

Berichte

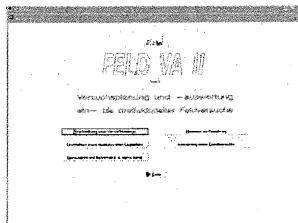
aus der Biologischen Bundesanstalt für Land- und Forstwirtschaft

Reports

from the Federal Biological Research Centre for Agriculture and Forestry

Heft 130

2006



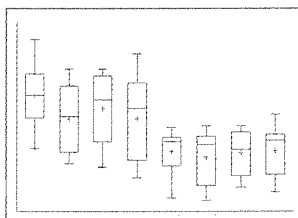
Planung und Auswertung ein- bis dreifaktorieller Feldversuchsanlagen Feld_VA II Version 1

Planing and Analysis of One-factorial to
Three-factorial Field Experiments
Feld_VA II
Version 1

einfaktorielles randomisierte Anlage	A-R
einfaktorielles Blockanlage	A-BI
einfaktorielles lateinisches Quadrat	A-LQ
zweifaktorielles randomisierte Anlage	(AxB)-R
zweifaktorielles Blockanlage	(AxB)-BI
zweifaktorielles lateinisches Quadrat	(AxB)-LQ
zweifaktorielles Spaltenanlage	(A-B)-BI
zweifaktorielles Streifenanlage	(A-D)-BI
dreifaktorielles randomisierte Anlage	(AxBxC)-R
dreifaktorielles Blockanlage	(AxBxC)-BI
dreifaktorielles lateinisches Quadrat	(AxBxC)-LQ
dreifaktorielles Spaltenanlage	(A-B-C)-BI
dreifaktorielles zweistufige Spaltenanlage	(A-B-C)-BI
dreifaktorielles zweistufige Streifenanlage	(A-D-C)-BI
dreifaktorielles Streifen-Spaltenanlage	(A-D-C)-BI
dreifaktorielles Spalt-Streifenanlage	(A-D-C)-BI
dreifaktorielles Spalt-Streifenanlage	(A-B-C)-BI

$$(r, d, \alpha, \beta) \leftarrow s^2$$

PROC MIXED



Eckard Moll

Biologische Bundesanstalt für Land- und Forstwirtschaft
Zentrale EDV-Gruppe, Außenstelle Kleinmachnow



Biologische Bundesanstalt
für Land- und Forstwirtschaft

Herausgeber / Editor

Biologische Bundesanstalt für Land- und Forstwirtschaft, Braunschweig, Deutschland
Federal Biological Research Centre for Agriculture and Forestry, Braunschweig, Germany

Verlag

Eigenverlag

Vertrieb

Saphir Verlag, Gutsstraße 15, 38551 Ribbesbüttel
Telefon +49 (0)5374 6576
Telefax +49 (0)5374 6577

ISSN 0947-8809

Kontaktadresse / Contact Address

Dr. Eckard Moll
Biologische Bundesanstalt für Land- und Forstwirtschaft
Zentrale EDV-Gruppe, Außenstelle Kleinmachnow
Stahnsdorfer Damm 81
14532 Kleinmachnow

Telefon +49 (0)33203 48-331

Telefax +49 (0)33203 48424

E-Mail E.Moll@bba.de

Internet <http://www.bba.de>

© Biologische Bundesanstalt für Land- und Forstwirtschaft

Das Werk ist urheberrechtlich geschützt. Die dadurch begründeten Rechte, insbesondere die der Übersendung, des Nachdrucks, des Vortrages, der Entnahme von Abbildungen, der Funksendung, der Wiedergabe auf fotomechanischem oder ähnlichem Wege und der Speicherung in Datenverarbeitungsanlagen, bleiben, auch bei nur auszugsweiser Verwertung, vorbehalten.

Inhaltsverzeichnis

Vorwort	5	
1	Bemerkungen zur grafischen Oberfläche	7
2	Von FELD_VA unter SAS 6 zu FELD_VA II unter SAS 9	7
2.1	Zielstellung	7
2.2	Entwicklungssetappen	7
2.3	Ein neues FELD_VA	8
3	Die Versuchsanlagen	9
3.1	In FELD_VA II aufgenommene Versuchsanlagen	9
3.2	Erläuterungen zu den Versuchsanlagen	9
3.2.1	Grundsätzliches	9
3.2.2	Einfaktorielle vollständig randomisierte Anlage A-R	10
3.2.3	Einfaktorielle Blockanlage A-B1	10
3.2.4	Einfaktorielles lateinisches Quadrat A-LQ	10
3.2.5	Zweifaktorielle vollständig randomisierte Anlage (AxB)-R	11
3.2.6	Zweifaktorielle Blockanlage (AxB)-B1	11
3.2.7	Zweifaktorielles lateinisches Quadrat (AxB)-LQ	12
3.2.8	Zweifaktorielle Spaltanlage (A/B)-B1	12
3.2.9	Zweifaktorielle Streifenanlage (A+B)-B1	13
3.2.10	Dreifaktorielle vollständig randomisierte Anlage (AxBxC)-R	14
3.2.11	Dreifaktorielle Blockanlage (AxBxC)-B1	14
3.2.12	Dreifaktorielles lateinisches Quadrat (AxBxC)-LQ	15
3.2.13	Dreifaktorielle Spaltanlage (A/B/C)-B1	15
3.2.14	Dreifaktorielle zweistufige Spaltanlage [(AxB)/C]-B1	16
3.2.15	Dreifaktorielle zweistufige Spaltanlage [A/(BxC)]-B1	17
3.2.16	Dreifaktorielle zweistufige Streifenanlage [A+(BxC)]-B1	18
3.2.17	Dreifaktorielle Streifen-Spaltanlage [A+(B/C)]-B1	18
3.2.18	Dreifaktorielle Spalt-Streifenanlage [(A+B)/C]-B1	19
3.2.19	Dreifaktorielle Spalt-Streifenanlage [A/(B+C)]-B1	20
3.3	Literatur	21
4	Bemerkungen zu verwendeten Prozeduren und Algorithmen	22
4.1	Konstruktion eines Lageplanes	22
4.2	Berechnung von Genauigkeits- und Sicherheitskenngrößen	22
4.3	Varianzanalytische Auswertung von Einzelversuchen - balanzierte Versuche	33
4.3.1	Anforderungen an die Datendateien	33
4.3.2	Statistische Analyse	33
4.3.2.1	Konfidenzschätzungen der Mittelwerte und Varianzanalyse	33
4.3.2.2	Die multiplen Testprozeduren	34
4.3.2.3	t-Test, Bonferroni-Test und Tukey-Prozedur	34
4.3.2.4	Zweiseitige Dunnett-Prozedur	38
4.3.2.5	t-Test mit Bezugsbasis	39
4.4	Box-Plot-Darstellungen des Merkmals	42
4.5	Literatur	43
5	Installation von FELD_VA II	44
5.1	Umfang der SAS/AF-Anwendung FELD_VA II	44
5.2	Lokale Installation von FELD_VA II	44
5.3	Client-Server-Installation von FELD_VA II	44

5.3.1	Server-Installation	44
5.3.2	Client-Installation	45
5.4	Anpassen von SASV9.CFG	45
6	Zur Anwendung von FELD_VA II	47
6.1	Start des Programms FELD_VA II	47
6.2	Eröffnungsbildschirm	47
6.3	Hinweise zur Benutzung	48
6.4	Beschreibung einer Versuchsanlage	48
6.5	Konstruktion eines randomisierten Lageplans	48
6.6	Genauigkeit und Sicherheit (r , d , α , β)	50
6.7	Auswertung eines Einzelversuchs	51
6.7.1	Format der Datendatei	51
6.7.2	Auswahl und Bezeichnung der Merkmale	52
6.7.2.1	Datendatei ist SAS-Datei	52
6.7.2.2	Datendatei ist Text-Datei	52
6.7.3	Weitere Eingaben für die statistische Analyse	53
6.7.4	Beispiel	54
6.7.4.1	Versuchsanlage und Daten	54
6.7.4.2	Aufgabenstellung für die Demonstration mit FELD_VA II	54
6.7.4.3	Ergebnisse	55
6.8	Ausblick	68
7	Benutzung der Macros von FELD_VA II ohne die grafische Oberfläche	69
7.1	Notwendige Einstellungen	69
7.2	Schlüssel für das Modell der Versuchsanlage	69
7.3	Macros für die Konstruktion der Lagepläne	70
7.4	Macros für die Berechnung der Genauigkeits- und Sicherheitskenngrößen	70
7.5	Macros für die Auswertung eines Einzelversuchs	73
	Abbildungsverzeichnis	77
	Tabellenverzeichnis	77

Vorwort

Wer Versuchsauswertungen mit SAS[®] selten vornimmt, stützt sich in der Regel auf alte Programme oder Aufzeichnungen. So machte ich es auch. Mit der Zeit ergab das eine kleine Programmsammlung zu verschiedenen Fragestellungen des Feldversuchswesens. Allerdings waren diese Programme nicht zusammen gefasst, sondern bei ihren Anwendungen abgelegt. Es galt also bei Bedarf, das Gedächtnis zu befragen, für wen welche konkrete Aufgabenstellung bearbeitet wurde. Einfacher ist es, die für allgemeinere Fragestellungen aufbereiteten Programme unter einer gemeinsamen Oberfläche zu nutzen. Eine solche Oberfläche musste aber erst einmal entwickelt werden. Wenn man keine Ahnung von der Konstruktion grafischer Oberflächen in SAS hat, sucht man sich jemanden, der mehr davon versteht. Das war damals Herr ETZOLD, der Leiter der Berliner Geschäftsstelle von SAS-Institute. Seiner Unterstützung und den Konsultationen bei ihm ist es zu verdanken, dass FELD_VA entstand.

FELD_VA basiert auf der SAS-Prozedur GLM. Die SAS-Prozedur MIXED, die mit der Windows-Version von SAS[®] SAS 6.8, eingeführt wurde, zählt zu den leistungsstarken und umfangreicheren SAS-Prozeduren und wurde zunehmend Standardprozedur für die Auswertung von Feldversuchen. FELD_VA konnte mit seiner Programm- und Oberflächenstruktur nur bis zur Version SAS 6.12 mitgehen. Ein automatisches Anpassen an SAS 8.x oder SAS 9.x ist nicht möglich. Da FELD_VA sich aber breiter Nutzung erfreut und es so nicht bleiben konnte, war eine Neuentwicklung unumgänglich.

Ein Besuch eines SAS/AF-Kurses bei SAS war um so notwendiger, da eine Beratung zur Konstruktion grafischer Oberflächen im sehr weit gefassten Umkreis von Berlin nicht mehr gegeben ist. Herr SCHACHNER, SAS-Deutschland in Heidelberg, eröffnete mit diesem Kurs einen Zugang zu dem ebenfalls überarbeiteten SAS/AF. Er konnte die Entwicklung von FELD_VA II natürlich nicht betreuen. Konsultationen zur Konstruktion der grafischen Oberfläche waren trotz etlicher Anfragen bei der SAS-Hotline in Heidelberg erforderlich. Der Biologischen Bundesanstalt für Land- und Forstwirtschaft (BBA), besonders meinem Leiter Herrn Direktor und Professor Dr. Schwartz, ist zu danken, dass für die Konsultationen bei Frau GRÖNING¹ und Frau SCHOO² Mittel bereit gestellt wurden.

Die Berechnung von Kenngrößen der Genauigkeit und der Sicherheit ist neu in das Programmsystem aufgenommen worden. Das Testen dieser sehr vielen Teilprogramme war sehr aufwändig. Frau GEWINNUS, Zentrale EDV-Gruppe der BBA in Kleinmachnow, übernahm dankenswerter Weise diesen Part. Meine durcheinander geratenen MQ-Werte und Fehlervarianzen spürte Frau Prof. Dr. RICHTER, Humboldt-Universität zu Berlin, auf. Dank ihrer Aufmerksamkeit hatte ich zwar mit der Korrektur viel Arbeit, dafür sind aber diese Fehler behoben.

FELD_VA II ist sowohl seitens der Konstruktion der grafischen Oberfläche als auch der Programme eine Neuentwicklung. Das bedeutet aber auch, dass eventuelle Fehler und

¹ Data Warehouse Beratung, Berlin

² SAS-Deutschland, Professional Services / Consult, Hamburg

Unkorrektheiten sich erst bei breiterer Anwendung zeigen. Die Aufmerksamkeit der Nutzer ist folglich gefragt.

FELD_VA unter SAS 6.12 ist damit Geschichte. Es wird vollständig und in seinem Umfang darüber hinaus gehend durch FELD_VA II unter SAS 9.x abgelöst.

Sowohl zur Berechnung von Kenngrößen der Genauigkeit und der Sicherheit als auch zur Auswertung eines Einzelversuchs werden im Folgenden Ausführungen zur SAS-seitigen Umsetzung gemacht, so dass die Herangehensweise nachvollziehbar ist. Ausführlich wird auch die Nutzung der Programme als Macros ohne die grafische Oberfläche beschrieben. Eine solche Offenlegung der Zugänge zu den einzelnen Programmen – nicht zu deren Inhalten – ermöglicht es, FELD_VA II in andere SAS-Projekte zu integrieren.

Kleinmachnow, Januar 2006

1 Bemerkungen zur grafischen Oberfläche

Wenn die Anzahl von Teilprogrammen zu einer Thematik einen Umfang erreicht, dass ein Kompass oder ein eigenes Handbuch gebraucht wird, um diese Programme zu nutzen bzw. miteinander zu verknüpfen, ein anderer noch mehr Probleme hat, diese Sammlung zu nutzen, oder es weitere Gründe gibt, dann bieten sich in SAS Macros an.

Wenn auch das nicht mehr zu handhaben ist oder für einen Nutzer, der wenig mit SAS arbeitet, zu kompliziert ist, wird man sich evtl. zu einer grafischen Oberfläche (Graphical User Interface – GUI) entschließen. Entsprechende Werkzeuge liegen in Visual Basic und anderer Software vor. Sie gibt es auch in SAS. SAS hat diese Möglichkeiten in drei Modulen SAS/AF, SAS/WebAF und SAS/FSP aufgenommen. Die besten Möglichkeiten zur freien Gestaltung von grafischen Oberflächen bieten SAS/AF und SAS/WebAF.

Wenn die Analyse in SAS erfolgt, dann ist es natürlich günstig, auch SAS für die Konstruktion der grafischen Oberfläche zu nutzen; es sei denn, man kennt sich mit anderen Werkzeugen besser aus.

Die Entscheidung zwischen SAS/AF und SAS/WebAF zugunsten von SAS/AF war einfach, da FELD_VA II keine webbasierte Anwendung sein konnte und sollte.

SAS/AF besteht aus einer interaktiven Entwicklungsumgebung mit zahlreichen objektorientierten Klassen. Dieser Modul wird zum Entwickeln grafischer Oberflächen (GUI) verwendet. Er gestattet, schnelle und portable Anwendungen und ermöglicht die Entwicklung von Anwendungen, die die Vorteile anderer SAS Modulen ausnutzen.

Die in SAS/AF genutzte Sprache ist die SAS Component Language (SCL). Sie ist die Grundlage der individuellen Gestaltung der Anwendung.

2 Von FELD_VA unter SAS 6 zu FELD_VA II unter SAS 9

2.1 Zielstellung

Eine SAS-Anwendung zur Planung und Auswertung von Feldversuchen hatte und hat das Ziel, dem Nutzer durch geeignete Oberflächengestaltung und Nutzerführung den Leistungsumfang von SAS nutzbar zu machen, ohne dass er programmieren muss. Er braucht also keine SAS-Kenntnisse.

Die Ergebnisse werden in der Regel in Text-Dateien gespeichert. Das Programmsystem wird wie ein selbständiges Windows-Programm aufgerufen und auch beendet.

2.2 Entwicklungsetappen

Die Idee, für einige Programme eine vereinende grafische Oberfläche zu schaffen, die der o.g. Zielstellung genügt, führte zuerst zu Window-Techniken. Dieser Weg war sehr aufwändig, kompliziert und entsprach nicht den Vorstellungen, eine grafische Oberfläche zu konstruieren. Im Herbst 1993 war es Wolf F. LESENER, Computer- und Medienservice der Humboldt-Universität zu Berlin, der die Verbindung zum damaligen Leiter der SAS-Geschäftsstelle Berlin, Hartwig ETZOLD, herstellte. Er lehrte mich die ersten Schritte in SAS/AF unter SAS 6.03 und SAS 6.04. Während der Entwicklung und Weiterentwicklung von FELD_VA, dann schon unter der Window-Version von SAS, SAS 6.08, stand er für Anfragen, Hilfestellungen und Konsultationen zur Verfügung. Leider verunglückte er.

FELD_VA wurde mehrmals erweitert, korrigiert und für SAS 6.11 und SAS 6.12 angepasst. Die letzte Version ist die Version 3.6 vom 4. April 1997. Sie wurde bis zur Ablösung durch FELD_VA II noch genutzt (Abb. 1).

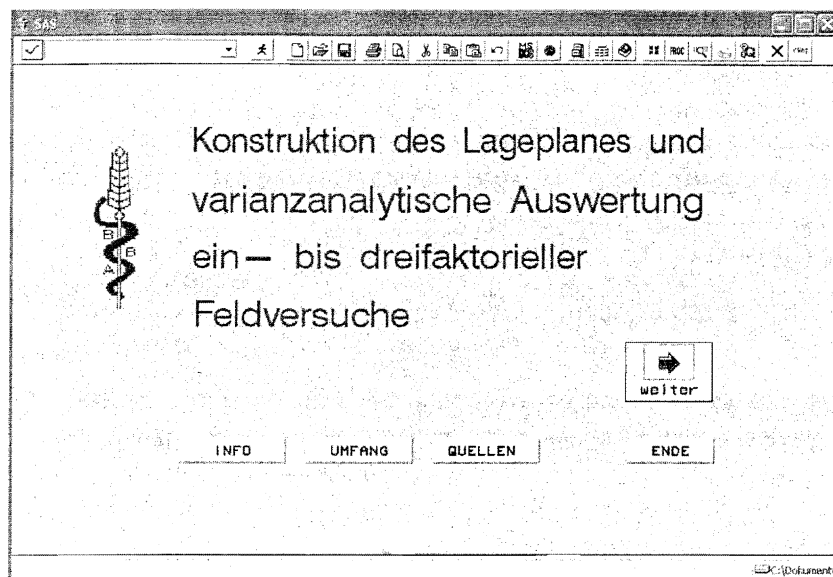


Abb. 1: FELD_VA, Eröffnungsbildschirm

Die Haupt-Prozedur zur Auswertung der Feldversuche war PROC GLM. Die bei einigen Versuchsanlagen erforderliche Wichtung der Varianzen wurde in selbstgeschriebenen Programmen auf der Grundlage der gewichteten Verteilungsquantile vorgenommen. Mit SAS 6.08 stand PROC MIXED als neue Prozedur zur Verfügung. Der Leistungsumfang war allerdings mit der heutigen Prozedur nicht vergleichbar.

In PROC MIXED wird die erforderliche Wichtung der Varianzen mit Hilfe der gewichteten Freiheitsgrade realisiert. Als Methoden sind die von SATTERTHWAITTE und die darauf aufbauende von KENWARD und ROGER zu nennen.

Die SAS-Anwendung FELD_VA ist nicht auf SAS 8 oder SAS 9 portierbar. Sie kann nur unter SAS 6.12, einer Version, die nicht weiter gepflegt wird, laufen.

Sowohl inhaltliche Gründe – vor allem die Nutzung der Vorteile von PROC MIXED – als auch die Nichtlauffähigkeit unter neueren SAS-Versionen machten es notwendig, FELD_VA zu ersetzen.

2.3 Ein neues FELD_VA

Bei FELD_VA wurde noch von einer Auflösung von 800 x 600 Pixel ausgegangen. Der Standard liegt heute bei 1024 x 768 Pixel. Auch gestattet die ab SAS 8 zur Verfügung stehende durchgängig objektorientierte SCL-Sprache bessere Möglichkeiten der Konstruktion grafischer Oberflächen in SAS/AF. SAS 9 muss mit SAS/STAT und SAS/IML lizenziert sein.

Die Notwendigkeit, FELD_VA neu zu entwickeln, bot auch die Gelegenheit den Teil der Versuchsplanung wesentlich zu erweitern, so dass FELD_VA II zusätzlich die Berechnung von Genauigkeits- und Sicherheitskenngrößen umfasst. Dort wo es erforderlich ist, ist die Grundlage auch hierfür, die Wichtung der Varianzen mit Hilfe der gewichteten Freiheitsgrade vorzunehmen.

3 Die Versuchsanlagen

3.1 In FELD_VA II aufgenommene Versuchsanlagen

Die SAS/AF-Anwendung FELD_VA II "Versuchsplanung und -auswertung ein- bis dreifaktorieller Feldversuche" beinhaltet folgende Versuchsanlagen:

einfaktorielle	randomisierte Anlage	A-R
einfaktorielle	Blockanlage	A-BI
einfaktorielles	lateinisches Quadrat	A-LQ
zweifaktorielle	randomisierte Anlage	(AxB)-R
zweifaktorielle	Blockanlage	(AxB)-BI
zweifaktorielles	lateinisches Quadrat	(AxB)-LQ
zweifaktorielle	Spaltanlage	(A/B)-BI
zweifaktorielle	Streifenanlage	(A+B)-BI
dreifaktorielle	randomisierte Anlage	(AxBxC)-R
dreifaktorielle	Blockanlage	(AxBxC)-BI
dreifaktorielles	lateinisches Quadrat	(AxBxC)-LQ
dreifaktorielle	Spaltanlage	(A/B/C)-BI
dreifaktorielle	zweistufige Spaltanlage	[(AxB)/C]-BI
dreifaktorielle	zweistufige Spaltanlage	[A/(BxC)]-BI
dreifaktorielle	zweistufige Streifenanlage	[A+(BxC)]-BI
dreifaktorielle	Streifen-Spaltanlage	[A+(B/C)]-BI
dreifaktorielle	Spalt-Streifenanlage	[(A+B)/C]-BI
dreifaktorielle	Spalt-Streifenanlage	[A/(B+C)]-BI

In der Symbolik der Versuchsanlagen wird die Kennzeichnung der

- Versuchsanlage ohne Blockbildung, vollständig randomisierte Anlage R
 - Versuchsanlage mit einfacher Blockbildung BI
 - Versuchsanlage mit zweifacher, orthogonaler Blockbildung LQ
- genutzt.

Anders als die verbale Bezeichnung kennzeichnet diese Symbolik die Versuchsanlage eindeutig.

3.2 Erläuterungen zu den Versuchsanlagen

3.2.1 Grundsätzliches

Unter Verwendung der Faktorenbezeichnungen A, B und C, der Anzahl Stufen dieser Faktoren a, b und c sowie der Anzahl der Wiederholungen r für vollständig randomisierte Versuchsanlagen sowie für Anlagen in Blocks werden die unter Kap. 2.1 genannten Anlagen kurz beschrieben, wobei sich dabei auf Fachbereichsstandard (1981), BÄTZ u. a. (1982), DÖRFEL und BAUER (1991) sowie MOLL (1996, 1998) gestützt wird.

Zufallsvariable sind im Modell fett hervor gehoben. Da die Blocks fix oder zufällig sein können, wird im Modell auf nähere Kennzeichnung verzichtet.

Ein vollständiger Block enthält alle Prüfglieder genau einmal und entspricht daher einer Wiederholung. Die Blockbildung ist eine Einschränkung der Randomisation, um den störenden Einfluß von Bodenunterschieden oder eines anderen exogenen Faktors auf die Prüfgliedwirkung auszuschalten. Dadurch kann die Präzision des Versuchs erhöht und der Versuchsfehler verringert

werden. Der Blockfaktor hat mehrere Eigenschaften. Er ist Planfaktor, Störfaktor und Organisationsprinzip für die Arbeitsorganisation.

3.2.2 Einfaktorielle vollständig randomisierte Anlage A-R

Modell: $y_{ij} = \mu + \alpha_i + e_{ij}$ ($i = 1, \dots, a ; j = 1, \dots, r$)

Beschreibung: Alle Prüfglieder, die Stufen des Faktors A, werden mit ihren Wiederholungen, den Teilstücken, zufällig zugeordnet.
 Unterschiede zwischen den Prüfgliedern werden mit gleicher Präzision geschätzt.

Beispiel: $a = 6$ die Prüfglieder werden nur mit ihren Ziffern angegeben, d. h. $a_3 : 3$
 $r = 4$

2	1	1	3
1	6	5	1
2	3	5	4
3	4	5	6
5	4	6	3
6	2	2	4

2	1	1	3	1	6	5	1
2	3	5	4	3	4	5	6
5	4	6	3	6	2	2	4

Da eine vollständige Randomisation vorgenommen wird, entsprechen sowohl der linke als auch der rechte Anlageplan den Vorgaben. Andere Aufteilungen sind möglich.

3.2.3 Einfaktorielle Blockanlage A-BI

Modell: $y_{ij} = \mu + \eta_i + \alpha_j + e_{ij}$ ($i = 1, \dots, r ; j = 1, \dots, a$)

Beschreibung: Alle Prüfglieder, die Stufen des Faktors A, werden pro Block den Teilstücken zufällig zugeordnet. Die Blockbildung gestattet das Erfassen und damit das Ausschalten systematischer Störgrößen wie beispielsweise systematische Änderungen eines exogenen Faktors (Boden) in einer Richtung.
 Unterschiede zwischen den Prüfgliedern werden mit gleicher Präzision geschätzt.

Beispiel: $a = 5$ die Prüfglieder werden nur mit ihren Ziffern angegeben, d. h. $a_3 : 3$
 $r = 6$

					Block
3	5	2	4	1	6
4	1	3	5	2	5
5	3	1	2	4	4
1	4	5	3	2	3
3	2	4	1	5	2
2	5	3	4	1	1

3.2.4 Einfaktorielles lateinisches Quadrat A-LQ

Modell: $y_{ijk} = \mu + \eta_i + \xi_j + \alpha_k + e_{ijk}$ ($i, j, k = 1, \dots, a$)

Beschreibung: Alle Prüfglieder (die Stufen des Faktors A) werden den Teilstücken so zugeordnet, dass jedes Prüfglied genau einmal in jeder Säule und jedem Block vorkommt. Die Anzahl der Blocks ist gleich der der Säulen und damit gleich der Anzahl der Prüfglieder. Unterschiede zwischen den Prüfgliedern werden mit gleicher Präzision geschätzt. Die Blockbildung (Blocks und Säulen) in zwei Richtungen gestattet das Erfassen und damit das Ausschalten von einer oder zwei systematischen Störgrößen in zwei Richtungen (beispielsweise systematische Veränderungen der Bodeneigenschaften in zwei Richtungen).

Beispiel: $a = b = s = 6$ die Prüfglieder werden nur mit ihren Ziffern angegeben, d. h. $a_3 : 3$

Säule	1	2	3	4	5	6	Block
	5	2	3	6	1	4	6
	4	5	2	3	6	1	5
	6	1	4	5	2	3	4
	2	3	6	1	4	5	3
	3	6	1	4	5	2	2
	1	4	5	2	3	6	1

3.2.5 Zweifaktorielle vollständig randomisierte Anlage (AxB)-R

Modell: $y_{ijk} = \mu + \alpha_i + \beta_j + (\alpha\beta)_{ij} + e_{ijk}$ ($i = 1, \dots, a ; j = 1, \dots, b ; k = 1, \dots, r$)

Beschreibung: Alle Prüfglieder, das sind alle Kombinationen der Stufen des Faktors A mit denen des Faktors B, werden mit ihren Wiederholungen den Teilstücken zufällig zugeordnet.

Unterschiede zwischen den Prüfgliedern werden mit gleicher Präzision geschätzt.

Beispiel: $a = 3$
 $b = 2$ die Prüfglieder werden nur mit ihren Ziffern angegeben, d. h. $a_2 b_1 : 21$
 $r = 6$

31	21	11	31	32	32
22	11	21	11	12	21
32	22	32	21	22	22
31	21	12	11	31	32
11	32	12	21	31	12
22	31	11	22	12	12

(eine andere Form der Versuchsanlage ist möglich.)

3.2.6 Zweifaktorielle Blockanlage (AxB)-B1

Modell: $y_{ijk} = \mu + \eta_i + \alpha_j + \beta_k + (\alpha\beta)_{jk} + e_{ijk}$ ($i = 1, \dots, r ; j = 1, \dots, a ; k = 1, \dots, b$)

Beschreibung: Alle Prüfglieder, das sind alle Kombinationen der Stufen des Faktors A mit denen des Faktors B, werden pro Block den Teilstücken zufällig zugeordnet. Die Blockbildung gestattet das Erfassen und damit das Ausschalten systematischer Störgrößen wie beispielsweise systematische Änderungen eines exogenen Faktors (Boden) in einer Richtung.

Unterschiede zwischen den Prüfgliedern werden mit gleicher Präzision geschätzt.

Struktur: Block i



Beispiel: $a = 3$
 $b = 2$ die Prüfglieder werden nur mit ihren Ziffern angegeben, d. h. $a_2 b_1 : 21$
 $r = 6$

						Block
32	22	31	12	11	21	6
21	12	32	31	22	11	5
12	11	31	22	21	32	4
32	31	21	11	12	22	3
31	21	22	32	12	11	2
22	32	12	11	31	21	1

3.2.7 Zweifaktorielles lateinisches Quadrat (AxB)-LQ

Modell: $y_{ijkl} = \mu + \eta_i + \xi_j + \alpha_k + \beta_l + (\alpha\beta)_{kl} + e_{ijkl}$ ($i, j, k, l = 1, \dots, a \cdot b$)

Beschreibung: Alle Prüfglieder (die Kombinationen der Stufen des Faktors A mit denen des Faktors B) werden den Teilstücken so zugeordnet, dass jedes Prüfglied genau einmal in jeder Säule und jedem Block vorkommt. Die Anzahl der Blocks ist gleich der Anzahl der Säulen und damit gleich der Anzahl der Prüfglieder. Unterschiede zwischen den Prüfgliedern werden mit gleicher Präzision geschätzt. Die Blockbildung (Blocks und Säulen) in zwei Richtungen gestattet das Erfassen und damit das Ausschalten von einer oder zwei systematischen Störgrößen in zwei Richtungen (z.B. systematische Veränderungen der Bodeneigenschaften in zwei Richtungen).

Beispiel: $a = 2$
 $b = 3$ die Prüfglieder werden nur mit ihren Ziffern angegeben, d. h. $a_2 b_1 : 21$
 $bl = s = a \cdot b = 6$

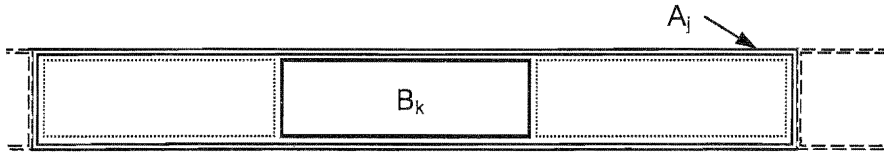
Säule	1	2	3	4	5	6	Block
	11	12	22	23	21	13	6
	21	13	11	12	22	23	5
	23	21	13	11	12	22	4
	13	11	12	22	23	21	3
	22	23	21	13	11	12	2
	12	22	23	21	13	11	1

3.2.8 Zweifaktorielle Spaltanlage (A/B)-Bl

Modell: $y_{ijk} = \mu + \eta_i + \alpha_j + e_{ij} + \beta_k + (\alpha\beta)_{jk} + e_{ijk}$ ($i = 1, \dots, r ; j = 1, \dots, a ; k = 1, \dots, b$)

Beschreibung: Spaltanlagen werden angelegt, wenn technologisch bedingt für die Stufen eines Faktors größere Teilstücke notwendig sind. Die Stufen des Faktors A werden den Großteilstücken und die Stufen des Faktors B innerhalb der Großteilstücke den Kleinteilstücken zufällig pro Block zugeordnet. Folglich treten die beiden Fehlerkomponenten Fehler a der Großteilstücke und Fehler ab der Kleinteilstücke auf. Die Wirkung der beiden Faktoren A und B wird im Allgemeinen mit unterschiedlicher Präzision geschätzt: die Präzision von Faktor A (Großteilstücksfaktor) ist kleiner als die von Faktor B (Kleinteilstücksfaktor).

Struktur: Block i



Beispiel: a = 4
 b = 3 die Prüfglieder werden nur mit ihren Ziffern angegeben, d. h. a₂b₁ : 21
 r = 6

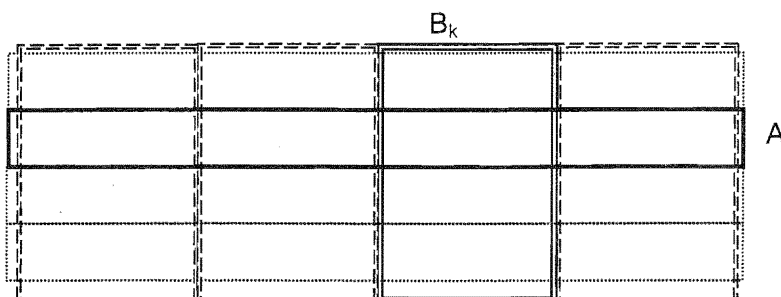
											Block	
32	33	31	11	13	12	43	41	42	22	21	23	6
13	11	12	32	33	31	22	21	23	41	43	42	5
23	21	22	43	42	41	11	13	12	32	31	33	4
42	41	43	11	13	12	31	32	33	23	22	21	3
31	33	32	22	23	21	41	43	42	12	11	13	2
43	42	41	31	33	32	23	22	21	13	12	11	1

3.2.9 Zweifaktorielle Streifenanlage (A+B)-BI

Modell: $y_{ijk} = \mu + \eta_i + \alpha_j + \epsilon_{ij} + \beta_k + \epsilon_{ik} + (\alpha\beta)_{jk} + \epsilon_{ijk}$
 (i = 1, ..., r ; j = 1, ..., a ; k = 1, ..., b)

Beschreibung: Jeder Block ist unterteilt in a Zeilen, der Anzahl Stufen des Faktors A, und b Spalten, der Anzahl der Stufen des Faktors B. Die Stufen der Faktoren sind jeweils zufällig angeordnet. Somit wird diese Anlage durch Überkreuzlegen zweier einfaktorieller Blockanlagen A-BI und B-BI gebildet. Folglich treten die drei Fehlerkomponenten Fehler a der Großteilstücke des Faktors A, Fehler b der Großteilstücke des Faktors B und Fehler ab der Kleinteilstücke auf. Die Wirkung der beiden Faktoren wird mit etwa gleicher Präzision geschätzt.

