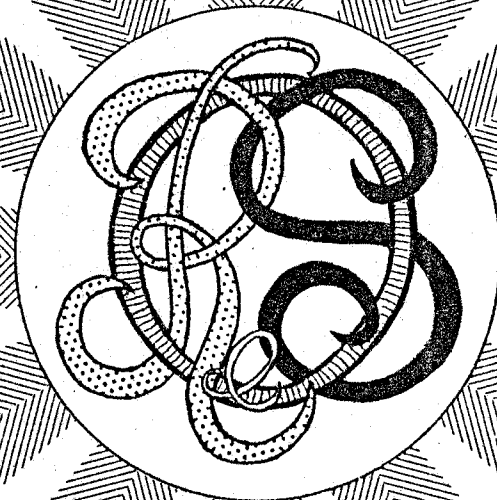


Biometrische Gesellschaft
Region Oesterreich-Schweiz

Februar 1979

ROeS-NACHRICHTEN No 6



"ROeS-Nachrichten", Mitteilungsblatt der Region Oesterreich-Schweiz
der Internationalen Biometrischen Gesellschaft

No. 6

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

Redaktion : F.H. Schwarzenbach

Zum Inhalt

	Seite
Die Spalte des Herausgebers	2
Mitteilungen : - Adressänderungen	4
- Neue Mitglieder	4
- Literaturdienst	4
Vorwarnung inbezug auf Mitgliederbeiträge	4
Veranstaltungen : ROeS-Seminar 1979 in Interlaken	5
10th International Biometrics Conference, Guaraja, SP, Brasilien, 1979	5
Interregionales Biom. Koll., 1980, München	5
Lösung des Preis-Silbenrätsels im Doppel (aus No. 5)	6
Neues Silbenrätsel	7
<u>Biometrische Hausapotheke</u>	
Eine Näherungsformel zur Berechnung der 5%-Punkte des DUNNETT-Tests (H. Huber, Basel)	8
Bescheidene Anregungen	12

Beilagen : Anmeldeformulare und Programm ROeS-Seminar
Orientierung über die Tagung in Brasilien
(Talon für Kollektivreise)

DIE SPALTE DES HERAUSGEBERS

Carl Spitteler hat einst einen Aufsatz über die Pflanzenkunde
geschrieben und dabei die Behauptung aufgestellt :

"Botanik ist die Wissenschaft von dem, was die Kuh frisst"

Mit einem einzigen Satz ist es dem Dichter gelungen, die
wissenschaftliche Emsigkeit der Kräuterfritzen im unüberseh-
baren Reich der Blumen von der Kratzdistel bis zum Jelänger-
jelieber, vom Rüchmichnichtan bis zum Tausendgüldenkraut, vom

Frauenschuh bis zum Männertreu in entwaffnender Einfachheit
darzustellen.

Für die Beschreibung der Biometrie braucht es wohl mehr
ale einen Satz, weil sich das innere Wesen dieser Wissenschaft
selbst ihren Jüngern nur in harter Arbeit erschliesst.

Haben wir schon einmal darüber nachgedacht, worin der
Zauber des Fachgebietes liegt, dem wir in einer Sternstunde
unseres Lebens verfallen sind ?

Ich meine, dass der Gründe viele sind :

- 1) Die Biometrie ist eine Wissenschaft der Ordnung. Sie grenzt
unter Wahrung der Symmetrie und des Gleichgewichtes Normal-
bereiche ab, lässt aber in weiser Einschätzung der Wirklich-
keit auch Ausreisser gelten.
- 2) Sie hat jedem ihrer Liebhaber etwas zu bieten :
 - dem anspruchslosen Anwender die Prüfverfahren von
der Stange,
 - dem Könner die massgeschneiderten, den Problemen
angepassten Methoden,
 - dem Zahlenakrobaten das glitzernde Kostüm des
Tänzers auf dem hohen Seil,
 - dem Dozenten den vornehmen Anzug der streng
logischen Korrektheit bei der Darstellung
induktiver oder deduktiver Beweisführungen.
- 3) Sie hat ein Gespür für Freiheit und Menschlichkeit, sie
hält sich an die grosse Linie und anerkennt die Existenz-
berechtigung des unerklärbaren Einzelfalles.
- 4) Sie ist eine Wissenschaft der Toleranz, weil sie bei einer
steigenden Zahl der Gruppen eine höhere Zahl von Freiheits-
graden einräumt.

Kurz gesagt :

Die Biometrie belegt im streng geordneten, kristallklar logi-
schen Reiche der mathematischen Wissenschaften jene gemütliche
Ecke, in der dem Leben mit seiner Unvollkommenheit ein Stamm-
platz eingeräumt ist.

