

E 20895 F

INFORMATIK BIOMETRIE und EPIDEMIOLOGIE

IN MEDIZIN UND BIOLOGIE

Offizielles Organ
der Deutschen Gesellschaft für
Medizinische Informatik,
Biometrie und Epidemiologie (GMDS) e.V.

Persönliches Exemplar für Mitglieder
der Deutschen Gesellschaft für
Medizinische Informatik,
Biometrie und Epidemiologie (GMDS) e.V.,
darf nicht in öffentlichen Bibliotheken
eingestellt werden.

Gustav Fischer Verlag Stuttgart
Verlag Eugen Ulmer Stuttgart

Band 25
Heft 3/1994
ISSN 0943-5581

INFORMATIK BIOMETRIE und EPIDEMIOLOGIE

IN MEDIZIN UND BIOLOGIE

Gustav Fischer Verlag Stuttgart
Verlag Eugen Ulmer Stuttgart

Schriftleitung:
Prof. Dr. Hans Geidel, Stuttgart
Prof. Dr. W. van Eimeren, Neuherberg
Prof. Dr. Walter Lehmacher, Hannover
Dipl.-Math. Joachim Vollmar, Mannheim

Herausgeber

P. Bauer (Köln) · W. van Eimeren (Neuherberg) · H. Geidel (Stuttgart) · R. Haux (Heidelberg)
W. Lehmacher (Hannover) · J. Michaelis (Mainz) · W. Stucky (Karlsruhe) · H. Thöni (Hohenheim)
J. Vollmar (Mannheim) · H.-E. Wichmann (Wuppertal)

Wissenschaftlicher Beirat

H. Becher (Heidelberg) · J. Berger (Hamburg) · U. Ferner (Basel) · I. Guggenmoos-Holzmann (Berlin)
H. Haußmann (Hohenheim) · H.-W. Hense (Unterföhring) · P. Jensch (Oldenburg) · K.-H. Jöckel (Essen)
C. O. Köhler (Heidelberg) · W. Köhler (Gießen) · W. Maurer (Basel) · R. Mösges (Aachen)
O. Richter (Braunschweig) · H. Rundfeldt (Hannover) · M. Schumacher (Freiburg) · S. Stiehl (Hamburg)
Th. Tolxdorff (Berlin) · H.-D. Unkelbach (Geisenheim) · H. F. Utz (Hohenheim) · J. Wahrendorf (Heidelberg)

Inhaltsverzeichnis 3/1994

Das Bayessche Prinzip der Inferenz und seine Bedeutung für die Medizinische Statistik	S. Wellek	157
Tests for pairwise comparisons of variances in a two-way layout for the analysis of phenotypic stability	H.-P. Piepho	172
Ranking ability of various measures of phenotypic stability – A simulation study	H.-P. Piepho	181
Harvest index versus grain/straw-ratio-comments on their variability, skewness and kurtosis	M. Hühn	190
Pflegeinformationssysteme – Eine Literaturübersicht	T. Bürkle, H. U. Prokosch, J. Dudeck	199

Redaktion:

Schriftleiter (verantwortlich im Sinne des Presserechts): Prof. Dr. H. Geidel, c/o Verlag Eugen Ulmer, Postfach 700561, 70574 Stuttgart, Tel. 47 28 80.

Verantwortlich für die Mitteilungen der Deutschen Gesellschaft für Medizinische Informatik, Biometrie und Epidemiologie e.V.: Dipl. rer. pol. F. Stobrawa, Herbert-Lewin-Straße 1, 50931 Köln, Tel. 4 00 42 56

Verlag: Vertrieb und Werbung: Gustav Fischer Verlag GmbH & Co. KG, 70599 Stuttgart, Wollgrasweg 49, Tel. (07 11) 45 80 30, Postgironkonto Stuttgart 13 556, Stuttgarter Bank 45 290. Herstellung und Anzeigen: Verlag Eugen Ulmer GmbH & Co., Wollgrasweg 41, 70599 Stuttgart, Tel. (07 11) 45 07-0, Telex 7-23 634, Postscheckkonto Stuttgart 74 63-700, Zürich 80-47072, Wien 1083.662 Deutsche Bank AG, Stuttgart, Kto. 14/76 878, Südbank AG, Stuttgart, Kto. 21 000, Herstellung Siegfried Märkisch. Verantwortlich für die Anzeigen: Dieter Boger, Gudrun Müller, Tel. (07 11) 45 07-147, z. Z. ist die Anzeigenpreisliste Nr. 10 gültig. Anzeigenschluß: am 20. der Monate Januar, April, Juli, Oktober.

Druck: Druckhaus »Thomas Müntzer« GmbH, Neustädter Straße 1-4, 99947 Bad Langensalza, Telefon (036 03) 23 21-23 23

Die in der Zeitschrift veröffentlichten Beiträge sind urheberrechtlich geschützt. Alle Rechte, insbesondere das der Übersetzung in fremde Sprachen, vorbehalten. Kein Teil dieser Zeitschrift darf ohne schriftliche Genehmigung des Verlages in irgendeiner Form – durch Fotokopie, Mikrofilm oder andere Verfahren – reproduziert oder in eine von Maschinen, insbesondere von Datenverarbeitungsanlagen, verwendbare Sprache übertragen werden. Auch die Rechte der Wiedergabe durch

Vortrag, Funk- und Fernsehsendung, im Magnettonverfahren oder ähnlichem Wege bleiben vorbehalten. Fotokopien für den persönlichen und sonstigen eigenen Gebrauch dürfen nur von einzelnen Beiträgen oder Teilen daraus als Einzelkopien hergestellt werden.

Informatik, Biometrie und Epidemiologie in Medizin und Biologie ist eine deutsch/englischsprachige Zeitschrift, die theoretische und anwendungsbezogene Arbeiten aus dem Gesamtgebiet der Informatik, Biometrie und Epidemiologie in Medizin und Biologie enthält. Die Zeitschrift veröffentlicht sowohl Beiträge über neu entwickelte Ansätze als auch über neue Anwendungsmöglichkeiten bekannter Methoden. Zusätzlich soll dem tutoriellen Aspekt durch Übersichtsartikel Rechnung getragen werden. Der Bezug zur Medizin oder Biologie darf dabei jedoch nicht vernachlässigt werden. Jedes Heft enthält u. a. Editorial, Übersichten zu bestimmten Themenkomplexen, Originalarbeiten, Kurzbeiträge, Stellungnahmen, Fallbeispiele, Informationen über Programme und Programmsysteme, Informationen zu Veranstaltungen und Neuerscheinungen auf dem Buchmarkt.

Die Zeitschrift wird zur Zeit referiert in den »Biological Abstracts« und »Current Index to Statistics«.

Informatik, Biometrie und Epidemiologie in Medizin und Biologie erscheint vierteljährlich.

Der Bezugspreis beträgt jährlich DM 280,- (Einzelheft DM 84,-) zuzüglich Versandkosten. Vorzugspreis für Mitglieder der Deutschen Region der Internationalen Biometrischen Gesellschaft DM 198,- zuzüglich Versandkosten. Bestellungen nehmen jede Buchhandlung sowie die Verlage entgegen.

Das Bayessche Prinzip der Inferenz und seine Bedeutung für die Medizinische Statistik¹⁾

Stefan Wellek

Schlüsselwörter

Bayessche Inferenz, Nichtinformativ A-priori-Verteilungen, Reproduzierbarkeit von Studien, Bayessche Abbruchregeln, Bayessche Analyse zweier unverbundener Proportionen

Keywords

Bayesian inference, Noninformative priors, Reproducibility of trials, Bayesian stopping rules, Bayesian analysis of independent binomial proportions

Zusammenfassung

Entsprechend dem Anlaß, aus dem die vorliegende Arbeit entstanden ist, handelt es sich um eine einführende Darstellung des Bayesschen Zugangs zur Inferenz, die auch für Sachwissenschaftler aus den verschiedensten medizinischen Disziplinen verständlich sein soll. In den Abschnitten 1–5 wird das Bayessche Paradigma der Inferenz beschrieben, seine Verwendung in den unterschiedlichen Schulen Bayesscher Statistik skizziert und ein kurzer Abriss der wissenschaftshistorischen Entwicklungsstationen der Bayesschen Methodologie gegeben. Der 6. Abschnitt gibt eine Übersicht über die gegenwärtig wichtigsten Anwendungsgebiete für Bayessche Methoden innerhalb der Medizinischen Statistik. Im 7. Abschnitt werden die einzelnen Schritte einer gründlichen Bayesschen Analyse der Daten einer Zwei-Arm-Studie mit dichotomem Endpunkt für ein konkretes Beispiel vorgeführt. Dabei wird sowohl die Differenz als auch der Quotient der beiden Response-Raten als Zielparameter verwendet. In den Schlußabschnitten formulieren wir einige Empfehlungen für den sinnvollen Umgang mit Bayes-Verfahren und diskutieren die Bedeutung der weltanschaulichen Kontroverse um die Bayessche Grundauffassung von der Statistik für unser Fachgebiet.

Summary

The present paper originated in elaborating the notes of a lecture given to an audience with broadly varying academic background. In Sections 1–5, it introduces the Bayesian paradigm of statistical inference, describes the main variants of the Bayesian approach to

¹⁾ Manuskript einer öffentlichen Vorlesung zum Abschluß des Habilitationsverfahrens des Autors, gehalten am 20. November 1992.

inference, and outlines the history of Bayesian inference. Section 6 reviews important areas of contemporary biostatistics where Bayesian methods of inference proved successful. Section 7 illustrates with a concrete schematic example how Bayesian methods work in analyzing the data of a simple comparative trial with a single dichotomous endpoint. The individual steps of Bayesian analysis are carried out for the difference of response probabilities as well as for their ratio as the parameter of interest. In the final sections, we give some recommendations on a proper handling of Bayesian methods in biostatistical applications, and propose our own view on the relevance of the philosophical controversy about Bayesianism, to modern biostatistics.

1. Vorbemerkung

Die weltanschauliche Kontroverse um die spezifisch Bayessche „Philosophie“ der Statistik wird bis in die jüngste Zeit hinein mit kaum vermindelter Heftigkeit ausgetragen [vgl. z. B. LINDLEY (1990)]. Unbeschadet dessen gibt es innerhalb unseres Fachgebietes seit ca. zwei Jahrzehnten einen eindeutigen Trend in Richtung auf eine immer stärkere Hinwendung zu Bayesschen Methoden. Wenn nicht alles trügt, wird sich diese Entwicklung in der Zukunft eher verstärken als abschwächen, und bereits heute kann man sagen, daß kaum jemand, der sich um eine gründliche Analyse medizinisch relevanter Daten bemüht, sich es noch ernsthaft leisten kann, auf Bayessche Ansätze von vorne herein zu verzichten. Ein Grundverständnis des Bayesschen Prinzips der Inferenz und die Kenntnis typischer Problemstellungen, für die sich Bayes-Verfahren als vielversprechend oder sogar definitiv erfolgreich erwiesen haben, ist also heutzutage auch für jene Sachwissenschaftler aus klinischen und experimentellen Disziplinen unverzichtbar, deren eigene Überlegungen zur Planung und Auswertung entsprechender Studien über den Rahmen herkömmlicher statistischer Routine hinausgehen.

2. Was ist Bayessche Inferenz?

Die Bezeichnung „Bayessche Inferenz“ rührt daher, daß die zugehörige Art des statistischen Schließens als technisch-formales Hauptinstrument eine mathematisch allgemeinere Version des sog. Bayesschen Theorems verwendet. In der elementarsten, lediglich zwei zufällige Ereignisse A und B berücksichtigenden Form handelt es sich dabei um die Beziehung

$$P(B|A) = \frac{P(A|B) \cdot P(B)}{P(A|B) \cdot P(B) + P(A|\bar{B}) \cdot P(\bar{B})} \quad (1)$$

Die Sprechweise „Bayessches Theorem“ ist zwar üblich, aber insofern irreführend, als sie eine gewisse mathematische Tiefe andeutet, die in keiner Weise gegeben ist. In Wirklichkeit ist nämlich Gleichung (1) kaum mehr als eine Umformulierung der elementaren Definition einer bedingten Wahrscheinlichkeit.

Eine der populärsten Anwendungen der Bayes-Formel (1) auf einen medizinischen Sachverhalt ist die Berechnung des sog. positiven prädiktiven Wertes (PPW) eines diagnostischen Verfahrens für ein ausgewähltes Krankheitsbild aus Sensitivität, Spezifität sowie Erkrankungshäufigkeit in der Bevölkerung. Hierzu wird als $P(A|B)$ die Sensitivität des Diagnostikums (Rate²⁾ positiver Befunde bei den Erkrankten), als $P(A|\bar{B})$ die

²⁾ Den Terminus Rate verwenden wir hier in Anlehnung an den englischen Sprachgebrauch, d. h. als Bezeichnung für eine Ereigniswahrscheinlichkeit im weitesten Sinne, welche gegenüber der Unterscheidung zwischen theoretischen und empirischen Verteilungen neutral ist.

„komplementäre“ Spezifität (Rate positiver Befunde bei den Gesunden) und als $P(B)$ die Prävalenz der Krankheit in der Bevölkerung eingesetzt. Die Größe auf der linken Seite von (1) hat dann die Bedeutung der Rate von Erkrankten unter allen Personen mit positivem Befund, und dies ist genau das, was unter dem PPW definitionsgemäß verstanden wird.

Nun sind aber Sensitivität, Spezifität und Prävalenz allesamt Größen, die sich im Prinzip als relative Häufigkeiten „in the long run“ und damit als *empirische* Werte ermitteln lassen. In Anbetracht dessen liegt bei der Berechnung des PPW mittels der Formel (1) typischerweise *kein* Beispiel für Bayessche Inferenz vor. Allgemeiner gesagt, macht sich durchaus nicht jeder, der mit der Bayes-Formel rechnet, eo ipso die spezifisch Bayessche Art der statistischen Beurteilung von Beobachtungsdaten zu eigen.

Um den grundsätzlichen Unterschied zwischen Bayesscher und klassischer („frequentistischer“) statistischer Inferenz zu erläutern, greifen wir die Situation einer Studie heraus, deren Auswertung sich auf die Beurteilung einer einzelnen Response-Rate reduzieren läßt. Dies ist der Fall, wenn es sich um eine „einarmige“ Studie handelt, mit n Patienten (z. B. milden Hypertonikern), die alle nur die zu beurteilende Behandlung erhalten (z. B. 2×50 mg Atenolol tägl. über 8 Wochen), wobei die Daten für den i -ten dieser Patienten ($i = 1, \dots, n$) in der Angabe X_i bestehen, ob die Behandlung erfolgreich war (z. B. diastolischer RR < 95 mm Hg am Ende der Behandlungs-Phase) [$X_i = 1$] oder nicht [$X_i = 0$]. Letztlich interessant ist nur die Größe $S_n = \sum_{i=1}^n X_i$ d. h. die Gesamtzahl von

Respondern unter den n Patienten. Um konkret zu sein, wollen wir für die folgenden Betrachtungen speziell annehmen, daß $n = 150$ Patienten verfügbar waren, von denen $S_n = 90$ als Responder klassifiziert wurden, entsprechend einer beobachteten Response-Rate S_n/n von 60%.

Das generelle Problem jeder Art von statistischer Inferenz besteht unter den genannten Umständen darin, zu wohlbegründeten Aussagen zu kommen über die Response-Rate θ , die man erhalten *würde*, sofern man die Studie „endlos“ fortsetzen könnte, d. h. mit allen potentiell anzutreffenden milden Hypertonikern. Diese – nur gedanklich existierende – Gesamtheit bezeichnet man als die der Studie zugrundeliegende *Population*, die für die Population geltende, prinzipiell unbekannte Response-Rate θ als den interessierenden *Parameter*.

Der klassische Zugang zur Inferenz über θ läßt sich durch die folgenden Aussagen charakterisieren:

- (i) Obwohl wir die wahre Response-Rate in der Population nicht kennen, ist θ eine exakt festliegende *Konstante*.
- (ii) Es ist unsinnig, von einem plausiblen Zahlenbereich für θ (z. B. 51.7% bis 67.9%) zu sagen, daß θ „mit großer Sicherheit“ (z. B. 95%) zwischen dessen Grenzen liegt.
- (iii) Korrekt ist hingegen die Formulierung: Der Bereich 0.517 bis 0.679 ist nach einem *Verfahren* konstruiert worden, bei dessen wiederholter Anwendung in verschiedenen Studien in 95% der „Fälle“ die wahre Response-Rate θ korrekt eingegrenzt wird [→ „Konfidenzintervall zum 95%-Niveau“].

Demgegenüber wird bei der Bayesschen Inferenz über θ nach den folgenden Grundprinzipien vorgegangen:

- (i) Aussagen wie „Die wahre Response-Rate θ in der Population liegt mit 95%-iger Wahrscheinlichkeit zwischen 0.517 und 0.679“ sind *subjektive Plausibilitäts-Bewertungen* und als solche logisch sehr wohl sinnvoll.³⁾

³⁾ Für solche subjektiven Wahrscheinlichkeiten werden hier außer dem Begriff Plausibilitätsgrade noch weitere sprachliche Synonyme benutzt: Glaubwürdigkeiten; subjektive Bewertungen; Evidenzgrade.

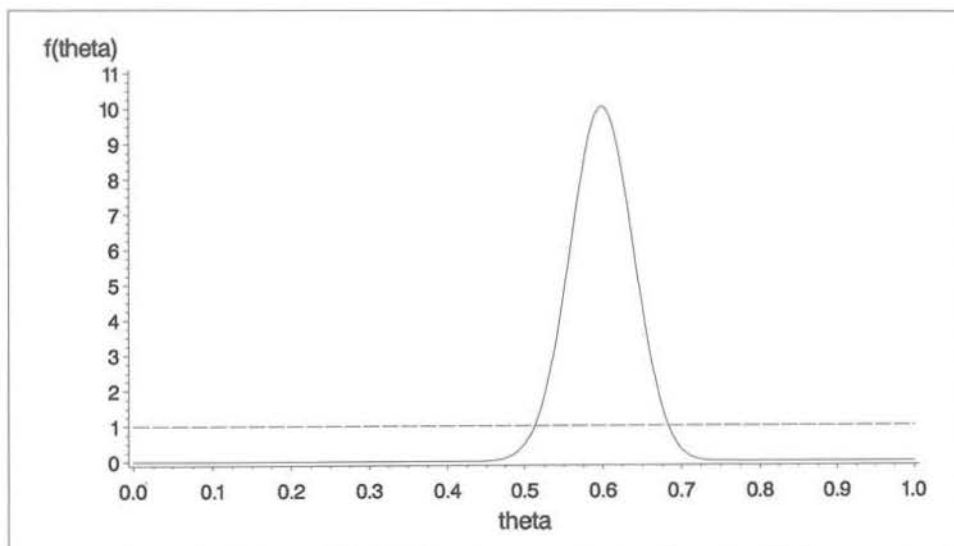
- (ii) Ausgangsbasis ist ein System initialer Plausibilitäts-Bewertungen verschiedener Bereiche für θ [\rightarrow *A-priori-Verteilung*].
- (iii) Mittels der (verallgemeinerten) Bayes-Formel kombiniert man die Daten mit der A-priori-Verteilung zu einer Neubewertung der Plausibilität aller für θ theoretisch in Frage kommenden Bereiche [\rightarrow *A-posteriori-Verteilung*].

Abbildung 1 zeigt für unser Response-Raten-Beispiel die Dichtefunktion der A-posteriori-Verteilung von θ bezüglich derjenigen A-priori-Verteilung, welche jedem formal überhaupt möglichen Wert des Parameters dasselbe Gewicht 1 zuordnet. Im Gegensatz zu diesem vollkommen flachen Verlauf der A-priori-Dichte besitzt die zugehörige A-posteriori-Dichte eine ausgeprägte scharfgepligte Form, wobei der Modus mit der beobachteten Response-Rate 0.60 praktisch zusammenfällt. Die in Abbildung 2 dargestellte A-priori-Verteilung ist von der zuvor benutzten, strikt „neutralen“ Vorbewertung insofern deutlich verschieden, als sie Parameterwerte zwischen 0.30 und 0.80 gegenüber solchen, die außerhalb dieses Bereichs liegen, stark bevorzugt (mit 73.6% versus 26.4% als A-priori-Plausibilitäten). Trotzdem bleibt die A-posteriori-Dichte bis auf Abweichungen, die ohne genaues Nachmessen kaum erkennbar sind (der Modus liegt jetzt exakt an der Stelle $\theta = 0.60$, gegenüber $\theta = 0.5987$ in Abb. 1), dieselbe wie vorher. Diese „Robustheit“ der A-posteriori-Verteilung gegenüber Änderungen der Form der A-priori-Verteilung ist übrigens keineswegs spezifisch für das vorliegende Beispiel, sondern typisch für Bayes-Analysen mit genügend großen Fallzahlen.

3. Schulen Bayesscher Statistik

Bayessche Inferenz ist bei näherem Hinschauen nur eine Sammelbezeichnung für eine beträchtliche Vielfalt von allgemeinen Lösungsansätzen für das Grundproblem, aus einem gegebenen Satz von Beobachtungsdaten die in ihm enthaltenen Informationen

Abbildung 1: Gleichmäßige A-priori-Vertlg. für theta [-----] und zugehörige A-posteriori-Vertlg. nach Beobachtung von 90 Respondem unter 150 Ptn.



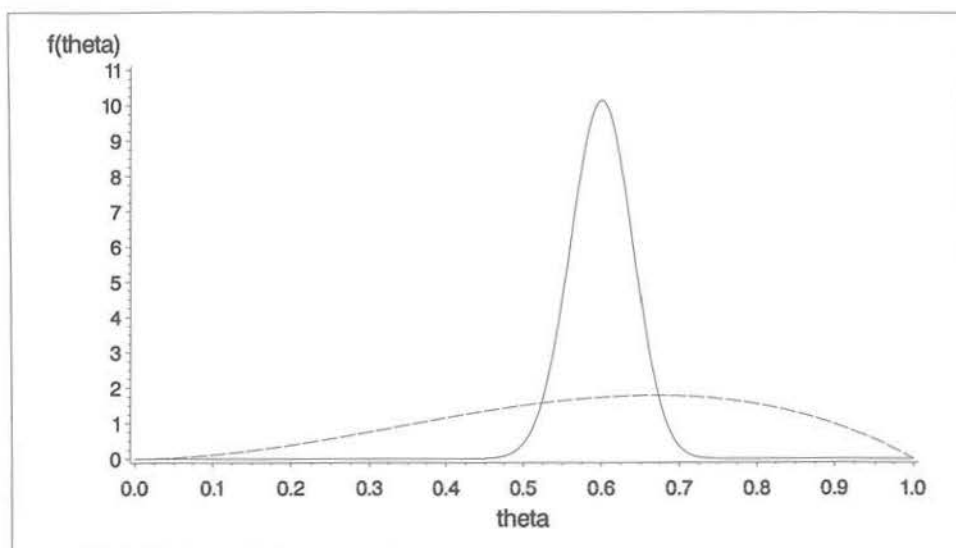


Abbildung 2: Beta(3,2) als informative A-priori-Vertlg. für theta [-----], mit zuhöriger A-posteriori-Vertlg. nach Beobachtung der Response-Rate 90/150

über den interessierenden Populationsparameter θ „herauszufiltern“. Die folgende Übersicht über die wichtigsten Varianten der Bayesschen Betrachtungsweise erhebt weder den Anspruch auf Vollständigkeit, noch lassen sich die angeführten Schulen Bayesscher Statistik in jedem Falle völlig scharf voneinander abgrenzen.

- (i) Für den *orthodoxen Bayesianer* kann statistische Inferenz immer nur durch die Kombination von Vorkenntnissen mit empirischen Daten geleistet werden. Je präziser die subjektive Vorbewertung eruiert und als informative (nicht-neutrale) A-priori-Verteilung mathematisch formalisiert wird, desto besser die Analyse der Daten. [SAVAGE (1961, 1962); EDWARDS et al. (1963); LINDLEY (1982a, 1982b, 1990); DEGROOT (1970).]
- (ii) Historisch gesehen (vgl. auch den übernächsten Abschnitt) sind die „originalen“ Bayesianer diejenigen, welche den *logischen Bayesianismus* vertreten. Dieser geht aus von dem Grundsatz, daß die statistische Analyse wissenschaftlicher Daten strikte Neutralität des Auswerters voraussetzt. Es sind daher ausschließlich *nicht-informative A-priori-Verteilungen* zuzulassen (\rightarrow gleiche Plausibilität für jeden logisch möglichen Wert des Populationsparameters). [BAYES (1763); LAPLACE (1812); JEFFREYS (1939/1961); JAYNES (1968); ZELLNER (1971); BOX & TIAO (1973).]
- (iii) Die Schule der *Reform-Bayesianer* zeichnet sich dadurch aus, daß ihre Vertreter empfehlen, jede Analyse mit mehreren, möglichst verschiedenartigen A-priori-Verteilungen durchzuführen und die Ergebnisse nur zu akzeptieren, wenn die Schlußfolgerungen im wesentlichen dieselben bleiben. [GOOD (1965, 1983a, 1983b); DEMPSTER (1968, 1975, 1976); RUBIN (1971, 1977); HILL (1980a, 1980b); BERGER (1984, 1990).]
- (iv) In der *empirischen Bayesschen Inferenz* wird die A-priori-Verteilung höchstens der Form nach im vorhinein festgelegt (z. B. als Normalverteilung mit unbekanntem Mittelwert und gleichfalls unbekannter Varianz). Die endgültige Spezifikation erfolgt

unter Benutzung der zu beurteilenden Daten. Technisch ausgedrückt bedeutet dies, daß man entweder die freien Parameter der Verteilungsklasse, die man a priori zulassen will, oder, im nichtparametrischen Fall, die A-priori-Verteilung als ganze aus den Daten zu schätzen versucht. [ROBBINS (1955, 1964, 1983); MARITZ (1970); MORRIS (1983a, 1983b).]

- (v) Noch weiter als in der empirischen Bayes-Inferenz entfernt man sich von der ursprünglichen Bayesschen Grundidee in der Vorgehensweise der *frequentistischen Bayesianer*, die man wohl zutreffender als Pseudo-Bayesianer bezeichnen sollte. Hier wird zwar die Bayessche Methodologie ausgiebig verwendet. Jedoch sind die Kriterien, nach denen die resultierenden Verfahren evaluiert werden, dieselben wie in der klassischen Statistik. [HODGES & LEHMANN (1952); EFRON & MORRIS (1971, 1972); MARAZZI (1985).]

4. Stärken und Schwächen des Bayesschen Ansatzes

Was die Bayessche Grundauffassung von statistischer Inferenz in erster Linie attraktiv macht, ist die Tatsache, daß für den Sachwissenschaftler durchaus *natürliche Fragen*, die man vom klassischen Standpunkt als falsch gestellt und damit sinnlos qualifizieren muß, eine *direkte und nachvollziehbare Antwort* finden. Bezogen auf unser Response-Raten-Beispiel sind typische solche Fragen:

- Mit welcher Wahrscheinlichkeit liegt die wahre Response-Rate in der Population zwischen 52.5 und 67.5 Prozent, wenn unter $n = 150$ Patienten $S_n = 90$ Responder beobachtet wurden?
- Mit welcher Sicherheit kann das Ergebnis einer Response-Rate von 60% oder besser in einer künftigen Studie mit gleicher Fallzahl $n = 150$ reproduziert werden?

Ein weiterer Vorteil liegt in der Tatsache, daß die *Bayessche Analyse eines hoch komplexen Versuchsplans vom gedanklichen Prinzip her genauso einfach ist wie diejenige einer Ein-Arm-Studie mit dichotomem Endpunkt*. Nicht weniger bemerkenswert ist der hohe Grad an *Flexibilität* Bayesscher Methoden gegenüber *Änderungen des statistischen Zielparameters*: Während man bei klassischer Vorgehensweise praktisch von vorne beginnen muß, wenn man sich z. B. in einer vergleichenden Zwei-Arm-Studie mit dichotomem Endpunkt anstatt für die Odds-Ratio für die Differenz der Erfolgsraten θ_1, θ_2 in der Population interessiert, läßt sich die A-posteriori-Dichte der letzteren aus der gemeinsamen A-posteriori-Verteilung beider Erfolgsraten genauso einfach berechnen wie diejenige von $\theta_1(1 - \theta_2)/\theta_2(1 - \theta_1)$.

Die *offensichtlichste Schwäche* der Bayesschen Betrachtungsweise ist natürlich das, was orthodoxe Bayesianer als deren bedeutsamsten Vorzug erachten, nämlich *daß die A-priori-Verteilung, soweit sie nicht gemäß dem Neutralitätspostulat des logischen Bayesianismus gewählt wird, subjektiver Herkunft* ist. Falls aber doch eine nichtinformativ Vorbewertung durchgeführt werden soll, so sind die Schwierigkeiten, eine spezielle Festlegung der A-priori-Verteilung zu begründen, damit keineswegs aus der Welt geschafft: *Nicht-informative Vorbewertungen* können sich prinzipiell auf jede beliebige (umkehrbare) Funktion des Parametes θ beziehen (z. B. auf $1/\theta$ genauso gut wie auf θ selbst) und sind infolgedessen *strenggenommen nicht eindeutig bestimmt*.

Eine technische Schwierigkeit von beträchtlichen praktischen Konsequenzen liegt darin, daß *Bayessche Analysen komplexer Versuchspläne typischerweise mit sehr hohem Rechenaufwand verbunden* sind. Effiziente Algorithmen, die es erlauben, die erforderlichen Integrationen in höherdimensionalen Räumen mit kontrollierbarer numerischer Genauigkeit auszuführen, sind in der statistischen Literatur erst nach 1980 beschrieben und untersucht worden [NAYLOR & SMITH (1982); SMITH, SKENE, SHAW, NAYLOR, and

DRANSFIELD (1985); TIERNY & KADANE (1986); SMITH, SKENE, SHAW, and NAYLOR (1987); NAYLOR & SMITH (1988)]. Die Implementierung dieser Verfahren stellt aber hohe Anforderungen sowohl an die Vertrautheit des Anwenders mit numerischen und analytischen Techniken als auch an die verfügbaren Rechnerkapazitäten. Wesentliche Vereinfachungen ergeben sich, wenn man auf die exakte Kontrolle des numerischen Fehlers verzichtet und sich stattdessen geeigneter Monte-Carlo-Methoden bedient. Beachtliche Fortschritte in letzterer Richtung konnten in jüngster Zeit insbesondere auf der Basis einer speziellen iterativen, als Gibbs-Sampler bezeichneten Monte-Carlo-Prozedur erzielt werden [GELFAND & SMITH, 1990; GELFAND, HILLS, RACINE-POON, and SMITH (1990)].

5. Zur Entstehungsgeschichte der Bayesschen Methodologie

Als Ursprungsdatum der Bayesschen Grundauffassung von der Statistik hat das Jahr 1763 zu gelten, wo es zur postumen Veröffentlichung eines „Essay towards solving a problem in the doctrine of chances“ des Reverend Thomas BAYES (1702–61) kam. In der Abhandlung wird nicht nur die *Bayessche Formel* angegeben, sondern vor allem das erst in der neueren Literatur so genannte *Bayessche Postulat* formuliert. Dieses besagt, daß im Zustand der Unkenntnis alle möglichen Werte des zu beurteilenden Parameters θ gleich zu gewichten sind.

Weitergehende Verbreitung fanden Bayessche Schlußweisen mit gleichmäßigen A-priori-Verteilungen erst, nachdem im Jahre 1812 die „Théorie Analytique des Probabilités“ des Pierre Simon de LAPLACE erschienen war. Für Laplace war Wahrscheinlichkeitstheorie überhaupt in erster Linie Analyse von diskreten und stetigen Gleichverteilungen.

Noch in der zweiten Hälfte des vorigen Jahrhunderts setzten sich mehrere bedeutende Denker (u. a. George BOOLE und JOHN VENN) kritisch mit dem Bayesschen Postulat auseinander. Wieder aufgenommen und wesentlich weitergeführt wurde die Kritik an den logischen Unzulänglichkeiten in den herkömmlichen Begründungen für die Forderung nach einfachen gleichmäßigen Vorbewertungen nicht zuletzt durch R. A. FISHER, den Begründer der klassischen statistischen Inferenz im heutigen Sinne. Die Einsicht in die Unhaltbarkeit des naiven Bayesschen Postulats brachte die Bayessche Betrachtungsweise als ganze auf Jahrzehnte hinaus in Mißkredit. Ein Anlaß, diese Einschätzung mindestens partiell zu revidieren, ergab sich erst nach Erscheinen der „Theory of Probability“ von Harold JEFFREYS im Jahre 1939, wo das einfache Bayessche Postulat durch eine eigene mathematische Theorie nichtinformativer A-priori-Verteilungen ersetzt wird. Ihr zufolge existiert für jedes Inferenz-Problem eine spezifische A-priori-Verteilung, welche „völlige Abwesenheit von Vorwissen“ beschreibt. Diese soll eindeutig bestimmt sein durch die folgende sehr einfache Berechnungsvorschrift für die Dichtefunktion: $\pi(\theta) \propto \sqrt{I(\theta)}$, mit $I(\theta)$ als der sog. Fisher-Information der Verteilung der Daten gegeben θ als wahren Wert des statistischen Zielparameters.

1954 legt L. J. SAVAGE eine axiomatische Theorie subjektiver Entscheidungen vor. Diese geht von dem Grundgedanken aus, daß subjektive Wahrscheinlichkeiten operational erfaßt werden können durch Analyse von Einsätzen in fiktiven Wetten.

1965–75 erscheinen die ersten umfassenden Lehrbücher über Bayessche Methodologie, die sich auf mathematische Techniken und konkrete Analysen realer Daten konzentrieren [LINDLEY (1965); ZELLNER (1971); BOX & TIAO (1973)].

In den Jahren 1966–79 wurden Bayes-Ansätze in die Methodologie *klinischer Studien* eingeführt. Die entscheidenden Impulse hierzu gingen aus von einer Gruppe namhafter Biostatistiker (um J. CORNFIELD) der National Institutes of Health und anderer, im Großraum Washington D.C. angesiedelter akademischer Institutionen.

