

It was observed in [3] that for $p_0 < p < (N + 3)/(N - 1)$ the cones admit separable solutions of the form $u_s = r^{-2/(p-1)}\alpha(\theta)$. They vanish on $\partial\mathcal{C} - \{0\}$ and have a singularity at the vertex, therefore they will be called *singular solutions* of the Dirichlet problem in \mathcal{C} , in contrast to the *regular solutions* vanishing on the whole boundary $\partial\mathcal{C}$.

Nonexistence theorem [3, 22]: *If $p \leq p_0$ no regular nor singular solutions to the Dirichlet problem in \mathcal{C} exist.*

Are there regular solutions? This question has been answered positively by EGNELL [12] for some special cones and for the critical exponent p^* .

References

- 1 ARIS, R.: Introduction to the analysis of chemical reactors. Englewood Cliffs, N.J. 1965.
- 2 BAHRI, A.; CORON, J.-M.: On a nonlinear elliptic equation involving the critical Sobolev exponent: the effect of the topology of the domain. *Comm. Pure Appl. Math.* **41** (1988), 253–294.
- 3 BANDLE, C.; LEVINE, H. A.: On the existence and nonexistence of global solutions of reaction-diffusion equations in sectorial domains. *Trans. Amer. Math. Soc.* **41** (1989), 595–622.
- 4 BANDLE, C.; PELETIER, L. A.: Nonlinear elliptic problems with critical exponents in shrinking annuli. *Math. Ann.* **280** (1988), 1–19.
- 5 BANDLE, C.; MARCUS, M.: The positive radial solutions of a class of semilinear elliptic equations. *J. reine und angewandte Math.* **401** (1989), 25–59.
- 6 BANDLE, C.; MARCUS, M.: Solutions of semilinear elliptic problems in shrinking annuli. *J. Math. Anal. Appl.* **145** (1990), 245–273.
- 7 CAFFARELLI, L. A.; GIDAS, B.; SPRUCK, J.: Asymptotic symmetry and local behaviour of semilinear elliptic equations with critical Sobolev growth. *Commun. Pure Appl. Math.* **42** (1989), 271–297.
- 8 CHANDRASEKHAR, S.: Introduction to the theory of stellar structure. University of Chicago Press 1939 (reprint Dover, N.Y. 1957).
- 9 COFFMANN, C.: An existence theorem for a class of nonlinear integral equations with applications to a non-linear elliptic boundary value problem. *J. Math. Mech.* **18** (1968), 411–422.
- 10 DANCER, E. N.: Certain weakly nonlinear partial differential equations on annuli (to appear in *Nonlinear Analysis TMA*).
- 11 DANCER, E. N.: A note on an equation with critical exponent. *Bull. London Math. Soc.* **20** (1988), 600–602.
- 12 EGNELL, H.: Positive solutions of semilinear equations in cones (to appear).
- 13 FOWLER, R. H.: Further studies on Emden's and similar differential equations. *Quart. J. Math.* **2** (1931), 259–288.
- 14 GIDAS, B.; SPRUCK, J.: Global and local behaviour of positive solutions of nonlinear elliptic equations. *Commun. Pure Appl. Math.* **34** (1981), 525–598.
- 15 GIDAS, B.; NI, W.-M.; NIRENBERG, L.: Symmetry and related properties via the maximum principle. *Commun. Math. Phys.* **68** (1979), 209–243.
- 16 HÉNON, M.: Numerical experiments on the stability of spherical stellar systems. *Astron. and Astrophys.* **24** (1973), 229–238.
- 17 KAZDAN, J.; WARNER, F.: Remarks on some quasilinear elliptic equations. *Commun. Pure Appl. Math.* **28** (1975), 567–597.
- 18 NI, W.-M.: Some aspects of semilinear equations in \mathbb{R}^n , nonlinear diffusion equations and their equilibrium states II. In NI; PELETIER, SERRIN (eds.): *Math. Sciences Res. Inst. Publ.* **13** Springer 1988, pp. 171–205.
- 19 NI, W.-M.; NUSSBAUM, R.: Uniqueness and nonuniqueness for positive radial solutions of $u + f(u, r) = 0$. *Commun. Pure Appl. Math.* **38** (1985), 67–108.
- 20 POHOZAEV, S. I.: Eigenfunction of the equation $\Delta u + f(u) = 0$. *Soviet Math. Dokl.* **5** (1965), 1408–1411.
- 21 WONG, J. S. W.: On the generalized Emden-Fowler equation. *SIAM Review* **17** (1975), 339–360.
- 22 BANDLE, C.; ESSÉN, M.: On positive solutions of Emden equations in cone-like domains. *Arch. Rat. Mech. Anal.* **112** (1990), 319–338.

