度における△(θ)も同様に求めることができる。

表 4.5　望小特性における信頼度 90%の推定時の△(θ)

	変動係数　σ／μ				
自由度	0.1	0.2	0.5	0.75	1.0
2	-4.22	-8.52	-23.33	-	-
3	-3.21	-6.46	-16.95	-27.73	-43.39
4	-2.69	-5.23	-13.26	-21.97	-31.72
5	-2.35	-4.62	-11.51	-18.84	-25.90
6	-2.14	-4.22	-10.64	-16.95	-22.51
7	-2.01	-4.02	-10.21	-15.77	-20.92
8	-1.82	-3.61	-9.37	-14.16	-19.39
9	-1.70	-3.41	-8.52	-13.26	-17.90
10	-1.60	-3.21	-8.11	-12.38	-16.95
11	-1.52	-3.01	-7.69	-11.94	-16.00
12	-1.48	-2.97	-7.28	-11.51	-15.08
13	-1.39	-2.80	-7.19	-10.90	-14.89
14	-1.34	-2.71	-6.87	-10.56	-14.34
15	-1.30	-2.60	-6.70	-10.13	-13.80
16	-1.24	-2.56	-6.46	-9.79	-13.35
17	-1.22	-2.50	-6.29	-9.37	-13.00
18	-1.20	-2.41	-6.05	-9.29	-12.56
19	-1.18	-2.30	-5.89	-8.95	-12.11
20	-1.14	-2.20	-5.64	-8.52	-11.51