6. Bayessche Methoden in der heutigen Medizinischen Statistik

6.1 Auswertung von Studien mit sehr vielen Zielkriterien unter Berücksichtigung von Abhängigkeiten zwischen den Zielvariablen

Die für klassische Tests und Konfidenzprozeduren entwickelten Verfahren der Adjustierung des Signifikanz- bzw. Konfidenzniveaus lassen zumeist beliebige Abhängigkeiten zwischen den gleichzeitig zu beurteilenden Statistiken zu. Sie werden daher in Fällen, wo über die Form dieser Abhängigkeiten hinlänglich präzise Vorkenntnisse existieren, oft unnötig konservative Ergebnisse liefern. Als eine erfolversprechende Möglichkeit zur Lösung derartiger Probleme haben sich *empirische* Bayes-Verfahren erwiesen. Interessante Anwendungsmöglichkeiten für solche empirischen Bayes-Ansätze für Probleme mit reduzierbarer Multiplizität der zu beurteilenden Parameter ergeben sich u. a. auf folgenden Gebieten:

- Analyse von unvollständig beobachteten Verlaufskurven mit interindividuell variierender Form (z. B. Geraden mit verschiedenen Steigungen) [HUI & BERGER (1983)].
- Cancer Mortality Mapping bei weitgehender Regionalisierung und damit geringer statistischer Verlässlichkeit der beobachteten Inzidenzraten [CLAYTON & KALDOR (1987)].
- Kanzerogenitätsprüfungen mit simultaner Berücksichtigung einer Vielzahl von Tumorkalisationen [MENG & DEMPSTER (1987)].

6.2 Abbruchregeln für klinische Studien mit sequentieller Rekrutierung

Bayes-Verfahren, die verwendet werden, um in Zwischenauswertungen derartiger Studien zu entscheiden, inwieweit die bis dahin gewonnenen Daten bereits hinlänglich starke Evidenz für oder gegen die Arbeitshypothese enthalten, sind in der Regel „echte“ Bayes-Prozeduren mit vollständiger Spezifikation einer A-priori-Verteilung. Diese wird eventuell sogar mittels spezieller graphischer „Elicitation“-Techniken aus den Voreinschätzungen der beteiligten Kliniker rekonstruiert [CHALONER & DUNCAN (1983); FREEDMAN & SPIEGELHALTER (1983)].

Am weitesten entfernt man sich bei der Handhabung des Zwischenauswertungs-Problems von der klassischen Vorgehensweise, wenn man eine frequentistische Grundprinzipien erfüllende Abbruchregel gar nicht erst formuliert, sondern allein die A-posteriori-Wahrscheinlichkeit eines als klinisch relevant eingestuften Effekts der Testbehandlung als Beurteilungskriterium heranzieht. Wird diese genügend groß (z. B. $\geq 95\%$), entscheidet man sich gegen die Rekrutierung weiterer Patienten und erklärt den Nachweis der Wirksamkeit der zu prüfenden Behandlung für erbracht.

Ein anderer, von SPIEGELHALTER, FREEDMAN und BLACKBURN (1986) vorgeschlagener Ansatz ist zugeschnitten auf die Zwischenauswertung von Studien, deren Protokoll einen herkömmlichen Signifikanztest mit der angestrebten Gesamtfallzahl vorsieht. Der vorzeitige Abbruch der Studie wird empfohlen, wenn bei der Zwischenauswertung eine genügend hohe A-posteriori-Wahrscheinlichkeit (da hier Verteilungen bisher nicht beobachteter Variablen eingehen, spricht man auch von einer „prädiktiven Wahrscheinlichkeit“) für das Erreichen eines signifikanten Endergebnisses ermittelt wird.

6.3 Planung und Auswertung von Dosisfindungs-Studien (Phase-I-Studien)

Klinische Arzneimittelstudien der Phase I, in denen jede Dosisstufe nur an 2 oder 3 Probanden bzw. Patienten getestet wird, sind durchaus keine Seltenheit. Andererseits hat jedes neu entwickelte Medikament eine lange Sequenz präklinischer, vor allem also

tierexperimenteller Prüfungen durchlaufen, so daß es nahe liegt, bei der Analyse der ersten Humanversuchs-Ergebnisse diese tierexperimentellen Daten als Vorinformationen im Bayesschen Sinne zu verwerten. Die hierfür vorgeschlagenen Prozeduren sind gleichfalls „genuine“, d. h. nichtempirische Bayes-Verfahren, z. B. mit scharfgipfliger A-priori-Verteilung für die Rate toxischer Reaktionen auf die Anfangsdosis und nichtinformativer Prior für die maximale tolerierbare Dosis (MTD) [GATSONIS & GREENHOUSE (1992)].

6.4 Berechnung der Reproduzierbarkeits-Chance einer Studie mit signifikantem Ergebnis

Die Frage nach der Wahrscheinlichkeit dafür, daß ein signifikantes Ergebnis eines herkömmlichen Tests in einer Replikation der Studie mit neuen, unabhängigen Daten reproduziert werden könnte, ergibt im Rahmen der klassischen Inferenz keinen Sinn. Die Wahrscheinlichkeit, nach der man hier fragt, hängt nämlich von dem zu beurteilenden Populationsparameter ab, so daß es sich nicht um eine einzelne Zahl, sondern um eine Funktion handelt, die zumeist jeden Wert zwischen dem Signifikanzniveau α und 100% annehmen kann (eben die sog. Gütefunktion des Tests).

Die Bayessche Antwort auf die Frage nach der Reproduzierbarkeits-Chance eines positiven Testergebnisses ist dagegen denkbar einfach und direkt: Man berechnet die prädiktive Wahrscheinlichkeit eines auf demselben Niveau signifikanten Resultats in einer unabhängigen Wiederholungsstudie mit identischen Stichprobenumfängen. Dies geschieht durch Mittelung der Gütefunktion im klassischen Sinne bezüglich der aus der aktuellen Studie erhaltenen A-posteriori-Verteilung des Zielparameters [S. N. GOODMAN (1992)].

6.5 Individuelles Monitoring von Patientenverläufen mit stark verrauschten Zeitreihen

Das Problem besteht hier in der Unterscheidung zwischen biologisch irrelevanten Fluktuationen im Rahmen der inhärenten Instabilität der Meßgröße und echten Trend-Wenden, die auf einen womöglich bedrohlichen Wiederanstieg bzw. -abfall des wahren unverrauschten Verlaufs hindeuten. Besonders ausführlich ist die Fragestellung mit Bayesschen Methoden am Beispiel der Serum-Kreatinin-Profile von Transplantatnieren-Empfängern behandelt worden. Als statistisches „Warn-Kriterium“ ist dabei die A-posteriori-Wahrscheinlichkeit dafür vorgeschlagen worden, daß das beobachtete Profil einem Verlaufstyp entspricht, der durch einen nach oben weisenden „Knick“ an der Stelle des vorangehenden Kontrolltermins gekennzeichnet ist [K. GORDON (1986)].

7. Beispiele für Bayessche Analysen der Daten einer Zwei-Arm-Studie mit dichotomer Response-Variable

Um zu illustrieren, wie man mit Bayesschen Methoden der Inferenz in einer konkreten Situation arbeitet, betrachten wir diesmal den Fall einer vergleichenden Studie mit zwei unabhängigen Gruppen von je 100 Patienten, die eine zu prüfende neuartige Behandlung *A* (Gruppe 1) bzw. eine Referenzbehandlung *B* (Gruppe 2) erhalten haben. In Gruppe 1 mögen 70, in Gruppe 2 hingegen nur 50 Responder beobachtet worden sein. Die wahren Response-Raten in den zugrundeliegenden Populationen wollen wir als θ_1 (für die Testbehandlung *A*) bzw. θ_2 (für die Referenzbehandlung *B*) bezeichnen, die Differenz $\theta_1 - \theta_2$ als δ , den Quotienten θ_1/θ_2 als ϱ .

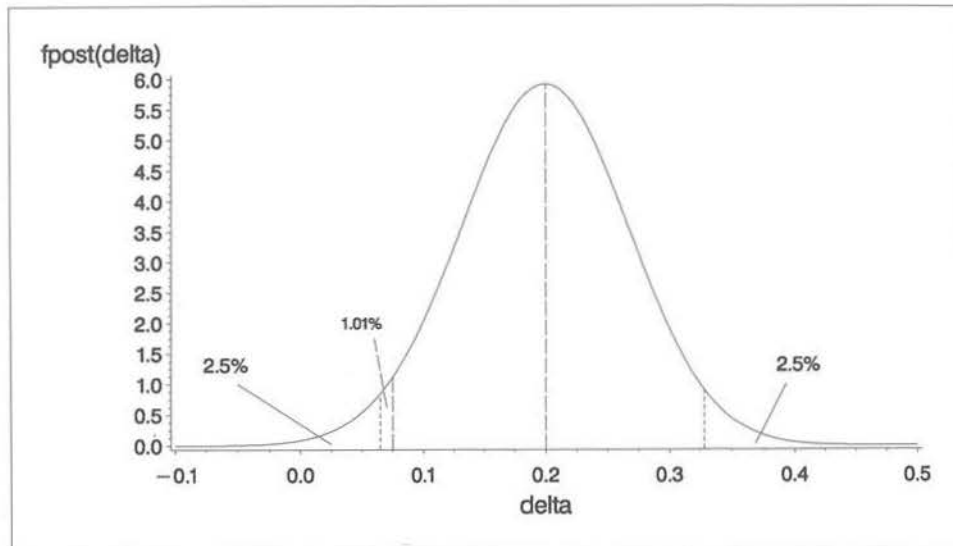


Abbildung 3: A-posteriori-Dichte für die Differenz der Response-Raten in Zwei-Arm-Studie mit je 100 Ptn. und 70 bzw. 50 Respondem in Gr. 1 bzw. Gr. 2. (Nichtinformativ gemeinsame A-priori-Vertlg. von θ_1 und θ_2)

7.1 Analysen mit der Differenz δ der Response-Raten als Zielparameter

Nach der Jeffreysschen Regel für die Festlegung nichtinformativer A-priori-Verteilungen haben wir θ_1 und θ_2 im „Zustand des Nichtwissens“ als unabhängige Zufallsvariablen zu betrachten, beide mit derselben Dichte $\pi(\theta) \propto 1/\sqrt{\theta(1-\theta)}$ (\rightarrow Betaverteilung mit beiden Parametern gleich 1/2). Abbildung 3 zeigt die zugehörige A-posteriori-Dichte der Differenz δ zwischen der wahren Response-Rate für die Test- und derjenigen für die Referenzbehandlung. Die Kurve hat wiederum eine ausgesprochen reguläre Form, indem sie fast symmetrisch und streng eingipflig ist.

- (a) *Bayesscher Punktschätzer für δ* . In Anbetracht der fast perfekten Symmetrie der A-posteriori-Verteilung macht es hier bis auf vernachlässigbare Abweichungen keinen Unterschied, ob wir den Mittelwert, den Median oder den Modus als Lagemaß verwenden. Der Modus, welcher in der Terminologie der Bayesschen Inferenz als „wahrscheinlichster Wert“ des Parameters bezeichnet wird, berechnet sich zu $\delta = 0.1998$ und ist somit praktisch identisch mit der Differenz der in den Stichproben beobachteten Response-Raten 70/100 und 50/100.
- (b) *„95%-glaubwürdiges Intervall“*. Ein solches Intervall läßt sich als Bayessches Pendant zum klassischen 95%-Konfidenzintervall auffassen. Als einfachste und letztlich auch statistisch sinnvollste Art, es zu berechnen, bietet sich an, den unteren und den oberen 2.5-Prozentpunkt der A-posteriori-Verteilung zu bestimmen und diese Werte als die Grenzen des gesuchten Intervalls festzulegen.⁴⁾ Den in Abbildung 3 fein gestrichelten Linien entsprechen die exakten Werte $\delta = 0.065$ (links) und $\delta = 0.328$ (rechts), so daß wir (0.065, 0.328) als das gesuchte 95%-glaubwürdige Intervall für die Verbesserung der wahren Response-Rate unter der neuen Behandlung A erhalten.

⁴⁾ Für ein so konstruiertes glaubwürdiges Intervall ist in der englischsprachigen Literatur [siehe z. B. LEHMANN (1986, p. 229)] die Bezeichnung „Equal Tails Interval“ üblich. Häufig wird stattdessen eine „Highest Posterior Density“ (HPD) Region angegeben, die jedoch nicht notwendig die Gestalt eines Intervalls hat.

- (c) *Bayessches Analogon eines Tests zum 5%-Niveau der Nullhypothese $\delta \leq 0.075$.* Wenn wir in einem Bayesschen Ansatz prüfen wollen, ob die Verbesserung der wahren Response-Rate, die sich mit der Testbehandlung gegenüber der Referenzbehandlung erreichen läßt, 7.5% übersteigt oder nicht, bietet sich das folgende Entscheidungskriterium an⁵⁾:

$$P[\delta > 0.075 | X = 70, Y = 50] \geq 95\% ? \quad (2)$$

Die Berechnung der Fläche unter der Kurve aus Abbildung 3 rechts von $\delta = 0.075$ (\rightarrow grob gestrichelte Linie) liefert den Wert 96.49%, so daß wir im Sinne dieses Kriteriums zugunsten der Alternativhypothese $\delta > 0.075$ zu entscheiden haben. Da im allgemeinen nicht gesichert ist, daß hierbei im Sinne der klassischen Statistik auch das Signifikanzniveau $\alpha = 5\%$ eingehalten wird, ist die Ähnlichkeit einer solchen Bayes-Prozedur mit einem Test grundsätzlich nur eine vage Analogie.

- (d) *Beurteilung der beobachteten Response-Raten 70/100, 50/100 als Zwischenauswertung einer Studie mit Gesamtfallzahl 150 pro Gruppe.* Die im Protokoll vorgesehene Endauswertung möge in einem herkömmlichen Test der Nullhypothese bestehen, daß die Testbehandlung bezüglich der wahren Response-Rate um höchstens 7.5% besser ist als die Referenzbehandlung ($\delta \leq 0.075$). Als Abbruchkriterium wird die prädiktive Wahrscheinlichkeit eines signifikanten Ergebnisses im abschließenden Test mit allen gegebenenfalls noch zu rekrutierenden Patienten (i. e. 50 weiteren für jede Gruppe) herangezogen. Die Berechnung dieser Wahrscheinlichkeit liefert mit

$$P[\text{Gesamttest wird signifikant} | X_{100} = 70, Y_{100} = 50] = 0.8003$$

einen Wert, der deutlich unter der oft benutzten 95%-Schranke liegt, so daß man sich hier gegen einen vorzeitigen Abbruch der Studie zu entscheiden hätte.

- (e) *Beurteilung der Reproduzierbarkeit der vorliegenden Studie.* Wenn wir mit den beobachteten Responder-Häufigkeiten von $x = 70$ und $y = 50$ einen konventionellen (asymptotischen) Signifikanztest der Nullhypothese $\delta \leq 0.075$ durchführen, erhalten wir einen p -Wert von

$$\begin{aligned} & 1 - \Phi[(0.70 - 0.50 - 0.075) / \sqrt{(0.30 \cdot 0.70 + 0.50^2) / 100}] \\ & = 1 - \Phi(1.8430) = 3.27\% . \end{aligned}$$

Demgegenüber berechnet sich die prädiktive Wahrscheinlichkeit eines weiteren auf dem 5%-Niveau signifikanten Ergebnisses des Tests von $H_0: \delta \leq 0.075$ in einer künftigen Replikation der Studie zu

$$P[\text{Ablehnung von } H_0 \text{ in Wiederh.-Studie} | X = 70, Y = 50] = 0.5587 .$$

Die Reproduzierbarkeits-Chance ist somit trotz des recht kleinen p -Wertes als nur mäßig hoch einzustufen.

7.2 Analysen mit dem Quotienten ϱ der Response-Raten als Zielparameter

Behalten wir die im Abschnitt 7.1 erklärte Festlegung einer gemeinsamen nichtinformativen A-posteriori-Verteilung der behandlungsspezifischen Populations-Response-Raten θ_1 und θ_2 bei, ergibt sich als A-posteriori-Verteilung des Quotienten $\varrho = \theta_1 / \theta_2$ die in Abbildung 4 dargestellte Dichtefunktion. Sie ist immer noch streng unimodal, aber deutlich rechtsschief.

⁵⁾ Hinweis zur Notation: Im folgenden bezeichnen bedingte Wahrscheinlichkeiten von Ereignissen, die sich explizit oder [wie in (d)] implizit auf unbekannte Parameter beziehen, Bayessche A-posteriori-Evidenzgrade.

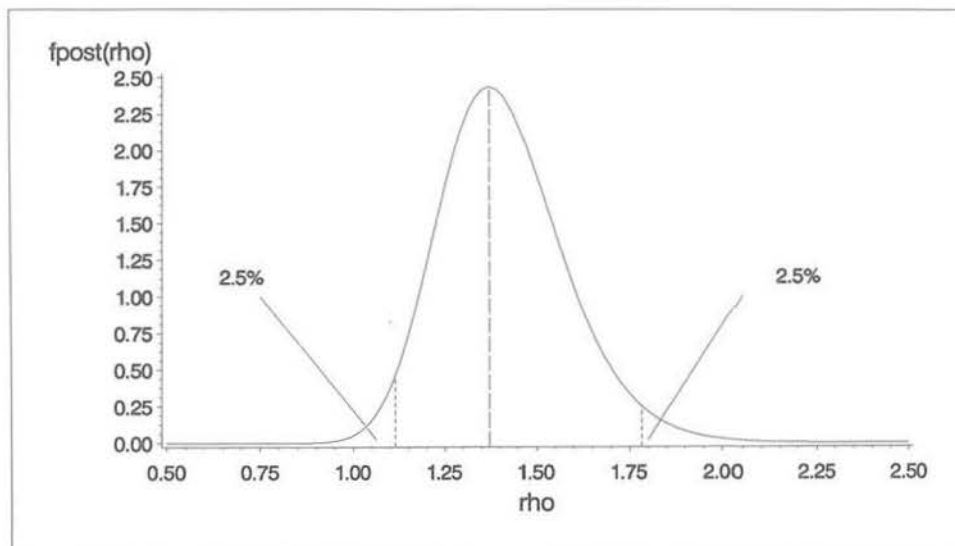


Abbildung 4: A-posteriori-Dichte für die Differenz der Response-Raten in Zwei-Arm-Studie mit je 100 Ptn. und 70 bzw. 50 Respondem in Gr. 1 bzw. Gr. 2. (Nichtinformativ gemeinsame A-priori-Vertgl. von θ_1 und θ_2)

Als „wahrscheinlichsten“ Wert von ϱ finden wir durch Maximierung dieser A-posteriori-Dichte die Zahl $\hat{\varrho} = 1.371$, die vom klassischen Maximum-likelihood-Schätzer $0.70/0.50 = 1.40$ stärker abweicht als der im Abschnitt 7.1 berechnete Bayessche Punktschätzer vom Maximum-likelihood-Schätzer für den Differenzparameter δ . Das 95%-glaubwürdige Intervall mit dem 2.5- und dem 97.5-Prozentpunkt der A-posteriori-Verteilung als Grenzen bestimmt sich in exakter Rechnung zu dem Bereich $1.113 < \varrho < 1.783$. Ein Bayesscher Test der Nullhypothese $H_0: \varrho \leq 1.10$ zum A-posteriori-„Niveau“ 5% führt zu einer Entscheidung zugunsten der Alternativhypothese, da wir finden, daß

$$P[\varrho > 1.10 | X = 70, Y = 50] = 0.9806 > 95\% .$$

8. Einige Grundregeln für den Umgang mit Bayes-Verfahren

- Zur *Ergebnisdarstellung* gehören *genaue Angaben über die verwendete A-priori-Verteilung*, es sei denn, die Fallzahlen sind so groß, daß die Likelihood jede vernünftigerweise in Betracht zu ziehende A-priori-Dichte in dem Sinne dominiert, daß sie auf einen Bereich von sehr kleiner A-priori-Wahrscheinlichkeit konzentriert ist.
- *Unbedingt zu vermeiden* ist die immer noch verbreitete Praxis, *Aussagen über Bayessche A-posteriori-Wahrscheinlichkeiten verbal genauso zu formulieren wie Wahrscheinlichkeits-Aussagen mit „normaler“ Häufigkeits-Interpretation*.
- Wenn man *Bayes-Verfahren* zur technischen Vereinfachung *als Ersatz für klassische Methoden* der Inferenz verwendet, sollten bevorzugt *nichtinformativ A-priori-Verteilungen* Verwendung finden.⁶⁾

⁶⁾ Begründung: Die Literatur enthält schon seit längerem eine beachtliche Vielfalt interessanter Resultate über die Koizidenz von Bayesschen mit klassischen Lösungen für ein und dasselbe Problem statistischer Inferenz. Alle diese Resultate beziehen sich auf Bayes-Verfahren, denen nichtinformativ (uneigentliche) A-priori-Verteilungen zugrunde liegen. [Für eine Übersicht siehe BERGER (1985, Ch. 6).]

- Das *Arbeiten mit informationsreichen subjektiven Vorbewertungen* scheint für einige spezielle Bereiche durchaus interessant. Nach der in Abschnitt 6 referierten Literatur zur Bayesschen Inferenz in der Medizin trifft dies insbesondere zu für die Problematik der Abbruchentscheidungen in klinischen Studien mit sequentieller Patientenrekrutierung sowie das Monitoring von individuellen klinischen Verläufen.

9. Abschließende Bemerkungen zur Diskussion um die Bayessche Philosophie der Statistik

Für ein korrektes Verständnis des Bayesschen Zugangs zur statistischen Inferenz ist es wesentlich, sich klarzumachen, das *Bayes-Verfahren unter mathematischen Gesichtspunkten* beurteilt keinesfalls weniger exakt sind als klassische Methoden der Inferenz. Der Unterschied liegt allein auf der Ebene der inhaltlichen Interpretation von Wahrscheinlichkeiten: Für den Bayesianer sind Wahrscheinlichkeiten subjektive Plausibilitätsgrade („Degrees of belief“), für den klassischen Statistiker relative Häufigkeiten von beobachtbaren Ereignissen „in the long run“. Nur so wird erklärlich, daß die bis heute andauernde Kontroverse um die Bayessche Grundauffassung von der Statistik wesentliche Züge eines Weltanschauungsstreits trägt. Wer sich einen lebendigen Eindruck von der ungebrochenen Heftigkeit dieser Diskussion machen möchte, dem sei die Lektüre der Kommentare zu LINDLEY [1990] empfohlen, wo man sich wechselseitig vorwirft, argumentative „Kreuzzüge zur Befreiung des heiligen Landes der Statistik von den Ungläubigen“ zu führen.

So bemerkenswert es ist, daß es in einer vom methodischen Vorgehen her ausschließlich an Kriterien der mathematischen Exaktheit orientierten Wissenschaft eine solche Ebene der Argumentation überhaupt gibt, so wenig besteht für einen Medizinischen Statistiker unserer Tage Anlaß, sich von dem Weltanschauungsstreit um den Bayesschen Standpunkt wirklich tangieren zu lassen. In weiten Bereichen, wo für ein und dasselbe Problem sowohl klassische als auch Bayessche Lösungen verfügbar sind, hat sich immer wieder eine bemerkenswerte qualitative Übereinstimmung in den Ergebnissen beider Arten der Inferenz gezeigt, es sei denn, Bayes-Verfahren werden auf sehr kleine Stichproben unter Verwendung scharfgepielter A-priori-Verteilung angewandt. Danach gibt es nicht allzu viele ernstzunehmende Gründe, die einen davon abhalten sollten, auf Bayessche Methoden auch in jenen Fällen zurückzugreifen, wo ein Vergleich mit klassischen Verfahren ganz einfach deswegen ausscheidet, weil die betreffenden Probleme sich im klassischen Rahmen noch nicht einmal als Fragen formulieren, geschweige denn einer vernünftigen Lösung zuführen lassen.

Obwohl Bayessche Inferenz und Bayessche Entscheidungstheorie innerhalb der statistischen Forschung eine bedeutende Rolle spielen, dominiert im Statistik-Unterricht auch heutzutage unangefochten die Beschäftigung mit klassischen Methoden. Solange dieses Ausbildungsdefizit besteht, braucht es nicht zu verwundern, wenn auch in der medizinischen Forschung Bayessche Analysen substanzwissenschaftlich relevanter Daten immer noch die Ausnahme sind.

Literatur

- BAYES, T. (1763): An essay towards solving a problem in the doctrine of chances. *Philosophical Transactions* 53, 370–418. [Wiederabdruck in *Biometrika* 45 (1958), 213–315.]
 BERGER, J. O. (1984): The robust Bayesian viewpoint (with discussion). In J. KADANE (Ed.), *Robustness of Bayesian Analysis*, 63–124. North-Holland Publ. Comp., Amsterdam.
 BERGER, J. O. (1985): *Statistical Decision Theory and Bayesian Analysis*. Second Edition. Springer-Verlag, New York.

- BERGER, J. O. (1990): Robust Bayesian analysis: Sensitivity to the prior. *Journal of Statistical Planning and Inference* **25**, 303–328.
- BOX, G. E. P., and TIAO, G. C. (1973): *Bayesian Inference in Statistical Analysis*. Addison-Wesley, Reading/Mass.
- CHALONER, K. M., and DUNCAN, G. T. (1983): Assessment of a beta prior distribution: PM elicitation. *The Statistician* **32**, 174–180.
- CLAYTON, D., and KALDOR, J. (1987): Empirical Bayes estimates of age-standardized relative risks for use in disease mapping. *Biometrics* **43**, 671–681.
- DEMPSTER, A. P. (1968): A generalization of Bayesian inference. *Journal of the Royal Statistical Society (B)* **30**, 205–248.
- DEMPSTER, A. P. (1975): A subjectivist look at robustness. *Bulletin of the International Statistical Institute* **46**, 349–374.
- DEMPSTER, A. P. (1976): Examples relevant to the robustness of applied inference. In S. S. GUPTA, and J. O. BERGER (Eds.), *Statistical Decision Theory and Related Topics III*. Academic Press, New York.
- DEGROOT, M. H. (1970): *Optimal Statistical Decisions*. New York, McGraw-Hill.
- EDWARDS, W., LINDMAN, H., and SAVAGE, L. J. (1963): Bayesian statistical inference for psychological research. *Psychological Review* **70**, 193–242.
- EFRON, B., and MORRIS, C. (1971): Limiting the risk of Bayes and empirical Bayes estimators – Part I: The Bayes case. *Journal of the American Statistical Association* **66**, 807–815.
- EFRON, B., and MORRIS, C. (1972): Limiting the risk of Bayes and empirical Bayes estimators – Part II: The empirical Bayes case. *Journal of the American Statistical Association* **67**, 130–139.
- FREEDMAN, L. S., and SPIEGELHALTER, D. J. (1983): The assessment of subjective opinion and its use in relation to stopping rules for clinical trials. *The Statistician* **32**, 153–160.
- GATSONIS, C., and GREENHOUSE, J. B. (1992): Bayesian methods for phase I clinical trials. *Statistics in Medicine* **10**, 1377–1389.
- GELFAND, A. E., and SMITH, A. F. M. (1990): Sampling-based approaches to calculating marginal densities. *Journal of the American Statistical Association* **85**, 398–409.
- GELFAND, A. E., HILLS, S. E., RACINE-POON, A., and SMITH, A. F. M. (1990): Illustration of Bayesian inference in normal data models using Gibbs sampling. *Journal of the American Statistical Association* **85**, 972–985.
- GOOD, I. J. (1965): *The Estimation of Probabilities: An Essay on Modern Bayesian Methods*. M.I.T. Press, Cambridge/Mass.
- GOOD, I. J. (1983a): *Good Thinking: The Foundations of Probability and Its Applications*. University of Minnesota Press, Minneapolis.
- GOOD, I. J. (1983b): The robustness of a hierarchical model for multinomials and contingency tables. In G. E. P. BOX, T. LEONARD, and C. F. WU (Eds.), *Scientific Inference, Data Analysis, and Robustness*. Academic Press, New York.
- GOODMAN, S. N. (1992): A comment on replication, p-values and evidence. *Statistics in Medicine* **10**, 875–879.
- GORDON, K. (1986): The multi-state Kalman filter in medical monitoring. *Computer Methods and Programs in Biomedicine* **23**, 147–154.
- HILL, B. (1980a): Robust analysis of the random model and weighted least squares regression. In J. KMENTA, and J. B. RAMSEY (Eds.), *Evaluation of Econometric Models*. Academic Press, New York.
- HILL, B. (1980b): Invariance and robustness of the posterior distribution of characteristics of a finite population, with reference to contingency tables and the sampling of species. In A. ZELLNER (Ed.), *Bayesian Analysis in Econometrics and Statistics*. North-Holland Publ. Comp., Amsterdam.
- HODGES, J. L. Jr., and LEHMANN, E. L. (1952): The use of previous experience in reaching statistical decisions. *The Annals of Mathematical Statistics* **23**, 396–407.
- HUI, S. L., and BERGER, J. O. (1983): Empirical Bayes estimation of rates in longitudinal studies. *Journal of the American Statistical Association* **78**, 753–760.
- JAYNES, E. T. (1968): Prior probabilities. *IEEE Transactions on Systems Science and Cybernetics* **4**, 227–241.
- JEFFREYS, H. (1939): *Theory of Probability*. Clarendon Press, Oxford. [(1961): Third Edition. London, Oxford University Press.]

- LAPLACE, P. S. DE (1812): *Théorie Analytique des Probabilités*. Courcier, Paris.
- LEHMANN, E. L. (1986): *Testing Statistical Hypotheses*. Second Edition. John Wiley & Sons, New York.
- LINDLEY, D. V. (1965): *Introduction to Probability and Statistics from a Bayesian Viewpoint*. Cambridge, Cambridge University Press.
- LINDLEY, D. V. (1982a): Scoring rules and the inevitability of probability. *International Statistical Review* **50**, 1–26.
- LINDLEY, D. V. (1982b): The improvement of probability judgements. *Journal of the Royal Statistical Society (A)* **145**, 117–126.
- LINDLEY, D. V. (1990): The 1988 Wald Memorial Lectures: The present position in Bayesian statistics. *Statistical Science* **5**, 44–89.
- MARAZZI, A. (1985): On constrained minimization of the Bayes risk for the linear model. *Statistics and Decisions* **3**, 277–296.
- MARITZ, J. S. (1970): *Empirical Bayes Methods*. Methuen, London.
- MENG, C. Y. K., and DEMPSTER, A. P. (1987): A Bayesian approach to the multiplicity problem for significance testing with binomial data. *Biometrics* **43**, 303–311.
- MORRIS, C. (1983a): Parametric empirical Bayes inference: Theory and applications. *Journal of the American Statistical Association* **78**, 47–65.
- MORRIS, C. (1983b): Parametric empirical Bayes confidence sets. In G. E. P. BOX, T. LEONARD, and C. F. WU (Eds.), *Scientific Inference, Data Analysis, and Robustness*. Academic Press, New York.
- NAYLOR, J. C., and SMITH, A. F. M. (1982): Applications of a method for the efficient computation of posterior distributions. *Applied Statistics* **31**, 214–225.
- NAYLOR, J. C., and SMITH, A. F. M. (1988): Econometric illustrations of novel numerical integration strategies for Bayesian inference. *Journal of Econometrics* **38**, 103–126.
- ROBBINS, H. (1955): An empirical Bayes approach to statistics. In *Proceedings of the Third Berkeley Symposium on Mathematical Statistics and Probability 1*. University of California Press, Berkeley.
- ROBBINS, H. (1964): The empirical Bayes approach to statistical decision problems. *The Annals of Mathematical Statistics* **35**, 1–20.
- ROBBINS, H. (1983): Some thoughts on empirical Bayes estimation. *The Annals of Statistics* **11**, 713–723.
- RUBIN, H. (1971): A decision-theoretic approach to the problem of testing a null hypothesis. In S. S. GUPTA, and J. YACKEL (Eds.), *Statistical Decision Theory and Related Topics*. Academic Press, New York.
- RUBIN, H. (1977): Robust Bayesian estimation. In S. S. GUPTA, and D. S. MOORE (Eds.), *Statistical Decision Theory and Related Topics II*. Academic Press, New York.
- SAVAGE, L. J. (1954): *The Foundations of Statistics*. John Wiley & Sons, New York.
- SAVAGE, L. J. (1961): The subjective basis of statistical practice. Technical Report, Department of Statistics, University of Michigan, Ann Arbor/Michigan.
- SAVAGE, L. J. (1962): *The Foundations of Statistical Inference*. London, Methuen.
- SMITH, A. F. M., SKENE, A. M., SHAW, J. E. H., NAYLOR, J. C., and DRANSFIELD, M. (1985): The implementation of the Bayesian paradigm. *Communications in Statistics – Theory and Methods* **14**, 1079–1102.
- SMITH, A. F. M., SKENE, A. M., SHAW, J. E. H., and NAYLOR, J. C. (1987): Progress with numerical and graphical methods for Bayesian statistics. *The Statistician* **36**, 75–82.
- SPIEGELHALTER, D. J., FREEDMAN, L. S., and BLACKBURN, P. R. (1986): Monitoring clinical trials: Conditional or predictive power? *Controlled Clinical Trials* **7**, 8–17.
- TIERNY, L., and KADANE, J. (1986): Accurate approximations for posterior moments and marginal densities. *Journal of the American Statistical Association* **81**, 82–86.
- ZELLNER, A. (1971): *An Introduction to Bayesian Inference in Econometrics*. John Wiley & Sons, New York.

Tests for pairwise comparisons of variances in a two-way layout for the analysis of phenotypic stability

Hans-Peter Piepho

Schlüsselwörter:

Homoskedastizität, Gemischtes Model, Teststärke, Stabilitätsvarianz

Key words:

Homoscedasticity, Mixed model, Power, Stability variance

Zusammenfassung

Die Stabilitätsvarianz ist ein Maß zur Erfassung der phänotypischen Stabilität von Kulturpflanzengenotypen in mehrortigen Prüfungen. Dieser Artikel vergleicht drei verschiedene Tests zum paarweisen Vergleich der Stabilitätsvarianz zweier Genotypen. Zur Auswahl des Tests mit der höchsten erwarteten Mächtigkeit (power) wird ein einfaches Verfahren vorgeschlagen.

Summary

The stability variance is a measure to assess the phenotypic stability of crop genotypes in multilocation trials. This paper compares three different tests for pairwise comparisons of the stability variance of two genotypes. A simple procedure is suggested for choosing the test that may be expected to have best power in a given data set.

1. Introduction

Multilocation trials play an important role in plant breeding programmes and in official crop cultivar registration. In the analysis of such trials it may be of interest to assess the phenotypic stability of yields of the tested genotypes. The stability variance σ_i^2 suggested by SHUKLA (1972a) is an important measure of phenotypic stability. For a meaningful interpretation of stability estimates, statistical significance testing is desirable. Procedures applicable for testing the homogeneity of stability variances were proposed by JOHNSON (1962), HAN (1969), SHUKLA (1972b, 1982), JAECH (1976 and 1985), ANSCOMBE (1981: 345–348), BRINDLEY & BRADLEY (1985), and MUDHOLKAR & SARKAR

(1992). If based on these tests the null hypothesis of homogeneity of variances σ_i^2 is rejected, one may be interested in comparisons among individual genotypes. Tests for this problem were given by JOHNSON (1962), MALONEY & RASTOGI (1970), and SHUKLA (1972b). In what follows, the powers of these tests will be examined to give suggestions for practical applications.