Address: Prof. Dr. CATHERINE BANDLE, Mathematisches Institut, Universität Basel, Rheinsprung 21, CH-4501 Basel (Switzerland)

Neuere statistische Methoden für die Versuchsplanung bei industriellen Fertigungsprozessen

Es wird eine Übersicht über *off-line* Methoden der Qualitätsplanung gegeben, die – verbunden mit dem Namen GENICHI TAGUCHI – in jüngerer Zeit große Publizität erlangt haben. Ziel dieser Qualitätsbemühungen ist es, mittels Methoden der Statistischen Versuchsplanung schon im Vorfeld (*off-line*) der Produktion den Entwurf des Produktes und die Vorbereitungen zur Fertigung optimal anzulegen. Dabei sollen drei Ziele gleichzeitig erreicht werden: Die Funktionalität des Produktes soll optimal gewährleistet sein, die Variabilität des Fertigungsprozesses soll minimiert werden, und die Robustheit des Produktes gegen Störeinflüsse in der Umwelt beim Kunden soll maximal sein. Die hierzu notwendigen statistischen Methoden werden dargestellt und am Beispiel einer Ventilproduktion erläutert.

1. Einleitung

Die mit dem Namen TAGUCHI verbundene Qualitätsphilosophie ordnet sich der *totalen Qualitätskontrolle* unter, wie sie insbesondere von Japan aus propagiert wird. Sie fordert, schon im Vorfeld (*off-line*) der Serienproduktion gezielte Bemühungen zu unternehmen, um die Qualität sowohl des Produktes wie auch des Produktionsprozesses zu sichern.

Um dieser Aufgabe gerecht zu werden, sind Methoden der Statistischen Versuchsplanung notwendig, wie sie im weiteren Teil des Aufsatzes allgemein dargestellt und am Beispiel einer Ventilproduktion erläutert werden. Die Arbeit schließt mit einer Bibliographie über Veröffentlichungen zu diesem Thema, die aus den letzten Jahren stammen. Diese Bibliographie ergänzt die frühere von PUKELSHEIM [49].

2. Produkt und Qualität

TAGUCHI unterscheidet, ob sich die Qualitätsbemühungen auf den Produktentwurf (*product design*), die Parameterwahl (*parameter design*) oder die Toleranzfestsetzung (*tolerance design*) richten.

Den ersten beiden Bereichen Produktentwurf und Parameterwahl ist gemeinsam, daß sie die Planungsphase vor der eigentlichen Produktion betreffen. Sie sind als *off-line Aktivität* abzugrenzen und von der *on-line Qualitätssicherung* durch statistische Prozeßkontrolle und Kontrollkarten wie auch von der Endkontrolle der Fertigung.

Die drei genannten Bereiche unterscheiden sich durch ihren zeitlichen Einsatz und durch ihre Auswirkungen auf die Kosten. Als erstes setzt die Qualitätsplanung beim *Produktentwurf* ein; hier können auch kostensparende Entscheidungen für die Fertigungsplanung fallen.

Der zweite Bereich, die *Parameterwahl*, zielt auf eine optimale Ausnutzung der Produktionsfaktoren ab. Dieser Bereich ist bisher weitgehend mißachtet worden. Die meisten der von sensationellen Erfolgen berichtenden Fallstudien fallen hier hinein. Die Idee gründet darauf, daß die Input-Faktoren eines Produktionsprozesses fast immer in gewissen Bereichen variiert werden können, ohne zu grundlegend anderen technischen und kostenmäßigen Verhältnissen zu führen. Der Bereich der Parameterwahl zielt darauf ab, diese Produktionsfaktoren innerhalb dieses kostenneutralen Variationsbereiches optimal einzustellen.

