

複写可

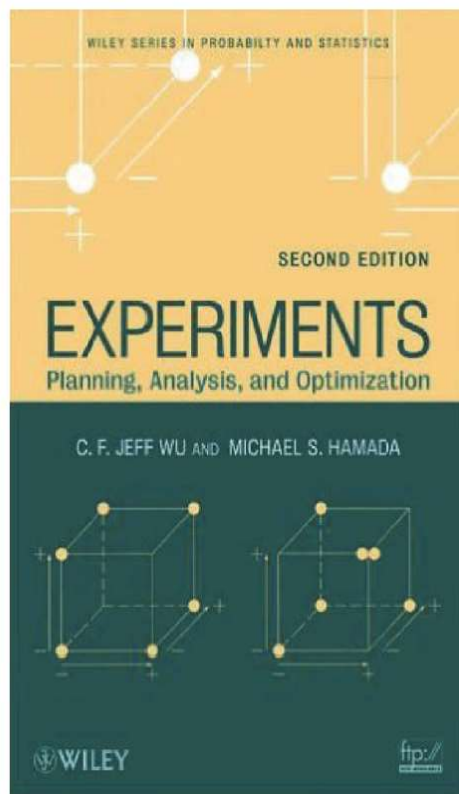
科学研究効率化の学術資料

Wu & Hamada Chapter12

[ロバストパラメータ設計序論]

第 12 章：信号-応答システムに対するロバストパラメータ設計

Introduction to Robust Parameter Design



森技術士事務所
森輝雄

ISBN-978-4-9902470-6-5

翻訳担当：静岡品質工学研究会

Ver01-[2018-08-09]

Message from Dr.Hamada to Japanese Reader

I was fortunate to study Taguchi Methods for my Ph.D. thesis under Jeff Wu in the 1980's at the University of Wisconsin. I also had the privilege of meeting Professor Taguchi. Unfortunately, I could not converse with him – I don't speak Japanese even though I am a Sansei (third generation in the US Japanese American). For my thesis, I focused on analysis of data from designed experiments and was excited about the new types of practical problems including robust parameter design that Professor Taguchi had tackled. This period provided a strong foundation for my career of solving real problems. I thank Team "Shizuoka" for translating part of our book and hope that the readers will be as excited as we were when we began to study robust parameter design.

Michael Hamada, March 25, 2016, Los Alamos, NM

Message from Dr.Wu to Japanese Reader

Robust parameter design is a gift from Japan to the international community in statistics and engineering. Its original ideas dated back to the pioneering work of Dr. Genichi Taguchi. The methodology was practiced in industries in Japan and some Asian countries for about two decades before it spread first to the US and Canada, and later to Europe and other parts of the world. Even though its engineering intent was sound and laudable, some of the methodological details lacked rigor and had flaws. From the mid 1980's, several statistical research groups in the US and Canada became interested in robust parameter design and embarked on laying a sound foundation for its methodology. I was lucky to be in the right place at the right time to witness this historical event and became part of the efforts to revamp, improve and expand its methodology, first in Madison (with my distinguished colleague Professor George Box), later in Waterloo and Ann Arbor. When Mike Hamada and I started planning our book in the mid 1990's, we had robust parameter design in mind as a major part of the

book. It became chapters 11 and 12 of the book in the second edition, on which this translation is based.

I have known Dr. Teruo Mori for many years from reading his books. My research group has benefitted from using the case studies in his books. I am able to read the Kanji (漢字) in his book but occasionally I would hire a Japanese person to translate the chapters for us to better understand the meaning of the writing. In the last five years, he has made short trips to visit me at Georgia Tech at least once a year. From these visits and my visit to Japan in the summer of 2014, I have gotten to know him, his work and the amazing Team “Shizuoka”. I still remember vividly my meeting with some key members of the “Shizuoka” team in late June of 2014 in downtown Tokyo. I was so moved by the dedication of these members to quality engineering, especially to robust parameter design. The translation I have seen here is a meticulous and passionate piece of work. Mike Hamada and I would like to congratulate them for doing such a wonderful job and we look forward to reading the translation of Chapter 12 on dynamic parameter design.

Jeff Wu, March 22, 2016, Atlanta

翻訳と学術資料としての配布にあたって

本資料は、ばらつき削減を目的とする設計手段に関わる研究資料である。米国統計学会の重鎮（元米国統計学会会長）C. F. JEFF WU 博士と MICHAEL S. HAMADA 博士とが共著で Box-Hunter 以降の近代数理統計学を集大成した学習書（“実験計画の解析と最適化”）を和訳した。

この学習書は、統計学専攻の標準テキストとして米国で採用されている。翻訳対象は「ばらつき削減研究-動特性」に関する第 12 章で、事例を取り上げながら解り易く解説すると同時に、その最適化工程の数理に 15 件の参照学術文献と対比しながら問題点の指摘と学術的検証を実施している。

著者 Wu 博士には、この翻訳文が学術資料として参照されることを前提とし複写制限をしないことに賛同していただいた。本書が研究者の「実験の効率化研究」と「品質問題に解」を与える「ばらつき削減研究」に広く貢献することを期待している。

1 : ロバストパラメータ設計

ロバストパラメータ設計は, 製造工程・使用の場でその出力ばらつきを削減しようとする設計手段を指す. ばらつき削減には, 材料・生産工程・使用環境の管理による方法があったが, 1980年初頭に田口玄一氏(以下田口と呼称)から因子の水準組み替えによりばらつきを削減できることが提案された. その具体的手段とし多項式を適用した応答解析と解析指標を適用したSN比を取り上げている. 第12章は, 動特性の記述であり, ノイズ因子と制御因子の配置との関係にも言及しており15個の参考文献がある.

ロバスト設計・タグチメソッドは米国(ASI)で商標登録されており章タイトルとしては使用できないためロバストパラメータ設計とされている. 日本では, 要因効果・分散分析が一般的であるが本章の評価には“半正規プロット”が採用されている. 足羽晋也氏による計算解析を別途資料として準備したので参照されたい. [注: ASI(American Supplier Institute, Inc)は, Taguchi methods, Robust Design, Robust Engineering, 以上3件の商標登録をしている.]

2 : 翻訳した文献

対象文献は, C. F. JEFF WU 博士と MICHAL S. HAMADA 博士により作成されたテキストで, 統計解析と最適化計画に関する出版物で下記のようになっている.

「Experiments: Planning, Analysis, and Optimization」
2nd Edition(2009):Wiley USA

序文によれば, Box・Hunter の古典的テキストに対して1978年以降の近代統計数理を取り込んでいる. その内容は, 古典統計(第1-8章)をはじめとし, Plackett-Burman (第8章), 交絡問題(第9章), 応答解析(第10章), ロバストパラメータ設計(第11章) 動特性解析(第12章), 信頼性(第13章)の中でベイシアン解析, 過飽和計画, 近直交表もあり, 統計学の修士・博士課程の講義に使用されており, 米国の統計教育のバイブル的存在となっている.

3 : C. F. JEFF WU (呉建福) 博士について

博士は, 台湾出身であり大学の研究活動に統計教育に従事している. 現在ジョージア工科大学(GIT)の統計学教授である. 博士は, 1980年初頭に日本車の輸入車が増大し, 米国自動車に国内販売が68%に減少したときに米国が送った“日本の

自動車造り調査団”に参加した。この調査団との討論会は中部品質管理協会でも開催され日本側から森輝雄と故井上清和氏（当時：日本電装）が参加した。W u 博士と翻訳者森の最初の出会いはこの会場であった。これ以降, W u 博士は田口の最適化工程を学術研究の対象とする。博士の研究室には, アジアの国から博士課程の留学生が多数存在しており, 育成した Ph. D. (博士課程) 修了者は 40 数名に至る。詳細は, ジョージア工科大学の教授紹介を参照していただきたい。

4：翻訳許可依頼と翻訳文章の公開方法

森から W u 博士に直接連絡し, W u 博士から H A M A D A 博士に連絡をしていただき翻訳許可を頂いた。翻訳許可の前提は, 翻訳文を「科学技術研究の効率化」に貢献するとし複写制限なしで公開することがあった。両博士の寛大なご判断に感謝したい。

5：翻訳上の問題点

翻訳作業は, 静岡品質工学研究会 (Team “Shizuoka”) の会員が分担した。統計数理と英語文献を読むことが少なかった会員にとって翻訳は難題であった。解決手段とし貞松伊鶴氏にお願いし企業用機械翻訳システムを使用した結果, よい仕上がりの粗翻訳ができた。この翻訳作業の中で, 統計用語ばかりでなく, 直交表の交絡の応答解析など教育内容の違いにも気がついた。例えば “location” ” response” で直訳なら”位置 “と” 応答” だが, 平均と出力と気が付くまでに時間がかかり, まるで解体新書的な翻訳活動であった。

本報告の翻訳品質は, 数学専門家には満足 of いくものでないかもしれないが, 技術者には, ばらつき低減研究で何が議論されていたかを理解してもらうには十分だと考えている。稚拙な翻訳文だが関心を持っていただだけでも翻訳目的が達成されたことになる。更に関心のある読者には英語の原文テキストを読んでいただくことをお薦めしたい。(記: 森輝雄 : 2018-08-09)

目次

第 12 章

信号-応答システムに対するロバストパラメータ設計

- 12.1 射出成形実験...1
- 12.2 信号-応答システムとそれらの分類...6
- 12.3 パラメータ設計最適化のための解析指標...9
- 12.4 モデルと解析方法...14
- 12.5 射出成形実験の分析...17
 - 12.5.1 PMM 解析...19
 - 12.5.2 RFM 分析...20
- *12.6 実験プランの選択...24
- 12.7 全体のまとめ...27
- 演習...28
- 参照文献...35
- 翻訳作業が終わって...35
- 参照資料...37
- 静岡品質工学研究会・会員名簿...37

第 12 章

信号-応答システムに対するロバストパラメータ設計

いくつかのシステムで応答は，信号因子と呼ぶ特別な因子の変化により異なった値をとる．この信号-応答の関係はシステムの性能に最も重要である．そのようなシステムは信号-応答システム(Taguchi の用語で動特性)と呼ばれる．信号-応答関係の本質はシステムの制御因子とノイズ因子に基づく．信号-応答関係は，製品/工程開発で重要な役割を果たしており，信号-応答システム(Taguchi 用語の動特性パラメータデザインと呼ばれる)のためのロバストパラメータ設計は，効果的でかつ強力な技術開発となる．本章では，3 個の重要課題を考える．

- (i) 応用例で与えられた目的に対し信号-応答関係の安定性を測る適切な性能評価
- (ii) 計測モデルと応答モデルに対するモデル化と解析方法
- (iii) 組込まれた信号因子に対する直積型割り付けと単一割り付けの実験方法

12.1 射出成形実験

Miller と Wu (1996)が報告した射出成形実験で考えてみよう.システム(例えば, 射出成形機)が異なった応用例には異なる量の材料を注入することが必要となる.このことは, 注入された総量を正確に制御する方法が必要となる.

採用された応答は成形品の重量であり, そして, 高圧成型機の信号因子とし, 材料の総量を変化させる能力を選択する.

それぞれ2水準の7つの制御因子と実験結果を表12.1に示す.