2. Model and stability statistics

The analysis of phenotypic stability can be based on a two-way mixed model of the form

$$x_{ijm} = \mu + \alpha_i + \beta_j + \alpha\beta_{ij} + e_{ijm},$$

where x_{ijm} is the m -th replicate ($m = 1, \dots, L$) of the phenotypic value of genotype i ($i = 1, \dots, K$) in environment j ($j = 1, \dots, N$), α_i is the fixed effect of genotype i , β_j is the random effect of environment j , $\alpha\beta_{ij}$ is the random interaction effect of genotype i and environment j , and e_{ijm} is the experimental error associated with x_{ijm} . It is assumed that all random effects are uncorrelated and normally distributed with zero mean. Stability statistics are usually based on means, for which the model is

$$x_{ij} = \mu + \alpha_i + \beta_j + v_{ij}, \quad (1)$$

where $x_{ij} = \sum_m x_{ijm}/L$ and $v_{ij} = \alpha\beta_{ij} + \sum_m e_{ijm}/L$. Note that with the means model it is no longer possible to distinguish between genotype-environmental interaction and error.

A genotype is regarded as stable, if it has a small variance of the effects v_{ij} , i.e. a small "stability variance". This term for $\sigma_i^2 = \text{Var}(v_{ij})$ was coined by SHUKLA (1972a). If we assume that all genotypes have a common error variance $\sigma_e^2 = \text{Var}(e_{ijm})$, stability differences result merely from differences of a genotype's interaction variance $\theta_i^2 = \text{Var}(\alpha\beta_{ij})$. The stability variance can then be expressed as $\sigma_i^2 = \theta_i^2 + \sigma_e^2/L$.

A measure of the variability of v_{ij} 's is WRICKE'S (1965) ecovalence W_i :

$$W_i = \sum_j \hat{v}_{ij}^2$$

with

$$\hat{v}_{ij} = x_{ij} - \bar{x}_{i.} - \bar{x}_{.j} + \bar{x}_{..},$$

where $\bar{x}_{i.}$, $\bar{x}_{.j}$ and $\bar{x}_{..}$ are, respectively, the marginal means of genotype i and environment j , and the overall mean. One could estimate σ_i^2 by $W_i/(N-1)$, but this is not an unbiased estimator of σ_i^2 as was pointed out by JOHNSON (1962). SHUKLA (1972a) proposed an unbiased estimator of σ_i^2 , which is a MINQUE (Minimum Norm Quadratic Unbiased Estimator). It has minimum average variance among all possible unbiased quadratic estimators of σ_i^2 given a symmetrical a priori distribution of σ_i^2 (RAO, 1970). SHUKLA'S estimator is given by

$$\hat{\sigma}_i^2 = \{K(K-1)W_i - \sum_i W_i\} / (K-1)(K-2)(N-1). \quad (2)$$

It results in the same ranking of genotypes as WRICKE'S ecovalence (LIN, BINNS & LEVKOVITCH, 1986).

3. Tests for comparison of stability variances

The following tests were designed for testing the hypotheses

$$H_0: \sigma_i^2 = \sigma_{i'}^2; \quad H_1: \sigma_i^2 \neq \sigma_{i'}^2; \quad i \neq i'; \quad i, i' = 1, 2, \dots, K.$$

SHUKLA's (1972b) test (henceforth referred to as *S*-test) for comparing two genotypes is based on linear contrasts

$$z_{1j} = (x_{ij} - x_{i'j})/\sqrt{2} \quad \text{and} \quad z_{2j} = (x_{ij} + x_{i'j} - 2\bar{x}_{(K-2)j})/\sqrt{6},$$

where

$$\bar{x}_{(K-2)j} = \sum_{i'' \neq i, i'} x_{i''j}/(K-2).$$

It can be shown that

$$\text{Var}(z_{1j}) = (\sigma_i^2 + \sigma_{i'}^2)/2, \quad (3)$$

$$\text{Var}(z_{2j}) = \{\sigma_i^2 + \sigma_{i'}^2 + 4\bar{\sigma}_{K-2}^2/(K-2)\}/6, \quad (4)$$

and

$$\text{Cov}(z_{1j}, z_{2j}) = (\sigma_i^2 - \sigma_{i'}^2)/\sqrt{12}, \quad (5)$$

with

$$\bar{\sigma}_{K-2}^2 = \sum_{i'' \neq i, i'} \sigma_{i''}^2/(K-2).$$

Under the null hypothesis of equal variances σ_i^2 and $\sigma_{i'}^2$, the correlation of z_{1j} and z_{2j} is zero. The null hypothesis may thus be tested with the sample correlation coefficient r_z by noting that $r_z(1 - r_z^2)^{-1/2}(N - 2)^{1/2}$ is distributed as t with $N - 2$ degrees of freedom.

The test by MALONEY & RASTOGI (1970) (henceforth referred to as *MR*-test) is constructed in a similar fashion. It is originally due to PITMAN (1939) and MORGAN (1939) [see also KINSELLA (1986)]. Under the null hypothesis the correlation of sums ($s_j = x_{ij} + x_{i'j}$) and differences ($d_j = x_{ij} - x_{i'j}$) of the observations of genotype i and i' is zero. We have

$$\text{Var}(d_j) = \sigma_i^2 + \sigma_{i'}^2; \quad \text{Var}(s_j) = \sigma_i^2 + \sigma_{i'}^2 + 4\sigma_\beta^2,$$

where

$$\sigma_\beta^2 = \text{Var}(\beta_j);$$

and

$$\text{Cov}(s_j, d_j) = \sigma_i^2 - \sigma_{i'}^2.$$

The sample correlation r_{sd} of s_j and d_j is tested as above: under H_0 , $t_{sd} = r_{sd}[1 - r_{sd}^2]^{-1/2} \times (N - 2)^{1/2}$ is distributed as t with $N - 2$ degrees of freedom. A computationally more convenient form of t_{sd} was given earlier by WALKER & LEV (1953):

$$t_{sd} = \frac{(s_i^2 - s_{i'}^2) \sqrt{(N-2)}}{2 \sqrt{\{s_i^2 s_{i'}^2 - (s_{ii'})^2\}}},$$

where s_i^2 , $s_{i'}^2$, and $s_{ii'}$ denote the sample variances and covariances of x_{ij} and $x_{i'j}$. JOHNSON's (1962) test (henceforth referred to as the *J*-test) uses the ratio $J = W_i/W_{i'}$. Under H_0 this ratio is approximately distributed as central F with v' , v' degrees of freedom, where $v' = (v - 2p^2)/(1 - p^2)$, $v = N - 1$, $p = -(2R - 1)/[(K - 2)R + 1]^{-1}$, $R = \sigma_i^2/\sigma^2 = \sigma_{i'}^2/\sigma^2$, and $\sigma^2 = \sum_i \sigma_i^2/K$. JOHNSON also gives the exact distribution of J . If R is close to unity and K is large, p is numerically small, and there will probably be little error in using the naive approximation taking $v' = v = N - 1$. The problem in practice, however, is that R is usually unknown, and p cannot be properly determined. On the global null hypothesis we may take $p = -(K - 1)^{-1}$ (JOHNSON, 1962). But this is of little use, since we are interested in individual comparisons only if the global null

hypothesis was rejected. If we take $v' = v$, the error is largest when $R \ll 1$, i.e. when the two stability variances to be compared are much smaller than the mean of all variances, and in stability analysis this comparison is usually the most interesting one.

Because of the ambiguity in determining the degrees of freedom for the J -test, we will consider a lower bound on the degrees of freedom v' . It can be shown that p^2 is contained in the interval $[0, 1)$, and that v' is a strictly monotonically increasing function of p^2 on this interval. The minimum possible value of p^2 is zero, so v' will assume a minimum for $p^2 = 0$, in which case $v' = v = N - 1$. The F -test based on $(N - 1, N - 1)$ degrees of freedom will tend to be conservative. This test will be denoted as the J_c -test, where c stands for "conservative".

4. Power

The power of the S -test depends on the values of σ_i^2 and $\sigma_{i'}^2$ in relation to σ^2 . The smaller σ_i^2 and $\sigma_{i'}^2$ are in relation to σ^2 , the smaller is the power. This is directly seen from Eq. (4): Keeping σ_i^2 and $\sigma_{i'}^2$ constant while increasing σ^2 , $\text{Var}(z_{2j})$ grows and thus the squared population value of the correlation of z_{1j} and z_{2j} [$\{\text{Cov}(z_{1j}, z_{2j})\}^2 / \{\text{Var}(z_{1j}) \text{Var}(z_{2j})\}$] decreases. This in turn diminishes the power of the S -test.

It can be shown that J and r_z are algebraically closely related. Some manipulation shows that r_z can be expressed as (see Appendix)

$$r_z = (W_i - W_{i'}) \{ (W_i + W_{i'})^2 - 4G^2 \}^{-1/2} \tag{6}$$

where

$$G = \sum_j \hat{v}_{ij} \hat{v}_{i'j}.$$

We note in passing that Eq. (6) is computationally simpler than the usual formula for the regression coefficient, if one has already computed the ecovalences W_i (and consequently also the \hat{v}_{ij} 's), which is often the case.

Now consider the J_c -test. Without loss of generality it could be conducted with a one to one transform of J , e.g.

$$H = (J - 1)/(J + 1) = (W_i - W_{i'}) \{ (W_i + W_{i'})^2 \}^{-1/2}, \tag{7}$$

where the critical values of H are obtained by an equivalent transformation of the percentage points of J . Let $J_{1-\alpha/2}$ and $J_{\alpha/2}$ denote the upper and lower $\alpha/2$ -percentage points of J . The corresponding percentage points of H then become

$$H_{1-\alpha/2} = (J_{1-\alpha/2} - 1)/(J_{1-\alpha/2} + 1) \quad \text{and} \quad H_{\alpha/2} = (J_{\alpha/2} - 1)/(J_{\alpha/2} + 1).$$

By noting that $J_{1-\alpha/2} = 1/J_{\alpha/2}$ (JOHNSON, 1962) we find

$$H_{1-\alpha/2} = (1/J_{\alpha/2} - 1)/(1/J_{\alpha/2} + 1) = (1 - J_{\alpha/2})/(1 + J_{\alpha/2}) = -H_{\alpha/2}.$$

Hence, under $H_0: \sigma_i^2 = \sigma_{i'}^2$ both r_z and H are distributed symmetrically about zero. Note the similarity of the formulas for r_z and H in Eqs. (6) and (7). r_z differs from H only by the additional term $4G^2$ under the square root in the denominator. The values of r_z and H will be numerically quite similar, provided that W_i and $W_{i'}$ are not very small relative to G . One finds that $|r_z| \geq |H|$.

A test of r_z is usually based on the result that under H_0 , $r_z(1 - r_z^2)^{-1/2} (N - 2)^{1/2}$ is distributed as central t with $N - 2$ degrees of freedom (see above). An equivalent test can be done using the statistic $F_z = (1 + r_z)/(1 - r_z)$, which under H_0 is distributed as central F with $(N - 2, N - 2)$ degrees of freedom (KYMEN, 1968). Interestingly, J is rather similar to F_z . It is easy to see, that $F_z \geq J$ if $J \geq 1$ and $F_z \leq J$ if $J \leq 1$. Specifically, $F_z = J$ if $G = 0$. Now let $F_{\alpha/2}$ and $F_{1-\alpha/2}$ denote the critical upper and lower quantiles

of the F distribution with $(N - 2, N - 2)$ degrees of freedom. We observe that if F_z is inside the interval $[F_{\alpha/2}, F_{1-\alpha/2}]$, then so is J . Therefore we could replace F_z by J . Since the test based on F_z is exact, a test of J against the F distribution with $(N - 2, N - 2)$ degrees of freedom will have a size smaller or equal to the nominal α . Moreover, such a test will have smaller power than the test based on r_z . The J_c -test compares J against the F distribution with $(N - 1, N - 1)$ degrees of freedom, which is expected to give a somewhat closer approximation to the nominal α .

To compare the powers of the J_c -test and the S -test, approximations of the non-null distribution of the underlying statistics were used. The non-null distribution of r_z may be approximated by the method given by KONISHI (1978; cited in KENDALL & STUART 1987: 533). The approximation is accurate within 0.001 for $N \geq 11$ and correlations smaller than 0.9. The power of the J_c -test may be evaluated using the fact that W_i/W_j is distributed as (JOHNSON, 1962)

$$\frac{(K - 2) R_i + 1}{(K - 2) R_{i'} + 1} \times F$$

with v, v' degrees of freedom, where

$$R_i = \sigma_i^2/\sigma^2, \quad v' = (v - 2p^2)/(1 - p^2), \quad v = N - 1,$$

and

$$p^2 = \frac{[R_i + R_{i'} - 1]^2}{[(K - 2) R_i + 1][(K - 2) R_{i'} + 1]}.$$

The powers of both tests depend on the values of σ_i^2 and $\sigma_{i'}^2$ in relation to σ^2 (JOHNSON 1962, SHUKLA 1972b). For various values of N and K common in practical applications, we computed the power for $\sigma^2 = 15$ and all possible combinations of $\sigma_i^2, \sigma_{i'}^2 = 3, 9, 15, 21, 27$ at an α -level of 0.05. We also included the J -test, which compares J to the F distribution with v, v' degrees of freedom. Some results for $K = 4$ and $N = 13$ are shown in Table 1. As regards relative power comparisons, results for other K and N ($4 \leq K, N \leq 50$) were similar.

The investigations showed that in all cases the S -test had better power than the J_c -test, while the differences between the S -test and the J -test were only marginal. Since the

Table 1: Approximations for the power of the S -test, the J_c -test, and the J -test at nominal $\alpha = 0.05$.

σ_i^2	$\sigma_{i'}^2$	Power		
		S -test	J -test	J_c -test
3	3	0.05044	0.05000	0.03214
3	9	0.11314	0.11356	0.11126
3	15	0.23686	0.23908	0.23637
3	21	0.39190	0.39617	0.37113
3	27	0.55874	0.56624	0.50191
15	9	0.08057	0.08050	0.07290
15	15	0.05044	0.05000	0.03907
15	21	0.07025	0.06998	0.04840
15	27	0.12286	0.12294	0.07752
27	9	0.26392	0.26588	0.20234
27	21	0.06519	0.06483	0.03251
27	27	0.05044	0.05000	0.02008

J -test requires knowledge of R , which is usually not available, it is concluded that the S -test is preferable to both the J -test and the J_c -test.

We now compare the S -test to the MR -test. SHUKLA (1972b) states that in cases when β_j 's are "very variable" his test may provide a more powerful test than the MR -test. This statement can be quantified, since the power of both tests depends on the population value of the correlations between z_{1j} and z_{2j} and between s_j and d_j . The test with the larger absolute value of this correlation will have greater power in a given situation. So the S -test will be more powerful if

$$\sigma_\beta^2 > \bar{\sigma}_{k-2}^2 / (K - 2) = (K\sigma^2 - \sigma_i^2 - \sigma_i^2) / (K - 2)^2, \quad (8)$$

where

$$\sigma^2 = \sum_i \sigma_i^2 / K.$$

For given σ^2 the expression on the right side of the above inequality will approach a maximum as σ_i^2 and σ_i^2 tend to zero. So the S -test will always be more powerful than the MR -test if

$$\sigma_\beta^2 > K\sigma^2 / (K - 2)^2. \quad (9)$$

It is therefore suggested that σ_β^2 and σ^2 be estimated for a dataset under investigation to evaluate Eq. (9). The S -test is preferable if Eq. (9) holds. Otherwise we estimate σ_i^2 and σ_i^2 and scrutinize Eq. (8). If Eq. (8) holds, the S -test should be used, otherwise the MR -test is expected to give better power. The choice based on evaluation of Eqs. (8) and (9) may not always lead to the most powerful test, since the variance component estimates are subject to sampling errors. Nevertheless, this seems better than to randomly select one of the tests, in which case the probability of choosing the more powerful one is 50%. With the procedure suggested above, this probability will certainly be larger than 50%.

We have investigated 24 extensive datasets from German registration trials and found that Eq. (9) was valid in all cases. Eqs. (8) and (9) also show that the power of the S -test tends to increase with the number of genotypes included in the analysis. This is not the case for the MR -test.

6. Another field of application

The model in Eq. (1) is also used in the analysis of measurement errors (see e.g. JAECH 1985). σ_i^2 is then interpreted as the variance of random measurement errors associated with an instrument i when used to measure a set of N items. The MINQUE of σ_i^2 in Eq. (2) is identical to GRUBBS' (1948) estimate of σ_i^2 , which is used to quantify the variability of measurement errors. It should be stressed that all of the above tests are applicable in the analysis of measurement errors.

7. Biological example

We used the same data as SHUKLA (1972b). These were originally reported by GRAYBILL (1954), and have been used by many other authors. The data are presented in Table 2. The variance estimates are $\hat{\sigma}_1^2 = 145.97$, $\hat{\sigma}_2^2 = -14.14$, $\hat{\sigma}_3^2 = 75.15$, $\hat{\sigma}_4^2 = 18.25$, $\hat{\sigma}^2 = 56.303$, and $\hat{\sigma}_\beta^2 = 50.886$ [the negative stability variance estimate for the second genotype could be set to zero for practical purposes (SHUKLA, 1972a)]. The global null hypothesis that all stability variances are equal is rejected by the sphericity test of SHUKLA (1972b). Now suppose that we are interested in a comparison of varieties 1 and 2.

Table 2: Yields of wheat (cwt/acre).

Location	Varieties			
	1	2	3	4
1	43.60	24.05	19.47	19.41
2	40.40	21.76	16.61	23.84
3	18.08	14.19	16.69	16.08
4	19.57	18.61	17.78	18.29
5	45.20	29.33	20.19	30.08
6	25.87	25.60	23.31	27.04
7	55.20	38.77	21.15	39.95
8	55.32	34.19	18.56	25.12
9	19.79	21.65	23.31	22.45
10	46.24	31.52	22.48	29.28
11	14.88	15.68	19.79	22.56
12	7.52	4.69	20.53	22.08
13	41.17	32.59	29.25	43.95

Before testing we identify the test expected to have best power by the procedure suggested in section 5. Since $\hat{\sigma}_\beta^2 < K\hat{\sigma}^2/(K-2)^2$, we check Eq. (8). It is found that $\hat{\sigma}_\beta^2 > (K\hat{\sigma}^2 - \hat{\sigma}_1^2 - \hat{\sigma}_2^2)/(K-2)^2 = 23.35$. Thus we expect the S -test to be more powerful than the MR -test. In practice we would therefore conduct only the S -test. For demonstration purposes we compute the statistics of both tests. The J_c -test, which always has lower power than the S -test, is also included. The results are as follows:

$$\begin{aligned} r_{sd} &= 0.802, \\ r_z &= 0.868, \\ J &= 12.43. \end{aligned}$$

All tests suggest significant differences ($p < 0.001$) between the stability variances σ_1^2 and σ_2^2 . It is noted that $H = (J-1)/(J+1) = 0.851$, which is rather close to the value of r_z . Moreover, $F_z = 14.15 > J$. This is in agreement with the results previously presented.

8. Appendix

We here derive an alternative formula of SHUKLA's sample correlation r_z . We have

$$2^{1/2}z_{ij} = x_{ij} - x_{i'j}$$

and

$$\begin{aligned} 6^{1/2}z_{2j} &= x_{ij} + x_{i'j} - 2\bar{x}_{(K-2)j} \\ &= x_{ij} + x_{i'j} - 2(K-2)^{-1}(K\bar{x}_{.j} - x_{ij} - x_{i'j}) \\ &= (K-2)^{-1}K\{x_{ij} + x_{i'j} - 2\bar{x}_{.j}\}. \end{aligned}$$

From this follows that

$$2^{1/2}\bar{z}_{1i} = \bar{x}_{i.} - \bar{x}_{i'.$$

and

$$6^{1/2}\bar{z}_{2.} = (K-2)^{-1}K(\bar{x}_{i.} + \bar{x}_{i'.} - 2\bar{x}_{..}),$$

which leads to

$$2^{1/2}(z_{1j} - \bar{z}_{1.}) = \hat{v}_{ij} - \hat{v}_{i'j}$$

and

$$6^{1/2}(K - 2) K^{-1}(z_{2j} - \bar{z}_{2.}) = \hat{v}_{ij} + \hat{v}_{i'j}.$$

Now denote the sample estimates of $\text{Cov}(z_{1j}, z_{2j})$, $\text{Var}(z_{1j})$, and $\text{Var}(z_{2j})$ by s_{12} , s_1^2 , and s_2^2 , respectively. One finds

$$12^{1/2}(N - 1) K^{-1}(K - 2) s_{12} = W_i - W_{i'},$$

$$2(N - 1) s_1^2 = W_i + W_{i'} - 2G,$$

and

$$6(N - 1) K^{-2}(K - 2)^2 s_2^2 = W_i + W_{i'} + 2G,$$

where

$$G = \sum_j \hat{v}_{ij} \hat{v}_{i'j}.$$

With $r_z = s_{12}/\sqrt{(s_1^2 s_2^2)}$ one obtains Eq. (6).

References

- [1] ANSCOMBE, F. (1981): Computing in Statistical Sciences through APL. Springer Series in Statistics. Springer-Verlag, New York, Heidelberg, Berlin.
- [2] BRINDLEY, R. D., BRADLEY, R. A. (1985): Some new results on Grubbs' estimates. *Journal of the American Statistical Association*, **80**, 711–714.
- [3] GRAYBILL, F. (1954): Variance heterogeneity in a randomized block design. *Biometrics*, **10**, 516–520.
- [4] GRUBBS, F. E. (1948): On estimation of precision of measuring instruments and product variability. *Journal of the American Statistical Association*, **43**, 243–264.
- [5] HAN, C. P. (1969): Testing the homogeneity of variances in a two-way classification. *Biometrics*, **25**, 153–158.
- [6] JAECH, J. L. (1976): Large sample tests for Grubbs' estimators in instrument precision with more than two instruments. *Technometrics*, **18**, 127–133.
- [7] JAECH, J. L. (1985): Statistical analysis of measurement errors. An Exxon Monograph. Wiley, New York.
- [8] JOHNSON, N. L. (1962): Some notes on the investigation of heterogeneity in interactions. *Trabajos de estadística*, **XIII**, 183–199.
- [9] KENDALL, M. G., STUART, A. (1987): Advanced theory of statistics. Vol. I: Distribution theory. Griffin, London.
- [10] KINSELLA, A. (1986): Estimating method precisions. *The Statistician*, **35**, 421–427.
- [11] KONISHI, S. (1978): An approximation to the distribution of the sample correlation coefficient. *Biometrika*, **65**, 654–656.
- [12] KYMN, K. O. (1968): The distribution of the sample correlation coefficient under the null hypothesis. *Econometrica*, **36**, 187–189.
- [13] LIN, C. S., BINNS, M. R., LEVKOVITCH, L. P. (1986): Stability analysis: where do we stand? *Crop Science*, **26**, 894–900.
- [14] MALONEY, C. J., RASTOGI, S. C. (1970): Significance tests for Grubbs' estimators. *Biometrics*, **26**, 671–676.
- [15] MORGAN, W. A. (1939): A test for the significance of the difference between two variances in a sample from a normal bivariate population. *Biometrika*, **31**, 13–19.
- [16] MUDHOLKAR, G. S., SARKAR, I. C. (1992): Testing homoscedasticity in a two-way table. *Biometrics*, **48**, 883–888.
- [17] PITMAN, E. J. G. (1939): A note on normal correlation. *Biometrika*, **31**, 9–12.

- [18] RAO, C. R. (1970): Estimation of heteroscedastic variances in linear models. *Journal of the American Statistical Association*, **65**, 161–172.
- [19] SHUKLA, G. K. (1972a): Some statistical aspects of partitioning genotype-environmental components of variability. *Heredity*, **29**, 237–245.
- [20] SHUKLA, G. K. (1972b): An invariant test for homogeneity of variances in a two-way classification. *Biometrics*, **28**, 1063–1072.
- [21] SHUKLA, G. K. (1982): Testing the heterogeneity of variances in a two-way classification. *Biometrika*, **69**, 411–416.
- [22] WALKER, H., LEV, J. (1953): *Statistical inference*. Holt, New York.
- [23] WRICKE, G. (1965): Die Erfassung der Wechselwirkungen zwischen Genotyp und Umwelt bei quantitativen Eigenschaften. *Zeitschrift für Pflanzenzüchtung*, **53**, 266–343.

Anschrift des Verfassers: Hans-Peter Piepho, Fachbereich 11, Universität-Gesamthochschule Kassel, Steinstraße 19, 37213 Witzenhausen, Germany

Ranking ability of various measures of phenotypic stability – A simulation study

Hans-Peter Piepho

Schlüsselwörter:

Genotyp-Umwelt Interaktionen; Monte-Carlo Simulation; Nichtnormalität; Phänotypische Stabilität; Rangmaß; Zweiwegtable

Key words:

Genotype-environment interaction; Monte-Carlo simulation; Nonnormality; Phenotypic stability; Rank measure; Two-way table

Zusammenfassung

In der Pflanzenzüchtung besteht oft ein Interesse, die Ertragssicherheit verschiedener Genotypen zu quantifizieren. In diesem Beitrag werden Stabilitätsmaße betrachtet, welche die Variabilität der Genotyp-Umwelt-Interaktionen eines Genotyps messen. In einer Monte-Carlo Simulation wird die Trennschärfe in Abhängigkeit von verschiedenen Verteilungen der Interaktionseffekte sowie der Zahl der Genotypen und Umwelten untersucht.

Summary

In plant breeding programmes it is frequently of interest to quantify the yield stability of different genotypes. This article considers stability measures, which assess the variability of genotype-environmental interaction effects of a genotype. A Monte-Carlo simulation is used to investigate the ranking ability of the various measures for different distributions of the random interaction effects as well as for different numbers of genotypes and environments.

1. Introduction

Yielding stability is increasingly gaining importance over agronomic yield as a selection trait in breeding programmes. Comprehensive reviews of the subject were given by LIN, BINNS & LEVKOVITCH (1986), WESTCOTT (1986), and BECKER & LEON (1988). The assessment of yielding stability or phenotypic stability is usually based on the statistical

analysis of a two-way table of the yields of K genotypes grown in a set of N different environments. This paper is concerned with measures of stability that partition genotype-environmental interaction into components attributable to each genotype. A genotype may be viewed as having maximum stability if it does not show any genotype-environmental interaction. The first measure of this type of stability is the ecovalence proposed by WRICKE (1965). It measures the variability of interaction effects of a genotype. All other measures considered here may be regarded as modifications and improvements of the ecovalence. SHUKLA (1972) suggested an unbiased estimator of the stability variance σ_i^2 , which is the variance of interaction effects of the i -th genotype. With the correction proposed in NASSAR & HÜHN (1987), Gini's mean difference of ranks and the rank variance proposed by HÜHN (1979) may also be regarded as measures of the variability of genotype-environmental interaction effects. PIEPHO & LOTITO (1992) suggested the robust measures L_i and R_i , which are based on the absolute values of interaction effects. PIEPHO (1993) proposed to estimate the stability variance by the maximum likelihood method described in JAECH (1985). This article introduces three additional measures of phenotypic stability based on genotype-environmental interaction effects.

In practical application it is of particular interest to obtain estimates of phenotypic stability that rank genotypes in concordance with the true stability rank order of the genotypes included in the analysis. This article compares the measures named above with regard to their ability to assess the true stability rank order in a given set of genotypes, i.e. to rank genotypes in accordance with the true rank order. If interactions are random effects, this ranking ability will depend on the distribution of interaction effects.

2. The Model

The two-way linear model for the mean of the i -th genotype grown in the j -th environment may be written as

$$x_{ij} = \mu + \alpha_i + \beta_j + v_{ij},$$

where μ is the grand mean, α_i ($i = 1, \dots, K$) the fixed additive genetic effect of the i -th genotype, β_j ($j = 1, \dots, N$) the random additive environmental contribution of the j -th environment, v_{ij} is a random effect comprising the genotype-environment interaction and the mean error associated with the i -th genotype in the j -th environment (for a detailed discussion of the model see PIEPHO, 1994). A genotype is stable if its variance σ_i^2 is small (SHUKLA, 1972), i.e. if the variability of effects v_{ij} associated with this genotype is small. All measures of phenotypic stability described in the next section are measures of the variability of effects v_{ij} .

3. Measures of phenotypic stability

The following statistics are based on the observed residuals

$$\hat{v}_{ij} = x_{ij} - \bar{x}_{i.} - \bar{x}_{.j} + \bar{x}_{..},$$

where

$$\bar{x}_{i.} = \sum_j x_{ij}/N, \quad \bar{x}_{.j} = \sum_i x_{ij}/K, \quad \text{and} \quad \bar{x}_{..} = \sum_{ij} x_{ij}/KN.$$

The ecovalence (WRICKE, 1965) is given by

$$W_i = \sum_j \hat{v}_{ij}^2.$$

SHUKLA's unbiased estimator of σ_i^2 is (SHUKLA, 1972)

$$\hat{\sigma}_i^2 = \frac{1}{(N-1)(K-1)(K-2)} \left[K(K-1)W_i - \sum_{i=1}^K W_i \right].$$

This estimator is a MINQUE (Minimum Norm Quadratic Unbiased Estimator) of σ_i^2 (RAO, 1970). It should be noted that the MINQUE is equivalent to W_i for ranking purposes (LIN et al., 1986). In the sequel we will therefore confine our attention to the MINQUE.

The stability variance σ_i^2 may also be estimated by the maximum likelihood method. For computational details see JAECH (1985) and PIEPHO (1993). The estimator will henceforth be referred to as „MLE“ (= Maximum Likelihood Estimator).

To compute HÜHN's nonparametric stability measures, the residuals are ranked within environments. Let the resulting ranks (ranging from 1 to K) be denoted by r_{ij} . Then, GINI's mean difference of ranks $S_i^{(1)}$ and the rank variance $S_i^{(2)}$ are computed as (NASSAR & HÜHN, 1987)

$$S_i^{(1)} = \frac{2 \sum_{j < j'} |r_{ij} - r_{ij'}|}{N(N-1)}$$

and

$$S_i^{(2)} = \frac{\sum_j (r_{ij} - \bar{r}_i)^2}{(N-1)},$$

where

$$\bar{r}_i = \sum_j r_{ij} / N.$$

Instead of ranking within environments, one may rank the residuals in the whole data set, which implies assigning ranks from 1 to NK . GINI's mean difference and the variance of these ranks are denoted by $P_i^{(1)}$ and $P_i^{(2)}$, respectively (PIEPHO, 1992). In analogy to WRICKE's ecovalence one may compute the sum of absolute values of the residuals (PIEPHO & LOTITO, 1992):

$$L_i = \sum_j |\hat{v}_{ij}|.$$

Furthermore, the absolute values of the residuals may be transformed to ranks. The rank sum is then a measure of the variability of the residuals. If ranking is done within environments, the rank sum of the i -th genotype is denoted by R_i (PIEPHO & LOTITO, 1992). For ranking over all residuals, the rank sum is designated by $P_i^{(3)}$ (PIEPHO, 1992). For clarity it is useful to distinguish the following three groups:

- Group 1: Measures based on \hat{v}_{ij} -values:
MINQUE of σ_i^2 ; MLE of σ_i^2 ; L_i .
- Group 2: Measures based on rankings within environments:
 $S_i^{(1)}$; $S_i^{(2)}$; R_i .
- Group 3: Measures based on rankings across the whole data set:
 $P_i^{(1)}$; $P_i^{(2)}$; $P_i^{(3)}$.

4. Rationale and design of the Monte Carlo experiment

4.1. Rationale

Since all statistics described in section 3 measure the variability of the v_{ij} 's, they lend themselves to inferences on the stability variances σ_i^2 . In practical situations, namely in breeding programmes, selection of the best genotypes is the prime objective. Selection involves ranking of genotypes. One may view the stability rank order of a set of genotypes as given by the rank order of the stability variances σ_i^2 . To assess this stability rank order, the genotypes are grown in different environments. In statistical terms, we thus obtain realisations of the random effects v_{ij} , which are estimated to compute the stability measures given in section 3. For selection purposes we seek the stability measure, which best reflects the "true" stability rank order given by the rank order of the σ_i^2 , i.e. which has the best ranking ability. The concordance between true rank order and the rank order displayed by the stability measure under consideration may be quantified by Spearman's rank correlation. In practice, σ_i^2 is unknown. In a Monte Carlo simulation, however, we may assign defined values of σ_i^2 to each genotype such that the true stability rank order is known *a priori*.

A common assumption in mixed linear models is that random effects are normally distributed. In the particular case at hand, this leads to the assumption that the distribution of the v_{ij} -effects is normal. In practice, however, this assumption may not always be valid, and there is some evidence that v_{ij} 's may at times be nonnormally distributed (PIEPHO, 1992). Statistical tests for the stability variances are very sensitive to violations of the normality assumption (BRINDLEY & BRADLEY, 1985), and it is to be expected that the distribution of v_{ij} also has a bearing on the ranking ability of the stability statistics considered here. This influence may be studied by means of a Monte Carlo experiment, in which v_{ij} effects are generated from different distributions.

The departure from normality may be quantified by the shape parameters $\sqrt{\beta_1}$ and β_2 , i.e. the skewness and kurtosis (KENDALL & STUART 1987: 106). For the normal distribution we have $\sqrt{\beta_1} = 0$ and $\beta_2 = 3$. Skew distributions are characterized by values of $\sqrt{\beta_1} < 0$ or $\sqrt{\beta_1} > 0$. Longtailed distributions have $\beta_2 > 3$.

4.2. Design

The computer program was written in Turbo Pascal 6.0. Uniform random numbers were generated with the compound congruential generator by WICHMANN & HILL (1982). Normal deviates were obtained by the Box-Muller method (BOX & MULLER, 1958). Various nonnormal distributions were taken from JOHNSON'S S_u/S_b -system of distributions (JOHNSON, 1949). The system is given by the following equations:

$$\begin{aligned} z &= \tau + \delta * \ln [y/(1 - y)] \quad \text{for } S_b, \\ z &= \tau + \delta * \sinh^{-1}(y) \quad \text{for } S_u. \end{aligned}$$

If z is an $N(0, 1)$ -variable, then y follows an S_b or S_u distribution, respectively. Skewness $\sqrt{\beta_1}$ and kurtosis β_2 of the distribution depend on the parameters τ and δ . For a grid of $\sqrt{\beta_1}$ and β_2 values, τ and δ are tabulated in PEARSON & HARTLEY (1976).