Im Gegensatz dazu ist der dritte Bereich der Qualitätsplanung, die *Toleranzfestsetzung*, kostentreibend, da eine Qualitätsverbesserung meist zu einer Verschärfung der Toleranzspezifikation führt und die Kosten erhöht. Viele verfügbare Fallstudien belegen, daß eine Verschärfung der Toleranzen häufig verzichtbar ist und gegen die weit erfolgreichere Parameterplanung zurücktreten sollte.

3. Qualitätsplanung

Der schon im Vorfeld einsetzenden Qualitätsplanung stehen Produktions- und Produktdaten noch nicht zur Verfügung. Teil ihrer Aufgabe ist daher die *gezielte Datenerhebung* mittels Statistischer Versuchsplanung. Die im Versuch beobachteten Daten werden dann z. B. mittels Regressions- und Varianzanalyse ausgewertet. Die in der Literatur dokumentierten Versuchspläne bieten wirksame Hilfsmittel, um auch beim Vorliegen einer größeren Zahl von Produktionsfaktoren mit wenigen Versuchsläufen auszukommen.

Am Ende der Versuchsserie steht eine *datenabhängige Klassifikation* der Produktionsfaktoren in eine von drei Gruppen. Die erste besteht aus den *Signalfaktoren*, die zur Ansteuerung des Zielwertes dienen. Es ist günstig, wenn man sich hier auf wenige Signalfaktoren festlegen kann, um die Vorschriften zur Nachregelung des Zielwertes so einfach wie möglich zu halten. Die zweite Gruppe besteht aus den *Kontrollfaktoren*, die einen signifikanten Einfluß auf die Variabilität des Fertigungsprozesses und damit auf die Qualitätsschwankungen des Produktes haben. Sie werden so eingestellt, daß die Variabilität des Fertigungsprozesses minimiert wird. Die verbleibenden Faktoren sind *Nebenfaktoren*, die einen signifikanten Einfluß weder auf den Zielwert noch auf die Prozeßvariabilität haben. Ihre Einstellung wird möglichst kostengünstig gewählt.

Im Ergebnis wird damit ein Produkt erreicht, das seine vorgegebene Funktionalität möglichst genau wahrnimmt und nur geringe Qualitätsschwankungen aufweist. Diese doppelte Qualitätsvorgabe, daß das Produkt den Zielwert erreicht und gleichzeitig eine *minimale Funktionsvariabilität* besitzt, wird von TAGUCHI besonders betont. Hierin sehe ich einen Hauptbeitrag seiner Qualitätsphilosophie.

Der zweite Hauptpunkt hebt auf die *Funktionsrobustheit* des Produktes in der Umwelt beim Kunden ab und ist eigentlich nur die natürliche Fortsetzung des ersten. Qualitätsschwankungen eines Produktes liegen ja nicht nur im Fertigungsprozeß begründet, sondern können auch durch diverse Störquellen im Einsatz beim Kunden ausgelöst werden. Da die Datenerhebung aber sowieso schon in einem gezielten Versuch stattfindet, ist es naheliegend, hier nicht nur die *Produktionsfaktoren* des Fertigungsprozesses zu untersuchen, sondern auch die typischen *Rauschfaktoren*, denen das Produkt bei seiner Nutzung ausgesetzt ist.

4. Fallstudie: Ventilproduktion

Als Beispiel erläutern wir einen Versuch, der zur Verbesserung einer laufenden Ventilproduktion durchgeführt wurde. Wesentliches Qualitätsmerkmal für die Ventile war der Berstdruck. Vor der Versuchsdurchführung wurde in der Produktion im Durchschnitt ein Berstdruck von 16 at gemessen bei einer Standardabweichung von 1.6 at. Als Vorbereitung des Versuches wurden aus allen Produktionsfaktoren 22 ausgesondert, deren Studium hinsichtlich des Berstdruckverhaltens als wünschenswert erschien. Elf von diesen Faktoren konnten auf zwei Stufen (hoch–tief) variiert werden, die anderen 11 auf drei Stufen (hoch–mittel–tief). Um die Anzahl der Versuchsläufe klein zu halten, wurden in das der statistischen Analyse unterliegende lineare Modell nur Haupteffekte aufgenommen. Dessen Parameter setzen sich somit zusammen aus einem gemeinsamen Effekt, 11 Haupteffekten für die zweistufigen Faktoren und 22 Haupteffekten für die dreistufigen Faktoren, sowie der Modellvarianz. Insgesamt mußten also 35 Parameter untersucht werden.