Struktur: Block i



Beispiel: a = 4

$b = 3$ die Prüfglieder werden nur mit ihren Ziffern angegeben, d. h. $a_2b_1 : 21$
 $r = 4$

Block	1	2	3	4
	13 12 11	22 21 23	21 23 22	33 31 32
	33 32 31	42 41 43	11 13 12	13 11 12
	43 42 41	12 11 13	41 43 42	43 41 42
	23 22 21	32 31 33	31 33 32	23 21 22

3.2.10 Dreifaktorielle vollständig randomisierte Anlage (AxBxC)-R

Modell: $y_{ijkl} = \mu + \alpha_i + \beta_j + \gamma_k + (\alpha\beta)_{ij} + (\alpha\gamma)_{ik} + (\beta\gamma)_{jk} + (\alpha\beta\gamma)_{ijk} + e_{ijkl}$
 $(i = 1, \dots, a ; j = 1, \dots, b ; k = 1, \dots, c ; l = 1, \dots, r)$

Beschreibung: Alle Prüfglieder, das sind alle Kombinationen der Stufen des Faktors A mit denen der Faktoren B und C, werden mit ihren Wiederholungen den Teilstücken zufällig zugeordnet.
 Unterschiede zwischen den Prüfgliedern werden mit gleicher Präzision geschätzt.

Beispiel: $a = 2$
 $b = 3$
 $c = 2$ die Prüfglieder werden nur mit ihren Ziffern angegeben, d. h. $a_2b_3c_1 : 231$
 $r = 4$

112	221	111	131	222	132	212	212
232	111	122	122	231	221	232	121
211	232	131	231	112	232	212	222
122	221	131	131	222	211	132	121
231	132	112	211	121	121	111	211
122	132	221	112	222	111	231	212

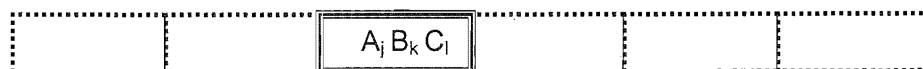
(eine andere Form der Versuchsanlage ist möglich.)

3.2.11 Dreifaktorielle Blockanlage (AxBxC)-Bl

Modell: $y_{ijkl} = \mu + \eta_i + \alpha_j + \beta_k + \gamma_l + (\alpha\beta)_{jk} + (\alpha\gamma)_{jl} + (\beta\gamma)_{kl} + (\alpha\beta\gamma)_{jkl} + e_{ijkl}$
 $(i = 1, \dots, r ; j = 1, \dots, a ; k = 1, \dots, b ; l = 1, \dots, c)$

Beschreibung: Alle Prüfglieder, das sind alle Kombinationen der Stufen des Faktors A mit denen der Faktoren B und C, werden pro Block den Teilstücken zufällig zugeordnet. Die Blockbildung gestattet das Erfassen und damit das Ausschalten systematischer Störgrößen wie beispielsweise systematische Änderungen eines exogenen Faktors (Boden) in einer Richtung.
 Unterschiede zwischen den Prüfgliedern werden mit gleicher Präzision geschätzt.

Struktur: Block i



Beispiel: $a = 2$
 $b = 3$
 $c = 2$ die Prüfglieder werden nur mit ihren Ziffern angegeben, d. h. $a_2b_3c_1 : 231$

$$r = 4$$

											Block	
112	212	121	221	131	231	232	132	122	222	111	211	4
221	122	111	222	132	212	231	112	211	121	232	131	3
121	211	232	122	222	212	131	231	221	111	132	112	2
132	112	231	111	232	122	221	212	121	222	131	211	1

3.2.12 Dreifaktorielles lateinisches Quadrat (AxBxC)-LQ

Modell:
$$y_{ijklm} = \mu + \eta_i + \xi_j + \alpha_k + \beta_l + \gamma_m + (\alpha\beta)_{kl} + (\alpha\gamma)_{km} + (\beta\gamma)_{lm} + (\alpha\beta\gamma)_{klm} + e_{ijklm}$$

 (i, j, k, l, m = 1, ..., a • b • c)

Beschreibung: Alle Prüfglieder (die Kombinationen der Stufen des Faktors A mit denen der Faktoren B und C) werden den Teilstücken so zugeordnet, dass jedes Prüfglied genau einmal in jeder Säule und jedem Block vorkommt. Die Anzahl der Blocks ist gleich der Anzahl der Säulen und damit gleich der Anzahl der Prüfglieder. Unterschiede zwischen den Prüfgliedern werden mit etwa gleicher Präzision geschätzt. Die Blockbildung in zwei Richtungen (Blocks und Säulen) gestattet das Erfassen und damit das Ausschalten von ein oder zwei systematischen Störgrößen in zwei Richtungen (z.B. systematische Veränderungen der Bodeneigenschaften in zwei Richtungen).

Beispiel: a = 2
 b = 2
 c = 2 die Prüfglieder werden nur mit ihren Ziffern angegeben, d. h. a₁b₂c₁: 121
 bl = s = a • b • c = 8

Säule	1	2	3	4	5	6	7	8	Block
	211	112	111	122	221	121	212	222	8
	112	111	122	221	121	212	222	211	7
	212	222	211	112	111	122	221	121	6
	111	122	221	121	212	222	211	112	5
	222	211	112	111	122	221	121	212	4
	121	212	222	211	112	111	122	221	3
	221	121	212	222	211	112	111	122	2
	122	221	121	212	222	211	112	111	1

3.2.13 Dreifaktorielle Spaltanlage (A/B/C)-Bl

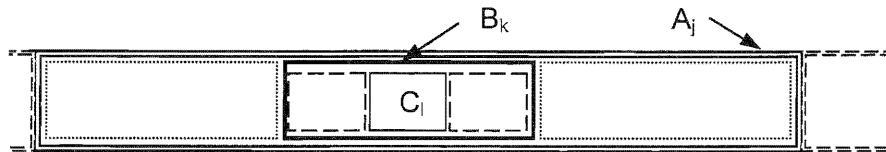
Modell:
$$y_{ijkl} = \mu + \eta_i + \alpha_j + e_{ij} + \beta_k + (\alpha\beta)_{jk} + e_{ijk} + \gamma_l + (\alpha\gamma)_{jl} + (\beta\gamma)_{kl} + (\alpha\beta\gamma)_{jkl} + e_{ijkl}$$

 (i = 1, ..., r ; j = 1, ..., a ; k = 1, ..., b ; l = 1, ..., c)

Beschreibung: Spaltanlagen werden angelegt, wenn technologisch bedingt für die Stufen der drei Faktoren unterschiedlich große Teilstücke notwendig sind. Die Stufen des Faktors A werden den Großteilstücken, die Stufen des Faktors B innerhalb der Großteilstücke den Mittelteilstücken und die Stufen des Faktors C innerhalb der Mittelteilstücke den Kleinteilstücken zufällig pro Block zugeordnet. Folglich treten die Fehlerkomponenten Fehler a der Großteilstücke, Fehler ab der Mittelteilstücke und Fehler abc der Kleinteilstücke auf.

Die Wirkung der Faktoren A, B und C wird im Allgemeinen mit unterschiedlicher Präzision geschätzt: Präzision von Faktor A (Großteilstück) kleiner als die von Faktor B (Mittelteilstück) und kleiner als die von Faktor C (Kleinteilstück).

Struktur: Block i



Beispiel: a = 3
 b = 2
 c = 3 die Prüfglieder werden nur mit ihren Ziffern angegeben, d. h. $a_1 b_2 c_1$: 121
 r = 4

211	213	212	222	221	223	321	323	322	311	312	313	123	122	121	113	111	112	Block
322	323	321	313	312	311	122	123	121	111	113	112	211	213	212	222	223	221	4
321	322	323	311	312	313	223	221	222	212	213	211	113	111	112	122	121	123	3
221	223	222	211	213	212	312	311	313	323	321	322	121	123	122	112	111	113	2
																		1

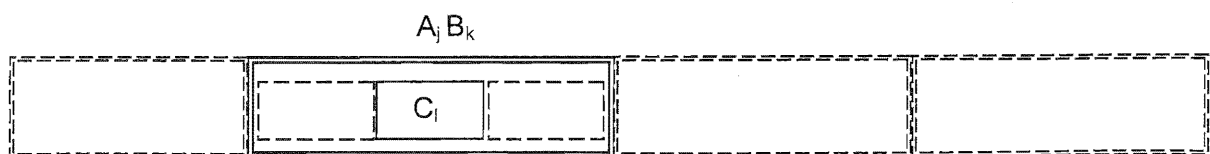
3.2.14 Dreifaktorielle zweistufige Spaltanlage [(AxB)/C]-BI

Modell: $y_{ijkl} = \mu + \eta_i + \alpha_j + \beta_k + (\alpha\beta)_{jk} + e_{ijk} + \gamma_l + (\alpha\gamma)_{jl} + (\beta\gamma)_{kl} + (\alpha\beta\gamma)_{jkl} + e_{ijkl}$
 ($i = 1, \dots, r$; $j = 1, \dots, a$; $k = 1, \dots, b$; $l = 1, \dots, c$)

Beschreibung: Bei dieser Anlage werden die Kombinationen aller Stufen des Faktors A mit denen des Faktors B als Großteilstücke im Block angeordnet. Innerhalb der zufällig angeordneten Großteilstücke liegen randomisiert die Stufen des Faktors C als Kleinteilstücke. Als Fehlerkomponenten treten der Fehler ab der Großteilstücke und der Fehler abc der Kleinteilstücke auf.

Die Wirkung der Faktoren A und B wird im Allgemeinen mit geringerer Präzision als die des Faktors C geschätzt. Deshalb werden als Faktoren A und B diejenigen Prüffaktoren gewählt, deren Stufenkombinationen voraussichtlich die größeren Differenzen hervorrufen.

Struktur: Block i



Beispiel: $a = 2$
 $b = 3$
 $c = 4$ die Prüfglieder werden nur mit ihren Ziffern angegeben, d. h. $a_1b_2c_3 : \begin{matrix} 1 \\ 2 \\ 3 \end{matrix}$
 $r = 4$

																Block											
2	2	2	2	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	4		
1	1	1	1	2	2	2	2	3	3	3	3	1	1	1	3	3	3	3	2	2	2	2	2	2	4		
1	3	4	2	2	1	4	3	3	2	1	4	1	4	3	2	1	4	3	2	2	3	1	4				
1	1	1	1	1	1	1	1	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	1	1	1	1	1	3			
3	3	3	3	2	2	2	2	2	2	2	2	1	1	1	3	3	3	3	1	1	1	1	1	3			
4	2	1	3	2	1	4	3	1	2	3	4	3	1	2	4	3	4	2	1	2	3	4	1	1			
1	1	1	1	2	2	2	2	1	1	1	1	1	1	1	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2			
1	1	1	1	1	1	1	1	2	2	2	2	3	3	3	3	3	3	3	2	2	2	2	2				
1	2	4	3	1	4	3	2	1	4	2	3	3	2	4	1	2	4	3	1	1	3	4	2				
1	1	1	1	2	2	2	2	1	1	1	1	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2				
3	3	3	3	3	3	3	3	2	2	2	2	2	2	2	1	1	1	1	2	2	2	2	2				
3	1	2	4	2	3	4	1	4	1	2	3	4	3	1	4	1	2	3	1	1	1	1	1				

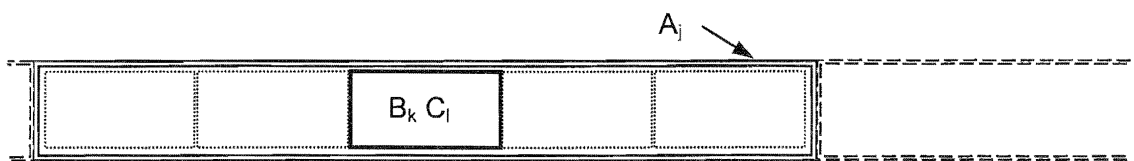
3.2.15 Dreifaktorielle zweistufige Spaltanlage [A/(BxC)]-Bl

Modell: $y_{ijkl} = \mu + \eta_i + \alpha_j + \epsilon_{ij} + \beta_k + \gamma_l + (\alpha\beta)_{jk} + (\alpha\gamma)_{jl} + (\beta\gamma)_{kl} + (\alpha\beta\gamma)_{jkl} + e_{ijkl}$
 $(i = 1, \dots, r ; j = 1, \dots, a ; k = 1, \dots, b ; l = 1, \dots, c)$

Beschreibung: Innerhalb der zufällig angeordneten Großteilstücke, den Stufen des Faktors A, liegen randomisiert die Kleinteilstücke, die Kombinationen der Stufen des Faktors B mit denen des Faktors C. Als Fehlerkomponenten treten der Fehler a der Großteilstücke und der Fehler abc der Kleinteilstücke auf.

Die Wirkung des Faktors A wird im Allgemeinen mit geringerer Präzision geschätzt. Deshalb wird der Prüffaktor als Faktor A gewählt, der voraussichtlich die größeren Differenzen hervorruft.

Struktur: Block i



Beispiel: $a = 3$
 $b = 2$
 $c = 2$ die Prüfglieder werden nur mit ihren Ziffern angegeben, d. h. $a_3b_2c_1 : 321$
 $r = 4$

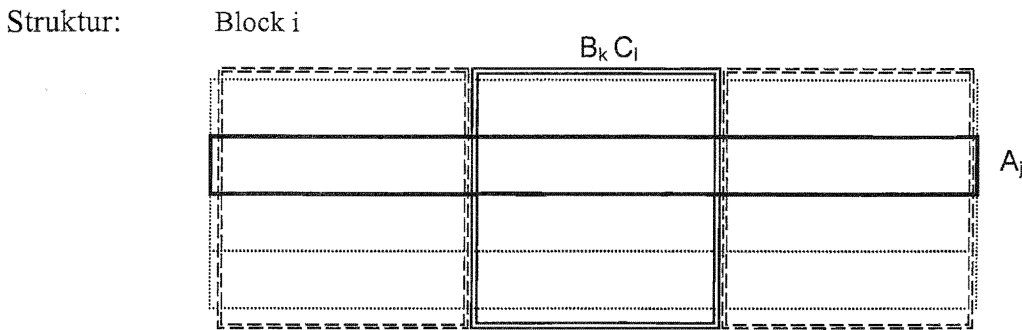
												Block
321	322	312	311	122	121	112	111	221	211	212	222	4
322	312	311	321	222	211	221	212	122	112	111	121	3
222	221	212	211	112	121	122	111	311	322	321	312	2
212	221	211	222	121	111	112	122	312	321	322	311	1

3.2.16 Dreifaktorielle zweistufige Streifenanlage [A+(BxC)]-BI

Modell:
$$y_{ijkl} = \mu + \eta_i + \alpha_j + e_{ij} + \beta_k + \gamma_l + (\beta\gamma)_{kl} + e_{ikl} + (\alpha\beta)_{jk} + (\alpha\gamma)_{jl} + (\alpha\beta\gamma)_{jkl} + e_{ijkl}$$

$$(i = 1, \dots, r ; j = 1, \dots, a ; k = 1, \dots, b ; l = 1, \dots, c)$$

Beschreibung: Diese Anlage ist eine Kombination aus einer einfaktoriellen (Faktor A) und einer zweifaktoriellen (Faktoren B und C) Blockanlage. Beide Anlagen werden über Kreuz in Streifen realisiert. Die drei Fehlerkomponenten Fehler a, Fehler bc und Fehler abc sind zu berücksichtigen.



Beispiel: a = 3
 b = 2
 c = 3 die Prüfglieder werden nur mit ihren Ziffern angegeben, d. h. a₃b₂c₁ : 321
 r = 4

Block													Block
1	323	313	322	312	321	311	112	122	111	123	113	121	2
	123	113	122	112	121	111	312	322	311	323	313	321	
	223	213	222	212	221	211	212	222	211	223	213	221	
3	211	212	223	213	221	222	122	121	112	111	113	123	4
	311	312	323	313	321	322	322	321	312	311	313	323	
	111	112	123	113	121	122	222	221	212	211	213	223	

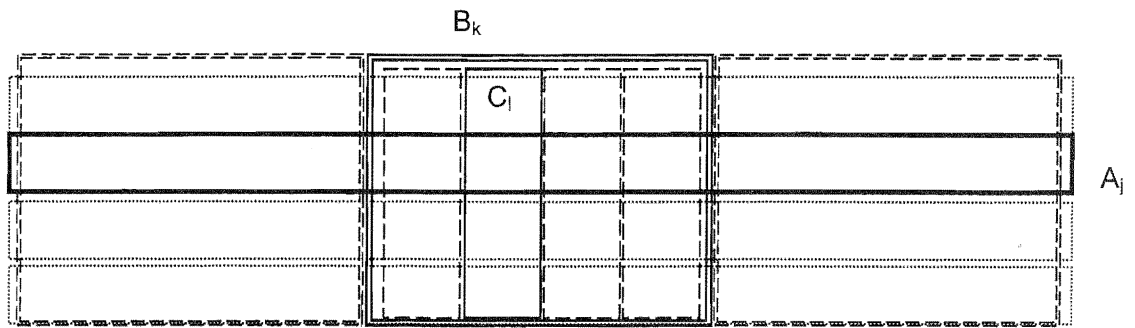
3.2.17 Dreifaktorielle Streifen-Spalтанanlage [A+(B/C)]-BI

Modell:
$$y_{ijkl} = \mu + \eta_i + \alpha_j + e_{ij} + \beta_k + e_{ik} + \gamma_l + (\beta\gamma)_{kl} + e_{ikl} + (\alpha\beta)_{jk} + e_{ijk} + (\alpha\gamma)_{jl} + (\alpha\beta\gamma)_{jkl} + e_{ijkl}$$

$$(i = 1, \dots, r ; j = 1, \dots, a ; k = 1, \dots, b ; l = 1, \dots, c)$$

Beschreibung: Streifen-Spalтанanlagen werden häufig für mehrfaktorielle Versuche eingesetzt, wenn die technologischen Vorteile der Streifen- und der Spaltanlage genutzt werden sollen. Diese Anlage ist eine Kombination aus einer einfaktoriellen Blockanlage (Faktor A) und einer zweifaktoriellen Spaltanlage, die über Kreuz in Streifen zusammengeführt werden. Als Fehlerkomponenten treten auf: Fehler a, Fehler b, Fehler bc, Fehler ab und Fehler abc. Als Faktoren A und B sollten diejenigen gewählt werden, deren Stufen voraussichtlich die größten Differenzen hervorrufen. Im Allgemeinen wird die Wirkung des Faktors C mit höherer Präzision als die der Faktoren A und B geschätzt.

Struktur: Block i



Beispiel:

$a = 3$

$b = 2$

$c = 3$

$r = 4$

die Prüfglieder werden nur mit ihren Ziffern angegeben, d. h. $a_3b_2c_1 : 321$

Block

1	323	322	321	313	311	312	123	121	122	111	112	113	2
	123	122	121	113	111	112	323	321	322	311	312	313	
	223	222	221	213	211	212	223	221	222	211	212	213	
3	322	321	323	311	313	312	223	222	221	213	211	212	4
	122	121	123	111	113	112	123	122	121	113	111	112	
	222	221	223	211	213	212	323	322	321	313	311	312	

Block

3.2.18 Dreifaktorielle Spalt-Streifenanlage [(A+B)/C]-BI

Modell:

$$y_{ijkl} = \mu + \eta_i + \alpha_j + e_{ij} + \beta_k + e_{ik} + (\alpha\beta)_{jk} + e_{ijk} + \gamma_l + (\alpha\gamma)_{jl} + (\beta\gamma)_{kl} + (\alpha\beta\gamma)_{jkl} + e_{ijkl}$$

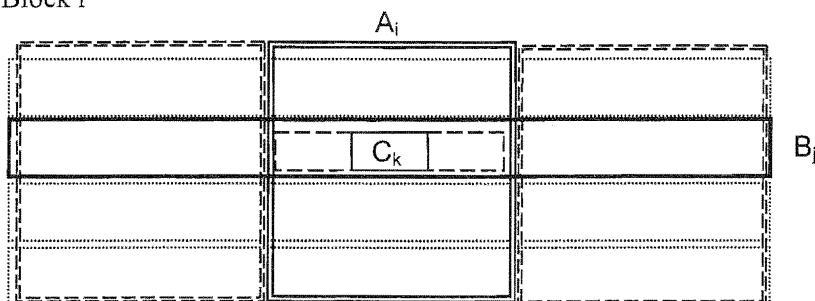
($i = 1, \dots, r ; j = 1, \dots, a ; k = 1, \dots, b ; l = 1, \dots, c$)

Beschreibung: Streifen-Spaltanlagen werden häufig für mehrfaktorielle Versuche eingesetzt, wenn die technologischen Vorteile der Streifenanlage für die Faktoren A und B genutzt werden sollen. Pro Block ist zunächst eine zweifaktorielle Streifenanlage mit den Faktoren A und B zu bilden. Innerhalb der AB-Kombinationen werden die Stufen des Faktors C als Kleinteilstücke zufällig angeordnet. Als Fehlerkomponenten treten die Fehler a und Fehler b der Großteilstücke, Fehler ab der Mittelteilstücke und Fehler abc der Kleinteilstücke auf.

Die Wirkung der Faktoren A und B wird im Allgemeinen mit geringerer Präzision als die des Faktors C geschätzt.

Struktur:

Block i



Beispiel:

$a = 3$

b = 2
 c = 3 die Prüfglieder werden nur mit ihren Ziffern angegeben, d. h. $a_3b_2c_1$: 321
 r = 4

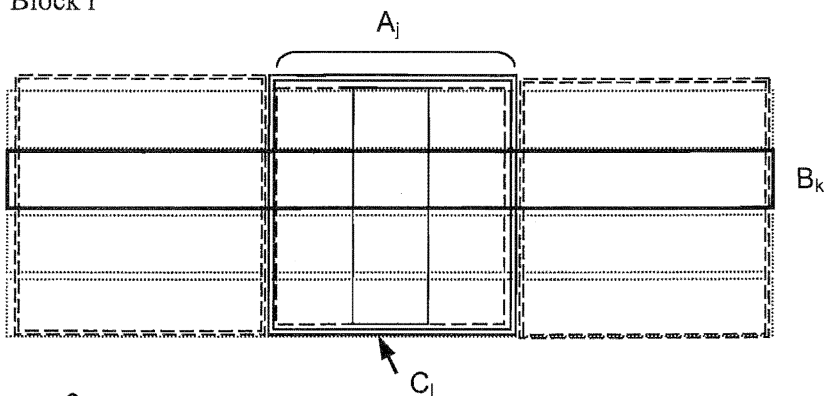
Block													Block
1	211	212	213	223	222	221	321	323	322	313	312	311	2
	313	312	311	322	321	323	121	123	122	113	111	112	
	113	112	111	123	121	122	223	221	222	211	213	212	
3	212	213	211	221	223	222	111	113	112	121	122	123	4
	112	111	113	122	121	123	311	312	313	321	323	322	
	311	313	312	323	322	321	212	213	211	221	223	222	

3.2.19 Dreifaktorielle Spalt-Streifenanlage [A/(B+C)]-Bl

Modell: $y_{ijkl} = \mu + \eta_i + \alpha_j + e_{ij} + \beta_k + (\alpha\beta)_{jk} + e_{ijk} + \gamma_l + (\alpha\gamma)_{jl} + e_{ijl} + (\beta\gamma)_{kl} + (\alpha\beta\gamma)_{jkl} + e_{ijkl}$
 ($i = 1, \dots, r$; $j = 1, \dots, a$; $k = 1, \dots, b$; $l = 1, \dots, c$)

Beschreibung: Derartige Anlagen werden häufig für mehrfaktorielle Versuche eingesetzt, wenn die technologischen Vorteile der Spalt- und der Streifenanlage genutzt werden sollen. Innerhalb der pro Block zufällig angeordneten Großteilstücke, den Stufen des Faktors A, liegt eine zweifaktorielle Streifenanlage der Faktoren B und C. Fehlerkomponenten sind der Fehler a der Großteilstücke, die Fehler ab und Fehler ac der Mittelteilstücke und Fehler abc der Kleinteilstücke. Die Wirkung des Faktors A wird im Allgemeinen mit geringerer Präzision als die der Faktoren B und C geschätzt.

Struktur: Block i



Beispiel: a = 3
 b = 2
 c = 3 die Prüfglieder werden nur mit ihren Ziffern angegeben, d. h. $a_3b_2c_1$: 321
 r = 4

Block	1			2			3			4		
	211	213	212	121	123	122	222	223	221	321	323	322
	221	223	222	111	113	112	212	213	211	311	313	312
	322	321	323	313	312	311	313	312	311	113	111	112
	312	311	313	323	322	321	323	322	321	123	121	122
	111	113	112	222	223	221	123	121	122	213	212	211
	121	123	122	212	213	211	113	111	112	223	222	221

3.3 Literatur

- Fachbereichsstandard Landwirtschaftliche Feldversuche, Versuchsanlagen mit vollständigen Blocks, TGL 21168/14 (1981)
Akademie der Landwirtschaftswissenschaften der DDR
- BÄTZ, G., H. DÖRFEL, A. FUCHS und E. THOMAS (1982): Einführung in die Methodik des Feldversuches
VEB Deutscher Landwirtschaftsverlag Berlin
- DÖRFEL, H. und T. BAUER (1991): Planung und Auswertung der dreifaktoriellen Streifenanlage (A+B)/C-B1 und der Spaltstreifenanlage A/(B+C)-B1
Biometrie und Informatik in Medizin und Biologie **22**, S. 48-57
- MOLL, E. (1996): Die SAS-Anwendung FELD_VA - Konstruktion des Lageplanes und varianzanalytische Auswertung ein- bis dreifaktorieller Feldversuche
Berichte aus der Biologischen Bundesanstalt für Land- und Forstwirtschaft, Heft 14, 43 S.
- MOLL, E. (1998): Einführung in die Biometrie unter Berücksichtigung der Software SAS Teil 3: Die Varianzanalyse im Feldversuchswesen
Berichte aus der Biologischen Bundesanstalt für Land- und Forstwirtschaft, Heft 46, 43 S.

4 Bemerkungen zu verwendeten Prozeduren und Algorithmen

4.1 Konstruktion eines Lageplanes

Bei der Konstruktion von Lageplänen wird die Zuordnung der Prüfglieder zu den Versuchseinheiten in Abhängigkeit von der gewählten Anlagemethode uneingeschränkt zufällig vorgenommen. Die Basisprozedur ist PROC PLAN.

4.2 Berechnung von Genauigkeits- und Sicherheitskenngrößen

Für das Vergleichen von Prüfgliedmittelwerten, d.h. das Testen von Differenzen der Prüfgliedeffekte, werden Kenngrößen der Genauigkeit und der Sicherheit berechnet. Diese Kenngrößen sind der Stichproben- bzw. Versuchsumfang n , die Mindestdifferenz d , das Risiko 1. Art (Signifikanzniveau) α und das Risiko 2. Art β . Jede dieser Kenngrößen wird bei Festhalten der anderen unter Berücksichtigung der Varianz bzw. der Varianzen berechnet. Im Allgemeinen sind die Varianzen unbekannt; an ihrer Stelle werden ihre Schätzwerte verwendet.

Der Versuchsumfang n hängt von der Anzahl der Stufen der Faktoren und der Anzahl der Wiederholungen/Blocks r ab. Da die Stufen der Faktoren vorgegeben sind, wird im Feldversuchswesen das Hauptaugenmerk auf die Anzahl der Wiederholungen/Blocks r gelegt.

Jede der vier Größen r , d , α oder β kann Zielgröße sein, die in Abhängigkeit von den festgehaltenen Werten der anderen Größen berechnet wird:

$$r = f_r(d, \alpha, \beta), \quad d = f_d(r, \alpha, \beta), \quad \alpha = f_\alpha(r, d, \beta) \quad \text{oder} \quad \beta = f_\beta(r, d, \alpha)$$

wahlweise für die Tests

- multipler t-Test
- Tukey-Prozedur
- Dunnett-Prozedur (einseitig)
- Dunnett-Prozedur (zweiseitig)

Die Berechnung der ausgewählten Zielgröße kann im einfaktoriellen Fall für die Wirkungen des Faktors A, im zweifaktoriellen Fall für die Wirkung des Faktors A oder B und im dreifaktoriellen Fall für den multiplen t-Test oder die Tukey-Prozedur für die Hauptwirkung des Faktors A, B, C oder für die Kombinationswirkung der AB-, AC- oder BC-Mittelwerte vorgenommen werden. Bei Wahl der Dunnett-Prozedur wird die Zielgröße nur für die Hauptwirkung des Faktors A, B oder C berechnet.

Am Beispiel der Mindestdifferenz für eine zweifaktorielle Spaltanlage (A/B) - Bl wird die Berechnung gezeigt. Die Freiheitsgrade zum Vergleich der A-Mittelwerte einer zweifaktoriellen Spaltanlage (A/B) - Bl sind $FG = (a-1) \cdot (r-1)$. Zu berücksichtigen ist der Schätzwert der mittleren Abweichungsquadrate MQ des Fehlers der Großteilstücke $MQ_{\text{Fehler } a}$. Die Mindestdifferenz d zum Vergleich von A-Mittelwerten (Mittelwerte des Großteilstücksfaktors) berechnet sich bekanntlich für

$$\text{t-Test:} \quad d = (t_{1-\alpha/2; FG} + t_{1-\beta; FG}) \cdot \sqrt{\frac{2 \cdot MQ_{\text{Fehler } a}}{b \cdot r}}$$

$$\text{Tukey-Prozedur:} \quad d = (q_{1-\alpha; FG, a} / \sqrt{2} + t_{1-\beta; FG}) \cdot \sqrt{\frac{2 \cdot MQ_{\text{Fehler } a}}{b \cdot r}}$$

Analog gilt das auch für die Dunnett-Prozedur. Die optimale Versuchsplanung für diesen Test besagt, dass der Standard im Allgemeinen häufiger zu wiederholen ist. Das berücksichtigend sind

die Freiheitsgrade zum Vergleich von A-Mittelwerten: $FG = (a - 2) \cdot (r - 1) + r_0 - 1$, wobei r die für alle Prüfglieder gleiche Anzahl von Wiederholungen und r_0 die Wiederholung des Standards A_0 ist. Es gilt: $r_0 \geq r$. Wird die unterschiedliche Wiederholung von Prüfglied r und Standard r_0 berücksichtigt, so berechnet sich die Mindestdifferenz d zum Vergleich von A-Mittelwerten einer zweifaktoriellen Spaltanlage (A/B) - Bl für die zweiseitige Dunnett-Prozedur unter der Annahme gleicher Varianzen für die Prüfglieder und den Standard

$$d = \left(|d|_{1-\alpha; FG, a-1, \lambda_1, \dots, \lambda_{a-1}} + t_{1-\beta; FG} \right) \cdot \sqrt{\frac{MQ_{Fehler\ a}}{b \cdot \frac{r \cdot r_0}{r + r_0}}} \quad \text{mit } \lambda_i = \lambda = \sqrt{\frac{r}{r + r_0}}, i = 1, \dots, a-1.$$

(Die λ_i sind wegen der vorausgesetzten gleichen Wiederholungsanzahl r für die Prüfglieder für alle i gleich.)

Zum Vergleich von B-Mittelwerten (Mittelwerte des Kleinteilstücksfaktors) sind die Freiheitsgrade $FG = a \cdot (b - 1) \cdot (r - 1)$. Der zu berücksichtigende MQ-Wert ist $MQ_{Fehler\ ab}$. Der Standard ist B_0 mit r_0 ($r_0 \geq r$) Wiederholungen. Für die Dunnett-Prozedur zum Vergleich der B-Mittelwerte sind die zugrunde zu legenden Freiheitsgrade $FG = a \cdot (b - 2) \cdot (r - 1) + a \cdot (r_0 - 1)$.

Die Berechnung der Mindestdifferenz d für den Vergleich von B-Mittelwerten einer zweifaktoriellen Spaltanlage (A/B) - Bl ist in Tab. 1 zusammen gefasst.

Tabelle 1: Berechnung der Mindestdifferenz d für den Vergleich von B-Mittelwerten, Versuchsanlage: (A/B) - Bl

t-Test:	$d = (t_{1-\alpha/2; FG} + t_{1-\beta; FG}) \cdot \sqrt{\frac{2 \cdot MQ_{Fehler\ ab}}{a \cdot r}}$
Tukey-Prozedur:	$d = (q_{1-\alpha; FG, b} / \sqrt{2} + t_{1-\beta; FG}) \cdot \sqrt{\frac{2 \cdot MQ_{Fehler\ ab}}{a \cdot r}}$
Dunnett-Prozedur: (zweiseitig)	$d = \left(d _{1-\alpha; FG, b-1, \lambda_1, \dots, \lambda_{b-1}} + t_{1-\beta; FG} \right) \cdot \sqrt{\frac{MQ_{Fehler\ ab}}{a \cdot \frac{r \cdot r_0}{r + r_0}}} \quad \text{mit } \lambda_i = \lambda = \sqrt{\frac{r}{r + r_0}}$ (i = 1, ..., b-1)

Entscheidend für den zu berechnenden Wert der Zielgröße ist das mittlere Abweichungsquadrat, der MQ-Wert. Nicht immer ist nur ein MQ-Wert zu berücksichtigen (s. auch Tab. 2). Beispielsweise sind in einer dreifaktoriellen Spaltanlage (A/B/C) - Bl beim Vergleich der AB-Mittelwerte (nicht auf gleicher Stufe des Faktors A und nicht auf gleicher Stufe des Faktors B) zwei mittlere Abweichungsquadrate einzubeziehen: $MQ_{Fehler\ a}$ und $MQ_{Fehler\ ab}$.

Mit $s_{AB}^2 = \frac{MQ_{Fehler\ a}}{r \cdot b \cdot c} + \frac{(b-1) \cdot MQ_{Fehler\ ab}}{r \cdot b \cdot c}$ und den nach SATTERTHWAITE (1946) (s. LITTELL u. a.

1996) gewichteten Freiheitsgraden $FG = \frac{s_{AB}^4}{\frac{MQ_{Fehler\ a}^2}{(a-1) \cdot (r-1) \cdot (r \cdot b \cdot c)^2} + \frac{(b-1)^2 \cdot MQ_{Fehler\ ab}^2}{a \cdot (b-1) \cdot (r-1) \cdot (r \cdot b \cdot c)^2}}$

berechnet sich für die Tukey-Prozedur zum Vergleich der AB-Mittelwerte (nicht auf gleicher Stufe des Faktors A und nicht auf gleicher Stufe des Faktors B) die Mindestdifferenz

$$d = (q_{1-\alpha; FG, ab} / \sqrt{2} + t_{1-\beta; FG}) \cdot \sqrt{2 \cdot s_{AB}^2}.$$

Am Beispiel der Zielgröße Mindestdifferenz d und der Tukey-Prozedur sind in Tab. 2 (nach Fachbereichsstandard 1981, DÖRFEL und BAUER 1991) für alle Vergleiche der Versuchsanlagen die Berechnungsgrundlagen unter Verwendung der gewichteten Freiheitsgrade (s.o.) aufgeführt.