Further we included various contaminated normal distributions, the probability density of which is a mixture of two super-imposed normal distributions:

$$f(x) = wf_1(x) + (1 - w)f_2(x),$$

where

$$f_1(x) = (2\pi\sigma_1^2)^{-1/2} \exp \{- [(x - m_1)/\sigma_1]^2/2\}$$

and

$$f_2(x) = (2\pi\sigma_2^2)^{-1/2} \exp \{- [(x - m_2)/\sigma_2]^2/2\}$$

(COHEN, 1967).

Two types of contamination can be distinguished:

- (a) location contamination: $m_1 \neq m_2, \sigma_1 = \sigma_2$;
- (b) scale contamination: $m_1 = m_2, \sigma_1 \neq \sigma_2$.

In the simulations σ_1^2 and σ_2^2 were so scaled that $w\sigma_1^2 + (1 - w)\sigma_2^2 = 1$. Effects v_{ij} were simulated as random deviates with an expected value of zero and stability variance σ_i^2 . The distribution of the v_{ij} 's was varied according the list given in Table 1. Both a symmetric and non-symmetric *a priori* distribution of $\sigma_i^2, \dots, \sigma_K^2$ were investigated.

Symmetric distribution of σ_i^2 's:

$$\sigma_i^2 = D^*i; \quad D = 2\sigma^2/(K + 1).$$

Non-symmetric distribution of σ_i^2 's:

$$\sigma_i^2 = D^*i^2; \quad D = 6\sigma^2/(2K + 1)(K + 1).$$

The constant D in the above models makes sure that $\sum_i \sigma_i^2/K = \sigma^2$. Based on variance component estimates in a winter rape data set from German registration trials (PIEPHO, 1992), σ^2 was chosen as 15 (dt/ha)². The size of simulated data sets was modified by choosing different values of N (5, 10, 15, 20) and K (10, 20, 30). The concordance between true stability rank order and the estimated rank order as given by the stability measure estimates was quantified by Spearman's rank correlation (r_s), averaged over 1000 runs of the Monte Carlo experiment. In the following the term "ranking ability" refers to the mean of 1000 values of r_s obtained in the Monte Carlo experiment.

Table 1: List of distributions used for generating effects v_{ij} in the Monte Carlo experiment.

Distribution	$\sqrt{\beta_1}$	β_2	w	$m_1 - m_2$	σ_1^2	σ_2^2
(1) Normal	0.0	3.0				
(2) S_b	1.15	3.0				
(3) S_b	0.0	1.1				
(4) S_u	2.0	15.0				
(5) S_u	1.0	7.0				
(6) S_u	0.5	5.0				
(7) LN	—	—	0.99	+10		
(8) SN	0.0	20.28	0.9		0.2	8.2
(9) SN	0.0	9.75	0.9		0.5	5.5
(10) SN	0.0	5.43	0.9		0.7	3.7

LN = location contaminated normal distribution
 SN = scale contaminated normal distribution

5. Results

Tables 2 and 3 show the stability measures with the best ranking ability for symmetric and non-symmetric *a priori* distribution of σ_i^2 's, respectively. Except for the measures R_i and $P_i^{(3)}$, all measures were most precise in at least one of the situations investigated. In descending order, the number of cases in which a measure was most precise were: MLE 88, L_i 46, MINQUE 38, $P_i^{(2)}$ 24, $S_i^{(2)}$ 19, $P_i^{(1)}$ 16, and $S_i^{(1)}$ 9.

The most precise stability measure belonged to either group 1 (MINQUE, MLE, L_i) or group 3 ($P_i^{(m)}$, $m = 1, 2, 3$) for each of the distributions investigated, with the exception of the scale-contaminated normal distribution (8) and three cases of the location contaminated normal distribution (7). Within the groups 2 and 3, the measures R_i and $P_i^{(3)}$ showed the least favourable ranking ability.

The simulated ranking abilities for the normal distribution (1) are presented in Table 4. For each combination of N and K , the most precise stability measure is underlined. A complete presentation of results for the other distributions is given in PIEPHO (1992).

Generally there was a clear improvement of ranking ability with increasing number of environments (N), both for the normal distribution and the non-normal distributions. The number of genotypes (K) shows a similar influence on ranking ability. For most distributions, the ranking ability of the various stability measures differed only slightly, as can be seen for the case of the normal distribution. For $K = 30$ and $N = 20$ and a symmetric *a priori* distribution of σ_i^2 , e.g., the ranking abilities for the various measures ranged from 0.82 to 0.88 (see Table 4). Only with the location-contaminated normal distribution (7) under the non-symmetric model for σ_i^2 was there a pronounced advantage of group 3 as compared to group 1. For $K = 30$ and $N = 20$, e.g., the ranking abilities for MINQUE, MLE, and L_i were 0.66, 0.66, and 0.78, respectively, while for $P_i^{(1)}$, $P_i^{(2)}$, and $P_i^{(3)}$ the values were 0.93, 0.93, and 0.86, respectively. Furthermore, the rank measures had strikingly better ranking abilities than group 1 measures in some cases with scale-contaminated distribution (8).

With all non-normal distributions the ranking ability was reduced compared to the normal distribution. For example, with $N = 10$ and $K = 30$ and the symmetric *a priori* distribution of σ_i^2 , the ranking ability of the MINQUE under normal distribution of v_{ij} was 0.79, while for distributions (5), (7), and (8) the ranking abilities were 0.71, 0.74, and 0.50, respectively. The only exception was the short-tailed Johnson S_b -distribution (3), which resulted in a better ranking ability than the normal distribution.

6. Concluding remarks

It is noteworthy that the Monte Carlo experiment did not identify one single stability measure that was best for all distributions. The results suggest that, given a normal distribution of v_{ij} effects, it is best to estimate stability by the MINQUE of σ_i^2 (or equivalently by WRICKE's ecovalence) if the number environments is small. With a larger number of environments ($N \geq 10$) the MLE of σ_i^2 is preferable. The situation does not change dramatically under mild departures from normality, and differences in ranking ability tend to be small. The Monte Carlo simulation has clearly demonstrated, however, that in some cases, namely for longer-tailed distributions of v_{ij} , it may be worthwhile to use one of the more robust measures L_i , $S_i^{(1)}$, $S_i^{(2)}$, $P_i^{(1)}$, and $P_i^{(2)}$.

Inspection of extensive data sets has revealed that the departure from the normality assumption is usually not dramatic, so in most cases, use of the MINQUE or, when the number of environments is not too small, the MLE is probably adequate. As a diagnostic tool, it is useful to estimate the shape parameters for the data set under consideration. Procedures for this problem are discussed by PIEPHO (1992).

Table 2: Stability measures with best ranking ability (rank correlation among true stability rank order and stability estimates, averaged over 1000 simulation runs) for different distributions of effects v_{ij} ; different K and N ; symmetric *a priori* distribution of stability variances σ_i^2 .

Ver-tei-lung Nr.	$K = 10$				$K = 20$				$K = 30$			
	$N = 5$	10	15	20	5	10	15	20	5	10	15	20
(1)	MINQUE	MLE	MLE	MLE	MINQUE	MLE	MLE	MLE	MINQUE	MLE	MLE	MLE
(2)	MINQUE	MINQUE	MLE	MLE	MINQUE	MLE	MLE	MLE	MINQUE	MLE	MLE	MLE
(3)	MINQUE	MLE	MLE	MLE	MINQUE	MLE	MLE	MLE	MINQUE	MLE	MLE	MLE
(4)	MINQUE	L_i	L_i	$P_i^{(2)}$	$P_i^{(2)}$	$P_i^{(2)}$	$P_i^{(2)}$	$P_i^{(2)}$	$P_i^{(2)}$	$P_i^{(2)}$	$P_i^{(1)}/P_i^{(2)}$	$P_i^{(1)}$
(5)	MINQUE	MLE	L_i	L_i	L_i	L_i	L_i	L_i	L_i	L_i	L_i	L_i
(6)	MINQUE	MLE	L_i	L_i	MINQUE	MLE	L_i	L_i	MINQUE	L_i	L_i	L_i
(7)	MINQUE	MLE	MLE	MLE	MINQUE	MLE	L_i	L_i	MINQUE	L_i	L_i	L_i
(8)	$S_i^{(1)}$	$S_i^{(2)}$	$S_i^{(2)}$	$S_i^{(2)}$	$S_i^{(1)}$	$S_i^{(2)}$	$S_i^{(2)}$	$S_i^{(2)}$	$S_i^{(1)}$	$S_i^{(2)}$	$S_i^{(2)}$	$S_i^{(2)}$
(9)	L_i	L_i	$P_i^{(2)}$	$P_i^{(2)}$	$P_i^{(2)}$	$P_i^{(2)}$	$P_i^{(2)}$	$P_i^{(2)}$	$P_i^{(1)}$	$P_i^{(2)}$	$P_i^{(1)}$	$P_i^{(2)}$
(10)	MINQUE	MLE	L_i	L_i	MINQUE	L_i	L_i	L_i	MINQUE	L_i	L_i	L_i

Table 3: Stability measures with best ranking ability (rank correlation among true stability rank order and stability estimates, averaged over 1000 simulation runs) for different distributions of effects v_{ij} ; different K and N ; non-symmetric *a priori* distribution of stability variances σ_i^2 .

Ver-tei-lung Nr.	$K = 10$				$K = 20$				$K = 30$			
	$N = 5$	10	15	20	5	10	15	20	5	10	15	20
(1)	MINQUE	MLE	MLE	MLE	MINQUE	MLE	MLE	MLE	MINQUE	MLE	MLE	MLE
(2)	MINQUE	MLE	MLE	MLE	MINQUE	MLE	MLE	MLE	MINQUE	MLE	MLE	MLE
(3)	MINQUE	MLE	MLE	MLE	MINQUE	MLE	MLE	MLE	MINQUE	MLE	MLE	MLE
(4)	MLE	MLE	MLE	L_i	MLE	L_i	$L_i/P_i^{(2)}$	$P_i^{(1)}$	MLE	$P_i^{(1)}$	$P_i^{(1)}$	$P_i^{(1)}$
(5)	MINQUE	MLE	MLE	MLE	MINQUE	MLE	MLE	L_i	MLE	MLE	L_i	L_i
(6)	MINQUE	MLE	MLE	MLE	MINQUE	MLE	MLE	MLE	MINQUE	MLE	MLE	MLE
(7)	$S_i^{(1)}$	$P_i^{(1)}$	$P_i^{(1)}$	$P_i^{(1)}$	$S_i^{(1)}$	$P_i^{(1)}$	$P_i^{(1)}$	$P_i^{(1)}$	$S_i^{(1)}$	$P_i^{(1)}$	$P_i^{(1)}$	$P_i^{(1)}$
(8)	$S_i^{(2)}$	$S_i^{(2)}$	$S_i^{(2)}$	$S_i^{(2)}$	$S_i^{(1)}$	$S_i^{(2)}$	$S_i^{(2)}$	$S_i^{(2)}$	$S_i^{(1)}$	$S_i^{(2)}$	$S_i^{(2)}$	$S_i^{(2)}$
(9)	L_i	MLE	L_i	L_i	MLE	$P_i^{(2)}$	$P_i^{(2)}$	$P_i^{(2)}$	MLE	$P_i^{(2)}$	$P_i^{(2)}$	$P_i^{(2)}$
(10)	MINQUE	MLE	MLE	MLE	MINQUE	MLE	MLE	L_i	MINQUE	MLE	L_i	L_i

Table 4: Ranking ability (rank correlation among true stability rank order and stability estimates, averaged over 1000 simulation runs) of stability measures given a normal distribution of effects v_{ij} ; best measure in a row underlined.

K	N	MINQUE	MLE	L_i	$S_i^{(1)}$	$S_i^{(2)}$	R_i	$P_i^{(1)}$	$P_i^{(2)}$	$P_i^{(3)}$
symmetric <i>a priori</i> distribution of σ_i^2 :										
10	5	<u>0.58</u>	0.52	0.57	0.51	0.51	0.52	0.54	0.55	0.52
10	10	<u>0.74</u>	<u>0.74</u>	0.72	0.65	0.66	0.66	0.70	0.70	0.67
10	15	0.81	<u>0.81</u>	0.79	0.73	0.73	0.73	0.77	0.77	0.74
10	20	0.85	<u>0.86</u>	0.83	0.78	0.78	0.78	0.81	0.81	0.79
20	5	<u>0.63</u>	0.60	0.62	0.58	0.59	0.58	0.60	0.61	0.59
20	10	<u>0.77</u>	<u>0.78</u>	0.76	0.72	0.72	0.71	0.74	0.74	0.71
20	15	0.83	<u>0.84</u>	0.82	0.78	0.78	0.77	0.80	0.80	0.78
20	20	0.87	<u>0.87</u>	0.86	0.82	0.82	0.81	0.84	0.84	0.81
30	5	<u>0.65</u>	<u>0.63</u>	0.65	0.61	0.62	0.60	0.63	0.63	0.61
30	10	0.79	<u>0.79</u>	0.77	0.74	0.74	0.72	0.75	0.75	0.73
30	15	0.84	<u>0.85</u>	0.83	0.80	0.80	0.78	0.81	0.81	0.79
30	20	0.87	<u>0.88</u>	0.87	0.84	0.84	0.82	0.85	0.85	0.82
non-symmetric <i>a priori</i> distribution of σ_i^2 :										
10	5	<u>0.78</u>	0.76	0.77	0.72	0.73	0.72	0.75	0.75	0.73
10	10	0.89	<u>0.91</u>	0.88	0.82	0.83	0.83	0.86	0.86	0.84
10	15	0.93	<u>0.94</u>	0.92	0.88	0.88	0.88	0.91	0.91	0.89
10	20	0.94	<u>0.95</u>	0.94	0.90	0.90	0.90	0.93	0.93	0.91
20	5	<u>0.82</u>	0.81	0.81	0.77	0.78	0.77	0.79	0.79	0.78
20	10	<u>0.91</u>	<u>0.92</u>	0.90	0.87	0.87	0.86	0.89	0.89	0.87
20	15	0.94	<u>0.95</u>	0.93	0.91	0.91	0.90	0.92	0.92	0.91
20	20	0.95	<u>0.96</u>	0.95	0.93	0.93	0.92	0.94	0.94	0.92
30	5	<u>0.83</u>	0.83	0.83	0.80	0.80	0.79	0.80	0.81	0.79
30	10	0.91	<u>0.92</u>	0.91	0.88	0.88	0.87	0.89	0.89	0.88
30	15	0.94	<u>0.95</u>	0.94	0.92	0.92	0.91	0.92	0.92	0.91
30	20	0.96	<u>0.96</u>	0.95	0.93	0.93	0.92	0.94	0.94	0.93

Stability statistics may also be used for statistical testing. The parametric procedures that are available for MINQUE and the MLE have been shown to be very sensitive to departures from normality, while tests for measures L_i , $S_i^{(1)}$, $S_i^{(2)}$, $P_i^{(1)}$, and $P_i^{(2)}$ behave rather robust (PIEPHO, 1992). Thus, the latter measures may be preferable for testing purposes in case of departures from normality, and the results presented in this paper have shown that little if any information is lost with regard to ranking if one uses these measures in place of MLE and MINQUE.

Regarding ranking ability, the choice of the best performing stability parameter seems considerably less critical than the choice of the number of environments and genotypes. This result in part explains the discouraging empirical finding that repeatability of stability estimates tends to be rather low (WEBER & WRICKE, 1987, BECKER & LEON, 1988). The simulation results suggest that low repeatability may be partly due to statistical errors in the stability estimates, which are best reduced by including in the analysis as many genotypes and environments as possible. This conjecture is corroborated by results of BECKER (1987), who demonstrated for parameters of the regression approach by EBERHART & RUSSELL (1966) that heritability may be improved by increasing the number of years and the number of locations.

References

- BECKER, H. C. (1987): Zur Heritabilität statistischer Maßzahlen für die Ertragssicherheit. Vorträge für Pflanzenzüchtung, **12**, 134–144.
- BECKER, H. C., LEON, J. (1988). Stability analysis in plant breeding. *Plant Breeding*, **101**, 1–23.
- BOX, G. E. P., MULLER, M. E. (1958): A note on the generation of random normal deviates. *Annals of Mathematical Statistics*, **29**, 610–611.
- BRINDLEY, R. D., BRADLEY, R. A. (1985): Some new results on Grubbs' estimates. *Journal of the American Statistical Association*, **80**, 711–714.
- COHEN, A. C. (1967): Estimation in mixtures of two normal distributions. *Technometrics*, **9**, 15–28.
- EBERHART, S. A., RUSSELL, W. A. (1966): Stability parameters for comparing varieties. *Crop Science*, **6**, 36–40.
- HÜHN, M. (1979): Beiträge zur Erfassung der phänotypischen Stabilität. I. Vorschlag einiger auf Ranginformationen beruhender Stabilitätsparameter. *EDV in Medizin und Biologie*, **10**, 112–117.
- JAECH, J. L. (1985): *Statistical analysis of measurement errors*. Wiley, New York.
- JOHNSON, N. L. (1949): Systems of frequency curves generated by methods of translation. *Biometrika*, **36**, 149–176.
- KENDALL, M. G., STUART, A. (1987): *Advanced theory of statistics*. Vol. 1: Distribution theory. Griffin, London.
- LIN, C. S., BINNS, M. R., LEVKOVITCH, L. P. (1986): Stability analysis: where do we stand? *Crop Science*, **26**, 894–900.
- NASSAR, R., HÜHN, M. (1987): Studies on estimation of phenotypic stability: Tests of significance for nonparametric measures of phenotypic stability. *Biometrics*, **43**, 45–53.
- PEARSON, E. S., HARTLEY, H. O. (eds.) (1976): *Biometrika tables for statisticians*. Vol. II. Biometrika Trust, London.
- PIEPHO, H. P. (1992): Vergleichende Untersuchungen der statistischen Eigenschaften verschiedener Stabilitätsmaße mit Anwendungen auf Hafer, Winterraps, Ackerbohnen sowie Futter- und Zuckerrüben. Diss., Kiel.
- PIEPHO, H. P. (1993): Maximum likelihood estimation in the analysis of phenotypic stability. *Biometrical Journal* **35**, 815–822.
- PIEPHO, H. P. (1994): Tests for pairwise comparisons of variances in a two-way layout for the analysis of phenotypic stability. *Informatik, Biometrie und Epidemiologie in Medizin und Biologie* (this issue).
- PIEPHO, H. P., LOTITO, S. (1992): Rank correlation among parametric and nonparametric measures of phenotypic stability. *Euphytica*, **64**, 221–225.
- RAO, C. R. (1970): Estimation of heteroscedastic variances in linear models. *Journal of the American Statistical Association*, **65**, 161–172.
- SHUKLA, G. K. (1972): Some statistical aspects of partitioning genotype-environmental components of variability. *Heredity*, **29**, 237–245.
- WEBER, W. E., WRICKE, G. (1987): Wie zuverlässig sind Schätzungen von Parametern der phänotypischen Stabilität? Vorträge zur Pflanzenzüchtung, **12**, 120–133.
- WESTCOTT, B. (1986): Some methods of analysing genotype-environment interactions. *Heredity*, **56**, 243–253.
- WICHMANN, B., HILL, D. (1982): Algorithm AS 183. An efficient portable pseudo-random number generator. *Applied Statistics*, **31**, 188–191.
- WRICKE, G. (1965): Die Erfassung der Wechselwirkungen zwischen Genotyp und Umwelt bei quantitativen Eigenschaften. *Zeitschrift für Pflanzenzüchtung*, **53**, 266–343.

Harvest index versus grain/straw-ratio-comments on their variability, skewness and kurtosis

M. Hühn

Summary

The two parameters harvest index and grain/straw-ratio are compared with regard to the three statistical parameters: coefficient of variation, skewness and kurtosis. For each of these parameters the numerical values of the harvest index are considerably smaller than for the grain/straw-ratio (for all cases with relevance for practical applications). These theoretical investigations, therefore, provide some further justifications for the preference of the harvest index compared to the grain/straw-ratio. Experimental data sets from a field trial with 10 European cultivars/lines of winter oilseed rape are in line with the theoretical findings.

Zusammenfassung

Die beiden Parameter Ernteindex und Korn/Stroh-Verhältnis werden anhand der drei statistischen Maßzahlen Variationskoeffizient, Schiefe und Exzeß miteinander verglichen. Für jeden dieser drei Parameter erweisen sich die numerischen Werte für den Ernteindex als deutlich kleiner als für das Korn/Stroh-Verhältnis (für alle Fälle mit Relevanz für praktische Anwendungen). Diese theoretischen Untersuchungen liefern damit weitere Argumente für die Bevorzugung des Ernteindex gegenüber dem Korn/Stroh-Verhältnis. Die herangezogenen Ergebnisse eines Feldversuches mit 10 europäischen Winterrapssorten bzw. Zuchtstämmen stehen in Übereinstimmung mit den theoretischen Resultaten.

Key words

harvest index – grain/straw-ratio – variability – skewness – kurtosis

Schlüsselwörter

Ernteindex – Korn/Stroh-Verhältnis – Variabilität – Schiefe – Exzess

1. Introduction

A frequently used parameter in plant breeding and crop science is the harvest index Z . It is defined, for example for cereals, as the ratio of grain yield X and the aboveground biomass at maturity Y :

$$Z = \frac{X}{Y} = \frac{X}{X + S} \quad (1)$$

where S denotes the straw weight at maturity of the crop. Closely related to harvest index Z is the grain/straw-ratio W :

$$W = \frac{X}{S} = \frac{X}{Y - X} \quad (2)$$

W can easily be converted to Z or vice versa:

$$W = \frac{Z}{1 - Z} \quad (3)$$

$$Z = \frac{W}{1 + W} \quad (4)$$

In the point of view of many authors in plant breeding there is clear advantage in the use of the ratio harvest index compared to an application of grain/straw-ratio (DONALD and HAMBLIN 1976). The main reasons for the experimenter's preference of Z are methodological and interpretative ones.

In this paper some further justifications for the preference of harvest indices are presented. They are based on a comparison of the statistical properties of Z and W .

2. Problem

Traits with a pronounced stability with regard to varying environmental conditions are, of course, of particular interest in the field of plant breeding, where they can be used as selection criteria. In the literature (review, see: HÜHN et al. 1991) the harvest index has been frequently proposed to be an effective selection criterion.

The first question in this paper, therefore, shall be: Can the aforementioned situation (small environmental variability = high heritability = effective selection criterion) be further improved by introducing the parameter grain/straw-ratio W instead of the harvest index Z ?

For an objective comparison, the variabilities of Z and W must be expressed in a relative (= standardized) measure. The coefficient of variation (= standard deviation expressed in units of the mean) seems to be an adequate measure for this comparison of variabilities.

For a more comprehensive comparison of Z and W further statistical parameters should be included, for example skewness and kurtosis. Both are of particular interest in the field of applications.

The following theoretical investigations on the relationships between Z and W shall be restricted to these three statistical measures (coefficient of variation, skewness, kurtosis). These parameters are directly comparable, since they are defined in a standardized form.

3. Theoretical investigations

The beta distribution can be used to describe random variables with possible values in the range from 0 up to 1. In a recent publication (HÜHN 1992) it has been demonstrated that the beta distribution provides an excellent fit to extensive data sets of harvest indices of winteroilseed rape cultivars and lines. For all following theoretical investigations we, therefore, assume a beta distribution for Z .

The density function of the beta distribution is

$$f(z) = \frac{1}{B(p, q)} z^{p-1} (1-z)^{q-1} \quad \text{for } 0 \leq z \leq 1$$

$$p > 0, q > 0 \quad (5)$$

where $B(p, q) = \int_0^1 u^{p-1} (1-u)^{q-1} du$ is the Beta function.

If the variable Z has a beta distribution, then $W = Z/1 - Z$ has a well-known distribution, sometimes called a beta-prime distribution (KEEPING 1962).

The beta distribution as well as the beta-prime distribution have been thoroughly studied in the field of theoretical statistics. Their means, variances and all their higher central moments can be explicitly expressed by simple formulae, which only depend on the parameters p and q . For practical applications the parameters p and q must be estimated from the data. The relevant procedures have been described in HÜHN (1992). Based on these theoretical results the three interesting statistics (coefficient of variation, skewness, kurtosis) of Z as well as of W can be easily calculated and compared.

We use the denotations:

α and β = means of Z and W ,

σ_z^2 and σ_w^2 = variances of Z and W .

Coefficient of variation

The relationship between $v_z = \sigma_z/\alpha$ = coefficient of variation of Z and $v_w = \sigma_w/\beta$ = coefficient of variation of W can be easily investigated by the ratio $\lambda_v = v_z/v_w$.

For v_z and v_w one obtains:

$$v_z = \sqrt{\frac{q}{p(p+q+1)}} \quad \text{and} \quad v_w = \sqrt{\frac{p+q-1}{p(q-2)}} \quad (q > 2) \quad (6)$$

(JOHNSON and KOTZ 1969, 1970; KEEPING 1962).

The limits of $\lambda_v = v_z/v_w$ are:

$$\lim_{q \rightarrow \infty} \lambda_v = 1 \quad (\text{for each } p)$$

$$\lim_{p \rightarrow \infty} \lambda_v = 0 \quad (\text{for each } q)$$

$$\lim_{p=q \rightarrow \infty} \lambda_v = \frac{1}{2}$$

For a wide range of possible values for p and q the numerical values of $\lambda_v = v_z/v_w$ have been presented in Table 1. These calculations demonstrate the validity of the inequality $\lambda_v < 1$. This implies: $v_z < v_w$.

With regard to variability the harvest index, therefore, exhibits a clear superiority (= lower variability) compared to the grain/straw-ratio!

Table 1 Values of $\lambda_V = v_Z/v_W$ for different numerical values of p and q

$p \backslash q$	10	20	30	40	50	100	200	300	...	∞
10	0.448	0.633	0.725	0.780	0.817	0.900	0.948	0.965	...	1
20	0.298	0.474	0.580	0.650	0.700	0.825	0.905	0.934	...	1
30	0.224	0.380	0.483	0.557	0.613	0.762	0.865	0.906	...	1
40	0.179	0.316	0.414	0.487	0.544	0.707	0.829	0.879	...	1
50	0.149	0.271	0.362	0.433	0.490	0.660	0.796	0.854	...	1
100	0.081	0.158	0.223	0.279	0.327	0.495	0.663	0.748	...	1
200	0.042	0.086	0.126	0.163	0.196	0.330	0.498	0.598	...	1
300	0.028	0.059	0.088	0.115	0.140	0.248	0.398	0.498	...	1
\vdots	\vdots	\vdots	\vdots	\vdots	\vdots	\vdots	\vdots	\vdots	\ddots	
∞	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0.500

Skewness

For the skewness γ_Z of Z one obtains:

$$\gamma_Z = \frac{2(q - p) \sqrt{p + q + 1}}{(p + q + 2) \sqrt{pq}} \tag{7}$$

(JOHNSON and KOTZ 1969, 1970).

The harvest index, therefore, is positively skewed for $q > p$ and negatively skewed for $q < p$. For $p = q$ the distribution is symmetrical with zero skewness.

For the skewness γ_W of W it follows

$$\gamma_W = \frac{2(2p + q - 1) \sqrt{q - 2}}{(q - 3) \sqrt{p(p + q - 1)}} \quad (q > 3) \tag{8}$$

(JOHNSON and KOTZ, 1969, KEEPING 1962).

The grain/straw-ratio W , therefore, is positively skewed.

The relationship between γ_Z and γ_W can be described by the ratio $\lambda_S = \gamma_Z/\gamma_W$. The skewnesses of Z and W are of an opposite sign, if $\lambda_S < 0$, that means for $q < p$.

The limits of $\lambda_S = \gamma_Z/\gamma_W$ are:

$$\begin{aligned} \lim_{q \rightarrow \infty} \lambda_S &= 1 \quad (\text{for each } p) \\ \lim_{p \rightarrow \infty} \lambda_S &= \frac{3 - q}{2 \sqrt{q(q - 2)}} \quad (\text{for each } q) \\ \lim_{p=q \rightarrow \infty} \lambda_S &= 0 \quad (\text{for } p = q). \end{aligned}$$

Numerical values of λ_S are presented in Table 2. If we are only interested in the absolute values of the skewnesses irrespective of its sign, we use $|\lambda_S| = |\gamma_Z|/|\gamma_W|$ and one obtains $|\lambda_S| < 1$ or $|\gamma_Z| < |\gamma_W|$ (Table 2).

Table 2 Values of $\lambda_S = \gamma_Z/\gamma_W$ for different numerical values of p and q

p \ q	10	20	30	40	50	100	200	300	...	∞
10	0	0.215	0.362	0.464	0.538	0.728	0.851	0.897	...	1
20	-0.150	0	0.130	0.233	0.314	0.555	0.739	0.815	...	1
30	-0.216	-0.109	0	0.093	0.172	0.425	0.644	0.743	...	1
40	-0.254	-0.175	-0.083	0	0.073	0.324	0.563	0.677	...	1
50	-0.278	-0.220	-0.141	-0.067	0	0.243	0.493	0.619	...	1
100	-0.331	-0.322	-0.280	-0.235	-0.190	0	0.247	0.396	...	1
200	-0.360	-0.381	-0.366	-0.343	-0.318	-0.195	0	0.142	...	1
300	-0.370	-0.403	-0.398	-0.384	-0.368	-0.279	-0.123	0	...	1
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
∞	-0.391	-0.448	-0.466	-0.475	-0.480	-0.490	-0.495	-0.497	...	0

With regard to skewness the harvest index, therefore, shows a clear advantage (= smaller skewness) compared to the grain/straw-ratio!

Kurtosis

For the kurtosis δ_Z of Z one obtains:

$$\delta_z = 6 \cdot \frac{(p - q)^2 (p + q + 1) - pq(p + q + 2)}{pq(p + q + 2) (p + q + 3)} \tag{9}$$

(JOHNSON and KOTZ 1969, 1970).

For a symmetrical distribution with $p = q$ the harvest index Z, therefore, exhibits a negative kurtosis.

For the kurtosis δ_W of W it follows

$$\delta_w = 6 \cdot \frac{(q - 1)^2 (q - 2) + (p + q - 1) (5pq - 11p)}{p(q - 3) (q - 4) (p + q - 1)} \quad (q > 4) \tag{10}$$

(JOHNSON and KOTZ 1969, KEEPING 1962).

The grain/straw-ratio W, therefore, shows a positive kurtosis.

The relationship between δ_Z and δ_W can be investigated by the parameter $\lambda_k = \delta_z/\delta_w$. The limits of $\lambda_k = \delta_z/\delta_w$ are:

$$\begin{aligned} \lim_{q \rightarrow \infty} \lambda_k &= 1 \quad (\text{for each } p) \\ \lim_{p \rightarrow \infty} \lambda_k &= \frac{(q - 3) (q - 4)}{q(5q - 11)} \quad (\text{for each } q) \\ \lim_{p=q \rightarrow \infty} \lambda_k &= -\frac{1}{11} \quad (\text{for } p = q). \end{aligned}$$

Numerical values of λ_k are presented in Table 3. If we are, again, only interested in the absolute value of the kurtosis irrespective of its sign, we apply $|\lambda_k| = |\delta_z|/|\delta_w|$ and one obtains $|\lambda_k| < 1$ or $|\delta_z| < |\delta_w|$ (Table 3).

With regard to the kurtosis too, the harvest index, therefore, possesses a clear superiority (= smaller kurtosis) compared to the grain/straw-ratio!

Main conclusion

In many fields of applications, for example in plant breeding, low environmental variability, no skewness and also no kurtosis are often highly desired statistical properties of the parameters in use. In this point of view, the harvest index exhibits a clear advantage compared to the grain/straw-ratio: For each of the three parameters, coefficient of variation, skewness and kurtosis, the numerical values for the harvest index are considerably smaller than for the grain/straw-ratio!

These theoretical results provide some further justifications for the preference of harvest indices, which is already common practice in the field of plant breeding and crop science.

4. Applications

Extensive data sets of single plant measurements for seed yield and for aboveground biomass for a group of 10 European winter rapeseed cultivars and lines (BIENVENU, CHR. 2648, DARMOR, DORAL, JET NEUF, JUPITER, KARMA, LIRAMA, PERLE, RUBIN) are used for demonstration purposes (GROSSE 1989). These data sets have been also previously applied for investigations on harvest indices (HÜHN et al. 1991) and for comparisons between harvest indices and grain/straw-ratios (HÜHN 1993). For a detailed description of the data sets and of the design and analysis of the respective field experiment we refer to HÜHN et al. (1991). For each cultivar/line 60 individual values for grain yield and biological yield were available (exception: JUPITER with only 58 values).

For a description of the 10 cultivars/lines the following parameters are presented in Tables 4 and 5: mean α , standard deviation σ_z , coefficient of variation v_z , skewness γ_z ,

Table 3 Values of $\lambda_k = \delta_z/\delta_w$ for different numerical values of p and q

q \ p	10	20	30	40	50	100	200	300	...	∞
10	-0.043	-0.038	0.025	0.099	0.170	0.423	0.649	0.749	...	1
20	-0.016	-0.065	-0.068	-0.045	-0.010	0.184	0.440	0.578	...	1
30	0.007	-0.046	-0.073	-0.077	-0.067	0.059	0.295	0.446	...	1
40	0.024	-0.024	-0.060	-0.077	-0.081	-0.011	0.192	0.343	...	1
50	0.037	-0.046	-0.043	-0.067	-0.080	-0.050	0.117	0.261	...	1
100	0.067	0.054	0.023	-0.005	-0.029	-0.085	-0.051	0.033	...	1
200	0.086	0.097	0.082	0.063	0.044	-0.031	-0.088	-0.083	...	1
300	0.093	0.114	0.107	0.095	0.081	0.015	-0.062	-0.089	...	1
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
∞	0.108	0.153	0.168	0.176	0.181	0.190	0.195	0.197	...	-0.091

Table 4 α , σ_z , v_z , γ_z , δ_z , z_{\min} and z_{\max} of the individual harvest indices

Cultivars/ lines	sample size	α	σ_z	v_z (%)	γ_z	δ_z	z_{\min}	z_{\max}
DORAL	60	0.261	0.032	12.29	-0.24	0.72	0.163	0.333
KARMA	60	0.322	0.026	7.99	-0.14	0.20	0.259	0.390
BIENVENU	60	0.340	0.032	9.52	-1.10	2.26	0.236	0.413
LIRAMA	60	0.304	0.038	12.57	-1.26	2.76	0.160	0.372
RUBIN	60	0.269	0.039	14.60	-0.25	-0.49	0.190	0.364
JUPITER	58	0.287	0.049	17.10	-0.39	-0.44	0.183	0.379
CHR. 2648	60	0.223	0.033	14.79	0.06	-0.49	0.156	0.286
PERLE	60	0.259	0.033	12.62	-0.27	-0.11	0.185	0.328
DARMOR	60	0.322	0.043	13.51	-0.71	-0.01	0.203	0.393
JET NEUF	60	0.270	0.033	12.14	0.18	0.10	0.198	0.345

kurtosis δ_z , minimum value z_{\min} and maximum value z_{\max} of the individual harvest indices. The corresponding parameters for the trait grain/straw-ratio are given in Table 5. The mean harvest indices α of the cultivars/lines are between 0.223 and 0.340 with very similar standard deviations σ_z (exception: JUPITER with a slightly increased variability). The individual harvest indices range from 0.156 up to 0.413 and they, therefore, show a considerable range of variability (Table 4). The mean grain/straw-ratios β of the cultivars/lines are between 0.289 and 0.518 with slightly more differentiated standard deviations σ_w than for Z .