Als Versuchsplan wurde deshalb eine orthogonale Anordnung $OA(36; 2^{11} \times 3^{12}; 2)$ gewählt. Dieser Versuchsplan schreibt 36 Versuchsläufe vor und kann maximal 11 zwei- und 12 dreistufige Faktoren berücksichtigen. Er hat Strenge 2 oder – was dasselbe ist – Auflösungsklasse 3. Dies bedeutet, daß die Haupteffekte vermengt sind mit Wechselwirkungen, falls letztere auftreten. Oder andersherum: nur wenn die Wechselwirkungen verschwinden, ist den Schätzungen der Haupteffekte zu trauen.

Immerhin ist bemerkenswert, daß die Gesamtzahl aller möglichen Kombinationen bei 11 zwei- und 11 dreistufigen Faktoren ungefähr 360 Millionen beträgt. Nur ein winziger Teil davon, nämlich 36 Kombinationen, werden in den Versuchsläufen realisiert. Daß diese 36 Kombinationen mit Bedacht geplant sein wollen, ist wohl offensichtlich.

Für jeden Versuchslauf wurden zehn Wiederholungen gemacht. Insgesamt standen also 360 Berstdruckmessungen zur Auswertung zur Verfügung. Es ergab sich, daß zehn Faktoren einen signifikanten Einfluß auf den durchschnittlichen Berstdruck haben, und drei Faktoren beeinflussen sowohl die Berstdruckvariabilität wie auch den Berstdruckdurchschnitt. Neun Faktoren waren weder für das eine noch für das andere von signifikantem Einfluß.

Hieraus ließ sich eine Empfehlung für die Einstellung der Produktionsfaktoren leicht ableiten. Die drei *Kontrollfaktoren* wurden so eingestellt, daß die Berstdruckvariabilität minimiert wurde. Die Stufen der zehn *Signalfaktoren* wurden so festgelegt, daß der durchschnittliche Berstdruck möglichst groß wurde, und die übrigen neun *Nebenfaktoren* wurden vernachlässigt. Aus dem Modellansatz wurde für die neue Faktorkombination ein Berstdruck von ca. 22 at vorhergesagt.

Offiziell abgeschlossen wurde die Studie aber erst durch das *Bestätigungsexperiment*, in dem der empfohlenen Faktorkombination bis auf geringfügige Ausnahmen gefolgt wurde. Unter den neuen Produktionsbedingungen wurden Ventile produziert mit einem durchschnittlichen Berstdruck von 22 at und einer Standardabweichung von 0.8 at.

Diese Verbesserung ist umso überraschender, wenn man sich noch einmal vor Augen führt, daß im statistischen Modell die Wechselwirkungen zwischen den 22 Faktoren nicht berücksichtigt wurden. Der sensationelle Erfolg liegt darin begründet, daß auch das einfachste Modell eine viel stärkere Einsicht in die Abhängigkeit von 22 Faktoren bringt, als uns dies ohne Modell je vergönnt wäre.

5. Versuchspläne

Im vorstehenden Beispiel wurde ein Versuchsplan mit 36 Versuchsläufen für die verschiedenen Kombinationen der Produktionsfaktoren erwähnt. Die Frage ist, wie man zusätzliche Rauschfaktoren aufnimmt, die die Störeinflüsse im Umfeld des Kunden simulieren. Eine plausible und leicht zu vermittelnde Möglichkeit ist die, an jede Kombination der Produktionsfaktoren einen kleinen Versuchsplan für die Rauschfaktoren anzuhängen.

Zum Beispiel gibt es bei 2 zweistufigen Rauschfaktoren insgesamt vier Kombinationsmöglichkeiten. Ein Versuchsplan, so wie er von TAGUCHI favorisiert wird, sähe dann im obigen Beispiel so aus, jeden der 36 Versuchsläufe im *inneren Plan* viermal und mit wechselnden Kombinationen der Rauschfaktoren (*äußerer Plan*) durchzuführen. Die Gesamtzahl der Versuchsläufe steigt dadurch auf $36 \cdot 4 = 144$. Hier erkennt man deutlich den Nachteil dieses Verfahrens: Die Anzahl der Versuchsläufe wird zu groß.