F.H. Schwarzenbach

Adressänderungen

MAURER, W., Dr., c/o Sandoz AG, Med. Biol. Forschung, Bau 386,
CH-4002 Basel.

UEBERHUBER, Christian, Kandlgasse 9/10, A-1070 Wien.

WESTPHAL, Gerhard, Alszeile 13/44, A-1170 Wien.

Neue Mitglieder

Herr Christian Bühlmann (Dipl. chem. HTL)

Eidg. Forschungsanstalt für Milchwirtschaft,

CH-3097 Liebefeld-Bern

Fields of Application: Agriculture, Chemistry.

Methodological Techniques: Design of experiments, Tests,

Statistical data processing.

Activities: Research.

Literaturdienst

Eingegangene Publikationen

Kreuter, U. : Sensorische Analyse. Alimenta, 17, Teil 1, 46-49,
Teil 2, 99-103, 1978.

Jahresbeitrag für 1979

In der nächsten Nummer der ROeS-Nachrichten werden Sie den
befürchteten Einzahlungsschein erhalten. Die Schatzmeisterin
bittet Sie, bereits schon jetzt zu sparen und den Betrag
bereitzuhalten (SFr. 45.- bzw. OeS. 270.-)!

Veranstaltungen

ROeS-Seminar 1979 in Interlaken, 24.-28. September 1979

Wir freuen uns, Ihnen in der Beilage folgende Dokumente
zustellen zu können :

- 1) Provisorisches Tagungsprogramm
- 2) Anmelde-Karte
- 3) Zimmerreservation

10th International Biometrics Conference, Guarujá, SP, Brasil,

6.-10. August 1979

Alle diesbezüglichen Formulare finden Sie in der Beilage.
Wir machen Sie auf die Möglichkeit einer Kollektivreise von
London aus aufmerksam, die von der Britischen Region organi-
siert wird (siehe Kopie des Briefes an Frau Dr. Havelec mit
Anmelde-Talon).

Interregionales Biometrisches Kolloquium 1980 in München

Die deutsche Region und die ROeS veranstalten vom
24.-27. März 1980 in München gemeinsam ein biometrisches
Kolloquium unter dem Titel :

Biometrie - heute und morgen

Das vorläufige Programm der gemeinsamen Tagung wird voraus-
sichtlich in der nächsten Nummer der ROeS-Nachrichten publi-
ziert.

Lösung des PREIS-SILBENRÄTSELS IM DOPPEL

(aus ROeS-Nachrichten No. 5)

- | | |
|-----------------|-----------------|
| 1. Belgien | Griechenland |
| 2. Isidor | Nepomuk |
| 3. Nonchalance | Ungezwungenheit |
| 4. Orgel | Gitarre |
| 5. Maupertuis | Euler |
| 6. Ithaka | Lesbos |
| 7. Abakus | Rechenschieber |
| 8. Linde | Eberesche |
| 9. Vaduz | Zollikofen |
| 10. Einzelwerte | Stichprobe |
| 11. Rose | Geranie |
| 12. Turteltaube | Nachtigall |
| 13. Enorm | Umfangreich |
| 14. Infrarot | Ultraviolett |
| 15. Lorbeer | Estragon |
| 16. Ursula | Rosmarie |
| 17. Nelson | Trafalgar |
| 18. Genotyp | Selektion |

BINOMIALVERTEILUNG - STREUNGSZERLEGUNG

Die Preisverlosung hat stattgefunden und das hochinteressante Statistikwerk : "How to lie with Statistics" von Darrell Huff geht an

Herrn Kurt Tanner, Baumgartenweg 4, CH-4127 Birsfelden

Wir gratulieren dem glücklichen Gewinner!

P.S. In Anbetracht dessen, dass nur 10 richtige Lösungen eingegangen sind (d.h. eine Beteiligung von nur 5% unserer Mitglieder!), geben wir Ihnen nebenstehend die Gelegenheit ein etwas einfacheres Rätsel (als Übung) zu lösen, damit Sie beim nächsten Wettbewerb mehr Gewinn-chancen auf Ihrer Seite haben.

SILBEN-RÄTSEL

Aus den Silben : a - alp - am - bae - ben - brov - ca - chen - da - di - dom - dorn - du - eu - fre - gra - grin - horn - hur - il - kan - klid - lett - lu - ma - mo - mu - mus - nach - ner - nik - nit - no - no - nos - on - on - phans - ren - ri - rich - roes - roes - sa - si - ste - te - te - ten - ti - ti - tum - tra - tra - ul - va - wal - wie - zer - zing

sind 18 Wörter nachstehender Bedeutung zu bilden.
Bei richtiger Lösung ergeben die Anfangsbuchstaben von oben nach unten gelesen einen Begriff aus der mathematischen Statistik.