Tabelle 2: Berechnung der Mindestdifferenz d unter Berücksichtigung der Tukey-Prozedur

Versuchs-anlage	Ver-gleich	Mindestdifferenz d	
A-R	A	$FG = a \cdot (r-1),$	$d = \left(q_{1-\alpha; FG, a} / \sqrt{2} + t_{1-\beta; FG} \right) \cdot \sqrt{\frac{2 \cdot MQ_{\text{Fehler}}}{r}}$
A-BI	A	$FG = (a-1) \cdot (r-1),$	$d = \left(q_{1-\alpha; FG, a} / \sqrt{2} + t_{1-\beta; FG} \right) \cdot \sqrt{\frac{2 \cdot MQ_{\text{Fehler}}}{r}}$
A-LQ	A	$FG = (a-2) \cdot (r-1),$	$d = \left(q_{1-\alpha; FG, a} / \sqrt{2} + t_{1-\beta; FG} \right) \cdot \sqrt{\frac{2 \cdot MQ_{\text{Fehler}}}{r}}$
(AxB)-R	A	$FG = a \cdot b \cdot (r-1),$	$d = \left(q_{1-\alpha; FG, a} / \sqrt{2} + t_{1-\beta; FG} \right) \cdot \sqrt{\frac{2 \cdot MQ_{\text{Fehler ab}}}{b \cdot r}}$
(AxB)-R	B	$FG = a \cdot b \cdot (r-1),$	$d = \left(q_{1-\alpha; FG, b} / \sqrt{2} + t_{1-\beta; FG} \right) \cdot \sqrt{\frac{2 \cdot MQ_{\text{Fehler ab}}}{a \cdot r}}$
(AxB)-BI	A	$FG = (a \cdot b - 1) \cdot (r-1),$	$d = \left(q_{1-\alpha; FG, a} / \sqrt{2} + t_{1-\beta; FG} \right) \cdot \sqrt{\frac{2 \cdot MQ_{\text{Fehler ab}}}{b \cdot r}}$
	B	$FG = (a \cdot b - 1) \cdot (r-1),$	$d = \left(q_{1-\alpha; FG, b} / \sqrt{2} + t_{1-\beta; FG} \right) \cdot \sqrt{\frac{2 \cdot MQ_{\text{Fehler ab}}}{a \cdot r}}$
(AxB)-LQ	A	$FG = (a \cdot b - 2) \cdot (r-1),$	$d = \left(q_{1-\alpha; FG, a} / \sqrt{2} + t_{1-\beta; FG} \right) \cdot \sqrt{\frac{2 \cdot MQ_{\text{Fehler ab}}}{b \cdot r}}$
	B	$FG = (a \cdot b - 2) \cdot (r-1),$	$d = \left(q_{1-\alpha; FG, b} / \sqrt{2} + t_{1-\beta; FG} \right) \cdot \sqrt{\frac{2 \cdot MQ_{\text{Fehler ab}}}{a \cdot r}}$
(A/B)-BI	A	$FG = (a-1) \cdot (r-1),$	$d = \left(q_{1-\alpha; FG, a} / \sqrt{2} + t_{1-\beta; FG} \right) \cdot \sqrt{\frac{2 \cdot MQ_{\text{Fehler a}}}{b \cdot r}}$
	B	$FG = a \cdot (b-1) \cdot (r-1),$	$d = \left(q_{1-\alpha; FG, b} / \sqrt{2} + t_{1-\beta; FG} \right) \cdot \sqrt{\frac{2 \cdot MQ_{\text{Fehler ab}}}{a \cdot r}}$
(A+B)-BI	A	$FG = (a-1) \cdot (r-1),$	$d = \left(q_{1-\alpha; FG, a} / \sqrt{2} + t_{1-\beta; FG} \right) \cdot \sqrt{\frac{2 \cdot MQ_{\text{Fehler a}}}{b \cdot r}}$
	B	$FG = (b-1) \cdot (r-1),$	$d = \left(q_{1-\alpha; FG, b} / \sqrt{2} + t_{1-\beta; FG} \right) \cdot \sqrt{\frac{2 \cdot MQ_{\text{Fehler b}}}{a \cdot r}}$
(AxBxC)-R	A	$FG = a \cdot b \cdot c \cdot (r-1),$	$d = \left(q_{1-\alpha; FG, a} / \sqrt{2} + t_{1-\beta; FG} \right) \cdot \sqrt{\frac{2 \cdot MQ_{\text{Fehler abc}}}{b \cdot c \cdot r}}$
	B	$FG = a \cdot b \cdot c \cdot (r-1),$	$d = \left(q_{1-\alpha; FG, b} / \sqrt{2} + t_{1-\beta; FG} \right) \cdot \sqrt{\frac{2 \cdot MQ_{\text{Fehler abc}}}{a \cdot c \cdot r}}$

Tabelle 2: Berechnung der Mindestdifferenz d unter Berücksichtigung der Tukey-Prozedur, Fortsetzung

(AxBxC)-R	C	$FG = a \cdot b \cdot c \cdot (r-1), \quad d = (q_{1-\alpha; FG, c} / \sqrt{2} + t_{1-\beta; FG}) \cdot \sqrt{\frac{2 \cdot MQ_{\text{Fehler abc}}}{a \cdot b \cdot r}}$
	AB	$FG = a \cdot b \cdot c \cdot (r-1), \quad d = (q_{1-\alpha; FG, a \cdot b} / \sqrt{2} + t_{1-\beta; FG}) \cdot \sqrt{\frac{2 \cdot MQ_{\text{Fehler abc}}}{c \cdot r}}$
	AC	$FG = a \cdot b \cdot c \cdot (r-1), \quad d = (q_{1-\alpha; FG, a \cdot c} / \sqrt{2} + t_{1-\beta; FG}) \cdot \sqrt{\frac{2 \cdot MQ_{\text{Fehler abc}}}{b \cdot r}}$
	BC	$FG = a \cdot b \cdot c \cdot (r-1), \quad d = (q_{1-\alpha; FG, b \cdot c} / \sqrt{2} + t_{1-\beta; FG}) \cdot \sqrt{\frac{2 \cdot MQ_{\text{Fehler abc}}}{a \cdot r}}$
(AxBxC)-BI	A	$FG = (a \cdot b \cdot c - 1) \cdot (r-1), \quad d = (q_{1-\alpha; FG, a} / \sqrt{2} + t_{1-\beta; FG}) \cdot \sqrt{\frac{2 \cdot MQ_{\text{Fehler abc}}}{b \cdot c \cdot r}}$
	B	$FG = (a \cdot b \cdot c - 1) \cdot (r-1), \quad d = (q_{1-\alpha; FG, b} / \sqrt{2} + t_{1-\beta; FG}) \cdot \sqrt{\frac{2 \cdot MQ_{\text{Fehler abc}}}{a \cdot c \cdot r}}$
	C	$FG = (a \cdot b \cdot c - 1) \cdot (r-1), \quad d = (q_{1-\alpha; FG, c} / \sqrt{2} + t_{1-\beta; FG}) \cdot \sqrt{\frac{2 \cdot MQ_{\text{Fehler abc}}}{a \cdot b \cdot r}}$
	AB	$FG = (a \cdot b \cdot c - 1) \cdot (r-1), \quad d = (q_{1-\alpha; FG, a \cdot b} / \sqrt{2} + t_{1-\beta; FG}) \cdot \sqrt{\frac{2 \cdot MQ_{\text{Fehler abc}}}{c \cdot r}}$
	AC	$FG = (a \cdot b \cdot c - 1) \cdot (r-1), \quad d = (q_{1-\alpha; FG, a \cdot c} / \sqrt{2} + t_{1-\beta; FG}) \cdot \sqrt{\frac{2 \cdot MQ_{\text{Fehler abc}}}{b \cdot r}}$
	BC	$FG = (a \cdot b \cdot c - 1) \cdot (r-1), \quad d = (q_{1-\alpha; FG, b \cdot c} / \sqrt{2} + t_{1-\beta; FG}) \cdot \sqrt{\frac{2 \cdot MQ_{\text{Fehler abc}}}{a \cdot r}}$
(AxBxC)-LQ	A	$FG = (a \cdot b \cdot c - 2) \cdot (r-1), \quad d = (q_{1-\alpha; FG, a} / \sqrt{2} + t_{1-\beta; FG}) \cdot \sqrt{\frac{2 \cdot MQ_{\text{Fehler abc}}}{b \cdot c \cdot r}}$
	B	$FG = (a \cdot b \cdot c - 2) \cdot (r-1), \quad d = (q_{1-\alpha; FG, b} / \sqrt{2} + t_{1-\beta; FG}) \cdot \sqrt{\frac{2 \cdot MQ_{\text{Fehler abc}}}{a \cdot c \cdot r}}$
	C	$FG = (a \cdot b \cdot c - 2) \cdot (r-1), \quad d = (q_{1-\alpha; FG, c} / \sqrt{2} + t_{1-\beta; FG}) \cdot \sqrt{\frac{2 \cdot MQ_{\text{Fehler abc}}}{a \cdot b \cdot r}}$
	AB	$FG = (a \cdot b \cdot c - 2) \cdot (r-1), \quad d = (q_{1-\alpha; FG, a \cdot b} / \sqrt{2} + t_{1-\beta; FG}) \cdot \sqrt{\frac{2 \cdot MQ_{\text{Fehler abc}}}{c \cdot r}}$
	AC	$FG = (a \cdot b \cdot c - 2) \cdot (r-1), \quad d = (q_{1-\alpha; FG, a \cdot c} / \sqrt{2} + t_{1-\beta; FG}) \cdot \sqrt{\frac{2 \cdot MQ_{\text{Fehler abc}}}{b \cdot r}}$
	BC	$FG = (a \cdot b \cdot c - 2) \cdot (r-1), \quad d = (q_{1-\alpha; FG, b \cdot c} / \sqrt{2} + t_{1-\beta; FG}) \cdot \sqrt{\frac{2 \cdot MQ_{\text{Fehler abc}}}{a \cdot r}}$

Tabelle 2: Berechnung der Mindestdifferenz d unter Berücksichtigung der Tukey-Prozedur, Fortsetzung

(A/B/C)-Bl	A	$FG = (a - 1) \cdot (r - 1), \quad d = (q_{1-\alpha; FG, a} / \sqrt{2} + t_{1-\beta; FG}) \cdot \sqrt{\frac{2 \cdot MQ_{\text{Fehler a}}}{b \cdot c \cdot r}}$
	B	$FG = a \cdot (b - 1) \cdot (r - 1), \quad d = (q_{1-\alpha; FG, b} / \sqrt{2} + t_{1-\beta; FG}) \cdot \sqrt{\frac{2 \cdot MQ_{\text{Fehler ab}}}{a \cdot c \cdot r}}$
	C	$FG = a \cdot b \cdot (c - 1) \cdot (r - 1), \quad d = (q_{1-\alpha; FG, c} / \sqrt{2} + t_{1-\beta; FG}) \cdot \sqrt{\frac{2 \cdot MQ_{\text{Fehler abc}}}{a \cdot b \cdot r}}$
	AB	$s_{AB}^2 = \frac{MQ_{\text{Fehler a}}}{r \cdot b \cdot c} + \frac{(b - 1) \cdot MQ_{\text{Fehler ab}}}{r \cdot b \cdot c}$ $FG = \frac{s_{AB}^4}{\frac{MQ_{\text{Fehler a}}^2}{(a - 1) \cdot (r - 1) \cdot (r \cdot b \cdot c)^2} + \frac{(b - 1)^2 \cdot MQ_{\text{Fehler ab}}^2}{a \cdot (b - 1) \cdot (r - 1) \cdot (r \cdot b \cdot c)^2}}$ $d = (q_{1-\alpha; FG, a \cdot b} / \sqrt{2} + t_{1-\beta; FG}) \cdot \sqrt{2 \cdot s_{AB}^2}$
	AC	$s_{AC}^2 = \frac{MQ_{\text{Fehler a}}}{r \cdot b \cdot c} + \frac{(c - 1) \cdot MQ_{\text{Fehler abc}}}{r \cdot b \cdot c}$ $FG = \frac{s_{AC}^4}{\frac{MQ_{\text{Fehler a}}^2}{(a - 1) \cdot (r - 1) \cdot (r \cdot b \cdot c)^2} + \frac{(c - 1)^2 \cdot MQ_{\text{Fehler abc}}^2}{a \cdot b \cdot (c - 1) \cdot (r - 1) \cdot (r \cdot b \cdot c)^2}}$ $d = (q_{1-\alpha; FG, a \cdot c} / \sqrt{2} + t_{1-\beta; FG}) \cdot \sqrt{2 \cdot s_{AC}^2}$
	BC	$s_{BC}^2 = \frac{MQ_{\text{Fehler ab}}}{r \cdot a \cdot c} + \frac{(c - 1) \cdot MQ_{\text{Fehler abc}}}{r \cdot a \cdot c}$ $FG = \frac{s_{BC}^4}{\frac{MQ_{\text{Fehler ab}}^2}{a \cdot (b - 1) \cdot (r - 1) \cdot (r \cdot a \cdot c)^2} + \frac{(c - 1)^2 \cdot MQ_{\text{Fehler abc}}^2}{a \cdot b \cdot (c - 1) \cdot (r - 1) \cdot (r \cdot a \cdot c)^2}}$ $d = (q_{1-\alpha; FG, b \cdot c} / \sqrt{2} + t_{1-\beta; FG}) \cdot \sqrt{2 \cdot s_{BC}^2}$
[(AxB)/C]-Bl	A	$FG = (a \cdot b - 1) \cdot (r - 1), \quad d = (q_{1-\alpha; FG, a} / \sqrt{2} + t_{1-\beta; FG}) \cdot \sqrt{\frac{2 \cdot MQ_{\text{Fehler ab}}}{b \cdot c \cdot r}}$
	B	$FG = (a \cdot b - 1) \cdot (r - 1), \quad d = (q_{1-\alpha; FG, b} / \sqrt{2} + t_{1-\beta; FG}) \cdot \sqrt{\frac{2 \cdot MQ_{\text{Fehler ab}}}{a \cdot c \cdot r}}$
	C	$FG = a \cdot b \cdot (c - 1) \cdot (r - 1), \quad d = (q_{1-\alpha; FG, c} / \sqrt{2} + t_{1-\beta; FG}) \cdot \sqrt{\frac{2 \cdot MQ_{\text{Fehler abc}}}{a \cdot b \cdot r}}$
	AB	$FG = (a \cdot b - 1) \cdot (r - 1), \quad d = (q_{1-\alpha; FG, a \cdot b} / \sqrt{2} + t_{1-\beta; FG}) \cdot \sqrt{\frac{2 \cdot MQ_{\text{Fehler ab}}}{c \cdot r}}$

Tabelle 2: Berechnung der Mindestdifferenz d unter Berücksichtigung der Tukey-Prozedur, *Fortsetzung*

[(AxB)/C]-B1	AC	$s_{AC}^2 = \frac{MQ_{\text{Fehler ab}}}{r \cdot b \cdot c} + \frac{(c-1) \cdot MQ_{\text{Fehler abc}}}{r \cdot b \cdot c}$ $FG = \frac{s_{AC}^4}{\frac{MQ_{\text{Fehler ab}}^2}{(a \cdot b - 1) \cdot (r-1) \cdot (r \cdot b \cdot c)^2} + \frac{(c-1)^2 \cdot MQ_{\text{Fehler abc}}^2}{a \cdot b \cdot (c-1) \cdot (r-1) \cdot (r \cdot b \cdot c)^2}}$ $d = (q_{1-\alpha; FG, a \cdot c} / \sqrt{2} + t_{1-\beta; FG}) \cdot \sqrt{2 \cdot s_{AC}^2}$
	BC	$s_{BC}^2 = \frac{MQ_{\text{Fehler ab}}}{r \cdot a \cdot c} + \frac{(c-1) \cdot MQ_{\text{Fehler abc}}}{r \cdot a \cdot c}$ $FG = \frac{s_{BC}^4}{\frac{MQ_{\text{Fehler ab}}^2}{(a \cdot b - 1) \cdot (r-1) \cdot (r \cdot a \cdot c)^2} + \frac{(c-1)^2 \cdot MQ_{\text{Fehler abc}}^2}{a \cdot b \cdot (c-1) \cdot (r-1) \cdot (r \cdot a \cdot c)^2}}$ $d = (q_{1-\alpha; FG, b \cdot c} / \sqrt{2} + t_{1-\beta; FG}) \cdot \sqrt{2 \cdot s_{BC}^2}$
[A/(BxC)]-B1	A	$FG = (a-1) \cdot (r-1), \quad d = (q_{1-\alpha; FG, a} / \sqrt{2} + t_{1-\beta; FG}) \cdot \sqrt{\frac{2 \cdot MQ_{\text{Fehler a}}}{b \cdot c \cdot r}}$
	B	$FG = a \cdot (b \cdot c - 1) \cdot (r-1), \quad d = (q_{1-\alpha; FG, b} / \sqrt{2} + t_{1-\beta; FG}) \cdot \sqrt{\frac{2 \cdot MQ_{\text{Fehler abc}}}{a \cdot c \cdot r}}$
	C	$FG = a \cdot (b \cdot c - 1) \cdot (r-1), \quad d = (q_{1-\alpha; FG, c} / \sqrt{2} + t_{1-\beta; FG}) \cdot \sqrt{\frac{2 \cdot MQ_{\text{Fehler abc}}}{a \cdot b \cdot r}}$
	AB	$s_{AB}^2 = \frac{MQ_{\text{Fehler a}}}{r \cdot b \cdot c} + \frac{(b-1) \cdot MQ_{\text{Fehler abc}}}{r \cdot b \cdot c}$ $FG = \frac{s_{AB}^4}{\frac{MQ_{\text{Fehler a}}^2}{(a-1) \cdot (r-1) \cdot (r \cdot b \cdot c)^2} + \frac{(b-1)^2 \cdot MQ_{\text{Fehler abc}}^2}{a \cdot (b \cdot c - 1) \cdot (r-1) \cdot (r \cdot b \cdot c)^2}}$ $d = (q_{1-\alpha; FG, a \cdot b} / \sqrt{2} + t_{1-\beta; FG}) \cdot \sqrt{2 \cdot s_{AB}^2}$
	AC	$s_{AC}^2 = \frac{MQ_{\text{Fehler a}}}{r \cdot b \cdot c} + \frac{(c-1) \cdot MQ_{\text{Fehler abc}}}{r \cdot b \cdot c}$ $FG = \frac{s_{AC}^4}{\frac{MQ_{\text{Fehler a}}^2}{(a-1) \cdot (r-1) \cdot (r \cdot b \cdot c)^2} + \frac{(c-1)^2 \cdot MQ_{\text{Fehler abc}}^2}{a \cdot (b \cdot c - 1) \cdot (r-1) \cdot (r \cdot b \cdot c)^2}}$ $d = (q_{1-\alpha; FG, a \cdot c} / \sqrt{2} + t_{1-\beta; FG}) \cdot \sqrt{2 \cdot s_{AC}^2}$
	BC	$FG = a \cdot (b \cdot c - 1) \cdot (r-1), \quad d = (q_{1-\alpha; FG, b \cdot c} / \sqrt{2} + t_{1-\beta; FG}) \cdot \sqrt{\frac{2 \cdot MQ_{\text{Fehler abc}}}{a \cdot r}}$

Tabelle 2: Berechnung der Mindestdifferenz d unter Berücksichtigung der Tukey-Prozedur, Fortsetzung

[A+(BxC)]-Bl	A	$FG = (a - 1) \cdot (r - 1), \quad d = \left(q_{1-\alpha; FG, a} / \sqrt{2} + t_{1-\beta; FG} \right) \cdot \sqrt{\frac{2 \cdot MQ_{\text{Fehler a}}}{b \cdot c \cdot r}}$
	B	$FG = (b \cdot c - 1) \cdot (r - 1), \quad d = \left(q_{1-\alpha; FG, b} / \sqrt{2} + t_{1-\beta; FG} \right) \cdot \sqrt{\frac{2 \cdot MQ_{\text{Fehler bc}}}{a \cdot c \cdot r}}$
	C	$FG = (b \cdot c - 1) \cdot (r - 1), \quad d = \left(q_{1-\alpha; FG, c} / \sqrt{2} + t_{1-\beta; FG} \right) \cdot \sqrt{\frac{2 \cdot MQ_{\text{Fehler bc}}}{a \cdot b \cdot r}}$
	AB	$s_{AB}^2 = \frac{MQ_{\text{Fehler a}}}{r \cdot b \cdot c} + \frac{MQ_{\text{Fehler bc}}}{r \cdot a \cdot c} + \frac{(a \cdot b - a - b) \cdot MQ_{\text{Fehler abc}}}{r \cdot a \cdot b \cdot c}, \quad FG =$
		$\frac{MQ_{\text{Fehler a}}^2}{(a - 1) \cdot (r - 1) \cdot (r \cdot b \cdot c)^2} + \frac{MQ_{\text{Fehler bc}}^2}{(b \cdot c - 1) \cdot (r - 1) \cdot (r \cdot a \cdot c)^2} + \frac{(a \cdot b - a - b)^2 \cdot MQ_{\text{Fehler abc}}^2}{(a - 1) \cdot (b \cdot c - 1) \cdot (r - 1) \cdot (r \cdot a \cdot b \cdot c)^2}$ $d = \left(q_{1-\alpha; FG, a \cdot b} / \sqrt{2} + t_{1-\beta; FG} \right) \cdot \sqrt{2 \cdot s_{AB}^2}$
AC	$s_{AC}^2 = \frac{MQ_{\text{Fehler a}}}{r \cdot b \cdot c} + \frac{MQ_{\text{Fehler bc}}}{r \cdot a \cdot b} + \frac{(a \cdot c - a - c) \cdot MQ_{\text{Fehler abc}}}{r \cdot a \cdot b \cdot c}, \quad FG =$	
	$\frac{MQ_{\text{Fehler a}}^2}{(a - 1) \cdot (r - 1) \cdot (r \cdot b \cdot c)^2} + \frac{MQ_{\text{Fehler bc}}^2}{(b \cdot c - 1) \cdot (r - 1) \cdot (r \cdot a \cdot b)^2} + \frac{(a \cdot c - a - c)^2 \cdot MQ_{\text{Fehler abc}}^2}{(a - 1) \cdot (b \cdot c - 1) \cdot (r - 1) \cdot (r \cdot a \cdot b \cdot c)^2}$ $d = \left(q_{1-\alpha; FG, a \cdot c} / \sqrt{2} + t_{1-\beta; FG} \right) \cdot \sqrt{2 \cdot s_{AC}^2}$	
BC	$FG = (b \cdot c - 1) \cdot (r - 1), \quad d = \left(q_{1-\alpha; FG, b \cdot c} / \sqrt{2} + t_{1-\beta; FG} \right) \cdot \sqrt{\frac{2 \cdot MQ_{\text{Fehler bc}}}{a \cdot r}}$	
[A+(B/C)]-Bl	A	$FG = (a - 1) \cdot (r - 1), \quad d = \left(q_{1-\alpha; FG, a} / \sqrt{2} + t_{1-\beta; FG} \right) \cdot \sqrt{\frac{2 \cdot MQ_{\text{Fehler a}}}{b \cdot c \cdot r}}$
	B	$FG = (b - 1) \cdot (r - 1), \quad d = \left(q_{1-\alpha; FG, b} / \sqrt{2} + t_{1-\beta; FG} \right) \cdot \sqrt{\frac{2 \cdot MQ_{\text{Fehler b}}}{a \cdot c \cdot r}}$
	C	$FG = b \cdot (c - 1) \cdot (r - 1), \quad d = \left(q_{1-\alpha; FG, c} / \sqrt{2} + t_{1-\beta; FG} \right) \cdot \sqrt{\frac{2 \cdot MQ_{\text{Fehler bc}}}{a \cdot b \cdot r}}$
	AB	$s_{AB}^2 = \frac{MQ_{\text{Fehler a}}}{r \cdot b \cdot c} + \frac{MQ_{\text{Fehler b}}}{r \cdot a \cdot c} + \frac{(a \cdot b - a - b) \cdot MQ_{\text{Fehler ab}}}{r \cdot a \cdot b \cdot c}, \quad FG =$
$\frac{MQ_{\text{Fehler a}}^2}{(a - 1) \cdot (r - 1) \cdot (r \cdot b \cdot c)^2} + \frac{MQ_{\text{Fehler b}}^2}{(b - 1) \cdot (r - 1) \cdot (r \cdot a \cdot c)^2} + \frac{(a \cdot b - a - b)^2 \cdot MQ_{\text{Fehler ab}}^2}{(a - 1) \cdot (b - 1) \cdot (r - 1) \cdot (r \cdot a \cdot b \cdot c)^2}$ $d = \left(q_{1-\alpha; FG, a \cdot b} / \sqrt{2} + t_{1-\beta; FG} \right) \cdot \sqrt{2 \cdot s_{AB}^2}$		

Tabelle 2: Berechnung der Mindestdifferenz d unter Berücksichtigung der Tukey-Prozedur, Fortsetzung

[A+(B/C)]-Bl	AC	$s_{AC}^2 = \frac{MQ_{\text{Fehler } a}}{r \cdot b \cdot c} + \frac{MQ_{\text{Fehler } bc}}{r \cdot a \cdot b} + \frac{(a \cdot c - a - c) \cdot MQ_{\text{Fehler } abc}}{r \cdot a \cdot b \cdot c}, \quad FG =$ $\frac{s_{AC}^4}{\frac{MQ_{\text{Fehler } a}^2}{(a-1) \cdot (r-1) \cdot (r \cdot b \cdot c)^2} + \frac{MQ_{\text{Fehler } bc}^2}{b \cdot (c-1) \cdot (r-1) \cdot (r \cdot a \cdot b)^2} + \frac{(a \cdot c - a - c)^2 \cdot MQ_{\text{Fehler } abc}^2}{b \cdot (a-1) \cdot (c-1) \cdot (r-1) \cdot (r \cdot a \cdot b \cdot c)^2}}$ $d = (q_{1-\alpha; FG, a \cdot c} / \sqrt{2} + t_{1-\beta; FG}) \cdot \sqrt{2 \cdot s_{AC}^2}$
	BC	$s_{BC}^2 = \frac{MQ_{\text{Fehler } b}}{r \cdot a \cdot c} + \frac{(c-1) \cdot MQ_{\text{Fehler } bc}}{r \cdot a \cdot c}$ $FG = \frac{s_{BC}^4}{\frac{MQ_{\text{Fehler } b}^2}{(b-1) \cdot (r-1) \cdot (r \cdot a \cdot c)^2} + \frac{(c-1)^2 \cdot MQ_{\text{Fehler } bc}^2}{b \cdot (c-1) \cdot (r-1) \cdot (r \cdot a \cdot c)^2}}$ $d = (q_{1-\alpha; FG, b \cdot c} / \sqrt{2} + t_{1-\beta; FG}) \cdot \sqrt{2 \cdot s_{BC}^2}$
[(A+B)/C]-Bl	A	$FG = (a-1) \cdot (r-1), \quad d = (q_{1-\alpha; FG, a} / \sqrt{2} + t_{1-\beta; FG}) \cdot \sqrt{\frac{2 \cdot MQ_{\text{Fehler } a}}{b \cdot c \cdot r}}$
	B	$FG = (b-1) \cdot (r-1), \quad d = (q_{1-\alpha; FG, b} / \sqrt{2} + t_{1-\beta; FG}) \cdot \sqrt{\frac{2 \cdot MQ_{\text{Fehler } b}}{a \cdot c \cdot r}}$
	C	$FG = a \cdot b \cdot (c-1) \cdot (r-1), \quad d = (q_{1-\alpha; FG, c} / \sqrt{2} + t_{1-\beta; FG}) \cdot \sqrt{\frac{2 \cdot MQ_{\text{Fehler } abc}}{a \cdot b \cdot r}}$
	AB	$s_{AB}^2 = \frac{MQ_{\text{Fehler } a}}{r \cdot b \cdot c} + \frac{MQ_{\text{Fehler } b}}{r \cdot a \cdot c} + \frac{(a \cdot b - a - b) \cdot MQ_{\text{Fehler } ab}}{r \cdot a \cdot b \cdot c}, \quad FG =$ $\frac{s_{AB}^4}{\frac{MQ_{\text{Fehler } a}^2}{(a-1) \cdot (r-1) \cdot (r \cdot b \cdot c)^2} + \frac{MQ_{\text{Fehler } b}^2}{(b-1) \cdot (r-1) \cdot (r \cdot a \cdot c)^2} + \frac{(a \cdot b - a - b)^2 \cdot MQ_{\text{Fehler } ab}^2}{(a-1) \cdot (b-1) \cdot (r-1) \cdot (r \cdot a \cdot b \cdot c)^2}}$ $d = (q_{1-\alpha; FG, a \cdot b} / \sqrt{2} + t_{1-\beta; FG}) \cdot \sqrt{2 \cdot s_{AB}^2}$
	AC	$s_{AC}^2 = \frac{MQ_{\text{Fehler } a}}{r \cdot b \cdot c} + \frac{(c-1) \cdot MQ_{\text{Fehler } abc}}{r \cdot b \cdot c}$ $FG = \frac{s_{AC}^4}{\frac{MQ_{\text{Fehler } a}^2}{(a-1) \cdot (r-1) \cdot (r \cdot b \cdot c)^2} + \frac{(c-1)^2 \cdot MQ_{\text{Fehler } abc}^2}{a \cdot b \cdot (c-1) \cdot (r-1) \cdot (r \cdot b \cdot c)^2}}$ $d = (q_{1-\alpha; FG, a \cdot c} / \sqrt{2} + t_{1-\beta; FG}) \cdot \sqrt{2 \cdot s_{AC}^2}$

Tabelle 2: Berechnung der Mindestdifferenz d unter Berücksichtigung der Tukey-Prozedur, Fortsetzung

[(A+B)/C]-B1	BC	$s_{BC}^2 = \frac{MQ_{\text{Fehler } b}}{r \cdot a \cdot c} + \frac{(c-1) \cdot MQ_{\text{Fehler } abc}}{r \cdot a \cdot c}$
		$FG = \frac{s_{BC}^4}{\frac{MQ_{\text{Fehler } b}^2}{(b-1) \cdot (r-1) \cdot (r \cdot a \cdot c)^2} + \frac{(c-1)^2 \cdot MQ_{\text{Fehler } abc}^2}{a \cdot b \cdot (c-1) \cdot (r-1) \cdot (r \cdot a \cdot c)^2}}$ $d = (q_{1-\alpha; FG, b \cdot c} / \sqrt{2} + t_{1-\beta; FG}) \cdot \sqrt{2 \cdot s_{BC}^2}$
[A/(B+C)]-B1	A	$FG = (a-1) \cdot (r-1), \quad d = (q_{1-\alpha; FG, a} / \sqrt{2} + t_{1-\beta; FG}) \cdot \sqrt{\frac{2 \cdot MQ_{\text{Fehler } a}}{b \cdot c \cdot r}}$
	B	$FG = a \cdot (b-1) \cdot (r-1), \quad d = (q_{1-\alpha; FG, b} / \sqrt{2} + t_{1-\beta; FG}) \cdot \sqrt{\frac{2 \cdot MQ_{\text{Fehler } ab}}{a \cdot c \cdot r}}$
	C	$FG = a \cdot (c-1) \cdot (r-1), \quad d = (q_{1-\alpha; FG, c} / \sqrt{2} + t_{1-\beta; FG}) \cdot \sqrt{\frac{2 \cdot MQ_{\text{Fehler } ac}}{a \cdot b \cdot r}}$
	AB	$s_{AB}^2 = \frac{MQ_{\text{Fehler } a}}{r \cdot b \cdot c} + \frac{(b-1) \cdot MQ_{\text{Fehler } ab}}{r \cdot b \cdot c}$
		$FG = \frac{s_{AB}^4}{\frac{MQ_{\text{Fehler } a}^2}{(a-1) \cdot (r-1) \cdot (r \cdot b \cdot c)^2} + \frac{(b-1)^2 \cdot MQ_{\text{Fehler } ab}^2}{a \cdot (b-1) \cdot (r-1) \cdot (r \cdot b \cdot c)^2}}$ $d = (q_{1-\alpha; FG, a \cdot b} / \sqrt{2} + t_{1-\beta; FG}) \cdot \sqrt{2 \cdot s_{AB}^2}$
	AC	$s_{AC}^2 = \frac{MQ_{\text{Fehler } a}}{r \cdot b \cdot c} + \frac{(c-1) \cdot MQ_{\text{Fehler } ac}}{r \cdot b \cdot c}$
		$FG = \frac{s_{AC}^4}{\frac{MQ_{\text{Fehler } a}^2}{(a-1) \cdot (r-1) \cdot (r \cdot b \cdot c)^2} + \frac{(c-1)^2 \cdot MQ_{\text{Fehler } ac}^2}{a \cdot (c-1) \cdot (r-1) \cdot (r \cdot b \cdot c)^2}}$ $d = (q_{1-\alpha; FG, a \cdot c} / \sqrt{2} + t_{1-\beta; FG}) \cdot \sqrt{2 \cdot s_{AC}^2}$
BC	$s_{BC}^2 = \frac{MQ_{\text{Fehler } ab}}{r \cdot a \cdot c} + \frac{MQ_{\text{Fehler } ac}}{r \cdot a \cdot b} + \frac{(b \cdot c - b - c) \cdot MQ_{\text{Fehler } abc}}{r \cdot a \cdot b \cdot c}, \quad FG =$	
	$\frac{s_{BC}^4}{\frac{MQ_{\text{Fehler } ab}^2}{a \cdot (b-1) \cdot (r-1) \cdot (r \cdot a \cdot c)^2} + \frac{MQ_{\text{Fehler } ac}^2}{a \cdot (c-1) \cdot (r-1) \cdot (r \cdot a \cdot b)^2} + \frac{(b \cdot c - b - c)^2 \cdot MQ_{\text{Fehler } abc}^2}{a \cdot (b-1) \cdot (c-1) \cdot (r-1) \cdot (r \cdot a \cdot b \cdot c)^2}}$ $d = (q_{1-\alpha; FG, b \cdot c} / \sqrt{2} + t_{1-\beta; FG}) \cdot \sqrt{2 \cdot s_{BC}^2}$	

In der Regel werden keine Schätzwerte der mittleren Abweichungsquadrate oder ihre Erwartungswerte, sondern die Fehler-Varianzen, die Varianzkomponenten der Fehler, publiziert. Die SAS-Prozedur PROC MIXED liefert überhaupt keine MQ-Werte, sondern eben diese Fehler-Varianzen. In FELD_VA II sind deshalb zur Berechnung von Kenngrößen der Genauigkeit und der Sicherheit die Fehler-Varianzen einzugeben. Aus ihnen werden die MQ-Werte berechnet, die in den in Tab. 2

zusammen gestellten Berechnungsgrundlagen Verwendung finden. Für z.B. eine zweifaktorielle Spaltanlage (A/B)-Bl werden aus den Fehler-Varianzen die MQ-Werte berechnet nach:

$$MQ_{\text{Fehler ab}} = s_{\text{Fehler ab}}^2$$

$$MQ_{\text{Fehler a}} = MQ_{\text{Fehler ab}} + b \cdot s_{\text{Fehler a}}^2 = s_{\text{Fehler ab}}^2 + b \cdot s_{\text{Fehler a}}^2$$

Die Berechnungen der MQ-Werte aus den Fehler-Varianzen sind für die Versuchsanlagen in Tab. 3 zusammen gestellt.