表 12.1 成型実験の制御因子

制御因子		水準	
記号	名前	-	+
A	射出速度	0	2
B	クランプ時間	44	49
C	高圧時間	6.3	6.8
D	低圧時間	17	20
E	クランプ圧力	1700	1900
F	水温	70	80
G	低圧力	550	650

表 12.2 成型実験のノイズ因子

水準	ノイズ因子	水準
XN=-1	溶解指標	18
	再生率	5%
	作業者	新人
	樹脂水準	高
XN=+1	溶解指標	22
	再生率	0%
	作業者	熟練
	樹脂水準	低

これらの因子は, 部品重量のばらつきに大きく影響すると考えられて選択された.4個のノイズ因子は, よく知られた溶解指標, 再生物, 作業者, 樹脂湿度である.一部実

施法を使ってもこれらの4因子は少なくとも8個のノイズ繰り返しが要求される。(4個の実験で、4因子の研究はできない。) 実験数と実験費用の削減のために、これら4因子の水準を2水準の調合ノイズ(表12.2参照)にするやり方が示されている。(訳者注: 調合ノイズを使用する賛否両論に関して、課11.8の終わりの議論を見てください)

実験は2日間を超えた。初日、調合ノイズ因子は低水準(X_{N-1})に設定され、制御因子は、 2^{7-4} (参照: 表12.3: L_8)に割り付けられた。それぞれの制御因子組み合わせにおいて、信号因子は50psiの増分をしながら650~1000psiまで変更した。

それぞれの圧力設定で作られた4つの部品の重量が測定された。2日目には、同手順にて調合ノイズの高い水準(X_{N+1})を繰り返した。表12.4に成形品の重量(応答)と該当する圧力設定(信号因子水準)を含む全データに示す。

表 12.3 射出成型の制御因子

	制御因子						
列	A	B	C	D	E	F	G
1	+	-	-	-	+	-	+
2	+	-	-	+	-	+	-
3	+	+	+	-	+	+	-
4	+	+	+	+	-	-	+
5	-	-	+	-	-	-	-
6	-	-	+	+	+	+	+
7	-	+	-	-	-	+	+
8	-	+	-	+	+	-	-

データの分析は節12.5で考察する。

表 12.4 射出成型実験の応答 ($X_N=-1$)

列	650	700	750	800	850	900	950	1000	X_N
1	639.7	642.3	645.5	653.9	666.6	672.1	692.2	711.6	-1
	640.5	641.7	644.8	655.1	665.8	670.8	690.8	710.8	
	636.2	643.6	646.1	654.7	667.1	673.3	689.7	711.1	
	637.2	644	644.3	654.2	665.4	671.1	689.8	710.5	
2	634.4	639.9	642.6	650.2	659.9	666.8	678.4	708.3	-1
	632.9	640.8	640.4	651.6	660.3	660.3	682.6	710.1	
	633.7	641.1	643.1	650.9	657.9	659.8	681.8	707.7	
	635.8	642.4	641.9	653.2	662.1	661.5	683.2	706.6	
3	640.2	646.1	647.2	655.5	666.2	671	688.6	708.9	-1
	638.1	644.4	646	654	667.3	673.6	687.5	710	
	637.3	644.4	647.5	653.8	669.1	672.4	691	711.3	
	639.1	641.2	644.3	652.8	664.7	672.2	693.1	708.4	
4	641.1	644.5	647.2	652	665.3	669.2	688.7	709.8	-1
	642.1	647.3	644.8	654.6	661	671.1	690.4	710.1	
	642	642.8	646	653.8	659.7	670.1	686.3	707.7	
	641.8	643.9	646.3	651.7	662.4	671.1	685.8	706.4	
5	640.8	644.7	647.6	652.3	661.1	673	685.7	706.4	-1
	641.1	645.3	646.8	654.5	662.8	673.2	686.7	707.7	
	641.2	644.6	647.3	653.9	659.2	672.5	686.2	706.9	
	641.6	645	647.5	653.6	659.9	673.7	686.1	706.3	
6	650.4	655.4	659.7	665.8	671	677.7	695.6	716.5	-1
	650.8	655	660.2	665.9	670.8	677.5	696.8	717	
	651.23	654.6	660.3	665.9	671.2	678.2	694.3	718.3	
	650.7	654.9	659.3	666.4	670.5	677.8	696.1	717.6	
7	639.6	643.8	648.2	655.7	674.8	674.8	691.7	710.1	-1
	639.4	644.2	647.3	656	675.3	675.3	691.4	711.4	
	639.9	644.1	647.2	655.5	675	675	691.8	710.3	
	640	644.4	647.8	656.2	675.1	675.1	692.3	711.1	
8	636.5	641.8	645.2	653.8	671.8	671.8	689.4	709.7	-1
	636.2	640.6	646.1	653.9	671.6	671.6	689.1	709.6	
	635.7	640.5	645.5	653.9	671.6	671.6	689.6	709.7	
	636.1	640.3	645	653.6	671.6	671.6	689.3	709.3	

表 12.4 射出成型実験の応答 ($X_N=+1$)

列	650	700	750	800	850	900	950	1000	X_N
1	640.1	644.4	647.6	655.2	664.8	674.4	693.2	709.8	1
	641.2	646.2	646.3	657.3	669.7	671.3	689.4	714.2	
	633.6	642.8	647.2	656.4	668.3	676.7	691.1	717.2	
	638.2	643.9	647.8	658	669.2	675.1	695.3	704.5	
2	638.6	645.3	645.5	655.1	662.1	670.8	692.3	711.8	1
	636.3	640.2	642.1	654.3	663.6	668.2	691.1	712.3	
	634.4	641.8	642.1	653.3	660.7	672.3	690.5	714.6	
	638.2	641.1	644.3	654.6	667.1	674.3	686.7	710.1	
3	642.6	648.3	650	657.3	666.3	675.2	695.2	714.6	1
	640.2	642.9	648.2	659.4	667.3	674.4	691.4	713.7	
	641.6	646.1	647.9	658.1	670.1	676.6	689.9	714.2	
	639.9	645.2	649.9	660	671.5	678.2	699.2	709.9	
4	643.8	649.8	650.6	658.3	666.2	673.2	696.6	7136.8	1
	641.6	646.3	649.7	657.9	666.8	675.8	691.2	711.7	
	642.2	645.2	648.2	659.1	670.2	675.8	690.2	711.8	
	643.6	647.2	650.1	660	671.8	678.2	690.6	712.2	
5	642.6	645.6	647.9	654.6	666.8	672.3	687.9	709.8	1
	641.8	645.8	648.2	655.2	665.7	674.6	688.8	710.2	
	642	645.7	648	654.7	665.8	673.9	689.3	711.3	
	642.3	646	647.8	654.9	669.2	675.4	688.6	710.7	
6	650.6	655.7	660.2	667.8	671.1	678.9	694.7	718.4	1
	650.2	656.2	659.7	666.5	672	679.3	693.3	720.2	
	651.3	655.5	659.4	666.7	671.7	679.1	696.8	716.6	
	650.1	656	358.9	666.6	671.4	678.6	692.1	717	
7	639.9	644.1	647.6	656.3	664.8	675.3	693.1	709.9	1
	640.2	644.6	648	656	665.2	674.7	692.8	711.4	
	640.3	645	648.2	656.4	665.1	674.9	691.9	712.2	
	640.1	644.7	647.8	656.37	665.5	675.2	692.4	711.6	
8	637.7	642.9	647.3	651.1	665	673.2	689.6	710.9	1
	638.1	643.4	647.3	655.4	664.7	672.8	689.9	709.3	
	638.2	643	646.8	655.4	664.5	673.4	690.7	708.6	
	638.4	642.9	647	655.2	664.8	672.8	690.2	709.1	

12.2 信号-応答システムとそれらの分類

11章のパラメータ設計問題の関心(すなわち応答)は、唯一の量 y で、層厚さ、電圧、またはばね高さなどの品質特性である。それには指定された最適値があつて、望目、望小、望大のどれかに該当する。要求が一つのタイプの応答は単一応答と呼ぶ。そして、単一応答システムは単純である。信号-応答システムのために、品質特性は y と信号因子 M との関係である。それを $y = g(M)$ とモデル化する。そして、信号-応答関係 g には特長がある。

M が有効な信号因子であるために、特別な影響を y に与える。通常、関係 g は単調関数である。 g の振舞いがしばしばシステムの制御因子とノイズ因子に依存するので、パラメータ設計の方法論を適用できる。

特定の応用事例で、信号-応答の関係が認識されないで単一応答として扱われると、大きな損失を結果として生じる。公称値が 70mm に指定された直径、例えば部品の機械加工を考えると、直径には固定目標があるので、それを望目特性として扱うことができた。

しかしながら、他の応用に関しては、必要な直径値は変更されるかもしれない。実際に、直径を変えるのに信号因子として切込み深さを適用できることが知られている。

したがって、工程の「切削性」は部品直径と切込み直径は、信号-応答の関係で特徴付けられる。その目標値に関する改善研究は、多くの効率的で素早く機械の加工条件の発見をできる。目標の直径値として 70mm にする研究を行うならば、とりたてて進んだ技術ではない。該当のパラメータ設計の課題は、静特性と動特性と呼ばれる。用語の「静的」と「動的」は田口の誤まった理解(間違いという意味)なので、それらは標準用語としてこの本に採用しない。(記者注: 田口の静特性・動特性は研究内容と学術用語が一致していないという意味)

本章に採用されたアプローチと用語は、Miller と Wu(1996)に基づいている。システムの機能に従って信号応答システムを分類することは、有効である。これは、評価されるシステムの性能に影響される。信号応答システムには 2 形式が考えられる。

最初のタイプは多目的システムである。その機能は、応答値が信号因子のレベルを変えることによって調整されることを必要とする。

もう1つの例は、節 12.1 で説明された射出成形システムである。別の例では、演習にある表面機械加工の例である。この場合、表面が旋盤を使用することで機械加工された後に、関心がある品質特性は部品の平坦性である。異なった事例で、異なった平坦度を必要とするなら、機械部品の平坦度（粗さ）を制御する何らかの方法が必要となる。経験から、機械加工表面の平坦度を変更するのにバイトの送り速度を適用できるので、それを信号因子として選択することを示す。

旋盤形式、切る速度、金型カットの深さ、金型のタイプ、角の半径、切込み角、前方の逃げ角度、および横スクープ角度が、送り速度の影響が平坦度に関係する。目標は、平坦度がツールバイトの送り速度によって、確実に制御できる因子の設定を選択することである。

3番目の例は、自動車のブレーキシステムに関わる。応答はブレーキをかけている間に発生するトルク量で、信号因子はペダル力である。制御因子はパッド材料、パッドテーパ、パッド形、およびローター材料を含み、そして、ノイズ因子は路面状況、タイヤ状態、速度、およびドライバー能力である。

パラメータ設計の目標は、制御因子の設定（すなわち、新ブレーキ設計）であることがわかる。トルク力の関係は、いくつかの規定要求事項を満たしノイズ変化にロバスト（強健）である。

3番目のタイプの信号-応答システムで、フィードフォワードかフィードバック制御を使用する制御機構にかかわる。例えば、シャワー水温を調整する。応答 y は水温で、信号因子 M は、蛇口に適用された調整量である。 M から y のフィードフォワードコントロールにはタイムラグがある。適用の制御システムの研究は、この本の適用範囲を超えている。

最近の研究論文では、Joseph(2004)はシステムのフィードフォワード制御とパラメータ設計について議論している。Dasgupta と Wu (2006)はシステムのフィードバック制御による研究を拡大している。

より最近のロバスト設計に対する研究は、多重ターゲットシステムのための Joseph と Wu (2002)、測定システムのための Dasgupta, Miller と Wu (2009)を見て欲しい。