Effizienter und in einer ganzen Reihe von Arbeiten untersucht sind gemeinsame Versuchspläne für Produktions- und Rauschfaktoren. Die Auswahl solcher Gesamtpläne orientiert sich daran, wie die Vermengungsstruktur für die Effekte der Rauschfaktoren bzw. der Produktionsfaktoren aussehen soll.

Die in der Literatur vertafelten Versuchspläne beziehen sich fast alle auf Faktoren mit wenigen Stufen. Sie können als orthogonale Anordnungen beschrieben werden oder – äquivalent – als Teilfaktorpläne. Gemeinsam ist ihnen, daß mit wenigen Versuchsläufen viele Faktoren untersucht werden sollen. Dies kostet natürlich seinen Preis: Wechselwirkungen sind im allgemeinen nicht identifizierbar. Eine Kennzahl, die einen Hinweis auf die vorliegende Vermengungsstruktur gibt, ist die *Strenge* der orthogonalen Anordnung oder – äquivalent – die *Auflösungsklasse* des Teilfaktorplanes. Der Experimentator muß deshalb vor Beginn des Versuchs überlegen, welche Wechselwirkungen von Interesse und welche Wechselwirkungen vernachlässigbar sind.

In jedem Fall sollte die Versuchsserie mit einem Bestätigungsexperiment abschließen, das aus einem kleinen Versuch besteht, der um die neue, empfohlene Faktorkombination herum angelegt ist. Dies empfiehlt sich nicht nur, um sich zu überzeugen, daß das statistische Modell die Praxis treffend beschrieben und vorhergesagt hat. Genauso wichtig ist es, daß alle Beteiligten einen klaren Schlußpunkt unter die Versuchsserie setzen und am Erfolg teilhaben.

6. Datentransformationen

Die aus den geplanten Experimenten gewonnenen Beobachtungen werden mit den Methoden der Regressions- und Varianzanalyse ausgewertet. Man muß sich immer vor Augen halten, daß für diese Methoden drei Voraussetzungen wesentlich sind.

1. Die Beobachtungen müssen normalverteilt sein.
2. Die Varianz muß konstant bleiben.
3. Die Beobachtungen müssen unkorreliert sein.

Bekanntlich ist eine nichtlineare Transformation $f(y)$ einer normalverteilten Zufallsgröße y nicht mehr normalverteilt. Umgekehrt: Warum soll eine Beobachtung y normalverteilt sein, wo doch in der Praxis die Skala von technischen Gegebenheiten bestimmt wird und nicht von Überlegungen zur statistischen Verteilungstheorie? Allein von daher ist es sinnvoll zu versuchen, die Beobachtungen durch geeignete Transformationen näher an eine Normalverteilungsannahme heranzuführen. Bewährt haben sich dabei die Potenztransformationen, wie sie im Lehrbuch BOX und DRAPER [3] dargestellt werden. Für den Statistiker besteht hier die Aufgabe, den Potenzparameter λ der Transformation aus den Daten zu schätzen. Dafür stehen Maximum-Likelihood-Methoden oder auch Kleinste-Quadrate-Schätzer zur Verfügung.

Mindestens ebenso wichtig ist der zweite Gesichtspunkt, daß transformierte Beobachtungen gegebenenfalls es besser erlauben, die Zielwertanalyse und die Variabilitätsanalyse voneinander abzusetzen. Auch für diese Trennung der *Lokationsanalyse* von der *Dispersionsanalyse* werden Potenztransformationen empfohlen. Andere Möglichkeiten wären nichtparametrische Kurvenschätzungen oder auch Hilfsmittel der grafischen Datenanalyse.

7. Mehrzielanalyse

In jedem Fall bleibt als eine der wichtigsten Aufgaben und als einer der neuen Beiträge von TAGUCHI's Qualitätsphilosophie, daß bewußt unterschieden werden muß zwischen der *Lokationsanalyse*, die auf den Prozeßdurchschnitt gerichtet ist, und der *Dispersionsanalyse*, die auf die Prozeßvariabilität abzielt. Für beides werden die Methoden der Regressions- und Varianzanalyse eingesetzt, theoretisch kaum zu rechtfertigen, praktisch aber sehr erfolgreich. Daß für die Lokationsanalyse zu diesem Zweck die Beobachtungen selbst oder die mit einer Potenz transformierten Beobachtungen hergenommen werden, erscheint kaum umstritten.