Tabelle 3: Berechnung der MQ-Werte aus den Fehler-Varianzen

Modell	
A-R	$MQ_{\text{Fehler}} = s_{\text{Fehler}}^2$
A-Bl	$MQ_{\text{Fehler}} = s_{\text{Fehler}}^2$
A-LQ	$MQ_{\text{Fehler}} = s_{\text{Fehler}}^2$
(AxB)-R	$MQ_{\text{Fehler ab}} = s_{\text{Fehler ab}}^2$
(AxB)-Bl	$MQ_{\text{Fehler ab}} = s_{\text{Fehler ab}}^2$
(AxB)-LQ	$MQ_{\text{Fehler ab}} = s_{\text{Fehler ab}}^2$
(A/B)-Bl	$MQ_{\text{Fehler ab}} = s_{\text{Fehler ab}}^2$ $MQ_{\text{Fehler a}} = s_{\text{Fehler ab}}^2 + b \cdot s_{\text{Fehler a}}^2$
(A+B)-Bl	$MQ_{\text{Fehler ab}} = s_{\text{Fehler ab}}^2$ $MQ_{\text{Fehler a}} = s_{\text{Fehler ab}}^2 + b \cdot s_{\text{Fehler a}}^2$ $MQ_{\text{Fehler b}} = s_{\text{Fehler ab}}^2 + a \cdot s_{\text{Fehler b}}^2$
(AxBxC)-R	$MQ_{\text{Fehler abc}} = s_{\text{Fehler abc}}^2$
(AxBxC)-Bl	$MQ_{\text{Fehler abc}} = s_{\text{Fehler abc}}^2$
(AxBxC)-LQ	$MQ_{\text{Fehler abc}} = s_{\text{Fehler abc}}^2$
(A/B/C)-Bl	$MQ_{\text{Fehler abc}} = s_{\text{Fehler abc}}^2$ $MQ_{\text{Fehler ab}} = s_{\text{Fehler abc}}^2 + c \cdot s_{\text{Fehler ab}}^2$ $MQ_{\text{Fehler a}} = MQ_{\text{Fehler ab}} + bc \cdot s_{\text{Fehler a}}^2$
[(AxB)/C]-Bl	$MQ_{\text{Fehler abc}} = s_{\text{Fehler abc}}^2$ $MQ_{\text{Fehler ab}} = s_{\text{Fehler abc}}^2 + c \cdot s_{\text{Fehler ab}}^2$
[A/(BxC)]-Bl	$MQ_{\text{Fehler abc}} = s_{\text{Fehler abc}}^2$ $MQ_{\text{Fehler a}} = s_{\text{Fehler abc}}^2 + bc \cdot s_{\text{Fehler a}}^2$
[A+(BxC)]-Bl	$MQ_{\text{Fehler abc}} = s_{\text{Fehler abc}}^2$ $MQ_{\text{Fehler bc}} = s_{\text{Fehler abc}}^2 + a \cdot s_{\text{Fehler bc}}^2$ $MQ_{\text{Fehler a}} = s_{\text{Fehler abc}}^2 + bc \cdot s_{\text{Fehler a}}^2$

Modell	
[A+(B/C)]-B1	$MQ_{\text{Fehler abc}} = s_{\text{Fehler abc}}^2$ $MQ_{\text{Fehler ab}} = s_{\text{Fehler abc}}^2 + c \cdot s_{\text{Fehler ab}}^2$ $MQ_{\text{Fehler bc}} = s_{\text{Fehler abc}}^2 + a \cdot s_{\text{Fehler bc}}^2$ $MQ_{\text{Fehler b}} = MQ_{\text{Fehler ab}} + MQ_{\text{Fehler bc}} + ac \cdot s_{\text{Fehler b}}^2 - s_{\text{Fehler abc}}^2$ $MQ_{\text{Fehler a}} = MQ_{\text{Fehler ab}} + bc \cdot s_{\text{Fehler a}}^2$
[(A+B)/C]-B1	$MQ_{\text{Fehler abc}} = s_{\text{Fehler abc}}^2$ $MQ_{\text{Fehler ab}} = s_{\text{Fehler abc}}^2 + c \cdot s_{\text{Fehler ab}}^2$ $MQ_{\text{Fehler b}} = MQ_{\text{Fehler ab}} + ac \cdot s_{\text{Fehler b}}^2$ $MQ_{\text{Fehler a}} = MQ_{\text{Fehler ab}} + bc \cdot s_{\text{Fehler a}}^2$
[A/(B+C)]-B1	$MQ_{\text{Fehler abc}} = s_{\text{Fehler abc}}^2$ $MQ_{\text{Fehler ac}} = s_{\text{Fehler abc}}^2 + b \cdot s_{\text{Fehler ac}}^2$ $MQ_{\text{Fehler ab}} = s_{\text{Fehler abc}}^2 + c \cdot s_{\text{Fehler ab}}^2$ $MQ_{\text{Fehler a}} = MQ_{\text{Fehler ab}} + MQ_{\text{Fehler ac}} + bc \cdot s_{\text{Fehler a}}^2 - s_{\text{Fehler abc}}^2$

Die Berechnungsgrundlagen (Tab. 2) gelten nicht nur für die Mindestdifferenz d , sondern analog auch für die anderen Zielgrößen r , α und β . Die Anzahl der mindestens notwendigen Wiederholungen r kann allerdings nicht wie die Mindestdifferenz d in einem Schritt, sondern muss iterativ berechnet werden. Die in FELD_VA II dafür verwendete Methode ist die Halbierungsmethode. Dabei wird für die Mitte des Intervalls eines großen und des kleinsten (= 1) Stichprobenumfangs eine Differenz d berechnet. Der Vergleich zwischen dem berechneten d und der vorgegebenen Mindestdifferenz entscheidet, mit welcher der beiden Intervallmitten der Intervallhälften (das entspricht einer vorläufigen Wiederholungsanzahl) weiter gerechnet wird. Dieses Verfahren endet, wenn der Abstand zwischen der berechneten Differenz d und der vorgegebenen Mindestdifferenz eine vorgegebene Schranke³ unterschreitet.

Für die Berechnung der Wiederholungen r wird in SAS die CEIL-Funktion, die Kleinste-Ganze-Zahl-Funktion

$$r = \text{CEIL}(r_{\text{reell}}) = \begin{cases} r_{\text{reell}}, & \text{wenn } r_{\text{reell}} \text{ ganzzahlig} \\ \text{ganzzahliger Anteil}(r_{\text{reell}}) + 1, & \text{sonst} \end{cases}$$

genutzt.

Die Quantile der Verteilungen werden mit Hilfe folgender SAS-Funktionen berechnet:

$t_{1-\alpha; FG}$	TINV(1-&alpha, fg)
$q_{1-\alpha; FG, x}$	PROBMC('RANGE', ., 1-&alpha, fg, &x)
$d_{1-\alpha; FG, xx, \lambda_1, \dots, \lambda_{xx}}$	PROBMC('DUNNETT1', ., 1-&alpha, fg, &xx, of lambda1--lambda&xx)
$ d _{1-\alpha; FG, xx, \lambda_1, \dots, \lambda_{xx}}$	PROBMC('DUNNETT2', ., 1-&alpha, fg, &xx, of lambda1--lambda&xx)

³ Die Schranke liegt bei 0.005.

Dabei stehen die Macrovariablen x für die Anzahl der zu vergleichenden Mittelwerte und xx für die Anzahl der zu vergleichenden Mittelwerte minus 1, d.h. $xx = x - 1$.

Im Fall der Mindestdifferenz d als Zielgröße wird auf die dritte, bei den Wahrscheinlichkeiten α und β auf die vierte Dezimalstelle gerundet.

4.3 Varianzanalytische Auswertung von Einzelversuchen - balanzierte Versuche

Die varianzanalytische Auswertung von Einzelversuchen ist derzeit für balancierte oder gering unbalancierte Versuche, d.h. Versuche mit nur wenig Fehlstellen, in FELD_VA II umgesetzt.

4.3.1 Anforderungen an die Datendateien

Die Daten können im SAS- oder Text-Format vorliegen. Für beide Formate gilt, dass nach den Variablen der Prüfgliedkennzeichnung mehrere numerische Spalten folgen können; eine muss. Aus den numerischen Spalten, die nicht der Kennzeichnung des Prüfglieds dienen, können mehrere als auszuwertende Merkmale ausgewählt werden.

Im **SAS-Format** müssen die Variablen, die das Prüfglied kennzeichnen - Faktor A, Faktor B, Faktor C und Block - mit **A**, **B**, **C** und **Block** bezeichnet sein. Die Variablen A, B und C müssen Zeichenkettenvariablen sein.

Beim **Text-Format** ist die **Reihenfolge** wichtig. Die ersten Spalten (ohne Überschrift) dienen der Kennzeichnung des Prüfglieds. Sie werden programmseitig bei einer einfaktoriellen Anlage in Blocks zu den Variablen A und Block, bei einer zweifaktoriellen Anlage in Blocks zu den Variablen A, B und Block und bei einer dreifaktoriellen Anlage in Blocks zu den Variablen A, B, C und Block.

4.3.2 Statistische Analyse

4.3.2.1 Konfidenzschätzungen der Mittelwerte und Varianzanalyse

Die Basisprozedur für die Konfidenzschätzungen der Mittelwerte und der Mittelwertdifferenzen, die Varianzanalyse und die Vergleiche der mittleren Effekte ist PROC MIXED. Die Mittelwerte werden mit ihren $(1-\alpha)$ -Konfidenzintervallen angegeben. Aufgrund der Struktur von PROC MIXED werden zunächst die Teile der Varianztabelle für die fixen Effekte und danach die geschätzten (REML-Schätzung) Varianzkomponenten der Blocks, wenn sie zufällig sind, und die der Fehler ausgegeben. Die Schätzwerte der Varianzkomponenten der Fehler (Fehler-Varianzen, vgl. Tab. 3) können zur Berechnung von Genauigkeits- und Sicherheitskenngrößen (s. Kap. 4.2) – z.B. für die Berechnung des realisierten Risikos 2. Art – eingegeben werden.

4.3.2.2 Die multiplen Testprozeduren

Neben dem F-Test der Varianzanalyse stehen

- multipler t-Test,
- t-Tests mit Bezugsbasis⁴,
- Bonferroni-Test,
- Tukey-Prozedur und/oder
- Dunnett-Prozedur (zweiseitig)

zur Wahl.

Der multiple t-Test betrachtet für jeden einzelnen der $\frac{m \cdot (m-1)}{2}$ Vergleiche bei m Mittelwerten

das Signifikanzniveau in seinem vollen Umfang. So gesehen ist er der beste vergleichsbezogene Test. Eine Aufteilung des Signifikanzniveaus wird nicht vorgenommen, d.h. sowohl das Risiko 1. Art als auch das Risiko 2. Art werden unabhängig von den anderen Vergleichen nur für den jeweiligen Einzelvergleich kontrolliert.

Beim multiplen t-Test mit Bezugsbasis werden nur die Einzelvergleiche zur Bezugsbasis betrachtet und mit dem multiplen t-Test (s. o.) ausgewertet. Ist bei m Mittelwerten nur der mittlere Effekt einer Faktorstufe als Bezugsbasis ausgewählt, gibt es m-1 Einzelvergleiche, deren Ergebnis mit denen der Einzelvergleiche des multiplen t-Tests übereinstimmt. Ist die Bezugsbasis aus k mittleren Effekten ($k > 1$) zu bilden, dann werden m-k Kontraste getestet.

Beim Bonferroni-Test wird aus den Hypothesen der einzelnen paarweisen Vergleiche eine Gesamthypothese zum vorgegebenen multiplen Signifikanzniveau getestet. Die Testgröße wird wie beim multiplen t-Test berechnet, allerdings wird das Signifikanzniveau auf jeden der $\frac{m \cdot (m-1)}{2}$

Einzelvergleiche bei m Mittelwerten aufgeteilt: $\frac{\alpha}{m}$.

Die Tukey-Prozedur testet bei m Mittelwerten simultan die Nullhypothesen für alle $\frac{m \cdot (m-1)}{2}$ paarweisen Vergleiche des Versuchs unter Einhaltung des multiplen Signifikanzniveaus.

Bei der Dunnett-Prozedur werden simultan nur die Vergleiche zwischen den Prüfgliedern und einem Standard (oder Kontrolle) unter Einhaltung des multiplen Signifikanzniveaus betrachtet. Ist eines der Prüfglieder als Standard/Kontrolle ausgewählt, ergibt das bei m Mittelwerten m-1 Vergleiche. Ist der Standard aus s ($s > 1$) Prüfgliedern zu bilden, so werden diese zu einem neuen Prüfglied größeren Umfangs. Es werden dann m-s Vergleiche durchgeführt.

4.3.2.3 t-Test, Bonferroni-Test und Tukey-Prozedur

Die Grundstruktur von PROC MIXED für t-Test, Bonferroni-Test und Tukey-Prozedur am Beispiel einer zweifaktoriellen Spaltanlage (A/B) - Bl ist

⁴ Vorschlag von Herrn Dr. Falk Krüger, Landesamt für Verbraucherschutz, Landwirtschaft und Flurneuordnung des Landes Brandenburg

```

<ODS-Anweisungen>
PROC MIXED NOBOUND;
  CLASS a b block;
  MODEL merkmal = <block> a b a*b / DDFM=KENWARDROGER;
  RANDOM >block< block*a;
  LSMEANS a b a*b / PDIFF ADJUST=BON CL ALPHA=&alpha;
  LSMEANS a b a*b / PDIFF ADJUST=Tukey CL ALPHA=&alpha;
RUN;
QUIT;

```

Die Option NOBOUND verhindert, dass das Modell der Versuchsanlage, das aufgrund der Randomisationsstruktur(en) gewählt wurde, u.U. verändert wird. Diese Option einzusetzen, ist bei balanzierten und gering unbalanzierten Versuchen im Allgemeinen unproblematisch.

Ist der Block-Faktor fix, so steht er in der MODEL-Anweisung; ist er zufällig, dann in der RANDOM-Anweisung. Trotz der unterschiedlichen Kennzeichnung für den Block-Faktor – fix: <block>, zufällig: >block<, kommt nur eine dieser beiden Möglichkeiten in Frage.

Die erste LSMEANS-Anweisung liefert die Testergebnisse für den multiplen t-Test und den Bonferroni-Test, die zweite für den multiplen t-Test und die Tukey-Prozedur. Die Speicherung aller Ergebnisse erfolgt mit Hilfe der ODS-Anweisungen in SAS-Dateien, die für die Ausgabe in die Ausgabedatei (Text-Format) aufbereitet werden. In der Ausgabedatei stehen zuerst

- der Name der Datendatei,
- die verbalen Bezeichnungen der Faktoren,
- Blocks fix oder zufällig,
- das auszuwertende Merkmal und
- das Modell der Versuchsanlage.

Es folgen die Schätzungen der Mittelwerte (LsMeans) einschließlich Konfidenzintervalle, die Varianztabelle der fixen Effekte, die Schätzungen der Varianzkomponenten der zufälligen Effekte und Fehler sowie die Ergebnisse der Tests.

Am Beispiel der Tukey-Prozedur für eine zweifaktorielle Spaltanlage (A/B) - B1 wird nur die Darstellung der Ergebnisse der Tests demonstriert. Zuerst werden die Grenzdifferenzen ausgegeben:

Tukey-Testprozedur

```

-----
Grenzdifferenzen im balanzierten Fall (!)
für die Vergleiche der
A-Effekte      :                               8.306005021
                - AB-Mittelwerte auf gleicher B-Stufe: 14.561433931
B-Effekte      :                               5.4716123309
                - AB-Mittelwerte auf gleicher A-Stufe: 11.999848249
AB-Effekte     - (nicht auf gleicher A- bzw. B-Stufe): 14.561433931

```

Dem folgen paarweise die Testergebnisse für den Vergleich der A-, B- und AB-Mittelwerte – auch unter Berücksichtigung signifikanter Wechselwirkung (MOLL 1996; S. 19, nach DÖRFEL u. BÄTZ 1980) (Tab. 4).

Tabelle 4: Sinnvolle Mittelwertvergleiche bei signifikanten Wechselwirkungen

signifikante Wechselwirkung(en)	zu testende mittlere Wirkung						
	A	B	C	AxB	AxC	BxC	AxBxC
	durch Vergleich der						
AxB	AB-Mittel auf gleicher Stufe von B	AB-Mittel auf gleicher Stufe von A	C-Mittel	AB-Mittel	ABC-Mittel auf gleicher Stufe von B	ABC-Mittel auf gleicher Stufe von A	ABC-Mittel
AxC	AC-Mittel auf gleicher Stufe von C	B-Mittel	AC-Mittel auf gleicher Stufe von A	ABC-Mittel auf gleicher Stufe von C	AC-Mittel	ABC-Mittel auf gleicher Stufe von A	ABC-Mittel
BxC	A-Mittel	BC-Mittel auf gleicher Stufe von C	BC-Mittel auf gleicher Stufe von B	ABC-Mittel auf gleicher Stufe von C	ABC-Mittel auf gleicher Stufe von B	BC-Mittel	ABC-Mittel
AxB AxC	ABC-Mittel auf gleicher Stufe von BC	AB-Mittel auf gleicher Stufe von A	AC-Mittel auf gleicher Stufe von A	ABC-Mittel auf gleicher Stufe von C	ABC-Mittel auf gleicher Stufe von B	ABC-Mittel auf gleicher Stufe von A	ABC-Mittel
AxB BxC	AB-Mittel auf gleicher Stufe von B	ABC-Mittel auf gleicher Stufe von AC	BC-Mittel auf gleicher Stufe von B	ABC-Mittel auf gleicher Stufe von C	ABC-Mittel auf gleicher Stufe von B	ABC-Mittel auf gleicher Stufe von A	ABC-Mittel
AxC BxC	AC-Mittel auf gleicher Stufe von C	BC-Mittel auf gleicher Stufe von C	ABC-Mittel auf gleicher Stufe von AB	ABC-Mittel auf gleicher Stufe von C	ABC-Mittel auf gleicher Stufe von B	ABC-Mittel auf gleicher Stufe von A	ABC-Mittel
AxB AxC BxC	ABC-Mittel auf gleicher Stufe von BC	ABC-Mittel auf gleicher Stufe von AC	ABC-Mittel auf gleicher Stufe von AB	ABC-Mittel auf gleicher Stufe von C	ABC-Mittel auf gleicher Stufe von B	ABC-Mittel auf gleicher Stufe von A	ABC-Mittel
AxBxC	ABC-Mittel auf gleicher Stufe von BC	ABC-Mittel auf gleicher Stufe von AC	ABC-Mittel auf gleicher Stufe von AB	ABC-Mittel auf gleicher Stufe von C	ABC-Mittel auf gleicher Stufe von B	ABC-Mittel auf gleicher Stufe von A	ABC-Mittel

Die für die verschiedenen Mittelwertvergleiche aufzustellenden Hypothesen sind:

- $H_0^A: \mu_i = \mu_{i'} \quad (i, i' = 1, 2, \dots, a; i \neq i')$
 $H_0^B: \mu_j = \mu_{j'} \quad (j, j' = 1, 2, \dots, b; j \neq j')$
 $H_0^C: \mu_k = \mu_{k'} \quad (k, k' = 1, 2, \dots, c; k \neq k')$
 $H_0^{AB}: \mu_{ij} = \mu_{i'j'} \quad (i, i' = 1, 2, \dots, a; i \neq i' \text{ und } j, j' = 1, 2, \dots, b; j \neq j')$
 $H_0^{AC}: \mu_{ik} = \mu_{i'k'} \quad (i, i' = 1, 2, \dots, a; i \neq i' \text{ und } k, k' = 1, 2, \dots, c; k \neq k')$
 $H_0^{BC}: \mu_{jk} = \mu_{j'k'} \quad (j, j' = 1, 2, \dots, b; j \neq j' \text{ und } k, k' = 1, 2, \dots, c; k \neq k')$
 $H_0^{ABC}: \mu_{ijk} = \mu_{i'j'k'} \quad (i, i' = 1, 2, \dots, a; i \neq i' \text{ und } j, j' = 1, 2, \dots, b; j \neq j' \text{ und } k, k' = 1, 2, \dots, c; k \neq k')$
 $H_0^{AB/A}: \mu_{ij} = \mu_{ij'} \quad (j, j' = 1, 2, \dots, b; j \neq j' \text{ und } i = 1, 2, \dots, a; i \text{ fest})$
 $H_0^{AB/B}: \mu_{ij} = \mu_{i'j} \quad (i, i' = 1, 2, \dots, a; i \neq i' \text{ und } j = 1, 2, \dots, b; j \text{ fest})$
 $H_0^{AC/A}: \mu_{ik} = \mu_{ik'} \quad (k, k' = 1, 2, \dots, c; k \neq k' \text{ und } i = 1, 2, \dots, a; i \text{ fest})$
 $H_0^{AC/C}: \mu_{ik} = \mu_{i'k} \quad (i, i' = 1, 2, \dots, a; i \neq i' \text{ und } k = 1, 2, \dots, c; k \text{ fest})$
 $H_0^{BC/B}: \mu_{jk} = \mu_{jk'} \quad (k, k' = 1, 2, \dots, c; k \neq k' \text{ und } j = 1, 2, \dots, b; j \text{ fest})$
 $H_0^{BC/C}: \mu_{jk} = \mu_{j'k} \quad (j, j' = 1, 2, \dots, b; j \neq j' \text{ und } k = 1, 2, \dots, c; k \text{ fest})$
 $H_0^{ABC/A}: \mu_{ijk} = \mu_{ij'k'} \quad (j, j' = 1, 2, \dots, b; j \neq j' \text{ und } k, k' = 1, 2, \dots, c; k \neq k' \text{ und } i = 1, 2, \dots, a; i \text{ fest})$
 $H_0^{ABC/B}: \mu_{ijk} = \mu_{i'jk'} \quad (i, i' = 1, 2, \dots, a; i \neq i' \text{ und } k, k' = 1, 2, \dots, c; k \neq k' \text{ und } j = 1, 2, \dots, b; j \text{ fest})$
 $H_0^{ABC/C}: \mu_{ijk} = \mu_{ij'k} \quad (i, i' = 1, 2, \dots, a; i \neq i' \text{ und } j, j' = 1, 2, \dots, b; j \neq j' \text{ und } k = 1, 2, \dots, c; k \text{ fest})$
 $H_0^{ABC/AB}: \mu_{ijk} = \mu_{ijk'} \quad (k, k' = 1, 2, \dots, c; k \neq k' \text{ und } i = 1, 2, \dots, a; i \text{ fest und } j = 1, 2, \dots, b; j \text{ fest})$
 $H_0^{ABC/AC}: \mu_{ijk} = \mu_{ij'k} \quad (j, j' = 1, 2, \dots, b; j \neq j' \text{ und } i = 1, 2, \dots, a; i \text{ fest und } k = 1, 2, \dots, c; k \text{ fest})$

$$H_0^{ABC/BC}: \mu_{ijk} = \mu_{i'jk} \quad (i, i' = 1, 2, \dots, a: i \neq i' \text{ und } j = 1, 2, \dots, b: j \text{ fest und } k = 1, 2, \dots, c: k \text{ fest})$$

Die Nullhypothesen zeigen, dass der Umfang der paarweisen Vergleiche mitunter recht groß werden kann. Auch aus diesem Grund sind die Einstellungen

```
OPTIONS NONUMBER NODATE NOCENTER LS=250 PS=1000 FORMDLIM=' ';
TITLE;
```

wichtig. Besonders die letzte (FORMDLIM=' ') hat den Vorteil, die mitunter lästigen Seitenumbrüche zu Beginn und innerhalb einer Prozedur in eine Leerzeile umzuwandeln⁵.

Für beispielsweise den Vergleich der AB-Mittelwerte mit Hilfe der Tukey-Prozedur sehen Ergebniszeilen der paarweisen Vergleiche so aus:

A	B	_A	_B	Differenz der Mittelwerte	Standard- fehler	Freiheits- grade	Überschrei- tungs- wahrschein- lichkeit	Test	Konfidenz- intervall untere Grenze	Konfidenz- intervall obere Grenze	Grenz- differenz (HSD)
Stufe1	Beh1	Stufe1	Beh2	2.3333	3.3159	60	1.0000	n.s.	-9.7518	14.4185	12.0851
Stufe1	Beh1	Stufe1	Beh3	3.3333	3.3159	60	0.9999	n.s.	-8.7518	15.4185	12.0851
Stufe1	Beh2	Stufe1	Beh3	1.0000	3.3159	60	1.0000	n.s.	-11.0851	13.0851	12.0851
Stufe6	Beh1	Stufe6	Beh2	4.5000	3.3159	60	0.9956	n.s.	-7.5851	16.5851	12.0851
Stufe6	Beh1	Stufe6	Beh3	2.5000	3.3159	60	1.0000	n.s.	-9.5851	14.5851	12.0851
Stufe6	Beh2	Stufe6	Beh3	-2.0000	3.3159	60	1.0000	n.s.	-14.0851	10.0851	12.0851

Wenn für zweifaktorielle Anlagen die Wechselwirkung AxB nicht signifikant ist, werden zusätzlich – speziellen fachlichen Fragen entsprechend – für den Vergleich der mittleren A-Effekte die AB-Mittelwerte auf gleicher B-Stufe und für den Vergleich der B-Effekte die AB-Mittelwerte auf gleicher A-Stufe ausgegeben, jeweils mit Konfidenzschätzung der Differenz der Mittelwerte.

Abschließend wird für t-Test, Bonferroni-Test und Tukey-Prozedur eine Kurzform der Signifikanzdarstellung ausgegeben. Sie wird am Beispiel der Tukey-Prozedur für eine zweifaktorielle Anlage vorgestellt:

Tukey-Testprozedur

Methode der Verbindungslinien (V)
Mittelwerte, die durch dieselbe Linie verbunden werden, sind
untereinander nicht signifikant.

⁵ Auskunft der SAS-Hotline, Philipp Erhardt, Technical Consultant

A			MEAN_A V			(HSD = 14.561433931)		
A	B	MEAN_AB V	A	B	MEAN_AB V	A	B	MEAN_AB V
Stufe2	Beh1	153.91177	Stufe2	Beh2	144.35776	Stufe2	Beh2	144.35776
Stufe3	Beh1	157.33593	Stufe2	Beh3	145.94419	Stufe2	Beh3	145.94419
Stufe1	Beh1	160.62936	Stufe3	Beh2	150.97486	Stufe3	Beh2	150.97486
Stufe2	Beh2	144.35776	Stufe2	Beh5	153.43688	Stufe2	Beh5	153.43688
Stufe3	Beh2	150.97486	Stufe2	Beh1	153.91177	Stufe2	Beh1	153.91177
Stufe1	Beh2	156.55889	Stufe2	Beh4	153.91473	Stufe2	Beh4	153.91473
Stufe2	Beh3	145.94419	Stufe1	Beh2	156.55889	Stufe1	Beh2	156.55889
Stufe1	Beh3	158.37607	Stufe3	Beh1	157.33593	Stufe3	Beh1	157.33593
Stufe3	Beh3	163.30417	Stufe1	Beh5	157.50156	Stufe1	Beh5	157.50156
Stufe2	Beh4	153.91473	Stufe1	Beh4	157.69945	Stufe1	Beh4	157.69945
Stufe1	Beh4	157.69945	Stufe1	Beh3	158.37607	Stufe1	Beh3	158.37607
Stufe3	Beh4	161.83409	Stufe3	Beh5	160.02667	Stufe3	Beh5	160.02667
Stufe2	Beh5	153.43688	Stufe1	Beh1	160.62936	Stufe1	Beh1	160.62936
Stufe1	Beh5	157.50156	Stufe3	Beh4	161.83409	Stufe3	Beh4	161.83409
Stufe3	Beh5	160.02667	Stufe3	Beh3	163.30417	Stufe3	Beh3	163.30417

Auch zu dieser Darstellungsform gehört zusätzlich bei zweifaktoriellen Anlagen, wenn die Wechselwirkung AxB nicht signifikant ist, der Vergleich AB-Mittelwerte auf gleicher B-Stufe und auf gleicher A-Stufe:

für spezielle fachliche Fragen

Vergleich der A-Effekte - auf gleicher B-Stufe (HSD = 14.561433931)
 Vergleich der B-Effekte - auf gleicher A-Stufe (HSD = 11.999848249)

A	B	MEAN_AB V	STUFE	A	B	MEAN_AB V	STUFE
Stufe2	Beh1	153.91177		Stufe1	Beh2	156.55889	
Stufe3	Beh1	157.33593		Stufe1	Beh5	157.50156	
Stufe1	Beh1	160.62936	_____	Stufe1	Beh4	157.69945	
Stufe2	Beh2	144.35776		Stufe1	Beh3	158.37607	
Stufe3	Beh2	150.97486		Stufe1	Beh1	160.62936	
Stufe1	Beh2	156.55889	_____	Stufe2	Beh2	144.35776	_____
Stufe2	Beh3	145.94419		Stufe2	Beh3	145.94419	
Stufe1	Beh3	158.37607		Stufe2	Beh5	153.43688	
Stufe3	Beh3	163.30417	_____	Stufe2	Beh1	153.91177	
Stufe2	Beh4	153.91473		Stufe2	Beh4	153.91473	_____
Stufe1	Beh4	157.69945		Stufe3	Beh2	150.97486	
Stufe3	Beh4	161.83409	_____	Stufe3	Beh1	157.33593	
Stufe2	Beh5	153.43688		Stufe3	Beh5	160.02667	
Stufe1	Beh5	157.50156		Stufe3	Beh4	161.83409	
Stufe3	Beh5	160.02667	_____	Stufe3	Beh3	163.30417	_____

4.3.2.4 Zweiseitige Dunnett-Prozedur

Wird als Testverfahren die Dunnett-Prozedur gewählt, dann sind folgende LSMEANS-Anweisungen (hier für eine zweifaktorielle Anlage) in die Grundstruktur von PROC MIXED (s.o.) einzufügen:

```
LSMEANS a / PDIFF ADJUST=DUNNETT DIFF=CONTROL("StandardA")
           CL ALPHA =&alpha;
LSMEANS b / PDIFF ADJUST=DUNNETT DIFF=CONTROL("StandardB")
           CL ALPHA =&alpha;
LSMEANS a*b/ PDIFF ADJUST=DUNNETT
             DIFF=CONTROL("StandardA" "StandardB") CL ALPHA =&alpha;
```

Der Standard/Kontrolle, zu dem die anderen Prüfglieder verglichen werden, wird in den entsprechenden Programmzeilen mit StandardA, StandardB und StandardC bezeichnet. Vor der eigentlichen Analyse muss folglich eine Zuordnung vorgenommen werden, welche Prüfglieder als Standard/Kontrolle heranzuziehen sind. Da die Standards auch aus mehreren Stufen eines Faktors


```
ESTIMATE 'B1-BB_B' B 2 -1 -1 0 0 /alpha=0.05 cl divisor= 2;
ESTIMATE 'B4-BB_B' B 0 -1 -1 2 0 /alpha=0.05 cl divisor= 2;
ESTIMATE 'B5-BB_B' B 0 -1 -1 0 2 /alpha=0.05 cl divisor= 2;
```

Derartige ESTIMATE-Zeilen hängen von der Anzahl der Stufen und der gewählten Bezugsbasis ab. Sie müssen folglich variabel in PROC MIXED eingefügt werden. Das bedeutet, dass sie vor dem Aufruf der Prozedur „zusammen zu basteln“ und in Dateien abzulegen sind. Der Inhalt dieser Dateien wird dann in den Aufruf der Prozedur eingefügt. Wenn noch signifikante Wechselwirkungen zu berücksichtigen sind (s. Tab. 4), dann nimmt der Umfang der einzufügenden Zeilen stark zu.

Für die einzelnen Teile der ESTIMATE-Zeilen wird die Prozedur PROC IML genutzt. Beispielhaft betrachten wir die Kontraste für die Bezugsbasis B BB_B. Mit PROC IML wären die entsprechenden Vektoren und Matrizen konstruiert und in den nachstehenden SAS-Dateien ausgegeben. Dabei ist die Variable i die Nummer des Kontrasts und für die Dateien die Kopplungsvariable.

SAS_Datei incb1:

ESTIMATE	i
estimate 'B 1-BB_B' B	1
estimate 'B 4-BB_B' B	2
estimate 'B 5-BB_B' B	3

SAS_Datei incb2:

DIVISOR	i
/alpha=0.05 cl divisor= 2;	1
/alpha=0.05 cl divisor= 2;	2
/alpha=0.05 cl divisor= 2;	3

SAS_Datei incb3:

COL1	COL2	COL3	COL4	COL5	i
2	-1	-1	0	0	1
0	-1	-1	2	0	2
0	-1	-1	0	2	3

Den letzten Schritt, das Schreiben der einzelnen Teile in eine Textdatei, verdeutlichen die folgenden Anweisungen⁶.

```
FILENAME est2 "C:\est2.txt";
DATA includeB;
  FILE est2;
  MERGE incb1 incb2 incb3;
  BY i;
  DROP i;
  PUT estimate col1--col5 divisor;
RUN;
```

Allerdings wird nicht wie hier beispielhaft angegeben auf die C-Partition des Rechners geschrieben, sondern in den Ordner, in dem die Ausgabedatei für die Ergebnisse abgelegt wird. Hintergrund ist, dass für diesen Ordner Schreibrechte bestehen dürften.

In PROC MIXED werden an Stelle der einzufügenden ESTIMATE-Anweisungen die Befehle

⁶ die Grundidee dieser Anweisungen, insbesondere die Anwendung des %INCLUDE-Befehls, geht auf Herrn Wolf F. Lesener, Humboldt-Universität zu Berlin, zurück


```
%INCLUDE est1 ; * für Vergleiche Faktor A ;
%INCLUDE est2 ; * für Vergleiche Faktor B ;
```

gesetzt. Beim Ausführen dieser Prozedur werden dann dort die entsprechenden ESTIMATE-Anweisungen aus den Text-Dateien eingefügt.

