

"ROeS-Nachrichten", Mitteilungsblatt der Region Oesterreich-Schweiz  
No. 14 der Internationalen Biometrischen Gesellschaft

Bulletin de la Région Austro-Suisse de  
la Société Internationale de Biométrie

Redaktion : F.H. Schwarzenbach

# ZUM INHALT

	Seite
"Herzenswünsche" von Redaktor und Schatzmeisterin . . . . .	2
Setzt sich die Biometrie in ihren Anwendungsgebieten durch? . . . .	3
Lösung der Rätsel aus Nummer 13 . . . . .	4
Mitteilungen (Neue Mitglieder, Adressänderungen, Todesfall, Literaturdienst) . . . . .	5
Zweite Vorankündigung ROeS-Seminar 1983 in Basel + "Call for Papers" 6-7	
Biometrische Hausapotheke : "Streuungszerlegung bei ungleichen Anzahlen in den Zellen" (A. Linder) . .	8
Was tun, wenn der Computer spuckt? . . . . .	16

## "HERZENSWUNSCH" DES REDAKTORS

Die BIOMETRISCHE HAUSAPOTHEKE braucht Nachschub an geeigneten Beiträgen. Sie haben als Leserin oder Leser die grosse Chance, dass Ihr Manuskript schon in der nächsten Nummer erscheinen könnte:

- Darstellung eines biometrischen Problems, zu dessen Lösung Sie die Hilfe sachkundiger Kollegen brauchen.
- Präsentation eines hübschen Beispiels für die Anwendung einer biometrischen Methode.
- Hinweise auf neu erschienene Arbeiten über die Entwicklung biometrischer Methoden oder Fortschritte bei der Anwendung des mathematisch-statistischen Werkzeuges.

Wer sich nicht an die Publikation eines Beitrages für die BIOMETRISCHE HAUSAPOTHEKE wagt, ist vielleicht in der Lage unser Periodikum mit einer kleinen Reminiszenz einem Biometriker ein literarisches Denkmal zu setzen.  
Auch Zeichnungen sind willkommen.

F.H. Schwarzenbach



## "HERZENSWUNSCH" DER SCHATZMEISTERIN

\*\*\*\*\*  
\* Ausstehende Beiträge 1982 \*  
\* Die 16 "säumigen Zahler" \*  
\* möchten doch bitte auf die \*  
\* kürzlich versandte zweite \*  
\* Mahnung endlich reagieren! \*  
\*\*\*\*\*

M. Schneeberger

## SETZT SICH DIE BIOMETRIE IN IHREN ANWENDUNGSGBIETEN DURCH ?

Vor kurzem hatte ich mich mit der Frage zu befassen, wie wissenschaftliche Erkenntnisse und methodische Erfahrungen rasch, gezielt und wirksam zur Lösung anstehender Aufgaben in Politik, Wirtschaft und Technik eingeschleust werden können.

Weltweit produziert die Forschung in fleissiger Fliessbandarbeit Bausteine des Wissens mit einer Geschwindigkeit und in einer Fülle, die selbst die beteiligten Wissenschaftler zu erschrecken vermag. Die Entwicklung läuft in eigengesetzlichen Bahnen und drängt auf eine ständige Verbreiterung, Vertiefung und Beschleunigung der wissenschaftlichen Tätigkeit hin.

Kritische Fragen werden gestellt :

- Produziert die Forschung als gigantischer Leerlaufbetrieb nutzloses Papier auf Halde ?
- Haben die Träger der Wissenschaft den Boden unter den Füssen verloren, ihr Tun und Wirken vom wirklichkeitsnahen Denken und Handeln abgekoppelt und den Sinn für die politischen, wirtschaftlichen und gesellschaftlichen Realitäten eingebüsst ?
- Gleicht der Wissenschaftsbetrieb mit seiner Emsigkeit bereits den klappernden, stöhnenden, mahlenden Unsinn-Maschinen Tinguely's, die zur Zeit im Zürcher Kunsthause den Besucher anziehen ?