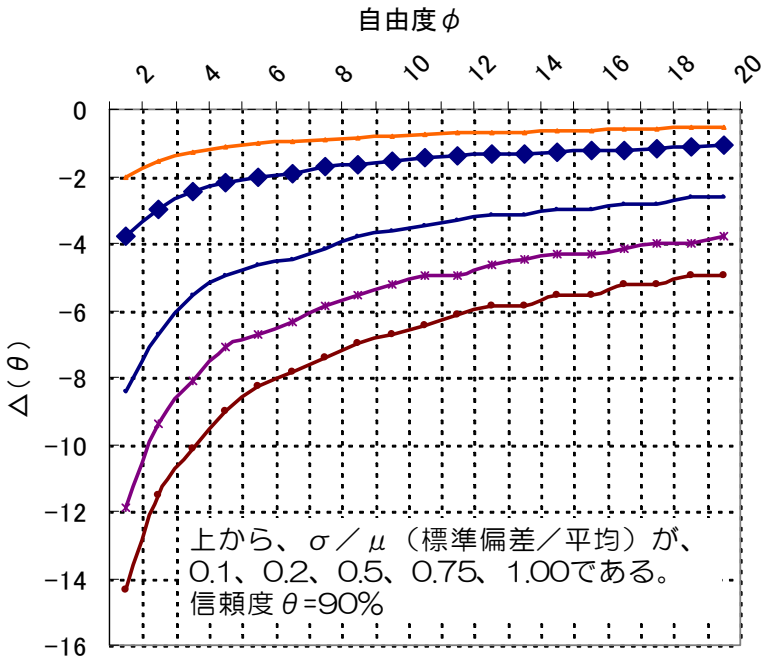


図 4.4　望小特性での信頼度 90%の時の△(θ)の変化

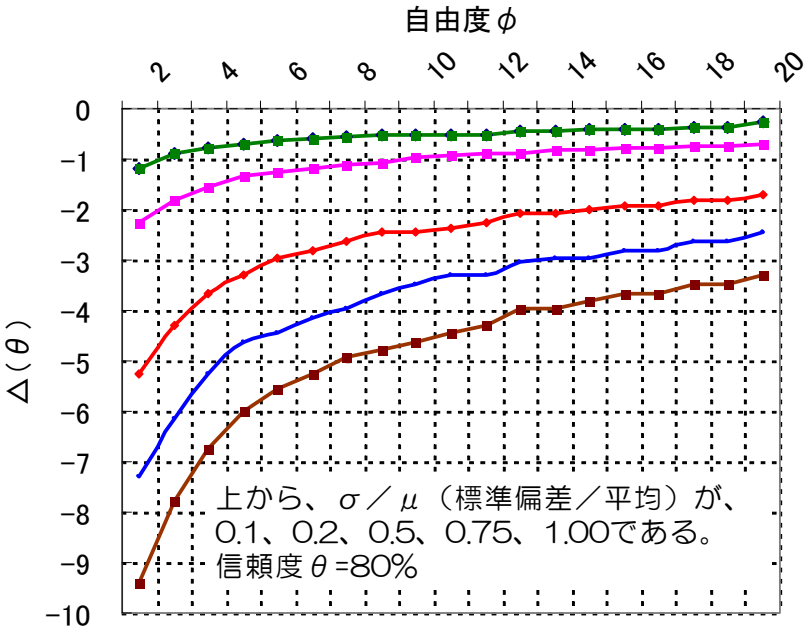


図 4.5　望小特性での信頼度 80%の時の△(θ)の変化

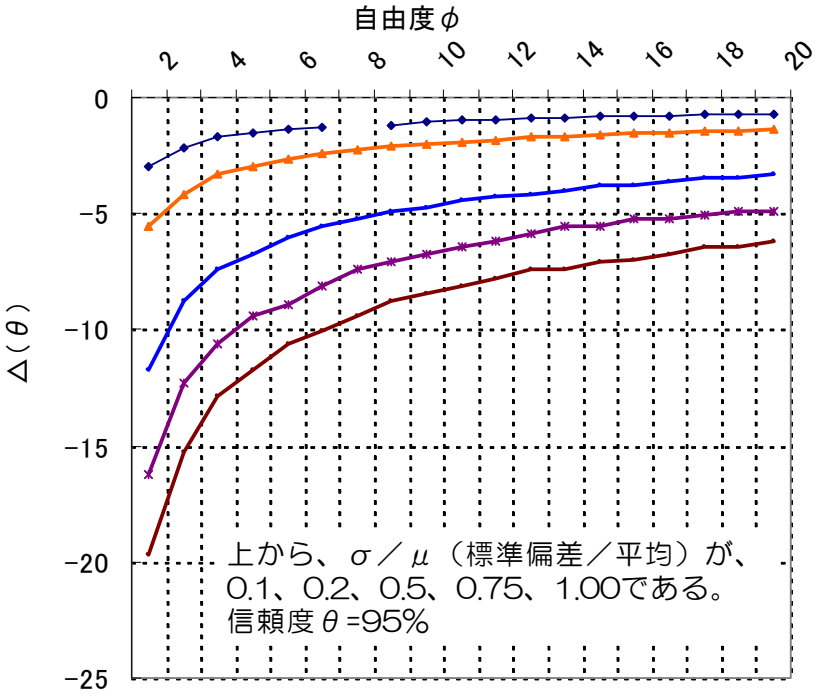


図 4.6　望小特性での信頼度 95%の時の△(θ)の変化

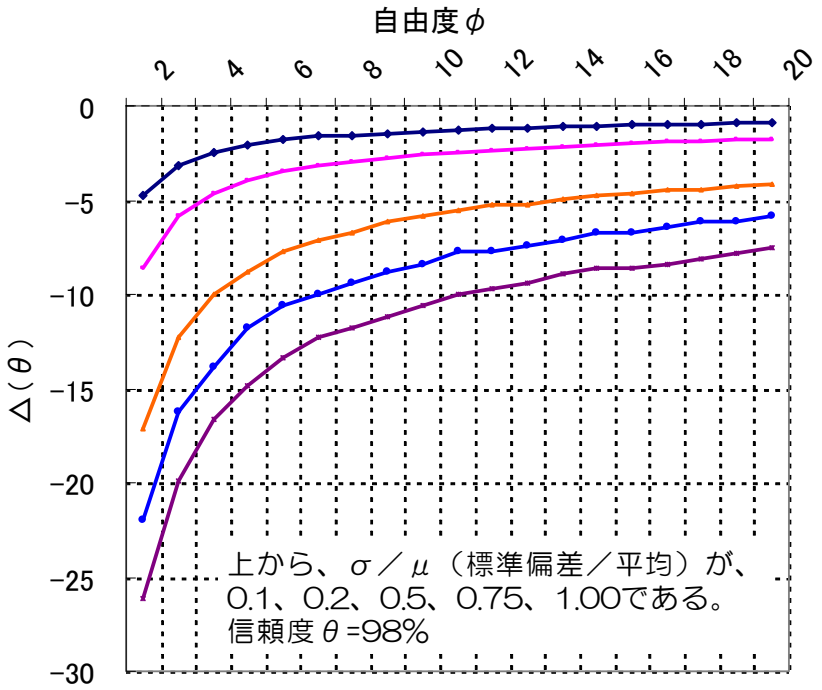


図 4.7　望小特性での信頼度 98%の時の△(θ)の変化

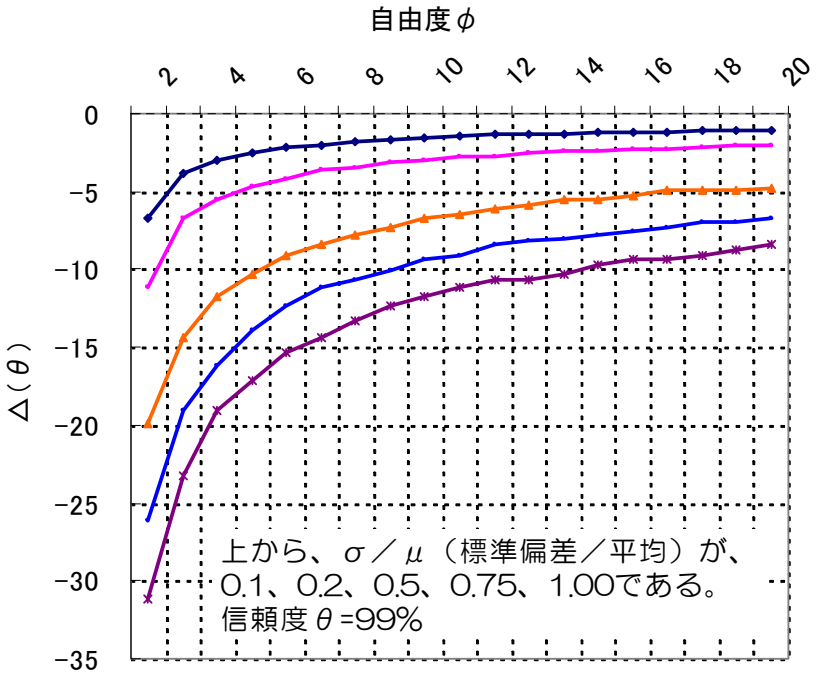


図 4.8　望小特性での信頼度 99%の時の△(θ)の変化

4.6 最適条件の探索法 2

4.1 で述べた累積同時分布確率を求める式は(4.4)式であった。

$$F(a)=\int_{0}^{\chi^2} d\chi^2 \int_{-\infty}^{a\sqrt{\chi^2/\phi}} \frac{x^{\frac{\phi}{2}-1}}{\sqrt{\pi}\cdot\Gamma\left(\frac{\phi}{2}\right)\cdot 2^{\frac{\phi}{2}-\frac{1}{2}}}\cdot e^{-\frac{u^2}{2}-\frac{1}{2}}du \qquad (4.4)$$