Ein Problem ist, die angelegten Text-Dateien zu löschen. Das realisiert folgendes Programm⁷:

```
DATA _null_;
  fname="est2";
  rc=FILENAME(fname,"C:\est2.txt");
  IF rc = 0 and fexist(fname) then rc=fdelete(fname);
  rc=filename(fname);
RUN;
```

Für beispielsweise drei Stufen des Faktors A mit der Bezugsbasis BB_A = Stufe1 und fünf Stufen Beh1, Beh2, Beh3, Beh4 und Beh5 mit der Bezugsbasis BB_B = Beh2 und Beh3 wird zunächst wegen der Übersichtlichkeit eine Zuordnung der Faktorstufen vorgenommen und die gewählte Bezugsbasis mitgeteilt:

multipler t-Test zur Bezugsbasis

 Vergleich der mittleren Effekte der Prüfglieder mit den mittleren Effekten einer aus mehreren Prüfgliedern gebildeten Bezugsbasis (lineare Kontraste) mit Schätzung der realisierten Konfidenzintervalle für die Mittelwertdifferenzen (alpha = 0.05)

Zuordnung der Stufen

Faktor A

```
A 1: Stufe1
A 2: Stufe2
A 3: Stufe3
```

BB_A

```
Bezugsbasis (BB): Stufe2           Stufe6
```

Zuordnung der Stufen

Faktor B

```
B 1: Beh1
B 2: Beh2
B 3: Beh3
B 4: Beh4
B 5: Beh5
```

BB_B

```
Bezugsbasis (BB): Beh2           Beh3
```

Als Ergebnis erhalten wir (ohne Standardfehler, Freiheitsgrade und Überschreitungswahrscheinlichkeit verkürzte Darstellung):

⁷ Basis-Programm von der SAS-Hotline, Michael Böttner, Consultant

Vergleich	Differenz der Mittelwerte	Test	Konfidenz- intervall untere Grenze	Konfidenz- intervall obere Grenze
A 2-BB_A	-7.8400	signifikant	-14.4642	-1.2158
A 3-BB_A	0.5421	n.s.	-6.0821	7.1663
B 1-BB_B	1.9134	n.s.	-1.4342	5.2609
B 4-BB_B	3.8547	signifikant	0.5071	7.2022
B 5-BB_B	3.0269	n.s.	-0.3206	6.3745

4.4 Box-Plot-Darstellungen des Merkmals

Es besteht die Möglichkeit, sich die Verteilung der Merkmalswerte mit Hilfe von Box-Plot-Darstellungen zu veranschaulichen. Im einfaktorischen und im dreifaktorischen Fall bestehen nur die Wahlmöglichkeiten ja (grafische Darstellung gewünscht) und nein (grafische Darstellung nicht gewünscht). Im dreifaktorischen Fall wird auch bei der grafischen Darstellung berücksichtigt, ob und welche Wechselwirkungen zum gewählten Niveau α signifikant sind.

Für zweifaktorielle Versuchsanlagen gibt es die drei Wahlmöglichkeiten:

ja (grafische Darstellung gewünscht – erfolgt auch unter Berücksichtigung dessen, ob die Wechselwirkung zum gewählten Niveau α signifikant ist),

nur auf gleicher Faktorstufe (grafische Darstellung gewünscht, aber nur jeweils auf gleicher Faktorstufe) und

nein (grafische Darstellung nicht gewünscht).

Alle Grafiken werden im EMF-Format (PFISTER 2005) gespeichert und in dem Ordner abgelegt, in dem die Ausgabedatei angelegt wird:

```

FILENAME f "C:\BOXPLOT.EMF";
GOPTIONS GSFNAME = f
            GSFMODE = replace
            DEVICE = emf
            FTEXT = "Times New Roman"
            CTEXT = black
            HTEXT = 1.2
            ;
    
```

Dateierweiterung .EMF muss sein
Kopplung zum Filename

Format-Vorgabe
Schriftart, "Times" hinreichend (oder "Arial")

Das sind hochauflösende Vektorgrafiken (Abb. 2). Sie haben zudem noch den Vorteil, dass sie bearbeitet werden können.

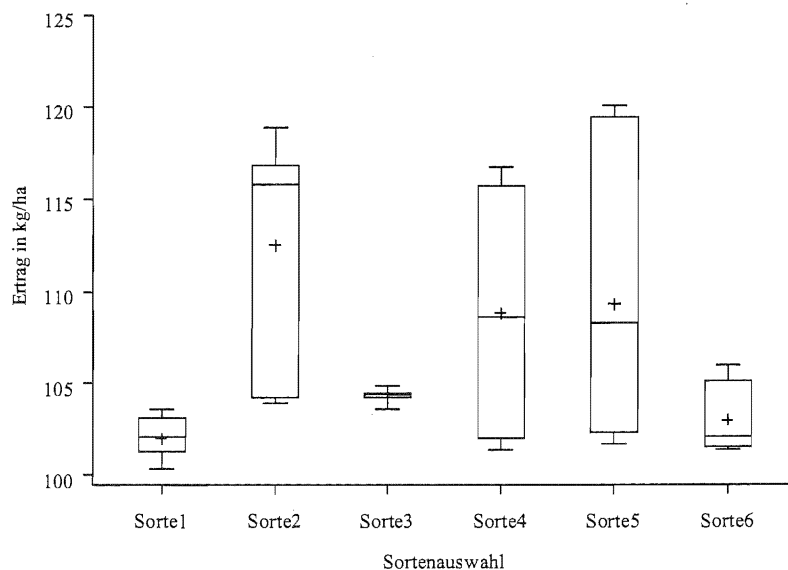


Abb. 2: EMF-Grafik der Box-Plots

Wird eine solche Grafik in eine MS-WORD-Datei eingefügt und „Grafik bearbeiten“ angeklickt, dann werden die einzelnen grafischen Elemente und Textfelder sichtbar (Abb. 3). Sie können bearbeitet werden, was besonders bei der Beschreibung der Faktoren oder Faktorstufen von Vorteil sein kann.

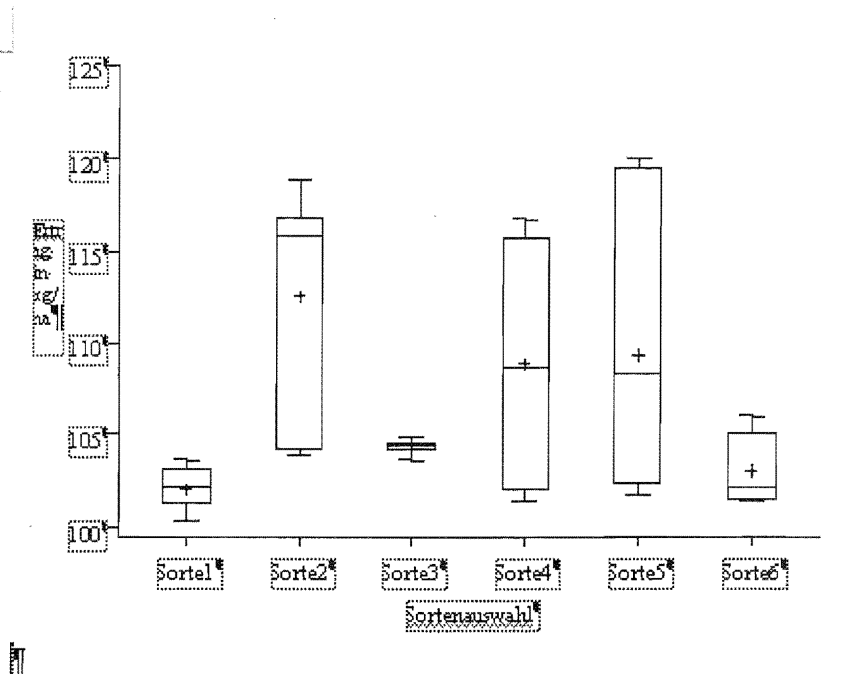


Abb. 3: EMF-Grafik im Modus „Grafik bearbeiten“

4.5 Literatur

Fachbereichsstandard Landwirtschaftliche Feldversuche, Versuchsanlagen mit vollständigen Blocks, TGL 21168/14 (1981)
Akademie der Landwirtschaftswissenschaften der DDR

DÖRFEL, H. und G. BÄTZ (1980): Mittelwertvergleiche in mehrfaktoriellen Versuchen bei signifikanten Wechselwirkungen
Archiv für Acker- u. Pflanzenbau u. Bodenkunde **24**, S. 323-328

DÖRFEL, H. und T. BAUER (1991): Planung und Auswertung der dreifaktoriellen Streifenpaltanlage (A+B)/C-BI und der Spaltstreifenanlage A/(B+C)-BI
Biometrie und Informatik in Medizin und Biologie **22**, S. 48-57

LITTELL, R. C., G. A. MILLIKEN, W. W. STROUP and R. D. WOLFINGER (1996): SAS® System for Mixed Models
Cary, NC: SAS Institute Inc., 633 S.

PFISTER, G. (2005): Mitteilung auf der 9. Konferenz der SAS®-Anwender in Forschung und Entwicklung, Berlin 3.-4. März 2005

MOLL, E. (1996): Die SAS-Anwendung FELD_VA - Konstruktion des Lageplanes und varianzanalytische Auswertung ein- bis dreifaktorieller Feldversuche
Berichte aus der Biologischen Bundesanstalt für Land- und Forstwirtschaft, Heft 14, 43 S.

SATTERTHWAITE, F. E. (1946): An approximate distribution of estimates of variance components
Biometrics **2**, S. 110-114

5 Installation von FELD_VA II

5.1 Umfang der SAS/AF-Anwendung FELD_VA II

FELD_VA II besteht aus den Dateien:	SAS-Kataloge	feld_main.sas7bcat sasmacr.sas7bcat
	Icon	FELD_VA.ICO
	Text-Datei	Vorspann_SASV9.txt

Möglich sind eine lokale oder eine Client-Server-Installation. Wenn SAS 9 als Client-Server-Installation (zu empfehlen) eingerichtet wurde, ist es sinnvoll, auch für FELD_VA II einen Share zu nutzen.

5.2 Lokale Installation von FELD_VA II

- a Ordner für FELD_VA II anlegen: z.B. C:\Programme\FELD_VA
- b Icon FELD_VA.ICO und alle oben genannten SAS-Kataloge (s. 5.1) in den Ordner (s. 5.2a) kopieren
- c SASV9.CFG aus dem lokalen Ordner der SAS-Installation (deutsche Fassung) [z.B. C:\PROGRAMME\SAS91\nls\de\SASV9.CFG] in den Ordner (s. 5.2a) kopieren.
- d Anpassung der kopierten Datei SASV9.CFG gemäß 5.4 (s.u.) vornehmen, wobei die erste Option (-SET M " ... ") den Verweis auf den Ordner (s. 5.2a) enthalten muss:
-SET M "C:\Programme\FELD_VA"
Zusätzlich muss die Option -SETUSER " ... " den Verweis auf den Ordner (s. 5.2a) enthalten:
-SETUSER "C:\Programme\FELD_VA"
- e Verknüpfung mit Icon FELD_VA.ICO (s. 5.2b) auf den Desktop legen.
- f Eigenschaften der Verknüpfung mit dem Icon:
Im ersten Teil wird SAS 9 aufgerufen (entweder vom Share oder lokal) und mit der -CONFIG-Option erfolgt die Verbindung zu FELD_VA II.
z.B.
"C:\Programme\SAS91\sas.exe" -CONFIG "C:\Programme\FELD_VA\SASV9.CFG"

5.3 Client-Server-Installation von FELD_VA II

Empfohlen wird, den nachfolgenden Installationsablauf mit Hilfe eines Scripts (z.B. WSH, JS, BAT) zu automatisieren⁸.

5.3.1 Server-Installation

- a auf dem Server einen Share anlegen - z.B. \\Server\feld_va , für den der Benutzer nur Leserechte hat.

⁸ für die Unterstützung bei der Formulierung der Client-Server-Installation sowie die Realisierung für die BBA-Standorte Braunschweig und Kleinmachnow bedanke ich mich bei Herrn Norbert Wolf, BBA, Zentrale EDV-Gruppe

- b** Icon FELD_VA.ICO und alle oben genannten SAS-Kataloge (s. 5.1) in den Share (s. 5.3.1a) kopieren

5.3.2 Client-Installation

- a** auf dem Client einen Ordner für FELD_VA II anlegen: z.B. C:\Programme\FELD_VA
- b** SASV9.CFG aus dem lokalen Ordner der SAS-Installation (deutsche Fassung) [z.B. C:\PROGRAMME\SAS91\nls\de\SASV9.CFG] in den Ordner (s. 5.3.2a) kopieren.
- c** Anpassung der kopierten Datei SASV9.CFG gemäß 5.4 (s.u.) vornehmen, wobei die erste Option (-SET M " ... ") den Verweis auf den Share (s. 5.3.1a) enthalten muss:
-SET M "\\Server\feld_va"
Zusätzlich muss die Option -SETUSER " ... " den Verweis auf den Ordner (s. 5.3.2a) enthalten:
-SETUSER "C:\Programme\FELD_VA"
- d** Icon FELD_VA.ICO vom Share (s. 5.3.1a) in den Ordner (s. 5.3.2a) kopieren
- e** Verknüpfung mit Icon FELD_VA.ICO (s. 5.3.2d) auf den Desktop legen.
- f** Eigenschaften der Verknüpfung mit dem Icon:
Im ersten Teil wird SAS 9 aufgerufen (entweder vom Share oder lokal) und mit der -CONFIG-Option erfolgt die Verbindung zu FELD_VA II.
z.B.
"\\Server\SAS91\sas.exe" -CONFIG "\\Server\feld_va\SASV9.CFG"
(Eventuell können die Anführungszeichen auch entfallen.)

5.4 Anpassen von SASV9.CFG

- a** nachstehenden Teil⁹ - er entspricht dem Inhalt der Text-Datei Vorspann_SASV9.txt - am Anfang der kopierten Datei SASV9.CFG einfügen, dabei die erste Zeile nach 5.2d oder 5.3.2c ersetzen

```
/* ===== */
-SET M " ... "
-INITCMD
"AF c=m.feld_main.feld_va2.frame;
 wstatusln off;
 wwindowbar off;
 command close;
 toolclose"
-AWSDEF 0 0 100 100
-AWSTITLE 'FELD_VA II'
-NUMKEYS 0
-NOAWSMENU
-ALTLOG FELD_VA_log
-sascontrol nominmax
/* ===== */
```

⁹ geht zurück auf den SAS-Kurs „SAS/AF Software: Application Development II“ mit Matthias SCHACHNER, Professional Services und SAS Training, Heidelberg, Oktober 2003

b Befehlszeile

-SETUSER "< egal was hier steht >"

ersetzen gemäß 5.2d oder 5.3.2c

c Befehlszeile

-dmsexp

ersetzen durch

-NOdmsexp

6 Zur Anwendung von FELD_VA II

6.1 Start des Programms FELD_VA II

Die Installation (Kap. 5) sieht vor, dass eine Verknüpfung für FELD_VA II auf den Desktop gelegt wird:



Mit dem Doppelklick auf diese Verknüpfung wird FELD_VA II gestartet. Das passiert in zwei Etappen. Zuerst wird SAS 9 aufgerufen. Nur an dieser Stelle wird für den Nutzer offensichtlich, dass SAS im Hintergrund läuft. Danach startet die SAS/AF-Anwendung FELD_VA II.

6.2 Eröffnungsbildschirm

Der Eröffnungsbildschirm (Abb. 4) hat als Button das BBA-Logo mit dem Hinweis auf den Autor. Der Unterstrich von FELD_VA II ist gleichfalls ein Button. Er gibt die Version und das Datum an.

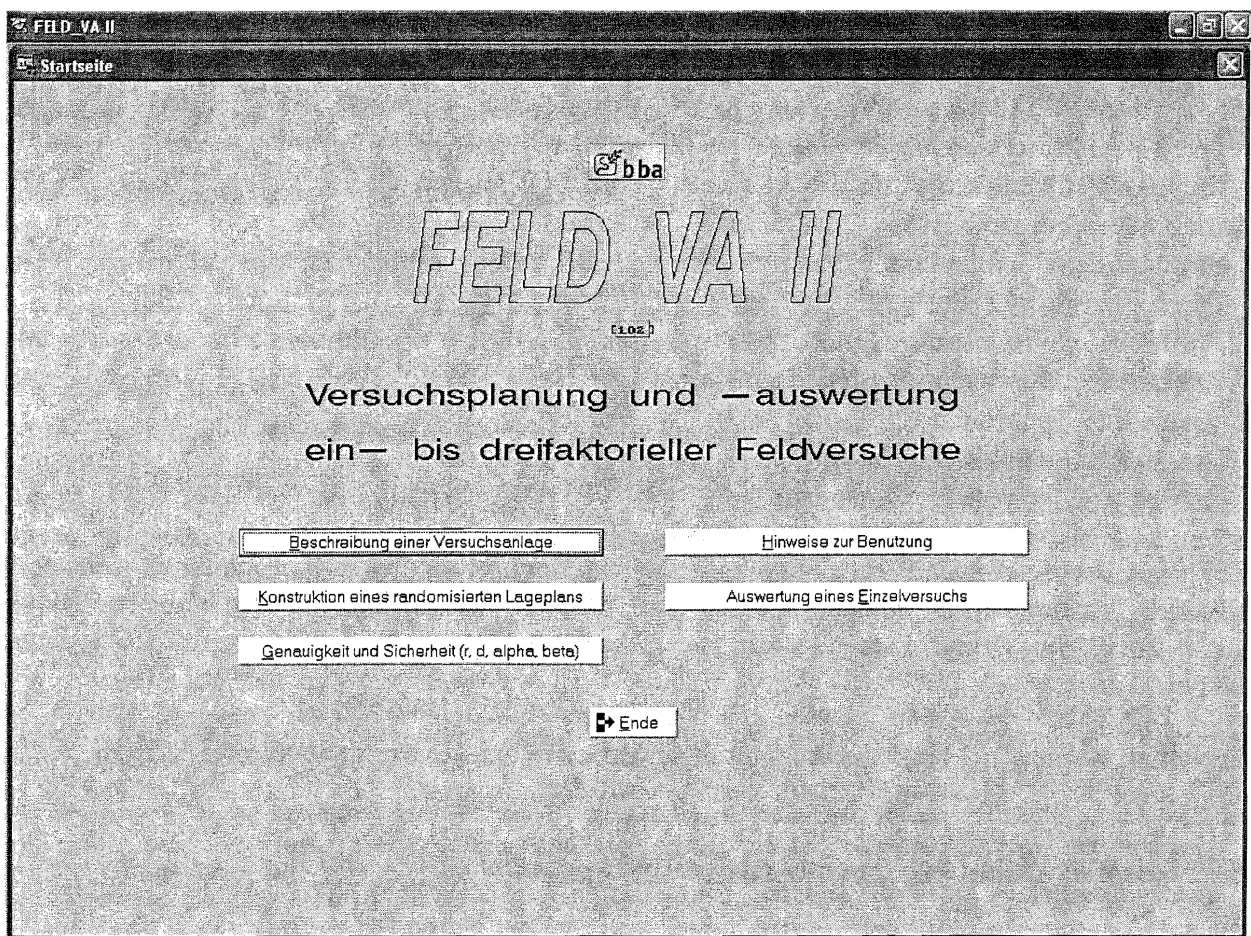


Abb. 4: Eröffnungsbildschirm von FELD_VA II

Die anderen Button werden nachfolgend beschrieben.

6.3 Hinweise zur Benutzung

Die notwendigen Eingaben sollten so gestaltet sein, dass sie eindeutig sind. In den Hinweisen zur Benutzung von FELD_VA II wird besonders auf kleine grüne Fragezeichen, die in der Nähe von Eingaben stehen, aufmerksam gemacht. Sie geben dem Nutzer zusätzliche Informationen. Allerdings ist zu beachten, dass sie nur über das Anklicken ihres rechten Rands aktiviert werden können.

Des Weiteren wird den Damen und Herren, die mit Konsultationen, Anregungen und/oder Teillösungen dieses Projekt unterstützten, hier gedankt.

6.4 Beschreibung einer Versuchsanlage

Die grafischen Gestaltungsmöglichkeiten unter SAS 9 gestatten es, alle wichtigen Informationen zu einer gewählten Versuchsanlage auf dem Bildschirm anzuzeigen. Die Versuchsanlagen sind:

- einfaktorielle randomisierte Anlage A - R
- einfaktorielle randomisierte Blockanlage A - Bl
- einfaktorielles lateinisches Quadrat A - LQ
- zweifaktorielle randomisierte Anlage (AxB) - R
- zweifaktorielle randomisierte Blockanlage (AxB) - Bl
- zweifaktorielles lateinisches Quadrat (AxB) - LQ
- zweifaktorielle Spaltanlage (A/B) - Bl
- zweifaktorielle Streifenanlage (A+B) - Bl
- dreifaktorielle randomisierte Anlage (AxBxC) - R
- dreifaktorielle randomisierte Blockanlage (AxBxC) - Bl
- dreifaktorielles lateinisches Quadrat (AxBxC) - LQ
- dreifaktorielle Spaltanlage (A/B/C) - Bl
- dreifaktorielle zweistufige Spaltanlage [(AxB)/C] - Bl
- dreifaktorielle zweistufige Spaltanlage [A/(BxC)] - Bl
- dreifaktorielle zweistufige Streifenanlage [A+(BxC)] - Bl
- dreifaktorielle Streifen-Spaltanlage [A+(B/C)] - Bl
- dreifaktorielle Spalt-Streifenanlage [(A+B)/C] - Bl
- dreifaktorielle Spalt-Streifenanlage [A/(B+C)] - Bl

Nicht immer ist die verbale Bezeichnung einer Versuchsanlage eindeutig, ihre Symbolik ist es aber. Vollständig randomisierte Versuchsanlagen sind mit R, Versuchsanlagen mit einfacher Blockbildung mit Bl und Versuchsanlagen mit zweifacher orthogonaler Blockbildung mit LQ gekennzeichnet.

Beispielhaft werden in Abb. 5 die Ausführungen zur zweifaktoriellen Spaltanlage (A/B)-Bl vorgestellt.

6.5 Konstruktion eines randomisierten Lageplans

Die Versuchsanlage, zu der ein randomisierter Lageplan erstellt werden soll, wird gewählt. Der Anzahl der Faktoren der Anlage entsprechend, sind die Anzahl der Stufen der Faktoren und die Anzahl der Wiederholungen in dafür vorgesehene Masken einzugeben. Vorzugeben ist noch die Datei, in die der Lageplan geschrieben werden soll.

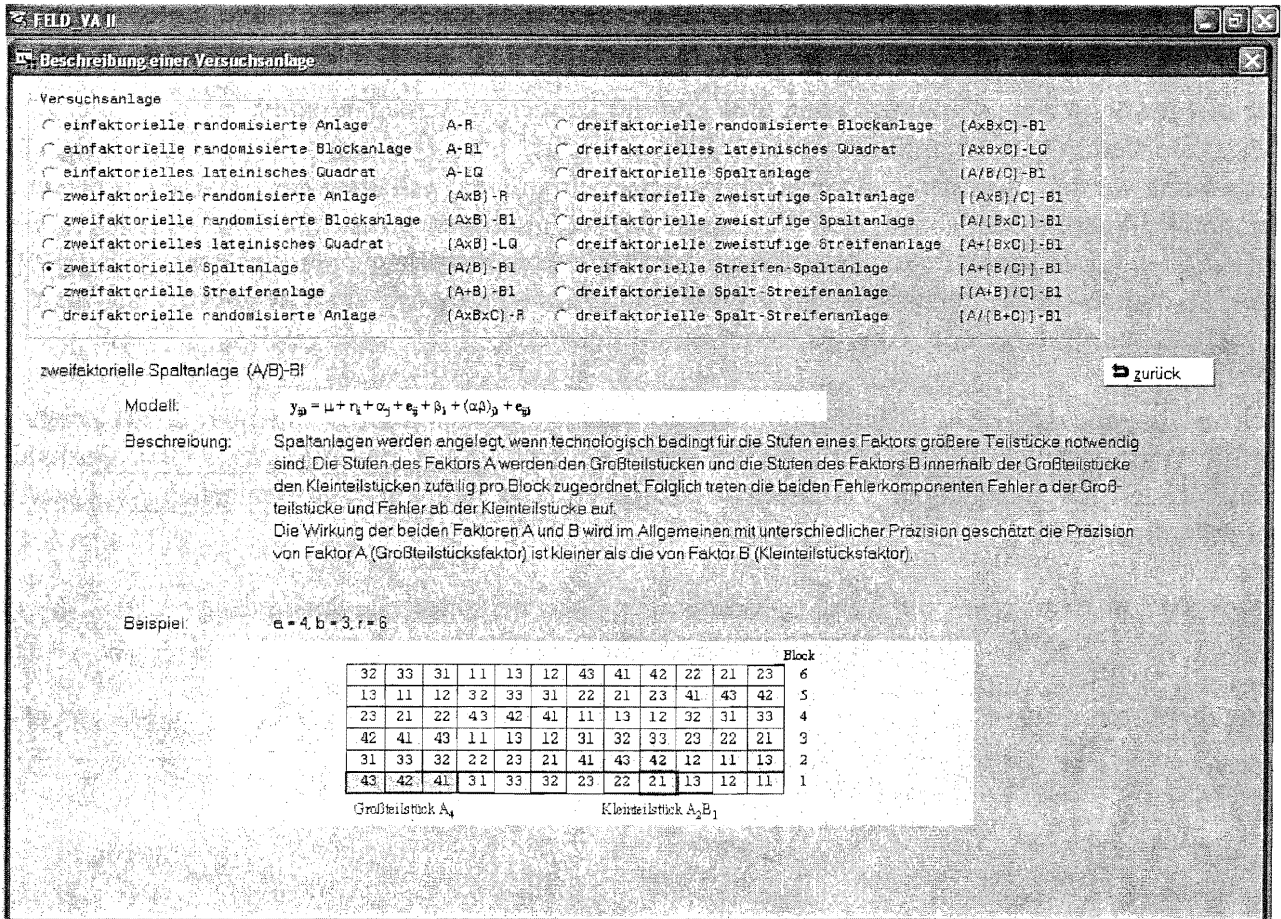


Abb. 5: Informationen zur zweifaktoriellen Spaltenanlage (A/B) - Bl

Veranschaulicht wird das an Hand einer einfaktoriellen randomisierten Blockanlage A - Bl. Beispielhaft werden gewählt:

- Anzahl Stufen des Faktors A: 5
- Anzahl Wiederholungen / Blocks: 6.

Bei 'Anzahl der zu konstruierenden Pläne' ist eine 1 voreingestellt. Es können und sollten mehr als die benötigte Anzahl Versuchspläne ausgegeben werden. Die Inhalt der Ausgabedatei ist eine Text-Datei. Für nur einen auszugebenden randomisierten Versuchsplan lautet beispielhaft dessen Inhalt:

FELD_VA II

Der nachfolgende Lageplan basiert auf den vorgegebenen Werten:

a = 5
Blocks = 6 .

Die erste Ziffer ist dem Faktor A und die zweite den Blocks zuzuordnen, d.h. eine Spalte entspricht einem Block.

Lageplan für eine einfaktorielle randomisierte Blockanlage A-Bl
LAGEPLAN

51	12	53	34	25	26	Zu erkennen ist, dass innerhalb der Blocks die fünf Prüfglieder von 1 bis 5 zufällig angeordnet sind.
31	42	23	44	55	16	
41	32	43	24	45	56	
11	52	13	14	15	46	
21	22	33	54	35	36	

6.6 Genauigkeit und Sicherheit (r, d, alpha, beta)

Für die gewählte Versuchsanlage kann eine der vier Größen r (Anzahl Wiederholungen/Blocks), d (Minstdifferenz), α (Signifikanzniveau, Risiko 1. Art) oder β (Risiko 2. Art) als Zielgröße ausgewählt werden. Ihre Berechnung erfolgt wechselseitig unter Festhalten der anderen Größen und der notwendigen, modellabhängigen Varianzen für den multiplen t-Test, die Tukey-Prozedur, die einseitige oder die zweiseitige Dunnett-Prozedur für die Hauptwirkungen der Faktoren A, B oder C oder zusätzlich im dreifaktoriellen Fall beim multiplen t-Test oder die Tukey-Prozedur für die Kombinationswirkungen der AB-, AC- oder BC-Mittelwerte.

Bei der Eingabe der Daten ist unbedingt darauf zu achten, dass nur der Dezimalpunkt das Zeichen für die Dezimalstellen ist. Die Werte für die Varianzen sind **immer** mit mindestens einer Dezimalstelle – auch bei ganzzahligen Varianzen – anzugeben. Der Hinweis zur Dezimalangabe macht darauf aufmerksam.

Beispiel 1: Berechnung der Minstdifferenz für eine zweifaktorielle Spaltanlage (A/B) - Bl, Vergleich der A-Mittelwerte mit Hilfe des multiplen t-Tests

Eingabewerte:

a	b	r	α	β	$s^2_{\text{Fehler a}}$	$s^2_{\text{Fehler ab}}$
5	4	6	0.05	0.25	1.62	2.3

Ergebnis:
d : 2.372

Neben dem Zahlenwert des Ergebnisses erscheint ein Button Druck. Wird er betätigt, werden die Eingabedaten und das Ergebnis gedruckt (Abb. 6).

FELD_VA II
Versuchsanlage: zweifaktorielle Spaltanlage (A/B) - Bl

Berechnung der im Versuch nachweisbaren Minstdifferenz für den multiplen t-Test zum Vergleich der A-Mittelwerte

Eingabedaten:

a (Anz. Stufen Faktor A)	b (Anz. Stufen Faktor B)	r (Anz. Blocks)	s2(Fehler a)	s2(Fehler ab)	alpha	beta
4	5	4	1.62	2.3	0.05	0.25

Ergebnis:
im Versuch nachweisbare Minstdifferenz: 2.372

Hinweis:
Die Schätzwerte der Varianzen sind im Allgemeinen nicht unanständig voneinander.

Abb. 6: Beispiel für den Druck des Ergebnisses

Für die Druckerausgabe wird ein eigener Stil kreiert:

```
PROC TEMPLATE;
  DEFINE STYLE Styles.feldva;
  PARENT = Styles.Printer;
  ...
```

Beispiel 2: Berechnung des Risikos 2. Art für eine dreifaktorielle Spaltanlage (A/B/C)-Bl, Vergleich der BC-Mittelwerte mit Hilfe der Tukey-Prozedur

Eingabewerte:

a	b	c	r	d	α	$s_{\text{Fehler ab}}^2$	$s_{\text{Fehler abc}}^2$
3	4	2	4	3.173	0.05	1.66	2.42

Ergebnis:
 β : 0.2499

Beispiel 3: Berechnung des Risikos 1. Art für eine zweifaktorielle Blockanlage (AxB) - Bl, Vergleich der B-Mittelwerte mit Hilfe der Tukey-Prozedur

Eingabewerte:

a	b	r	d	β	$s_{\text{Fehler ab}}^2$
5	3	6	1.463	0.25	3.4

Ergebnis:
 α : 0.05

Beispiel 4: Berechnung der Wiederholungen für eine zweifaktorielle Blockanlage (AxB) - Bl, Vergleich der A-Mittelwerte mit Hilfe der zweiseitigen Dunnett-Prozedur

Eingabewerte:


a	b	d	α	β	$s_{\text{Fehler ab}}^2$
7	3	2.151	0.05	0.2	2.86

Ergebnis:
 r : 4 Anzahl mindestens notwendiger Wiederholungen (Blocks)
 r_0 : 2 Anzahl Wiederholungen für den Standard innerhalb jedes Blocks

Für den Vergleich der A-Mittelwerte mit Hilfe der zweiseitigen Dunnett-Prozedur erhält man $r = 4$ und $r_0 = 2$ für den Standard. Das bedeutet, dass der Standard in jedem Block zweimal wiederholt und insgesamt 5 Blocks angelegt werden sollten. Für die Konstruktion des Lageplans würde man in einem solchen Fall nicht von $a = 7$, der Standard tritt genauso oft auf wie die anderen Prüfglieder, sondern von $a = 8$ ausgehen.

6.7 Auswertung eines Einzelversuchs

6.7.1 Format der Datendatei

Bei der Auswertung eines Einzelversuchs sind die ersten Eingaben nach der Wahl der Versuchsanlage aufmerksam vorzunehmen. Die Datendatei muss eingegeben werden. Dafür gibt es einmal die Möglichkeit, sie mit Ordnerangabe in das freie Feld genau einzutragen, oder zum anderen sie mit Hilfe des Icon  auszuwählen.

Entscheiden muss man sich zum Format der Datendatei. Ist es eine permanent abgespeicherte SAS-Datei, dann hat sie immer die Dateierweiterung `.sas7bdat`. Die Variablen, die die Faktoren bezeichnen, müssen Zeichenkettenvariablen sein und mit A, B und C benannt sein (s. Kap. 4.3.1). Dann gibt es in der Datei noch numerische Spalten.

Bei einer Text-Datei als Datendatei ist die Reihenfolge der Variablen entscheidend. Zuerst stehen die Variablen zur Prüfgliedkennzeichnung (A, B, C, Block/Wiederholung) und dann folgen ausschließlich numerische Spalten (s. Kap. 4.3.1), aus denen auszuwertende Merkmale ausgewählt werden. Es ist wichtig, die Anzahl der numerischen Spalten zu kennen.

Von Vorteil kann es sein, sich den Inhalt der Datendatei anzusehen. Dabei helfen die Icons unterhalb der Wahlmöglichkeit des Datei-Formats (Abb. 7a und 7b).

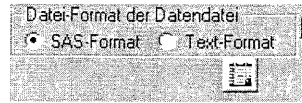


Abb. 7a:
Icon für den Inhalt einer SAS-Datei



Abb. 7b:
Icon für den Inhalt einer Text-Datei

Bei der Wiedergabe des Inhalts einer Text-Datei ist zu beachten, dass das eine inhaltliche Darstellung ist, die den prinzipiellen Dateiaufbau zeigt, d.h. es können Informationen in der letzten bzw. den letzten Spalten fehlen, da die Begrenzung bei 120 Zeichen liegt. Wenn keine auf zusätzliche und u.U. fehlerhafte Zeichen hinweisende Informationen (die auch Tabulatursprünge sein können) – z.B. leere □ oder gefüllte Rechtecke ■ zwischen den Daten – erkennbar sind, ist davon auszugehen, dass die Datei richtig eingelesen wird. Hintergrund ist, dass die Daten ohne jegliche Struktur (eine Struktur kann noch nicht zwingend als bekannt vorausgesetzt werden) visualisiert werden. Diese Visualisierung soll und kann nur eine Hilfe sein, z.B. dabei, ob es sich um die richtige Datei handelt und dass keine Überschriftszeile existiert. Das Einlesen der Daten und deren Zuordnung zu den Variablen wird dann unabhängig von dieser Visualisierung in Abhängigkeit von gewählten Modell vorgenommen.