Die naturwissenschaftliche Forschung ist dem Bürger unheimlich geworden. Die Folgen bleiben nicht aus : Die Wissenschaftler haben vermehrt Rechenschaft abzulegen, wofür sie öffentliche und private Mittel einsetzen wollen und welchen Nutzen ihre Ergebnisse gebracht haben. Die Forschungsgelder werden knapp gehalten um der allgemeinen Forderung nach einer offenen und umfassenden Standortbestimmung der Wissenschaft den politischen Nachdruck zu verleihen.

In der heutigen Zeit misst die Öffentlichkeit die Ergebnisse der Forschung weit weniger am wissenschaftlichen Erkenntniswert als an ihrem Nutzen für die Lösung anstehender Probleme. Der Forscher ist beweispflichtig ; ihm obliegt die Aufgabe, neue Erkenntnisse und Methoden in den Anwendungsgebieten einzuführen und zu verbreiten.

Auf dem Prüfstand befindet sich auch die Biometrie.  
Wir alle sind daher aufgerufen, über die forschungspolitische Stellung unseres Fachgebietes nachzudenken. Wir haben vor allem zu fragen, wie weit unser Gedankengut in der Praxis Eingang gefunden hat und in Zukunft Eingang finden wird.

Darf ich den Wunsch äussern, dass Sie aus Ihrer persönlichen Sicht zu den angeschnittenen Fragen Stellung nehmen ? Die Spalten der ROES-Nachrichten stehen Ihnen für Ihre Antworten weit offen.

F.H. Schwarzenbach

### Lösung der Rätsel aus Nummer 13

SPIEL	8 1 0 2 6
SPIEL	+ 8 1 0 2 6
PLEITE	1 6 2 0 5 2

Das war doch nicht sooo schwer ?

Rösselsprung : Ein kleines Lied wie geht's nur an,  
dass man so lieb es haben kann ?

Was liegt daran, erzähle!  
Es liegt darin ein wenig Klang,  
ein wenig Wohllaut und Gesang  
und eine ganze Seele.

Marie von Ebner-Eschenbach

### Neue Mitglieder

Kuruppachery, Vincent, Ph.L., Hoffmann-La Roche, Grenzacherstrasse 124, CH - 4052 Basel.

*Fields of Application: Biology, Chemistry, Medicine, Public Health.*

*Methodological Techniques: Sampling, Design of experiments, Tests.*

*Activities: Research.*

Mailer, Herbert, Mag.pharm., Hoffmann-La Roche, Jacquin-gasse 16-18, A - 1030 Wien.

*Fields of Application: Medicine, Public Health.*

*Methodological Techniques: Design of experiments, Tests.*

*Activities: Research.*

Seeber, Gilg, Mag.Dr., Institut für Statistik, Universität Innsbruck, Innrain 52, A - 6020 Innsbruck.

*Fields of Application: Economics, Medicine, Public Health. Sociology.*

*Methodological Techniques: Research in statistical methods, Theory, Statistical data processing.*

*Activities: Research, Teaching.*

### Adressänderungen

Sonnemann, Eckart, Univeristät Trier, FB IV - Angewandte Mathe-matik/Statistik, Postfach 3825, D - 5500 Trier.

Henauer, Stefan, Dr.med., 3898 Magnolia Avenue, Apt. 10, Palo Alto, Cal. 94306, U.S.A.

Kläring, Werner, Dr., Mathematisches Konsulentenbüro, Kaasgrabengasse 3A/4/9, A - 1190 Wien.

Lorgé, Marcel, Dr., Sonnhaldenstrasse 4, CH - 8142 Uitikon.

Milicevic, B., Dr., CIBA-GEIGY AG, Bau K-1353.5.27, CH - 4002 Basel.