で定義され、これによって出来る凸包領域内の SN 比を求めると、この集合の中での SNR(max、θ)と SNR(min、θ)より、△(θ)を求めることができた。この△(θ)を用いて最適条件の判定をおこなう。このとき、一般的な最大 SN 比を示した処理条件だけを採用するのではなく、最大 SN 比から(最大 SN 比+△(θ))の間にある処理条件を採用する。この方法を用いると、我々が実験で期待する最適な組み合わせ条件の処理を見落とすことなく、次の確認実験や 2 段階目の実験に移行することが可能となる。今までのように、2 番目の処理条件でよいのか、もっと小さな SN 比のものまで含めるべきかといったことから実験担当者は解放される。

以下に、具体的な選択方法を第 2 章の例を再掲し、探索法を説明する。

表 4.6　実水準名と実験結果による SN 比算出結果

因子名	機械の種類	加工速度	操作者	加工形状	材料種類	工具種類	切削油種類	切削油量	一般平均	SN 比
1	S1	10	田中	四角	鉄	T1	S	少	114.8	40.88
2	S1	10	中村	丸	アルミ	T2	U	標準	95.8	38.30
3	S1	10	花田	三角	銅	T3	F	多	153.8	43.58
4	S1	20	田中	四角	アルミ	T2	F	多	32.5	23.43
5	S1	20	中村	丸	銅	T3	S	少	53.8	33.84
6	S1	20	花田	三角	鉄	T1	U	標準	45.0	29.90
7	S1	30	田中	丸	鉄	T3	U	多	102.5	39.59
8	S1	30	中村	三角	アルミ	T1	F	少	98.8	39.66
9	S1	30	花田	四角	銅	T2	S	標準	145.0	42.91
10	S2	10	田中	三角	銅	T2	U	少	47.5	28.57
11	S2	10	中村	四角	鉄	T3	F	標準	46.3	31.32
12	S2	10	花田	丸	アルミ	T1	S	多	42.5	29.38
13	S2	20	田中	丸	銅	T1	F	標準	102.8	35.47
14	S2	20	中村	三角	鉄	T2	S	多	93.5	37.89
15	S2	20	花田	四角	アルミ	T3	U	少	77.8	36.55
16	S2	30	田中	三角	アルミ	T3	S	標準	147.5	43.23
17	S2	30	中村	四角	銅	T1	U	多	158.8	43.99
18	S2	30	花田	丸	鉄	T2	F	少	227.5	47.04

この特性値は望大特性であったので、表 4.4 を用いる。最大 SN 比は処理番号 18 の 47.04 である.この処理の平均=227.5 で、1/標準偏差=0.0423(表 2.17 より、σ=23.64)であるので、σ/μ=1/(47.04×0.0423)=0.5025 である。信頼度 90%で判定値を求めると、

△(θ=90%:自由度=3、σ/μ=0.5)=-16.0

となる。したがって、下限 SN 比=最大 SN 比+△(θ)=47.04-16.0=31.04 となるので、SN 比が 47.04 から 31.04 の処理条件が対象となる。

処理 NO.=1,2,3,5,7,8,9,11,13,14,15,16,17,18 の処理が対象となる。

これらの因子と水準を整理し直したものが次の表 4.7 である。

表 4.7　実水準名と実験結果による SN 比算出結果

因子名	機械の種類	加工速度	操作者	加工形状	材料種類	工具種類	切削油種類	切削油量	一般平均	SN 比
1	S1	10	田中	四角	鉄	T1	S	少	114.8	40.88
2	S1	10	中村	丸	ｱﾙﾐ	T2	U	標準	95.8	38.30
3	S1	10	花田	三角	銅	T3	F	多	153.8	43.58
5	S1	20	中村	丸	銅	T3	S	少	53.8	33.84
7	S1	30	田中	丸	鉄	T3	U	多	102.5	39.59
8	S1	30	中村	三角	ｱﾙﾐ	T1	F	少	98.8	39.66
9	S1	30	花田	四角	銅	T2	S	標準	145.0	42.91
11	S2	10	中村	四角	鉄	T3	F	標準	46.3	31.32
13	S2	20	田中	丸	銅	T1	F	標準	102.8	35.47
14	S2	20	中村	三角	鉄	T2	S	多	93.5	37.89
15	S2	20	花田	四角	ｱﾙﾐ	T3	U	少	77.8	36.55
16	S2	30	田中	三角	ｱﾙﾐ	T3	S	標準	147.5	43.23
17	S2	30	中村	四角	銅	T1	U	多	158.8	43.99
18	S2	30	花田	丸	鉄	T2	F	少	227.5	47.04
水準	1、2	1、2, 3	1、2, 3	1、2, 3	1、2, 3	1、2, 3	1、2, 3	1、2, 3		

表の一番下に、選択された処理番号に出てきた水準番号を記述した。全ての因子について全水準番号が出ている。これは、どの水準でも差がないということを示している。しかも、全ての因子がこの状態であるということは、今回の実験で取り上げた因子は、特性値に対する影響の小さいものしか取り上げなかったことを示している。この実験は本当に必要な因子を採用できていないことがこのことからわかる。この場合は、次のｽﾃｯﾌﾟに移行する前に、追加の因子について検討することが必要である。一方、SN 比が下限 SN 比=31.04 で、開発上の目標を達している場合は、今回取り上げた因子がどのような条件でも品質上問題が無いことを示している。

4.7 事例研究

『紙ﾍﾘｺﾌﾟﾀｰ実験での適用事例（2 つの班での結果と解釈)』

松下電器産業㈱ ものづくり大学校の研修生によって、品質工学の演習課題として紙ｺﾌﾟﾀｰを用いた実験を 3 つの班でそれぞれ独立に実施した。代表的な事例としてそのうち 2 班の結果を紹介する。以下は、研修生に対して提出された内容である。