Dagegen gehen die Meinungen sehr auseinander, welche Kenngrößen der Dispersionsanalyse zugrundegelegt werden sollen. Die Idee ist, jeden Versuchslauf gemäß einer Statistik auszuwerten, die die beobachtete Variabilität treffend wiedergibt. Eine solche *noise performance* Statistik ist klassischerweise die logarithmierte Stichprobenvarianz des i -ten Versuchslaufs, $\log s_i^2$. Der Logarithmus erklärt sich hier als varianzstabilisierende Transformation. TAGUCHI favorisiert in vielen seiner Arbeiten das Signal-Rausch-Verhältnis

$$\left(\frac{S}{N}\right)_i = -10 \log \frac{\bar{y}_i^2}{s_i^2}.$$

Andererseits wird berichtet, daß TAGUCHI bis zu 60 Statistiken für diesen Zweck benutzt habe. Da diese nur anhand von Beispielen aufgeführt werden, fehlen allgemeine Richtlinien. Von daher entbehrt der in der Literatur heftig geführte Streit um die Verbindlichkeit von TAGUCHI's Signal-Rausch-Verhältnis meiner Ansicht nach einer rationalen Grundlage.

8. Grenzfälle

Zum Abschluß seien zwei Punkte erwähnt, in denen die vorstehenden Methoden versagen. Der erste bezieht sich auf die Varianzanalysetabelle, in der manche Autoren nichtsignifikante Faktoren dem Fehler zuschlagen. Dieses sogenannte *Poolen* gehört verboten! Es führt zu willkürlichen Ergebnissen. Man kann ohne Schwierigkeiten die Simulationen von Box [20] wiederholen, die deutlich machen, daß selbst unter der Hypothese standardnormalverteilter Beobachtungen durch Poolen beliebige Signifikanzen erzeugt werden können.

Der zweite Fall, den die vorstehenden Methoden nicht erfassen, betrifft *qualitative Merkmale*. Diese treten natürlich auch bei technischen Versuchen häufig auf. Der von TAGUCHI favorisierten Akkumulationsanalyse sind aber die klassischen Verfahren vorzuziehen, z. B. kumulierte χ^2 -Statistiken oder der nichtparametrische Kruskal-Wallis-Test.

Bibliographie

Eine erste Bibliographie erschien in PUKELSHEIM [49].

Bücher und Symposien

- 1 BENDELL, T. (ed.): Taguchi methods. 1988 European Conf. Elsevier Applied Science, London-New York 1989.
- 2 BENDELL, A.; DISNEY, J.; PRIDMORE, W. A. (eds.): Taguchi methods: Applications in world industry. IFS Publications, Springer, Heidelberg-New York 1989.
- 3 BOX, G. E. P.; DRAPER, N. R.: Empirical model-building and response surfaces. John Wiley & Sons, New York 1987.
- 4 DANIEL, C.: Applications of statistics to industrial experimentation. John Wiley & Sons, New York 1976.
- 5 DAVIES, O. L.; GOLDSMITH, P. L. (ed.): Statistical methods in research and production. Longman, London-New York 1984.
- 6 DEHNAD, K. (ed.): Quality control, robust design, and the Taguchi method. Wadsworth & Brooks/Cole, Pacific Grove CA 1989.
- 7 DISNEY, J.: Sources of Taguchi information. The Professional Statistician **6** (1987), 8–9.
- 8 HAHN, G. J.: Annotated bibliography of books on experimental design. Quality and Reliability Engineering Internat. **4** (1988), 193–197.
- 9 LOGOTHETIS, N.; WYNN, H. P.: Quality through design. Clarendon Press, Oxford 1989.
- 10 Quality and Reliability Engineering International: **4** (1988) 2, 85–199.
- 11 Symposia on Taguchi Methods: Fourth Symposium on Taguchi Methods, October 1986, 806 pages, Fifth Symposium on Taguchi Methods, October 1987, 846 pages, Sixth Symposium on Taguchi Methods, November 1988, 600 pages, Seventh Symposium on Taguchi Methods, October 1989, 532 pages; American Supplier Institute Inc., Six Parklane Blvd., Suite 411, Dearborn, MI 48126-2618 [Tel. (313) 336-8877].
- 12 Taguchi Club Newsletter: A publication of the Taguchi Club, a special interest group of the Institute of Statisticians. Administrative Office: Meeting Point, West, Paramount House, 77 Mutley Plain Lane, Plymouth, PL4 7DS, Great Britain [Tel. (0752) 225512, Fax (0752) 222185].
- 13 TAGUCHI, G.: Introduction to quality engineering, designing quality into products and processes. American Supplier Institute Inc., Dearborn MI 1986. Besprochen in: Technometrics **31** (1989), 255–256.
- 14 TAGUCHI, G.: System of experimental design, Vol. I: xxxix + pp. 1–531, Vol. II: xxix + pp. 532–1189, UNIPUB & American Supplier Institute Inc., Dearborn MI 1987. Besprochen in: Technometrics **31** (1989), 256–260.
- 15 TAGUCHI, G.; KONISHI, S.: Orthogonal arrays and linear graphs, tools for quality engineering. American Supplier Institute Inc., Dearborn MI 1987.
- 16 The International QC Forum: A quarterly forum on current international issues of interest to quality control managers, Volumes 1–24 (1982–1988), Media International Promotions Inc., 114 East 32nd Street, New York, NY 10016.