Mit Hilfe des Button Auswahl und Bezeichnung der Merkmale werden aus den numerischen Variablen die ausgewählt, die statistisch ausgewertet werden sollen. Der Inhalt des Fensters, das durch diesen Button aufgerufen wird, ist vom Format der Datendatei abhängig.

6.7.2 Auswahl und Bezeichnung der Merkmale

6.7.2.1 Datendatei ist SAS-Datei

Von der ausgewählten Datei werden alle numerischen Variablen namentlich aufgelistet. Zu jedem dieser Merkmale erscheint ein Auswahlfeld. Es werden die numerischen Variablen in die statistische Analyse einbezogen, deren Auswahlfeld markiert ist. Mit dem Markieren des Auswahlfeldes wird eine Eingabemöglichkeit für die Merkmalsbeschreibung freigegeben. Hier sollte für das auszuwertende Merkmal die verbale Beschreibung eingetragen werden. Das ist vor allem für die Ergebnisdarstellung wichtig, da die Variablenbezeichnung nicht verwendet wird. Genutzt wird bei leer gelassener Merkmalsbeschreibung eine automatisch erzeugte, die dann aber keinen inhaltlichen Bezug zur Variablen hat.

6.7.2.2 Datendatei ist Text-Datei

Entscheidend ist die Reihenfolge der Variablen in der Datei und die Anzahl der ausschließlich numerischen Variablen, die nach denen stehen, die zur Kennzeichnung jedes Prüfglieds und der Wiederholung/Block (und für ein lateinisches Quadrat noch Säule) benötigt werden. Diese Anzahl

bestimmt die Anzahl der Auswahlfelder, denn sie korrespondieren in ihrer Reihenfolge mit den numerischen Variablen. Das Markieren eines Auswahlfeldes ermöglicht es, das Merkmal zu beschreiben. Die Beschreibungen der ausgewählten und damit auszuwertenden Merkmale wird in die Ergebnisdarstellung übernommen. Wird keine Merkmalsbeschreibung vorgenommen, dann wird ohne inhaltlichen Bezug zur Variablen eine automatisch erzeugte Beschreibung gewählt.

6.7.3 Weitere Eingaben für die statistische Analyse

Wenn die auszuwertenden Merkmale ausgewählt sind, ist im weiteren Ablauf kein Unterschied bezüglich des Formats der Datendatei erkennbar.

In Abhängigkeit von der Anzahl der Faktoren der gewählten Versuchsanlage werden Möglichkeiten eingeräumt, die Faktoren zu beschreiben. Davon sollte Gebrauch gemacht werden.

Für Versuchsanlagen in Blocks sind die Eigenschaften der Blocks 'fix' oder 'zufällig' festzulegen. Standardseitig ist 'zufällig' voreingestellt. Der Wert für die Größe α , das 1-Konfidenzniveau und das Signifikanzniveau, ist vorzugeben. Im Feldversuchswesen sind gebräuchliche Wahrscheinlichkeiten 0.05 oder 0.10. Voreingestellt ist $\alpha = 0.05$.

Wenn von den möglichen multiplen Mittelwertvergleichen keiner ausgewählt wurde, wird nur der F-Test der Varianzanalyse durchgeführt. Als Tests stehen zur Verfügung


- multipler t-Test,
- t-Tests mit Bezugsbasis,
- Bonferroni-Test,
- Tukey-Prozedur und/oder
- Dunnett-Prozedur (zweiseitig).

Ihre Beschreibung ist im Kap. 4 zu finden. Es ist möglich, mehrere dieser multiplen Mittelwertvergleiche auszuwählen. Wurde nur eine Variable als auszuwertendes Merkmal ausgewählt, ist es wenig sinnvoll und mit der fachlichen Aufgabenstellung kaum vereinbar, alle diese Tests auszuprobieren.

Bei der Wahl '*t-Tests mit Bezugsbasis*' ist die jeweilige Bezugsbasis für die Faktoren auszuwählen. Erfolgt das nicht, wird die erste Stufe des Faktors als Bezugsbasis festgesetzt und die Ergebnisse entsprechen denen des multiplen t-Tests. Ähnlich sieht es bei der Wahl der Dunnett-Prozedur '*Dunnett-Test (zweiseitig)*' aus. Wird für die Faktoren kein Standard benannt, wird die erste Stufe des Faktors als Standard festgelegt.

Die Verteilung der Merkmalswerte kann und sollte man sich mit Hilfe von Box-Plot-Darstellungen veranschaulichen. Bei zwei- und dreifaktoriellen Versuchsanlagen werden die Grafiken unter Berücksichtigung signifikanter Wechselwirkungen erstellt. Nur für zweifaktorielle Versuchsanlagen gibt es die drei Wahlmöglichkeiten:

- | | |
|-------------------------------|---|
| ja: | Darstellungen unter Beachtung der signifikanten Wechselwirkung, |
| nur auf gleicher Faktorstufe: | unabhängig von eventueller Wechselwirkung werden die Box-Plots immer auf derselben Stufe des anderen Faktors dargestellt, |
| nein: | keine grafische Darstellung. |

Abschließend ist noch einzugeben, in welche Ausgabedatei die Ergebnisse der Analyse geschrieben werden sollen. Die Ergebnisdatei ist eine Text-Datei. Auch hier gibt es die beiden Möglichkeiten des Eintragens in das freie Feld oder der Auswahl mit Hilfe des Icon  . Wenn bei der Benennung der Datendatei das dortige Icon genutzt wurde, dann ist zu beachten, dass bei Verwendung des Ausgabe-Icon der Dateiname der Datendatei übernommen wird. Das hat den

Vorteil, durch Änderung der Dateierweiterung schnell zum Ziel zu kommen. Birgt aber auch die Gefahr des Überschreibens der Datendatei.

Der Button ausführen realisiert für die als Merkmale ausgewählten Variablen nacheinander die statistische Analyse, derzeit allerdings nur für balanzierte oder gering unbalanzierte Daten.

6.7.4 Beispiel

6.7.4.1 Versuchsanlage und Daten

Die Daten für das Beispiel einer zweifaktoriellen Spaltanlage (A/B) – Bl sind in den Spalten A, B, Block und Merkmal nachstehend aufgeführt. Das Merkmal ist der Kornertrag in dt/ha. Faktor A sind Stickstoff-Düngungsstufen und Faktor B Sorten. Genau diese Bezeichnungen, die mit einer Wellenlinie gekennzeichnet sind, werden verwendet. Die Blocks seien zufällig.

N1	Sorte1	1	46.37	N2	Sorte3	1	68.27	N3	Sorte5	1	45.43
N1	Sorte1	2	59.85	N2	Sorte3	2	64.39	N3	Sorte5	2	50.75
N1	Sorte1	3	45.28	N2	Sorte3	3	61.91	N3	Sorte5	3	50.22
N1	Sorte1	4	57.27	N2	Sorte3	4	78.84	N3	Sorte5	4	48.38
N1	Sorte2	1	44.66	N2	Sorte4	1	74.76	N3	Sorte6	1	49.10
N1	Sorte2	2	62.14	N2	Sorte4	2	63.98	N3	Sorte6	2	49.83
N1	Sorte2	3	38.84	N2	Sorte4	3	47.47	N3	Sorte6	3	55.17
N1	Sorte2	4	42.29	N2	Sorte4	4	70.40	N3	Sorte6	4	54.90
N2	Sorte1	1	64.63	N3	Sorte3	1	74.93	N1	Sorte7	1	30.48
N2	Sorte1	2	77.89	N3	Sorte3	2	71.26	N1	Sorte7	2	28.80
N2	Sorte1	3	71.69	N3	Sorte3	3	79.47	N1	Sorte7	3	32.15
N2	Sorte1	4	76.54	N3	Sorte3	4	78.28	N1	Sorte7	4	35.35
N2	Sorte2	1	72.82	N3	Sorte4	1	73.93	N1	Sorte8	1	37.10
N2	Sorte2	2	46.02	N3	Sorte4	2	61.18	N1	Sorte8	2	26.59
N2	Sorte2	3	60.10	N3	Sorte4	3	73.06	N1	Sorte8	3	31.31
N2	Sorte2	4	57.82	N3	Sorte4	4	85.93	N1	Sorte8	4	31.15
N3	Sorte1	1	73.13	N1	Sorte5	1	24.02	N2	Sorte7	1	51.45
N3	Sorte1	2	91.34	N1	Sorte5	2	37.76	N2	Sorte7	2	55.24
N3	Sorte1	3	92.09	N1	Sorte5	3	.	N2	Sorte7	3	48.40
N3	Sorte1	4	61.76	N1	Sorte5	4	29.89	N2	Sorte7	4	55.24
N3	Sorte2	1	71.51	N1	Sorte6	1	23.19	N2	Sorte8	1	45.01
N3	Sorte2	2	76.97	N1	Sorte6	2	31.16	N2	Sorte8	2	49.12
N3	Sorte2	3	79.40	N1	Sorte6	3	24.13	N2	Sorte8	3	49.27
N3	Sorte2	4	42.94	N1	Sorte6	4	27.64	N2	Sorte8	4	50.06
N1	Sorte3	1	53.59	N2	Sorte5	1	48.26	N3	Sorte7	1	44.14
N1	Sorte3	2	43.05	N2	Sorte5	2	45.27	N3	Sorte7	2	53.54
N1	Sorte3	3	37.24	N2	Sorte5	3	54.55	N3	Sorte7	3	43.04
N1	Sorte3	4	40.36	N2	Sorte5	4	49.83	N3	Sorte7	4	45.98
N1	Sorte4	1	46.01	N2	Sorte6	1	40.02	N3	Sorte8	1	48.44
N1	Sorte4	2	32.87	N2	Sorte6	2	46.65	N3	Sorte8	2	60.03
N1	Sorte4	3	33.94	N2	Sorte6	3	47.55	N3	Sorte8	3	52.55
N1	Sorte4	4	34.59	N2	Sorte6	4	51.60	N3	Sorte8	4	53.92

6.7.4.2 Aufgabenstellung für die Demonstration mit FELD_VA II

Das Signifikanzniveau und die Wahrscheinlichkeit α des $(1-\alpha)$ -Konfidenzniveau sei $\alpha = 0.05$.

Nur zur Demonstration sollen alle Tests durchgeführt werden. Als Bezugsbasis für die Vergleiche der Effekte des Faktors A mit den t-Tests zur Bezugsbasis wird keine Auswahl vorgenommen, denn es sind nur 3 Stufen. Bezugsbasis für den Faktor B seien die Stufen *Sorte7* und *Sorte8*. Diese Auswahl soll auch Standard/Kontrolle für die Dunnett-Prozedur sein.

Die Box-Plots für das Merkmal sollen gezeichnet werden – ggf. auch unter Beachtung der signifikanten Wechselwirkung $A \times B$.

6.7.4.3 Ergebnisse

Das umfangreiche Ergebnis wird mit Kommentaren versehen, die zur besseren Unterscheidung grau unterlegt sind. Da nicht der Versuch interpretiert werden soll, sondern anhand dieses Beispiels die Ausgaben erläutert werden, sind einige Teile gekürzt. Mitunter ist die Testentscheidung 'signifikant' wegen des Platzbedarfs nach 'signi' abgeschnitten.

=====
 FELD_VA II
 =====

Datei: G:\PROJEKTE\Beispiel.sas7bdat

die auszuwertende Datei

Hinweis: Sie haben verschiedene Testprozeduren mit unterschiedlicher Zielstellung gewählt. Das multiple Risiko 1. Art überschreitet für alle Vergleiche das vorgegebene Signifikanzniveau.

Entscheiden Sie sich besser für Testverfahren, die der fachlichen Aufgabenstellung Ihres Versuchs entsprechen.

 FELD_VA II
 Version: 1.02

verbale Beschreibung des Merkmals, der Faktoren, die Eigenschaft der Blocks und Aussagen zur Balanziertheit des Versuchs (ein Fehlwert bei A = 'N1', B = 'Sorte5', Block = 3)

Merkmal: Kornertrag in dt/ha
 Faktor A: Stickstoff-Düngungsstufen
 Faktor B: Sorten
 Blocks: zufällig

Balanziertheit: gering unbalanciert, zu vernachlässigen

Modell der Versuchsanlage

Feld_VA II
 Auswertung eines Einzelversuchs
 Modell: zweifaktorielle Spaltanlage (A/B) - B1

Mittelwertschätzungen (LsMeans)

Mittelwerte und Schätzung der realisierten Konfidenzintervalle bei alpha = 0.05 (Blocks: zufällig)

Stufen Faktor A	Mittelwert	Standardfehler	Freiheitsgrade	Konfidenzintervall untere Grenze	Konfidenzintervall obere Grenze
N1	37.5429	1.4461	7.21	34.1433	40.9424
N2	57.6578	1.4157	6.77	54.2871	61.0286
N3	62.2687	1.4157	6.77	58.8980	65.6395

A-Mittelwerte

Stufen Faktor B	Mittelwert	Standardfehler	Freiheitsgrade	Konfidenzintervall untere Grenze	Konfidenzintervall obere Grenze
Sorte1	68.1533	2.1128	64.8	63.9337	72.3730
Sorte2	57.9592	2.1128	64.8	53.7395	62.1788
Sorte3	62.6325	2.1128	64.8	58.4128	66.8522
Sorte4	58.1767	2.1128	64.8	53.9570	62.3963
Sorte5	43.0551	2.2545	65.7	38.5534	47.5569
Sorte6	41.7450	2.1128	64.8	37.5253	45.9647
Sorte7	43.6508	2.1128	64.8	39.4312	47.8705
Sorte8	44.5458	2.1128	64.8	40.3262	48.7655

B-Mittelwerte

Stufen Faktor A	Stufen Faktor B	Mittelwert	Standardfehler	Freiheitsgrade	Konfidenzintervall untere Grenze	Konfidenzintervall obere Grenze
N1	Sorte1	52.1925	3.8597	68.3	44.4911	59.8939
N1	Sorte2	46.9825	3.8597	68.3	39.2811	54.6839
N1	Sorte3	43.5600	3.8597	68.3	35.8586	51.2614
N1	Sorte4	36.8525	3.8597	68.3	29.1511	44.5539
N1	Sorte5	30.9929	4.5245	70.5	21.9703	40.0155
N1	Sorte6	26.5300	3.8597	68.3	18.8286	34.2314
N1	Sorte7	31.6950	3.8597	68.3	23.9936	39.3964
N1	Sorte8	31.5375	3.8597	68.3	23.8361	39.2389
N2	Sorte1	72.6875	3.8597	68.3	64.9861	80.3889
N2	Sorte2	59.1900	3.8597	68.3	51.4886	66.8914
N2	Sorte3	68.3525	3.8597	68.3	60.6511	76.0539
N2	Sorte4	64.1525	3.8597	68.3	56.4511	71.8539
N2	Sorte5	49.4775	3.8597	68.3	41.7761	57.1789
N2	Sorte6	46.4550	3.8597	68.3	38.7536	54.1564
N2	Sorte7	52.5825	3.8597	68.3	44.8811	60.2839
N2	Sorte8	48.3650	3.8597	68.3	40.6636	56.0664
N3	Sorte1	79.5800	3.8597	68.3	71.8786	87.2814
N3	Sorte2	67.7050	3.8597	68.3	60.0036	75.4064
N3	Sorte3	75.9850	3.8597	68.3	68.2836	83.6864
N3	Sorte4	73.5250	3.8597	68.3	65.8236	81.2264
N3	Sorte5	48.6950	3.8597	68.3	40.9936	56.3964
N3	Sorte6	52.2500	3.8597	68.3	44.5486	59.9514
N3	Sorte7	46.6750	3.8597	68.3	38.9736	54.3764
N3	Sorte8	53.7350	3.8597	68.3	46.0336	61.4364

AB-Mittelwerte

die Wirkung des Fehlerts ist erkennbar

Konvergenzinformation

Informationen zur Konvergenz

Konvergenz	Matrix G	Hesse Matrix	Information
Konvergenzkriterien erfüllt.	nicht positiv definit	positiv definit	Konvergenz

Varianzanalyse der fixen Effekte (alpha = 0.05)

Varianzanalyse

fixer Effekt	Freiheitsgrade Zähler	Freiheitsgrade Nenner	F-Wert	Prob > F
A	2	5.97	61.44	0.0001
B	7	61.7	21.70	<.0001
A*B	14	61.7	1.15	0.3337

die Hauptwirkungen sind signifikant, die Wechselwirkung nicht

REML-Schätzung der Varianzkomponenten

zuf. Effekt bzw. Fehler	Varianz-Schätzwert
Block	-3.0127
Fehler a	3.6620
Fehler ab	58.9412

REML-Schätzung der Varianzkomponenten (diese Werte werden bei der Berechnung von Genauigkeits- und Sicherheitskenngrößen)

Ergebnisse der gewählten Mittelwertvergleiche

multipler t-Test

Grenzdifferenzen im balanzierten Fall (!) für die Vergleiche der

A-Effekte	:	5.7868265792
	- AB-Mittelwerte auf gleicher B-Stufe:	11.183398386
B-Effekte	:	6.2664084971
	- AB-Mittelwerte auf gleicher A-Stufe:	10.853737898
AB-Effekte	- (nicht auf gleicher A- bzw. B-Stufe):	11.183398386

multipler t-Test

Grenzdifferenzen

multipler t-Test

Vergleich der A-Mittelwerte

mit Schätzung der realisierten Konfidenzintervalle für die Mittelwertdifferenzen (alpha = 0.05)

A	_A	Differenz der Mittelwerte	Standardfehler	Freiheitsgrade	Überschreitungswahrscheinlichkeit	Test	Konfidenzintervall untere Grenze	Konfidenzintervall obere Grenze	Grenzdifferenz (LSD)
N1	N2	-20.1149	2.3668	6.02	0.0001	signi	-25.9018	-14.3281	5.78683
N1	N3	-24.7259	2.3668	6.02	<.0001	signi	-30.5127	-18.9391	5.78683
N2	N3	-4.6109	2.3484	5.88	0.0982	n.s.	-10.3864	1.1646	5.77549

Vergleich der B-Mittelwerte

B	_B	Differenz der Mittelwerte	Standardfehler	Freiheitsgrade	Überschreitungswahrscheinlichkeit	Test	Konfidenzintervall untere Grenze	Konfidenzintervall obere Grenze	Grenzdifferenz (LSD)
Sorte1	Sorte2	10.1942	3.1343	61.4	0.0019	signi	3.9278	16.4606	6.26641
Sorte1	Sorte3	5.5208	3.1343	61.4	0.0831	n.s.	-0.7456	11.7872	6.26641
Sorte1	Sorte4	9.9767	3.1343	61.4	0.0023	signi	3.7103	16.2431	6.26641
Sorte1	Sorte5	25.0982	3.2315	62.7	<.0001	signi	18.6399	31.5565	6.45830
Sorte1	Sorte6	26.4083	3.1343	61.4	<.0001	signi	20.1419	32.6747	6.26641
Sorte1	Sorte7	24.5025	3.1343	61.4	<.0001	signi	18.2361	30.7689	6.26641
Sorte1	Sorte8	23.6075	3.1343	61.4	<.0001	signi	17.3411	29.8739	6.26641
Sorte2	Sorte3	-4.6733	3.1343	61.4	0.1411	n.s.	-10.9397	1.5931	6.26641
Sorte2	Sorte4	-0.2175	3.1343	61.4	0.9449	n.s.	-6.4839	6.0489	6.26641
Sorte2	Sorte5	14.9040	3.2315	62.7	<.0001	signi	8.4457	21.3623	6.45830
Sorte2	Sorte6	16.2142	3.1343	61.4	<.0001	signi	9.9478	22.4806	6.26641
Sorte2	Sorte7	14.3083	3.1343	61.4	<.0001	signi	8.0419	20.5747	6.26641
Sorte2	Sorte8	13.4133	3.1343	61.4	<.0001	signi	7.1469	19.6797	6.26641
Sorte3	Sorte4	4.4558	3.1343	61.4	0.1602	n.s.	-1.8106	10.7222	6.26641
Sorte3	Sorte5	19.5774	3.2315	62.7	<.0001	signi	13.1191	26.0357	6.45830
Sorte3	Sorte6	20.8875	3.1343	61.4	<.0001	signi	14.6211	27.1539	6.26641
Sorte3	Sorte7	18.9817	3.1343	61.4	<.0001	signi	12.7153	25.2481	6.26641
Sorte3	Sorte8	18.0867	3.1343	61.4	<.0001	signi	11.8203	24.3531	6.26641
Sorte4	Sorte5	15.1215	3.2315	62.7	<.0001	signi	8.6632	21.5798	6.45830
Sorte4	Sorte6	16.4317	3.1343	61.4	<.0001	signi	10.1653	22.6981	6.26641
Sorte4	Sorte7	14.5258	3.1343	61.4	<.0001	signi	8.2594	20.7922	6.26641
Sorte4	Sorte8	13.6308	3.1343	61.4	<.0001	signi	7.3644	19.8972	6.26641
Sorte5	Sorte6	1.3101	3.2315	62.7	0.6865	n.s.	-5.1482	7.7684	6.45830
Sorte5	Sorte7	-0.5957	3.2315	62.7	0.8543	n.s.	-7.0540	5.8626	6.45830
Sorte5	Sorte8	-1.4907	3.2315	62.7	0.6462	n.s.	-7.9490	4.9676	6.45830
Sorte6	Sorte7	-1.9058	3.1343	61.4	0.5454	n.s.	-8.1722	4.3606	6.26641
Sorte6	Sorte8	-2.8008	3.1343	61.4	0.3750	n.s.	-9.0672	3.4656	6.26641
Sorte7	Sorte8	-0.8950	3.1343	61.4	0.7762	n.s.	-7.1614	5.3714	6.26641

Vergleich der AB-Mittelwerte

A	B	_A	_B	Differenz der Mittelwerte	Standardfehler	Freiheitsgrade	Überschreitungswahrscheinlichkeit	Test	Konfidenzintervall untere Grenze	Konfidenzintervall obere Grenze	Grenzdifferenz (LSD)
N1	Sorte1	N1	Sorte2	5.2100	5.4287	61.4	0.3410	n.s.	-5.6437	16.0637	10.8537
N1	Sorte1	N1	Sorte3	8.6325	5.4287	61.4	0.1169	n.s.	-2.2212	19.4862	10.8537
N1	Sorte1	N1	Sorte4	15.3400	5.4287	61.4	0.0064	signi	4.4863	26.1937	10.8537
N1	Sorte1	N1	Sorte5	21.1996	5.9198	64.6	0.0007	signi	9.3755	33.0237	11.8241
N1	Sorte1	N1	Sorte6	25.6625	5.4287	61.4	<.0001	signi	14.8088	36.5162	10.8537
N1	Sorte1	N1	Sorte7	20.4975	5.4287	61.4	0.0004	signi	9.6438	31.3512	10.8537
N1	Sorte1	N1	Sorte8	20.6550	5.4287	61.4	0.0003	signi	9.8013	31.5087	10.8537
N1	Sorte1	N2	Sorte1	-20.4950	5.5948	62.1	0.0005	signi	-31.6784	-9.3116	11.1834
N1	Sorte1	N2	Sorte2	-6.9975	5.5948	62.1	0.2157	n.s.	-18.1809	4.1859	11.1834
N1	Sorte1	N2	Sorte3	-16.1600	5.5948	62.1	0.0053	signi	-27.3434	-4.9766	11.1834
N1	Sorte1	N2	Sorte4	-11.9600	5.5948	62.1	0.0365	signi	-23.1434	-0.7766	11.1834
N1	Sorte1	N2	Sorte5	2.7150	5.5948	62.1	0.6292	n.s.	-8.4684	13.8984	11.1834
N1	Sorte1	N2	Sorte6	5.7375	5.5948	62.1	0.3091	n.s.	-5.4459	16.9209	11.1834
N1	Sorte1	N2	Sorte7	-0.3900	5.5948	62.1	0.9447	n.s.	-11.5734	10.7934	11.1834
N1	Sorte1	N2	Sorte8	3.8275	5.5948	62.1	0.4964	n.s.	-7.3559	15.0109	11.1834
N1	Sorte1	N3	Sorte1	-27.3875	5.5948	62.1	<.0001	signi	-38.5709	-16.2041	11.1834
...											
N3	Sorte5	N3	Sorte7	2.0200	5.4287	61.4	0.7111	n.s.	-8.8337	12.8737	10.8537
N3	Sorte5	N3	Sorte8	-5.0400	5.4287	61.4	0.3568	n.s.	-15.8937	5.8137	10.8537
N3	Sorte6	N3	Sorte7	5.5750	5.4287	61.4	0.3085	n.s.	-5.2787	16.4287	10.8537
N3	Sorte6	N3	Sorte8	-1.4850	5.4287	61.4	0.7854	n.s.	-12.3387	9.3687	10.8537
N3	Sorte7	N3	Sorte8	-7.0600	5.4287	61.4	0.1983	n.s.	-17.9137	3.7937	10.8537

nur für zweifaktorielle Anlagen und
 nichtsignifikanter Wechselwirkung zusätzlich:
 Vergleich der A-Mittelwerte auf gleicher B-Stufe

für spezielle fachliche Fragen
 Vergleich der A-Effekte - auf gleicher B-Stufe

A	_A	B	Differenz der Mittelwerte	Standard- fehler	Freiheits- grade	Überschrei- tungs- wahrschein- lichkeit	Test	Konfidenz- intervall untere Grenze	Konfidenz- intervall obere Grenze	Grenz- differenz (LSD)
N1	N2	Sorte1	-20.4950	5.5948	62.1	0.0005	signi	-31.6784	-9.3116	11.1834
N1	N3	Sorte1	-27.3875	5.5948	62.1	<.0001	signi	-38.5709	-16.2041	11.1834
N1	N2	Sorte2	-12.2075	5.5948	62.1	0.0329	signi	-23.3909	-1.0241	11.1834
N1	N3	Sorte2	-20.7225	5.5948	62.1	0.0005	signi	-31.9059	-9.5391	11.1834
N1	N2	Sorte3	-24.7925	5.5948	62.1	<.0001	signi	-35.9759	-13.6091	11.1834
N1	N3	Sorte3	-32.4250	5.5948	62.1	<.0001	signi	-43.6084	-21.2416	11.1834
N1	N2	Sorte4	-27.3000	5.5948	62.1	<.0001	signi	-38.4834	-16.1166	11.1834
N1	N3	Sorte4	-36.6725	5.5948	62.1	<.0001	signi	-47.8559	-25.4891	11.1834
N1	N2	Sorte5	-18.4846	6.0725	65.5	0.0034	signi	-30.6105	-6.3587	12.1259
N1	N3	Sorte5	-17.7021	6.0725	65.5	0.0049	signi	-29.8280	-5.5762	12.1259
N1	N2	Sorte6	-19.9250	5.5948	62.1	0.0007	signi	-31.1084	-8.7416	11.1834
N1	N3	Sorte6	-25.7200	5.5948	62.1	<.0001	signi	-36.9034	-14.5366	11.1834
N1	N2	Sorte7	-20.8875	5.5948	62.1	0.0004	signi	-32.0709	-9.7041	11.1834
N1	N3	Sorte7	-14.9800	5.5948	62.1	0.0095	signi	-26.1634	-3.7966	11.1834
N1	N2	Sorte8	-16.8275	5.5948	62.1	0.0038	signi	-28.0109	-5.6441	11.1834
N1	N3	Sorte8	-22.1975	5.5948	62.1	0.0002	signi	-33.3809	-11.0141	11.1834
N2	N3	Sorte1	-6.8925	5.5948	62.1	0.2226	n.s.	-18.0759	4.2909	11.1834
N2	N3	Sorte2	-8.5150	5.5948	62.1	0.1331	n.s.	-19.6984	2.6684	11.1834
N2	N3	Sorte3	-7.6325	5.5948	62.1	0.1774	n.s.	-18.8159	3.5509	11.1834
N2	N3	Sorte4	-9.3725	5.5948	62.1	0.0989	n.s.	-20.5559	1.8109	11.1834
N2	N3	Sorte5	0.7825	5.5948	62.1	0.8892	n.s.	-10.4009	11.9659	11.1834
N2	N3	Sorte6	-5.7950	5.5948	62.1	0.3043	n.s.	-16.9784	5.3884	11.1834
N2	N3	Sorte7	5.9075	5.5948	62.1	0.2951	n.s.	-5.2759	17.0909	11.1834
N2	N3	Sorte8	-5.3700	5.5948	62.1	0.3409	n.s.	-16.5534	5.8134	11.1834

Vergleich der B-Mittelwerte auf gleicher A-Stufe

A	B	_B	Differenz der Mittelwerte	Standard- fehler	Freiheits- grade	Überschrei- tungs- wahrschein- lichkeit	Test	Konfidenz- intervall untere Grenze	Konfidenz- intervall obere Grenze	Grenz- differenz (LSD)
N1	Sorte1	Sorte2	5.2100	5.4287	61.4	0.3410	n.s.	-5.6437	16.0637	10.8537
N1	Sorte1	Sorte3	8.6325	5.4287	61.4	0.1169	n.s.	-2.2212	19.4862	10.8537
N1	Sorte1	Sorte4	15.3400	5.4287	61.4	0.0064	signi	4.4863	26.1937	10.8537
N1	Sorte1	Sorte5	21.1996	5.9198	64.6	0.0007	signi	9.3755	33.0237	11.8241
N1	Sorte1	Sorte6	25.6625	5.4287	61.4	<.0001	signi	14.8088	36.5162	10.8537
N1	Sorte1	Sorte7	20.4975	5.4287	61.4	0.0004	signi	9.6438	31.3512	10.8537
N1	Sorte1	Sorte8	20.6550	5.4287	61.4	0.0003	signi	9.8013	31.5087	10.8537
N1	Sorte2	Sorte3	3.4225	5.4287	61.4	0.5307	n.s.	-7.4312	14.2762	10.8537
N1	Sorte2	Sorte4	10.1300	5.4287	61.4	0.0668	n.s.	-0.7237	20.9837	10.8537
N1	Sorte2	Sorte5	15.9896	5.9198	64.6	0.0088	signi	4.1655	27.8137	11.8241
N1	Sorte2	Sorte6	20.4525	5.4287	61.4	0.0004	signi	9.5988	31.3062	10.8537
N1	Sorte2	Sorte7	15.2875	5.4287	61.4	0.0065	signi	4.4338	26.1412	10.8537
N1	Sorte2	Sorte8	15.4450	5.4287	61.4	0.0060	signi	4.5913	26.2987	10.8537
N1	Sorte3	Sorte4	6.7075	5.4287	61.4	0.2213	n.s.	-4.1462	17.5612	10.8537
...										
N3	Sorte4	Sorte7	26.8500	5.4287	61.4	<.0001	signi	15.9963	37.7037	10.8537
N3	Sorte4	Sorte8	19.7900	5.4287	61.4	0.0006	signi	8.9363	30.6437	10.8537
N3	Sorte5	Sorte6	-3.5550	5.4287	61.4	0.5150	n.s.	-14.4087	7.2987	10.8537
N3	Sorte5	Sorte7	2.0200	5.4287	61.4	0.7111	n.s.	-8.8337	12.8737	10.8537
N3	Sorte5	Sorte8	-5.0400	5.4287	61.4	0.3568	n.s.	-15.8937	5.8137	10.8537
N3	Sorte6	Sorte7	5.5750	5.4287	61.4	0.3085	n.s.	-5.2787	16.4287	10.8537
N3	Sorte6	Sorte8	-1.4850	5.4287	61.4	0.7854	n.s.	-12.3387	9.3687	10.8537
N3	Sorte7	Sorte8	-7.0600	5.4287	61.4	0.1983	n.s.	-17.9137	3.7937	10.8537

multipler t-Test

Kurzform der Signifikanzdarstellung nach der Methode der Verbindungslinien

Methode der Verbindungslinien (V)

Mittelwerte, die durch dieselbe Linie verbunden werden, sind untereinander nicht signifikant.

