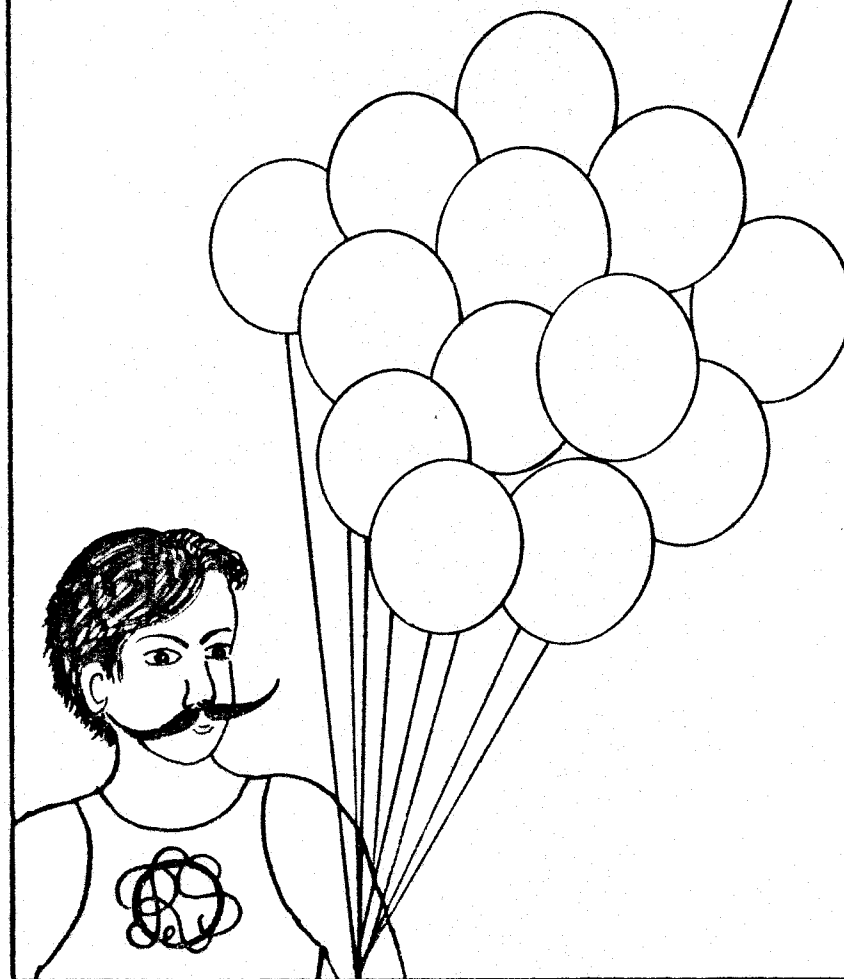


# ROS-NACHRICHTEN

## No 18

Seminar  
in GRAZ  
23.-27.9.1985  
siehe Seite  
8



"ROeS-Nachrichten", Mitteilungsblatt der Region Oesterreich-Schweiz  
No. 18 der Internationalen Biometrischen Gesellschaft

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

Redaktion: F.H. Schwarzenbach

Vorstand der ROeS (Adressen)

Präsident: Prof. Dr. V. Scheiber, Institut für med. Statistik und  
Dokumentation,  
Schwarzspanierstrasse 17  
A - 1090 Wien

Sekretär: Dr. Gerd Puchwein, Landw.-Chem. Bundesversuchsanstalt  
Wieningerstrasse 8  
A - 4025 Linz

Schatzmeisterin: Frä. M. Schneeberger, Gruppe Biometrie ETH  
(und Auskunft) Clausiusstrasse 50  
CH - 8092 Zürich (Tel. 01/256 33 36)

# ZUM INHALT

	Seite
Zum Geleit (F.H. Schwarzenbach) . . . . .	3
Zum 80.Geburtstag von Professor Arthur Linder (W. Berchtold) . . . . .	4
Wie sah es vor einem halben Jahrhundert aus? (A. Linder) . . . . .	5
Zweijahresabrechnung 1983-1984 : A. Oesterreich . . . . .	6
B. Schweiz . . . . .	7
ROeS-Seminar 1985 in Graz: Vorläufiges Programm . . . . .	8
Spruchversteck (M. Schneeberger) . . . . .	11
Mitteilungen: - Neue Mitglieder, Todesfälle . . . . .	12
- Adressänderungen, Literaturdienst . . . . .	13
Stellenangebot . . . . .	14
<u>Biometrische Hausapotheke</u>	
"Nostalgie in der Statistik" (H.L. Le Roy) . . . . .	15
Gedankensplitter . . . . .	20

## Zum Geleit


Der Mensch hat nun einmal eine angeborene Schwäche für das Aussergewöhnliche. Journalisten lechzen nach Sensationen. Skirennfahrer machen sich Hundertstelssekunden streitig. Und in Chur opfern Jassbrüder die Ferien, um mit einem Dauerspiel in den Schaufenstern eines Warenhauses eine neue Bestmarke für das Guinness-Buch der Rekorde zu setzen, wobei sie nicht einmal die wissenschaftlich wichtige Gelegenheit wahrgenommen haben, die theoretischen Wahrscheinlichkeiten für den Weis von vier Buben empirisch zu überprüfen.