Copyright: M. Schneeberger

1. Wahrzeichen von Wien	
2. Ueberlieferung	
3. Musikinstrument	
4. Altaegyptische Königin	
5. Hafenstadt in Dalmatien	
6. Versteinerung	
7. Klatschblatt	
8. Märchengestalt	
9. Zauber-Schutzmittel	
10. Wahrzeichen von Bern	
11. Schnellzug im Dreivierteltakt	
12. Griechischer Mathematiker	
13. Sinnestäuschung	
14. Abenteurer, auch Frauenverführer	
15. Wirbelsturm in Mittelamerika	
16. "letzte", äusserste Aufforderung	
17. Astrologe des 16. Jahrhunderts	
18. Stadtteil von Wien	

Eine Näherungsformel
zur Berechnung der 5%-Punkte des DUNNETT-Tests

H. Huber

Wenn man m unabhängige Tests auf dem gleichen Signifikanzniveau α durchführt, dann ist die Wahrscheinlichkeit P , dass bei Zutreffen der Nullhypothese k dieser Tests irrtümlicherweise zu einer Verwerfung der Nullhypothese führen, durch den folgenden Ausdruck einer Binomialverteilung gegeben :

$$P = \binom{m}{k} \alpha^k (1 - \alpha)^{m-k}.$$

Wenn man also z.B. 10 unwirksame Substanzen in 10 unabhängigen Versuchen mit je einer eigenen Kontrolle mit Hilfe von Student's t-Test vergleicht, und zwar jeweilen auf dem Niveau $\alpha = 0.05$, so ist die Wahrscheinlichkeit, dass in keinem dieser Tests eine der Substanzen irrtümlicherweise als wirksam erklärt wird, gleich

$$P = (1 - 0.05)^{10} = 0.95^{10} = 0.599.$$

Die Wahrscheinlichkeit, dass mindestens eine der Substanzen fälschlicherweise als wirksam betrachtet wird, ist somit ziemlich genau 40%. Ähnlich erhält man die Wahrscheinlichkeit, dass genau eine der 10 Substanzen fälschlicherweise für wirksam gehalten wird :

$$P = 10(0.05)(0.95)^9 = 0.315.$$

Die Wahrscheinlichkeit, dass 2 oder mehr Substanzen irrtümlicherweise für wirksam gehalten werden, beträgt daher etwa 8.5% usw.

Der Forscher hat nun die Möglichkeit, abzuschätzen, ob dieses Risiko falscher Aussagen für ihn tragbar ist, oder ob er eine grössere Sicherheit benötigt. Will er z.B. 95% Sicherheit haben, dass keine der 10 unwirksamen Substanzen als wirksam betrachtet wird, so kann er die folgende Berechnung anstellen :

$$P = 0.95 = (1 - \alpha)^{10}$$

$$(1 - \alpha) = \sqrt[10]{0.95} = 0.9949$$

$$\alpha = 0.0051$$

d.h., die einzelnen Tests sind auf einem Niveau von 0.005 durchzuführen.

Eine ganz andere Situation liegt vor, wenn dieselben 10 Substanzen in einem einzigen Versuch mit einer einzigen Kontrollgruppe verglichen werden. Wenn man auch in diesem Fall hingeht, und für jeden Vergleich mit der Kontrollgruppe einen t-Test berechnet, so muss man bedenken, dass die Tests nicht mehr voneinander unabhängig sind, weil die gleichen zufälligen Fehler der Kontrollgruppe in alle 10 Vergleiche eingehen. Dies hat zur Folge, dass man nicht mehr abschätzen kann, wie gross die Wahrscheinlichkeit ist, dass eine bestimmte Zahl der so berechneten t-Werte fälschlicherweise zur Annahme einer Wirkung verleiten. Eine zuverlässige Interpretation des Ergebnisses einer solchen Serie von t-Werten ist dann kaum mehr möglich. Für die korrekte Auswertung eines derartigen Versuchs wird daher ein Verfahren benötigt, bei welchem die Abhängigkeit der Vergleiche voneinander berücksichtigt wird. Ein solches Verfahren ist von DUNNETT (1955, 1964) beschrieben worden. In diesen Arbeiten hat DUNNETT auch Tabellen zum ein- und zweiseitigen Testen mit $P = 0.05$ und $P = 0.01$ publiziert. P bezeichnet in diesem Fall die Wahrscheinlichkeit, dass bei Zutreffen der Nullhypothese keiner der Vergleiche fälschlicherweise zur Verwerfung der Nullhypothese führt. Die Testgrössen, welche mit diesen Tabellenwerten zu vergleichen sind, werden analog berechnet, wie t-Werte für den Student-Test, mit dem Unterschied, dass die Fehlervarianz aus der gepoolten Quadratsumme der Abweichungen in allen Behandlungsgruppen berechnet wird (wie bei einer Einweg-Varianzanalyse). Beim Testen von p Behandlungsgruppen mit einer Kontrollgruppe kann man analog vorgehen, wie beim DUNCAN-Test : man testet zuerst die grösste Differenz mit dem Tabellenwert für p Vergleiche. Wenn dieser Vergleich zu einem signifikanten Resultat führt, testet man die zweitgrösste Differenz mit dem Tabellenwert für $(p - 1)$ Vergleich-