表 12.5 でさまざまな信号-応答システムを記載する。(それは、広範囲の品質工学へのこの目新しいアプローチの応用を表す)。

表 12.5 信号-応答システム

1：多重目標システム	応答 (y)	信号 (M)
射出成型	部品重量	高成型圧
射出成型	部品寸法	成型圧
機械部品	部品寸法	切り込み深さ
表面加工	表面粗さ	送り量
塗装	塗装量	塗布域面積
自動車ブレーキ	ブレーキトルク	ペダル踏み込み力
写真	画像	真像
紙送り	送り量	ローラ角度
2：計測システム	応答 (y)	信号 (M)
車軸アンバランス	加工値	アンバランス
表面硬度	フードバック強度	表面硬度
エンジン冷却	出力電圧 (V)	冷却液
3：制御システム	応答 (y)	信号 (M)
自動車操作性	回転角度	ハンドル角度
洗浄温度	水温	総量
温度調節	ON/OFF	温度
エネルギー変換器	力	電圧

12.2.1 計測システムの校正

知りたいサンプルの計測前に、計測システムの校正が必要になる。直線校正の単純な回帰式で表現される。

$$y = \alpha + \beta M + \varepsilon \quad (12.1)$$

$E(\varepsilon)=0, \text{Var}(\varepsilon)=\sigma^2$ とする。

知られている M の真値の標準を p とする。その値を m_j と該当する測定値を y_j とする。最小 2 乗法での α, β, σ^2 を下記のように求める。

$$\begin{aligned} \beta &= S_{ym}/S_{mm}, \quad \alpha = \bar{y} - \beta \bar{m} \\ s^2 &= (p-1)^{-1} \sum [y_j - \bar{y} - \beta (m_j - \bar{m})]^2 \end{aligned} \quad (12.2)$$

ここで

$$S_{mm} = \sum (m_j - \bar{m})^2, \quad S_{ym} = \sum (y_j - \bar{y})(m_j - \bar{m}), \quad \bar{m} = p^{-1} \sum m_j, \quad \bar{y} = p^{-1} \sum y_j$$

M の知りたい M に対する信頼に使用される校正式は下記のようなものである。

$$\alpha + \beta M \quad (12.3)$$

$y_0 = \alpha + \beta M$ とすれば下記式が誘導できる.

$$M = (y_0 - \alpha) / \beta \quad (12.4)$$

未知数のMに対する推定限界を得るために、Mの m_0 に対する信頼限界は $100(1-\alpha)\%$ で

$$\alpha + \beta m_0 \pm t_{p-2, \alpha/2} s (1 + 1/p + (m_0 - m)^2 / S_{mm})^{1/2}$$

s^2 は (12.2) で得る.

$100(1-\alpha)\%$ への変換は、Fieler (フィラー) 間隔と呼ばれる. (12.5) の $100(1-\alpha)\%$ は、測定値 y_0 で適用される. しかしながら、全ての m を構成する Fieler (フィラー) 間隔は下記を満足する.

$$(y_0 - \alpha - \beta m) \leq (t_{p-2, \alpha/2})^2 s^2 (1 + 1/p + (m_0 - m)^2 / S_{mm})$$

更に、詳しい処理については Mandel (1964) と Yano (1991) を見てほしい. (12.5)

(12.6) の誘導は、Draper と Smith (1998, Chapter 1) にある.

12.3 パラメータ設計最適化のための解析指標

信号-応答システムを調べることの重要なステップは、応用の目的に対し適切な信号因子-応答システムを評価することである. 選ばれた測定値で最適化することによって、図 12.1 示すような信号因子-応答の良悪の差異を見極めて期待を実現する制御因子の組み合わせを決定する. 図 12.1 の 3 個のシステムが、制御因子設定の異なった選択に対応している.

各カーブは、ノイズ因子状態に対する観測された信号-応答関係を表す. (a) のカーブが、より狭い幅に集中しており、最初のシステムはノイズ変化に最も敏感ではない (すなわち、最も強健である). 2 番目のシステム (b) はノイズ変化により敏感で信号-応答関係は直線的であるが、3 番目 (c) のシステムは非線形である.

したがって、1 番目と 3 番目のシステムの比較は直線関係の期待度に依存する.

これらの 3 システムを比較すると、ばらつきと感度が信号-応答システムの 2 つの重要な切り口があることが明確である. ここでは信号-応答関係が直線的であると仮定する.

次に、単純線形回帰モデルは (12.1) でシステムを表すことができる. この特別な場合では、ばらつきと感度は σ^2 と β が測度である. 関係が非線形であるなら、 β を非線形のカーブへの最も良い線形近似の傾きに置き換えられる. どんな信号-応答システムにも

小さいばらつきは、小さい σ^2 値である。また、 M 値を変えることによって y 値を変える能力を持つことが重要であるなら、大きい感度(すなわち大きな β)が望ましい。

適切な性能測度は、 σ^2 が小さいか β が大きいか、その状況(要求)に依存することになる。

β と σ^2 から単測度 (ω) は下記である。

$$\omega = \ln(\beta^2 / \sigma^2) \text{----- (12.7)}$$

これは、単純な連続量であり

$$\omega = \ln(\beta^2 / s^2) \text{----- (12.8)}$$

(12.2)の β と s^2 で与えられており、応答-信号システムに対する SN 比で、田口の称する動的 SN 比である。

実験の全組み合わせを計算し、制御因子の回帰式に適用できる。この適応モデルはダイナミックな SN 比モデルより適正である。もし、実験にノイズ因子が関係するならば、(12.8)の β と s^2 の推定は、与えられた制御因子の組み合わせに対するノイズと信号のすべての観察値に基づく。

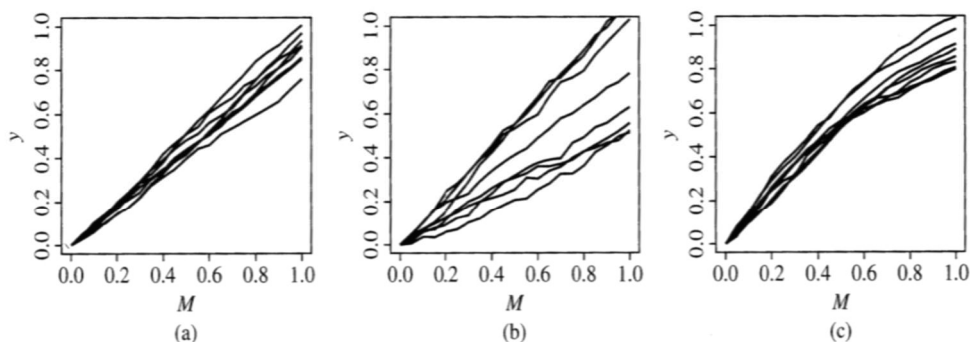


図 12.1 信号応答関係の例

単一応答システム(11.9 参照)のパラメータ設計で、Taguchi の 2 段階目の主要な要素は調整因子の概念である。その内容からすると調整因子は、 ω のみでだけでなく β に対し有意な効果を持っている制御因子である。田口はパラメータ設計最適化のための以下のツーステップ手順を提案した。

信号-応答システムに対する田口の2ステップ手順

- (i) 動的 SN 比で ω (12.8) を最大にするために有意な制御因子のレベルを選択する. (12.9)
- (ii) 傾きを調整因子で目標に合わせる水準を選択する.

いくつかの状況では, ステップ(ii)の目標に対し y 切片があるために別の調整因子で修正する必要があるかもしれない.別形式の動的 SN 比では, モデル(12.1) のようにゼロ切片となる.

ω 中の β は, $\alpha = 0$ の単モデルを最小 2 乗法で推定する.ゼロ切片がデータから有意または強いとする仮定がないなら, より一般的な (12.8) を適用すべきである.

(12.9)におけるツーステップ手順は, 以下の関係が成立することを証明できる.

$$\text{Var}(y) \propto \beta^2$$

または, より正確に, 信号-応答システムであれば, モデルは次の関係を表す.

$$y = \beta(x_1, x_2)[M + \varepsilon(x_1)] \quad (12.11)$$

ここで $E(\varepsilon) = 0$ と $\text{Var}(\varepsilon) = Q(x_1)$ とする.

(12.11) は次のようになる.

$$\begin{aligned} \text{Var}(y) &= \beta^2(x_1, x_2)Q(x_1) \\ \beta^2/\text{Var}(y) &= 1/Q(x_1) \end{aligned}$$

したがって, ω を最大にするのは(12.11)のもとで(12.11) の ε を最小にするのと同様である. (12.11) のもとで田口のツーステップ手順を言い直すことができる.

- (i): $Q(x_1)$ を最小にする x_1^* を選択する.
- (ii): $\beta(x_1^*, x_2^*) = \beta_T$ にする x_2^* を選択する.

$Q(x_1)$ を最小にする x_1^* を選択する. β は最大の傾きとする.このような関係においては, x_1 はばらつき因子のベクトルで, x_2 は調整因子である. ω は調整因子 x_2 によらないので, 測度は調整の如何にかかわらず独立している.

信号一応答システムにおいて、調整から独立している測度のさらなる議論に関しては、Leon, Shoemaker, と Kacker(1987)を見て欲しい。

(12.8)の動的な SN 比 ω は、測定システムのための適切な正当性がある。

まず最初に、発見的考察を考える。知られているようにモデル(12.1)の α と β を仮定する。

そこで、Mは、

$$(y_0 - \alpha) / \beta$$

で推定できる。そして、分散は

$$\sigma^2 / \beta^2$$

となる。

その結果、それが M の分散を最小にするのと同様であるので、動的な SN 比を最大にすることは正当である。 α と β を以下の通りにすれば、それはさらに厳格な正当化になる。 y の測定値 y_0 を考えて、M の未知値のために正確な信頼区間として Fieller 間隔を適用することを思い起こして欲しい。したがって、間隔の長さで測定システムの品質を判断できる。より狭い間隔はシステムのより高い精度を示す。

Miller と Wu(1996)に(12.6)で与えられた Fieller 間隔の長さが β^2/s^2 を小さくする。Fieller 間隔の長さを最小にすることは、(12.8)の ω を最大にすることで、計測システムの精度を最大化することである。

大まかに言えば、(12.8)で ω を最大にするは、 s^2 を最小にし β^2 を最大にするという効果がある。前者はいつも望ましい。また、後者は測定システムで相互的に逆回帰の β であることが望ましい。 β が、より急になるのに従って、逆回帰の誤差は、より小さくなる。しかしながら、この説明は逆回帰が適切でない多くの多重目標システムには該当しない。測定システムの評価は ω で、2 つの観点で(12.12)のシステムと異なっている。

まず一番目に、それは、調整因子を必要としない。2 番目に、(12.1)の誤差分散は、傾き β と独立した定数である。

この正当化の基礎となる仮定の一般性のため、動的な SN 比の測定システムの使用は、より賢い方法である。

まとめると、動的 SN 比は以下の状況のどちらかで良い測度である：

(i) 調整因子の存在のもと、応答分散が傾き (β) の 2 乗に比例するという仮定をし (12.11) で表されるような信号-応答関係であること

(ii) 測定システムは,Fieller 間隔の長さで精度を測定できる.

上記 (i) で、とりわけ $\text{Var}(y)$ (応答分散)が β^2 に比例することは正当化しにくい.

y 軸切片と同様に分散 $\text{Var}(y)$ が β の他の累乗に比例するかもしれない.例えば、アイドリリングのエンジンの演習実験 (信号-応答関係) で、応答分散は β の (-1.5) 乗に比例 (参照 Lunani, Nair, Wasserman1997) しているとされる.同じ論文で、図解法にて応答分散 $\text{Var}(v)$ と β^λ の λ を決定している.