Der Hang zum Extremen scheint ein Zeichen unserer Zeit zu sein. Mein Lokalanzeiger behauptet, dass man seit Menschengedenken noch nie während so langer Zeit so tiefe Temperaturen gemessen hätte wie im Januar 1985. Die Mächtigkeit der Schneedecke südlich der Alpen sei ein Jahrhundertereignis gewesen, orakeln die amtlichen Wettermacher. Und die Frostschäden an Wasserleitungen hätten einen nie gekannten Höchststand erreicht, jammern die betroffenen Versicherungsgesellschaften.

Als Biometriker dürfen wir uns freuen, dass offensichtlich der Boden in der Öffentlichkeit für die Anwendung und Weiterentwicklung der Extremwertstatistik gut vorbereitet ist.

Haben wir uns aber schon überlegt, was die Hinwendung zum Extremen, Extravaganten, Ueberrissenen und Ausgefallenen eigentlich bedeutet? Ist unser Alltag so inhaltlos geworden, dass uns nur noch das Extreme für kurze Zeit aus der Langeweile herauszureissen vermag? Sind wir derart übersättigt, dass wir uns träge von der politischen, gesellschaftlichen und geistigen Entwicklung abkoppeln und nur noch aufblinzeln, wenn sich Ungeöhnliches ereignet?

F.H. Schwarzenbach

 lichen Dank all denen, die  
ihren Mitgliederbeitrag 1985  
so prompt einbezahlt haben !  
Die Schatzmeisterin

ZUM 80.GEBURTSTAG VON PROFESSOR ARTHUR LINDER

Am 26.Oktober 1984 hat Herr Professor Arthur Linder in Genf seinen 80.Geburtstag gefeiert. Zu seinen Ehren ist am 5.November 1984 in Bern ein Symposium abgehalten worden an dem Herr Professor Leopold Schmetterer, Wien, zum Thema "Arthur Linder und die Entwicklung der Statistik in den letzten 50 Jahren" gesprochen hat.

Es kann an dieser Stelle nicht darum gehen, die Verdienste Professor Linders im Einzelnen darzulegen, denn diese sind den Mitgliedern der Biometrischen Gesellschaft wohl bekannt und viele von ihnen sind durch seine Schule gegangen. Ich möchte deshalb hier nur seine Verdienste für unsere Gesellschaft hervorheben.

Zusammen mit R.A. Fisher, C.I. Bliss, G. Cox, W.G. Cochran und andern ist Professor Linder 1947 einer der Gründer der Internationalen Biometrischen Gesellschaft und 1951/52 deren zweiter Präsident (folgend auf R.A. Fisher) gewesen. Die IBG hat ihn 1975 für seine Verdienste zu ihrem Ehrenmitglied ernannt.

Um die Biometrie auch in unserem Lande zu fördern, hat Professor Linder 1954 die Gruppe Schweiz ins Leben gerufen; daraus ist 1961 die Region Oesterreich-Schweiz der IBS hervorgegangen. 1964/65 ist er Präsident unserer Region gewesen. Es ist kaum anzunehmen, dass sich ohne Professor Linders Bemühungen die angewandten Statistiker je in der ROeS zusammengefunden hätten. Wir sind ihm für sein Wirken zu grossem Dank verpflichtet.

W. Berchtold

*Ja, und wie sah denn so alles vor einem halben Jahrhundert aus ?  
Wir geben unserem Jubilar das Wort :*

"Nach meinem Studium an der Universität Bern arbeitete ich von 1928 bis 1945 am Statistischen Amt der Stadt Bern. Während meiner Studienzeit wurden weder Wahrscheinlichkeitsrechnung noch mathematische Statistik in den Vorlesungen geboten. Dagegen hatte ich Gelegenheit bei Prof. F. Gonseth mehrdimensionale Geometrie zu hören, was mir später sehr nützlich war.

In der reichhaltigen Bibliothek des Statistischen Amtes stiess ich auf einige der früheren Arbeiten von R.A. Fisher. Ebenso fand ich einen Hinweis auf die "Statistical Methods for Research Workers" von R.A. Fisher. Ich beschaffte mir dieses Werk und bemühte mich die dort enthaltenen Methoden anzuwenden, wobei mir meine Zusammenarbeit mit Forschern aus verschiedenen Wissenschaften von grossem Nutzen war. Auch versuchte ich, die Originalarbeiten von R.A. Fisher zusammenzusuchen und zu ordnen.

Als ich mit dieser Arbeit schon gut vorgerückt war, erhielt ich ein vom 16. Juni 1944 datiertes Schreiben von Prof. A. Ostrowski, worin er mir schrieb, dass der Verlag Birkhäuser in Basel an einem Werk über Statistische Methoden interessiert sei. Die Korrespondenz mit Prof. Ostrowski führte zu einem Vertrag mit der Firma Birkhäuser, und 1945 erschien die erste Auflage meiner "Statistischen Methoden".