Püntener, Werner, Dr., CIBA-GEIGY AG, Bau R 1004-349, CH - 4002 Basel.

### Todesfall

Prof. Dr. J.O. Irwin (im Juli 1982)

### Literaturdienst

Linder, A. und W. Berchtold : Statistische Methoden II, Varianzanalyse und Regressionsrechnung. UTB 1110, Birkhäuser-Verlag, Basel-Boston-Stuttgart, 1982, 295 S.

Jetzt schon notieren

Zweite  
VORANKUENDIGUNG

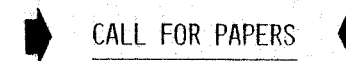
ROeS-Seminar 1983 in Basel

26. - 30. September

mit den Schwerpunktthemen :

1. Deskriptive Statistik (Org. H. Riedwyl)
2. Biometrische Verfahren in der chem.-pharm. Industrie:
  - Toxikologie (Org. S. Christeller)
  - Pharmakologie (Org. H. Flühler)
  - Klinik (Org. U. Ferner)
3. Freie Vorträge zu 1. und 2. (Org. W. Berchtold)
4. Neuere nichtparametrische Verfahren (Org. M. Schemper)

II. Aufruf



CALL FOR PAPERS

Aufforderung an die ROeS-Mitglieder zur Einreichung von  
"Freien Vorträgen" zu den Schwerpunktthemen :

- 1: "Deskriptive Statistik" und
- 2: "Biometrische Verfahren in der chem.-pharmazeutischen Industrie"  
(Toxikologie, Pharmakologie, Klinik)

Mit dieser Aufforderung wenden wir uns in erster Linie  
an "jüngere" Mitglieder unserer Region, die über ihre Forschungs-  
ergebnisse zu o.g. Themen berichten wollen. Gedacht ist an  
20-minütige Vorträge, die - wenn immer möglich - mit praktischen  
Beispielen belegt sein sollen.

Bitte richten Sie Ihre schriftlichen Unterlagen (Titel  
und eine mindestens 2-seitige Zusammenfassung, die es erlaubt,  
sich ein Bild über den Inhalt des Referates zu machen) bis

1. Oktober 1982

=====

an den Koordinator : Herrn Dr. W. Berchtold  
Institut für Tierproduktion  
Gruppe Biometrie, ETH-Zentrum  
CH - 8092 Z ü r i c h

Die definitive Auswahl der Beiträge erfolgt zusammen mit den  
Organisatoren der o.g. Schwerpunktthemen (H. Riedwyl, S. Christeller,  
H. Flühler und U. Ferner).

Für weitere Auskünfte steht Ihnen Herr Dr. W. Berchtold gerne  
zur Verfügung (Tel. 01/256 3336).

BIOMETRISCHE HAUSAPOTHEKE

Streuungszerlegung bei ungleichen Anzahlen  
in den Zellen

A. Linder

(1) Vorbemerkungen

Als Beispiel, an dem wir unsere Ueberlegungen entwickeln, wählen wir Angaben, die von Ehrendorfer (1971) in der Zeitschrift "EDV in Medizin und Biologie" veröffentlicht wurden. Es handelt sich dabei um den Kaligehalt in den Nadeln zweijähriger Fichten bei verschiedener Stickstoff- und Kalidüngung. Die Düngung wurde in je zwei Stufen verabreicht, wobei die Wirkung der vier Kombinationen  $n_0k_0$ ,  $n_0k_1$ ,  $n_1k_0$  und  $n_1k_1$  untersucht wurde. Die Einzelwerte lauten wie folgt:

Einzelwert	$n_0k_0$	$n_0k_1$	$n_1k_0$	$n_1k_1$
1	40.35	106.40	36.56	103.02
2	40.80	109.56	37.14	100.38
3	41.39	110.30	37.50	104.35
4	49.51	108.56	45.49	102.27
5	49.41	105.90	45.37	109.89
6	49.50	100.30	45.23	...