(1)紙コプター実験の説明

実験テーマ：「紙コプター」の飛行時間の向上

目的:

①品質工学の考え方・活用方法を演習を通して、体験しモノづくりに適用できるようにする。

②工程保証をする際に、平均値・ばらつきを最適化するパラメータを効率的に選定できるプロセスを学ぶ

目標：滞空時間　4.0 秒以上

現状の問題:

①飛行時間が短い

②バラツキが安定しない

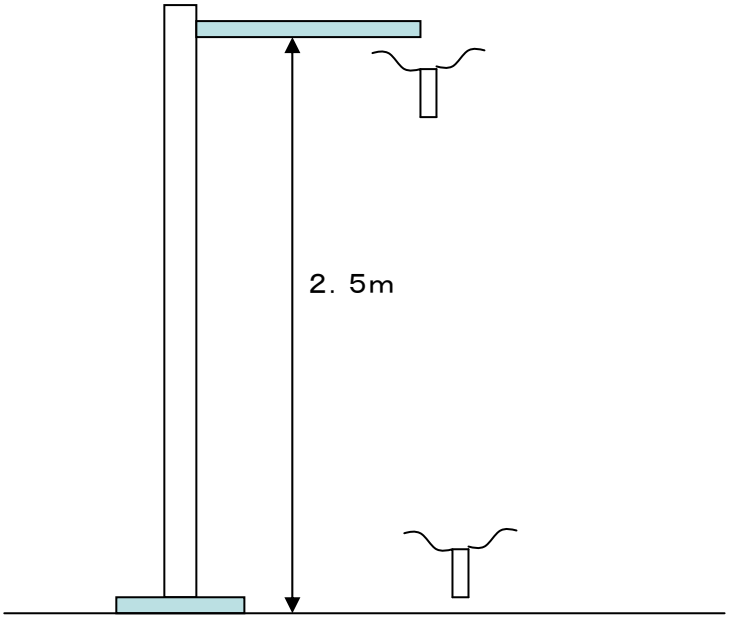


図 4.9　紙コプターの落下試験図

実験の進め方：

予備実験としての現行条件の値は当初の設計図のものにて測定する。紙コプターの飛行に関する基本機能を論議する基本機能を最大化するための要因を検討し、水準を決める。

紙コプター：

基本機能としては以下の通り。2．5mの高さから自由落下させる紙コプターが翼の回転により、翼の面積に相当する空気を下方に押し付けることにより得られた揚力が重力による落下に対する抵抗となり、落下時間を遅くさせる。位置エネルギーを、揚力に変換させる要因を追求する。それを、最大化させるパラメータを探索し、水準を決める。

現行の紙コプターの構成:

普通紙から、2枚の翼と1本の足とそれをつなぐボディが一体になったものを切り取り翼を折り曲げ、足の先端に重りとしてのクリップを取り付けたもの。翼は、足を軸に回転する。（以上が研修生に対する指示事項である）

実験の実施方法:

それぞれの班に与えられた実験条件は、L_9 直交表を用いて各班で設計し、2.5m 落下させ、滞空時間を最低 4 秒確保できる条件を探索することとした。誤差条件として L_4 直交表を用いて、本実験とし

て各班 36 の処理(実験条件組合せ)を実施した。以下にその実験条件と実験結果を示す。本来は L_{18} 直交表を用いるべきであるが、データ数が多くなりすぎるため、今回の実験では L_9 直交表を用いている。したがって、実験に取り上げる因子は 4 つで、すべて 3 水準である。この因子に何を取り上げるかは各班の意志に任せている。したがって、同じような因子でも取り上げ型が異なる。たとえば、羽の形状でも、翼の幅を取り上げる班、翼の縦横比を取り上げる班、翼の面積を取り上げる班等いろいろ工夫が要求される。また、誤差条件としての外側直交表は 2 因子、2 水準で L_4 直交表に割り付けている。(したがって、誤差条件の自由度は 3 になる)

(2)実験の結果

以下、A 班の実験条件とその結果を示す。実験に際して因子としては、翼面積、足の面積、翼の角度と重りを取り上げている。誤差因子としては、持ち方とフォームを取り上げた。

表 4.7　実水準条件(A 班)

	因子内容	水準 1	水準 2	水準 3
A	翼面積	92/25	100/30	115/35
B	足の面積	51/20	60/25	65/30
C	翼の角度	-12	-6	0
D	重り	ﾌﾟﾗｽﾃｨｯｸ	クリップ小	クリップ大

表 4.8　誤差因子（外乱要因）(A 班)

因子内容	Ｎ１	Ｎ２
持ち方	片手	両手
フォーム	バンザイ	バンザイ控えめ

表 4.9　実験条件と結果(A 班)

NO.	翼面積	足の面積	角度	重り	L_1	L_2	L_3	L_4
1	92/25	51/20	-12	ﾌﾟﾗ	3.75	3.51	3.64	3.26
2	92/25	60/25	-6	ｸﾘ小	4.30	3.59	4.26	3.75
3	92/25	65/30	0	ｸﾘ大	3.35	3.55	3.51	3.72
4	100/30	51/20	-6	ｸﾘ大	3.78	3.94	4.36	4.06
5	100/30	60/25	0	ﾌﾟﾗ	3.76	3.48	4.16	4.22
6	100/30	65/30	-12	ｸﾘ小	3.25	2.92	3.22	2.94
7	115/35	51/20	0	ｸﾘ小	4.15	4.50	4.01	3.51
8	115/35	60/25	-12	ｸﾘ大	3.68	3.84	3.72	3.91
9	115/35	65/30	-6	ﾌﾟﾗ	3.37	3.22	3.52	3.65

A 班は 3 通りの重りを用いており、「ﾌﾟﾗ」はﾌﾟﾗｽﾃｨｯｸ製クリップ、「ｸﾘ小」は鉄製クリップ小、「ｸﾘ大」は鉄製クリップ大を表している。また、翼と足の面積は形状が関係することも考慮し、縦横の寸法が判るように実験された。