The individual grain/straw-ratios range from 0.184 up to 0.703. They, therefore, exhibit a clearly enlarged range of variability compared to the individual harvest indices (Table 5).

Table 5 β , σ_w , v_w , γ_w , δ_w , w_{\min} and w_{\max} of the individual grain/straw-ratios

Cultivars/ lines	sample size	β	σ_w	v_w (%)	γ_w	δ_w	w_{\min}	w_{\max}
DORAL	60	0.356	0.059	16.48	0.07	0.41	0.194	0.499
KARMA	60	0.477	0.056	11.74	0.11	0.33	0.350	0.641
BIENVENU	60	0.518	0.071	13.77	-0.69	1.54	0.309	0.703
LIRAMA	60	0.442	0.075	17.03	-0.81	1.41	0.190	0.592
RUBIN	60	0.372	0.073	19.69	-0.01	-0.28	0.235	0.573
JUPITER	58	0.409	0.095	23.33	-0.11	-0.57	0.223	0.609
CHR. 2648	60	0.289	0.055	19.03	0.24	-0.52	0.184	0.401
PERLE	60	0.352	0.059	16.82	-0.03	-0.20	0.227	0.488
DARMOR	60	0.481	0.092	19.07	-0.45	-0.45	0.255	0.646
JET NEUF	60	0.373	0.063	16.77	0.45	0.27	0.248	0.526

Since the experimental data are based on a single field trial in only one year, the parameters p and q of a fitted beta distribution (HÜHN 1992) can be assumed as being fixed.

These estimates \hat{p} and \hat{q} and the ratios λ_v , λ_s and λ_k are summarized in Table 6.

The first central question of this paper was a comparison of the variabilities of harvest index and grain/straw-ratio based on their coefficients of variation v_z and v_w , respectively.

For each of the 10 cultivars/lines the coefficient of variation of the grain/straw-ratio exceeds the coefficient of variation of the harvest index substantially: $v_w > v_z$ (Tables 4 and 5), that means: $\lambda_v < 1$ (Table 6). With regard to 'variability' the experimental results are in an excellent agreement with the theoretical expectations.

The absolute values of the skewnesses γ_z and γ_w as well as of the kurtoses δ_z and δ_w are numerically very small (Tables 4 and 5).

The λ_s -values are positive (exceptions: DORAL and KARMA) indicating equal signs for γ_z and γ_w (Table 6).

All λ_k -values are positive indicating equal signs of δ_z and δ_w for all ten cultivars/lines (Table 6).

With regard to skewness as well as to kurtosis the experimental results are in an only moderate agreement with the theoretically expected relationships and results. For example: The theoretical findings $|\lambda_s| < 1$ and $|\lambda_k| < 1$ are partly fulfilled for kurtosis (exceptions: DORAL, BIENVENU, LIRAMA and RUBIN), while the agreement for skewness is particularly bad (Table 6).

These results, however, are not at all surprising: Skewness and kurtosis are defined by using moments of third and fourth order. The large sampling variances of such higher order moments are statistically well-known. Even for samples of normally distributed variables the sampling standard deviation of the skewness and of the kurtosis are large (GEBHARDT 1966).

For the sample sizes of the winter oilseed rape data sets one obtains such theoretical standard deviations of 0.30 (for skewness) and 0.56 (for kurtosis). For non-normal distributions these values will be substantially enlarged. The moderate numerical agreement between the theoretically expected and the experimentally obtained results for skewness and kurtosis, therefore, can be easily explained by these statistical considerations.

Table 6 Estimates of the parameters p and q of a fitted beta distribution and ratios λ_v , λ_s and λ_k for the 10 cultivars/lines

Cultivars/ lines	sample size	\hat{p}	\hat{q}	λ_v	λ_s	λ_k
DORAL	60	49.51	140.12	0.746	-3.429	1.756
KARMA	60	107.74	227.06	0.681	-1.273	0.606
BIENVENU	60	73.82	143.52	0.691	1.594	1.468
LIRAMA	60	44.43	101.55	0.738	1.556	1.957
RUBIN	60	34.58	93.85	0.741	25.000	1.750
JUPITER	58	24.52	60.92	0.733	3.545	0.772
CHR. 2648	60	35.91	125.24	0.777	0.250	0.942
PERLE	60	47.10	134.94	0.750	9.000	0.550
DARMOR	60	37.47	78.93	0.708	1.578	0.022
JET NEUF	60	50.09	135.42	0.724	0.400	0.370

For combined data sets from different field trials (locations, years), the heterogeneity of the parameters p and q among the trials must be considered as an additional source of variability for coefficient of variation, skewness and kurtosis. This sampling variance for p and q may be responsible for a poor agreement between observed and expected values for λ_s and λ_k . For the one location/one year-data set used in this study, however, this argument cannot be applied to explain the moderate agreement between observed and expected ratios for skewness and kurtosis.

References

- DONALD, C. M., HAMBLIN, J. (1976): The biological yield and harvest index of cereals as agronomic and plant breeding criteria. *Adv. Agron.* **28**, 361–405.
- GEBHARDT, F. (1966): Verteilung und Signifikanzschranken des 3. und des 4. Stichprobenmomentes bei normalverteilten Variablen. *Biometr. Zeitschr.* **8**, 219–241.
- GROSSE, F. (1989): Untersuchungen zur Ertragsbildung und Ertragsstruktur in einem Winter-rapssortiment (*Brassica napus* L.). Doctoral dissertation, Agricultural Faculty, University Kiel.
- HÜHN, M., GROSSE, F., LÉON, J. (1991): On harvest indices of winter-oilseed rape (*Brassica napus* L.). *J. Agronomy and Crop Sci.* **167**, 299–309.
- HÜHN, M. (1992): Experimental results on the frequency distribution of harvest indices of winter oilseed rape. *J. Agronomy and Crop Sci.* **169**, 61–69.
- HÜHN, M. (1993): Comparison of harvest index and grain/straw-ratio with applications to winter oilseed rape. *J. Agronomy and Crop Sci.* **170**, 270–280.
- JOHNSON, N. L., KOTZ, S. (1969): *Distributions in Statistics. Discrete Distributions.* John Wiley & Sons, New York, pp. 17–18.
- JOHNSON, N. L., KOTZ, S. (1970): *Distributions in Statistics. Continuous univariate distributions – 2.* John Wiley & Sons, New York, Chapter 24.
- KEEPING, E. S. (1962): *Introduction to Statistical Inference.* D. van Nostrand, New York, pp. 83–85.

Authors' address: Prof. Dr. M. Hühn, Institut für Pflanzenbau und Pflanzenzüchtung der Christian-Albrechts-Universität Kiel, Olshausenstraße 40, D-24118 Kiel

Pflegeinformationssysteme – Eine Literaturübersicht

T. Bürkle, H.-U. Prokosch, J. Dudeck

Zusammenfassung

Der vorliegende Artikel stellt eine literarische Übersicht über den Stand der Entwicklung und Einführung von Pflegeinformationssystemen dar, die am Institut für medizinische Informatik der Universität Gießen im Frühjahr 1993 als Vorarbeit zur Erprobung eines solchen Systems angefertigt wurde. Die Übersicht beschränkt sich auf die patientenorientierte klinische Nutzung von Pflegeinformationssystemen. DV-Anwendungen zur Unterstützung der administrativen Tätigkeiten des Pflegepersonals, sowie Lernsysteme werden nur am Rande tangiert.

Einleitend beschreiben wir die Ziele, die mit der Einführung von Pflegeinformationssystemen in der Regel verbunden sind. Aufbauend auf einer Einteilung der DV-Anwendungen in der Pflege stellen wir die bekanntesten im Routineeinsatz befindlichen Systeme dar. Dabei gehen wir sowohl auf in Krankenhausinformationssysteme integrierte Anwendungen als auch auf isolierte dezentrale Lösungen ein. Anschließend werden die durch die Einführung von EDV in die Pflege erzielten Erfolge, aber auch die aufgetretenen Probleme ausführlich illustriert. Abschließend werden die in der Literatur beschriebenen Ansätze zur Behebung dieser Probleme zusammengefaßt. Anhand der Darstellung neuer Konzepte und noch im experimentellen Stadium befindlicher Systeme geben wir einen Ausblick auf zu erwartende zukünftige Entwicklungen und deren Auswirkungen auf das Arbeitsumfeld der Pflege.

Abstract

This paper gives a state of the art overview regarding the development and introduction of nursing information systems which was compiled at the University of Gießen, department of medical informatics in spring 1993 in order to prepare the beta-test of such a system at our University hospital. The overview is restricted towards the patient oriented clinical use of nursing information systems. Nursing administration applications and computer-assisted instruction systems will only be briefly discussed.

To begin with we describe the aims commonly associated with the introduction of nursing information systems. This is followed by an illustration of some of the routinely used nursing information systems, tackling solutions integrated within comprehensive hospital information systems as well as decentralized solutions. After that, successful evaluations of electronic data processing systems in the nursing area, but also the encountered problems are extensively dealt with. We then present some newer concepts along with

current experimental developments, which aim on avoiding the described problems. Finally we give an outlook upon future trends in this area and their possible influence on the nursing working environment.

1. Einleitung

Historisch gesehen wurden in Krankenhäusern zunächst auf Großrechnerbasis die klassischen Anwendungen Patientendatenverwaltung, Leistungsabrechnung, Beschaffung und Personalgehaltsabrechnung verwirklicht. Nur wenige EDV-Projekte betonten schon in den siebziger Jahren medizinische Aspekte und konnten auch Bedürfnisse der Pflege adressieren (PRYOR et al., 1983 und VALLBONA, 1976; EHLERS et al., 1979), wobei der Schwerpunkt im pflege- und monitorkaufwendigen Intensivbereich lag (KUPERMAN et al., 1991; SCHÄFER et al., 1988 und SCHILLINGS et al., 1993). Vor allem in Amerika wurde der Einsatz von Computern für die Pflege in diesen frühen Jahren propagiert (HANNAH, 1976).

Der Begriff eines „Pflegeinformationssystemes“ wird von SABA und MCCORMICK (1986) definiert als:

„Computersysteme die zeitaufwendige Informationen sammeln, speichern, verarbeiten, wiederauffinden, anzeigen und den Dialog ermöglichen, um die Pflegedienstleistungen und Pflegeresourcen zu verwalten, um standardisierte Patientenpflegeinformationen zum Zwecke der Erbringung der Pflegeleistung zu verwalten, und um Forschungsressourcen und Unterrichtsanswendungen mit der Pflegepraxis zu verbinden“. (Seite 120)

2. Ziele der Einführung von Pflegeinformationssystemen

Probleme, die durch die Einführung von Pflegeinformationssystemen behoben werden sollen, werden bereits von HANNAH (1976) erwähnt. Es sind dies

- *die unvollständige oder unleserliche Pflegedokumentation*
- *die obsoletere oder unvollständige Pflegeplanung und dadurch nicht optimale Erbringung der Pflegeleistung*
- *Informationsverluste*
- *nicht korrekt geführte Pflegekurven*
- *hoher Pflegeaufwand bei Patientenmonitoring speziell auf Intensivstationen und*
- *unnötig hoher Aufwand für die Erstellung von Dienstplänen.*

HUGHES (1988) sieht beispielsweise als Ziele der EDV im Pflegebereich die Erfüllung der notwendigen Kommunikations- und Informationsbedürfnisse von Pflegekräften zur Erhöhung von Produktivität und Pflegequalität. Konkret lassen sich in Übereinstimmung mit JOHN (1992a) vier Zielbereiche definieren:

1. Reduzierung des Umfangs und Zeitaufwandes für administrative Tätigkeiten.

Hierzu zählt z. B. das mehrfache Ausfüllen von Formularsätzen für Untersuchungsanforderungen oder die Suche nach Labor- und sonstigen Untersuchungsergebnissen für die Visiten. LANGE (1992) ermittelte dazu, daß Schwestern nach Dienstbeginn 15 Minuten nur damit verbringen, die für die Pflege ihrer Patienten notwendigen Informationen zu suchen.

2. Verbesserung der Pflegequalität.

Durch die Reduktion administrativer Tätigkeiten soll Zeit für effektive Pflegeleistungen am Patienten gewonnen werden. Darüber hinaus kann die Pflegequalität durch eine individuelle Pflegeplanung sowie die Vermeidung von Informationsverlusten und daraus resultierenden Fehlbehandlungen oder wiederholten Untersuchungen verbessert werden.

Als Beispiel mangelnder Pflegequalität führen PETERSON und Gerdin Jelger (1988) bis zu 15% Fehlübermittlungen bei schriftlich übermittelten Laborergebnissen an, der Zeitaufwand für die Archivierung der Ergebnisse in den Patientenakten betrug 1.5 Stunden täglich.

3. Erfüllung gesetzlicher Auflagen.

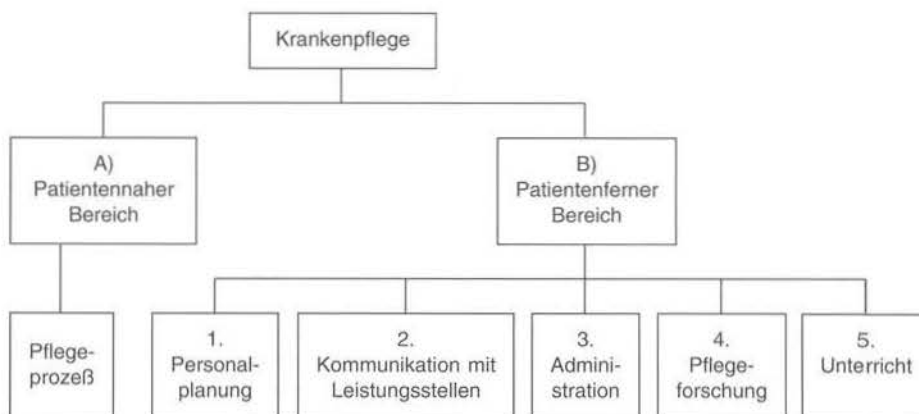
Vor allem gesundheitspolitische Regelungen haben sowohl in den USA als auch in Deutschland den EDV-Einsatz in der Pflege forciert. Die im Rahmen von MEDICARE erforderliche Übermittlung eines Minimal Nursing Dataset (DELANEY et al., 1992) und die Anforderung, das Patientengut eines Krankenhauses dem sogenannten Case Mix entsprechend zu unterteilen (HALLORAN et al., 1989; PROTTI, 1988), konnte nur mit Computerhilfe ökonomisch sinnvoll bewältigt werden. Eine ähnliche Entwicklung ist derzeit in Deutschland nach Einführung der Pflegepersonalregelung und Pflegebedürftigkeitscharakterisierung zu beobachten (MOHR 1992).

4. Ermittlung fallbezogener Kosten.

Sobald Krankenhäuser gezwungen sind, fallbezogene Selbstkosten zu ermitteln, müssen Leistungen auf der Pflegestation, dem Ort an dem die Kosten entstehen, erfaßt werden, was wiederum EDV-Unterstützung voraussetzt. Diese Entwicklung ist in Deutschland nach Einführung des Gesundheitsstrukturgesetzes 1993 verstärkt zu beobachten. (STREHLAU-SCHWOLL 1993).

3. Bestandteile von Pflegeinformationssystemen

Die Aufgaben der Krankenpflege lassen sich zunächst grob in patientennahe und patientenferne Aufgabenbereiche einteilen (DAHLGAARD und LORENZ-KRAUSE 1988, ZEUS 1990, JOHN 1992). In Anlehnung an die ersten beiden Autoren läßt sich dazu folgendes Schema aufstellen:



Ergänzt wurden die Punkte B4 und B5, die vor allem in den USA große Bedeutung haben. Ein Ansatz, die Komponenten von Pflegeinformationssystemen zu klassifizieren, wurde 1983 von einer Arbeitsgruppe der Universität Cleveland beschrieben (Nachdruck: STUDY GROUP ON NURSING INFORMATION SYSTEMS, 1989) und wird im Folgenden mit Bezug auf die obigen Aufgabengebiete wiedergegeben:

1. Patientenversorgung \Rightarrow A
(Aufstellen der Pflegediagnose, Festlegen der Pflegeziele, Auswahl der Pflegeaktionen, Überwachung der Pflegequalität, Unterstützung der Patientenunterweisung)

- | | |
|---|---------|
| 2. Resource Allocation | ⇒ B1, A |
| (Personalbesetzung der Pflegekräfte, Dienstplanerstellung, Festlegung des Grades der Pflegebedürftigkeit) | |
| 3. Personalverwaltung | ⇒ B1 |
| (Verwaltung persönlicher Daten der Pflegekräfte incl. Gehalt) | |
| 4. Ausbildung | ⇒ B5 |
| (Ausbildung von Patienten, Mitarbeitern, Auszubildenden) | |
| 5. Planung und strategische Zielsetzung | ⇒ B3 |
| (Berichte und Aufstellungen über Pflegeleistungen, Unkosten und Pflegeerfolge, Kosten der Pflege pro Patient und Einnahmen dazu, finanzielles Management) | |
| 6. Forschungen/Untersuchungen | ⇒ B4 |
| (klinische Forschung, Pflegeforschung) | |

Die Abgrenzung dieser Komponenten wird allerdings erschwert durch die Tatsache, daß Pflegeinformationssysteme zumindest im Krankenhausbereich oft integrative Bestandteile eines komplexen Krankheitsinformationssystems sind (siehe hierzu PIERSKALLA und WOODS, 1988; BAUD et al., 1991; PRYOR et al., 1983; McDONALD et al., 1992; und EHLERS et al., 1979, 1993).

BAUD et al. (1991) gehen noch weiter, indem sie postulieren, daß ein und dasselbe Informationssystem, folgerichtig Stationsinformationssystem genannt, von Pflegekräften und Ärzten gleichermaßen verwendet werden sollte. Diese Einstellung wird von PETERSON und GERDIN JELGER (1988) geteilt, da sich die Aufgabengebiete von Pflege und Ärzten in der Praxis zunehmend fachübergreifend entwickelt hätten. Letztere berichten auch, daß die schwedische Gesetzgebung dieser Entwicklung durch die Vorschrift einer fachübergreifenden Datenspeicherung der Patientendaten Folge trage. Ein ähnlicher interdisziplinärer Ansatz wird beim englischen Pen & Pad Projekt verfolgt (HEATHFIELD et al., 1992). Das dort geplante System soll von Pflegekräften, Ärzten, Beschäftigungstherapeuten, Physiotherapeuten, Sozialarbeitern und Psychologen gleichermaßen verwendet werden können.

Aus diesem Grunde werden in den folgenden Abschnitten unter anderem Funktionen angesprochen, die nicht unbedingt explizit als Bestandteile eines Pflegeinformationssystems ausgewiesen sind, die aber als integrierte Bestandteile eines Krankenhausinformationssystems bestimmte pflegerische Tätigkeiten unterstützen.

4. Realisierungen bis heute

Dieses Kapitel gliedert sich in die Abschnitte zentralisierte und integrierte Pflegeinformationssysteme innerhalb von Krankenhausinformationssystemen, dezentralisierte vernetzte Systeme und spezielle Abteilungssysteme mit und ohne Integration.

Typische Beispiele für zentralisierte Systeme sind HELP auf TANDEM Mainframe, entwickelt in Salt Lake City, daneben PCS, das Patient Care System der Duke University auf IBM-Basis oder auch TDS (Technicon Data Systems) aus dem El Camino Krankenhaus in Kalifornien. Innerhalb dieser Krankenhausinformationssysteme existieren heute mehr oder weniger umfangreiche Funktionen für den Pflegebereich, die für HELP beispielsweise nach KUPERMAN et al. (1991) die Aufstellung und Ausgabe von Pflegeplänen und Pflegeproblemlisten, die computergestützte Pflegekurvenführung und Bestätigung durchgeführter Pflegeleistungen, die Medikamentenausgabeplanung und Arzneimitteldokumentation, eine pseudographische Intensiv-Pflegekurvendarstellung, sowie Visitenzusammenfassungen, mehrtägige Trendreports und statistische Auswertungen ermöglichen. Ferner wird die Abrechnung und Dienstplanerstellung unterstützt. Speziell in HELP stehen auch entscheidungsunterstützende Funktionen für den Pflegebereich zur Verfügung. So kann z. B. mit der HELP-Logik ein Teil der Pflegeplanerstellung

automatisiert werden. Außerdem wird durch wissensbasierte Funktionen die Konsistenz der Pflegepläne und die Vollständigkeit der Pflegedokumentation gewährleistet (JOHNSON et al., 1987). Der Umfang der in anderen Systemen vorhandenen pflegespezifischen Funktionen wird für PCS von EDMUNDS (1983) und PROPHET (1992) dargestellt, für TDS finden sich Angaben bei COOK (1989), KELLY (1989) und ROMANO (1989). Als deutsche Entwicklung ist in diesem Zusammenhang das Krankenhausinformationssystem WING (PROKOSCH, et al. 1991) zu nennen, das Funktionen zur Unterstützung des Pflegepersonales wie beispielsweise Ausdruck von Patientenetiketten, Anzeige von demographischen Patientendaten, Online-Laborberichte und seit neuestem auch Eingruppierung von Patienten in die Pflegekategorien der allgemeinen und der speziellen Pflege bereitstellt. Daneben beschreiben VALLBONA (1976), SABA (1989b) und (BARNETT et al., 1979) einige Systeme für den ambulanten Pflegebereich. Letzterer stellt das ursprünglich am Massachusetts General Hospital auf MUMPS-Basis realisierte COSTAR System vor, welches inzwischen auch in anderen amerikanischen Krankenhäusern eingesetzt wird. So beschreiben STOUPA et al. (1991), sowie CAMPBELL et al. (1991) eine am University of Nebraska Medical Center eingesetzte und um ein Modul für die Pflegeanamnese, sowie um regelbasierte Funktionen zur Erhebung spezieller Pflegeparameter und Dokumentation pflegerischer Maßnahmen erweiterte COSTAR-Version.

Als Beispiel für ein dezentralisiertes, auf dem STAT-LAN-Netzwerk von Simborg Systems beruhendes Krankenhausinformationssystem sei hier das von TRANBERGER (1988) referierte System des Moses H. Cone Memorial Hospitals in North Carolina erwähnt. Unter Einbindung des bereits vorhandenen Labordaten- und des Patientendaten-Verwaltungssystems wurden in einer ersten Phase grundlegende Funktionen zur Auftragskommunikation zwischen Stationen und Funktionsbereichen (zunächst zur Zentralküche) eingeführt. Tranberger erwähnt, daß dies zwar keine spezielle Funktion für den Pflegebereich sei, aufgrund der damit verbundenen Koordinations- und Kontrollaufgaben aber dennoch für die Pflege essentiell ist. Als zukünftige Entwicklungen sind die Integration weiterer Funktionsbereiche, sowie eines bisher isolierten Systems zur Bestimmung der Pflegebedürftigkeit geplant. Langfristig verfolgt man die Vision eines umfassenden Pflegeinformationssystems mit integrierten entscheidungsunterstützenden Funktionen. Erste Entwicklungen dezentralisierter medizinischer Arbeitsplätze findet man auch am Heidelberger Uniklinikum (LAGEMANN et al., 1993) und in Freiburg (SCHRADER et al., 1993). In diesen werden auf der Basis eines selbstentwickelten Kommunikationssystems HEIKO (WINTER, 1992) bzw. von HL7-Messages Nachrichten von verschiedenen Rechnersystemen an PC-basierte Stationsarbeitsplätze im Netzwerk übermittelt und dort in entsprechende pflegebezogene Anwendungen übernommen. Auch im Gießener Uniklinikum wird zur Zeit im Rahmen einer europäischen Kooperation der Aufbau eines dezentralisierten Client-Server Systemes zur Unterstützung der Pflege erprobt. Es handelt sich um das in Italien bereits im Einsatz befindliche und gemäß dem RICHE-Modell (VAN DER WERFF et al., 1992) konzipierte Pflegeinformationssystem FLORENCE.

Ein in das Umfeld integriertes Abteilungssystem wird von GREWAL et al. (1991) vorgestellt. Hier wurden Pflegedokumentationsfunktionen lediglich in einem abgegrenzten Bereich, ausschließlich in der Intensivstation der Chirurgischen Klinik, realisiert. Das auf TMR-Basis (vgl. HAMMOND, 1992 und STEAD und HAMMOND, 1988) entwickelte System ermöglicht den Online-Zugriff auf demographische Patientendaten und Labordaten, die regelmäßig vom zentralen PCS-System bzw. dem Laborrechner an das Intensivstationssystem übertragen wurden. Zusätzlich wird die Datenübernahme aus Patientenmonitoren und Beatmungsgeräten ermöglicht. Speziell für das Pflegepersonal wurde eine Funktion zur regelmäßigen Erfassung der pflegerischen Patientenbeurteilung realisiert, so daß handschriftliche Notizen entfallen konnten. Aus den erfaßten Daten können verschiedene Berichtsformen, z. B. als Visitenzusammenfassungen oder als Grundlage für die Qualitäts-

sicherung erzeugt werden. GREWAL et al. (1991) berichten sehr ausführlich über die Erfolge und Rückschläge, die das Projekt während des sukzessiven Ersatzes der traditionellen Patientenkurve durch den Rechner begleiteten. Ein ähnliches System mit einer ebenfalls sehr weitreichenden Funktionalität wurde mit GISI für die kardiochirurgische Intensivstation der Universität Göttingen entwickelt (SCHÄFER et al. 1988, SCHILLINGS et al. 1993, GRÖLING 1988).

Abteilungssysteme ohne Integration lassen sich heute unter geringem Hard- und Softwareaufwand realisieren, genannt sei hier das von ASHWORTH und AUBREY (1992) vorgestellte Pflegedokumentationssystem auf PC-Basis, welches nach entsprechenden Eingaben patientenspezifische Pflegepläne ausgibt. In diesen werden dann Abweichungen eingetragen, um so ungünstige Verläufe auf ihre Ursache untersuchen zu können. Andere spezielle Funktionalitäten erfüllen die an dieser Stelle zu erwähnenden Systeme auf Grundlage von wissensbasierten Funktionen, die im Überblick bei HANNAH (1988) und OZBOLT et al. (1989), ansonsten auch bei ASHWORTH und AUBREY (1992), PETRUCCI et al. (1991) und RYAN (1989) vorgestellt werden. Das von Ryan beschriebene COMMES (Creighton On-Line Multiple Modular Expert System) arbeitet beispielsweise mit einem semantischen Netz und regelbasierten Entscheidungsmechanismen. Es wurde an der Universität Creighton zur Hilfe bei der Ausbildung von Pflegekräften entwickelt, kann aber auch bei der Festlegung der Pflegediagnose und der Aufstellung von Pflegeplänen assistieren (EVANS, 1985; OZBOLT, 1988). Die Praxiseinführung wissensbasierter Systeme ist auch heute noch mit Problemen verbunden (OZBOLT, 1988), so daß sich noch keines der beschriebenen Systeme in der Praxis durchgesetzt hat. Erwähnt werden soll auch die von CURRIE und ABRAHAM (1992) berichtete DBase-basierte Entwicklung eines Gemeindepflugesystems auf einem NOVELL-PC-Netzwerk. Es unterstützt neben der Pflegedokumentation die automatisierte Erstellung von Zusammenfassungen und die Datenauswertung mittels Statistikprogrammen. Der Einsatz von Laptops ermöglicht die Offline-Datenerfassung vor Ort. Typische isolierte Abteilungssysteme sind daneben die mittlerweile auch in Deutschland verbreitet eingeführten Systeme zur Personaleinsatzplanung im Pflegebereich (STOPORA, 1986), sowie die neueren EDV-Entwicklungen zur Umsetzung der Pflegepersonalregelung (JAKOBI, 1993; SCHEEL und WIED, 1993). In einer Untersuchung von BESSAI et al. (1991) konnten in Deutschland lediglich drei Systeme identifiziert werden, die in der Lage sind, den eigentlichen Pflegeprozeß wirksam zu unterstützen, namentlich Nancy von Hinz, Pois von IBM/Update und PIK vom Gesundheitsreferat München (LANG und HANKE 1990), allesamt PC-basiert und zum damaligen Zeitpunkt noch in Entwicklung begriffen. Dies wird auch von WOHLMANNSTETTER (1990) bestätigt, der in einer vom BMFT geförderten Marktanalyse lediglich in 9,2% aller befragten Krankenhäuser überhaupt eine EDV-Unterstützung bei Behandlung, Untersuchung und Pflege auf bettenführenden Abteilungen ermittelte. Bezogen auf die Pflegeplanung war lediglich in 0,3% der Häuser EDV-Unterstützung verfügbar.

5. Erzielte Erfolge

Um den Nutzen des DV-Einsatzes in der Pflege bewerten zu können ist es notwendig, solche Systeme unter Berücksichtigung der vor der Einführung formulierten Ziele zu evaluieren. In einer 1988 beschriebenen Literaturübersicht erwähnt KJERULLF (1988) eine Reihe von Studien, in denen eine signifikante Reduktion administrativer Tätigkeiten festgestellt wurde. Allerdings wurde die dadurch freiwerdende Zeit lediglich in einem Fall (SIMBORG et al., 1972) unmittelbar für die Patientenpflege verwendet. Analog dazu zeigt die neuere Literaturrecherche von JOHN (1992b) für drei von vier ausgewerteten

amerikanischen Krankenhausinformationssystemen sowie für einige weitere Pflegeinformations- und Monitoringsysteme Zeitgewinne im Pflegebereich zwischen 15 Minuten und einer Stunde je Pflegekraft und Schicht, weist aber auf die aufgrund geänderter Stationsbesetzung und anderem Patientenkollektiv oft nicht vergleichbaren Studienbedingungen bei Vorher/Nachher-Studien hin. Bestätigt werden Zeiteinsparungen auch bei in Deutschland eingeführten Patientenaufnahme- und -verwaltungssystemen. Auch hier ist jedoch keine Evidenz gegeben, daß die freiwerdende Zeit unmittelbar für die Patientenpflege verwendet wird. Weitere Zeiteinsparungen werden in den Arbeiten von GREWAL et al. (1991), DANNEELS (1990), und CHAPMAN et al. (1991) aufgeführt. ASHWORTH und AUBREY (1992) berichten sogar über eine vierzigprozentige Einsparung von Dokumentationszeit nach Einführung einer DV-gestützten Pflegedokumentation auf einer orthopädischen Normalstation. LANGE (1992) beschreibt eine Beobachtungsstudie, in der der Aufwand zur herkömmlichen Informationsbeschaffung durch das Pflegepersonal näher analysiert wird. In der OnLine-Verfügbarkeit relevanter Patientinformationen an Bildschirmarbeitsplätzen sieht auch sie ein großes Potential für Zeiteinsparungen. In einer weiteren Studie am LDS-Krankenhaus in Salt Lake City wurde der Einfluß der Anzahl und örtlichen Aufteilung von Bildschirmarbeitsplätzen auf mögliche Zeiteinsparungen untersucht. KUPERMAN et al. (1991) erwähnen in diesem Zusammenhang eine achtminütige Zeitersparnis pro Pflegekraft und Schicht nach Einführung bettseitiger Bildschirmarbeitsplätze im Vergleich zur vorherigen Dateneingabe im Stationszimmer.

Während der Erreichungsgrad des ersten Zieles, der Zeiteinsparung bei administrativen Tätigkeiten, noch relativ leicht quantitativ zu belegen ist, läßt sich die Verbesserung der Pflegequalität lediglich über entsprechende Subziele quantifizieren. In diesem Zusammenhang wurde von verschiedenen Autoren der Umfang der Pflegeplanung und Pflegedokumentation vor und nach Einführung eines Pflegeinformationssystemes verglichen. KUPERMAN et al. (1991) berichten, daß sich der Anteil dokumentierter Pflegepläne von 40% auf 90% erhöhte. Weiterhin stellen sie fest, daß die DV-geführten Pflegepläne aktueller waren (22% Verbesserung) und die Durchführung von Pflegemaßnahmen zu 60% (anstatt früher 30%) dokumentiert wurde. Insgesamt erhöhte sich auch die Lesbarkeit der Pflegedokumentation. Auch KJERULLF (1988) beschreibt in seinem Übersichtsartikel Untersuchungen, die von einer besseren Lesbarkeit der Patientenakten und einer Reduktion der Fehlerquote bei der Durchführung ärztlicher Anweisungen durch das Pflegepersonal berichten (Vergleiche z. B. SIMBORG et al., 1972). Zu ähnlichen Ergebnissen kamen auch ADAMS und DUCHENNE (1989) sowie GREWAL et al. (1991) und die bereits erwähnte Literaturstudie von JOHN (1992b), letztere allerdings unter Hinweis darauf, daß die medizinische Relevanz einer vollständigeren Dokumentation nicht bewiesen wurde.

Ein weiterer Vorteil der DV-gestützten Pflegeplanung und Dokumentation ist darin zu sehen, daß aus den einmal erfaßten Daten heraus neue, auf manueller Basis nicht verfügbare Zusammenfassungen und Berichte erstellt werden können. KUPERMAN et al. (1991), CENGIZ et al. (1989), und SCHÄFER et al. (1988) führen z. B. Pflegeberichte als ein solches neugewonnenes Nebenprodukt auf. PROPHET (1992) beschreibt eine Qualitätsverbesserung in der ambulanten Nachsorge durch die Möglichkeit, einen zusammenfassenden Entlassungsbericht zu generieren und dadurch die verlustfreie Weitergabe relevanter pflegerischer Patientendaten zu gewährleisten. Die Autoren sind sich darin einig, daß die durch den EDV-Einsatz ermöglichte strukturierte Pflegeplanung auch mit einer verbesserten pflegerischen Betreuung der Patienten einhergeht, was jedoch laut JOHN (1992b) bisher noch nicht schlüssig bewiesen wurde.