A	MEAN_A V	B	MEAN_B V	(LSD = 11.183398386)
N1	37.542865	Sorte6	41.745	A B MEAN_AB V
N2	57.657813	Sorte5	43.05514	N1 Sorte6 26.53
N3	62.26875	Sorte7	43.650833	N1 Sorte5 30.992921
		Sorte8	44.545833	N1 Sorte8 31.5375
		Sorte2	57.959167	N1 Sorte7 31.695
		Sorte4	58.176667	N1 Sorte4 36.8525
		Sorte3	62.6325	N1 Sorte3 43.56
		Sorte1	68.153333	N2 Sorte6 46.455
				N3 Sorte7 46.675
				N1 Sorte2 46.9825
				N2 Sorte8 48.365
				N3 Sorte5 48.695
				N2 Sorte5 49.4775
				N1 Sorte1 52.1925
				N3 Sorte6 52.25
				N2 Sorte7 52.5825
				N3 Sorte8 53.735
				N2 Sorte2 59.19
				N2 Sorte4 64.1525
				N3 Sorte2 67.705
				N2 Sorte3 68.3525
				N2 Sorte1 72.6875
				N3 Sorte4 73.525
				N3 Sorte3 75.985
				N3 Sorte1 79.58

nur für zweifaktorielle Anlagen und nichtsignifikanter Wechselwirkung zusätzlich: Methode der Verbindungslinien

für spezielle fachliche Fragen

Vergleich der A-Effekte - auf gleicher B-Stufe (LSD = 11.183398386)

Vergleich der B-Effekte - auf gleicher A-Stufe (LSD = 10.853737898)

A	B	MEAN_AB V	STUFE	A	B	MEAN_AB V	STUFE
N1	Sorte1	52.1925		N1	Sorte6	26.53	
N2	Sorte1	72.6875		N1	Sorte5	30.992921	
N3	Sorte1	79.58	—	N1	Sorte8	31.5375	
N1	Sorte2	46.9825		N1	Sorte7	31.695	
N2	Sorte2	59.19		N1	Sorte4	36.8525	
N3	Sorte2	67.705	—	N1	Sorte3	43.56	
N1	Sorte3	43.56		N1	Sorte2	46.9825	
N2	Sorte3	68.3525		N1	Sorte1	52.1925	—
N3	Sorte3	75.985	—	N2	Sorte6	46.455	
N1	Sorte4	36.8525		N2	Sorte8	48.365	
N2	Sorte4	64.1525		N2	Sorte5	49.4775	
N3	Sorte4	73.525	—	N2	Sorte7	52.5825	
N1	Sorte5	30.992921		N2	Sorte2	59.19	
N3	Sorte5	48.695		N2	Sorte4	64.1525	
N2	Sorte5	49.4775	—	N2	Sorte3	68.3525	
N1	Sorte6	26.53		N2	Sorte1	72.6875	—
N2	Sorte6	46.455		N3	Sorte7	46.675	
N3	Sorte6	52.25	—	N3	Sorte5	48.695	
N1	Sorte7	31.695		N3	Sorte6	52.25	
N3	Sorte7	46.675		N3	Sorte8	53.735	
N2	Sorte7	52.5825	—	N3	Sorte2	67.705	
N1	Sorte8	31.5375		N3	Sorte4	73.525	
N2	Sorte8	48.365		N3	Sorte3	75.985	
N3	Sorte8	53.735	—	N3	Sorte1	79.58	—

AB-Mittelwerte auf gleicher B-Stufe
AB-Mittelwerte auf gleicher A-Stufe

Bonferroni-Testprozedur

Grenzdifferenzen im balanzierten Fall (!)
für die Vergleiche der

A-Effekte	:		7.7942829516
	-	AB-Mittelwerte auf gleicher B-Stufe:	22.293186208
B-Effekte	:		10.234530321
	-	AB-Mittelwerte auf gleicher A-Stufe:	21.631339446
AB-Effekte	-	(nicht auf gleicher A- bzw. B-Stufe):	22.293186208

Bonferroni-Test

Grenzdifferenzen

Bonferroni-Testprozedur

mit Schätzung der realisierten Konfidenzintervalle für die
Mittelwertdifferenzen (alpha = 0.05)

Vergleich der A-Mittelwerte

A	_A	Differenz der Mittelwerte	Standardfehler	Freiheitsgrade	Überschreitungswahrscheinlichkeit	Test	Konfidenzintervall untere Grenze	Konfidenzintervall obere Grenze	Grenzdifferenz (FSD)
N1	N2	-20.1149	2.3668	6.02	0.0004	signi	-27.9092	-12.3207	7.79428
N1	N3	-24.7259	2.3668	6.02	0.0001	signi	-32.5202	-16.9316	7.79428
N2	N3	-4.6109	2.3484	5.88	0.2924	n.s.	-12.3444	3.1225	7.73347

Vergleich der B-Mittelwerte

B	_B	Differenz der Mittelwerte	Standardfehler	Freiheitsgrade	Überschreitungswahrscheinlichkeit	Test	Konfidenzintervall untere Grenze	Konfidenzintervall obere Grenze	Grenzdifferenz (FSD)
Sorte1	Sorte2	10.1942	3.1343	61.4	0.0520	n.s.	-0.04036	20.4287	10.2345
Sorte1	Sorte3	5.5208	3.1343	61.4	1.0000	n.s.	-4.7137	15.7554	10.2345
Sorte1	Sorte4	9.9767	3.1343	61.4	0.0639	n.s.	-0.2579	20.2112	10.2345
Sorte1	Sorte5	25.0982	3.2315	62.7	<.0001	signi	14.5460	35.6504	10.5522
...									
Sorte6	Sorte8	-2.8008	3.1343	61.4	1.0000	n.s.	-13.0354	7.4337	10.2345
Sorte7	Sorte8	-0.8950	3.1343	61.4	1.0000	n.s.	-11.1295	9.3395	10.2345

Vergleich der AB-Mittelwerte

A	B	_A	_B	Differenz der Mittelwerte	Standardfehler	Freiheitsgrade	Überschreitungswahrscheinlichkeit	Test	Konfidenzintervall untere Grenze	Konfidenzintervall obere Grenze	Grenzdifferenz (FSD)
N1	Sorte1	N1	Sorte2	5.2100	5.4287	61.4	1.0000	n.s.	-16.4213	26.8413	21.6313
N1	Sorte1	N1	Sorte3	8.6325	5.4287	61.4	1.0000	n.s.	-12.9988	30.2638	21.6313
N1	Sorte1	N1	Sorte4	15.3400	5.4287	61.4	1.0000	n.s.	-6.2913	36.9713	21.6313
N1	Sorte1	N1	Sorte5	21.1996	5.9198	64.6	0.1861	n.s.	-2.3886	44.7877	23.5881
N1	Sorte1	N1	Sorte6	25.6625	5.4287	61.4	0.0038	signi	4.0312	47.2938	21.6313
...											
N3	Sorte6	N3	Sorte7	5.5750	5.4287	61.4	1.0000	n.s.	-16.0563	27.2063	21.6313
N3	Sorte6	N3	Sorte8	-1.4850	5.4287	61.4	1.0000	n.s.	-23.1163	20.1463	21.6313
N3	Sorte7	N3	Sorte8	-7.0600	5.4287	61.4	1.0000	n.s.	-28.6913	14.5713	21.6313

nur für zweifaktorielle Anlagen und
nichtsignifikanter Wechselwirkung zusätzlich:

für spezielle fachliche Fragen
Vergleich der A-Effekte - auf gleicher B-Stufe

Vergleich der A-Mittelwerte auf gleicher B-Stufe

A	_A	B	Differenz der Mittelwerte	Standardfehler	Freiheitsgrade	Überschreitungswahrscheinlichkeit	Test	Konfidenzintervall untere Grenze	Konfidenzintervall obere Grenze	Grenzdifferenz (FSD)
N1	N2	Sorte1	-20.4950	5.5948	62.1	0.1433	n.s.	-42.7882	1.7982	22.2932
N1	N3	Sorte1	-27.3875	5.5948	62.1	0.0020	signi	-49.6807	-5.0943	22.2932
N1	N2	Sorte2	-12.2075	5.5948	62.1	1.0000	n.s.	-34.5007	10.0857	22.2932
N1	N3	Sorte2	-20.7225	5.5948	62.1	0.1257	n.s.	-43.0157	1.5707	22.2932
N1	N2	Sorte3	-24.7925	5.5948	62.1	0.0108	signi	-47.0857	-2.4993	22.2932
...										
N2	N3	Sorte6	-5.7950	5.5948	62.1	1.0000	n.s.	-28.0882	16.4982	22.2932
N2	N3	Sorte7	5.9075	5.5948	62.1	1.0000	n.s.	-16.3857	28.2007	22.2932
N2	N3	Sorte8	-5.3700	5.5948	62.1	1.0000	n.s.	-27.6632	16.9232	22.2932

Vergleich der B-Effekte - auf gleicher A-Stufe Vergleich der B-Mittelwerte auf gleicher A-Stufe

A	B	Differenz der _B Mittelwerte	Standard- fehler	Freiheits- grade	Überschrei- tungs- wahrschein- lichkeit	Konfidenz- intervall untere Grenze	Konfidenz- intervall obere Grenze	Grenz- differenz (FSD)	
N1	Sorte1	Sorte2	5.2100	5.4287	61.4	1.0000	n.s. -16.4213	26.8413	21.6313
N1	Sorte1	Sorte3	8.6325	5.4287	61.4	1.0000	n.s. -12.9988	30.2638	21.6313
N1	Sorte1	Sorte4	15.3400	5.4287	61.4	1.0000	n.s. -6.2913	36.9713	21.6313
N1	Sorte1	Sorte5	21.1996	5.9198	64.6	0.1861	n.s. -2.3886	44.7877	23.5881
N1	Sorte1	Sorte6	25.6625	5.4287	61.4	0.0038	signi 4.0312	47.2938	21.6313
...									
N3	Sorte6	Sorte7	5.5750	5.4287	61.4	1.0000	n.s. -16.0563	27.2063	21.6313
N3	Sorte6	Sorte8	-1.4850	5.4287	61.4	1.0000	n.s. -23.1163	20.1463	21.6313
N3	Sorte7	Sorte8	-7.0600	5.4287	61.4	1.0000	n.s. -28.6913	14.5713	21.6313

Bonferroni-Testprozedur

Methode der Verbindungslinien (V)

Mittelwerte, die durch dieselbe Linie verbunden werden, sind untereinander nicht signifikant.

Kurzform der Signifikanzdarstellung nach der Methode der Verbindungslinien

A	MEAN_A V	B	MEAN_B V	(FSD = 22.293186208)
N1	37.542865	Sorte6	41.745	A B MEAN_AB V
N2	57.657813	Sorte5	43.05514	N1 Sorte6 26.53
N3	62.26875	Sorte7	43.650833	N1 Sorte5 30.992921
		Sorte8	44.545833	N1 Sorte8 31.5375
		Sorte2	57.959167	N1 Sorte7 31.695
		Sorte4	58.176667	N1 Sorte4 36.8525
		Sorte3	62.6325	...
		Sorte1	68.153333	N3 Sorte4 73.525
				N3 Sorte3 75.985
				N3 Sorte1 79.58

nur für zweifaktorielle Anlagen und nichtsignifikanter Wechselwirkung zusätzlich: Methode der Verbindungslinien

für spezielle fachliche Fragen

Vergleich der A-Effekte - auf gleicher B-Stufe (FSD = 22.293186208)
 Vergleich der B-Effekte - auf gleicher A-Stufe (FSD = 21.631339446)

A	B	MEAN_AB V	STUFE	A	B	MEAN_AB V	STUFE
N1	Sorte1	52.1925	_____	N1	Sorte6	26.53	_____
N2	Sorte1	72.6875	_____	N1	Sorte5	30.992921	_____
N3	Sorte1	79.58	_____	N1	Sorte8	31.5375	_____
N1	Sorte2	46.9825	_____	N1	Sorte7	31.695	_____
N2	Sorte2	59.19	_____	N1	Sorte4	36.8525	_____
N3	Sorte2	67.705	_____	N1	Sorte3	43.56	_____
N1	Sorte3	43.56	_____	N1	Sorte2	46.9825	_____
N2	Sorte3	68.3525	_____	N1	Sorte1	52.1925	_____
N3	Sorte3	75.985	_____	N2	Sorte6	46.455	_____
N1	Sorte4	36.8525	_____	N2	Sorte8	48.365	_____
N2	Sorte4	64.1525	_____	N2	Sorte5	49.4775	_____
N3	Sorte4	73.525	_____	N2	Sorte7	52.5825	_____
N1	Sorte5	30.992921	_____	N2	Sorte2	59.19	_____
N3	Sorte5	48.695	_____	N2	Sorte4	64.1525	_____
N2	Sorte5	49.4775	_____	N2	Sorte3	68.3525	_____
N1	Sorte6	26.53	_____	N2	Sorte1	72.6875	_____
N2	Sorte6	46.455	_____	N3	Sorte7	46.675	_____
N3	Sorte6	52.25	_____	N3	Sorte5	48.695	_____
N1	Sorte7	31.695	_____	N3	Sorte6	52.25	_____
N3	Sorte7	46.675	_____	N3	Sorte8	53.735	_____
N2	Sorte7	52.5825	_____	N3	Sorte2	67.705	_____
N1	Sorte8	31.5375	_____	N3	Sorte4	73.525	_____
N2	Sorte8	48.365	_____	N3	Sorte3	75.985	_____
N3	Sorte8	53.735	_____	N3	Sorte1	79.58	_____

Tukey-Testprozedur

Tukey-Test

Grenzdifferenzen im balanzierten Fall (!)
für die Vergleiche der

A-Effekte	:		7.2720394288
	-	AB-Mittelwerte auf gleicher B-Stufe:	21.293285238
B-Effekte	:		9.8327034899
	-	AB-Mittelwerte auf gleicher A-Stufe:	20.661123834
AB-Effekte	-	(nicht auf gleicher A- bzw. B-Stufe):	21.293285238

Tukey-Testprozedur

mit Schätzung der realisierten Konfidenzintervalle für die Mittelwertdifferenzen (alpha = 0.05)

Vergleich der A-Mittelwerte

A	_A	Differenz der Mittelwerte	Standardfehler	Freiheitsgrade	Überschreitungswahrscheinlichkeit	Test	Konfidenzintervall untere Grenze	Konfidenzintervall obere Grenze	Grenzdifferenz (HSD)
N1	N2	-20.1149	2.3668	6.02	0.0004	signi	-27.3870	-12.8429	7.27204
N1	N3	-24.7259	2.3668	6.02	0.0001	signi	-31.9979	-17.4538	7.27204
N2	N3	-4.6109	2.3484	5.88	0.2024	n.s.	-11.8262	2.6044	7.21530

Vergleich der B-Mittelwerte

B	_B	Differenz der Mittelwerte	Standardfehler	Freiheitsgrade	Überschreitungswahrscheinlichkeit	Test	Konfidenzintervall untere Grenze	Konfidenzintervall obere Grenze	Grenzdifferenz (HSD)
Sorte1	Sorte2	10.1942	3.1343	61.4	0.0369	signi	0.3615	20.0269	9.8327
Sorte1	Sorte3	5.5208	3.1343	61.4	0.6477	n.s.	-4.3119	15.3535	9.8327
Sorte1	Sorte4	9.9767	3.1343	61.4	0.0443	signi	0.1440	19.8094	9.8327
Sorte1	Sorte5	25.0982	3.2315	62.7	<.0001	signi	14.9603	35.2361	10.1379
...									
Sorte6	Sorte8	-2.8008	3.1343	61.4	0.9856	n.s.	-12.6335	7.0319	9.8327
Sorte7	Sorte8	-0.8950	3.1343	61.4	1.0000	n.s.	-10.7277	8.9377	9.8327

Vergleich der AB-Mittelwerte

A	B	_A	_B	Differenz der Mittelwerte	Standardfehler	Freiheitsgrade	Überschreitungswahrscheinlichkeit	Test	Konfidenzintervall untere Grenze	Konfidenzintervall obere Grenze	Grenzdifferenz (HSD)
N1	Sorte1	N1	Sorte2	5.2100	5.4287	61.4	1.0000	n.s.	-15.4511	25.8711	20.6611
N1	Sorte1	N1	Sorte3	8.6325	5.4287	61.4	0.9946	n.s.	-12.0286	29.2936	20.6611
N1	Sorte1	N1	Sorte4	15.3400	5.4287	61.4	0.4390	n.s.	-5.3211	36.0011	20.6611
N1	Sorte1	N1	Sorte5	21.1996	5.9198	64.6	0.0908	n.s.	-1.3306	43.7297	22.5302
N1	Sorte1	N1	Sorte6	25.6625	5.4287	61.4	0.0029	signi	5.0014	46.3236	20.6611
...											
N3	Sorte6	N3	Sorte7	5.5750	5.4287	61.4	1.0000	n.s.	-15.0861	26.2361	20.6611
N3	Sorte6	N3	Sorte8	-1.4850	5.4287	61.4	1.0000	n.s.	-22.1461	19.1761	20.6611
N3	Sorte7	N3	Sorte8	-7.0600	5.4287	61.4	0.9997	n.s.	-27.7211	13.6011	20.6611

nur für zweifaktorielle Anlagen und nichtsignifikanter Wechselwirkung zusätzlich:

für spezielle fachliche Fragen
Vergleich der A-Effekte - auf gleicher B-Stufe

Vergleich der A-Mittelwerte auf gleicher B-Stufe

A	_A	B	Differenz der Mittelwerte	Standardfehler	Freiheitsgrade	Überschreitungswahrscheinlichkeit	Test	Konfidenzintervall untere Grenze	Konfidenzintervall obere Grenze	Grenzdifferenz (HSD)
N1	N2	Sorte1	-20.4950	5.5948	62.1	0.0734	n.s.	-41.7883	0.7983	21.2933
N1	N3	Sorte1	-27.3875	5.5948	62.1	0.0016	signi	-48.6808	-6.0942	21.2933
N1	N2	Sorte2	-12.2075	5.5948	62.1	0.8635	n.s.	-33.5008	9.0858	21.2933
N1	N3	Sorte2	-20.7225	5.5948	62.1	0.0659	n.s.	-42.0158	0.5708	21.2933
N1	N2	Sorte3	-24.7925	5.5948	62.1	0.0076	signi	-46.0858	-3.4992	21.2933
...										
N2	N3	Sorte6	-5.7950	5.5948	62.1	1.0000	n.s.	-27.0883	15.4983	21.2933
N2	N3	Sorte7	5.9075	5.5948	62.1	1.0000	n.s.	-15.3858	27.2008	21.2933
N2	N3	Sorte8	-5.3700	5.5948	62.1	1.0000	n.s.	-26.6633	15.9233	21.2933

Vergleich der B-Effekte - auf gleicher A-Stufe Vergleich der B-Mittelwerte auf gleicher A-Stufe

A	B	Differenz der _B Mittelwerte	Standard- fehler	Freiheits- grade	Überschrei- tungs- wahrschein- lichkeit	Konfidenz- intervall untere Grenze	Konfidenz- intervall obere Grenze	Grenz- differenz (HSD)
N1	Sorte1 Sorte2	5.2100	5.4287	61.4	1.0000	n.s. -15.4511	25.8711	20.6611
N1	Sorte1 Sorte3	8.6325	5.4287	61.4	0.9946	n.s. -12.0286	29.2936	20.6611
N1	Sorte1 Sorte4	15.3400	5.4287	61.4	0.4390	n.s. -5.3211	36.0011	20.6611
N1	Sorte1 Sorte5	21.1996	5.9198	64.6	0.0908	n.s. -1.3306	43.7297	22.5302
N1	Sorte1 Sorte6	25.6625	5.4287	61.4	0.0029	signi 5.0014	46.3236	20.6611
...								
N3	Sorte6 Sorte7	5.5750	5.4287	61.4	1.0000	n.s. -15.0861	26.2361	20.6611
N3	Sorte6 Sorte8	-1.4850	5.4287	61.4	1.0000	n.s. -22.1461	19.1761	20.6611
N3	Sorte7 Sorte8	-7.0600	5.4287	61.4	0.9997	n.s. -27.7211	13.6011	20.6611

Tukey-Testprozedur

Kurzform der Signifikanzdarstellung nach der Methode der Verbindungslinien

Methode der Verbindungslinien (V)

Mittelwerte, die durch dieselbe Linie verbunden werden, sind untereinander nicht signifikant.

A	MEAN_A V	B	MEAN_B V	(HSD = 21.293285238)
N1	37.542865	Sorte6	41.745	A B MEAN_AB V
N2	57.657813	Sorte5	43.05514	N1 Sorte6 26.53
N3	62.26875	Sorte7	43.650833	N1 Sorte5 30.992921
		Sorte8	44.545833	N1 Sorte8 31.5375
		Sorte2	57.959167	N1 Sorte7 31.695
		Sorte4	58.176667	N1 Sorte4 36.8525
		Sorte3	62.6325	...
		Sortel	68.153333	N3 Sorte4 73.525
				N3 Sorte3 75.985
				N3 Sortel 79.58

nur für zweifaktorielle Anlagen und nichtsignifikanter Wechselwirkung zusätzlich: Methode der Verbindungslinien

für spezielle fachliche Fragen

Vergleich der A-Effekte - auf gleicher B-Stufe (HSD = 21.293285238)

Vergleich der B-Effekte - auf gleicher A-Stufe (HSD = 20.661123834)

A	B	MEAN_AB V	STUFE	A	B	MEAN_AB V	STUFE
N1	Sorte1	52.1925	_____	N1	Sorte6	26.53	_____
N2	Sorte1	72.6875	_____	N1	Sorte5	30.992921	_____
N3	Sorte1	79.58	_____	N1	Sorte8	31.5375	_____
N1	Sorte2	46.9825	_____	N1	Sorte7	31.695	_____
N2	Sorte2	59.19	_____	N1	Sorte4	36.8525	_____
N3	Sorte2	67.705	_____	N1	Sorte3	43.56	_____
N1	Sorte3	43.56	_____	N1	Sorte2	46.9825	_____
N2	Sorte3	68.3525	_____	N1	Sortel	52.1925	_____
N3	Sorte3	75.985	_____	N2	Sorte6	46.455	_____
N1	Sorte4	36.8525	_____	N2	Sorte8	48.365	_____
N2	Sorte4	64.1525	_____	N2	Sorte5	49.4775	_____
N3	Sorte4	73.525	_____	N2	Sorte7	52.5825	_____
N1	Sorte5	30.992921	_____	N2	Sorte2	59.19	_____
N3	Sorte5	48.695	_____	N2	Sorte4	64.1525	_____
N2	Sorte5	49.4775	_____	N2	Sorte3	68.3525	_____
N1	Sorte6	26.53	_____	N2	Sortel	72.6875	_____
N2	Sorte6	46.455	_____	N3	Sorte7	46.675	_____
N3	Sorte6	52.25	_____	N3	Sorte5	48.695	_____
N1	Sorte7	31.695	_____	N3	Sorte6	52.25	_____
N3	Sorte7	46.675	_____	N3	Sorte8	53.735	_____
N2	Sorte7	52.5825	_____	N3	Sorte2	67.705	_____
N1	Sorte8	31.5375	_____	N3	Sorte4	73.525	_____
N2	Sorte8	48.365	_____	N3	Sorte3	75.985	_____
N3	Sorte8	53.735	_____	N3	Sortel	79.58	_____

FELD_VA II

Hinweis auf die Box-Plots

Darstellung der Boxplots -
Verteilung des Merkmals Kornertrag in dt/ha in den Faktorstufen

Boxplots
für Faktor A G:\PROJEKTE\BOXA_Kornertrag in dt_ha.emf
für Faktor B G:\PROJEKTE\BOXB_Kornertrag in dt_ha.emf

die Merkmalsbezeichnung '... dt/ha' wurde programmseitig für die Dateibezeichnung in '... dt_ha' umgewandelt

Die Grafiken werden am Ende der Ergebnisdarstellung vorgestellt.

multipler t-Test zur Bezugsbasis

multipler t-Test zur Bezugsbasis

Vergleich der mittleren Effekte der Prüfglieder mit den mittleren Effekten einer aus mehreren Prüfgliedern gebildeten Bezugsbasis (lineare Kontraste) mit Schätzung der realisierten Konfidenzintervalle für die Mittelwertdifferenzen (alpha = 0.05)

Zuordnung der Stufen

um die verbale Beschreibung der einzelnen Kontraste nicht zu umfangreich werden zu lassen, erfolgt programmseitig ein Durchnummerieren der Stufen, keine Umbenennung

Faktor A

A 1: N1
A 2: N2
A 3: N3

BB_A

Bezugsbasis (BB): N1

Bezugsbasis für den Faktor A (BB_A) ist N1, obwohl keine Bezugsbasis gewählt wurde – dann gilt die erste Stufe als Bezugsbasis

Zuordnung der Stufen

Faktor B

B 1: Sorte1
B 2: Sorte2
B 3: Sorte3
B 4: Sorte4
B 5: Sorte5
B 6: Sorte6
B 7: Sorte7
B 8: Sorte8

BB_B

Bezugsbasis (BB): Sorte7

Sorte8

Bezugsbasis für den Faktor B (BB_B) sind Sorte7 und Sorte8

multipler t-Test zur Bezugsbasis

Vergleich	Differenz der Mittelwerte	Standardfehler	Freiheitsgrade	Überschreitungswahrscheinlichkeit	Test	Konfidenzintervall untere Grenze	Konfidenzintervall obere Grenze	
A 2-BB_A	20.1149	2.3668	6.02	0.0001	signifikant	14.3281	25.9018	A vs. BB_A
A 3-BB_A	24.7259	2.3668	6.02	<.0001	signifikant	18.9391	30.5127	
B 1-BB_B	24.0550	2.7143	61.4	<.0001	signifikant	18.6281	29.4819	
B 2-BB_B	13.8608	2.7143	61.4	<.0001	signifikant	8.4340	19.2877	B vs. BB_B
B 3-BB_B	18.5342	2.7143	61.4	<.0001	signifikant	13.1073	23.9610	
B 4-BB_B	14.0783	2.7143	61.4	<.0001	signifikant	8.6515	19.5052	
B 5-BB_B	-1.0432	2.8261	63.1	0.7133	n.s.	-6.6906	4.6042	
B 6-BB_B	-2.3533	2.7143	61.4	0.3893	n.s.	-7.7802	3.0735	

Die ESTIMATE-Zeilen, die in die Prozedur PROC MIXED eingefügt werden, sieht der Nutzer nicht. Für dieses Beispiel lauten sie:

```
estimate 'A 2-BB_A' A -1 1 0 /alpha=0.05 cl divisor= 1;
estimate 'A 3-BB_A' A -1 0 1 /alpha=0.05 cl divisor= 1;

estimate 'B 1-BB_B' B 2 0 0 0 0 0 -1 -1 /alpha=0.05 cl divisor= 2;
estimate 'B 2-BB_B' B 0 2 0 0 0 0 -1 -1 /alpha=0.05 cl divisor= 2;
estimate 'B 3-BB_B' B 0 0 2 0 0 0 -1 -1 /alpha=0.05 cl divisor= 2;
estimate 'B 4-BB_B' B 0 0 0 2 0 0 -1 -1 /alpha=0.05 cl divisor= 2;
estimate 'B 5-BB_B' B 0 0 0 0 2 0 -1 -1 /alpha=0.05 cl divisor= 2;
estimate 'B 6-BB_B' B 0 0 0 0 0 2 -1 -1 /alpha=0.05 cl divisor= 2;
```

zum Dunnett-Test

Da mehr als eine Stufe den Standard bilden können, werden die Mittelwerte mit Konfidenzschätzung und die Varianztabelle neu berechnet.

Feld_VA II
Auswertung eines Einzelversuchs
Modell: zweifaktorielle Spaltanlage (A/B) - B1

Mittelwerte und Schätzung der realisierten Konfidenzintervalle bei alpha = 0.05 (Blocks: zufällig) , wobei folgende Prüfglieder zu einem neuen Prüfglied 'StandardA' vereint wurden:

SS_A

Standard für den Faktor A (SS_A) ist N1, obwohl keine Bezugsbasis gewählt wurde – dann gilt die erste Stufe als Standard

StandardA: N1

Stufen Faktor A	Mittelwert	Standardfehler	Freiheitsgrade	Konfidenzintervall untere Grenze	Konfidenzintervall obere Grenze
N2	58.6841	1.4550	7.55	55.2938	62.0744
N3	63.9921	1.4550	7.55	60.6018	67.3825
StandardA	38.3871	1.4932	8.15	34.9546	41.8197

A-Mittelwerte

folgende Prüfglieder zu einem neuen Prüfglied 'StandardB' vereint wurden:

SS_B

Standard für den Faktor B (SS_B) sind Sorte7 und Sorte8

StandardB: Sorte7

Sorte8

Stufen Faktor B	Mittelwert	Standardfehler	Freiheitsgrade	Konfidenzintervall untere Grenze	Konfidenzintervall obere Grenze
Sorte1	68.1533	2.1017	67.9	63.9594	72.3473
Sorte2	57.9592	2.1017	67.9	53.7652	62.1531
Sorte3	62.6325	2.1017	67.9	58.4385	66.8265
Sorte4	58.1767	2.1017	67.9	53.9827	62.3706
Sorte5	43.0495	2.2427	68.7	38.5751	47.5240
Sorte6	41.7450	2.1017	67.9	37.5510	45.9390
StandardB	44.0983	1.4100	65.3	41.2827	46.9140

B-Mittelwerte

Stufen Faktor A	Stufen Faktor B	Mittelwert	Standardfehler	Freiheitsgrade	Konfidenzintervall untere Grenze	Konfidenzintervall obere Grenze
N2	Sorte1	72.6875	3.8416	70.9	65.0274	80.3476
N2	Sorte2	59.1900	3.8416	70.9	51.5299	66.8501
N2	Sorte3	68.3525	3.8416	70.9	60.6924	76.0126
N2	Sorte4	64.1525	3.8416	70.9	56.4924	71.8126
N2	Sorte5	49.4775	3.8416	70.9	41.8174	57.1376
N2	Sorte6	46.4550	3.8416	70.9	38.7949	54.1151
N2	StandardB	50.4737	2.7333	53.8	44.9933	55.9542
N3	Sorte1	79.5800	3.8416	70.9	71.9199	87.2401

AB-Mittelwerte

N3	Sorte2	67.7050	3.8416	70.9	60.0449	75.3651
N3	Sorte3	75.9850	3.8416	70.9	68.3249	83.6451
N3	Sorte4	73.5250	3.8416	70.9	65.8649	81.1851
N3	Sorte5	48.6950	3.8416	70.9	41.0349	56.3551
N3	Sorte6	52.2500	3.8416	70.9	44.5899	59.9101
N3	StandardB	50.2050	2.7333	53.8	44.7246	55.6854
StandardA	Sorte1	52.1925	3.8416	70.9	44.5324	59.8526
StandardA	Sorte2	46.9825	3.8416	70.9	39.3224	54.6426
StandardA	Sorte3	43.5600	3.8416	70.9	35.8999	51.2201
StandardA	Sorte4	36.8525	3.8416	70.9	29.1924	44.5126
StandardA	Sorte5	30.9761	4.5023	73.2	22.0035	39.9488
StandardA	Sorte6	26.5300	3.8416	70.9	18.8699	34.1901
StandardA	StandardB	31.6162	2.7333	53.8	26.1358	37.0967

Konvergenzinformation

Informationen zur Konvergenz

Konvergenz	Matrix G	Hesse Matrix	Information
Konvergenzkriterien erfüllt.	nicht positiv definit	positiv definit	Konvergenz

Varianzanalyse der fixen Effekte (alpha = 0.05)

Varianzanalyse

fixer Effekt	Freiheits- grade Zähler	Freiheits- grade Nenner	F-Wert	Prob > F	
A	2	6.49	62.07	<.0001	die Hauptwirkungen sind signifikant, die Wechselwirkung nicht
B	6	64.8	25.58	<.0001	
A*B	12	64.8	1.17	0.3214	

REML-Schätzung der Varianzkomponenten

zuf. Effekt bzw. Fehler	Varianz- Schätzwert
Block	-3.0135
Fehler a	3.7483
Fehler ab	58.2970

REML-Schätzung der Varianzkomponenten
(diese Werte werden bei der Berechnung von
Genauigkeits- und Sicherheitskenngrößen

zweiseitige Dunnett-Testprozedur

Dunnett-Test

Grenzdifferenz im balanzierten Fall
bei im Versuch gewählter Wiederholung des Standards
für die Vergleiche der

A-Effekte	:	6.7768685846
- AB-Mittelwerte auf gleicher B-Stufe:		12.429273713
B-Effekte	:	7.2341044659
- AB-Mittelwerte auf gleicher A-Stufe:		14.329216098
AB-Effekte	- (nicht auf gleicher A- bzw. B-Stufe):	14.930806733

Grenzdifferenzen

zweiseitige Dunnett-Testprozedur

Vergleich der A-Mittelwerte mit Standard

mit Schätzung der realisierten Konfidenzintervalle für die
Mittelwertdifferenzen (alpha = 0.05)

A	_A	Differenz der Mittelwerte	Standard- fehler	Freiheits- grade	Überschrei- tungs- wahrchein- lichkeit	Test	Konfidenz- intervall untere Grenze	Konfidenz- intervall obere Grenze	Grenz- differenz (DSD)
N2	StandardA	20.2970	2.4194	6.56	0.0002	signifikant	13.5201	27.0739	6.77687
N3	StandardA	25.6050	2.4194	6.56	<.0001	signifikant	18.8281	32.3819	6.77687

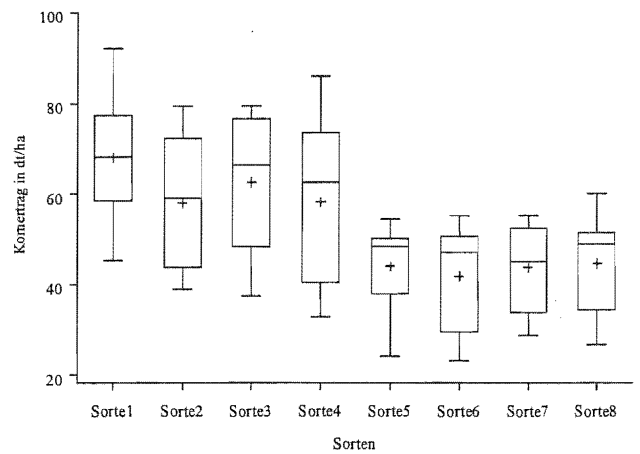
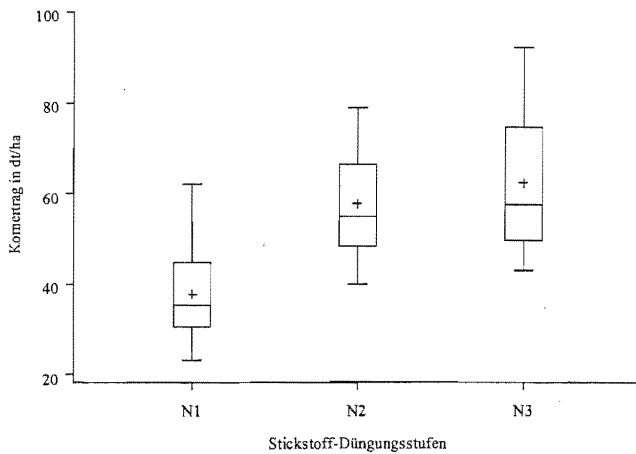
Vergleich der B-Mittelwerte mit Standard

B	_B	Differenz der Mittelwerte	Standard- fehler	Freiheits- grade	Überschrei- tungs- wahrschein- lichkeit	Konfidenz- intervall untere Grenze	Konfidenz- intervall obere Grenze	Grenz- differenz (DSD)
Sorte1	StandardB	24.0550	2.6995	64.4	<.0001	signi	16.8209	7.23410
Sorte2	StandardB	13.8608	2.6995	64.4	<.0001	signi	6.6267	7.23410
Sorte3	StandardB	18.5342	2.6995	64.4	<.0001	signi	11.3001	7.23410
Sorte4	StandardB	14.0783	2.6995	64.4	<.0001	signi	6.8442	7.23410
Sorte5	StandardB	-1.0488	2.8106	66.1	0.9990	n.s.	-8.5808	7.53201
Sorte6	StandardB	-2.3533	2.6995	64.4	0.9223	n.s.	-9.5874	7.23410

Vergleich der AB-Mittelwerte mit Standard

A	B	_A	_B	Differenz der Mittelwerte	Standard- fehler	Freiheits- grade	Überschrei- tungs- wahrschein- lichkeit	Konfidenz- intervall untere Grenze	Konfidenz- intervall obere Grenze	Grenz- differenz (DSD)
N2	Sorte1	StandardA	StandardB	41.0713	4.8719	55.3	<.0001	signi	26.1404	14.9308
N2	Sorte2	StandardA	StandardB	27.5738	4.8719	55.3	<.0001	signi	12.6429	14.9308
N2	Sorte3	StandardA	StandardB	36.7363	4.8719	55.3	<.0001	signi	21.8054	14.9308
N2	Sorte4	StandardA	StandardB	32.5363	4.8719	55.3	<.0001	signi	17.6054	14.9308
N2	Sorte5	StandardA	StandardB	17.8613	4.8719	55.3	0.0088	signi	2.9304	14.9308
N2	Sorte6	StandardA	StandardB	14.8388	4.8719	55.3	0.0526	n.s.	-0.09206	14.9308
N2	StandardB	StandardA	StandardB	18.8575	4.0557	39	0.0003	signi	6.4282	12.4293
N3	Sorte1	StandardA	StandardB	47.9638	4.8719	55.3	<.0001	signi	33.0329	14.9308
N3	Sorte2	StandardA	StandardB	36.0888	4.8719	55.3	<.0001	signi	21.1579	14.9308
N3	Sorte3	StandardA	StandardB	44.3688	4.8719	55.3	<.0001	signi	29.4379	14.9308
N3	Sorte4	StandardA	StandardB	41.9088	4.8719	55.3	<.0001	signi	26.9779	14.9308
N3	Sorte5	StandardA	StandardB	17.0788	4.8719	55.3	0.0143	signi	2.1479	14.9308
N3	Sorte6	StandardA	StandardB	20.6338	4.8719	55.3	0.0014	signi	5.7029	14.9308
N3	StandardB	StandardA	StandardB	18.5888	4.0557	39	0.0004	signi	6.1595	12.4293
StandardA	Sorte1	StandardA	StandardB	20.5763	4.6756	64.4	0.0008	signi	6.2470	14.3292
StandardA	Sorte2	StandardA	StandardB	15.3663	4.6756	64.4	0.0272	signi	1.0370	14.3292
StandardA	Sorte3	StandardA	StandardB	11.9438	4.6756	64.4	0.1733	n.s.	-2.3855	14.3292
StandardA	Sorte4	StandardA	StandardB	-5.2363	4.6756	64.4	0.9855	n.s.	-9.0930	14.3292
StandardA	Sorte5	StandardA	StandardB	-0.6401	5.2320	68.4	1.0000	n.s.	-16.6746	16.0345
StandardA	Sorte6	StandardA	StandardB	-5.0862	4.6756	64.4	0.9891	n.s.	-19.4155	14.3292

Und so sehen die Grafiken aus:



6.8 Ausblick

FELD_VA II hat im Vergleich zum Vorgänger unter SAS 6.12 ein größeres Leistungsangebot, was alleine schon durch die Berechnung von Genauigkeits- und Sicherheitskenngrößen auffällt. Fehlende Werte werden auf der Grundlage der in PROC MIXED verwendeten LsMeans-Schätzung (REML-Schätzung) der Mittelwerte in die Analyse einbezogen. Varianzanalyse und multiple Mittelwertvergleiche berücksichtigen mit der Methode von KENWARD und ROGER die entsprechende Wichtung der Varianzen.