A. Linder

Zweijahresabrechnung 1983 - 1984

A. OESTERREICH

Einnahmen:

	OeS
Mitgliederbeiträge 1983 + 1984	39 440.-
Beiträge von Firmen für Seminar Graz 1985	31 473.04
Zinsertrag (Konto)	299.83
Zinsertrag (Sparheft)	17 283.58
	<u>88 496.45</u>

Ausgaben:

Auszahlung an Handkasse Wien	3 000.-
Vorbereitung Seminar Graz 1985	14 304.30
Rest der Abhebung (geht an Handkasse)	55.-
Drucken von Zahlscheinen	106.-
Fremde PKS-Gebühr	25.-
auf 178.85 Habenzinsen (1984) 7.5% ZEST	13.41
Gebühren, Portl, Spesen, Provision (Bank)	831.16
	<u>18 334.87</u>

Ueberschuss der Einnahmen 70 161.58  
=====

<u>Vermögensausweis</u>	<u>1.1.1983</u>	<u>31.12.1984</u>
Creditanstalt-Bankverein, Wien	11 792.-	64 670.-
Sparheft	132 759.24	150 042.82
	<u>144 551.24</u>	<u>214 712.82</u>

Vorschlag 1983 - 1984 70 161.58  
=====

B. SCHWEIZ

Einnahmen:

	SFr.
Mitgliederbeiträge 1983 + 1984	14 990.-
Teilnehmerbeiträge Seminar Basel 1983	19 927.25
Zinsertrag	1 013.20
	<u>35 930.45</u>

Ausgaben:

Zahlung an IBS für BIOMETRICS	18 371.-
Seminar Basel	28 974.35
Nachdruck ROeS-Nachrichten	149.30
ROeS-Nachrichten No.12,13,14,15	481.80
Druck von Einzahlungsscheinen	87.-
Gebühren Postcheck	63.65
Spesen Bank	24.-
Bürohilfe (Ersatz für MS nach Unfall)	120.-
	<u>48 271.10</u>

Ueberschuss der Ausgaben 12 340.65  
=====

<u>Vermögensausweis</u>	<u>1.1.1983</u>	<u>31.12.1984</u>
Postcheck 80-62648	9 104.77	8 109.62
SKA, Davos-Platz PK 24511	22 557.65	11 212.15
	<u>31 662.42</u>	<u>19 321.77</u>

Rückschlag 1983 - 1984 12 340.65  
=====

INTERNATIONALE BIOMETRISCHE GESELLSCHAFT  
REGION OESTERREICH-SCHWEIZ (ROES)

Biometrisches Seminar

Graz, 23.September - 27.September 1985

Aktuelle Methoden in der Biometrie

VORLÄUFIGES PROGRAMM

Montag, 23.September 1985

9.15 Eröffnung des Seminars

Oekologie: Probleme und Anwendungen biometrischer Methoden

Koordinator: J.Gölles (Graz)

- 9.30 P.WEISH (Wien)  
Was ist Oekologie? - Grenzwertprobleme am Beispiel  
ionisierender Strahlung
- 10.15 F.H.SCHWARZENBACH (Birmensdorf)  
Was erwartet die ökologische Forschung von der Biometrie?
- 10.45 PAUSE
- 11.15 K.DIETZ (Tübingen)  
Modelle in der Epidemiologie
- 14.00 R.SCHLAEPFER (Zürich)  
Inventurmethode für die Erhebung des Gesundheitszustan-  
des unserer Wälder.
- 15.00 PAUSE
- 15.30 K.ZIRM (Wien)  
Auswertungsverfahren von telemetrischen Messungen in  
der Natur

Dienstag, 24.September 1985

Bayessche statistische Methoden: Ueberblick, Anwendungen,  
Ansichten

Koordinator: H.Flühler (Basel)

- 9.00 A.M.F.SMITH (Nottingham)  
Bayesian Statistics - What, Why and How
- 10.00 A.P.GRIEVE (Basel)  
Eine Bayessche Analyse von Crossover-Versuchen bei  
klinischen Prüfungen

- 10.45 PAUSE
- 11.15 A.RACINE (Basel)  
Ausschöpfung historischer Information
- 14.00 H.FLÜHLER (Basel)  
Populationsmodellierung und Vorhersage
- 14.30 E.LÜDIN und M.WALL (Basel)  
Nichtlineare Parameterschätzung nach Bayes
- 15.00 PAUSE
- 15.30 G.PFLUG (Giessen), M.BOROVNIK (Klagenfurt)  
Eingeladene Diskussionsbeiträge
- 16.30 A.M.F.SMITH (Nottingham)  
Antwort auf die Diskussionsbeiträge

Mittwoch, 25.September 1985

Versuchsplanung

Koordinator: P.Bauer (Wien)

- 9.00 M.SCHEMPER (Wien)  
Randomisierungsverfahren
- 10.00 PAUSE
- 10.30 P.BAUER (Wien)  
Mehrstufenversuchspläne
- 11.30 G.SEEBER (Innsbruck)  
Methoden zur Modellkritik in der parametrischen  
Analyse zensierter Ueberlebenszeiten

AUSFLUG NACH BESONDEREM PROGRAMM

Donnerstag, 26.September 1985

Mischverteilungen

Koordinator: V.Scheiber (Wien)

- 9.00 W.WERTZ (Wien)  
Dichteschätzung und Diskriminanzanalyse
- 10.15 PAUSE
- 10.45 H.STRELEC (Wien)  
Zerlegung von Mischverteilungen
- 11.30 K.P.PFEIFFER (Graz)  
Stufenweise Variablenauswahl und Parameterschätzung  
bei der Kernfunktionsdiskriminanzanalyse