che, usw., bis keine Signifikanz mehr erreicht wird. Für die Berechnung von Vertrauensgrenzen ist jedoch für alle Vergleiche der Tabellenwert für p Vergleiche zu verwenden (MILLER, 1966).

Wenn das Verfahren für eine Tischrechenmaschine oder für einen Taschenrechner programmiert wird, wäre es bequem, wenn man die kritischen Werte berechnen könnte, statt sie in einer Tabelle nachschlagen zu müssen.

5%-Punkte des DUNNETT-Tests für den Vergleich von p Behandlungsgruppen mit der gleichen Kontrollgruppe erhält man mit der folgenden empirisch gefundenen Näherungsformel :

$$t = 1.96 \left[1 + \frac{1.96^2 + 2}{4f} \right] + \frac{0.73 f + 2.4}{f} \log p + 0.03$$

(f ist die Zahl der Freiheitsgrade, die zur Berechnung des Versuchsfehlers zur Verfügung steht)

Wie die folgende Tabelle zeigt, konnte mit dieser Formel eine sehr gute Übereinstimmung mit den Werten erreicht werden, die DUNNETT (1964) angegeben hat

f		P					
		2	4	6	8	10	12
20	DUNNETT	2.38	2.65	2.80	2.90	2.98	3.05
	Näherung	2.39	2.64	2.79	2.90	2.98	3.05
30	DUNNETT	2.32	2.58	2.72	2.82	2.89	2.95
	Näherung	2.33	2.58	2.72	2.82	2.89	2.96
40	DUNNETT	2.29	2.54	2.68	2.77	2.85	2.90
	Näherung	2.30	2.54	2.68	2.77	2.85	2.91
60	DUNNETT	2.27	2.51	2.64	2.73	2.80	2.86
	Näherung	2.27	2.50	2.64	2.73	2.81	2.87

Das erste Glied der Formel kann als Approximation für 5%-Punkte von Student's t verwendet werden, und gibt bis zu 15 Freiheitsgraden eine bessere Näherung, als die bekannte Formel von WALLIS und ROBERTS :

$$t_{\alpha} = c \left(1 + \frac{c^2 + 1}{4f} \right)$$

(c ist diejenige Abweichung vom Mittelwert μ einer Normalverteilung, welche im Intervall $(\mu - c, \mu + c)$ den Anteil $(1 - \alpha) \cdot 100\%$ aller Werte einschliesst.)

Literatur

- DUNNETT, C.W. (1955) : A Multiple Comparison Procedure for Comparing Several Treatments with a Control. J. Am. Stat. Ass., 50, 1096-1121.
- DUNNETT, C.W. (1964) : New Tables for Multiple Comparisons with a Control. Biometrics, 20, 482-491.
- MILLER, R.G. (1966) : Simultaneous Statistical Inference. McGraw-Hill, New York.
- WALLIS, W.A. and H.V. ROBERTS (1956) : Statistics, a New Approach. The Free Press, Glencoe, Illinois.

Bescheidene Anregungen,

um nichtahnenden Studenten den steilen und beschwerlichen Aufstieg zum Gipfel einer abstrakten Wissenschaft zu erleichtern

Du bist auf dem Pfad zur biometrischen Erkenntnis nie allein. Kollege "Zufall" ist stets im Spiel, auch wenn es deine wissenschaftliche Aufgabe ist, zu beweisen, dass er diesmal die Karten nicht verteilt hat.

Die treue Begleiterin "Wahrscheinlichkeit" wird dich nie im Stich lassen. In weiser Voraussicht haben es die Begründer unserer Lehre so eingerichtet, dass die Muse der biometrischen Kunst stets im Bereiche zwischen Null und Eins zu finden ist.

"Biometrie" heisst in wörtlicher Auslegung "Lehre von der Ausmessung des Lebendigen". Wer das Mass der Dinge im Bereich des Lebens ergründen will, geht ein Wagnis ein und lasse deshalb Vorsicht walten. Weshalb sonst gäbe es Lebensversicherungen ?