Einen eher langfristigen Vorteil der verbesserten Pflegedokumentation sehen HALLORAN et al. (1989) in der Möglichkeit, automatisch Auswertungen und Übersichten für das Pflegemanagement zu generieren.

6. Probleme bei der Verwirklichung

Die meisten kommerziellen Informationssysteme für den Krankenhausbereich sehen ihren Schwerpunkt in der Unterstützung administrativer Aufgaben, sowohl der ärztliche, als auch der pflegerische Bereich werden nur selten wirkungsvoll unterstützt (vgl. u. a. PETERSON und GERDIN JELGER, 1988; PARTIN und MONAHAN, 1985). Dort wo Versuche unternommen wurden, das Funktionsspektrum auch auf die klinischen Tätigkeitsbereiche auszuweiten, macht sich die ursprüngliche Konzentration auf administrative Bereiche meist negativ bemerkbar. Bereits 1976 weist HANNAH auf Probleme beim EDV-Einsatz in der Krankenpflege hin. Geringe Flexibilität der entwickelten Anwendungen und eine mangelnde Anpassung an die speziellen Bedürfnisse des Pflegepersonales werden als häufigste Einführungsbarrieren genannt. DV-Funktionen für den Pflegebereich müssen sich problemlos in das Arbeitsumfeld der Pflege integrieren lassen (vgl. OZBOLT, 1988). Wesentlich für die Akzeptanz solcher Systeme sind leichte Bedienbarkeit, schnelle Antwortzeiten und konsistente Datenhaltung (vgl. z. B. GREWAL et al., 1991). Darüber hinaus wird es oft als Problem angesehen, daß für viele der heutigen DV-Systeme immer noch ein doppelter Dokumentationsaufwand notwendig ist. In der Regel müssen patientenbezogene Informationen zunächst am Patientenbett auf Papier niedergeschrieben und später am Stationsterminal eingegeben werden.

Der größte Teil der in Kapitel 4 beschriebenen Realisationen von Pflegeinformationssystemen kommt aus amerikanischen Krankenhäusern. In Deutschland wird das Thema „EDV in der Pflege“ zwar seit einigen Jahren diskutiert, bis auf wenige Ausnahmen fehlt es jedoch an der praktischen Umsetzung, wie auch in den Marktanalysen von BESSAI et al. (1991) sowie WOHLMANNSTETTER (1990) gezeigt wurde. Meist basiert die Beschäftigung mit der EDV in deutschen Krankenhäusern auf idealistischen Initiativen einzelner Mitarbeiter des Pflegebereichs. Dies spiegelt sich auch in der deutschsprachigen Literatur wieder, in der Erwartungen und Forderungen an eine pflegeorientierte EDV (HÖFERT, 1990), Einsatzmöglichkeiten der EDV in der Krankenpflege (ARBEITSKREIS „EINSATZMÖGLICHKEITEN DER EDV IN DER KRANKENPFLEGE“ AN DER FACHHOCHSCHULE OSNABRÜCK, 1988; DAHLGAARD und LORENZ-KRAUSE, 1988; ZEUS, 1990a, 1990b, 1990c; TRILL, 1987), der Einfluß moderner Krankenhausinformationssysteme auf die Krankenpflege (JOHN 1992b, MEYER und BEDÜRFTIG, 1989) sowie Überlegungen zur sozialen Verträglichkeit des EDV-Einsatzes auf der Krankenstation (STAHL, 1988) beschrieben werden. Vor allem der letzte Punkt wird in deutschen Krankenhäusern ausführlich diskutiert. TRILL (1987) schreibt hierzu, daß der Einsatz von EDV-Programmen für pflegeprozeßbezogene Aufgaben besonders umstritten ist, da zum Beispiel ein Kompetenzverlust für das Pflegepersonal befürchtet wird. PRÖLL und STREICH (1987) erwähnen ebenfalls die Gefahr der Personalkontrolle durch die personalbezogene Erfassung von Tätigkeiten und Zeitaufwänden und ZEUS (1990c) sieht darüber hinaus die Gefahr einer Entmenschlichung der Krankenpflege und der Weg-rationalisierung von Planstellen. Zwar hat auch auf dem deutschen Markt die Anzahl kommerzieller DV-Systeme für den Pflegebereich zugenommen (JOHN 1992a), doch wird von Pflegedienstmitarbeitern noch häufig kritisiert, daß die verfügbaren Systeme oft auf gesamtbetriebliche pflegeexterne Rationalisierungsziele ausgelegt sind und sich das Pflegepersonal häufig nur in der Rolle des Datenerfassers wiederfindet (PRÖLL und STREICH, 1987). TRILL (1987) erwähnt in diesem Zusammenhang das noch nicht ausreichend gelöste Problem der Einbeziehung der EDV in die Arbeitsvorgänge auf der Krankenstation und fordert zunächst die Entwicklung neuer organisatorischer Lösungsmodelle. Die Übertragung amerikanischer Pflegeinformationssysteme auf das deutsche Krankenhausumfeld erscheint wenig erfolgversprechend, da die ausgereiften Systeme größtenteils auf veralteter Technologie beruhen und sich darüber hinaus die organisatorischen Rahmenbedingungen in den USA von denen in Deutschland wesentlich

unterscheiden. Über derartige Erfahrungen berichten z. B. auch PROKOSCH et al. (1991). Allerdings sollten bei den anstehenden deutschen Neuentwicklungen vor allem die in den USA bei der Einführung von DV in den Pflegebereich gewonnenen Erfahrungen berücksichtigt werden.

7. Ansätze zur Lösung dieser Probleme

Eines der grundsätzlichen, und immer wieder genannten Probleme bei der Einführung von DV-Systemen für den Pflegebereich ist die mangelnde Einbindung des Pflegepersonals in die frühen Projektphasen. Werden Mitarbeiter des Pflegebereichs erst im Rahmen der Systemeinführung mit den für sie neuen Technologien konfrontiert, so ist es nicht verwunderlich wenn man auf Akzeptanzbarrieren stößt. Die erfolgreiche Einführung von DV-Systemen ist abhängig von der frühzeitigen Information des Pflegepersonals über geplante Neuerungen und deren Mitarbeit bei der Spezifikation der einzuführenden DV-Funktionen. Auch wenn BURSLEY et al. (1985) aufgrund einer Umfrage berichtet, daß zwischen dem Grad der Beteiligung des Pflegebereiches an der Auswahl und Spezifikation des Krankenhausinformationssystemes und der späteren Nutzungsintensität durch Pflegekräfte keine Korrelation besteht, ist die Mehrheit der Autoren (ABENDROTH, 1991; PROPHET, 1992; LLISTAR I VERDU, 1990; HYLTON et al., 1989; BALL, 1988; HRAVNAK et al., 1992; SIMPSON et al., 1989; sowie TRANBERGER, 1988) anderer Meinung. Sie berichten über positive Erfahrungen bei der Einrichtung interdisziplinärer Projektarbeitsgruppen, in denen Pflegepersonal frühzeitig Einfluß auf die Konfiguration der DV-Funktionen und die Vorgehensweise bei der DV-Einführung nehmen kann. HEATHFIELD et al. (1992) bezeichnet diese Vorgehensweise als „User Centered Design“. Durch die Definition von „DV-Beauftragten“ aus dem Pflegebereich soll die Kommunikation zwischen DV-Abteilung und Pflegebereich verbessert werden (TRANBERGER, 1988). Diese DV-Beauftragten haben auch nach der Einführungsphase die Aufgabe, den unmittelbaren Kontakt zum Pflegepersonal zu halten und auftretende Probleme, sowie Verbesserungsvorschläge an die DV-Abteilung weiter zu leiten. JOHN (1992b) beleuchtet dagegen kritisch die in Deutschland übliche Einführung von EDV-Systemen in Krankenhäuser mittels sogenannter Multiplikatoren, d. h. beispielsweise Pflegekräfte, die beim Hersteller des Programmes ausgebildet werden und dieses Wissen an ihre Kollegen weitergeben sollen. Hierbei tauchen seiner Meinung nach häufig Interessen- und Aufgabenkonflikte auf, daneben fehlt diesen Kräften die pädagogische Ausbildung.

Zum Abbau eventuell vorhandener Hemmschwellen beim Übergang auf neue Technologien empfehlen HELLER et al. (1989), ARMSTRONG (1989), MIKAN (1989) und RONALD (1989) die Aufnahme pflegespezifischer Informatikthemen in die Lehrpläne der Pflegeausbildung. In Verbindung mit der unmittelbaren Einführung von DV-Systemen führen ZIELSTOFF et al. (1991) und RONALD (1989) den erfolgreichen Einsatz spezieller computerunterstützter Schulungsprogramme, sowie SKIBA und HARDIN (1989) die erfolgreiche Durchführung von Computerworkshops an.

Ein weiterer wichtiger Punkt für die Benutzerakzeptanz ist es, bei der DV-Einführung mit Funktionen zu beginnen, die dem Pflegepersonal ohne großen Aufwand deutliche Arbeitserleichterungen bringen. Ball hebt in diesem Zusammenhang die Unterstützung der Auftragskommunikation besonders hervor (BALL, 1988). Generell ist es wichtig, die ursprünglichen Arbeitsabläufe zu untersuchen (SITTIG, 1992; LANGE, 1992) und eventuell gemeinsam mit der DV-Einführung zu optimieren (ASHWORTH und AUBREY, 1992).

Der von HEATHFIELD et al. (1992) und NOWLAN et al. (1991) erwähnte Ansatz des „User Centered Design“ erfordert ein sehr flexibles, parametrisierbares, und damit vom Anwender einfach auf seine Bedürfnisse anpaßbares DV-System. GREWAL et al. (1991) beschreiben ein System in dem patientenbezogene Informationen im Gegensatz zur

manuellen Arbeitsweise schwieriger und mit mehr Zeitaufwand abrufbar waren und darüber hinaus in einer für das Pflegepersonal ungewohnten Form präsentiert wurden. Dies führte zeitweilig zur Ablehnung des Systemes durch das Pflegepersonal. Aus diesem Grund fordern viele Autoren (z. B. NOLAN-AVILA et al., 1989; LANGE, 1992; NOWLAND et al., 1991) die einfache Adaptierbarkeit der Benutzeroberfläche.

Bezüglich der Anforderungen an die technische Ausstattung des DV-Arbeitsplatzes und die Gestaltung der Benutzeroberfläche gibt es zur Zeit noch keine einheitliche Aussage. Während zum Beispiel BAUD et al. (1991) unter einem benutzerfreundlichen Arbeitsplatz einen graphischen Farb-Arbeitsplatzrechner mit einer Auflösung von mindestens 1000×1000 Pixeln sowie einer Multiwindow/Multitaskingoberfläche verstehen beschreiben McDONALD et al. (1991), (1992) ein System, an dem z. B. die Datenerfassung über Tastatur der mausgesteuerten Eingabe noch vorgezogen wird. In der Mehrzahl der neueren Arbeiten wird allerdings der Einsatz graphischer Benutzeroberflächen favorisiert (Vergleiche z. B. LITT und LOONSK, 1992; WARD et al., 1991; DAYHOFF et al., 1991 und PREISS et al., 1992).

Die unmittelbare Verfügbarkeit von Eingabegeräten an denjenigen Arbeitsplätzen, an denen patientenbezogene Daten anfallen ist ebenfalls eine Anforderung zur Erhöhung der Akzeptanz DV-gestützter Systeme. KUPERMAN et al. (1991), GREWAL et al. (1991), sowie HUGHES (1988) beschreiben in diesem Zusammenhang den Einsatz bettseitiger Bildschirmarbeitsplätze. Durch die zunehmende Leistungsfähigkeit mobiler Datenerfassungsgeräte stellen diese für zukünftige Entwicklungen eine realistische Alternative dar. Naeymi-Rad (NAEYMI-RAD et al., 1992b) berichtet z. B. über positive Erfahrungen bei der Verwendung von Laptops. In neueren Arbeiten wird darüber hinaus bereits die Nutzung tastaturloser Penpads (auch Pentops genannt) für den Einsatz im medizinischen Umfeld analysiert (LUSSIER et al., 1992; WORTMUTH, 1992), bzw. deren praktische Erprobung beschrieben (GREIL 1993).

Manchmal sind es allerdings nicht die großen revolutionären Neuerungen, die zur Akzeptanz von DV-Systemen führen, sondern eher kleine organisatorische Maßnahmen wie z. B. die ergonomischere Zusammenstellung eines Visitenwagens (DANNEELS, 1990), die Anschaffung leiserer und weniger störanfälliger Drucker (GREWAL et al., 1991), oder die Bereitstellung spezieller Arbeitstische, Schallschluckhauben und Kabelkanäle (GAYLORD et al., 1985, JOHN, 1992b)

8. Zukunftsperspektiven

Der Einsatz von EDV-Systemen ist in den letzten zwanzig Jahren vermehrt auch in den Pflegebereich vorgedrungen. Dennoch sind es meist nur einzelne exemplarische Entwicklungen, die die vollen Möglichkeiten, pflegerische Tätigkeiten durch Computereinsatz zu unterstützen, aufzeigen. Speziell in Deutschland beschränkt sich der DV-Einsatz in der Regel auf das Pflegemanagement (z. B. Personaldisposition). DV-Funktionen zur strukturierten Unterstützung der patientenbezogenen Pflegeplanung und Pflegedokumentation befinden sich noch in den Kinderschuhen.

Die von BALL und DOUGLAS (1988) prophezeite Revolution im Pflegebereich hat sich, zumindest in Deutschland, noch nicht vollzogen. Der technologische Fortschritt der letzten Jahre hat jedoch dazu geführt, daß heute wesentlich bessere Voraussetzungen zur effizienten Unterstützung der Pflege durch DV gegeben sind, die wohl in Zukunft zu einem verstärkten Computereinsatz in diesem Bereich führen werden (JOHN 1992a). Einige der neueren Möglichkeiten, besser auf den unmittelbaren Bedarf des Pflegepersonals einzugehen, wurden bereits in Kapitel 7 erwähnt. Es ist zu erwarten, daß zentralrechnerbasierte Systeme mehr und mehr zugunsten von offenen und herstellerunabhängigen Systemen in den Hintergrund treten werden. Allerdings können solche

Entwicklungen nur als integrierte Bestandteile umfassender Krankenhausinformationssysteme sinnvoll genutzt werden. Insbesondere in den Arbeiten von VAN DER WERFF et al. (1992), BAUD et al. (1991), BALL und DOUGLAS (1991), BOON et al. (1991) und BALL und DOUGLAS (1988) werden diese Tendenzen beschrieben. Als Voraussetzung zur Umsetzung dieser Ansätze sind der Aufbau umfassender Netzwerke, die Erprobung mobiler Datenendgeräte (vgl. z. B. GREIL, 1993) zur Unterstützung der Datenerfassung am Krankenbett, sowie die Fertigstellung von Pflegestandards zu nennen. Zusammenfassend lassen sich die folgenden Trends für die Konzeption und Realisierung zukünftiger Pflegeinformationssysteme ableiten:

- eine herstellerunabhängige vernetzte Client/Server-Architektur
- modulares und erweiterbares Design
- offene Kommunikation nach außen, Anschlußmöglichkeiten für beliebige weitere spezialisierte Module und Anwendungen über genormte Schnittstellen
- genormte Kommunikationsprotokolle, soweit vorhanden (TCP/IP), teilweise darauf aufgesetzt weitere Schichten (evtl. HL7 oder Edifact)
- offene industrielle Betriebssysteme mit einer breiten Basis (UNIX, Windows), teilweise objektorientierte Programmieretechniken
- Graphische Benutzeroberflächen (Windows, X-Windows, OSF/Motif) mit Zeigeelement (Maus) als Frontend, möglicherweise mit intelligenter kontextabhängiger Menüsteuerung
- Integration von bettseitigen oder mobilen Eingabegeräten, Barcodelesern und später eventuell auch Handschrifterkennung oder Spracheingabe
- MultiMedia-Fähigkeiten, Bildarchivierung und -kommunikation
- Integration von Literatur- und Wissensdatenbanken, sowie von Expertenfunktionen.

Literatur

- ABENDROTH, T. W. (1991): End-User Participation in the Needs Assessment for a Clinical Information System. Proceedings of the Fifteenth Annual Symposium on Computer Applications in Medical Care, IEEE Computer Society Washington DC, 233–237.
- ADAMS, R., DUCHENNE, P. (1989): Computerization of Patient Acuity and Nurse Care Planning: New Approach to Improved Patient Care and Cost-Effective Staffing. In: Saba, V. K., Rieder, K. A., Pocklington, D. B.: Nursing and Computers/An Anthology. Springer Verlag New York, 128–141.
- ARBEITSKREIS „EINSATZMÖGLICHKEITEN DER EDV IN DER KRANKENPFLEGE“ AN DER FACHHOCHSCHULE OSNABRÜCK (1988): Einsatzmöglichkeiten der EDV in der Krankenpflege. Deutsche Krankenpflegezeitschrift 5 (Beilage), 2–17.
- ARMSTRONG, M. L. (1989): Computer Competence for Nurse Educators. In: Saba, V. K., Rieder, K. A., Pocklington, D. B.: Nursing and Computers/An Anthology. Springer Verlag New York, 336–348.
- ASHWORTH, G. B., AUBREY, C. (1992): Collaborative Care Documentation by Exception System. Proceedings of the Sixteenth Annual Symposium on Computer Applications in Medical Care. IEEE Computer Society Washington DC, 109–113.
- BALL, M. J. (1988): Responsibility of Nurses in Selection of a Computer System. In: Ball, M. J., Hannah, K. J., Gerdin-Jelger, U., Petersen, H.: Nursing Informatics. Springer Verlag New York, 206–212.
- BALL, M. J., DOUGLAS, J. V. (1991): Hospital Information Systems (HIS): Looking into the Future. Proceedings of the Fifteenth Annual Symposium on Computer Applications in Medical Care. IEEE Computer Society Washington DC, 224–227.
- BALL, M. J., DOUGLAS, J. V. (1988): Integrating Nursing and Informatics. In: Ball, M. J., Hannah, K. J., Gerdin-Jelger, U., Petersen, H.: Nursing Informatics. Springer Verlag New York, 11–17.
- BARNETT, G. O., et al. (1979): COSTAR System. Proceeding of the IEEE, Vol. 67, No. 9, 1226–1237.

- BAUD, R., et al. (1991): The Concept of a Ward Information System. In: Adlassnig, K.-P., Grabner, G., Bengtsson, S., Hansen, R.: *Medical Informatics Europe 1991 (Proceedings Vienna)*. Springer Verlag Berlin, 81–85.
- BESSAI, B., et al. (1991): Software für die Krankenpflege: Ergebnisse für die Marktstudie. Konzept, Realisierung und bisherige Erfahrungen mit einem Windows-basierten Stationsarbeitsplatz. *Deutsche Krankenpflegezeitschrift* 3, 197–203.
- BLEICH, H. L., SLACK, W. V. (1992): Designing a Hospital Information System: A Comparison of interfaced and integrated Systems. *MD Comput* 5, 293–296.
- BOESE, J., PABST, S. (1992): Krankenhaus-Software in Deutschland: eine Marktübersicht. *Donaueuropäisches Krankenhaus-Journal* 1, 151–167.
- BOON, W. M., DUISTERHOUT, J. S., VAN GINNEKEN, A. M. (1991): Framework for a New Generation of Medical Information Systems. *Proceedings of the Fifteenth Annual Symposium on Computer Applications in Medical Care*, IEEE Computer Society Washington DC, 228–232.
- BRANDEJS, J. F. (1991): 4GL Ward Management System. *Proceedings of the Fifteenth Annual Symposium on Computer Applications in Medical Care*. IEEE Computer Society Washington DC, 550–553.
- BURSLEY, H. M., TIKKANEN, P. L., FEISTRIZER, N. R., ZWEBER, M. L., MURDOCK, D. C. (1985): *Hospital Information Systems*. *J. Med. Syst.* 9, 19–27.
- CAMPBELL, J. R., STOUPA, R., WARREN, J. J. (1991): Design and Implementation of a Rule Based System for Ambulatory Nursing Data Management. *Proceedings of the Fifteenth Annual Symposium on Computer Applications in Medical Care*. IEEE Computer Society Washington DC, 659–663.
- CENGIZ, M., et al. (1989): Design and Implementation of Computerized Nursing Care Plans. In: Saba, V. K., Rieder, K. A., Pocklington, D. B.: *Nursing and Computers/An Anthology*. Springer Verlag New York, 238–243.
- CHAPMANN, R. H., et al. (1991): Implementation of a Local Area Network for Nursing Management. *Proceedings of the Fifteenth Annual Symposium on Computer Applications in Medical Care*. IEEE Computer Society Washington DC, 119–123.
- COOK, M. (1989): Using Computers to Enhance Professional Practice. In: Saba, V. K., Rieder, K. A., Pocklington, D. B.: *Nursing and Computers/An Anthology*. Springer Verlag New York, 199–205.
- CURRIE, L. J., ABRAHAM, I. L. (1992): A Clinical and Research Database Management System for a Geriatric Nursing Outreach Program to Rural Elderly: Purpose and General Structure. *Proceedings of the Sixteenth Annual Symposium on Computer Applications in Medical Care*. IEEE Computer Society Washington DC, 729–733.
- DAHLGAARD, K., LORENZ-KRAUSE, R. (1988): EDV in der Krankenpflege – Anwendungsfelder und Probleme. *Deutsche Krankenpflegezeitschrift* 5, 324–329.
- Danneels, E. (1990): PAGSI: Aid Programme for Nursing Management. In: Mandy Barrow: *Nursing: The Impact of Information Technology*, *Proceedings of 1990 Conference*, Leeds. Techprint Publishing Poly Enterprises Ltd., 40–45.
- DAYHOFF, R. E., MALONEY, D. L., KENNEY, T. J., FLETCHER, R. D. (1991): Providing an Integrated Clinical Data View in a Hospital Information System that Manages Multimedia Data. *Proceedings of the Fifteenth Annual Symposium on Computer Applications in Medical Care*. IEEE Computer Society Washington DC, 501–505.
- DELANEY, C., et al. (1992): Standardized Nursing Language for Healthcare Information Systems. *J. Med. Syst.* 4, 145–159.
- EDMUNDS, L. (1983): Making the Most of a Message Function for Nursing Services. *Proceedings of the Seventh Annual Symposium on Computer Applications in Medical Care*. IEEE Computer Society Washington DC, 511–513.
- EDMUNDS, L. (1989): Hospital Information Systems for Nursing Problems. In: Saba, V. K., Rieder, K. A., Pocklington, D. B.: *Nursing and Computers/An Anthology*. Springer Verlag New York, 28–39.
- EHLERS, C.-T., et al. (Hrsg.) (1979): *Datenverarbeitung im Klinikum der Georg-August-Universität Göttingen*. Lehrstuhl für medizinische Dokumentation und Datenverarbeitung Göttingen.
- EHLERS, C.-T., PIETRZYK, P. M., JURETZKA, G. (Hrsg.) (1993): *Das Göttinger Krankheitsinformationssystem: Statusbericht nach 20 Jahren medizinischer Datenverarbeitung in Göttingen*. Lehrstuhl für medizinische Dokumentation und Datenverarbeitung Göttingen.

- EVANS, S. (1985): Changes Facing the Distribution of an Artificial-Intelligence-Based System for Nursing. *J. Med. Syst.* 9, 79–89.
- FLATLEY BRENNAN, P. (1988): Modeling for Decision Support. in: Ball, M. J., Hannah, K. J., Gerdin-Jelger, U., Petersen, H.: *Nursing Informatics*. Springer Verlag New York, 267–273.
- GAYLORD, J., JORDAN, R., KUALNESS, M. (1985): Prescription: Office Automation. *J. Med. Syst.* 10, 25–30.
- GEIGER, P. (1990): Integrating for Effect. In: Mandy Barrow: *Nursing: The Impact of Information Technology*, Proceedings of 1990 Conference, Leeds. Techprint Publishing Poly Enterprises Ltd., 56–62.
- GREIL, A. (1993): Notepads in Pflege und Medizin. *f & w* 3, 246–251.
- GREWAL, R., et al. (1991): Beside Computerization of the ICU, Design Issues: Benefits of Computerization versus Ease of Paper & Pen. Proceedings of the Fifteenth Annual Symposium on Computer Applications in Medical Care. IEEE Computer Society Washington DC, 793–797.
- GRÖLING, H.-P. (1988): Vorstellung des Gisi-Dienstplanprogramms. *Deutsche Krankenpflegezeitschrift* 5, 332–334.
- HALES, J. W., GARDNER, R. M., HUFF, S. M. (1992): Integration of a Stand-Alone Expert System with a Hospital Information System. Proceedings of the Sixteenth Annual Symposium on Computer Applications in Medical Care. IEEE Computer Society Washington DC, 427–431.
- HALLORAN, E. J., PATTERSON, C., KILEY, M. (1989): Case Mix Management: Matching patient Need with Nursing Resource. In: Saba, V. K., Rieder, K. A., Pocklington, D. B.: *Nursing and Computers/An Anthology*. Springer Verlag New York, 110–127.
- HAMMOND, W. E. (1992): TMR – A Profile of an Electronic Patient Record. In: Lun, K. C., Degoulet, P., Piemme, T. E., Rienhoff, O. *MEDINFO 92 – Proceedings of the Seventh World Congress on Medical Informatics*. North Holland Verlag Amsterdam London New York Tokyo, 730–736.
- HANNAH, K. J. (1976): The Computer and Nursing practice. *Nursing Outlook* 24, 9. Rezitert 1989 in: Saba, V. K., Rieder, K. A., Pocklington, D. B.: *Nursing and Computers/An Anthology*. Springer Verlag New York, 169–175.
- HANNAH, K. J. (1988): Classification of Decision-Support Systems. In: Ball, M., Hannah, K. J., Gerdin-Jelger, U., Petersen, H.: *Nursing Informatics*. Springer Verlag New York, 260–266.
- HEATHFIELD, H., KIRBY, J., NOWLAN, A., RECTOR, A. (1992): Pen & Pad (Geriatrics): A Collaborative Patient Record System for the Shared Care of the Elderly. Proceedings of the Sixteenth Annual Symposium on Computer Applications in Medical Care. IEEE Computer Society Washington DC, 147–150.
- HELLER, B. R., ROMANO, C., DAMROSCH, S., PARKS, P. (1989): Computer Applications in Nursing: Implications for the Curriculum. In: Saba, V. K., Rieder, K. A., Pocklington, D. B.: *Nursing and Computers/An Anthology*. Springer Verlag New York, 323–335.
- HÖFERT, R. (1990): Pflegeorientierte EDV Erwartungen und Forderungen – aus der Sicht des Pflegedienstes. *Krankenpflege* 1, 8–10.
- HRAVNAK, M., STEIN, K. L., DALE, B., HAZY, J. C. (1992): Ongoing Development of the Critical Care Information System: The Collaborative Approach to Automating Information Management in an Intensive Care Unit. Proceedings of the Sixteenth Annual Symposium on Computer Applications in Medical Care. IEEE Computer Society Washington DC, 3–7.
- HUGHES, S. (1988): Beside Information Systems: State of the Art. In: Ball, M. J., Hannah, K. J., Gerdin-Jelger, U., Petersen, H.: *Nursing Informatics*. Springer Verlag New York, 138–145.
- HULSE, R. K., CLARK, S. J., JACKSON, J. C., WARNER, H. R., GARDNER, R. M. (1976): Computerized Medication Monitor System. *American Journal of Hospital Pharmacy* 33, 1061–1064.
- HYLTON, R. D., JOHNSON, J. E., MORAN, M. J. (1989): Automating a Patient Classification System: Nurse-Vendor Collaboration. In: Saba, V. K., Rieder, K. A., Pocklington, D. B.: *Nursing and Computers/An Anthology*. Springer Verlag New York, 93–100.
- JAKOBI, R. (1993): Die praktische Umsetzung der Pflegepersonalregelung im Kreiskrankenhaus Frankenberg. *f & w* 1, 68–72.
- JOHN, J., WOHLMANNSTETTER, V., LANIG, J. (1992): Entwicklungsstand und -perspektiven rechnergestützter Informations- und Kommunikationssysteme in der stationären Krankenpflege. In: PROGNOSE AG (Hrsg.): *Auf dem Weg aus der Pflegekrise? Neue Ideen und Lösungsansätze in der Krankenpflege*. Ed. Sigma Bohn, Berlin, 89–125.

- JOHN, J., ARNHOLD, T., WOHLMANNSTETTER, V. (1992): Computer und Pflegearbeit: Erwartungen und erste Erfahrungen. In: PROGNOSE AG (Hrsg.): Auf dem Weg aus der Pflegekrise? Neue Ideen und Lösungsansätze in der Krankenpflege. Ed. Sigma Bohn, Berlin, 127–163.
- JOHNSON, D., WIGERTZ, G., PRYOR, T. A. (1987): Nurse Charting on the HELP System. Medical Informatics Europe '87 Proceedings of the Seventh International Congress.
- KELLY, J. B. (1989): Computers in Hospitals: Nursing Practice Defined and Validated. In: Saba, V. K., Rieder, K. A., Pocklington, D. B.: Nursing and Computers/An Anthology. Springer Verlag New York, 206–216.
- KJERULLF, K. H. (1988): The Integration of Hospital Information Systems into Nursing Practice: A Literature Review. In: Ball, M. J., Hannah, K. J., Gerdin-Jelger, U., Petersen, H.: Nursing Informatics. Springer Verlag New York, 243–249.
- KUPERMAN, G. J., GARDNER, R. M. (Hrsg.) (1988): The HELP System (A Snapshot in Time) Salt Lake City, Utah, 127–150.
- KUPERMAN, G. J., GARDNER, R. M., PRYOR, T. A. (Hrsg.) (1991): Help: A Dynamic Hospital Information System. Springer Verlag New York.
- LAGEMANN, A., GROTHE, W., HAUX, R., PILZ, J., SAWINSKI, R., WERNER, R., WINTER, A. (1993): Konzept und Realisierung eines Medizinischen Arbeitsplatzsystems. 38. Jahrestagung der GMDS September 1993 (in Druck).
- LANGE, L. L. (1992): Information Seeking by Nurses During Beginning-of-Shift Activities. Proceedings of the Sixteenth Annual Symposium on Computer Applications in Medical Care. IEEE Computer Society Washington DC, 317–321.
- LANIG, J., HANKE, G. (1990): PIK – ein Bund-Länder EDV-Verfahren für den Pflegedienst im Krankenhaus. Das Krankenhaus 3, 131–134.
- LITT, H. I., LOONSK, J. W. (1992): Digital Patient Records and the Medical Desktop: An Integrated Physician Workstation for Medical Informatics Training. Proceedings of the Sixteenth Annual Symposium on Computer Applications in Medical Care. IEEE Computer Society Washington DC, 555–559.
- LLISTAR, I., VERDU, S. (1990): Implications and Repercussions for Nursing in the Integral Computerization of a 600 Bed Hospital: Past, Present and Future. In: Mandy Barrow: Nursing: The Impact of Information Technology, Proceedings of 1990 Conference, Leeds. Techprint Publishing Poly Enterprises Ltd., 22–39.
- LUSSIER, Y. A., MAKSUD, M., DESRUISSEAU, B., YALE, P.-P., STARNEAULT, R. (1992): Pure MD: a Computerized patient Record Software for Direct Data Entry by Physicians Using a Keyboard-free Pen-Based Portable Computer. Proceedings of the Sixteenth Annual Symposium on Computer Applications in Medical Care. IEEE Computer Society Washington DC, 261–264.
- MCDONALD, C. J., TIERNEY, W. M., MARTIN, D. K., OVERHAGE, J. M., DAY, Z. (1991): The Regenstrief medical Record: 1991 A Campus-wide System. Proceedings of the Fifteenth Annual Symposium on Computer Applications in Medical Care. IEEE Computer Society Washington DC, 925–928.
- MCDONALD, C. J., TIERNEY, W. M., OVERHAGE, J. M., MARTIN, D. K., WILSON, G. A. (1992a): The Regenstrief medical Record System: 20 Years of Experience in Hospitals, Clinics, and Neighborhood Health Centers. MD Comput 4, 206–217.
- MCDONALD, C. J., TIERNEY, W. M., OVERHAGE, J. M. (1992b): HIS an The Physician: Direct Inpatient Order Entry by Physicians Through Medical Gopher Workstations-Problems and Promises. In: Bakker, A. R., Ehlers, C.-T., Bryant, J. R., Hammond, W. E. (Hrsg.) Hospital Information Systems: Scope – Design – Architecture. North Holland Verlag Amsterdam London New York Tokyo, 71–80.
- MEYER, H., BEDÜRFTIG, A. (Hrsg.) (1989): Einsatz der EDV im Gesundheitswesen. Ueberreiter Wissenschaft Verlag Wien, Berlin.
- MIKAN, K. J. (1989): Creating a Climate for Computer Integration into the Curriculum. In: Saba, V. K., Rieder, K. A., Pocklington, D. B.: Nursing and Computers/An Anthology. Springer Verlag New York, 369–375.
- MISHELEVICH, D. J., et al. (1984): Implementation of the IBM Health Care Support/Patient Care System. In: Blum, B. I. Information Systems for Patient Care. Springer Verlag New York, 62–82.
- MOHR, F. W. (1992): Umsetzung der Pflege-Personalregelung in die Praxis des Krankenhauses. Das Krankenhaus 12, 564–569.
- NAEYMI-RAD, F., et al. (1992): Informatics Workup. Proceedings of the Sixteenth Annual Symposium on Computer Applications in Medical Care. IEEE Computer Society Washington DC, 545–549.