表 4.10　実験結果(A 班)

NO.	一般平均	処理内 σ	SN 比	感度	最大 SN との差	判定
1	3.54	-13.52	24.50	10.98	-6.54	
2	3.98	-8.91	20.90	11.99	-10.1	
3	3.53	-16.37	27.33	10.96	-3.71	
4	4.04	-12.21	24.33	12.12	-6.71	
5	3.91	-9.14	20.97	11.83	-10.1	
6	3.08	-15.05	24.83	9.78	-6.21	
7	4.04	-7.73	19.87	12.13	-11.2	感度最大
8	3.79	-19.47	31.04	11.57	BASE	SN 比最大
9	3.44	-14.61	25.34	10.73	-5.7	

ここで、感度の目標値は、4 秒以上が 6σ の中に入ることと言う条件で算出すると、平均=4.6 標準偏差= 0.1 であるので、 13.26(平均 4.6 標準偏差 0.1)である。この感度クリアーしているものはない。そこで、実験者は直交表を用いた実験であるので、各因子の水準毎の感度を求め、良いと考えられる条件を探索している。感度で判定すると NO. 7 が 12.13 で最も大きい結果である。感度の水準毎の平均は感度をそのまま単純平均している。元の測定値から見ると、対数をとっているために相乗平均に相当する。

表 4.11　因子毎の感度の水準毎平均(A 班)

	因子内容	水準 1	水準 2	水準 3	差
A	翼面積	11.31	11.24	11.48	0.24
B	足の面積	11.74	11.80	10.49	1.31
C	翼の角度	10.78	11.61	11.64	0.86
D	重り	11.18	11.30	11.55	0.37

各因子の水準毎の感度平均から $A_3B_2C_2D_3$ 条件が良いと推定し、確認実験を実施している。次に、SN 比で判定するとNO. 8 が 31.04 で最も大きく、感度で判定するとNO. 7 が最も大きい結果である。A 班は、NO. 7 が平均 4.04 秒で、この条件を最適水準として確認実験に移っている。(NO. 4 も平均 4.04 秒で同じであるが、SN 比は 24.33 で小さいので、NO. 7 がよいと判断した。)

表 4.12　実験結果を抜き出したもの（A 班）

NO.	翼面積	足の面積	角度	重り	L_1	L_2	L_3	L_4
7	115/35	51/20	0	ｸﾘ小	4.15	4.50	4.01	3.51
8	115/35	60/25	-12	ｸﾘ大	3.68	3.84	3.72	3.91

しかし、感度の目標値を達成していないので追加条件として、翼面積をさらに大きく、重りをさらに重いものを良いのではないかと考え、実水準値を変更した条件も同時に実施して確認している。第2

段階の実験に移行するに際して、実験結果の感度情報から水準値を変更して、追加条件の水準を追加したものを同時に実施した。その結果を表 4.14 に示す。

表 4.13　STEP-1 の結果からの推定最適水準条件(A 班)

NO.	翼面積	足の面積	角度	重り
$A_3B_2C_2D_3$	115/35	60/25	-6	クリップ大

これらの情報から、最適水準としては $A_3B_2C_2D_3$ を選んでいる。すなわち、翼面積は共通の 115/35 水準、足の面積は感度を重視して 60/25 水準、翼の角度は両端に分かれたので、真ん中の-6 を重りは SN 比の大きい方のクリップ大を選んで確認実験に移っている。ここでの、水準の選択の仕方は各班に委ねられている。ここで、翼面積と重りが水準の端に来ているので、念のため、水準値を大きい方にさらに延長したものを追加条件として、追加実験している。それぞれ、初期実験と同様に4回ずつ実施したのが、表 4.14 の実験結果である。最終結果としては、追加でおこなった追加条件の処理条件が良かったので、これを採用している。

表 4.14 確認実験結果(A 班)

	L1	L2	L3	L4	SN 比	感度
$A_3B_2C_2D_3$	4.12	4.27	3.89	4.13	28.32	16.82
追加条件	4.32	4.41	4.35	4.22	34.73	18.70

それぞれを採用したときの規格である 4 秒以下のものが発生する率を推定したものが次の表 4.15 である。求められた平均と標準偏差を用いて、4 秒以下になる確率を求めた。設計基準からみると、量産化したときの不適合品率に相当する。$A_3B_2C_2D_3$ 条件は推定不良率=0.258 で、追加条件は推定不良率=0.00002 である.実際の設計でもこの追加条件の結果であれば合格になるであろう。
表 4.15 に従来の分散分析法を用いて解析した結果を示す。この解析は平均値についての解析であることに注意が必要である。この結果から分かることは、判断の分かれた、足の面積と角度が平均値に影響していると判断できる。ばらつきについては、この分散分析表では判断できない。

表 4.15　参考:従来の分散分析法の結果(A 班)

	対比	差	F 値
A_1	-0.022	0.082 同一集団	0.357 5%有意ではない
A_2	-0.030		
A_3	0.052		
B_1	0.168	0.538 異集団	16.172 5%有意である
B_2	0.185		
B_3	-0.353		
C_1	-0.234	0.357 異集団	7.141 5%有意である
C_2	0.112		
C_3	0.122		
D_1	-0.076	1.460 同一集団	1.065 5%有意ではない
D_2	-0.004		
D_3	0.081		
最適条件 $A_3B_2C_3D_3$ 時の母平均　4.144			

表 4.16　STEP-2 の実験結果から 4 秒以下の出現率予測(A 班)

	平均	σ	kσ の k (確率的距離)	推定不良率
$A_3B_2C_3D_3$	4.10	0.157	0.65	0.258
追加条件	4.33	0.079	4.09	0.00002