Aufsätze und Fallstudien

- 17 ABT, M.: Tests gegen geordnete Alternativen am Beispiel eines Experiments zur Erhöhung der Lebensdauer, Technical Report No. 133, Schwerpunktprogramm der Deutschen Forschungsgemeinschaft „Anwendungsbezogene Optimierung und Steuerung“, Institut für Mathematik, Universität Augsburg 1989, 16 Seiten.
- 18 BARKER, T. B.: Quality engineering by design: Taguchi's philosophy. Quality Progress, Dezember (1986), 32–42.
- 19 BICKEL, P. J.; DOKSUM, K. A.: An analysis of transformations revisited. J. Amer. Statist. Assoc. **76** (1981), 296–311.
- 20 BOX, G. E. P.: Signal-to-noise ratios, performance criteria, and transformations. Technometrics **30** (1988), 1–40.
- 21 BOX, G. E. P.; COX, D. R.: An analysis of transformations revisited, rebutted. J. Amer. Statist. Assoc. **77** (1982), 209–210.
- 22 BOX, G. E. P.; BISGAARD, S.: The scientific context of quality improvement. Center for Quality and Productivity Improvement, Report No. 25, September 1987, 45 Seiten.
- 23 BREHMAN, L.; FRIEDMAN, J. H.: Estimating optimal transformations for multiple regression and correlation. J. Amer. Statist. Assoc. **80** (1985), 580–598.
- 24 CARROLL, R. J.; RUPPERT, D.: Power transformations when fitting theoretical models to data. J. Amer. Statist. Assoc. **79** (1984), 321–328.
- 25 CHEN, J.; WU, C. F. J.: Some results on $s^k - k$ fractional factorial designs with minimum aberration or optimal moments. Annals of Statistics **18** (1990).
- 26 CZITROM, V.: An application of Taguchi's methods reconsidered. Communication in Statistics A, Theory and Methods **18** (1989), 4105–4119.
- 27 EIBL, S.; KESS, U.; PUKELSHEIM, F.: Quality planning of manufacturing processes: Achieving a target value. A case study, Technical Report No. 128, Schwerpunktprogramm der Deutschen Forschungsgemeinschaft „Anwendungsbezogene Optimierung und Steuerung“, Institut für Mathematik, Universität Augsburg 1989, 13 Seiten.
- 28 GRIZE, Y. L.: Die Taguchi-Methode in der Qualitätskontrolle: eine Übersicht. Swiss Chem. **10** (1988), 16–19.
- 29 HAMADA, M.; WU, C. F. J.: A critical look at accumulation analysis and related methods. Technometrics **32** (1990).
- 30 HINKLEY, D. V.; RUNGER, G.: The analysis of transformed data. J. Amer. Statist. Assoc. **79** (1984), 302–309.
- 31 KACKER, R. N.; TSUI, K.-L.: Interaction graphs: graphical aids for planning experiments. J. Quality Technology **22** (1990), 1–14.
- 32 KRAFFT, O.: Statistische Experimente: Ihre Planung und Analyse. Z. Angew. Math. Mech. **57** (1977), T17–T23.
- 33 LEÓN, R. V.; WU, C. F. J.: A theory of performance measures in parameter design. IIQP Research Report RR-89-05, AT & T Bell Laboratories 1989, 34 Seiten.
- 34 LOGOTHETIS, N.: Off-line quality control with initial exploration of data. The GEC Journal of Research **5** (1987), 40–48.
- 35 LOGOTHETIS, N.: Off-line quality control and ill-designed data. Quality and Reliability Engineering Internat. **3** (1987), 227–238.
- 36 LOGOTHETIS, N.: The role of data transformation in Taguchi analysis. Quality and Reliability Engineering Internat. **4** (1988), 49–61.
- 37 LOGOTHETIS, N.: Establishing a noise performance measure. The Statistician **38** (1989), 155–174.
- 38 LOGOTHETIS, N.: Box-Cox transformations and the Taguchi method. Applied Statistics **39** (1990), 31–48.
- 39 LOGOTHETIS, N.: Managing the component-tolerances. Total Quality Management **1** (1990), 1–10.
- 40 LOGOTHETIS, N.; HAIGH, A.: The statistical flexibility of the “Taguchi Method” in the optimization of multi-response processes. The Professional Statistician **6** (1987), 10–16.