- NAEYMI-RAD, F., DE SOUZA ALMEIDA, F., TRACE, D. (1992): IMR-Entry (Intelligent Medical Record-Entry). Proceedings of the Sixteenth Annual Symposium on Computer Applications in Medical Care. IEEE Computer Society Washington DC, 783–784.
- NOLAN-AVILA, L. S., ABRAMS, R., LEYERLE, B. L., SHABOT, M. M. (1989): List-Mapped, List-Driven, Computerized Patient Care Records. In: Saba, V. K., Rieder, K. A., Pocklington, D. B.: Nursing and Computers/An Anthology. Springer Verlag New York, 244–253.
- NOWLAN, W. A., RECTOR, A. L., KAY, S., HORAN, B., WILSON, A. (1991): A Patient Care Workstation Based on User Centred Design and a Formal Theory of Medical Knowledge: PEN & PAD and the SMK Formalism. Proceedings of the Fifteenth Annual Symposium on Computer Applications in Medical Care. IEEE Computer Society Washington DC, 855–857.
- O'GRADY, B. V. (1989): Computerized Documentation of Community Health Nursing – What Shall It Be ? In: Saba, V. K., Rieder, K. A., Pocklington, D. B.: Nursing and Computers/An Anthology. Springer Verlag New York, 161–166.
- OZBOLZ, J. G. (1988): Knowledge-Based Systems for Supporting Clinical Nursing Decisions. In: Ball, M. J., Hannah, K. L., Gerdin-Jelger, U., Petersen, H.: Nursing Informatics. Springer Verlag New York, 274–285.
- OZBOLT, J. G., SCHULTZ II, S., SWAIN, M. A., ABRAHAM, I. L. (1989): A proposed Expert System for Nursing Practice: A Springboard to Nursing Science. In: Saba, V. K., Rieder, K. A., Pocklington, D. B.: Nursing and Computers/An Anthology. Springer Verlag New York, 257–269.
- PARTIN M. H., MONAHAN, M. L. (1985): Computer-Based Information System Models. *J. Med. Syst.* 9, 5–18.
- PETERSON, H., GERDIN JELGER, U. (1988): Hospital Information Systems. In: Ball, M. J., Hannah, K. L., Gerdin-Jelger, U., Petersen, H.: Nursing Informatics. Springer Verlag New York, 181–189.
- PETRUCCI, K., PETRUCCI, P., CANFIELD, K., MCCORMICK, K. A., KJERULFF, K., PARKS, P. (1991): Evaluation of UNIS: Urological Nursing Information System. Proceedings of the Fifteenth Annual Symposium on Computer Applications in Medical Care. IEEE Computer Society Washington DC, 43–47.
- PIERSKALLA, W. P., WOODS, D. (1988): Computers in Hospital Management and Improvements in Patient Care – New Trends in the United States. *J. Med. Syst.* 12, 411–428.
- PREISS, B., KALTENBACH, M., ZANAZAKA, J., ECHAVE, V. (1992): Concept Graphics: A Language for Medical Knowledge. Proceedings of the Sixteenth Annual Symposium on Computer Applications in Medical Care. IEEE Computer Society Washington DC, 515–519.
- PROKOSCH, H. U., et al. (1991): WING-Entering a New Phase of Electronic Data Processing at the Gießen University Hospital. *Meth. Inf. Med.* 30, 289–298.
- PROPHET, C. M. (1992): Patient Discharge Referral: Interdisciplinary Collaboration. Proceedings of the Sixteenth Annual Symposium on Computer Applications in Medical Care. IEEE Computer Society Washington DC, 332–336.
- PROTTI, D. (1988): The Impact of Informatics on Nursing. In: Ball, M. J., Hannah, K. J., Gerdin-Jelger, U., Petersen, H.: Nursing Informatics. Springer Verlag New York, 3–10.
- PRÖLL, U., STREICH, W. (1987): Elektronische Datenverarbeitung in der Krankenpflege 14. Folge (Schluß): Arbeitshilfe für das Pflegepersonal oder Zuarbeit für das Krankenhausinformationssystem ? *Die Schwester / Der Pfleger* 8, 666–670.
- PRYOR, T. A., GARDNER, R. M., CLAYTON, P. D., WARNER, H. R. (1983): The HELP System. *J. Med. Syst.* 7, 87–101.
- ROMANO, C. (1989): Documentation of Nursing Practice Using a Computerized Medical Information System. In: Saba, V. K., Rieder, K. A., Pocklington, D. B.: Nursing and Computers/An Anthology. Springer Verlag New York, 217–225.
- RONALD, J. S. (1989): Introducing Baccalaureate Nursing Students to the Use of Computers in Health Care. In: Saba, V. K., Rieder, K. A., Pocklington, D. B.: Nursing and Computers/An Anthology. Springer Verlag New York, 376–383.
- RYAN, S. R. (1989): An Expert System for Nursing Practice: Clinical Decision Support. In: Saba, V. K., Rieder, K. A., Pocklington, D. B.: Nursing and Computers/An Anthology. Springer Verlag New York, 270–283.
- SABA, V. K. (1989a): Nursing Information Systems. In: Saba, V. K., Rieder, K. A., Pocklington, D. B.: Nursing and Computers/An Anthology. Springer Verlag New York, 3–12.
- SABA, V. K. (1989b): The Computer in Public Health: Today and Tomorrow. In: Saba, V. K., Rieder, K. A., Pocklington, D. B.: Nursing and Computers/An Anthology. Springer Verlag New York, 145–152.

- SABA, V. K., MCCORMICK, K. A. (Hrsg.) (1986): *Essentials of Computers for Nurses*. J. B. Lippincott Verlag Philadelphia.
- SABA, V. K., RIEDER, K. A., POCKLINGTON, D. B. (Hrsg.) (1989): *Nursing and Computers – An Anthology*. Springer Verlag New York.
- SCHÄFER, J., SCHILLINGS, H., EHLERS, C.-T. (1988): Göttingen Information System for Intensive Care (GISI). Proceedings des Satellitensymposium zum europäischen Kongreß für pädiatrische Kardiochirurgie, Bergamo.
- SHEEL, J., WIED, S. (1993): Pflegepersonalregelung – Praktische Umsetzung in der DRK-Kinderklinik Siegen –. *Das Krankenhaus* 2, 66–69.
- SCHILLINGS, H., WAGNER, J., EHLERS, C.-T. (1993): Das Göttinger Informationssystem für Intensivmedizin und OP ‚GISI‘. In: Überla, K.: *Europäische Perspektiven der Medizinischen Informatik, Biometrie und Epidemiologie*, 37. Jahrestagung der GMDS. MMV Medizin Verlag GmbH München, 322–328.
- SCHRADER, U., KNOP, K., KLAR, R. (1993): Konzept, Realisierung und bisherige Erfahrungen mit einem Windows-basierten Stationsarbeitsplatz. 38. Jahrestagung der GMDS September 1993 (in Druck).
- SIMBORG, D. W., MACDONALD, L. K., LIEBMANN, J. S., MUSCO, P. (1972): Ward Information-Management System – An Evaluation. *Comput Biomed Res* 5, 484–497.
- SIMPSON, R. L., ROBY, C. E., RODNEY, K. (1989): Major Considerations in a Multi-Hospital Nursing Administration System. in: Saba, V. K., Rieder, K. A., Pocklington, D. B.: *Nursing and Computers/An Anthology*. Springer Verlag New York, 71–79.
- SITTIG, D. F. (1992): Work Sampling: A Statistical Approach to Evaluation of the Effect of Computers on Work Patterns in the Healthcare Industry. Proceedings of the Sixteenth Annual Symposium on Computer Applications in Medical Care. IEEE Computer Society Washington DC, 537–541.
- SKIBA, D. J., HARDIN, R. C. (1989): Development and Implementation of a Micro-based Computer Workshop Series for Nurses. In: Saba, V. K., Rieder, K. A., Pocklington, D. B.: *Nursing and Computers/An Anthology*. Springer Verlag New York, 384–390.
- STAHL, K. (1988): Überlegungen zur sozialen Verträglichkeit des EDV-Einsatzes auf der Krankenstation. *Deutsche Krankenpflegezeitschrift* 5, 330–331.
- STEAD, W. W., HAMMOND, W. E. (1988): Computer-Based Medical Records: The Centerpiece of TMR. *MD Comput* 5, 48–62.
- STOPORA, H.-J. (1986): Elektronische Datenverarbeitung in der Krankenpflege 9. Folge Personalbedarfsmittlung mit EDV Schnelle und zuverlässige Ermittlung des Personalbedarfs im Pflegebereich nach den Richtlinien der DKG. *Die Schwester / Der Pfleger* 12, 970–972.
- STOUPA, R., WARREN, J. J., BONK, J. E., CAMPBELL, J. R. (1991): Information Management in Ambulatory Care: The Nurse and Computerized Records. Proceedings of the Fifteenth Annual Symposium on Computer Applications in Medical Care. IEEE Computer Society Washington DC, 941–942.
- STUDY GROUP ON NURSING INFORMATION SYSTEMS (1989): Computerized Nursing Information Systems: An Urgent Need. In: Saba, V. K., Rieder, K. A., Pocklington, D. B.: *Nursing and Computers/An Anthology*. Springer Verlag New York, 46–53.
- TAUCH, J. G. (1987): Elektronische Datenverarbeitung in der Krankenpflege 10. Folge Beispiel: Städtisches Krankenhaus Gütersloh. *Die Schwester / Der Pfleger* 1, 21–24.
- TRANBERGER, R. E. (1988): Nursing Information Systems: A Case Study. In: Ball, M. J., Hannah, K. J., Gerdin-Jelger, U., Petersen, H.: *Nursing Informatics*. Springer Verlag New York, 128–137.
- TRILL, R. (1987): Elektronische Datenverarbeitung in der Krankenpflege 12. Folge: EDV-Programme: Fast alles ist technisch möglich. *Die Schwester / Der Pfleger* 3, 198–206.
- VALLBONA, C. (1976): Utility of Computer Applications in Ambulatory Medicine. In: Weller, C.: *Computer Applications in Health Care*. Stratton Intercontinental Medical Book Corp. New York, 135–148.
- VAN DER WERFF, A., KILSDONK, A., DAMEN, W., MENSCH, H. (1992): The Concept of a Ward Information System. In: Lun, K. C. et al.: *Medinfo 92*. Elsevier Science Publishers B. V., 188–193.
- WARD, R. E., et al. (1991): Design Considerations of Care Windows, A Windows 3.0-Based Graphical Front End to a Medical Information Management System Using A Pass-Through-Requester Architecture. Proceedings of the Fifteenth Annual Symposium on Computer Applications in Medical Care. IEEE Computer Society Washington DC, 564–568.

- WINTER, A. (1992): Standardisierte Kommunikation auf Anwendungsebene: Eine notwendige Voraussetzung für die systematische Informationsverarbeitung im Krankenhaus. 37. Jahrestagung der GMDS September 1992.
- WOHLMANNSTETTER, V. (1990): Marktstudie über das Angebot an Krankenhaus-Informations- und -Kommunikationssystemen in der Bundesrepublik Deutschland – Schwerpunkt: DV-Stützung von Aufgaben im Pflegebereich. GSF / MEDIS Neuherberg.
- WORMUTH, D. W. (1992): SCUT: Clinical Data Organization for Physican's Using Pen Computers. Proceedings of the Sixteenth Annual Symposium on Computer Applications in Medical Care. IEEE Computer Society Washington DC, 845–846.
- ZEUS, P. (1990a): EDV in der Krankenpflege Möglichkeiten des Einsatzes moderner Technologien im stationären Bereich und in der Krankenpflegeschule 1. Folge Krankenhauskommunikationssysteme und Krankenpflege. Die Schwester / Der Pfleger 3, 194–202.
- ZEUS, P. (1990b): EDV in der Krankenpflege Möglichkeiten des Einsatzes moderner Technologien im stationären Bereich und in der Krankenpflegeschule 2. Folge EDV im Krankenpflegeprozeß. Die Schwester / Der Pfleger 5, 384–389.
- ZEUS, P. (1990c): EDV in der Krankenpflege Möglichkeiten des Einsatzes moderner Technologie im stationären Bereich und in der Krankenpflegeschule 4. Folge (Schluß). Die Schwester / Der Pfleger 9, 760–765.
- ZIELSTORFF, R. D., HELLER, E. E., ALTSHULER, S. S. (1991): A Computer-Based Tutorial for H.I.S. Orientation: Laboratory Results Retrieval. Proceedings of the Fifteenth Annual Symposium on Computer Applications in Medical Care. IEEE Computer Society Washington DC, 953–955.

Anschrift des ersten Verfassers: Thomas Bürkle, Insitut für Med. Informatik, Universität Gießen, Heinrich-Buff-Ring 44, 35392 Gießen

TABLE OF CONTENTS

Nonidentified responses in a proportional hazards setting	D. R. Hoover and Y. He	1
Weighted least squares analysis of repeated categorical measurements with outcomes subject to nonresponse.....	S. R. Lipsitz, N. M. Laird, and D. P. Harrington	11
Analysis of factorial survival experiments	E. V. Slud	25
Slope estimation in the presence of informative right censoring: Modeling the number of observations as a geometric random variable	M. Mori, R. F. Woolson, and G. G. Woodworth	39
A Markov model for sequences of ordinal data from a relapsing-remitting disease	P. S. Albert	51
Hazard rate estimation under random censoring with varying kernels and bandwidths	H.-G. Müller and J.-L. Wang	61
A two-sample test for stochastic ordering with interval-censored data	G. R. Petroni and R. A. Wolfe	77
Estimating population size via sample coverage for closed capture-recapture models	S.-M. Lee and A. Chao	88
Mark-recapture estimation of a salmon smolt population.....	C. J. Schwarz and J. B. Dempson	98
Probability of gene identity by descent: Computation and applications	A. S. Whittemore and J. Halpern	109
A class of tests for linkage using affected pedigree members	A. S. Whittemore and J. Halpern	118
Parametric estimation in a genetic mixture model with application to nuclear family data	M. M. Shoukri and G. J. McLachlan	128
Small-sample study of an efficient estimator of the odds ratio under multiple matching	P. Sasieni	140
Stratification in nonparametric ROC studies	S. Sukhatme and C. A. Beam	149
Two random effects models for multivariate binary data.....	B. W. McDonald	164
Outlier reduction by an option-3 measurement scheme	Y. Y. Namgung and M. C. K. Yang	173
Intraclass correlation for two-by-two tables under three sampling designs	C. A. Bodian	183
Models for three-dimensional contingency tables with completely and partially cross-classified data	G. D. Williamson and M. Haber	194
Shorter Communications		
Estimation of the infection time and latency distribution of AIDS with doubly censored data	G. Gómez and S. W. Lagakos	204
Association between survival time and ordinal covariates	C. T. Le, P. M. Grambsch, and T. A. Louis	213
Model-based time extrapolation for quantal response studies.....	A. J. Bailer and R. J. Smith	220
Model selection for multivariate regression in small samples	E. J. Bedrick and C.-L. Tsai	226
The performance of the O'Brien-Fleming multiple testing procedure in the presence of intraclass correlation	K.-J. Lui	232
Bayesian small-sample estimation of misclassified multinomial data	M. A. G. Viana	237
The Consultant's Forum		
A Bayesian analysis of institutional effects in a multicenter cancer clinical trial.....	R. J. Gray	244
Bayesian estimation for the three-parameter Weibull distribution with tree diameter data	E. J. Green, F. A. Roesch, Jr., A. F. M. Smith, and W. E. Strawderman	254
Performance of generalized estimating equations in practical situations	S. R. Lipsitz, G. M. Fitzmaurice, E. J. Orav, and N. M. Laird	270
Statistical analysis of aberrant crypt assays for colon cancer promotion studies	S. Minkin	279
A comparison of confidence interval methods for dilution series experiments	M. S. Ridout	289
Reader Reaction: The effect of retaining probability variation on sample size calculations for normal variates	K.-J. Lui	297
Correspondence		301
Book Reviews.....		313
Corrections		321
Papers to be published		323

**Mitteilungen der
Deutschen Gesellschaft für Medizinische Informatik,
Biometrie und Epidemiologie**

Brief des Präsidenten

Liebe Kolleginnen und Kollegen,

während der Mitgliederversammlung 1994 in Dresden wird Prof. Köpcke aus Münster die Ergebnisse der Mitgliederbefragung der GMDS-Mitglieder ausführlich erläutern. Ein technischer Grund, nämlich der der Einführung eines neuen Adressverwaltungssystems in der Geschäftsstelle, war ursprünglich der Anlaß, den Bestand der GMDS-Mitgliederkartei zu aktualisieren. Das Präsidium hat diese Gelegenheit jedoch dazu benutzt, alle Mitglieder nach ihrem Interessengebiet und ihren Erwartungen zu befragen. So soll nicht nur ein postalisch aktualisiertes Mitgliederverzeichnis gewonnen werden, sondern gleichzeitig eine Anzahl von Merkmalen, die es erlaubt, sehr gezielt Informationen an die Mitglieder weiterzugeben und die Arbeit der Arbeitsgruppen und Arbeitskreise noch effektiver zu gestalten. Die Angaben sollen uns auch helfen, günstige Zeitschriftenabonnements und andere Leistungsangebote für die Mitglieder auszuwählen und gezielt nach ihren Interessen zu besonders günstigen Konditionen anbieten zu können. Herr Köpcke wird die Ergebnisse in Dresden darstellen. Unabhängig davon bitte ich, alle diejenigen, die noch nicht dazu gekommen sind die Fragebögen an Herrn Köpcke zurückzuschicken, dies baldmöglichst nachzuholen.

Weiterentwicklung der GMDS-Jahrestagung

Neben der Neugliederung der GMDS über die Fachbereiche ist die Neugestaltung der GMDS-Jahrestagung zweites Ziel der Reform der GMDS nach einer mehr mitgliederorientierten Dienstleistungsgesellschaft. Wie allen bekannt ist, haben seit der GMDS-Jahrestagung in München die Tagungen in Mainz, Lübeck und Dresden das Schema der Tagung weiterentwickelt und sie zunehmend zu einem Kommunikationsforum für die GMDS-Mitglieder und befreundete wissenschaftliche und fachliche Organisationen ausgebaut. 1995 soll die Bochumer Tagung über das bisher Erreichte hinaus drei weitere Aspekte berücksichtigen:

- Stärkere Beteiligung der drei Fachbereiche an der Ausgestaltung und Zusammensetzung der Sessionen: so soll sichergestellt werden, daß für die vorgesehenen Themen ein jeweils ausgewogenes Sessions-Programm zusammenkommt.
- Stärkere Trennung der Sessionen in
 - wissenschaftliche Veröffentlichungen und
 - Erfahrungsberichte und praktischen Informationsaustausch.
- Weitere Öffnung der GMDS-Jahrestagung für all jene in der Medizinischen Informatik, Biometrie und Epidemiologie Tätigen, die noch nicht den Zugang zur GMDS gefunden haben.

Erstmals für die Dresdner Tagung ist die Ankündigung der GMDS-Jahrestagung im gesamten deutschen Sprachraum erfolgt. Eine Befragung zum Ablauf der Jahrestagung und die Beteiligung der GMDS-Tagungsteilnehmer an der Themengestaltung für das

folgende Jahr wird erstmals in Dresden wiederum durch den 1. Vizepräsidenten, Herrn Prof. Köpcke, erfolgen.

Aus dem Gesagten können Sie entnehmen, daß in Zukunft der 1. Vizepräsident sich speziell um die Belange und Interessen der Mitglieder kümmern wird. Eine wichtige Aufgabe vor seiner aktiven Präsidentschaft wird es sein, die aktuellen Interessen und Wünsche der Mitglieder zu erfragen, um mit diesem Vorwissen dann sein Präsidentenamt antreten zu können.

Framework-Programm der EG

Alle Interessenten seien darauf hingewiesen, daß die Ausschreibung aller Voraussicht nach am 15.12.1994 erfolgen wird. Während der GMDS-Jahrestagung in Dresden wird am Donnerstag Vormittag eine spezielle Informationsveranstaltung mit Vertretern der EU und der Deutschen Versuchsanstalt für Luft- und Raumfahrt organisiert werden. Allen Interessenten an Konsortialbildungen wird dringend empfohlen, an dieser Veranstaltung teilzunehmen.

Kooperation der GMDS mit der Industrie

Als Fachgesellschaft ist die GMDS daran interessiert, eine möglichst enge Zusammenarbeit auch mit jenen Kollegen zu erhalten, die außerhalb der Universitäten in dem Bereich Medizinische Informatik, Biometrie und Epidemiologie tätig sind. Während dies in der Biometrie traditionell der Fall ist, sind hier im Bereich der Medizinischen Informatik und Epidemiologie noch erhebliche Anstrengungen notwendig. In letzteren beiden Bereichen muß die GMDS noch mehr als bisher aus ihrem klassischen universitären Herkunftsbereich herauswachsen.

Um den Kontakt zur Industrie allgemein zu verbessern, wird überlegt, einen GMDS-Förderkreis einzurichten. Als erster Schritt zu diesem Förderkreis ist in Vorbereitung der Dresdner Tagung gut 20 führenden deutschen Unternehmen im Medizin-Informatik-Bereich ein persönlicher Brief des Präsidenten zugeleitet worden, in dem sie aufgefordert werden, doch durch Tagungsteilnahme oder institutionelle Mitgliedschaft die deutsche oder die internationale Fachgesellschaft zu unterstützen. Auch über diesen Ansatz, das Tätigkeitsfeld der GMDS zu verbreitern, wird auf der Mitgliederversammlung berichtet werden.

Biometrische Fortbildung

In großer Freude kann ich berichten, daß in Bochum unter der Leitung von Prof. Trampisch in Abstimmung mit dem GMDS-Geschäftsführer und der Akademie für Medizinische Informatik in Heidelberg begonnen worden ist, eine zweite Weiterbildungseinrichtung in Zusammenarbeit mit der GMDS und der Biometrischen Gesellschaft aufzubauen. Diese wird sich schwerpunktmäßig dem biometrischen Themenkreis widmen. Das GMDS-Präsidium unterstützt die Bemühungen von Herrn Trampisch nachdrücklich. Man hofft, daß in absehbarer Zeit auf diesem Weg den GMDS-Mitgliedern preiswerte Weiterbildungsmöglichkeiten im Bereich der Biometrie angeboten werden können.

Mit freundlichen Grüßen
Ihr

Prof. Dr. med. O. Rienhoff

Allgemeine Berichte, Ankündigungen**Bericht aus dem Fachbereich Medizinische Informatik der GMDS**

Unter der Herausgeberschaft von Herrn Professor Seelos wurde zwischenzeitlich ein Sonderheft der Zeitschrift it+ti zur Medizinischen Informatik fertiggestellt. it+ti ist die Zeitschrift des Fachbereichs 4 der Gesellschaft für Informatik (GI), zu dem auch der GI-Fachausschuß 4.7 "Medizinische Informatik" gehört.

Im Fachausschuß Medizinische Informatik der GMDS wurde ein Faltblatt mit Informationen über den Fachbereich entworfen, das bei der Jahrestagung in Dresden oder aber direkt bei dem Schriftführer erhältlich ist bzw. erhältlich sein wird. Dieses Faltblatt soll als "Visitenkarte" zur Unterstützung der Öffentlichkeitsarbeit und zur Information der Mitglieder dienen.

Auf seiner letzten Sitzung konnte der Fachausschuß für das Präsidium der GMDS Vorschläge für die Benennung von GMDS-Vertretern für die DAGM und für die internationalen Gesellschaften EFMI, IMIA und IFIP einschließlich ihrer Arbeitsgruppen zusammenstellen; den vorgeschlagenen Kolleginnen und Kollegen sei an dieser Stelle für ihre Bereitschaft herzlich gedankt. Ferner wurde die Projektgruppe "Terminologie der Medizinischen Informatik" ergänzt um eine Projektgruppe "Medizinische Linguistik" und es wurde dem Präsidium berichtet, daß der Fachausschuß auf der nächsten Beiratssitzung vorschlagen wird, die Projektgruppen "Archivierung von Krankenunterlagen", "Datenschutz in Krankenhausinformationssystemen" und "Medizinische Informatik in der Pflege" in Arbeitsgruppen umzuwandeln.

Als Resultat der Arbeitstagung über Krankenhausinformationssysteme, die im Juni in Heidelberg stattfand, ist in Zusammenarbeit mit der GI die Einrichtung einer Projektgruppe "Methoden und Werkzeuge für das Management von Krankenhausinformationssystemen" vorgesehen. Die Kooperation zwischen GMDS und GI wird eine weitere Vertiefung durch ein Fachgespräch "Informationsverarbeitung und Kommunikation im Gesundheitswesen: Planung und Bewertung von Krankenhausinformationssystemen", erfahren, das im Rahmen der Jahrestagung 1995 der GI zusammen mit der Schweizerischen Informatikergesellschaft (SI) stattfinden wird.

Bedauert wurde im Fachausschuß, daß für das "Yearbook of Medical Informatics '94" nur eine sehr geringe Anzahl deutscher Beiträge angemeldet worden sind.

Während der Jahrestagung in Dresden wird wiederum eine Sitzung des Fachbereichs Medizinische Informatik stattfinden. Der Fachausschuß würde sich freuen, möglichst viele an der Medizinischen Informatik interessierte GMDS-Mitglieder bei dieser Sitzung begrüßen zu können.

Dr. A. Winter, Heidelberg

Schriftführer des
Fachausschusses Medizinische Informatik

* * * * *

Veranstaltungen der Akademie Medizinische Informatik

1. Sommerschule "Medizinische Dokumentation, Qualitätssicherung"

Termin, Ort: 29.-31.8.94, Klinikum der Universität Heidelberg

Zielgruppe: Ärzte, Medizininformatiker, Dokumentare und Statistiker, die im Bereich der klinischen und ambulanten Qualitätssicherung tätig sind.

Referenten: Prof. Dr. W. Gaus, Dr. H. Haeske-Seeberg, Dipl.-Inform. Med. B. Pietsch-Breitfeld, Prof. Dr. O. Rienhoff, Dipl. rer. soz. B. Sens

Teilnahmegebühren: Mitglieder von BVMI, DVMD, GMDS 650.- DM
(MEDWIS-Beteiligte 500.- DM, Sonstige 1500.- DM)

Beschreibung:

Die Qualitätssicherung in der klinischen Medizin ist spätestens seit der Novellierung des Sozialgesetzbuches V bzw. dem Gesundheitsstrukturgesetz ein Hauptthema der Reform des Gesundheitswesens in der Bundesrepublik. Die ärztlichen Organisationen, wissenschaftliche Einrichtungen, Krankenkassen und Krankenhausgesellschaften arbeiten an Verfahren, die die Qualität der Prävention und Behandlung im ambulanten und stationären Sektor verbessern sollen.

Qualifizierte Arbeit im Bereich der Qualitätssicherung setzt ein gesichertes methodisches Wissen sowie detaillierte Kenntnisse der Medizinischen Dokumentation voraus. Das Seminar soll hier einen soliden Grundstock für den Methodiker in der Qualitätssicherung bieten. Es wird einerseits einen methodischen Überblick und andererseits Übungen an praktischen Beispielen enthalten.

2. Seminar "Modelle zur Behandlung unsicheren und temporalen Wissens in wissensbasierten Systemen"

Termin, Ort: 10.10.94, gsf-Medis, Neuherberg bei München

Zielgruppe: Mediziner, Medizinische Informatiker, die mit wissensbasierten Systemen in der Medizin befaßt sind.

Referenten: Prof. Dr. Dr. P. Hucklenbroich, Dipl.-Inform. Med. H. Kindler DESS
Intelligence Artificielle, S. Schleutermann M.Sc. Computer Science, M.Sc.
Mathematics, Dipl.-Inform. E. Umkehrer

Teilnahmegebühren: Mitglieder von BVMI, DVMD, GMDS 270.- DM
(MEDWIS-Beteiligte 220.- DM, Sonstige 650.- DM)

Beschreibung:

- Kausalität, temporale Aspekte und Unsicherheit medizinischen Wissens anhand von Beispielen
- Wissenschaftstheoretische Modelle für Kausalität
- Formalismen und Implementationen für temporales und kausales Wissen in der Medizin
- Vergleich von Formalismen zur Behandlung von unsicherem Wissen in der Medizin

3. Seminar "Das Gesundheitsstrukturgesetz und dessen Konsequenzen für die Medizinische Informatik"

Termin, Ort: 03.11.94, Klinikum der Universität Heidelberg

Zielgruppe: Medizinische Informatiker, EDV-Beauftragte in Krankenhäusern, Krankenhausverwaltungsfachkräfte.

Referenten: Dr. G. Baugut, Prof. Dr. R. Klar

Teilnahmegebühren: Mitglieder von BVMI, DVMD, GMDS 270.- DM
(MEDWIS-Beteiligte 220.- DM, Sonstige 650.- DM)

Beschreibung:

- Erläuterung der medizininformatisch relevanten Teile des GSG
- Die Verschlüsselung von Diagnosen nach der ICD-9 vierstellig und von Operationen nach der ICPM fünfstellig, Kontrolle und Auswertung der Diagnosen- und OP-Statistiken aus Krankenhaus- und Kassensicht, EDV-Organisation der Dokumentation und Übermittlung an die Kassen, Integration in ein Krankenhausinformationssystem
- Die Umsetzung der Pflegepersonalregelung für ein Krankenhaus, Pflegeleistungskataloge, EDV-Hilfen zur PPR, krankenhausinterne Analyse der PPR-Daten, diagnosenbezogene Auswertungen
- Übersicht zu den ökonomischen Zielen des GSG und neuen Entgeltformen im Krankenhauswesen
- Kalkulation von Sonderentgelten und Fallpauschalen
- Diskussion von Aufwand, Vergütung und Qualität med. Leistung

4. Übersicht über weitere Veranstaltungen der Akademie Medizinische Informatik:

Methodische Voraussetzungen zur Integration wissenschaftlicher Systeme	Ch. Ohmann, J. Stausberg	T	18.09.94	Dresden
ICPM	B. Graubner, R. Thurmayer	T	18.09.94	Dresden
Standards für die Datenkommunikation (EDI, EDIFACT, HL7)	J. Dudeck, G. Hergenröder	T	18.09.94	Dresden
Bildkommunikationsstandards	D. Pretschner	T	18.09.94	Dresden
Dentalinformatik	W. Schneider, I.-V. Wagner	T	18.09.94	Dresden
Einführung in die statistische Methodik von Äquivalenztests	S. Wellek	T	18.09.94	Dresden
Sequentielle Verfahren und Interimsanalyse	P. Bauer	T	18.09.94	Dresden
Multiples Testen	G. Hommel	T	18.09.94	Dresden
Analyse von Überlebenszeiten in klinischen Studien	W. Sauerbrei, C. Schnoor, M. Schumacher	T	18.09.94	Dresden
Einführung in die Epidemiologie	L. Kreienbrock	T	18.09.94	Dresden
Expositionserfassung in epidemiologischen Studien	W. Ahrens	T	18.09.94	Dresden
Klinische Epidemiologie	R. Koch, H. Kunath	T	18.09.94	Dresden
Modelle zu Behandlung unsicheren und temporalen Wissens in wissenschaftlichen Systemen	P. Hucklenbroich, H. Kindler, S. Schleutermann, E. Umkehrer	S	10.10.94	Neuherberg
Das Gesundheitsstrukturgesetz und dessen Konsequenzen für die Medizinische Informatik	G. Baugut, R. Klar	S	03.11.94	Heidelberg
Krankenhausinformationssysteme in Deutschland: Marktübersicht und Methodik der Auswahl	J. Boese, Praktiker aus Krankenhäusern	S	23.11.94	Heidelberg

T Tutorium, S Seminar

Nähere Informationen können direkt bei der Akademie angefordert werden:

Akademie Medizinische Informatik Tel.: 06221 / 56-7398
 Universität Heidelberg Fax: 06221 / 56-4997
 Abteilung Medizinische Informatik
 Im Neuenheimer Feld 400
 D - 69120 Heidelberg

Prof. Dr. Dr. K. Spitzer, Dipl.-Inform. Med. B. v. Buol

Ankündigungen des Fachbereichs Medizinische Biometrie

Tagungskalender, 11.07.94

17th International Biometric Conference (IBC '94)

* 08. - 12.08.1994 * Hamilton, Ontario, Canada

Information: IBC '94 - Local Organizing Committee, Dept. of Mathematics and Statistics,
McMaster University, Hamilton, Ontario, Canada L8S 4K1, Tel.: 001-416-
529-7070 ext. 3423 Fax.: 001-416-522-0935

Clinical Laboratory Data

A Practical Guide to Data Acquisition and Reporting, Drug Information Association (DIA)
Workshop

* 12. - 13.09.1994 * Köln

Information: Drug Information Association, Postfach, CH-4012 Basel, Tel.: 0041-61-382-
9019, Fax.: 0041-61-382-9050

Practical GCP Compliance Auditing

A Course for Industry Auditors and Regulatory Inspectors (DIA)

* 12. - 14.09.1994 * Köln

Information: Drug Information Association, Postfach, CH-4012 Basel, Tel.: 0041-61-382-
9019, Fax.: 0041-61-382-9050

Statistische Woche

* 12. - 16.09.1994 * Wien

Information: Österreichische Statistische Gesellschaft, Hintere Zollamtsstraße 2b,
Postfach 90, A-1033 Wien, Fax.: 0431-711-28/7728

6th Annual Drug Information Association (DIA) Euromeeting

"1995 - Ready, Or Not?"