## Freie Vorträge

Koordinator: P.Hackl (Wien)

- 14.00 M.ULBRICH (Köln)  
Problem bei der Darstellung der Ausscheidungskinetik von Pharmaka
- 14.30 CH.E.MINDER (Bern)  
Schätzung und Diskrimination bei genetisch bedingten Mischverteilungen der Suszeptibilität: ein Beispiel
- 15.00 PAUSE
- 15.15 L.PIRKTL (Zürich)  
Bestimmung der Maximalkorrelation und optimalen Transformation - alternierende bedingte Erwartungswerte
- 15.45 E.EGGENBERGER (Zürich)  
Anwendung zum Boxplot und EQQ-Plot
- 16.30 MITGLIEDERVERSAMMLUNG

Freitag, 27.September 1985

## Nichtparametrische Statistik

Koordinator: G.Pflug (Giessen)

- 9.00 H.BÜNING (Berlin)  
Adaptive verteilungsfreie Tests - nichtparametrische Masse zur Klassifizierung von Verteilungen
- 9.50 G.HOMMEL (Mainz)  
Multiple Vergleiche mittels Rangtests
- 10.40 PAUSE
- 11.10 J.HÜSLER (Bern)  
Adaptive Verfahren, Robustheit und Ausreisserbehandlung - ein Vergleich
- 14.00 M.JØRGENSEN (Kopenhagen)  
Nonparametric Regression for the Analysis of Growth Curves
- 14.50 H.G.MÜLLER (Marburg)  
Nichtparametrische Regression zur Analyse von Verlaufskurven
- 15.40 PAUSE
- 16.10 W.GROSSMANN (Wien)  
Diskriminanzanalyse für Verlaufskurven

Örtliche Tagungsleitung: J. Gölls  
Institut für Statistik  
Technische Universität Graz  
Steyrergasse 25a  
A - 8010 Graz

Wissenschaftliche Koordination: V.Scheiber, Wien

## Spruchversteck

→	J	<del>S</del>	<del>O</del>	<del>E</del>	D	N	<del>E</del>	<del>N</del>	<del>E</del>	<del>N</del>	R
D	<del>U</del>	<del>H</del>	<del>U</del>	<del>M</del>	<del>R</del>	M	<del>O</del>	<del>R</del>	K	A	O
<del>X</del>	<del>A</del>	<del>P</del>	<del>R</del>	<del>T</del>	F	<del>E</del>	<del>M</del>	<del>X</del>	K	A	N
<del>S</del>	<del>E</del>	<del>E</del>	N	O	N	Z	H	U	A	<del>R</del>	G
<del>F</del>	D	E	L	U	L	E	D	R	P	A	K
O	<del>S</del>	M	<del>O</del>	M	<del>A</del>	<del>E</del>	G	N	R	E	
A	G	O	B	R	E	M	R	E	N	U	M
E	<del>D</del>	<del>E</del>	<del>S</del>	<del>E</del>	A	L	Z	B	U	E	R
B	T	E	I	E	H	N	S	T	A	E	L
I	N	T	N	O	F	E	R	N	E	T	E
B	T	E	S	T	R	I	E	F	A	M	U
E	U	T	C	T	E	H	R	T	C	H	E
N	E	J	S	O	H	E	A	N	I	N	S
E	B	A	N	S	E	T	I	A	N	B	N
A	C	K	L	U	H	L	G	I	N	E	Z
N	B	U	M	D	A	N	W	E	N	I	S

In diesem Buchstabendiagramm sind waagrecht, Zelle für Zelle, Wörter nachstehender Bedeutung versteckt. Die Buchstaben der Lösungswörter stehen aber getrennt im Diagramm und müssen korrekt in der Buchstabenfolge abgestrichen werden. Die stehengebliebenen Buchstaben ergeben bei richtiger Lösung eine Weisheit aus den USA.

- 1) Zählt nur die heitern Stunden,
- 2) Tagungsort des ROES-Seminars 1985,
- 3) Griechische Göttin der Jagd,
- 4) Mathematiker (geb. 1707),
- 5) Französischer Philosoph, auch Computersprache,
- 6) Stellte die Vererbungsregeln auf,
- 7) Wohnte an der Kramgasse 49 in Bern,
- 8) Altägyptische Königin,
- 9) Zierte das Titelblatt der ROES-Nachrichten No.17,
- 10) Wessen Geburtstag jährt sich 1985 zum 300sten Male,
- 11) Endstationen der ersten Eisenbahn in Oesterreich.