Es fällt auf, dass in der Gruppe  $n_0k_0$  die drei ersten Werte zwischen 40 und 42, die drei letzten zwischen 49 und 50 liegen. Ebenso liegen in der Gruppe  $n_1k_0$  die drei ersten Werte zwischen 36 und 38, die drei letzten zwischen 45 und 46. Auf meine Frage gab Herr Kollege Ehrendorfer eine einleuchtende Erklärung für diese sonderbaren Unterschiede. Er wies jedoch darauf hin, dass er die Zahlen lediglich als Rechenbeispiel aufgefasst wissen wollte. Wir schliessen uns dieser Auffassung an.

Die Streuungszerlegung beruht auf der Annahme, dass jeder Einzelwert innerhalb einer Düngergruppe gleichviel zur Summe beiträgt. In der Gruppe  $n_0k_0$  beispielsweise soll der Kaligehalt eines Einzelwertes von  $n_0$  und von  $k_0$  abhängen, ebenso in  $n_0k_1$  von  $n_0$  und  $k_1$ , usw. Im einfachsten Fall wirkt  $n_0$  in gleicher Weise zusammen mit  $k_0$  wie zusammen mit  $k_1$ .

Das würde bedeuten, dass die beiden Dünger (Stickstoff und Kali) voneinander unabhängig wirken; es bestünde keine Wechselwirkung.

Wenn wir  $n_0$  mit  $\square$ ,  $n_1$  mit  $\boxplus$ ,  $k_0$  mit  $\boxtimes$  und  $k_1$  mit  $\boxdot$  darstellen, so liessen sich die Daten von Ehrendorfer schematisch wie folgt aufzeichnen:

	$n_0$	$n_1$
$k_0$	$\begin{array}{ c c c c c c } \hline \square & \square & \square & \square & \square & \square \\ \hline \boxtimes & \boxtimes & \boxtimes & \boxtimes & \boxtimes & \boxtimes \\ \hline \end{array}$	$\begin{array}{ c c c c c c } \hline \boxplus & \boxplus & \boxplus & \boxplus & \boxplus & \boxplus \\ \hline \boxtimes & \boxtimes & \boxtimes & \boxtimes & \boxtimes & \boxtimes \\ \hline \end{array}$
$k_1$	$\begin{array}{ c c c c c c } \hline \square & \square & \square & \square & \square & \square \\ \hline \boxdot & \boxdot & \boxdot & \boxdot & \boxdot & \boxdot \\ \hline \end{array}$	$\begin{array}{ c c c c c c } \hline \boxplus & \boxplus & \boxplus & \boxplus & \boxplus & \boxplus \\ \hline \boxdot & \boxdot & \boxdot & \boxdot & \boxdot & \boxdot \\ \hline \end{array}$

Um den Einfluss der Kalidüngung zu beurteilen müssen wir die Wirkung bei  $k_0$  von jener bei  $k_1$  subtrahieren; entsprechend finden wir den Einfluss der Stickstoffdüngung als Differenz  $n_1 - n_0$ .

Auf der unteren Stufe  $n_0$  findet man für  $k_1 - k_0$  tatsächlich den Einfluss der Kalidüngung, da die Stickstoffdüngung bei  $n_0$  - infolge der vorausgesetzten Unabhängigkeit - in der Differenz  $k_1 - k_0$  sich aufhebt. Anders dagegen bei der oberen Stickstoffdüngung  $n_1$ . Hier wird der Unterschied  $k_1 - k_0$  nicht ein unverfälschtes Bild des Unterschiedes ergeben, da in  $k_1$  6, in  $k_0$  dagegen bloss 5 Einzelwerte vorkommen. Desgleichen wird der Einfluss der Kalidüngung verfälscht, wenn man diesen in beiden Stufen  $n_0$  und  $n_1$  zusammen untersuchen will. Wenn man den Einfluss der Stickstoffdüngung bestimmen will, erhält man ebenfalls keine unverfälschte Schätzung mit der Summe der vorhandenen Einzelwerte.