- 41 LOGOTHETIS, N.; HAIGH, A.: Characterizing and optimizing multi-response processes by the Taguchi method. *Quality and Reliability Engineering Internat.* **4** (1988), 149–169.
- 42 LOGOTHETIS, N.; SALMON, J. P.: Tolerance design and analysis of audio-circuits. in: [1], 161–175.
- 43 MAGHSOODLOO, S.: The exact relation of Taguchi's signal-to-noise ratio to his quality loss function. *Journal of Quality Technology* **22** (1990), 57–67.
- 44 MYERS, R. H.; KHURI, A. I.; CARTER JR. W. H.: Response surface methodology: 1966–1988. *Technometrics* **31** (1989), 137–157.
- 45 NAIR, V. N.: On testing against ordered alternatives in analysis of variance models. *Biometrika* **73** (1986), 493–499.
- 46 NAIR, V. N.: Testing in industrial experiments with ordered categorical data. *Technometrics* **28** (1986), 283–291.
- 47 NAIR, V. N.: Chi-squared-type tests for ordered alternatives in contingency tables. *J. Amer. Statist. Assoc.* **82** (1987), 283–291.
- 48 NAIR, V. N.; PREGIBON, D.: A data analysis strategy for quality engineering experiments. *AT & T Technical J.* **65** (1986), 73–84.
- 49 PUKELSHEIM, F.: Analysis of variability by analysis of variance. In: DODGE, Y.; FEDOROV, V. V.; WYNN H. P. (eds.): *Optimal designs and analysis of experiments*. North-Holland, Amsterdam 1988, pp. 281–292.
- 50 RYAN, T. P.: Taguchi's approach to experimental design: some concerns. *Quality Progress*, Mai (1988), 34–36.
- 51 SHOEMAKER, A. C.; TSUI, K.-L.; WU, C. F. J.: Economic experimentation methods for robust parameter design. *Technometrics* **32** (1990).
- 52 VINING, G. G.; MYERS, R. H.: Combining Taguchi and response surface philosophies: a dual response approach. *J. Quality Technology* **22** (1990), 38–45.
- 53 WANG, P. C.: A simple method for analyzing binary data from orthogonal arrays. *J. Quality Technology* **20** (1988), 230–232.
- 54 WANG, P. C.: Tests for dispersion effects from orthogonal arrays. *Computational Statistics & Data Analysis* **8** (1989), 109–117.
- 55 WANG, J. C.; WU, C. F. J.: An approach to the construction of asymmetrical orthogonal arrays. Technical Report, University of Waterloo 1990, 16 Seiten.
- 56 WU, C. F. J.; MAO, S. S.; MA, F. S.: SEL: A search method based on orthogonal arrays. In: GHOSH, S. (ed.): *Design of experiments with applications to engineering and physical sciences*, Marcel Dekker, New York 1990.

Anschrift: Professor Dr. FRIEDRICH PUKELSHEIM, Institut für Mathematik der Universität Augsburg, Universitätsstraße 8, W-8900 Augsburg [Tel. (0821) 598-2204, Fax (0821) 598-2200], Deutschland