M. Schneeberger

# Neue Mitglieder

- Baldauf, Cornelia, Dr., Plattenstrasse 46, CH - 8032 Zürich.  
*Fields of Application: Biology, Demography, Medicine, Public Health.*  
*Methodological Techniques: Research in statistical methods, Theory.*  
*Activities: Research.*
- Bruhin, Astrid, Baslerstrasse 206, CH - 4123 Allschwil.  
*Fields of Application: Agriculture, Biology, Chemistry, Medicine, Public Health.*  
*Methodological Techniques: Design of experiments, Tests, Forecasting, Research in statistical methods.*  
*Activities: Research.*
- Grieve, A.P., M.Sc., c/o CIBA-GEIGY AG, R.1032.5.62, CH - 4002 Basel.  
*Fields of Application: Biology.*  
*Methodological Techniques: General, Research in statistical methods, Theory.*  
*Activities: Research, Professional Consulting.*
- Güntzel, O., Dr., Rittergasse 25, CH - 4103 Bottmingen.  
*Fields of Application: Medicine, Public Health.*  
*Methodological Techniques: Statistical data processing.*  
*Activities: Operational Activity.*
- Habermacher, Barbara, Freulerstrasse 33a, CH - 4127 Birsfelden.  
*Fields of Application: Biology, Demography, Medicine, Public Health.*  
*Methodological Techniques: General, Statistical data processing.*  
*Activities: Research.*
- Hellstern, Kurt, Mühlemattstrasse 74, CH - 4414 Füllinsdorf.  
*Fields of Application: Medicine, Public Health.*  
*Methodological Techniques: Statistical data processing.*  
*Activities: Research.*
- Ritter, Gabriele, Dr.Dipl.Ing. (Mrs.), Münichreiterstr. 55/1/5, A - 1130 Wien.  
*Fields of Application: Medicine, Public Health.*  
*Methodological Techniques: Design of experiments, Tests, Statistical data processing.*  
*Activities: Research.*

# Todesfälle

- Herr Prof. Dr. E. Walter, Freiburg i.Br. (im Oktober 1984)
- Herr Dr. Martin Krammer, Basel.

# Adressänderungen

- Cordillot, P., Dr.: c/o SANDOZ AG, Bau 202/525, CH - 4002 Basel.
- Dutter, Rudolf, Prof. Dr.: Technische Universität Wien, Abteilung Technische Statistik, Wiedner Hauptstrasse 8-10/107, A - 1040 Wien.
- Flury, Bernhard: Institut für mathematische Statistik der Univ., Sidlerstrasse 5, CH - 3012 Bern.
- Gumhold, Gerhard: Firma Bender, Dr. Boehringerstrasse 5-11, A - 1121 Wien.
- Korten, Ailsa, Mrs.: c/o Mr. and Mrs. C. Ferrier, 104 Grace Ave., Forestville, N.S.W. 2087 Australia.
- Lorgé, Marcel, Dr.: 72, rue de Luxembourg, L - 4760 Pétange.
- Neumann, K. Dipl.Ing.: Schottenfeldgasse 71/16, A - 1070 Wien.
- Panzer, Alfred, Oberrat, Mag.: Oesterreichisches Statistisches Zentralamt, Hintere Zollamtstrasse 2b, A - 1033 Wien.
- Pirktl, Lennart: Aurorastrasse 59, CH - 8092 Zürich.
- Riedwyl, H., Prof. Dr.: Baumgartenrain 1, CH - 3500 Thun.
- Roth, Hans-Rudolf, Dr.: Lehfrauenweg 17, CH - 8053 Zürich.
- Schenker, Jakob: Kleinriedenstrasse 64, CH - 4058 Basel.
- Wietlisbach, Peter: Baselstrasse 102, CH - 4153 Reinach.

# Literaturdienst

- Béguin-Bruhin, Y., F. Escher, J. Solms and H.R. Roth : Threshold Concentration of Copper in Drinking Water. *Lebensm.-Wiss.u.-Technol.*, 16, 22-26, 1983.
- Schemper, M. : A generalized Friedman test for data defined by intervals. *Biom. J.*, 26, 305-308, 1984.
- Schemper, M. : Analysis of associations with censored data by generalized Mantel and Breslow test and generalized Kendall correlation coefficients. *Biom. J.*, 26, 309-318, 1984.
- Schemper, M. : Exact test procedures for generalized Kendall correlation coefficients. *Biom. J.*, 26, 399-406, 1984.
- Schemper, M. : A generalization of the interclass tau correlation for tied and censored data. *Biom. J.*, 26, 609-617, 1984.
- Schemper, M. : A generalized Wilcoxon test for data defined by intervals. *Commun. Statist.- Theor. Meth.*, 13, 681-684, 1984.
- Schemper, M. : A survey of permutation tests for censored data. *Commun. Statist.- Theor. Meth.*, 13, 1655-1665, 1984.

Stellenangebot



**HAMAD GENERAL HOSPITAL**

Phone : 492222

Telex : 4779 HAMHOS DH

P. O. Box : 3050

DOHA - QATAR



مستشفى حمد العام

تليفون : ٤٩٢٢٢٢

تلكس : ٤٧٧٩ هام هوس د ه

ص. ب. : ٣٠٥٠

الدوحة - قطر

27th January, 1985

Dear Mr. ....

In following to our discussions at the International Conference on Medical Statistics in Basle during September 1983, I am asking your help in locating applicants for a vacant Health Statistician post with the Management Systems Department of Hamad General Hospital Corporation.

The ideal candidate would have several years experience in the analysis of medical statistics and familiarity with SPSSX, BMDPC and SPSS/PC. Fresh university graduate with research experience and knowledge of statistical packages would be considered.

Resumes should be sent to me at the above address.

Inquiries as to the terms and conditions of employment should be directed to: Mr. Osama Al-Sharif  
Recruitment Supervisor  
Personnel Department

I hope to see you again soon.