Die Nicht-Orthogonalität der Daten besteht darin, dass in den vier Zellen -  $n_0k_0$ ,  $n_0k_1$ ,  $n_1k_0$  und  $n_1k_1$  - ungleiche Anzahlen von Einzelwerten vorhanden sind. Sie würde verschwinden, wenn in jeder der vier Zellen gleichviel Werte vorhanden wären.

Da genügend Einzelwerte vorliegen, können wir in den Zellen mit je 6 Werten einen davon zufällig auslesen und weglassen; man hat danach immer noch genügend Werte um zuverlässige Schätzungen der Düngereinflüsse und des Versuchsfehlers

zu erhalten. Wenn in der Zelle  $n_{0k_0}$  der Wert 49.41, in der Zelle  $n_{0k_1}$  der Wert 106.40 und in der Zelle  $n_{1k_0}$  der Wert 37.14 zufällig ausgewählt und weggelassen wird, erhält man als Summe von je 5 Werten :

	Summen von 5 Einzelwerten		
	$n_0$	$n_1$	Summe
$k_0$	221.55	210.15	431.70
$k_1$	534.62	519.91	1054.53
Summe	756.17	730.06	1486.23

Die Streuungszersetzung gestaltet sich dann wie folgt :

Streuung	Freiheits- grad	Summe der Quadrate	Durchschnitts quadrat	F
N	1	34.087	34.087	1.867
K	1	19 395.860	19 395.860	1 062.321
NK	1	0.548	0.548	0.030
Zwischen Zellen	3	19 430.495	...	...
Innerhalb Zellen	16	292.132	18.258=s <sup>2</sup>	...
Insgesamt	19	19 722.627	...	...

Wie schon aus der Summentafel zu ersehen war, wird der Kaligehalt durch die Kalidüngung sehr deutlich erhöht ; die Herabsetzung beim Uebergang von  $n_0$  zu  $n_1$  ist dagegen nicht signifikant.

Die Wirkungen, deren Signifikanz durch die Streuungszersetzung beurteilt werden, stellen wir zusammen mit dem zugehörigen Koeffizientenschema dar.

	$n_{0k_0}$	$n_{0k_1}$	$n_{1k_0}$	$n_{1k_1}$	Wirkungen	
					Summe	Durchschnitt
Total	+1	+1	+1	+1	+1 486.23	+297.246
N	-1	-1	+1	+1	-26.11	-5.222
K	-1	+1	-1	+1	+622.83	+124.566
NK	+1	-1	-1	+1	-3.31	-0.662

## (2) Darstellung mit Matrizen bei gleichen Anzahlen

Die vorgeführten Berechnungen bei gleichen Anzahlen innerhalb der Zellen lassen sich in Matrizen folgendermassen darstellen, wobei W die Matrix der Anzahlen, y jene der Einzelwerte bedeutet.

$$W = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \end{pmatrix} \quad y = \begin{pmatrix} 40.35 \\ 40.80 \\ 41.39 \\ 49.51 \\ 49.50 \\ 109.56 \\ 110.30 \\ 108.56 \\ 105.90 \\ 100.30 \\ 36.56 \\ 37.50 \\ 45.49 \\ 45.37 \\ 45.23 \\ 103.02 \\ 100.38 \\ 104.35 \\ 102.27 \\ 109.89 \end{pmatrix}$$

$$D = W'W = \begin{pmatrix} 5 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 5 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 5 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 5 \end{pmatrix}$$

$$D^{-1} = \begin{pmatrix} 1/5 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1/5 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1/5 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1/5 \end{pmatrix}$$

$$W'y = \begin{pmatrix} 221.55 \\ 534.62 \\ 210.15 \\ 519.91 \end{pmatrix} ;$$

$$D^{-1}W'y = \bar{y} = \begin{pmatrix} 44.310 \\ 106.924 \\ 42.030 \\ 103.982 \end{pmatrix}$$

Aus W erhält man D, die Zellenanzahlen und mit W'y die Zellentotale.  $D^{-1}W'y$  gibt die Matrix der Zellendurchschnitte  $\bar{y}$ .