* 25. - 27.09.1994 * Berlin

Information: Drug Information Association, Postfach, Ch-4012 Basel, Tel.: 0041-61-
449019, Fax.: 0041-61-449050

7. Herbstkolloquium über Biometrie und Ökologie

"Biometrische Methoden in der Umweltforschung"

der Arbeitsgruppe "Ökologie" der Internationalen Biometrischen Gesellschaft

* 13. - 14.10.1994 * Freiburg

Information: Dr. E. Kublin Forstliche Versuchs- und Forschungsanstalt, Abt. Biometrie
und Informatik, Wonnhaldestraße 4, 79100 Freiburg, Tel.: 0761-4018-198,
Fax.: 0761-4018-333 oder: Prof. Dr. R. Lasser, GSF-Forschungszentrum
für Umwelt und Gesundheit GmbH, Neuherberg, Postfach 1129, 85758
Oberschleißheim, Tel.: 089-3187-5350, Fax.: 089-3187-3326

Workshop "Methodische Aspekte der Entwicklung und Validierung von prognostischen und
diagnostischen Indizes"

der AG's "Statistische Methoden" und "Methoden der Prognose und Entscheidungsfindung"

* 14.10.1994 * Freiburg

Information: Dr. W. Sauerbrei, Klinikum der Universität, Abt. Medizinische Biometrie und
Statistik, Stefan-Meier-Str.26, 79104 Freiburg, Tel.: 0761-203-6669/6662,
Fax.: 0761-203-6680

Anwendungsbeobachtungen in der Psychopharmakotherapie
Symposium der Arbeitsgemeinschaft für Neuropharmakologie und Pharmakopsychiatrie
(AGNP)

* 28. - 29.10.1994 * Berlin

Information: Prof. Dr. M. Linden, Psychiatrischen Klinik und Poloklinik der Freien
Universität Berlin, Eschenallee 3, 14050 Berlin, Tel.: 030/3003-783, -439,
Fax.: 030/3003-393

4th Annual European Drug Information Association (DIA) Workshop on Clinical Data
Management

* 07. - 09.11.1994 * Basel

Information: Drug Information Association, Postfach, CH-4012 Basel, Tel.: 0041-61-382-
9019, Fax.: 0041-61-382-9050

Crossover-Anlagen in klinischen Studien

Herbsttagung der "Arbeitsgemeinschaft Pharmazeutische Forschung"

* 11.11.1994 * Hannover

Information: Dr. H. Nowak, ASTA Medica, Postfach 100 105, 60001 Frankfurt, Fax.:
069-4001-2913 oder: Prof. Dr. L. Hothorn, Universität Hannover,
Herrenhäuser Str. 2, 30419 Hannover, Fax.: 0511-762-4966

Practical GCP Compliance Auditing

A Course for Industry Auditors and Regulatory Inspectors (DIA)

* 01. - 03.02.1995 * London

Information: Drug Information Association, Postfach, CH-4012 Basel, Tel.: 0041-61-382-
9019, Fax.: 0041-61-382-9050

41. Biometrisches Kolloquium

* 14. - 17.03.1995 * Hohenheim

Information: Biometrisches Kolloquium, Universität Hohenheim, Inst. f. Angew. Math. u.
Statistik, Postfach 70 05 62, 70593 Stuttgart, Tel.: 0711-459-2861, Fax.:
0711-459-3030

SoftStat '95

8. Konferenz über die wissenschaftliche Anwendung von Statistik-Software

* 26. - 30.03.1995 * Heidelberg

Information: SoftStat '95, Zentrum für Umfragen, Methoden und Analysen (ZUMA),
Postfach 12 21 55, 68072 Mannheim, B 2, 1, Tel.: 0621/1246-174, Fax.:
0621/1246-100

16th Annual Society for Clinical Trials Meeting (SCT)

* 30.04. - 03.05.1995 * Seattle, Washington, USA

Information: SCA, 600 Wyndhurst Avenue, Baltimore, Maryland 21210, Tel.: 001-410-
433-4722, Fax.: 001-410-435-8631

W. Lehmacher

* * * * *

Ankündigungen des Fachbereichs Epidemiologie

Die Internationale Biometrische Gesellschaft - Deutsche Region und die Deutsche Gesellschaft für Medizinische Informatik, Biometrie und Epidemiologie (GMDS) e.V. bieten im Rahmen ihres Fortbildungsprogrammes den folgenden Kurs an:

Epidemiologische Methoden

Ziel des Kurses ist

- die Vermittlung grundlegender Konzepte und Methoden der epidemiologischen Forschung
- die Demonstration typischer Anwendungen anhand konkreter Beispiele
- die Vermittlung eines Überblickes über weiterführende Methoden zur eigenen Vertiefung.

Voraussetzungen

für den Kurs sind statistische Grundkenntnisse

Die Bescheinigung einer erfolgreichen Teilnahme (nach Bestehen der Abschlußklausur) wird für die Zertifikate "Biometrie in der Medizin", "Medizinischer Informatiker" und "Epidemiologie" anerkannt. Bitte Taschenrechner mitbringen!

Zeit: 6.-10. März 1995

Ort: Düsseldorf, Schloß Mickeln

Kursleiter: Prof. Dr. med. Dr. rer. nat. H.E. Wichmann (München, Wuppertal)
Prof. Dr. rer. nat. S. Schach (Dortmund)
Dr. rer. nat. L. Kreienbrock (Wuppertal)

Teilnehmerzahl: Maximal 30

Der Kurs wird nur durchgeführt, wenn mindestens 15 verbindliche Anmeldungen für den Kurs vorliegen

Anmeldung: möglichst umgehend

Dr. L. Kreienbrock
Bergische Universität GH Wuppertal,
Fachbereich 14
Arbeitssicherheit und Umweltmedizin
Gaußstraße 20
42097 Wuppertal

Teilnahmegebühr: 800,-- DM (400,-- DM für Selbstzahler möglich)

Unterkunft: am Kursort Schloß Mickeln möglich
(ca. 47,-- DM/Nacht)

Kursinhalte:
(Änderungen
vorbeh.)

- Studientypen
- Maßzahlen
- Mortalitätsdaten
- Studienplanung und -durchführung
- Befragungs- und erhebungsmethoden
- Untersuchungstechniken
- einfache Auswertungsmethoden
- Herz-Kreislauf Epidemiologie
- Arzneimittel epidemiologie
- Erarbeitung eines Studienantrages

Referenten: Glaeske, Jöckel, Kreienbrock, Pesch,
S. Schach, Spix, Wichmann

Die Deutsche Gesellschaft für Medizinische Informatik, Biometrie und Epidemiologie (GMDS) e.V. und die Deutsche Gesellschaft für Sozialmedizin und Prävention (DGSMP) bieten im Rahmen ihres Fortbildungsprogrammes folgenden Kurs an:

Berufs- und Umweltepidemiologie

Ziel des Kurses ist

- die Vermittlung grundlegender Konzepte u. Methoden der Berufs- u. Umweltepidemiologie
- die Demonstration typischer Anwendungen anhand konkreter Beispiele
- die Vermittlung eines Überblickes über weiterführende Forschungsinhalte zur eigenen Vertiefung.

Voraussetzungen

für den Kurs sind statistische Grundkenntnisse sowie epidemiologische Grundkenntnisse, wie sie etwa im Kurs "Epidemiologische Methoden" vermittelt werden.

Die Bescheinigung einer erfolgreichen Teilnahme (nach Bestehen der Abschlußklausur) wird für die Zertifikate "Biometrie in der Medizin" und "Epidemiologie" anerkannt.

Zeit: 6.-10. März 1995

Ort: Düsseldorf, Schloß Mickeln

Kursleiter: Prof. Dr. med. Dr. rer. nat. H.E. Wichmann (München, Wuppertal)
Dr. rer. nat. L. Kreienbrock (Wuppertal)

Teilnehmerzahl: Maximal 25

Der Kurs wird nur durchgeführt, wenn mindestens 15 verbindliche Anmeldungen für den Kurs vorliegen

Anmeldung: möglichst umgehend

Dr. L. Kreienbrock
Bergische Universität GH Wuppertal,
Fachbereich 14
Arbeitsicherheit und Umweltmedizin
Gaußstraße 20
42097 Wuppertal

Teilnahmegebühr: 800,-- DM (400,-- DM für Selbstzahler möglich)

Unterkunft: am Kursort Schloß Mickeln möglich
(ca. 47,-- DM/Nacht)

Kursinhalte:
(Änderungen vorbehalten)

- Atemwegserkrankungen, Allergien und Umwelt
- Zeitreihenanalyse
- Räumliche Strukturen
- Arbeitsmedizinische Kohortenstudien
- Erfassung beruflicher Expositionen
- Berufliche Krebsrisiken
- Epidemiologie im Betrieb
- Herz-Kreislauf-Erkrankungen und Beruf
- Risk Assessment im Umweltbereich
- Durchführung und Qualitätskontrolle in umweltepidemiologischen Studien
- spezielle Untersuchungstechniken

Referenten: Ahrens, Brüske-Hohlfeld, Franke, Funke, Hense, Jöckel, Krämer, Kreienbrock, Spix, Wargenau, Wichmann

Internationaler Workshop "Datenschutz in medizinischen Informationssystemen" am 13. und 14. Februar 1995 in Magdeburg

Die Bemühungen um Strukturveränderungen im Gesundheitswesen vieler Länder zur Sicherung des Versorgungsauftrages bei gleichzeitiger Dämpfung der Kostenexplosion, d.h. die Gewährleistung effizienter Strukturen und Abläufe in Gesundheitseinrichtungen, erfordert eine optimale Gestaltung der informationellen Prozesse. Die Realisierung nutzer- und zeitnaher Anwendungen bei Sicherung der komplexen funktionellen Beziehungen der Strukturen und Teilsysteme in Großklinika sowie die Kommunikation und Kooperation mit externen Einrichtungen bedingen ein verändertes Design medizinischer Informationssysteme.

Mit der Schaffung der kommunikativen Infrastruktur im Gesundheitswesen, der Realisierung strukturübergreifend kooperierender Informationssysteme sowie der informationslogistischen Begleitung der arbeitsteiligen Prozesse in der medizinischen Versorgung ergeben sich neue Anforderungen zur Gewährleistung von Datensicherheit und Datenschutz in medizinischen Informationssystemen.

Das Institut für Biometrie und Medizinische Informatik am Universitätsklinikum Magdeburg veranstaltet deshalb im Auftrag der Gesellschaft für Medizinische Informatik, Biometrie und Epidemiologie (GMDS) e.V. sowie im Zusammenwirken mit dem Berufsverband Medizinischer Informatiker (BVMI) e.V. und dem Landesbeauftragten für Datenschutz in Sachsen-Anhalt einen Internationalen Workshop zum Thema "Datenschutz in medizinischen Informationssystemen".

Ziel des Workshops ist es, einen Erfahrungs-, Argumentations- und Wissensaustausch zwischen Politikern, Ärzten, Juristen, Datenschützern und Medizininformatikern zu realisieren. Es soll eine Verständigung zwischen divergenten Institutionen und Disziplinen herbeigeführt werden.

Der Workshop wird mit ca. 30 Teilnehmern als geschlossene Plenarveranstaltung ohne Untergliederung in Arbeitsgruppen durchgeführt werden. Hauptanliegen des Workshops ist das Zusammenführen der beteiligten Partner im Prozeß der Gestaltung der Datensicherheit in medizinischen Informationssystemen sowie die ausführliche Diskussion von Problemen und Lösungen. Tagungssprache ist deutsch. Tagungsgebühren werden **nicht** erhoben.

Tagungsleitung:

Prof.Dr. J. Läuter
Otto-von-Guericke-Univ. Magdeburg
Medizinische Fakultät
Institut für Biometrie und
Medizinische Informatik

Prof.Dr. K. Pommering
Johannes-Gutenberg-Univ. Mainz
Fachbereich Medizin
Institut für Medizinische Statistik und
Dokumentation

Organisationsbüro und weitere Informationen:

Dr. B. Blobel
Universitätsklinikum Magdeburg
Institut für Biometrie und Medizinische Informatik
Leipziger Str. 44, 39129 Magdeburg
Tel.: 0391/673535 und 42

Fax: 0391/673440

* * * * *

Die Vorbereitung des neuen Spezifischen Programms "Telematics Applications" der Europäischen Union schreitet voran

Nach der Verabschiedung des 4. Rahmenprogramms für die Forschungspolitik der Europäischen Union im April 1994 erfolgt derzeit die inhaltliche Vorbereitung des neuen spezifischen Programms "Telematics Applications". Mit dem neuen Programm soll an die Resultate des Vorläuferprogramms "Telematics" angeknüpft werden. Allerdings soll ein stärkerer Anwenderbezug hergestellt werden und ein Schwerpunkt auf die Demonstration und Validierung von Telematikanwendungen gerichtet sein. Ein wichtiger Sektor ist als Nachfolger des Teilprogramms "Advanced Informatics in Medicine (AIM)" der Bereich "Health Telematics". Nachdem inzwischen ein Entwurf für das spezifische Programm vorliegt, wurde seit Jahresbeginn in mehreren Expertengremien über das künftige Arbeitsprogramm beraten und ein erster inoffizieller Vorschlag vorgelegt. Dieser zunächst als "Requirements and Options" bezeichnete Bericht wurde am 22. und 23. Juni 1994 in Brüssel präsentiert und im Kreis von ca. 700 europäischen Experten diskutiert. Es ist davon auszugehen, daß auf dieser Grundlage mit sicher noch kleineren Änderungen das offizielle Arbeitsprogramm erstellt wird.

Mit einer Verabschiedung des Spezifischen Programms ist spätestens im September 1994 zu rechnen. Es ist derzeit davon auszugehen, daß ein erster offizieller Call für das Spezifische Programm zum 15.12.1994 im Amtsblatt der Europäischen Kommission erscheinen wird und Anträge im Frühjahr 1995 entgegen genommen werden.

Nähere Informationen zu den voraussichtlichen Arbeitsinhalten und Rahmenbedingungen einer Antragstellung im Teilbereich "Health Telematics" erteilt die Nationale Kontaktstelle beim Projektträger "Forschung im Dienste der Gesundheit" an der Deutschen Forschungsanstalt für Luft- und Raumfahrt, Südstr. 125, 53175 Bonn, Tel.: 0228-3821 223/210.

Darüber hinaus ist es beabsichtigt, Ende September einen nationalen Informationstag zum Programm "Health Telematics" durchzuführen. Interessenten melden sich bitte unter o.g. Adresse.

* * * * *

AIM-Programm SEISMED

Im Rahmen der 3. Forschungsförderung 1992 - 1994 der europäischen Gemeinschaft wurden im Programm AIM (Advanced Informatics in Medicine) insgesamt 35 Projekte im Umfeld von Medizin und Informatik gefördert. Dabei betrachtete das Projekt SEISMED (Secure Information Systems in MEDicine) insbesondere Sicherheitsaspekte wie Verfügbarkeit, Integrität, Vertraulichkeit, Verbindlichkeit, etc. bei der Verarbeitung von Gesundheitsdaten. Um die Ergebnisse einer interessierten Öffentlichkeit vorzustellen und sie zu diskutieren bietet dieses Projekt im September des Jahres einen Workshop für IT-Sicherheit im Gesundheitswesen an. Die Vorträge und Seminare reichen von Fragen der rechtlichen Gestaltung von Informationsverarbeitung im Gesundheitswesen über Methoden der Risikoanalyse bis zu technischen Fragen der Gestaltung von Netzwerken und Informationssystemen. Besonders wird auch auf Erfahrungen der Referenzkliniken des Projektes eingegangen, die die erarbeiteten Empfehlungen praktisch erprobt und diskutiert haben.

Der Kurs wendet sich an Sicherheitsbeauftragte und Systembetreiber von Krankenhausinformationssystemen sowie interessierte Entscheidungsträger und Anwender im Klinikbereich. Da der Workshop EG-weit angeboten wird und Simultanübersetzungen zu aufwendig sind, ist die offizielle Sprache während des Workshops Englisch. Anmeldungen umgehend an SEISMED Security Course, TRITECH, 26 Temple Lane, IR-Dublin, Ireland.

* * * * *

Forschungsdatenbank "CORDIS" der Europäischen Union: AWMF-Büro ist zugangsberechtigt und gibt Auskunft

Die AWMF verfügt jetzt über eine Zugangsberechtigung zum Datenbanksystem ECHO und CORDIS der Europäischen Union.

In dieser Sammlung von Datenbanken sind die täglich aktualisierten Nachrichten über F&E-Maßnahmen der EU ebenso abrufbar wie Informationen über laufende und geplante Projekte aus Forschungsförderungsprogrammen. Da die EU-Förderung insbesondere dafür gedacht ist, Kooperationsvorhaben innerhalb Europas zu fördern, bietet CORDIS auch eine Aufstellung von möglichen Kooperationspartnern aus allen EU-Staaten.

Der Zugang zu den ECHO- und CORDIS-Datenbanken ist - zumindest vorläufig - für alle Interessierten kostenlos, es fallen für den Benutzer lediglich die Telekommunikationskosten an. Der Datenbankrechner in Luxemburg ist über Telefonleitung (300 - 1200 Baud, 7E1) und über DATEX-P zu erreichen. DATEX-P kann von Benutzern, die über eine NUI (Network User Identification) verfügen, per Telefon und Modem, aber auch via Bildschirmtext (DATEX-J/BTX-Übergang zu DATEX-P: mit *707# Profilwechsel zum VT100-Modus, dann *1010#) angewählt werden, womit überall in Deutschland der Zugang zu einem DATEX-P-Knoten zum Ortsgespräch-Tarif erfolgen kann. Interessenten können eine Zugangsberechtigung beantragen bei: CORDIS Customer Service, B.P. 2373, L-1023 Luxembourg, Tel.: 00352-3498-1240, FAX 00352-3498-1248.

CORDIS bietet für Nutzer mit PC's ein unter MS-Windows lauffähiges, komfortables (kostenloses) Kommunikationsprogramm an. Der Zugang ist aber mit jedem Standard-Terminalprogramm möglich. Die Suche in den Datenbanken kann menügerecht erfolgen, wesentlich schneller ist jedoch die Suche unter Verwendung der "Common Command Language" CCL. Mit der Zugangsberechtigung erhalten alle Nutzer ein "CORDIS Reference Manual" mit ausführlicher Beschreibung der Datenbanken, des Menüsystems und der CCL-Syntax.

Das AWMF-Büro berät gerne alle Interessenten aus den Fachgesellschaften über Zugangswege und -modalitäten der EU-Datenbanken. Unsere Arbeitskapazität reicht jedoch nicht aus, für einzelne Interessenten die Recherche in den Datenbanken zu übernehmen. Nachrichten, die für unsere Mitgliedsgesellschaften insgesamt interessant sind, werden im AWMF-Mitteilungsblatt veröffentlicht.

(AWMF)

* * * * *

it+ti - Schwerpunktheft "Medizinische Informatik"

Der Fachausschuß 4.7 "Medizinische Informatik" des Fachbereichs 4 der Gesellschaft für Informatik (GI) und der Fachbereich "Medizinische Informatik" der Deutschen Gesellschaft für Medizinische Informatik, Biometrie und Epidemiologie (GMDS) haben unlängst durch ein gemeinsames Abkommen die wissenschaftliche Zusammenarbeit auf dem Gebiet der medizinischen Informationsverarbeitung weiter gefestigt.

Inauguriert durch die beiden Leitungsgremien dieser Fachorgane erscheint dazu im Mitteilungsorgan des Fachbereichs 4 der Gesellschaft für Informatik ein Schwerpunktheft "Medizinische Informatik", für das Herr Professor Seelos, Düsseldorf, die Herausgeberschaft übernommen hat. Das als Heft 6/94 der Zeitschrift "Informationstechnik und Technische Informatik" (it+ti) publizierte Schwerpunktheft reflektiert methodologisch orientierte Teilgebiete der Medizininformatik und möchte damit zur interdisziplinären Zusammenarbeit und zur Mitarbeit in der GI und in der GMDS auf diesem Gebiet anregen.

Prof. Seelos

* * * * *

ICD-10: Band I bei DIMDI erhältlich

Das amtliche deutschsprachige Systematische Verzeichnis (Band I) der 10. Revision der Internationalen statistischen Klassifikation der Krankheiten und verwandter Gesundheitsprobleme (ICD-10) ist ab sofort beim Deutschen Institut für medizinische Dokumentation und Information, DIMDI, in Köln in der elektronischen Fassung erhältlich. Diese ist gleichzeitig die autorisierte Ausgabe der deutschsprachigen Mitgliedsländer der Weltgesundheitsorganisation. DIMDI hat das Systematische Verzeichnis erstellt als Übertragung der englischsprachigen Originalausgabe der WHO und gibt es im Auftrage des Bundesministeriums für Gesundheit als anderes amtliches Werk heraus.

Band I wird auf Anfrage maschinenlesbar zum Preis der Duplizierungskosten abgegeben. Die Daten liegen als ASCII-Dateien im SGML-Format vor (Standard Generalized Markup Language, ISO 8879); es garantiert eine umfassende Weiterverarbeitung vom Buchdruck über CD-ROM bis hin zur Integration in automatische Verschlüsselungssysteme. Diese Universalität bringt mit sich, daß das Datenmaterial in aller Regel zunächst mit einem Umsetzprogramm an die Anforderungen der jeweiligen Anwendung angepaßt werden muß.

Etwa 120 Institutionen, darunter auch die GMDS, wurden um ihre fachliche Stellungnahme und Kritik sowie um Anregungen für die Bearbeitung und die weitere Entwicklung der ICD-10 gebeten. Erstmals wurde in der Bundesrepublik eine Revision der ICD unter so großer Beteiligung der medizinischen Fachgesellschaften und weiterer Institutionen und Organisationen des Gesundheitswesens erstellt. Mit dem Systematischen Verzeichnis steht der erste Band der amtlichen deutschsprachigen Fassung bereit. Die beiden weiteren Bände werden zur Zeit von DIMDI erarbeitet. Geplant ist, bis Ende 1994 den Band II - Regelwerk - bzw. bis Ende 1995 den Band III - Alphabetisches Verzeichnis - fertigzustellen.

Wir weisen ausdrücklich darauf hin, daß derzeit noch der Einsatz der ICD-9 verbindlich vorgeschrieben ist. Die Inkraftsetzung der ICD-10 nach GSG 93 bzw. SGB V wird durch Bekanntmachung im Bundesanzeiger erfolgen. Den vielfachen Anfragen aus dem Fachgebiet der medizinischen Dokumentation und Informatik entgegenkommend wird das Systematische Verzeichnis der ICD-10 schon jetzt für wissenschaftliche Zwecke und zur Erprobung in Informationssystemen bereitgestellt.

Weitere Auskünfte erteilt:

Dr.med. Michael Schopen, DIMDI, Postfach 420580, 50899 Köln
Tel.: 0221/4724-325, FAX: 0221/411429

* * * * *

Aus Platzmangel kann in dieser Ausgabe der Veranstaltungskalender nicht gedruckt werden. Bei Bedarf kann dieser bei der Geschäftsstelle der GMDS, Herbert-Lewin-Straße 1, 50931 Köln angefordert werden.

Personalia

Nachruf für Herrn Dr.med. Leo Wallrapp

Herr Dr. Wallrapp, geb. 4.8.1925, war seit 1954 in der Chirurgischen Klinik Innenstadt des Klinikums der LMU München als Akademischer Oberrat tätig. Seit 1971 leitete er die medizinische Basisdokumentation und das Archiv der Chirurgischen Klinik und Poliklinik. Als Mitglied des Arbeitskreises Chirurgie der GMDS beteiligte er sich lebhaft u.a an der Entwicklung und Pflege der 2. Version des Allgemeinen Chirurgischen Schlüssels nach O. Scheibe. Mit seinem Tode verliert nicht nur die Klinik, sondern auch die GMDS ein eifriges und getreues Mitglied, das die Belange der Klinik aus eigener Erfahrung gut kannte, sich als Arzt der Dokumentation widmete und sich als Bindeglied zur Medizinischen Informatik verstand.

* * * * *

Habilitation

Die Ruprecht-Karls-Universität Heidelberg teilt mit, daß Herr Dr.sc.hum. Alfred Winter sich im Sommersemester 1994 an der Fakultät für Theoretische Medizin der Universität Heidelberg für das Fach Medizinische Informatik habilitiert hat. Das Thema seiner Habilitationsschrift lautete: Beschreibung, Bewertung und Planung heterogener Krankenhausinformationssysteme.

Prof. Dr. R. Haux

* * * * *

Als neue Mitglieder begrüßen wir:

Dipl.-Finanzw. Thomas Albrecht Systemanalyse u. med. Dokumentation Hauptstr. 26 25563 Wrist Tel.: 04822-70204	Sabine Bahrs BE Tumorzentrum Kliniken der Univ. Göttingen Robert-Koch-Str. 40 37075 Göttingen Tel. 0551-398668
Dipl.-Biol. Erwin Bauer Epidemiologisches Krebsregister Baden-Württemberg Rotestr. 16 a 70197 Stuttgart Tel. 0711-66192-55	Dipl.-Inform. Ulrich Breuer Marlistr. 44a 23566 Lübeck Tel.:0451-66517
Dipl.-Inform. Med. Mehran Falsafi Wetzgauer Str. 85 Haus 1/109 73557 Mutlangen Tel.: 07171-701431	Dr.-Ing. Annegret Franke Forschungsinstitut f. Balneologie und Kurortwissenschaft Bad Elster Abt. Biometrie und Med. Inform. Lindenstr. 5 08645 Bad Ester Tel.: 037437-3434

<p>Dr. rer. nat. Achim Heinecke Institut für Med. Informatik und Biomathematik der Univ Münster Domagkstr. 9 48129 Münster Tel.: 0251-835264</p>	<p>Dr. rer. nat. Frank Heydenreich Wolgaster Str. 126 17489 Greifswald Tel.: 03834-4001</p>
<p>Dr. med. Jörg Hohnloser Med. Klinik, Klinikum Innenstadt Ludwig-Maximilian-Universität Ziemssenstr. 1 80336 München 089-51602111</p>	<p>Joachim Kieschke Arzt Pilotprojekt Niedersächsisches Krebsregister im Nds. Sozialministerium Aegidientorplatz 3 30159 Hannover Tel. 0511-120-8047</p>
<p>Dipl.-Inform. Med. Andreas Koop Neurott 30 68723 Plankstadt Tel.: 06202-26737</p>	<p>Dirk Kraus Abt. Med. Informatik Herz- und Diabeteszentrum NRW Georgstr. 11 32545 Bad Oeynhausen Tel. 05731-97-2123</p>
<p>Stefan Lange Arzt Ruhr-Universität Bochum Abt. für Medizinische Informatik und Biomathematik Overbergstr. 17 44801 Bochum Tel: 0234-7007914</p>	<p>Dipl.-Math., MSc Birgit Lübke Med. Hochschule Hannover Fachrechenzentrum Labor-EDV -8130- Postfach 30623 Hannover Tel. 0511-532-4645</p>
<p>Dipl.-Ing. Manfred H. Meinen An der Oberpforte 6 55128 Mainz Tel. 06131-35804</p>	<p>Sonja Menke Tannenkampstr. 77 26131 Oldenburg Tel. 0441-593262</p>
<p>Dr. med. Stephan Niestroj Eppendorfer Weg 105 20259 Hamburg Tel 040-496340</p>	<p>Dipl.-Physiker Florian Nold Rosenweg 9 79312 Emmendingen Tel. 07641-42888</p>
<p>Dr. med., M.P.H. Ruth Oberhausen Epidemiologisches Krebsregister Baden-Württemberg Röttestr. 16a 70197 Stuttgart Tel. 0711-66192-44</p>	<p>Dipl.-Inform. Med. Anne Rickert Kronprinzenstr. 7c 53721 Siegburg Tel. 02241-58928</p>

<p>Dr. sc. techn. Lothar Rölz Universitätsklinikum Charité der HU zu Berlin, Klinik für Anästhesiologie und Intensivmedizin Schumannstr. 20/21 10117 Berlin Tel. 030-28022026-5940</p>	<p>Dr. med. Johannes Seydel Institut für Medizinische Biometrie Universität Tübingen Westbahnhofstr. 55 72070 Tübingen Tel. 07071-292116</p>
<p>Dipl.-Inform. Gerd Schenk Klinikum Passau Bischof-Pilgrim-Str. 1 94032 Passau Tel. 0851-5300-2457</p>	<p>Dr. med. Jürgen Carlo Schmidt via Napoli 52 I-15100 Alessandria Italien Tel. 0039-131-207234</p>
<p>Prof. Dr. Kira Schulz Fachhochschule Hannover Fachbereich Bibliothekswesen Information und Dokumentation Hanomagstr. 8 30449 Hannover Tel. 0511-444344</p>	<p>Dr. med. Stefan Schulz Abteilung Med. Informatik des Universitätsklinikum Freiburg Stefan-Meier-Str. 26 79104 Freiburg Tel. 0761-203-6697</p>
<p>Dipl.-Math Bernhard Steinhäuser Institut für Med. Statistik und Dokumentation Waldstr. 6 91054 Erlangen Tel. 09131-852716</p>	<p>Dipl.-Statistikerin Uta Thien Jägerstr. 24 82194 Gröbenzell Tel. 08142-52811</p>
<p>Dr. med. Gregor Viethen Med. Universität zu Lübeck Inst. für Med. Statistik und Dokumentation Ratzeburger Allee 160 23562 Lübeck Tel. 0451-500-2791</p>	

Als studentische Mitglieder begrüßen wir:

<p>Thomas Pfisterer Heinrich-Fuchs-Str. 95/1 69126 Heidelberg Tel.: 06221-303931</p>	<p>Pohl, Ulrike Wildstr. 9 69123 Heidelberg Tel.: 06221-840979</p>
--	--

KURZ DAS WICHTIGSTE



Fleischhygiene und Lebensmitteluntersuchung.

Von Dr. med. vet. Reinhard Fries.
272 Seiten,
37 Abbildungen,
103 Tabellen.
Format 12,0 cm x 18,5 cm.
Kt. DM 32,80/öS 256.-/sFr 33.80.
(UTB 1678).
ISBN 3-8252-1678-0.

Lebensmittel tierischer Herkunft stellen eine ausgesprochen komplexe Materie dar; wegen ihrer Verderbanfälligkeit wurde ihnen schon immer besondere Aufmerksamkeit gewidmet. Da ein Lebensmittel nicht losgelöst von seiner Vorgeschichte und den Produktionstechniken betrachtet werden sollte, wird in diesem Buch in straffer Form die → **Schlacht- und Fleischuntersuchung in Kombination mit der Lebensmitteluntersuchung** dargestellt. Der fleischhygienische Teil befaßt sich vor allem mit den praxisbezogenen Tätigkeiten, während bei der Untersuchung von Lebensmitteln die labororientierten Fragestellungen im Mittelpunkt stehen. Bei allen angesprochenen Themenbereichen wird auch auf die aktuellen rechtlichen Gesichtspunkte und die zu beachtenden Rechtsvorschriften eingegangen. Das Buch wendet sich an Studierende der Veterinärmedizin, Ökotrophologie, Lebensmitteltechnologie und Landwirtschaft sowie an alle, die beruflich mit dieser Materie zu tun haben.

Aus dem Inhalt: Historische Entwicklung in der Untersuchung von Lebensmitteln. Im ersten Teil „Fleischhygiene“: Gegenwärtige Situation in der Fleischproduktion. Organisation der Überwachung. Grundsätzlicher Ablauf der Untersuchung. Die Nutzungsgruppen im einzelnen. Ergänzende Untersuchung. Übergreifende Konzepte in der Überwachung. Im zweiten Teil „Lebensmittelhygiene und Lebensmittelkunde“: Organisation der Überwachung. Der Untersuchungsgang im Überblick. Bakteriologisch-hygienische Grundlagen der Untersuchung. Untersuchung von Lebensmitteln.

Der Autor: Dr. med. vet. Reinhard Fries ist am Institut für Lebensmittelkunde, Fleischhygiene und -technologie der Tierärztlichen Hochschule Hannover tätig.

Coupon an Ihre Buchhandlung oder senden an:
Verlag Eugen Ulmer, Postfach 70 05 61, 70574 Stuttgart.

BUCH-COUPON

Senden Sie mir das Buch „**Fleischhygiene und Lebensmitteluntersuchung**“ zum Preis von DM 32,80/öS 256.-/sFr 33.80. (Best.-Nr. 3-8252-1678-0)

Name, Vorname

Straße/Nr.

PLZ, Ort

Datum/Unterschrift

4 schnelle Wege zum Buch.

1.: Kauf in Ihrer Buchhandlung. Lassen Sie sich das Buch zeigen. 2.: Mit diesem Coupon. 3.: Bestellen Sie per Telefon (07 11) 45 07-121. 4.: Bestellen per Telefax (07 11) 45 07-1 20.



Statistik bei



SYSTAT für Windows Eine Einführung

Von Dr. Sven BLANKENBERGER, Inst. für Psychologie, TU Braunschweig
1994. XII, 257 S., incl. 3,5" Beispiel-Diskette, kt. DM 68,-

Inhalt: Einleitung – Der Editor – Transformationen – Import und Export – Befehlszeilen und Befehlsdateien – Das DATA-Modul – Selektion von Fällen – Subgruppen spezifizieren – Deskriptive Statistik – t-Tests – Korrelationsmaße – Nonparametrische Testverfahren – Lineare Regression – Nichtlineare Regression – Univariate Varianzanalyse – Multivariate Varianzanalyse – Diskriminanzanalyse – Clusteranalyse – Analyse von Häufigkeitsdaten – Die Graphik: Generelle Vorbemerkung – Globale Graphik-Anweisungen – Gemeinsame Graphik-Optionen – Balkendiagramme (Bar Charts) – Tortendiagramme (Pie Charts) – Box-Plots – Density-Plots – Probability-Plots – Quantil-Plots – 2-D Scatterplots – 3-D Scatterplots – Funktions-Plots – Scatterplot-Matrizen (SPLOM) – Category-Plots (CPLLOT) – Landkarten – Write – Draw – Drucken, Plotten, Cut und Paste – Anhang

Dieser Band gibt – speziell für deutschsprachige Benutzer – eine übersichtliche und gut verständliche Einführung in das Programmpaket „SYSTAT for Windows“ (Programmversion 5.02). Alle wichtigen statistischen Verfahren und graphischen Darstellungsweisen werden behandelt, wobei häufig auftauchende Fragen und Problemstellungen besonders ausführlich dargestellt werden. Kenntnisse über andere Statistikpakete werden nicht vorausgesetzt. Beispieldatensätze, die auf einer Diskette dem Band beigelegt sind, verdeutlichen zusätzlich die dargestellten Verfahren und Prinzipien.

Preisänderung vorbehalten

Statistische Methoden zum Nachweis von Äquivalenz

Von PD Dr. Stefan WELLEK, Inst. für Med. Statistik und Dokumentation, Universität Mainz

1994. VIII, 183 S., kt. DM 78,-

Inhalt: Einführung – Einseitige Testprobleme mit verschobenen Hypothesen – Konstruktionsprinzipien für Tests auf Äquivalenz – Gleichmäßig beste Äquivalenztests für einparametrische Probleme – Äquivalenztests für Versuchspläne mit paarigen Beobachtungen – Äquivalenztests für das Parallelgruppen-Design – Anhang: Theoretische Grundlagen / Computer-Programme / Tabellen

Der steigenden Bedeutung des statistischen Äquivalenznachweises innerhalb der Medizinischen Statistik trägt dieser Band Rechnung. Das Spektrum der behandelten speziellen Äquivalenz-Testprobleme reicht dabei vom Einstichproben-Problem mit normalverteilten Beobachtungen von bekannter Varianz bis zu Problemen mit mehreren verbundenen oder unverbundenen Stichproben.

Die mathematisch-statistischen Grundlagen werden in einem Anhang im Zusammenhang dargestellt und durch ein Korollar ergänzt, mittels dessen sich die praktische Berechnung von optimalen Äquivalenztests unter Symmetriebedingungen weitgehend vereinfachen läßt. Um den routinemäßigen Gebrauch der entwickelten Äquivalenzbeurteilungsverfahren so weit wie möglich zu erleichtern, werden für alle Tests, die sich nicht auf andere, bereits verfügbare Verfahren zurückführen lassen, die Quellencodes von Computerprogrammen angegeben, welche die benötigten Teststatistiken bzw. die kritischen Konstanten sowie die Trennschärfe gegen ausgewählte Alternativen berechnen. Für die meisten nur von einer eindimensionalen Prüfgröße abhängenden Tests sind außerdem umfangreiche Vertafelungen von kritischen Grenzen und Trennschärfewerten beigelegt. Für alle Verfahren wird die konkrete Vorgehensweise bei der praktischen Anwendung an einem geeigneten Datensatz illustriert, dessen Beispiele überwiegend der aktuellen medizinischen Forschung entnommen sind.