モデル(12.11)だと多くの多重目標システムを表すことができないので、動的な SN 比の使用は適切でないかもしれない.別の問題は ω の数学的な性質に関連する.その最大化 (β^2/s^2) には、 s^2 を最小にし、また β^2 を最大にするという効果があるということである.前者がいつでも望ましい、後者は望ましくない結果につながる.

信号因子 M に一定間隔(m_a, m_b)を与え、より大きな $|\beta|$ には広い応答 y を与えることができる.その応答 y は、規格限界の外側かもしれない.更に、 M の設定に誤差があれば、これは、より大きい絶対傾き $|\beta|$ を通して伝播 (拡大) され、再び応答 y の大きな分散となる

例えば、高圧の射出成形データ(節 12.5 で与えられた)の分析は信号因子の設定の誤差の高い可能性を示している.その結果、状況(i)で説明されている環境を除外しても、単一測度を多重目標システムに推薦できない。(訳者注:ノイズ因子に内外乱があるが信号の誤差もノイズになるという意味)

モデル(12.11)はむしろかなり特殊化されており、私たちは、現在、異なった分類のモデルに関するツーステップ手順の考えを下記に提示する.

$$y = a(x_1, x_3) + \beta(x_1, x_2)M + \varepsilon(x_1) \quad (12.13)$$

ここで $E(\varepsilon) = 0$ と $\text{Var}(\varepsilon) = \text{Var}(y) = \sigma^2 = Q(x_1)$ とする.それは 2 つの点で (12.11)と異なっている.それには、非零の y 切片があること、 y の分散は β に依存しないことである.

モデル(12.13), x_1 はばらつき因子で, x_2 は β の調整因子で, そして x_3 は y 切片の調整因子である. σ^2 が $Q(x_1)$ で, x_2 か x_3 に依存しないために, 調整の如何にかかわらない測度である.

σ_T と β_T が y 切片と β の目標値であると仮定する. 著者には, 以下のツーステップ手順がある:

モデル(12.13)のためのツーステップ手順

(i) x_1^* が $\sigma^2=Q(x_1)$ を最小にするのを選択する. (12.14)

(ii) x_1^* と x_3^* を選択, $\alpha(x_1^*, x_3^*) = \alpha_T$, $\beta(x_1^*, x_2^*) = \beta_T$

著者は, (12.9), (12.12), および(12.14)で調整後の β と切片で評価する. 多くの状況下で, 理想の目標値を, 実現しなくとも適切である. 傾き β は, システム, 応用の性質に依存し, 急峻さや平坦さを要求される.

目標値がなければ, これらの手順における第2ステップは, α の増減と置き替えるべきで, β は, 状況にあわせてより大きいか, または, より小さくする.

モデル(12.13)と2段階手順(12.14)は, 厳格にはすべての3数量[σ^2 , β , α]を考慮している. ばらつき σ^2 が最小化され, 目的を果たすために β と切片は (強引であるが), 目標値に一致, あるいは最小化, または最大化する.

もし信号-応答関係が2次関数かスプライン関数などのより複雑な関数(例えば, 傾向, 湾曲, 百分率順位)によって説明されるなら, 以前に議論した β と y 切片と同様に扱われる. 多重目標システムに対する別な方法は Miller, Wu (1996), Joseph, Wu (2002)に 見ることができる.

12.4 モデルと解析方法

パラメータ設計実験の目的は, 制御因子がシステムの性能に影響する制御因子を特定することであるので, 選択された測度(PM)は制御因子の関数でモデル化される.

パフォーマンス測定モデル(PMM)

- (i) 実験におけるそれぞれの制御因子組み合わせのために、信号とノイズ因子レベルの様々な組み合わせで応答値に基づき PM 値を計算する。 (12. 15)
- (ii) 制御因子の機能として(i)で PM 値をモデル化する。制御因子のための都合のよい設定はその時、モデル適応から決定する。

ステップ(ii)のモデルは前章で論じられたすべての分析技術を使うことができる。

PM として動特性の SN 比を使用することでパフォーマンス測定モデルを表すことができる。完全な要因実験になると、2 水準の 3 つ制御因子(C_1, C_2, C_3)と、2 つの 2 水準のノイズ因子(N_1, N_2)と、4 水準の信号因子(M)を想定する。

それぞれの 8 つの異なった制御因子の組み合わせのために、ノイズに対応する 16 の観測と信号因子の組み合わせがある。

これらの 16 の観測が、モデル(12.1)に基づく回帰線に合うように使用される。そして、次に、パラメータ設計は、PM を推定するのに使用される。

この場合 $PM = \ln(\beta^2/s^2)$ である。次に、8 個の PM のものは C_1 と C_2 および C_3 の 2^3 実験に対する観測として扱う。そして、標準分析のテクニックとして適用される。

性能測度はツーステップ手順の第一歩で最適化されるものとして前項で考えられている。

これらのツーステップ手順のデータを完了するために、これらの手順の第 2 ステップをモデル化する必要があります。例えば、田口のツーステップが手順(12.9)であると考えてみよう。第 2 ステップが傾き β の調整を伴うので、制御因子の関数で実験におけるそれぞれの制御因子組み合わせのために計算される β をモデル化する必要がある。

したがって、PMM アプローチはツーステップ手順の第 2 ステップと同様に PM のモデルを含む。

田口のツーステップ手順への代替手段は(12.14)のモデル(12.13)に σ^2, β, α を含む。この手順の PMM アプローチは、実験の制御因子の組み合わせごとの(12.2)に従い、 $\ln s^2, \beta, \alpha$ を計算する。

PMM アプローチの互換となる方法で、田口より好ましい。その理由は、動的 SN 比 (限られた正当性がある) を含むからである。また、簡単な応答システムのための位置分散 (L & D) モデル化アプローチ(参照：節 11.5.1)は信号-応答の連続量での PMM アプローチと見なすことができる。

前者は感度(すなわち β)とばらつきのモデル、(Ins^2 , ω)を含む。後者は、位置 (L) と分散 (D) (11.22 の Ins^2 または η)を含む。レスポンス関数モデル(RFM)では、制御因子とノイズ因子の関数として信号-応答関係を取り扱う。そして、指定された測度は、制御因子の好ましい設定を選択するために合致したモデルとして評価される。簡単な応答システム (11.5.2.参照) に対し応答モデル法を拡大する。

線形の信号-応答関係において、以下の二段階手順として RFM を述べる：
実験におけるそれぞれの制御因子とノイズ因子の組み合わせに、信号因子の水準上で応答値にモデル(12.1)に基づいた回帰線を適用する。

- (i) α_i , β_i , および s_i^2 による i 番目の組み合わせのために推定値を表す。(12.16)
- (ii) 制御因子とノイズ因子で別々に α , β , Ins_i^2 の回帰モデルを作成する。

次に、これらから選ばれた測度からモデルを選択し、好ましい制御因子の設定は決定できる。ステップ(i)と(ii)のモデルと分析で使う方法は、前の章では、論じられている。

もし問題の誤差構造が複雑な誤差であれば、ステップ(ii)におけるモデルは、より入念な分析を必要とし、次のセクションの射出成形実験の分析でそのような例を提供する。信号-応答関係が、より複雑 (2次曲線またはスプライン関数) であるなら、そのまま(12.16)を拡張できる。

例えば、2次関係に対し、追加モードは2次回帰モデルの中で2次の係数を含む。RFM のイラストに関し、(12.15)の後に使用された例が、PMM を例証すると考える。

そこには、制御因子とノイズ因子の水準の 32 の組み合わせがある。それぞれのこれらの組み合わせに、信号因子の水準に対応する 4 つの観測値がある。これらの 4 つの観測値は、信号-応答関係の回帰（(12.1) モデル）に使用される。

次に、制御因子とノイズ因子の 32 個の組み合わせから α , β , s^2 の値を取得する。 α , β , s^2 の回帰モデルを制御因子とノイズ因子の関数から求める。そして、選ばれた PM は、これらのモデルを使用し制御因子の異なった組み合わせを評価する。

一般に、しばしばデータにある役に立つ情報をあいまいにするので、PMM 手順は好まれない。PMM アプローチは、制御因子がどうシステムの総合的な性能に影響するかの情報を提供するだけである。特別な制御因子が信号-応答システムの形に影響するか、またはどう特定のノイズ因子と交互作用があるかに関するデータのどんな情報も失われる。

それは、将来の研究課題として意味がある情報である。RFM アプローチはこの不備にわずらわされない。初期のモデルの応答は、システム内の有効な情報を提供する。

そして、PM は、制御因子の都合のよい設定を特定するためにこのモデルに適用される。RFM アプローチの良さは、次節の射出成型実験で明らかに開示される。

多くの信号因子の水準があるとき、代替の応答機能モデルは、信号-応答関係として扱う。しかしながら、この考慮はこの本の適用範囲を超えている。機能的な応答解析でいくつかの最近の論文 Nair,, Taam, Ye(2002)を参照されたい。

12.5 射出成型実験の分析

このセクションは、射出成型実験を PMM と RFM アプローチで分析する。まず最初に、好ましい PM で検証する。システムは 650~700 を目標としている。

実験に使用される制御因子とノイズ因子のすべての組み合わせに、この範囲の目標値の達成が可能であるので、妥当な PM はこの範囲上の応答変化になる。図 12.2 はデータ(y, M)の散布図がある。4 個の信号-応答と 16 個のデータで 2 次曲線がある。応答 y は成形品の重量であり、信号因子 M は、高圧成型の圧力で、4 個の信号-応答に関する散布図を含んでいる。

明らかに、直線はデータによく合わない。図 12.3 は M. に対する残渣(2 次モデルに対する残渣である)である。しかし 1 次のモデルは合理的に満足できるように見え、系

統的なパターンは残渣の中であるように見える.さらにこれを精査するために、それぞれの制御因子とノイズ因子の組み合わせを、Mの直交多項式に分解する.モデルの高次項に対し、0.05 有意検定水準で変数増加法を適用する.