Wenn wir die Gesamtsumme der Werte, sowie die Hauptwirkungen N und K, und die Wechselwirkung NK schätzen wollen, so dient uns dazu die Matrix T,

$$T = \begin{pmatrix} +1 & +1 & +1 & +1 \\ -1 & -1 & +1 & +1 \\ -1 & +1 & -1 & +1 \\ +1 & -1 & -1 & +1 \end{pmatrix}$$

und man erhält die Schätzungsmatrix  $\hat{\Theta}$  für den Gesamtdurchschnitt, für die durchschnittlichen Hauptwirkungen und die durchschnittliche Wechselwirkung als

$$\hat{\Theta} = T\bar{y} = \begin{pmatrix} +297.246 \\ - 5.222 \\ +124.566 \\ - 0.662 \end{pmatrix}$$

Die zu dieser Schätzungsmatrix gehörende Kovarianzmatrix findet man als  $s^2 T D^{-1} T'$ . Berechnen wir zunächst  $T D^{-1} T'$ .

$$T D^{-1} T' = \begin{pmatrix} +1 & +1 & +1 & +1 \\ -1 & -1 & +1 & +1 \\ -1 & +1 & -1 & +1 \\ +1 & -1 & -1 & +1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \psi_5 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \psi_5 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \psi_5 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \psi_5 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} +1 & -1 & -1 & +1 \\ +1 & -1 & +1 & -1 \\ +1 & +1 & -1 & -1 \\ +1 & +1 & +1 & +1 \end{pmatrix}$$

$$= \begin{pmatrix} +\psi_5 & +\psi_5 & +\psi_5 & +\psi_5 \\ -\psi_5 & -\psi_5 & +\psi_5 & +\psi_5 \\ -\psi_5 & +\psi_5 & -\psi_5 & +\psi_5 \\ +\psi_5 & -\psi_5 & -\psi_5 & +\psi_5 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} +1 & -1 & -1 & +1 \\ +1 & -1 & +1 & -1 \\ +1 & +1 & -1 & -1 \\ +1 & +1 & +1 & +1 \end{pmatrix} = \frac{1}{5} \begin{pmatrix} 4 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 4 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 4 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 4 \end{pmatrix}$$

Dividiert man das Quadrat einer Schätzung (aus  $\hat{\Theta}$ ) durch das entsprechende Diagonalelement von  $T D^{-1} T'$  so ergibt sich das Durchschnittsquadrat (DQ) der in (1) erhaltenen Streuungszerlegung.

$$\begin{aligned} N : & \quad (-5.222)^2 \cdot 5/4 = 34.087 \\ K : & \quad (+124.566)^2 \cdot 5/4 = 19\,395.860 \\ NK : & \quad (-0.662)^2 \cdot 5/4 = 0.548 \end{aligned}$$

Die Auswertung der ursprünglichen, nichtorthogonalen Daten von Ehrendorfer lässt sich nach denselben Formeln durchführen, sofern wir wiederum wissen, dass wir N, K und NK schätzen wollen, also dieselbe Matrix T benutzen.