以上が研修生の結論であった。

次に B 班の結果を示す。取り上げた因子は 4 つとも同じようなものであるが、着目する性質(水準値)が異なっている。A 班は足の面積として取り上げていたが、B 班は足の長さと幅という二つの因子として計画している。翼の角度は関係しないと考えていることがわかる。使用した直交表は A 班と同じ L_9 直交表を用いている。外側直交表も同じ 2 因子 2 水準の L_4 直交表を用いている。実水準とその結果を以下の表 4.17 と表 4.18 に示す。

表 4.17　実水準条件(B 班)

	因子内容	水準 1	水準 2	水準 3
A	翼の面積	92/25	111/25	129/25
B	足の長さ	43	51	59
C	足の幅	10	15	20
D	重り重さ	クリップ 1	クリップ 1.5	クリップ 2

表 4.18　誤差因子（外乱要因）(A 班)

因子内容	Ｎ１	Ｎ２
持ち方	両側持ち	片手・伸び状態
重りの位置	真中・縦	横向き

表 4.19　実験条件と結果(B 班)

NO	翼面積	足長	足幅	重り重さ	L1	L2	L3	L4
1	92/25	43	10	ｸﾘ 1	3.60	4.00	3.70	3.10
2	92/25	51	15	ｸﾘ 1.5	3.20	3.00	3.70	3.20
3	92/25	59	20	ｸﾘ 2	3.50	2.90	3.80	3.40
4	111/25	43	15	ｸﾘ 2	3.70	3.70	3.90	3.20
5	111/25	51	20	ｸﾘ 1	3.70	3.40	4.20	4.00
6	111/25	59	10	ｸﾘ 1.5	4.30	3.50	3.80	3.30
7	129/25	43	20	ｸﾘ 1.5	4.48	3.75	4.68	3.88
8	129/25	51	10	ｸﾘ 2	3.77	3.95	4.42	3.68
9	129/25	59	15	ｸﾘ 1	4.51	4.46	4.62	4.57

表 4.20　実験結果(B 班)

NO.	一般平均	処理内 σ	SN 比	感度	最大 SN との差	判定
1	3.60	0.37	19.66	11.13	-16.60	
2	3.28	0.30	20.80	10.30	-15.47	
3	3.40	0.37	19.17	10.63	-17.10	
4	3.63	0.30	21.68	11.19	-14.58	
5	3.83	0.35	20.77	11.65	-15.50	
6	3.73	0.43	18.65	11.42	-17.61	
7	4.20	0.45	19.35	12.46	-16.92	
8	3.96	0.33	21.58	11.94	-14.69	
9	4.54	0.07	36.27	13.14	BASE	SN 比･感度最大

表 4.21　STEP-1 の結果からの推定最適水準条件(B 班)

NO.	翼面積	足の面積	角度	重り
NO.9	129/25	59	15	ｸﾘ 1

B 班は、SN 比･感度とも NO.9 が最大であった。感度も目標の 13.26 は達していないが、この条件が良いと判断し、確認実験を行っている。その結果が、表 4.20 である。感度も目標値を達成しており、うまくいった結果となっている。

表 4.22　STEP-2 の実験結果(B 班)

	L1	L2	L3	L4	SN 比	感度
NO.9	4.51	4.46	4.62	4.57	36.27	20.61

(3)本論文での探索方法2を適用した結果

以下に、本論文での探索方法2を適用してみる。

(A 班について)

この実験で最大の SN 比は NO. 8 の 31.04 である。この値を基準に表 4.19 の望目特性推定時の△(θ)を求める。信頼度 90%の場合は、△(θ)＝-10.11 であるので、SN 比は、31.04-10.11=20.93 までを選択した。SN 比が選ばれたのは、NO. 1,3,4, 5,6, 8,9 である。これらの条件を満足する処理を網掛けした。

表 4.23　望目特性推定時の△(θ)　　再掲

自由度	信頼度 80%	信頼度 90%	信頼度 95%	信頼度 98%	信頼度 99%
3	-6.60	-10.11	-13.32	-17.19	-19.74

ここで、自由度は外側に割り付けた直交表、もしくは、繰り返しの自由度を指す。

表 4.24　実験結果(A 班)　再掲

NO.	一般平均	処理内 σ	SN 比	感度	△SNR	判定
1	3.54	-13.52	24.50	10.98	-6.54	○
2	3.98	-8.91	20.90	11.99	-10.1	×
3	3.53	-16.37	27.33	10.96	-3.71	○
4	4.04	-12.21	24.33	12.12	-6.71	○
5	3.91	-9.14	20.97	11.83	-10.1	○
6	3.08	-15.05	24.83	9.78	-6.21	○
7	4.04	-7.73	19.87	12.13	-11.2	×
8	3.79	-19.47	31.04	11.57	BASE	○
9	3.44	-14.61	25.34	10.73	-5.7	○

ここで、網掛けした条件だけを残して、実験条件を書き出したものが次の表 4.22 である。この表には各因子の水準がいくつずつ現れたかをその下に記入してある。各因子とも同じような出現回数であり、第1水準が多いとか、第3水準が多いといった傾向が認められない。このことは次の考察でも述べるが、このような場合は、選んだ因子が適切でないか、もしくは因子は適切であるが、水準が適切でない場合である。このようなことも、本論文の△(θ)を用いて判定すると判明する。実際の実験は後者の場合で、研修生はたまたま気が付いて、水準を移動して目的を達成している。