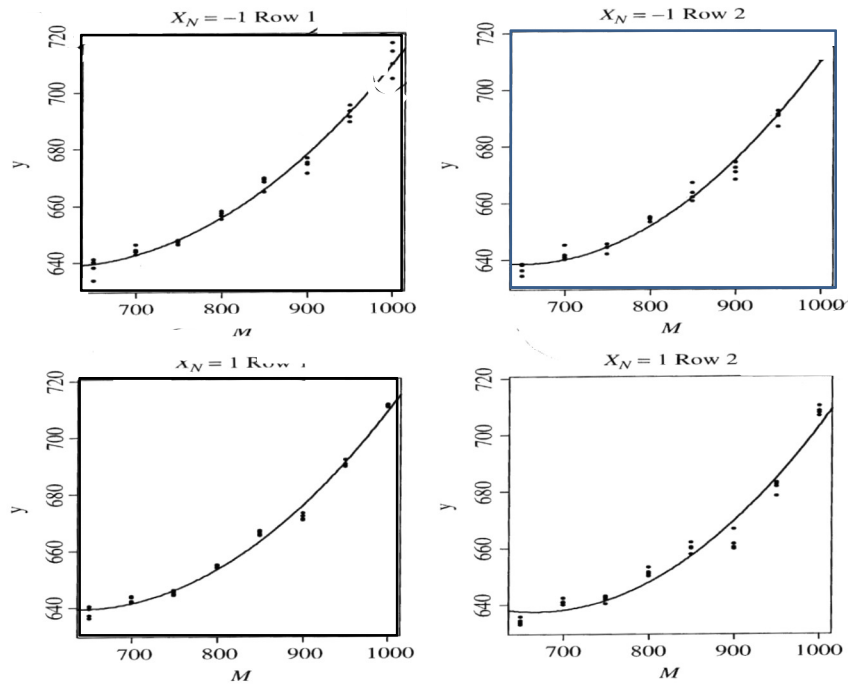


図 12.2. 2 次モデルと射出成形実験

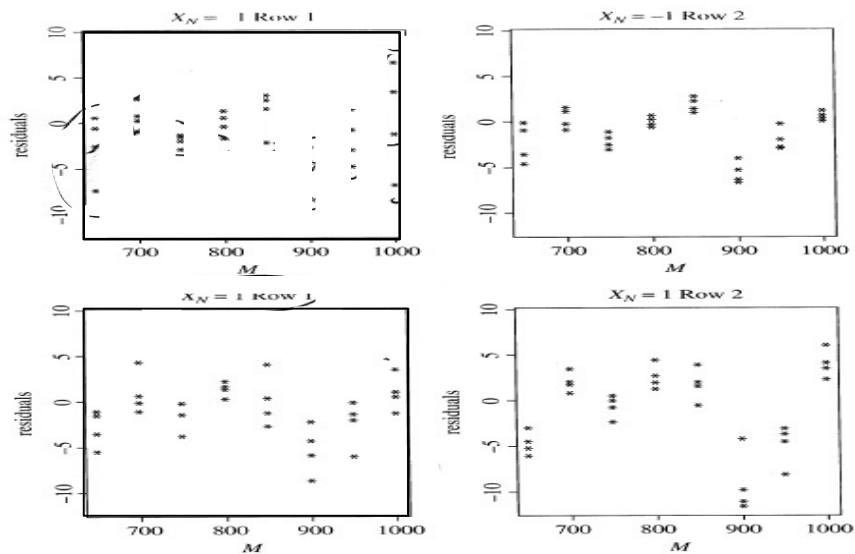


図 12.3. 残渣グラフと射出成形実験

16 の場合のうち 12 で、選択手順は、2 次多項式が適切であることを示している.また、他の 4 つの場合では、3 次項を加えてある.この分析のおもしろい面は、半分以上

には6次項で異常に大きい平方和があることである。6次項が重要であることはありそうもないので、これは、少なくとも図12.3の見られる残渣における系統的なパターンがモデルに不適當であったためであることを示す。大部分の16点に対し、残渣はM=650でほとんど負であり、700~850でほとんどゼロで、900でゼロで、900以上で再び上昇し始めている。これが制御因子とノイズ因子の組み合わせにかかわらず一貫したパターンであれば、これらの因子で説明できない1つの考えられる解釈は、実際、系統的差異がシステムの信号因子と高圧成型の設定間に存在することである。例えば、M=900に対応する残渣の大部分は負である。

システムが900の名目上の設定で一貫して900未満の高圧となるなら、起こるかもしれない。これは、観測された成形品の重量は予想より低いことになる。実際の高圧設定は、850における残渣がほとんど正であるので、850の名目上の設定より高い。この現象のための本当の説明は、より複雑なモデルを使用しても修正されないことは明確である。2次曲線が適切に信号-応答関係に関する基本的な特徴を捉えているので、以下のモデルがデータに使用される

$$E(y) = \beta_0 + \beta_1 P_1(M) + \beta_2 P_2(M), \quad (12.17)$$

$P_1(M)$ と $P_2(M)$ が1次と2次の直交多項式である。表12.6で様々な信号水準値を与える。より簡単に結果の解釈ができるので、直交多項式が採用される。 β_1 が信号-応答関係の直線的な成分を表していて、 β_2 が1次からの乖離を示す。

12.5.1 PMM 解析

第一段階は、表12.3におけるそれぞれの制御因子組み合わせでPMを推定する。散布図は、信号因子水準の近傍では、一定の分散と想定できる。(分散が傾き β の2乗に比例する ω の適用が基礎となっている。)表12.3における各列に、最小二乗法にて分散 s^2 の推定をする。2次のモデル(12.17)がPMに適用される。制御因子間の組み合わせに $X_N = +/-$ と2回の繰り返しがあるので、 s^2 は $X_N = +/-$ から推定する。

次のステップは、PMM分析における応答として $\ln s^2$ を使用する。(訳注：4.11で s^2 よりむしろ $\ln s^2$ を分析するための説明をした。)表12.3における8つの制御因子の組み合わせの $\ln s^2$ 値は：

$$(2.127, 2.981, 2.204, 2.342, 1.468, 2.277, 0.432, 1.185)^T.$$

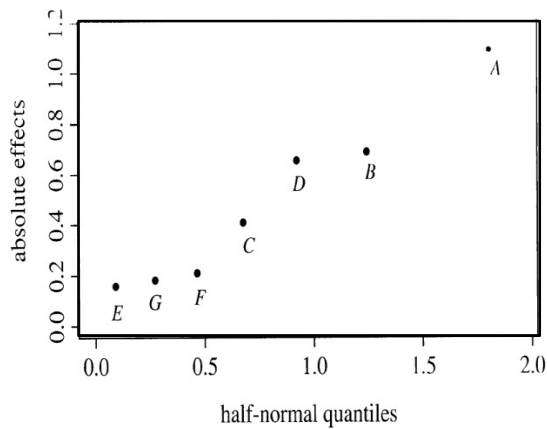


図 12.4. $\ln s^2$ のための半正規プロット：射出成形実験.

図 12.4 で $\ln s^2$ のための要因効果の半正規プロットを与える. この図は, どのような制御因子も PM に影響を与えることを明確に示していない.

しかしながら, A, B, および D が更に考慮する価値があるように見える. この分析が分散 s^2 を減少させる有意な効果を示さないので, (12.14) のツーステップ手順の第 2 ステップを実施する必要が全くない. (モデルの y 切片と 1 次係数は, 次の RFM 解析でモデル化される.)

12.5.2 RFM 分析

RFM 分析の第一段階は 2 次のモデル (12.17) で構成されている. 信号水準に対して 4 回の繰り返しがある. いわゆる純誤差成分の繰り返し誤差と不適合度検定 (lack of fit) で誤差分散を分離することができる. Draper や Smith (1998) などの回帰テキストにて 2 成分の説明がある.

繰り返し成分 σ_p^2 は, 高圧成型でモデル化された 4 パーツの部品重量の分散を測定する理由から短時間にとられた部品間のばらつきを反映する. 不適合度成分 (σ_1^2) が, 以前の記述より長い項で表現する. 信号因子の記録に系統的な誤差を含む.

一方, ログ変換を適用し, $\ln \sigma_1^2$, および $\ln \sigma_p^2$ は別々に分析する. (12.17) で推定された $\beta_0, \beta_1, \beta_2$ と, σ_1^2 と σ_p^2 は表 12.7 にある. RFM 分析の 2 段階目は, 制御因子とノイズ因子の効果で評価される.

表 12.7 射出成型の推定された係数

実験 No	XN=-1					XN=+1				
	β_0	β_1	β_2	σ_1^2	σ_p^2	β_0	β_1	β_2	σ_1^2	σ_p^2
1	665.1	4.99	1.34	27.51	1.20	666.6	5.03	1.17	22.48	7.78
2	660.1	4.7	1.48	107.25	3.21	664.2	5.12	1.44	28.42	4.45
3	665.2	4.87	1.27	25.39	2.70	668.3	4.98	1.23	17.15	4.99
4	664.3	4.55	1.54	14.57	2.64	668.4	4.765	1.26	19.25	3.53
5	664.2	4.47	1.39	10.19	0.56	666.4	4.66	1.36	19.74	0.67
6	674.2	4.34	1.37	53.12	0.30	674.5	4.33	1.32	59.14	1.00
7	666.2	4.92	1.3	7.23	0.17	666.6	4.93	1.31	9.23	0.21
8	663.6	5.02	1.3	15.87	0.12	665.0	4.9	1.25	12.85	0.75

図 12.5 は β_i の半正規プロット変数を含み, 図 12.6 は 2 個の変動の半正規プロットを含む. 表 12.4 の制御因子とノイズ因子の組み合わせは, 表 12.3 の制御因子の直交表と調合されたノイズ直交表の直積構造で見ることができる. 定理 10.1 は, 制御因子とノイズ因子を知るのに妥当で, 7 個の制御因子とノイズ因子の交互作用を明らかにする. β_0 には, 6 つの G, C, E, A, N, および F の効果が有意で, β_1 には, 唯一 C が有意である.

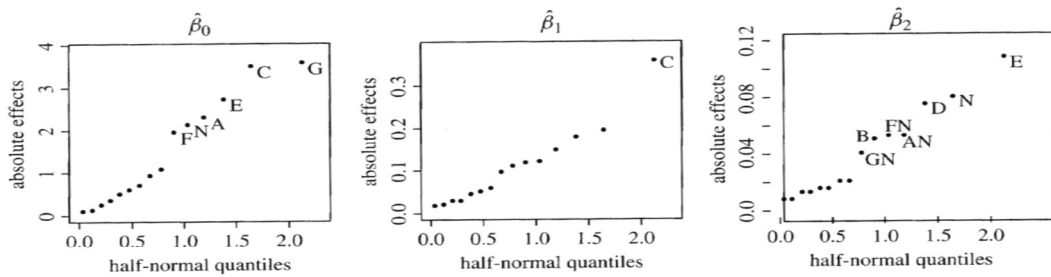


図 12.5 半正規プロット $\beta_0, \beta_1, \beta_2$

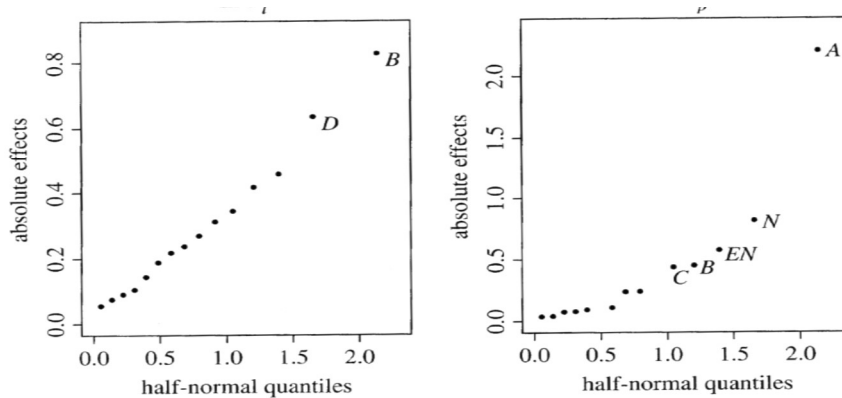


図 12.6 半正規プロット: $\ln \sigma_p^2$

β_2 では、有意な効果が全くありませんが、E, N, D, B, AN, FN, およびGNはわずかに効果があるように見える

不適合度検定で、有意な効果はない。Aの部品間の分散は有意であり、N, EN, B, とCは、十分な注意が必要である。

適合するパラメータは

$$\beta_0 = 666.4 - 1.2X_A + 1.8X_C + 1.4X_E + 1.0X_F + 1.8X_G + 1.1X_N$$

$$\beta_1 = 4.79 - 0.17X_C,$$

$$\beta_2 = 1.33 - 0.03X_B + 0.04X_D - 0.05X_E - 0.04X_N - 0.03X_A X_N + 0.03X_F X_N - 0.02X_G X_N$$

$$\gamma = 0.12 + 1.10X_A - 0.22X_B + 0.22X_C + 0.41X_N + 0.28X_E X_N + 0.04X_E \quad (12.18)$$