### (3) Darstellung mit Matrizen bei ungleichen Anzahlen

Die Matrizen W, y, D und  $\bar{y}$  lauten für die ursprünglichen Daten :

$$W = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \end{pmatrix} \quad y = \begin{pmatrix} 40.35 \\ 40.80 \\ 41.39 \\ 49.51 \\ 49.41 \\ 49.50 \\ 106.40 \\ 109.56 \\ 110.30 \\ 108.56 \\ 105.90 \\ 100.30 \\ 36.56 \\ 37.14 \\ 37.50 \\ 45.49 \\ 45.37 \\ 45.23 \\ 103.02 \\ 100.38 \\ 104.35 \\ 102.27 \\ 109.89 \end{pmatrix}$$

$$D = W'W = \begin{pmatrix} 6 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 6 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 6 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 5 \end{pmatrix}$$

$$D^{-1} = \begin{pmatrix} \psi_6 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \psi_6 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \psi_6 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \psi_5 \end{pmatrix}$$

$$W'y = \begin{pmatrix} 270.96 \\ 641.02 \\ 247.29 \\ 519.91 \end{pmatrix};$$

$$D^{-1}W'y = \bar{y} = \begin{pmatrix} 45.160 & 000 \\ 106.836 & 667 \\ 41.215 & 000 \\ 103.982 & 000 \end{pmatrix}$$

Wir wählen die gleiche Matrix T wie in (2) ; die N, K und NK sind ja in der Tat die Grössen, welche für die Auswertung der Daten von Ehrendorfer in Frage kommen. Man hat demnach

$$T = \begin{pmatrix} +1 & +1 & +1 & +1 \\ -1 & -1 & +1 & +1 \\ -1 & +1 & -1 & +1 \\ +1 & -1 & -1 & +1 \end{pmatrix} \quad \hat{\Theta} = T\bar{y} = \begin{pmatrix} +297.193 & 667 \\ - 6.799 & 667 \\ +124.443 & 667 \\ + 1.090 & 333 \end{pmatrix}$$

Die Kovarianzmatrix erhält man nach derselben Formel wie unter (2).

$$T D^{-1} T' = \begin{pmatrix} +1 & +1 & +1 & +1 \\ -1 & -1 & +1 & +1 \\ -1 & +1 & -1 & +1 \\ +1 & -1 & -1 & +1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \psi_6 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \psi_6 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \psi_6 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \psi_5 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} +1 & -1 & -1 & +1 \\ +1 & -1 & +1 & -1 \\ +1 & +1 & -1 & -1 \\ +1 & +1 & +1 & +1 \end{pmatrix}$$

$$= \frac{1}{30} \begin{pmatrix} 21 & 1 & 1 & 1 \\ 1 & 21 & 1 & 1 \\ 1 & 1 & 21 & 1 \\ 1 & 1 & 1 & 21 \end{pmatrix}$$

Für die Durchschnittsquadrate findet man :

$$\begin{aligned} N : & (-6.799\ 667)^2 / 30/21 = 66.051 \\ K : & (+124.443\ 667)^2 / 30/21 = 22\ 123.180 \\ NK : & (+1.090\ 338)^2 / 30/21 = 1.698 \end{aligned}$$

Die Streuungszerlegung zwischen und innerhalb der Zellen führt bei den ursprünglichen Daten zu :

	Freiheits- grad	Summe der Quadrate	Durchschnitts- quadrat
Zwischen Zellen	3	22 381.051	7 460.350
Innerhalb Zellen	19	333.963	17.577 = $s^2$
Insgesamt	22	22 715.014	...

Dividiert man die Durchschnittsquadrate von N, K und NK durch  $s^2 = 17.577$ , so findet man die F-Werte

$$N : 3.758 , \quad K : 1\ 258.644 , \quad NK : 0.097 ,$$

wovon nur derjenige für K gesichert ist, dieser aber sehr deutlich.

Im Falle der nichtorthogonalen Daten sind die Schätzungen von N und K nicht gegenseitig unabhängig, da die Glieder ausserhalb der Diagonalen in der Kovarianzmatrix  $T D^{-1} T'$  gleich  $1/30$  (also nicht gleich 0) sind.

Die Nichtorthogonalität bewirkt auch, dass die Summe der SQ für N, K und NK ( $66.051 + 22\ 123.180 + 1.698 = 22\ 190.929$ ) nicht gleich der SQ zwischen Zellen (22 381.051) ist.