表 4.25　A 班の結果として残された水準の一覧表

NO.	翼面積	水準	足の面積	水準	角度	水準	重り	水準
1	92/25	1	51/20	1	-12	1	ﾌﾟﾗ	1
3	92/25	1	65/30	3	0	3	ｸﾘ大	3
4	100/30	2	51/20	1	-6	2	ｸﾘ大	3
5	100/30	2	60/25	2	0	3	ﾌﾟﾗ	1
6	100/30	2	65/30	3	-12	1	ｸﾘ小	2
8	115/35	3	60/25	2	-12	1	ｸﾘ大	3
9	115/35	3	65/30	3	-6	2	ﾌﾟﾗ	1
水準 1	2		2		3		3	
水準 2	3		2		2		1	
水準 3	2		3		2		3	

(B 班について)

SN 比は 90%の-10.11、36.27-10.11=26.16 まで選択するとすれば、この範囲内に入るものがない。処理番号 9 のみであることがわかる。一般平均も 4.54 秒で、この実験で終了して良いと判断できる。この B 班は因子と水準の選択を非常にうまく行ったことになる。以上の結果から、STEP-2 の条件としては、処理番号 9 そのもので良いと判断し、確認実験を実施している。その結果が、表 4.20 であった。水準条件は、表 4.19 に示す。これらの結果から、規格である 4 秒以下のものが発生する率を推定すると、$A_3B_3C_2D_1$ 条件は推定不良率≒0.0 である。実際の設計でもこの STEP-2 の結果であれば確実に合格になるであろう。

表 4.26 実験結果(B 班)

NO.	一般平均	処理内 σ	SN 比	感度	△SNR	判定
1	3.60	-8.5	19.66	11.13	16.61	×
2	3.28	-10.5	20.80	10.30	-15.5	×
3	3.40	-8.5	19.17	10.63	-17.1	×
4	3.63	-10.5	21.68	11.19	-14.6	×
5	3.83	-9.1	20.77	11.65	-15.5	×
6	3.73	-7.2	18.65	11.42	-17.6	×
7	4.20	-6.9	19.35	12.46	-16.9	×
8	3.96	-9.6	21.58	11.94	-14.7	×
9	4.54	-23	36.27	13.14	BASE	○

SN 比は 90%の-10.11、36.27-10.11=26.16 まで選択.

(4)考察

以上の A 班、B 班の事例から、選ばれた処理の水準について考察する。選ばれた処理番号の因子の水準が一致している因子と一致しない因子がある。これらの処理のデータは前述のデータの構造式(2)から考察すると、次の 2 ケースになる。

ケース 1) 選ばれた処理番号の因子の水準が一致している因子がある場合:

共通である因子の水準はその水準が望ましいことを示している。したがって、今後の実験の水準はこの値に固定した方が望ましいと考えられる。しかし、今回の実験で得られた SN 比が目標から大きくはずれている場合はこの限りではない。

ケース 2) 選ばれた処理番号の因子の水準が一致していない因子がある場合:

表 4.24 に示すように、複数の因子の対比は異なっているが、組み合わせた結果の合計で見るとプラスマイナスで合計が一致する場合である。

表 4.27 因子の水準が異なっても実現値が一致する例

	$\mu_{(i)}$	$x_{(1)}$	$x_{(2)}$	$x_{(3)}$	以外	測定値 $Y_{(i)}$
1	30	10	5	15	20	80
2	30	5	10	15	20	80
3	30	10	10	10	20	80
4	30	15	10	5	20	80

(ここでは、比較のために。誤差は抜いて表示してある)

もう一度、A 班、B 班の選択された実水準条件を書き出すと表 4.25 と表 4.26 のようになる。

表 4.28 実水準条件(A 班)

	因子内容	水準 1	水準 2	水準 3
A	翼面積	92/25	100/30	115/35
B	足の面積	51/20	60/25	65/30
C	翼の角度	-12	-6	0
D	重り	プラスティック	クリップ小	クリップ大

表 4.29 実水準条件(B 班)

	因子内容	水準 1	水準 2	水準 3
A	翼の面積	92/25	111/25	129/25
B	足の長さ	43	51	59
C	足の幅	10	15	20
D	重り重さ	クリップ 1	クリップ 1.5	クリップ 2

翼面積は A 班、B 班とも大きな水準がもっともよいと言う結果が得られている。A 班は足の面積という因子の取り上げ方をしているが、B 班はそれぞれが独立と考え、足の長さと足の幅という 2 つの因子として取り上げている。A 班は第 2 水準がよいという結果で、B 班は足の長さは第 3 水準がよく、足

の幅は第 2 水準がよいという結果になっている。両方をあわせれば A 班の結果と同じと見て良いであろう。(これらは、前述したケース 1)である)翼の角度は A 班のみが取り上げ、B 班は取り上げていない。重りの重さは両班が取り上げているが、A 班・B 班で最適水準が異なっており、前述したケース 2)である。

第 5 章　結論

SN 比を用いた品質工学の実験は、難しい数理統計学を知らなくても実験できる、測定値を加工しなくてもばらつきの評価が出来ると言った利点がある一方、実験で作成するサンプルの数が従来の実験計画法に比べて多くなると言う欠点もある。サンプルの数が多くなっても問題ではない業種も多く、社会に適用されている。本論文では、このような SN 比を用いた品質工学の実験で業務を遂行している人が確実に実験の結果が判定可能なように、SN 比の挙動とこれに起因する現象を明らかにし、その解決方法の有用性を明らかにした。

第 2 章では、従来の実験計画法と SN 比を用いた品質工学の違いと特徴を明確にした。従来の実験計画法は多くの分野や業務に活用され、多大な成果を生みだしてきていることは衆知の事実である。しかし、場の影響量を表す誤差の大きさが因子の対比以上に大きいときは、分散分析法を解析に用いる実験計画法は我々に望ましい結果を提供してくれない。また、誤差の等分散性が大きく崩れたときも同様である。近年用いられている SN 比を用いた品質工学はこのようなときに有効な手法であることが本研究で確認できた。分散分析法で有意にならない場合でも、今後の実験の方向性を示してくれる。しかし、合成特性である SN 比を用いるために、判定した処理条件が最適と考えた以外のものに逆転するという問題も内包している。本研究ではこの原因を明らかにした。