Sincerely,

MR. ROBERT HAGAN  
Director  
Management Systems Department

BIOMETRISCHE HAUSAPOTHEKE

Nostalgie in der Statistik

H.L. Le Roy

1. Einleitung

1956 fand in Linz ein Biometrisches Seminar statt. Die Gruppe Schweiz der Internationalen Biometrischen Gesellschaft und einige oesterreichische Kollegen, mit Interesse an theoretischer und praktischer Statistik, hatten das Bedürfnis statistische Methoden und Prinzipien, sowohl aus theoretischer als auch als pragmatischer Sicht zu diskutieren (die ROeS existierte damals noch nicht; das Seminar in Linz war der eigentliche Anstoss für die Gründung der ROeS).

Dem Autor dieses Artikels hat damals Professor Linder kurzfristig vor dem Seminar den "Auftrag" erteilt, am Seminar über "Risiko erster und zweiter Art" sowie über "Die Power Function von Neyman und Pearson als Grundlage zur objektiven Beurteilung der Testverfahren für die Prüfung von Durchschnittsdifferenzen" zu berichten; der vorgesehene Referent hatte wenige Wochen vor dem Seminar seine Mitwirkung leider absagen müssen.

Mit viel Mut und Zuversicht befasste sich dann der Autor, von diesem "Auftrag" doch etwas geschmeichelt, mit dieser recht heiklen Problematik; diese Tatsache wurde dem Autor eigentlich erst so recht bewusst, als er den Versuch unternahm, dieses komplexe Gebiet in den Griff zu bekommen.

Im Rahmen der Vortragsvorbereitungen ist der Autor dann auf eine recht interessante Interpretation des F-Test, für die Prüfung der Hypothese  $H_0 : \mu_1 = \mu_2 = \dots = \mu_g = \mu$ , in der einfachen Streuungszerlegung mit  $g$  Gruppen und mit je  $w$  wiederholten Messungen in den  $g$  Gruppen, gestossen, indem eine Verbindung zum multiplen t-Test der  $m = g(g-1)/2$  möglichen Mittelwertvergleiche vom Typ  $|\bar{x}_i - \bar{x}_j|, i > j$  hergeleitet werden konnte. Soweit sich der Autor zu erinnern vermag, hat zum selben Zeitpunkt auch Prof. Dr. H. Geidel (Hohenheim) diese Interpretation des F-Test erkannt und dann, so glaubt der Autor weiter, auch publiziert (Zeitschrift unbekannt).



Der Autor hoffte, dass auf Grund u.a. dieser "Erkenntnisse" am Seminar die Frage beantwortet werden könnte oder jemand das Problem bearbeiten würde, wie gross der Fehler 1. Art, über alle  $m = g(g-1)/2$  Mittelwertsvergleiche insgesamt ist, unter Berücksichtigung

1. der fehlenden Orthogonalität der Mittelwertsvergleiche (die  $m$  Mittelwertsvergleiche sind voneinander nicht unabhängig) und
2. dass mehr Mittelwertsvergleiche angestellt werden als Freiheitsgrade zur Verfügung stehen.

Dies war dann leider nicht der Fall.

Vielleicht kann sich jemand für dieses Problem begeistern oder vielleicht kennt schon jemand eine Antwort, die u.a. den Pragmatiker wirklich und verständlich zu befriedigen vermag?

Es genügt somit, wenn an dieser Stelle bloss der Zusammenhang zwischen der Grösse  $F = DQ(\text{zwischen Gruppen})/DQ(R)^*$  mit  $n_1 = g-1$  und  $n_2 = g(w-1)$  Freiheitsgraden und dem für die  $m = g(g-1)/2$  berechneten  $t_{i,i',i'>1}$ -Werte vom Typ  $t_{i,i'} = |\bar{x}_i - \bar{x}_{i'}| / \sqrt{2DQ(R)/w}$  aufgezeigt wird.

\*)  $DQ(R) = DQ(\text{Rest}) = DQ(\text{innerhalb Gruppen})$

## 2. F-Test auf Homogenität der $g$ Mittelwerte und der multiple t-Test in der einfachen Streuungszerlegung.

2.1 Es wird das Datenmaterial für eine einfache Streuungszerlegung mit gleichen Besetzungszahlen ( $w$ ) in den  $g$  Gruppen vorausgesetzt.

Modell:  $y_{ij} = \mu_i + \epsilon_{ij} = \mu + \gamma_i + \epsilon_{ij}$

$\gamma_i$  : Gruppeneffekt (fixer Effekt)

$\epsilon_{ij}$  : Zufallsfehler  $NID(0, \sigma^2)$

Die Streuungszerlegung lautet demnach (einfachste Form):

Ursache	FG	Summe der Quadrate	Durchschnitts- quadrat
zwischen Gruppen	$g-1$	$SQ(G) = w \sum_i (\bar{x}_i - \bar{x})^2$	$DQ(G) = SQ(G) / (g-1)$
innerh. Gruppen (Rest)	$g(w-1)$	$SQ(R) = \sum_i \sum_j (x_{ij} - \bar{x}_i)^2$	$DQ(R) = SQ(R) / g(w-1)$
Total	$N-1$	$SQ(T) = \sum_i \sum_j (x_{ij} - \bar{x})^2$	-