ここで $\gamma = \ln \sigma_p^2$ とする。

$\ln \sigma_p^2$ を考えることから始めよう。部品間のばらつきは、工程に関連しているばらつきばかりではない。しかし、このばらつきを減少させることは、明らかに望ましい。この場合、Aは、負に設定される。Bは、正の設定がよく、Cは負の設定である。調合のノイズNと E_N は、 σ_p^2 に影響する。交互作用 E_N は有意であるが、Eもモデルに含める。heredity principle (ケチの原理: 有効な変数のみでモデルを構成すること)で正当化できる。表12.8はEとNとの組み合わせと $X_A=-1$, $X_B=+1$, および $X_C=-1$ で $\ln \sigma_p^2$ の推定をする。表は、Eは $X_E=-1$ とし、部品間のばらつきを $X_E=+1$ とすることよりノイズの変化に対して安定する。

表 12.8 射出成型の推定値 $\ln \sigma_p^2$

	$X_E=-1$	$X_E=+1$
$X_N=-1$	-1.57	-2.05
$X_N=+1$	-1.33	-0.69

次に、 β_1 の適合モデルを考える。因子Cは、信号応答の感度を調整することで制御因子Cを適用できる。この場合のCは、必要とされるより広い範囲の目標に対応できる。さもなければ、Cの水準は他の理由で決定するべきである。Cを負に設定すると $\ln \sigma_p^2$ に基づき安定化する。

次に、 β_0 のモデルを考える。前の考察から、A、C、Eの水準は既に決っている。ここで、もし必要なら、 β_0 に合わせるためにFに残す。Nが β_0 に影響するが、この交互作用のオフセットが全く特定されていないことに注意する。(p 584)

最後に β_2 のモデルを考える。この場合、BとEのレベルは前に、決定されている。Nの効果を考える。Nの推定に観測された(固定された制御因子の水準で)係数は、次のようになる。

$$(-0.04 - 0.03X_A + 0.03X_F - 0.02X_G) X_N$$

システムをN(ノイズ)の変化にロバストにするため、この係数の絶対値をできるだけ小さくしたい。設定 $X_A=-1$ が既に決まっているので、これは、 $X_F=+1$ と $X_G=-1$ に設定するとする。Dが(12.18)モデル中のNに現れないので、Dの水準は選択されていない。

PMMアプローチが、システム性能を改良するためにどんな制御因子で調整できるかを明確に示さないことに注意する。ある因子が特定されたとしても、それはこれらの因子がどうシステムに影響するかを知ることはない。

他方では、RFMはシステムを改良するのに適用できる制御因子を示すだけでなく、これらの因子がどうシステムに影響するかを考察できる。

特に2次モデルは、信号-応答関係をよく説明しており、この関係式から変更する因子がわかる。その上、散布図は適合モデルの信号水準と信号-応答の系統誤差との関係を知るために作られる。最終的にRFM手順の柔軟性は、 σ_p^2 と σ_1^2 の2成分に分解され分散を誘導し、因子Aが部品間のばらつきを減少させることができると結論できる。

*12.6 実験プランの選択

信号-応答のシステムは、制御因子、ノイズ因子、信号因子の3種がある。どんな実験計画を選択するか議論は、制御因子とノイズ因子を含む単応答システムを組み立てることである。11章から、直積と単一の2種の直交表と単システムの組み合わせがあることを思い出そう。記述を簡単にすると、 $C \times N$ と (C, N) と記載する。“x”はC制御因子とNノイズ因子の直積を表す。多くの信号-応答システムは、信号因子は、制御因子とノイズ因子を比較する中で調整しやすい。それは、 $C \times N$ 、 (C, N) と同じである。

$C \times N$ と (C, N) の制御因子とノイズ因子の組み合わせは、信号因子にあらかじめセットされた実験となる。

同じ記号を使えば、2形式の配列では、信号因子をSとして表す。

(i) $C \times N \times S$,

(ii) $(C, N) \times S$,

実験は、調合ノイズにより2日間で終わった。各日ごとに、制御因子の割り付けの8組み合わせが実施され、また8個の信号因子水準が実施された。

実験は、2度の分割とみなせる。ノイズは全組み合わせに、制御因子は全組み合わせの部分分割とし、信号因子は分割をさらに部分分割している。(訳者注：ランダム実験でなく、実験のやり易さを優先すると、分割実験中に部分分割がある形式になっている。著者は統計学者であるから誤差の入り方を忠実に捉えようとしている。)

他に2形式が考えられる。

(iii) $C \times (N, S)$,

(iv) $(C, S) \times N$.

これらの信号因子は、単割り付けにてノイズ因子か制御因子との組み合わせである。

信号因子の水準は、実験の精巧な実行と解析のためにノイズ因子または制御因子の組み合わせを替える。このように、これらの割り付けは、最初の2つほど一般的ではない。演習の表面加工は、(iii)の割り付けの良い例である。実験の詳細は、2重分割実験である。

2回の繰り返しは、2つの時期に全体実験を分割実施したことである。
各時期で、装置は、制御因子の割り付けにしたがい制御因子を構成した。

したがって、制御因子は、部分分割である。この組み立てで、3部品は、3種の違った深さを使って加工した。各部品は、ノイズ因子 I, J で9個に分割された。

測定コストを低減するために、加工部品の9点中の3点のみを測定した。M I J 因子の 3^3-1 の割り付けでは $1/3$ である。この3因子にノイズと信号を適用し単一割り付けとなっている。

全分割、部分分割、などの因子の決定は、因子水準の変更が困難である。実験コストを削減するために、しばしば、変更が困難な特定の組み合わせを削減する。

換えにくい因子でも一部実施法で最高値を得ることができる。通常は、全分割因子として扱われる。

例えば、炉の温度は長い間安定している。一日に2条件以上は困難である。したがって、温度は一次因子である。

パラメータ設計での分割実験の議論は、Box と Jones (1992)にみることができる。モデル化と解析方法の選択は、割り付け形式次第である。

PMMアプローチの測度は同じセットのノイズ因子と信号因子の組み合わせ評価される。それは、割り付け形式(i) と (iii)で使える。REMアプローチは、制限がなく、4形式で使える。

しかし、形式(iv)で、RFMの第2段階ではもっと入念なモデルが必要である。必要な変更点は、演習の中で特殊ケースとして扱われる。

形式(i) と (ii)はどのように選択されるだろうか？、わずかに制御因子とノイズ因子の選択しか違いがない。その比較は、厳密には11.8節の単応答システムにある直積と単一割り付けと同じである。

一般的に、制御因子の繰り返しよりは、ノイズの繰り返しのほうが経済的ならば形式(i)が好まれる。

どちらといえば、形式(ii)が好まれる。形式(ii)の有効性は、射出成型機で説明されている。多くは、明らかに制御因子とノイズ因子の組み合わせの数によって決められる。

実実験は、制御因子とノイズ因子の 16 個の組み合わせの直積を適用している。しかし、これを実現するためには、制御因子の割り付け（7 因子）にリゾリューションⅢ、ノイズ因子（4 因子）にリゾリューションⅡを使うことが必要になる。リゾリューションⅣの設計は、制御因子でもノイズ因子でも望ましい。5 章の 2^{k+p} 割り付け表によれば、制御因子は少なくとも 16 列が含まれている。ノイズ割り付けは、少なくとも 8 列を含んでいる。結果的には、制御因子とノイズ因子が 128 個の組み合わせになる。また対照的に、制御因子 7 個、ノイズ因子 4 個の単一割り付けとするならば、32 実験の「 2^{11-6}_{IV} 」の単一直交表なら 7 個の制御因子と 4 個のノイズ因子を割り付けられる。

表 12.6 は与えられた制御因子とノイズ因子に対し 2 形式で構成できる最高のリゾリューションの割り付けを比較する。より高いリゾリューションの割り付けでは、明らかに単一割り付けにできる。

形式 (i) が経済的でないなら、11.8 節のようにノイズ割り付けを (i) か、調合ノイズの 2 水準にして割り付けサイズを削減できる単一割り付けが代替となる。

ここでは、大きな不利益が現れているが射出成型実験に適用している。

調合ノイズを有効とする仮定は、制御因子の全組み合わせの極端条件の調合ノイズ水準と組み合わせることである。しかしながら、実際の立場でこの仮定を証明することは困難である。

表 12.19 設計方法の比較

制御・ノイズ因子 の組み合わせ数	直積 $C \times N$	単一割り付け Single Array
16	(Ⅲ、Ⅱ)	Ⅲ
32	(Ⅳ、Ⅱ)	Ⅳ
64	(Ⅲ、Ⅲ)	Ⅳ
	(Ⅳ、Ⅱ)	
128	(Ⅳ、Ⅳ)	Ⅴ
	(Ⅶ、Ⅱ)	

注意：与えられた割り付けの制御因子とノイズ因子のリゾリューションを () 内の最初と 2 番目に表す。例えば、新人が、軽い部品を作り、ベテランが別条件で重いパーツの部品を作るとする。

調合ノイズに別なメリットであるが、分離できない個々のノイズに有効である。この情報の有効性の限界は、将来の研究で明らかになるであろう。例えば、A（射出速度）の設定が+水準ならば性能を改善したかもしれないのだが、改善を決める方法はない。

生産のロバストは、作業者、再生、溶解指標、樹脂水分など組み合わせだろうか？更に技術項で、 N_i の交互作用である有意な $A \times N_i$ は、改善に貢献できるだろうか？。

因子Aで示されるばらつき原因と他の原因を示せれば答えになる。

調合ノイズの大きな問題は、いくつか特に2個のノイズ組み合わせを用いることに始まる。

実験総数を増加することなく実験のノイズ因子の組み合わせを多くするためには、単一割り付けを適用することである。射出成型の実験で、 $L_{16} (2^{11-7III})$ に割り付ければ、16個のノイズ因子をもつ単一割り付けとなる。残りの問題は、信号因子の水準数である。これは、信号-応答関係次第である。

もし、低次の多項式ならば、5水準以下が適当とされる。

射出成型では、8水準が適用されている。信号-応答関係は2次または3次であるから、あと知恵だがもっと小さくてもよかった。一方、広い範囲の重量の関係の作図が目的なら、8水準が要求されるかもしれない。

もし、関係のスプライン関数を取りたいなら、微細な格子水準が必要になる。典型的には、少なくともスプラインには7水準が必要である。

12.7 全体的なまとめ

1. 信号-応答システムには、多重目標システム、測定システム、制御システムの3種ある。
2. (12.8)の動的SN比は、下記の状況でよい測度である。
 - (i)信号-応答関係は、線形である。応答ばらつきは、 β^2 に比例し、調整可能である。
 - (ii)測定システムは、Fieller間隔によって測定されると正確になる。

別なやり方とし慎重な方法は、(12.1)あるいは、(12.13)の単純な線形回帰の分散 σ^2 、回帰 β （感度と呼ばれている）、切片 α のような定量的な項を考えることである。

3. パラメータ設計に(12.1)または(12.14)の2段階設計を使う。

前者は、動的SN比がよい測度のときにのみ推薦できる。後者は、より広く適用できる。

4. モデリングと解析には、2方法がある。PMMモデルの測度とRFMの応答関数モデルである。2方法は、データ解析をすると違った結果になる。しかし、RFMのほうが、多くの情報が得られる。結果的に、RFMが一般的に好まれる。

5. 2形式の実験計画 (i) $C \times N \times S$ と (ii) $(C, N) \times S$ は、信号因子の水準を変更することで共通に使用できる。それらの中で、経済的に問題がなければ、制御因子の繰り返しよりはノイズの繰り返しが好まれる。これらの比較をさらに正確にするには、直積と単一割り付けの11.8節を見ることができる。他は、(iii) $C \times (N, S)$ と (iv) $(C, S) \times N$ である。計画の選択は、実験の分割によって決まる。

PMM法は、唯一 (i) (iii) に使えるが、RFMは、4形式の全てに使える。

演習

1. 射出成型実験でPMM法の別形式が考えられる。制御因子の割り付け行のSN比を計算し、制御因子の関数としてモデル化できる。

12.5節で議論したPMMとRFMで解析し結果を比較しなさい。

2. 2次モデルで適合させて、16個の実験に対して散布図を作成しなさい。

散布図の系統的パターンを議論しなさい。また高圧射出成型の設定に対して系統誤差に関し12.5.2節の主張をどのように支持するかを説明しなさい。

*3. 12.6で記述されているが、射出実験は2重分割実験である。1分割実験として再解析しなさい。結論は変わりますか??