第3章では、実験の計画段階で発生する問題について、事例を交えて示した。初期実験に取り上げる因子と水準により実験の測定値はある平均値を持つ。この取り上げた因子と水準が適切な場合は目的を達成することが可能であるが、一般的にはこのようなことは可能性が低い。品質工学では測定値を各因子の効果や対比に分解できない。このため、初期実験の条件が適切で無かった場合は、結果としてのまずさしかわからない。取り上げた因子と水準のどの部分が適切でなかったかが考察不能である。2段階目の実験や確認実験でこのような場合は目標達成のため、平均値を変化させる。このとき、平均値を変化させたことで評価に用いた SN 比の値が影響を受けることを示し、これが現実に頻繁に発生している事象、実験失敗の大きな原因であることを示した。そこで、その解決方法として、確実に最適な処理条件を探索する方法1を考案した。これにより、実際の実験において、求める結果を見逃すことが格段に減少させることに効果があると考える。

第4章では、母集団からのサンプリング時にも、測定値の平均と標準偏差は母平均と母標準偏差と異なる値を示すことはよく知られている。この期待値とのずれが発生することで、得られた SN 比が期待値が得られたときの SN 比とは異なった値を我々に示す。このため、本来最適条件として扱われるべき処理条件と異なった処理条件のものが最適と判断される危険性が存在する。この問題に対して発生する影響の大きさをを SN 比に対して明らかにした。

サンプリングによって変動する平均と標準偏差の累積同時分布確率を求め、これによって出来る凸包領域内の SN 比の応答面の中での、最大 SN 比:SNR(max、θ)と最小 SN 比:SNR(min、

θ)から、その差□(θ)を定義した。この□(θ)を用いて最適条件の判定をおこない、最大 SN 比を示した処理条件だけを採用するのではなく、最大 SN 比から(最大 SN 比+□(θ))の間にある処理条件を採用することで、我々が実験で期待する最適な組み合わせ条件の処理を見落とすことなく、次の確認実験や 2 段階目の実験に移行することが可能となる。今までのように、2 番目の処理条件でよいのか、もっと小さな SN 比のものまで含めるべきかといったことから実験担当者は解放され、確実に実験を早紀に進めることが可能となる。これは、従来の数理統計学の結果との融合により、これらの影響を定量的に評価することが可能となったものである。第3章の効果と同様、実際の実験において、求める結果を見逃すことが格段に減少させることに効果があると考える。

本研究のこれら結果を実際の開発実験などに適用することで、実験の結果をうまく判断できないために、重要な情報を見逃してしまうことを防止でき、開発失敗や開発期間の延長などの問題の防止に有用であると考える。

本研究を通して、従来から接点の無かった品質工学と数理統計学との融合も一部提案した。本研究では、SN 比の根本的な性質を明らかにし、実際の業務での大きな懸念について明らかにし、その対処方法について有用な結果を得た。動特性の SN 比についても、制御因子の効果を除くと本論文で示した事象が起こると考える。この動特性の場合も本論文での探索法が有効であると考える。制御因子の影響も考慮して、さらなる展開が考えられる。

謝　辞

本論文は、大阪大学大学院情報科学研究科の森田浩教授のご指導のもと、筆者によって実施した研究成果をまとめたものです。本研究を遂行するにあたり、的確な御指導と御助言をいただき、有益な研究生活をおくらせて戴いたことを、森田浩教授および石井博昭教授に心より感謝いたします。

参考文献

[1]田口玄一(1999):『品質工学の数理』、日本規格協会

[2]矢野宏(1998):『タグチメソッドの計算法』、日本規格協会

[3]田口玄一(1998):『品質評価のためのSN比』、日本規格協会

[4]田口玄一・吉沢正孝(1988):『開発・設計段階の品質工学』、日本規格協会

[5]田口玄一・横山巽子(1988):『品質評価のためのSN比』、日本規格協会

[6]宮川雅巳(2006):『実験計画法特論』、日科技連

[7]S.M.Berman〔河田龍夫、川田孝行訳〕(1975):『数理統計学』、産業出版

[8]C.R.Rao〔奥野忠一、等訳〕(1977):『統計的推測とその応用』、出版

[9]田口玄一(1980):『計測技術のための実験計画法』、コロナ社

[10]矢野宏(1995):『品質工学入門』、日本規格協会

[11]石井吾郎(1972):『実験計画法の基礎』、サイエンス社

[12]石井吾郎(1972):『実験計画法／配置の理論』、培風館

[13]宇喜多義昌(1975):『実験計画法―回帰分析と分散分析を中心として―』、森北出版

[14]Robert L.Mason,Richard F Gunst,James L.Hess(1989):『STATISTICAL DESIGN ANALYSIS of EXPERIMENTS』、John Willy ＆ Sons,Inc.

[15]Rupert G.Miller,Jr(1986):『BEYOND ANOVA,BASICS OF APPLIED STATISTICS』、John

Willy & Sons,Inc.

[16]Nagata,Y.,Miyagawa,M. and Yokogawa,T.(2003):『A test of the equality of several SN ratios for the systems with dynamic characteristics』、Journal of the Japanese Society for Quality Control,33,351-360

[17]Owen,D,B(1968):『A survey of propeties and applications of the non-central t-distribution』、Technometrics,10,445-478

[18]平野敏弘・宮川雅巳(2007):『誤差要因を共変量として観測する場合のロバストパラメータ設計』、Journal of the Japanese Society for Quality Control37(4),pp.65-71,2007

[19]田口玄一(1962):『新版実験計画法(上)』、丸善株式会社