2.2 Prüfung auf Homogenität ( $\mu_1 = \mu_2 = \dots = \mu_g = \mu$ ) der  $g$  Gruppenmittelwerte  $\bar{x}_i$  mit Hilfe des F-Tests:

$$F_{n_1=g-1, n_2=g(w-1)} = \frac{DQ(G)}{DQ(R)} = F_{\text{ber.}}$$

Es gilt:  $F_{\text{ber.}} \geq F_{P:n_1=g-1, n_2=g(w-1)}$

mindestens einer der  $g$  Gruppenmittelwerte weicht signifikant von den  $g-1$  übrigen Gruppenmittelwerten ab ;

$P_{\text{realisiert}} \leq P$  in  $F_{P:n_1, n_2}$

$$F_{\text{ber.}} < F_{P:n_1=g-1, n_2=g(w-1)}$$

die  $g$  Gruppenmittelwerte können als bloss zufällig voneinander verschieden beurteilt werden: sie sind Schätzwerte des unbekannten Mittelwertes  $\mu$ , von welchem sie nur zufällig abweichen.

2.3 t-Test für die Prüfung von zwei zufällig aus den  $g$  Mittelwerten herausgelesenen Gruppenmittelwerten:

$$t_{i,i':n=g(w-1)} = |\bar{x}_i - \bar{x}_{i'}| / \sqrt{[2 \cdot DQ(R)]/w} = t_{\text{ber.}}$$

$t_{\text{ber.}} \geq t_{P:n}$  :  $\bar{x}_i$  und  $\bar{x}_{i'}$  stammen aus zwei verschiedenen Grundgesamtheiten mit den Mittelwerten  $\mu_1$  bzw.  $\mu_2$ , wobei  $\mu_1 \neq \mu_2$  ist.  $P_{\text{realisiert}} \leq P$  in  $t_{P:n}$

$t_{\text{ber.}} < t_{P:n}$  :  $\bar{x}_i$  und  $\bar{x}_{i'}$  stammen aus Grundgesamtheiten mit  $\mu_1 = \mu_2 = \mu$ .

2.4 F-Test und multipler t-Test: Zusammenhang.

Der F-Test für die Prüfung auf Homogenität der  $g$  Gruppenmittelwerte in der einfachen Streuungszerlegung lautet (vgl. 2.2):

$$F = \frac{DQ(\text{Gruppen})}{DQ(\text{Rest})} \text{ bzw. } F = \frac{DQ(G)}{DQ(R)} \text{ mit } \begin{cases} n_1 = g-1 \text{ FG} \\ n_2 = N-g = g(w-1) \text{ FG} \end{cases}$$

Für den berechneten F-Wert gilt:

$$F = \frac{w \sum_i (\bar{x}_i - \bar{x})^2}{(g-1) \cdot DQ(R)} \text{ mit } \sum_i = \sum_i^g$$

$$= \frac{w[(g-1) \sum_i \bar{x}_i^2 - 2 \sum_{i,i'>i} \bar{x}_i \bar{x}_{i'}] + w[\sum_{i,i'>i} (\bar{x}_i - \bar{x}_{i'})^2]}{g(g-1) \cdot DQ(R)} \quad (\text{vgl. Hinweis nächste Seite})$$

$$= \left( \frac{1}{2g(g-1)} \right) \left( \frac{\sum_{i', > i} (\bar{x}_i - \bar{x}_{i'})^2}{\frac{2}{w} DQ(R)} \right) \quad \text{mit } \frac{1}{2}g(g-1) = m$$

$$= \left( \frac{1}{m} \right) \left( \frac{(\bar{x}_1 - \bar{x}_2)^2}{\frac{2}{w} DQ(R)} + \frac{(\bar{x}_1 - \bar{x}_3)^2}{\frac{2}{w} DQ(R)} + \dots + \frac{(\bar{x}_{g-1} - \bar{x}_g)^2}{\frac{2}{w} DQ(R)} \right)$$

$$= \left( \frac{1}{m} \right) \left( t_{1,2}^2 + t_{1,3}^2 + \dots + t_{g-1,g}^2 \right) = \frac{1}{m} \sum_{i', > i} t_{i,i'}^2 = \overline{t^2}$$

= Mittelwert aller quadrierten  $t_{i,i'}^2$ -Werte der m möglichen 2-er Vergleiche vom Typ  $(\bar{x}_i - \bar{x}_{i'})$  mit  $i' > i$ , die beim multiplen Test resultieren.

Hinweis:

$$\begin{aligned} \sum_i (\bar{x}_i - \bar{x})^2 &= \sum_i \left( \bar{x}_i - \frac{\sum_i \bar{x}_i}{g} \right)^2 = \frac{1}{g} \sum_i (g\bar{x}_i - \sum_i \bar{x}_i)^2 \\ &= \frac{1}{g} \left( g \sum_i \bar{x}_i^2 - (\sum_i \bar{x}_i)^2 \right) = \frac{1}{g} \left( (g-1) \sum_i \bar{x}_i^2 - 2 \sum_{i', > i} \bar{x}_i \bar{x}_{i'} \right) \end{aligned}$$