4. 射出実験で、 L_{16} に7つの制御因子、4個のノイズ因子を割り付けてください
この時、16のノイズ実験になっています。
- (a)最適化の指標を定義してみてください。(ヒント：ノイズ因子を含む関係を定義することが許すことができますか??)
- (b):12.1節の元実験の($2^{7-4_{III}} \times 2^1$)の割り付けをした(a)と比較してください。
(説明能力については、11.8節を見てください)
- 2つの割り付けの得失をコメントしてください。

表 12.10 塗装実験の因子と水準

制御因子	名前	0	1	2	
A	硝酸ニッケル6水塩 (g/l)	2	3		
B	酸洗浄回数 (分)	10	15	20	
C	リン酸温度 (度)	70	80	90	
D	リン酸時間 (分)	5	10	15	
E	ZnO (g/l)	0.5	1	1.5	
F	H3PO4 (g/l)	3	5	7	
G	NaNO2(g/l)	0.15	0.3	0.5	
H	NaH2PO4(g/l)	20	25	30	
信号因子		水準			
		1	2	3	4
M	低炭素鋼面積	20	50	100	200

5. リン酸化亜鉛の実験(Lin と Wen,1994),で、低炭素鋼板は、6種の違った溶液で8工程のリン酸化亜鉛を塗布する.実験因子は、溶液中の薬品と塗布工程の変数で表12.10に示されている.実験応答は、リン酸膜重量である.信号因子は、鋼板の(幾何学的)面積である.因子水準は表12.10に示す.実験計画と重量は、表12.11に表した.実験の達成目標は、感度の線形性改善とばらつき低減である。
- (a)線形の信号-応答関係とし、REMにてデータ解析をなさい。
- (b)動的SN比と傾き β にもとづきPMM法にてデータ解析をして解析をなさい。
- (c) (a)と(b)を比較して、コメントしてください。

*6 ばらつきとノイズに影響されたアンバランスなシャフトがある。

アンバランス総量を正確に測定し、バランス錘を使って修正したい。

この実験(Taguchi,1987)は、最も正確に測定をし、制御因子を使って目標を達成している。

7. 因子が表 12.12 に与えられている.3種のドライブシャフト(DS1, DS2, DS3)は、
制御因子の組み合わせで試験された。

ドライブシャフトは、生産工程にあるアンバランスの代表範囲を選択した。
残留アンバランスの測定は、下記状態で各ドライブシャフトで実施された。

表 12.11 塗装実験の割り付けと重量

No	A	B	C	D	E	F	G	H	M1	M2	M3	M4
1	0	0	0	0	0	0	0	0	7.6	20.1	35.1	62.2
2	0	0	1	1	1	1	1	1	13.6	34	76.9	150.4
3	0	0	2	2	2	2	2	2	12.1	27.5	58.6	110.9
4	0	1	0	0	1	1	2	2	10	25.6	53.9	101.2
5	0	1	1	1	2	2	0	0	18	47.9	100.2	195.2
6	0	1	2	2	0	0	1	1	19.9	52.9	91.8	224.7
7	0	2	0	1	0	2	1	2	1.5	4.1	8.7	25
8	0	2	1	2	1	0	2	0	14.9	36.6	89.7	183.5
9	0	2	2	0	2	1	0	1	15.5	38.8	79.4	161.3
10	1	0	0	2	2	1	1	0	14.8	37.2	81.1	158.9
11	1	0	1	0	0	2	2	1	3.7	11.1	22.6	59.2
12	1	0	2	1	1	0	0	2	17.8	41.4	84	145.8
13	1	1	0	1	2	0	2	1	14.1	36.3	66.7	126
14	1	1	1	2	0	1	0	2	17.5	40.8	90.9	186.3
15	1	1	2	0	1	2	1	0	10.3	26.5	60.1	136.8
16	1	2	0	2	1	2	0	1	25.6	66.9	129.3	252.5
17	1	2	1	0	2	0	1	2	6.5	12.6	28.6	52.3
18	1	2	2	1	0	1	2	0	13.3	33.2	75.5	136.6

表 12.12 ドライブシャフトの制御因子と水準

制御因子	名前	0	1	2	3
A	試験機械	新	古		
B	主軸	# 1	# 2	# 3	# 4
C	操作回転数	現行	新		
D	測定回転数	現行	新		
E	信号強度	10	20	30	40
F	アンバランス修正手順	原	逆	新1	新2
G	アンバランス修正手順修正位置	現行	新	6	

表 12.13 ドライブシャフト実験の制御因子の割り付け

列	A	B	C	D	E	F	G	列	A	B	C	D	E	F	G
1	0	0	0	0	0	0	0	9	1	2	0	0	3	1	0
2	0	1	0	1	1	1	0	10	1	3	0	1	2	0	0
3	0	2	1	0	2	2	0	11	1	0	1	0	1	3	0
4	0	3	1	1	3	3	0	12	1	1	1	1	0	2	0
5	0	1	0	0	2	3	1	13	1	3	0	0	1	2	1
6	0	0	0	1	3	2	1	14	1	2	0	1	0	3	1
7	0	3	1	0	0	1	1	15	1	1	1	0	3	0	1
8	0	2	1	1	1	0	1	16	1	0	1	1	2	1	1

- M1. ドライブシャフトはそのまま 測定された.
- M2. ドライブシャフトは, 重量不足側に 10 g の錘をつけて測定された.
- M3. ドライブシャフトは, 重量不足側に 20 g の錘をつけて測定された.
- M4. ドライブシャフトは, 重量不足側に 30 g の錘をつけて測定された.

直交表 $L_{16} (2^{4^3})$ に制御因子表 12.13 を割り付けた.表 12.14 に応答値を揚げた.

(a)この課題にはどんな速度が妥当ですか？

(b)R F Mでデータ解析しなさい. $\ln s^2$ と β が相対的に優位になる因子をどれですか?? $\ln s^2$ と β の適合モデルに基づいて S N比を最大にする組み合わせを求めなさい.なぜ, 動的 S N比は調整可能でしょうか??その理由は?

(c)PMM 法でデータを解析してください.動的 S N比 ω に対する有意な因子を求めてください. ω を最大化する水準組み合わせはどれですか??

(d)(b)を比較しなさい.R F M法がデータ解析に好ましいかコメントしなさい.

(e) 実験詳細に基づいて, 2重分割実験ですか??度の因子が全分割 (一次因子), 部分分割 (2次因子), 部品の2重分割 (3次因子) ですか?

7. 表面加工で表面粗さを調整する方法で, 異なった表面粗さで異なった応用が要求される.以前の経験によれば, 工具バイトの補給レートは, 信号因子から選択される.実験目的 (Yano,1991)は, 補給レートの調整で特定の表面粗さの部品を生産することである.

表 12.14 ドライブシャフトの応答データ

実験 No	DS1				DS2				DS3			
	M1	M2	M3	M4	M1	M2	M3	M4	M1	M2	M3	M4
1	-4	6	18	27	-4	6	15	25	-20	-10	2	14
2	-7	10	23	42	-3	15	32	46	-34	-20	4	16
3	-4	9	22	34	-7	6	18	30	-26	-15	0	12
4	-2	10	22	36	-4	8	22	34	-30	-18	-7	10
5	-6	6	16	28	-5	6	16	27	-21	-12	3	13
6	-7	13	32	50	-7	14	31	48	-45	-27	-8	13
7	-13	10	30	52	-8	10	30	50	-37	-18	7	26
8	-19	8	27	48	-14	7	29	52	-42	-25	-2	22
9	-10	4	16	29	-8	6	16	26	-29	-20	-14	-14
10	-14	11	32	51	-18	4	25	46	-44	-26	-11	16
11	-3	2	10	16	-4	2	17	13	-13	-8	-5	7
12	-5	5	16	25	-7	3	12	22	-22	-14	-8	12
13	-4	6	18	30	-8	2	16	28	-23	-15	-10	18
14	-6	16	38	62	-16	6	32	55	-44	-25	-6	21
15	-4	2	7	14	-4	2	6	12	-10	-6	-3	7
16	-5	6	16	30	-7	4	16	27	-25	-14	-6	14

表 12.15 表面加工の制御因子と水準

制御因子	名前	0	1	2
A	旋盤	古	新	
B	切削速度 (m/min)	150	200	25
C	切り込み深さ (mm)	0.5	1	1.5
D	刃物形式	p 20	Cermet	セラミック
E	コーナ半径	0.2	0.5	0.8
F	カット角度 (deg)	2	6	10
G	逃げ角度 (deg)	2	4	6
H	横見角度 (deg)	0	4	8

表 12.15 で選択された 8 因子は、直交表 (表 12.16) の 18 実験の違いがある。3 水準の信号因子は、表 12.17 の単一割り付けで繰り返しがあ。因子 R, I, J は、環境と部品軸で機械部品のばらつきを表す。R=0 に関する実験は、纏めて一回で作られ、R=1 は後で作られた。それぞれの時間内に、装置は制御因子と信号因子によって加工された 3 部品によって組み換えられた。

表 12.16 表面加工の 制御因子 表 12.17 表面加工の信号・ノイズの割り付け

No	A	B	C	D	E	F	G	H	列	R	M	I	J	列	R	M	I	J
1	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	10	1	0	0	2
2	0	0	1	1	1	1	1	1	2	0	0	1	1	11	1	0	1	0
3	0	0	2	2	2	2	2	2	3	0	0	2	2	12	1	0	2	1
4	0	1	0	0	1	1	2	2	4	0	1	0	0	13	1	1	0	1
5	0	1	1	1	2	2	0	0	5	0	1	1	1	14	1	1	1	2
6	0	1	2	2	0	0	1	1	6	0	1	2	2	15	1	1	2	0
7	0	2	0	1	0	2	1	2	7	0	2	0	1	16	1	2	0	2
8	0	2	1	2	1	0	2	0	8	0	2	1	2	17	1	2	1	0
9	0	2	2	0	2	1	0	1	9	0	2	2	0	18	1	2	2	1
10	1	0	0	2	2	1	1	0										
11	1	0	1	0	0	2	2	1										
12	1	0	2	1	1	0	0	2										
13	1	1	0	1	2	0	2	1										
14	1	1	1	2	0	1	0	2										
15	1	1	2	0	1	2	1	0										
16	1	2	0	2	1	2	0	1										
17	1	2	1	0	2	0	1	2										
18	1	2	2	1	0	1	2	0										