#### (4) Schlussbemerkungen

Die Bedeutung der Nicht-Orthogonalität und der Weg zur richtigen Auswertung wurde von F. Yates (1933) aufgezeigt. Die Daten, welche hier ausgewertet wurden, hat Ehrendorfer (1971) veröffentlicht ; sie sind ebenfalls von W. Berchtold (1977) ausgewertet worden, der vom Begriff der Schätzbarkeit von Parametern ausging. Wie Urquhart, Weeks und Henderson (1973) dargelegt haben, kann man vom Begriff der Schätzbarkeit absehen, wenn man weiss, welche linearen Funktionen der Zellendurchschnitte von Bedeutung sind. Dieser Betrachtungsweise bin ich hier gefolgt ; sie ist im allgemeinen vorzuziehen, weil sie den Auswerter zwingt, von der Deutung der Daten auszugehen.

Der Vergleich der Auswertungen unter (2) und (3) zeigt, dass man im wesentlichen dieselben Schlüsse zieht, wenn man von den ursprünglichen Daten ausgeht, wie wenn man in zufälliger Weise Werte ausschaltet, um gleiche Anzahlen in den Zellen zu erhalten. Zu diesem Vorgehen darf man allerdings nur dann greifen, wenn genügend Werte vorhanden sind.

Obschon heute die Auswertung auch nichtorthogonaler Daten mithilfe von Rechenautomaten schmerzlos und rasch bewältigt werden kann, sollte man nicht vergessen, dass die Deutung der Ergebnisse sehr viel einleuchtender ist, wenn der Versuchsplan orthogonale Daten liefert.

#### (5) Literatur

- Berchtold, W. (1977) Lineares Modell, Schätzbarkeit und Computer. EDV in Medizin und Biologie, 8, 129-134.
- Ehrendorfer, K. (1971) Ein Beitrag zur Frage der Parameterschätzung bei ungleichen Häufigkeiten. EDV in Medizin und Biologie, 2, 74-77.
- Urquhart, N.S., D.L. Weeks und C.R. Henderson (1973) Estimation associated with linear models. Communications in Statistics, 1, 303-330.
- Yates, F. (1933) The principles of orthogonality and confounding in replicated experiments. Journal of Agricultural Science, 23, 108-145.



### WAS TUN, WENN DER COMPUTER SPUCKT ?

- 1) Da Computer in der Regel nicht spucken, muss wohl im Titel ein Verschied vorliegen.

Merke: Schreib-, Druck- und Drückfehler bei der Programmierung sind nicht dem benützten Rechner, sondern dem rechnenden Benutzer anzulasten.

- 2) Wenn der Computer wirklich einmal bockstill bleibt und sich selbst an der Peripherie nichts mehr rührt, steht vielleicht der Schalter auf "Aus", die Netz-sicherung ist durchgebrannt oder der Elektriker hat für eine Viertelstunde den Strom abgeschaltet.

Merke: Wenn der Computer streikt, liegt es weder an mangelndem Kühlwasser noch am Vergaser, weil Rechner nur ausnahmsweise mit Benzinmotoren betrieben werden.

- 3) Wenn der Printer mehrere Zeilen übereinander ausdruckt, so kann der Spuk durch einen technischen Fehler begründet sein. Wird der Defekt nicht gefunden, so sehe man nach, ob am Vortag eine parlamentarische Sparkommission verlangt hat, dass der Papierverbrauch der Computer um 17.5% gesenkt werde.

Merke: Das Wesen des Spuks besteht darin, dass rational-wissenschaftliche Erklärungen nicht hinreichen, um ihn zu erklären. Demgegenüber ist und bleibt aber eine gesunde Bürokratie stets in der Lage, aus achtbarem Sparwillen blühenden Unsinn zu veranlassen.