$$= \frac{1}{g} \sum_{i', > i} (\bar{x}_i - \bar{x}_{i'})^2$$

$$\begin{aligned} \text{da } \sum_{i', > i} (\bar{x}_i - \bar{x}_{i'})^2 &= (\bar{x}_1 - \bar{x}_2)^2 + (\bar{x}_1 - \bar{x}_3)^2 + (\bar{x}_1 - \bar{x}_4)^2 + \dots + (\bar{x}_1 - \bar{x}_g)^2 \\ &\quad + (\bar{x}_2 - \bar{x}_3)^2 + (\bar{x}_2 - \bar{x}_4)^2 + \dots + (\bar{x}_2 - \bar{x}_g)^2 \\ &\quad + (\bar{x}_3 - \bar{x}_4)^2 + \dots + (\bar{x}_3 - \bar{x}_g)^2 \\ &\quad \dots \dots \dots \end{aligned}$$

$$+ (\bar{x}_{g-1} - \bar{x}_g)^2$$

$$= (g-1) \sum_i \bar{x}_i^2 - 2 \sum_{i', > i} \bar{x}_i \bar{x}_{i'}$$

### 2.5 Multipler t-Test:

Mit g Gruppen in der einfachen Streuungszerlegung sind  $\frac{1}{2}g(g-1) = m$  Durchschnittsvergleiche von je 2 Gruppenmittelwerten möglich. Es ist zu beachten, dass diese m Mittelwertsvergleiche nicht orthogonale Vergleiche darstellen (bei g Mittelwerten wären ja auch bloss g-1 orthogonale Mittelwertsvergleiche möglich). Die, über alle g-1 möglichen orthogonalen Mittelwertsvergleiche führen zu einem Fehler erster Art von  $(1 - (1-\alpha)^{g-1}) = \alpha_{\text{realisiert}}$ .

Beim multiplen t-Test wird dieser realisierter Fehler 1. Art über die m Mittelwertsvergleiche noch weiter modifiziert. Wie sich diese fehlende Orthogonalität auf  $\alpha_{\text{realisiert}}$  auswirkt, ist bis jetzt, soweit dies der Autor überblicken kann, in der Literatur nicht explizit beschrieben und charakterisiert worden.

### 3. Nachwort

Es mag einige Leser vielleicht etwas merkwürdig anmuten, dass in den Abschnitten 2.1 bis 2.4 alle Einzelheiten angegeben werden. Dies ist ein Teil der Nostalgie des Autors betreffend die Statistik bzw. die Zeitschriften über "angewandte" Statistik, die kaum noch davon ausgehen, dass eventuell ein Pragmatiker oder Anwender diese Artikel lesen möchte um zu erfahren und zu verstehen, wie die numerische Analyse selbst praktisch durchzuführen ist: Es würde hiefür selbstverständlich nicht der allgemeine Fall, sondern ein bestimmtes, vereinfachtes (ev. numerisches) Beispiel im Sinne des Konsumenten durchgerechnet und interpretiert werden müssen.

Der Autor konnte früher auf Grund einschlägiger Artikel in den "Biometrics", der "Biometrischen Zeitschrift" (Deutsche Region) u.a.m. ohne grosse Mühe die neue Methodik erarbeiten, was heute kaum mehr der Fall ist. Die Anwendung der EDV dürfte hier noch einschneidender wirken, da die Autoren in Zukunft es wichtiger finden werden, das zugehörige Computerprogramm vorzustellen, was kein Ersatz für die Illustration durch ein numerisches, verständlich durchgerechnetes Beispiel sein kann. Schade, die gute "alte" Zeit bzw. die Mentalität, die sich damals abzuzeichnen schien, und die u.a. den Konsumenten und Interessierten doch sehr viel mehr gegeben hat, scheinen vorbeizugehen oder sind schon vorbei.

### GEDANKENSPLITTER

Mit Extremen allein lässt sich im Alltag kaum leben. Oder ist es Ihnen schon einmal gelungen, mit einem Einräppler und einer Tausendernote in der Geldbörse eine Parkuhr für eine Parkierungszeit von 30 Minuten in Bewegung zu setzen?

\*\*\*

Ist Ihnen bewusst, dass der Begriff "Extrem" Ausdruck jener anthropozentrischen Einstellung ist, die den Menschen stets als Mittelpunkt der Schöpfung betrachtet? Nach aussen zu blicken ist nur möglich, wenn man sich in der Mitte wähnt.

\*\*\*

Als stiller Zuhörer einer Diskussion zwischen zwei Studenten nach einer Einführungsvorlesung in die mathematische Statistik habe ich folgende Weisheit über "Extremwerte" aufgeschnappt:

A: Warum heissen Extremwerte auch "Ausreisser"?

B: Ganz einfach - wenn man Extremwerte aus einer Stichprobe herausreisst, dann wird die Signifikanz im  $t$ -Test besser.

\*\*\*

Stilblüte aus einer geographischen Vorlesung:

Wenn man konsequent immer weiter nach Norden marschiert, dann kommt man zum extremen Punkt, der Nordpol heisst und von dem aus man weitermarschierend zwangsläufig nach Süden umschwenken muss. Der Extrempunkt "Nordpol" hat leider einen Haken: Weshalb er auf der Erdkugel genau dort liegen soll, wo ihn die Geographen hinpflanzen, lässt sich nachträglich nicht mehr so genau feststellen.

\*\*\*