表 12.18 表面加工実験の応答データ

No	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18
1	2.8	2.6	2.4	3.0	2.2	3.0	3.0	3.0	2.2	6.0	4.8	1.9	2.3	2.5	4.0	3.0	4.0	2.0
2	3.2	2.4	3.1	3.8	2.3	3.1	3.0	3.0	2.4	6.0	5.0	2.2	2.0	3.0	3.3	2.9	4.2	2.3
3	3.3	2.7	2.5	3.0	3.0	3.0	3.1	2.9	2.5	6.2	5.0	1.8	1.9	2.0	3.8	3.0	4.0	2.2
4	4.2	3.4	2.9	4.6	3.4	4.3	9.0	3.2	4.1	7.0	5.3	3.0	3.0	4.0	3.8	3.0	4.2	7.4
5	4.1	3.8	3.6	5.2	4.2	4.0	9.6	4.0	4.2	7.2	5.0	2.5	2.6	4.0	4.1	2.9	4.0	7.4
6	4.5	3.8	3.9	4.0	3.3	4.1	9.8	3.9	4.0	7.3	4.3	2.8	2.2	4.0	5.1	2.9	3.8	7.7
7	6.0	8.8	8.6	5.2	10.5	6.5	10.8	5.0	6.1	7.5	10.2	4.2	4.5	9.6	9.0	9.0	6.2	9.0
8	6.0	8.0	8.6	5.2	10.0	6.0	11.0	4.3	5.5	8.0	10.4	4.8	4.0	10.7	10.0	9.0	6.0	8.2
9	7.0	8.2	9.9	6.7	10.0	7.0	10.5	4.7	6.4	8.0	10.0	4.3	4.1	9.8	11.0	9.0	6.0	8.0
10	3.7	2.8	3.5	3.4	2.0	2.7	3.6	2.2	3.0	3.0	3.8	2.1	1.8	3.0	4.0	2.3	4.0	2.4
11	4.0	3.0	3.5	3.2	2.0	3.0	3.6	2.1	3.0	3.0	3.5	2.5	1.5	3.0	4.0	2.7	4.0	2.5
12	3.9	3.0	3.7	4.2	1.7	2.6	3.5	2.0	3.4	3.5	3.5	2.0	1.5	3.0	4.8	2.5	4.0	2.5
13	5.0	4.2	4.0	4.4	3.0	4.2	6.7	2.4	4.1	4.0	4.0	2.8	2.3	5.5	5.4	4.0	4.1	3.0
14	4.8	4.8	4.2	4.2	3.0	4.0	6.0	3.0	4.9	3.9	2.9	2.4	4.0	5.2	5.0	3.5	4.8	3.2
15	4.2	4.5	4.2	4.5	3.2	4.0	5.0	2.5	3.9	4.2	3.0	3.0	2.5	5.2	6.0	3.6	5.0	3.0
16	6.2	11.0	7.0	8.0	6.2	5.0	17.8	4.2	8.5	6.2	9.0	3.0	4.1	11.5	14.2	9.4	6.7	8.5
17	5.0	11.8	6.4	8.4	6.0	4.8	17.0	4.0	10.0	6.0	8.0	3.0	3.2	12.4	14.0	10.0	6.2	8.0
18	6.0	11.0	7.2	8.2	6.0	5.7	17.0	4.0	8.8	6.5	8.3	3.6	4.0	12.4	15.0	10.2	6.5	7.8

3 個の測定は、表 12.17 の I と J 値によって「表されている部品でとられた。同じ場所の違った場所の測定値は、同一内-分散として適用できる。応答値は、表 12.18 に表示した。

- (a)この課題に対して適切な測度は、なにでしょうか？
- (b)R F Mと PMM法の双方でデータを解析してみてください。

データの作図と解析に基づくと、オリジナルの直線性の仮定は正しいですか？
 実験に対し、より多くの情報を提供するのどちらでしょうか？
 仮に(i), (ii), または(iv)の割り付けで、実験を考えるとしたら、同じ原価で異なった実験案を提案できますか？
 すでに実施されているより好ましい他の性質を見出せますか？？

8. エンジンアイドリング性能実験 ((Lunani, Nair, Wassermam(1997)))が、異なったエンジンに I M E P と略される燃料流速と平均有効圧力 (応答) の研究をした。表 12.19 の 2 個の 2 水準因子と 6 個の 3 水準の制御因子が、18 個の制御因子実験にて研究された。18 個の組み合わせに低燃費と高燃費で燃料測度と I M E P が取られた。試験エンジンは、ノイズとして処理されている。18 個の各々の 18 セットの

測定値は、信号-応答モデル $E(y) = \beta M$ に適合する。このモデルに対する β と標準偏差は、表 12.20 に与えられている。

(a) 制御因子の関数として $\ln s^2$ と β を解析してください。各々のモデルで有意な因子を特定しなさい。

(b) 急峻なモデルが好ましいとして (a) に適合するモデルに従って最適条件を求めてください。

* (c) ここで、応答分散 σ^2 が β^λ と比例すると仮定する。

図形的解法の発見的検証を試みてください。

* (d) λ の推定と 12.3 節の議論に従い、動的 SN 比は適切でなく不当な方法であることを討論しなさい。

*9 12.6 節で考察したように 4 形式の割り付けに加えて、次の $(C \times N, S)$ と (C, N, S) を考察してください。

2 方法が課せられるかもしれないとしその限界を議論しなさい。またなぜ、これらが (i)-(iii) ほど普及していないか討論しなさい。

*10. 形式 (iv) の割り付けで、 (C, S) の単一割り付けが制御因子と信号因子が適用される。

ここで、特殊な場合だが、制御因子の組み合わせは、信号因子とうまく組み合わせることによって、2 つの異なった信号因子 $\{1, 3, 5, 7\}$ と $\{2, 4, 6, 8\}$ を考えよう。

(12.16) で述べたように R F M の第 2 段階で、異なった 2 個の信号因子の組み合わせを反映した修正と拡張をするにはどうしたらよいだろうか？

この変化は、解析にどのような影響を与えるだろうか？ [ヒント：3 個のモデル (12.16) (ii) は、2 形式がある。]

11. 与えられた表 12.9 の解決に至る設計方法を示してください。

参考文献

- Box, G., and Jones, S.(1992), Split-plot designs for robust product experimentation, *Journal of Applied Statistics* 19, 3-26.
- Dasgupta, T., Miller, A., and Wu, C. F. J.(2009), Robust design, modeling and optimization of measurement systems, tentatively accepted by *Technometrics*.
- Dasgupta, T., and Wu, C. F. J.(2006), Robust parameter design with feedback control, *Technometrics* 48, 349-360.
- Draper, N. R., and Smith, H.(1998), *Applied Regression Analysis*, 3rd ed., New York: John Wiley & Sons.
- Joseph, V. R.(2004), Robust parameter design with feed-forward control, *Technometrics*, 45, 284-292.
- Joseph, V. K., and Wu, C. F. J.(2002), Robust parameter design of multiple target systems, *Technometrics* 44, 338-346.
- Leon, R. V., Shoemaker, A. C., and Rackett, R. N.(1987), Performance measures independent of adjustment: An explanation and extension of Taguchi's signal-to-noise ratio, *Technometrics* 29, 253-285.
- Lin, S. M., and Wen, T. C.(1994), Experimental strategy@Application of Taguchi's quality engineering method to zinc phosphate coating uniformity, *Plating and Surface Finishing* 81, 59-64.
- Lunani, M., Nair, V. N., and Wasserman, G. S.(1997), Graphical methods for robust design with dynamic characteristics, *Journal of Quality Technology* 29, 327-338.
- Mandel, J.(1964), *The Statistical Analysis of Experimental Data*, New York: Interscience.
- Miller, A., and Wu, C. F. J.(1996), Parameter design for signal-response systems: A different look at Taguchi's dynamic parameter design, *Statistical Science* 11, 122-136.
- Nair, V. N., Taam, W., and Ye, K. Q.(2002), Analysis of functional responses from robust design studies, *Journal of Quality Technology* 34, 355-370.
- Taguchi, G.(1987), *System of Experimental Design*, White Plains, NY: Unipub/Kinus International Publications.
- Taguchi, G.(1991), *Taguchi Methods, Signal-to-Noise Ratio for Quality Evaluation*, Vol. 3, Dearborn, MI: American Supplier Institute Press.
- Yano, H.(1991), *Metrological Control: Industrial Measurement Management*, Tokyo: Asian Productivity Organization.

「翻訳作業が終わって」

田口の提案する方法で SN 比で最適解を与えた時に、「最適解の 62%は実験した結果より悪い結果になり、ばらつき改善はできなかった」という調査結果がある。日本国内では、設計現場で参照する事例収集を優先したために田口の提案する混合系直交表 L_{18} と SN 比に対する妥当性の数理検証は実践されていない。このため静岡品質工学研究会は、62%問題^{1.3.5)}の原因解析のため海外資料にその解析情報を求めることにしている。現在の解析でその原因は、

1 : L_{18} の交絡問題 2 : 対数変換された SN 比の非線形効果
3 : 調合ノイズの反転問題 5 : ノイズ形式 (調合, 直交表) の最適
違い 等であることと認識し, 品質管理学会でその研究展開を報
告している.

米国の統計者は, ATT(1982)から田口提案による半導体収率改
善事例が公開されると, その最適化工程の数学的解析を直ちに実施
し 1980年代後半に主要な解析研究は終わっている. これらは,
「解析指標 SN 比を使った 2 段階設計と定義し SN 比と独立に目標
に調整」が PerMIA (LSK : 1987, Wu : 1992) として米国の統計学
者 : 3 人の頭文字をとって Leon, Shoemaker, Kackar (以下 LSK と
略) が証明を試みたことであった. しかしその論文中で 2 段階設計
が可能と証明されたのは, 積項で表記できる因果関係のみであっ
た.

現在 2 段階手順の中で PerMIA は, 理論的考察 (Wu 第 11 章)
と現場集計 (62%問題) ^{1,3,5)} から不成立とされるようになって
きた. PerMIA 論文 (LSK : 1987) の中で, 田口を統計数学者でなく
“Japanese quality expert” と紹介しており, 田口 (1976, 1977)
の 2 段階設計を数学的に研究する理由とし” Taguchi.. no
justification.. and no explanation ...”と記載している.

技術者の研究支援をするという前提がロバスト設計にあるから,
数学者と理学者とも議論をし, 工学的原理を確定する科学的態度が
必要である. 現在, 合理的でない部分が認識され, 骨格を見直す時
期にきている。

この翻訳文を読まれ誤訳, 意味合いの違いにお気づきの読者か
らのご指摘をお待ちしております. ご指摘内容を改訂版で反映させ
ていただきます.

参照資料

- 1: 森輝雄 : トヨタ紡織技報 2014Vol-08p6-19
- 2: 森輝雄 : 「近直交表 L_{12} の数理と応用」 (2015) 森技術士事務所
- 3: 貞松伊鶴 : <http://www02.jet.ne.jp/~i-sada/> 「この翻訳文 pdf
をダウンロードできます」
- 4: 足羽晋也 : 「半正規プロット計算手順解説」 (エクセルファイ
ル) : 上記サイト中にある.

5: Teruo MORI (2018): “The 62% Problems of SN Ratio and New Conference Matrix for Optimization :To Reduce Experiments and Increase Reliability for Optimizations.” , Proceeding of the pacific Rim Statistical Conference in Korea for Production Engineering p15-20 (Springer)

「静岡品質工学研究会・歴代会員 32 名」 :

田口玄一, 上杉伸二*, 富島明*, 田中誠*, 奈須田敏弘, 鵜飼義之*, 足羽晋也*, 田辺総一郎*, 貞松伊鶴*, 林秀行*, 宋相載, 山口信次, 伊藤義郎, 杉山圭, 野田宗利, 久保田利宏, 豊田潤, 上野玲子, 園田泰子, 松岡裕司, 木村亮, 山本武和, 細田大輔, 高松寛史, 小杉敏己, 木下康次, 菅原紀輝, 森輝雄*, 藤本亮輔, 横山豪志, 瀬戸口俊一, 中川謙一*

(*: 第 12 章の翻訳・校正での担当者)