FELD_VA II ersetzt FELD_VA unter SAS 6.12.

Liegen stärker unbalanzierte Daten vor, ist derzeit eine Auswertung noch nicht realisiert, weil die Auswirkungen unbalanzierter Daten auf die Varianzanalyse, insbesondere auf die Zerlegung der Quadratsummen, und auch die Zulässigkeit einiger Tests, was das Ausweichen auf andere Testverfahren bedeuten könnte, zu berücksichtigen sind.

Gehen wir davon aus, einen Einzelversuch als Teil einer Versuchsserie anzusehen, so zeichnet sich auch für diesen Bereich ein u.U. längerer Weg ab.

7 Benutzung der Macros von FELD_VA II ohne die grafische Oberfläche

7.1 Notwendige Einstellungen

Die umfangreiche Macro-Sammlung, die das Know-How von FELD_VA II enthält, kann auch ohne die grafische Oberfläche von FELD_VA II genutzt werden. Dafür sollten zuvor einige Optionen des SAS-Systems eingestellt werden:

```
OPTIONS NONUMBER NODATE NOCENTER LS=250 PS=1000 FORMDLIM=' ';
TITLE;
```

Die Bibliothek für die FELD_VA II-Macro-Sammlung muss mit M bezeichnet werden. Der Installationsvorschrift entsprechend (s. Kap. 5) wird zugewiesen:

a bei lokaler Installation:

```
LIBNAME m "C:\Programme\FELD_VA";
```

b bei Client-Server-Installation:

```
LIBNAME m "\\Server\feld_va";
```

Mit nachstehender Option wird die Verbindung zur so definierten Bibliothek M hergestellt und die Macros können direkt angesprochen werden:

```
OPTIONS MSTORED SASMSTORE=m;
```

7.2 Schlüssel für das Modell der Versuchsanlage

Der Inhalt der meisten Macros ist vom Modell der Versuchsanlage abhängig. Der Schlüssel, er wird hier mit <VA> bezeichnet, ist einfach aufgebaut (Tab. 5).

Tabelle 5: Schlüssel der Modelle der Versuchsanlagen <VA>

10	einfaktorielle	randomisierte Anlage	A-R
11	einfaktorielle	Blockanlage	A-BI
12	einfaktorielles	lateinisches Quadrat	A-LQ
20	zweifaktorielle	randomisierte Anlage	(AxB)-R
21	zweifaktorielle	Blockanlage	(AxB)-BI
22	zweifaktorielles	lateinisches Quadrat	(AxB)-LQ
23	zweifaktorielle	Spaltanlage	(A/B)-BI
24	zweifaktorielle	Streifenanlage	(A+B)-BI
30	dreifaktorielle	randomisierte Anlage	(AxBxC)-R
31	dreifaktorielle	Blockanlage	(AxBxC)-BI
22	dreifaktorielles	lateinisches Quadrat	(AxBxC)-LQ
33	dreifaktorielle	Spaltanlage	(A/B/C)-BI
34	dreifaktorielle	zweistufige Spaltanlage	[(AxB)/C]-BI
35	dreifaktorielle	zweistufige Spaltanlage	[A/(BxC)]-BI
36	dreifaktorielle	zweistufige Streifenanlage	[A+(BxC)]-BI
37	dreifaktorielle	Streifen-Spaltanlage	[A+(B/C)]-BI
38	dreifaktorielle	Spalt-Streifenanlage	[(A+B)/C]-BI
39	dreifaktorielle	Spalt-Streifenanlage	[A/(B+C)]-BI

Die Bezeichnung der Macros beinhaltet diesen Schlüssel. Die nächsten Abschnitte veranschaulichen das.

7.3 Macros für die Konstruktion der Lagepläne

Die Konstruktion der Lagepläne basiert auf der SAS-Prozedur PLAN. Der Aufruf der Macros ist, wenn die im Abschnitt 5.1 dargelegten Einstellungen vorgenommen wurden, einfach: `%P<VA>;`.

Damit ist zwar das Modell der Versuchsanlage eindeutig festgelegt, aber nicht der Umfang für den entsprechenden Lageplan. Es soll beispielhaft der Lageplan für eine zweifaktorielle Spaltanlage (A/B)-Bl, d.h. $\langle VA \rangle = 23$, konstruiert werden. Die Anzahl der Stufen des Faktors A sei 3, die des Faktors B 5 und die Anzahl der Blocks sei 4. Dann sind notwendiger Weise Macrovariablen zu definieren. Die Macrovariablen für die Anzahl der Stufen der Faktoren heißen aa, bb und cc und für die Wiederholungen/Blocks rr. Zusätzlich sind die entsprechenden Produkte als Macrovariable mit den Bezeichnungen axb, axc, bxc und axbxc bereit zu stellen.

Mit folgender Befehlsfolge wird für den gewählten Umfang ein Lageplan für die zweifaktorielle Spaltanlage (A/B)-Bl konstruiert:

```
%LET aa = 3;
%LET bb = 5;
%LET axb = 15;
%LET rr = 4;
%P23;
```

Der randomisierte Lageplan wird ins Output-Fenster geschrieben.

Die Tab. 6 zeigt für die ein-, zwei- und dreifaktoriellen Versuchsanlagen die notwendige Befehlsfolge.

Tabelle 6: Befehlsfolge für die Konstruktion randomisierter Lagepläne

einfaktorielle Versuchsanlagen	zweifaktorielle Versuchsanlagen	dreifaktorielle Versuchsanlagen
%LET aa = ; %LET rr = ;	%LET aa = ; %LET bb = ; %LET axb = ; %LET rr = ;	%LET aa = ; %LET bb = ; %LET cc = ; %LET axb = ; %LET axc = ; %LET bxc = ; %LET axbxc = ; %LET rr = ;

```
%P<VA>;
```

7.4 Macros für die Berechnung der Genauigkeits- und Sicherheitskenngrößen

Der erste Schritt ist, aus den Varianzen die MQ-Werte zu berechnen. Deren Berechnung hängt vom Modell der Versuchsanlage und von den zu vergleichenden Mittelwerte ab. Die Angabe der zu vergleichenden Mittelwerte ($\langle Vgl \rangle$) lautet

```
<Vgl> : - im einfaktoriellen Fall,
<Vgl> : a | b im zweifaktoriellen Fall,
<Vgl> : a | b | c | ab | ac | bc im dreifaktoriellen Fall.
```

Zu beachten ist, dass in dreifaktoriellen Anlagen Zielgrößen für die Dunnett-Prozedur nur für die Vergleiche der Mittelwerte der Hauptwirkungen (A-, B- und C-Mittelwerte) berechnet werden können.

Der Macroaufruf ist:

für den einfaktoriellen Fall `%Mc_MQ <VA> ;`
 für den zwei- und dreifaktoriellen Fall `%Mc_MQ <VA> <Vgl> ;`

Es können vier Zielgrößen, das Risiko 1. Art α , das Risiko 2. Art β , die Mindestdifferenz d und die notwendige Anzahl der Wiederholungen r berechnet werden. Die Bezeichnung der Macros für deren Berechnung beginnt mit der Benennung der Zielgröße

<Zielgröße> : alpha | beta | d | r .

Da die Berechnung vom gewählten Test abhängt, ist auch ein Hinweis darauf notwendig

<G_Test> : dun | ttt | tuk ,

wobei *dun* für die ein- oder zweiseitige Dunnett-Prozedur, *ttt* für den multiplen t-Test und *tuk* für die Tukey-Prozedur stehen. Die Entscheidung bei der Dunnett-Prozedur für die ein- oder zweiseitige Fragestellung beinhaltet die Macrovariable *duntest* (*DUNNETT1* für ein- und *DUNNETT2* für zweiseitig). Nun fehlt für zwei- und dreifaktorielle Versuchsanlagen noch der Hinweis auf die zu vergleichenden Mittelwerte (**<Vgl>**). Der Aufruf eines Macros für die Berechnung einer Zielgröße lautet:

`%<Zielgröße> <G_Test> <VA> <Vgl> ; .`

So erfolgt beispielsweise die Berechnung der Mindestdifferenz d bei einer zweifaktoriellen Spaltanlage (A/B)-Bl für den Vergleich der A-Mittelwerte mit Hilfe der Tukey-Prozedur mit Hilfe des Macroaufrufe

```
%Mc_MQ23a ;
%dtuk23a ;
```

Erforderlich ist noch die Bereitstellung der Macrovariablen. Das ist von der Anzahl der Faktoren und vom Modell abhängig. Bis auf die Macrovariablen der Varianzen sind die Macrovariablen in Tab. 7 aufgeführt. Die der Varianzen stehen in Tab. 8.

Tabelle 7: Die für die Berechnung der Zielgrößen notwendigen Macrovariablen und die Bezeichnung der Macrovariablen der Ergebnisse

Zielgröße	Macrovariable	
	zur Berechnung notwendig	Ergebnis
α	aa, bb, cc, rr (s.o.) rk : Gesamtanzahl der Wiederholungen des Standards (nur bei Dunett-Prozedur) xx : Anzahl der zu vergleichenden Mittelwerte – 1 dd : Mindestdifferenz beta : obere Schranke des Risikos 2. Art	alphaErg
β	aa, bb, cc, rr (s.o.) rk : Gesamtanzahl der Wiederholungen des Standards (nur bei Dunett-Prozedur) xx : Anzahl der zu vergleichenden Mittelwerte – 1 dd : Mindestdifferenz alpha : obere Schranke des Risikos 1. Art	betaErg

Zielgröße	Macrovariable	
	zur Berechnung notwendig	Ergebnis
d	aa, bb, cc, rr (s.o.) rk : Gesamtanzahl der Wiederholungen des Standards (nur bei Dunett-Prozedur) xx : Anzahl der zu vergleichenden Mittelwerte - 1 alpha : obere Schranke des Risikos 1. Art beta : obere Schranke des Risikos 2. Art	dErg
r	aa, bb, cc (s.o.) xx : Anzahl der zu vergleichenden Mittelwerte - 1 dd : Mindestdifferenz alpha : obere Schranke des Risikos 1. Art beta : obere Schranke des Risikos 2. Art	rErg rErgS

Tabelle 8: Bezeichnung der Macrovariablen der Varianzen für die Berechnung der Zielgrößen

Versuchsanlage	Vergleich der Mittelwerte					
	A-	B-	C-	AB-	AC-	BC-
10 A-R	s2					
11 A-BI	s2					
12 A-LQ	s2					
20 (AxB)-R	s2ab	s2ab				
21 (AxB)-BI	s2ab	s2ab				
22 (AxB)-LQ	s2ab	s2ab				
23 (A/B)-BI	s2a s2ab	s2ab				
24 (A+B)-BI	s2a s2ab	s2b s2ab				
30 (AxBxC)-R	s2abc	s2abc	s2abc	s2abc	s2abc	s2abc
31 (AxBxC)-BI	s2abc	s2abc	s2abc	s2abc	s2abc	s2abc
32 (AxBxC)-LQ	s2abc	s2abc	s2abc	s2abc	s2abc	s2abc
33 (A/B/C)-BI	s2a s2ab s2abc	s2ab s2abc	s2abc	s2a s2ab s2abc	s2a s2ab s2abc	s2ab s2abc
34 [(AxB)/C]-BI	s2ab s2abc	s2ab s2abc	s2abc	s2ab s2abc	s2ab s2abc	s2ab s2abc
35 [A/(BxC)]-BI	s2a s2abc	s2abc	s2abc	s2a s2abc	s2a s2abc	s2abc
36 [A+(BxC)]-BI	s2a s2abc	s2bc s2abc	s2bc s2abc	s2a s2bc s2abc	s2a s2bc s2abc	s2bc s2abc
37 [A+(B/C)]-BI	s2a s2ab s2abc	s2b s2ab s2bc s2abc	s2bc s2abc	s2a s2b s2ab s2bc s2abc	s2a s2ab s2bc s2abc	s2b s2ab s2bc s2abc
38 [(A+B)/C]-BI	s2a s2ab s2abc	s2b s2ab s2abc	s2abc	s2a s2b s2ab s2abc	s2a s2ab s2abc	s2b s2ab s2abc
39 [A/(B+C)]-BI	s2a s2ab s2ac s2abc	s2ab	s2ac s2abc	s2a s2ab s2ac s2abc	s2a s2ab s2ac s2abc	s2ab s2ac s2abc

Am besten veranschaulicht sich der Macroaufruf für die Berechnung einer Zielgröße für Kenngrößen der Genauigkeit und der Sicherheit an einem Beispiel:

Für die dreifaktorielle Spaltanlage (A/B/C)-Bl soll bei gegebenen Größen $a = 3$, $b = 4$, $c = 2$, $r = 4$, $d = 1.21$, $s_{\text{Fehler } ab}^2 = 1.66$, $s_{\text{Fehler } abc}^2 = 2.42$ und einem Risiko 1. Art $\alpha \leq 0.05$ das Risiko 2. Art β für den Vergleich der BC-Mittelwerte mit Hilfe der Tukey-Prozedur berechnet werden.

Die SAS-Anweisungen dazu lauten:

```
%LET aa      = 3;
%LET bb      = 4;
%LET cc      = 2;
%LET axb     = 12;
%LET axc     = 6;
%LET bxc     = 8;
%LET axbxc   = 24;
%LET rr      = 4;
%LET dd      = 1.21;
%LET s2ab    = 1.66;
%LET s2abc   = 2.42;
%LET alpha   = 0.05;
%Mc_MQ33bc ;
%betaTuk33bc;
```

Das Ergebnis steht in der Macrovariablen betaErg (s. Tab. 7). Das sich anzusehen, realisiert das kleine Programm:

```
DATA erg;
  beta = &betaErg;
PROC PRINT NOOBS;
  VAR beta;
RUN;
```

beta
0.2499

7.5 Macros für die Auswertung eines Einzelversuchs

Die Datei mit dem auszuwertenden Merkmal muss eine SAS-Datei daten sein, in der

- die Bezeichnung der Faktoren A, B und C (Großbuchstaben) als Zeichenkettenvariablen ist,
- die Variable für die Blocks mit Block benannt ist,
- eine Variable für die Wiederholungen bei den vollständig randomisierten Anlagen nicht vorhanden sein muss,
- das auszuwertende Merkmal mit Merkmal bezeichnet ist.

Die Macrovariablen test1 ... test4 steuern die einzelnen Testverfahren. Sie sollten den Wert 0 haben, wenn der Test nicht und 1, wenn der Test durchgeführt werden soll (Tab. 9).

Tabelle 9: Inhalt der Macrovariablen für die Testverfahren

Testverfahren	multipler t-Test	Bonferroni-Test	Tukey-Prozedur	Dunnnett-Prozedur
Macrovariable	test1 = 1	test2 = 1	test3 = 1	test4 = 1

Zuerst sollte aber das Macro zur Überprüfung der Balanziertheit aufgerufen werden (Tab. 10).

Tabelle 10: Macroaufruf für die Überprüfung der Balanziertheit

	einfaktorielle Anlagen	zweifaktorielle Anlagen	dreifaktorielle Anlagen
Macroaufruf	%Balance1	%Balance2	%Balance3

Ob die gewählten Testverfahren ausgeführt werden, hängt vom Grad der Unbalanziertheit ab. Die Macrovariable, die die entsprechende Information enthält, ist `balance`.

Um die t-Tests zur Bezugsbasis, das Testen von linearen Kontrasten mit Hilfe von t-Tests, zu realisieren, muss die SAS-Datei bzw. müssen die SAS-Dateien `bb_a`, `bb_b` und `bb_c` angelegt sein. Sie enthalten ausschließlich die Stufen des Faktors der Bezugsbasis. Diese Variable ist von der Länge 20 und mit dem Faktor benannt, für den sie Bezugsbasis ist (A, B oder C). Tab. 11 listet die Datei- und Variablenamen auf.

Tabelle 11: SAS-Dateien und Variable für die t-Tests zur Bezugsbasis

	SAS-Datei	Variable
Bezugsbasis A	<code>bb_a</code>	A
Bezugsbasis B	<code>bb_b</code>	B
Bezugsbasis C	<code>bb_c</code>	C

Gleiches gilt für die Festlegung des Standards/Kontrolle für die Dunnett-Prozedur. Der Unterschied ist der, dass die SAS-Dateien `ss_a`, `ss_b` und `ss_c` heißen müssen.

Der Macroaufruf ist abhängig davon, ob die Blocks fix oder zufällig sein sollen:

<Blockszf> : `fix` | `zuf`,

Mit **<VA>** (s. Tab. 5) lauten der entsprechende Macroaufrufe

- für multiplen t-Test, Bonferroni-Test oder Tukey-Prozedur, nur einmal mit Ausgabe der Varianztabelle der fixen Effekte sowie der Schätzwerten der Varianzkomponenten zufälliger Effekte und der Fehler
%Ba1TK1 <Blockszf> <VA> ;
- für die t-Tests zur Bezugsbasis
%Ba1TTB <Blockszf> <VA> ;
- für die Dunnett-Prozedur
%Ba1DUN <Blockszf> <VA> ;

Die im Macroaufruf enthaltene Zeichenfolge **,Ba1'** steht für balanzierte bzw. gering unbalanzierte Daten, d.h. `balance = 0` bzw. `1`.

Soll **nur** t-Test mit Bezugsbasis oder Dunnett-Prozedur gerechnet werden, **müssen** die Macrovariablen für die Stufen der Faktoren und deren Kombinationen definiert werden. Das kann man sich sparen, wenn zusätzlich einer der Tests multipler t-Test, Bonferroni-Test oder Tukey-Prozedur gerechnet wird, d.h. `%Ba1TK1 <Blockszf> <VA>` aufgerufen werden muss.

Die Durchführung von Mittelwertvergleichen wird an einem Beispiel demonstriert.

Ausgewertet werden soll die SAS-Datei `versuch0815`, die im Ordner `D:\Versuchsdaten` steht. Sie hat die Variablen `FaktorA`, `FaktorB`, `Blocks`, `Var1` und `Var2`. Die Abb. 8 zeigt die Datenstruktur. Das Modell der Versuchsanlage sei eine zweifaktorielle Spaltanlage (A/B)-Bl, d.h. `<VA> = 23` (s. Tab. 5). Die Variablen `FaktorA` und `FaktorB` sind Zeichenkettenvariablen (!).

Die Blocks seien zufällig. Ausgewertet werden soll nur Var2 mit Hilfe der Tukey-Prozedur und des t-Tests zur Bezugsbasis. Die Bezugsbasis für den Faktor A sollen die Stufen Stufe2 und Stufe6 sein. Das Signifikanzniveau wird mit $\alpha = 0.05$ festgesetzt.

	FaktorA	FaktorB	Blocks	Var1	Var2
1	Stufe1	Beh1	1	99	63
2	Stufe1	Beh1	2	99	63
3	Stufe1	Beh1	3	99	57
4	Stufe1	Beh1	4	99	68
5	Stufe1	Beh1	5	99	60
6	Stufe1	Beh1	6	99	66
7	Stufe1	Beh2	1	99	50
8	Stufe1	Beh2	2	99	57
9	Stufe1	Beh2	3	99	63
10	Stufe1	Beh2	4	99	63
11	Stufe1	Beh2	5	99	64
12	Stufe1	Beh2	6	99	66
13	Stufe1	Beh3	1	99	56
14	Stufe1	Beh3	2	99	50

Abb. 8: Struktur der SAS-Datei Versuch0815

Das SAS-Programm für die Realisierung dieser Aufgabenstellung lautet

```
LIBNAME bib 'D:\Versuchsdaten';

DATA daten;                                * muss daten heißen!;
  SET bib.versuch0815;
  RENAME FaktorA = A;                       * A als Großbuchstabe ;
  RENAME FaktorB = B;                       * B als Großbuchstabe ;
  RENAME Blocks  = Block;
  RENAME Var2    = Merkmal;
RUN;

DATA bb_a;
  LENGTH A $ 20;
  A = 'Stufe2' ; OUTPUT;                    * A als Großbuchstabe ;
  A = 'Stufe6' ; OUTPUT;
RUN;

* Obwohl nur der Vergleich der A-Mittelwerte zur Bezugsbasis A (BB_A) ;
* in der Aufgabenstellung vorgesehen ist, muss zur Vermeidung von ;
* Fehlern auch eine Stufe des Faktors B als Bezugsbasis B (BB_B) ;
* definiert werden. ;

DATA bb_b;
  LENGTH B $ 20;
  B = 'Beh1' ; OUTPUT;                      * B als Großbuchstabe ;
RUN;

%LET test1 = 0;
%LET test2 = 0;
%LET test3 = 1;                            * für Tukey-Prozedur ;
%LET test4 = 0;
%LET alpha = 0.05;

%Balance2 ;

* Definition und Aufruf des nachfolgenden Macros sind notwendig, ;
* um die Macrovariable balance abzufragen. ;
```

} notwendige
Umbezeichnung

```

%MACRO AUFRUF;
  %IF &balance <= 1 %THEN
    %DO;
      %Ba1TK1zuf23 ;
      %Ba1TTBzuf23 ;
    %END;
  %ELSE %PUT "Derzeit ist keine Auswertung über FELD_VA II möglich.";
%MEND;

%AUFRUF;

```

Die Mittelwerte (LsMeans), die Varianztabelle und die Testergebnisse werden ins Output-Fenster geschrieben.

Natürlich ist es auch möglich, die Box-Plots für das in der SAS-Datei daten enthaltenen Merkmal zeichnen zu lassen. Dazu sind dann aber eine Reihe notwendiger Belegungen von Macrovariablen vorzunehmen. Das kann wegen der Behandlung der Zeichenketten in SAS **nur** mit Hilfe von call symput – Aufrufen (nicht %LET) erfolgen, die für obiges Beispiel lauten könnten:

```

DATA _null_;
  ordner = 'D:\Versuchsdaten';
  verbalM = 'Ertrag in kg_ha';          * keine Sonderzeichen! 10 ;
  verbalA = 'Sorten';
  verbalB = 'Behandlungen';
  call symput ('OUTOrdner',ordner);    * OUTOrdner ohne Vor- oder Nach-Leerzeichen! ;
  call symput ('VMERK',verbalM);      * VMERK ohne Vor- oder Nach-Leerzeichen! ;
  call symput ('FAKTORA',verbalA);    * FAKTORA ;
  call symput ('FAKTORB',verbalB);    * FAKTORB ;
RUN;

```

Hinweis: Die Beachtung, dass in der verbalen Merkmalsbeschreibung keine Sonderzeichen auftreten dürfen, gilt für Nutzung der Macros von FELD_VA II ohne die grafische Oberfläche. Ansonsten werden gebräuchliche Sonderzeichen abgefragt und in der Regel durch '_' ersetzt.

Sollen die Box-Plots für das Merkmal ohne die Oberfläche von FELD_VA II gezeichnet werden, so muss vorher immer ein Macroaufruf

```
%Ba1TK1 <Blockszf> <VA>
```

vorgenommen werden. Das ist z.B. bei zwei- und dreifaktoriellen Anlagen auch für das Feststellen signifikanter Wechselwirkungen notwendig. Der dann folgende Macroaufruf für die Grafik ist

```

%McBP1 ;      für einfaktorische Versuchsanlagen,
%McBP21 ;     für zweifaktorielle Versuchsanlagen
               [wenn erforderlich unter Berücksichtigung signifikanter Wechselwirkung(en)],
%McBP22 ;     für zweifaktorielle Versuchsanlagen
               [jeweils nur auf gleicher Faktorstufe des anderen Faktors],
%McBP3 ;      für dreifaktorielle Versuchsanlagen.

```

Die entsprechenden EMF-Dateien (s. Kap. 4.4) werden unter Verwendung der verbalen Merkmalsbezeichnung im festgelegten Ordner abgelegt.

¹⁰ in FELD_VA II werden eine Reihe von Sonderzeichen ersetzt, was an dieser Stelle von Hand erfolgen muss

Abbildungsverzeichnis

1: FELD_VA, Eröffnungsbildschirm	8	6: Beispiel für den Druck des Ergebnisses	50
2: EMF-Grafik der Box-Plots	42	7a: Icon für den Inhalt einer SAS-Datei	52
3: EMF-Grafik im Modus „Grafik bearbeiten“	43	7b: Icon für den Inhalt einer Text-Datei	52
4: Eröffnungsbildschirm von FELD_VA II	47	8: Struktur der SAS-Datei Versuch0815	75
5: Informationen zur zweifaktoriellen Spaltanlage (A/B) – Bl	49		

Tabellenverzeichnis

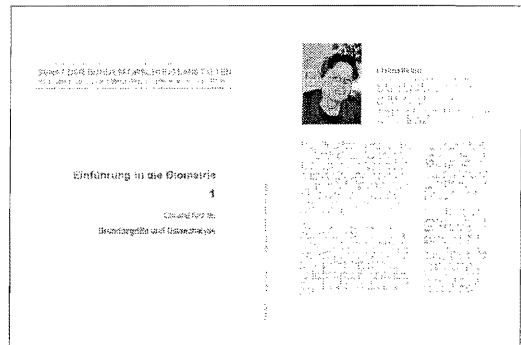
1: Berechnung der Mindestdifferenz d für den Vergleich von B-Mittelwerten, Versuchsanlage: (A/B) - Bl	23	7: Die für die Berechnung der Zielgrößen notwendigen Macrovariablen und die Bezeichnung der Macrovariablen der Ergebnisse	71
2: Berechnung der Mindestdifferenz d unter Berücksichtigung der Tukey-Prozedur	24	8: Bezeichnung der Macrovariablen der Varianzen für die Berechnung der Zielgrößen	72
3: Berechnung der MQ-Werte aus den Fehler-Varianzen	31	9: Inhalt der Macrovariablen für die Testverfahren	73
4: Sinnvolle Mittelwertvergleiche bei signifikanten Wechselwirkungen	36	10: Macroaufruf für die Überprüfung der Balanziertheit	74
5: Schlüssel der Modelle der Versuchsanlagen <VA>	69	11: SAS-Dateien und Variable für die t-Tests zur Bezugsbasis	74
6: Befehlsfolge für die Konstruktion randomisierter Lagepläne	70		

Einführung in die Biometrie

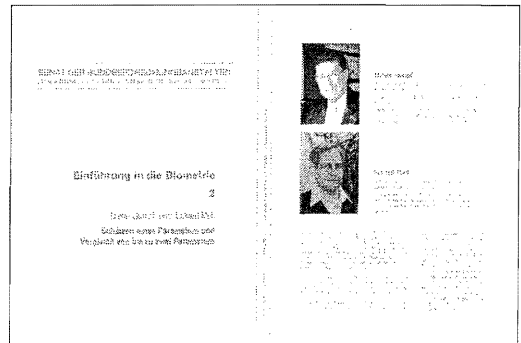
Dem Rechnung tragend, dass Biometrie-Kenntnisse und selbst biometrische Grundkenntnisse unzureichend sind bzw. fehlen, wurde im Auftrag des Senats der Bundesforschungsanstalten im Geschäftsbereich des Bundesministeriums für Ernährung, Landwirtschaft und Verbraucherschutz eine vom Ministerium finanzierte 4 Hefte umfassende Reihe „Einführung in die Biometrie“ herausgegeben.

MOLL, E., GRÖGER, J., LIESEBACH, M., RUDOLPH, P. E., STAUBER, Th., ZILLER, M. (Hrsg.) (2004):
Einführung in die Biometrie, ISBN (alle 4 Bände) 3-930037-14-9

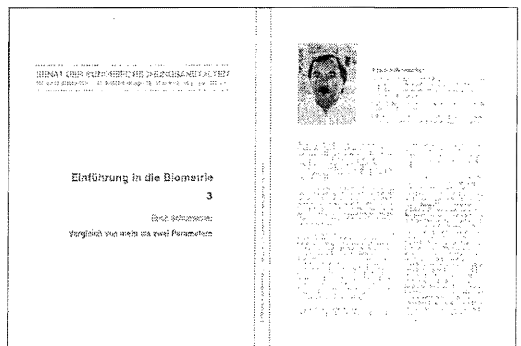
Bd.1: RICHTER, Ch.:
Grundbegriffe und Datenanalyse
160 S.
ISBN 3-930037-15-7



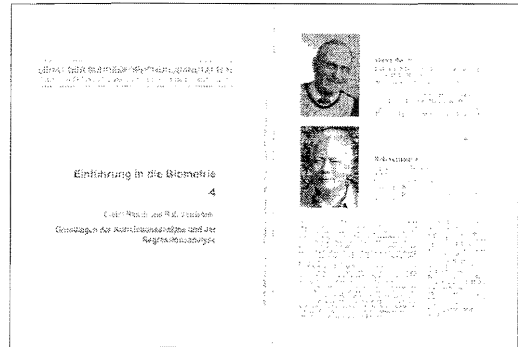
Bd.2: SUMPF, D. und MOLL, E.:
Schätzen eines Parameters und Vergleich
von bis zu zwei Parametern
134 S.
ISBN 3-930037-16-5



Bd.3: SCHUMACHER, E.:
Vergleich von mehr als zwei Parametern
184 S.
ISBN 3-930037-17-3



Bd.4: RASCH, D. und VERDOOREN, R.:
Grundlagen der Korrelationsanalyse und
der Regressionsanalyse
151 S.
ISBN 3-930037-18-1



Als Autoren konnten erfahrene Biometer gewonnen werden. Der Erfolg dieser Hefte liegt auch darin, dass Wissen beispielsorientiert vermittelt wird und es trotz verschiedener Autoren zwischen den thematisch abgegrenzten Heften zu keinen Brüchen kommt. Diese Hefte sind zum Selbststudium gut geeignet. Software-seitig wird auf SAS und zusätzlich zur Modellwahl und Versuchsplanung auf CADEMO orientiert.

Beispielsdaten und SAS-Programme können von der Website

<http://biometrie.bfh-inst2.de/> → Heftreihe Einführung i.d.Biometrie

herunter geladen werden.

Mitarbeiter aus dem Geschäftsbereich des Bundesministeriums für Ernährung, Landwirtschaft und Verbraucherschutz erhalten diese Hefte über ihren Biometriebeauftragten.

Der Vertrieb außerhalb des Geschäftsbereichs des Bundesministeriums erfolgt ausschließlich über den Saphir Verlag (www.saphirverlag.de), Gutsstraße 15, 38551 Ribbesbüttel. Für einen Einzelband wurde ein Preis von 7 € und für einen Satz (Heft 1 bis 4) ein Preis von 25 € festgelegt, jeweils zuzüglich Mehrwertsteuer und Versandkosten.

Berichte aus der Biologischen Bundesanstalt für Land- und Forstwirtschaft
erscheinen seit 1995 in zwangloser Folge.

- Heft 111, 2002: EU-Beurteilungsbericht Iprovalicarb. Rechtliche Regelungen der Europäischen Union zu Pflanzenschutzmitteln und deren Wirkstoffen. Band D 36.
Bearbeitet von Herbert Köpp und Susanne Schaper, getr. Zählung.
- Heft 112, 2002: EU-Beurteilungsbericht Prosulfuron. Rechtliche Regelungen der Europäischen Union zu Pflanzenschutzmitteln und deren Wirkstoffen. Band D 37.
Bearbeitet von Dr. Henning Bruno und Susanne Schaper, getr. Zählung.
- Heft 113, 2002: EU-Beurteilungsbericht Pymetrozin. Rechtliche Regelungen der Europäischen Union zu Pflanzenschutzmitteln und deren Wirkstoffen. Band D 38.
Bearbeitet von Dr. Martina Erdtmann-Vourliotis, Dr. Axel Wilkening und Susanne Schaper, getr. Zählung.
- Heft 114, 2002: EU-Beurteilungsbericht Pyraflufen-ethyl. Rechtliche Regelungen der Europäischen Union zu Pflanzenschutzmitteln und deren Wirkstoffen. Band D 39.
Bearbeitet von Dr. Henning Bruno und Susanne Schaper, getr. Zählung.
- Heft 115, 2002: EU-Beurteilungsbericht Sulfosulfuron. Rechtliche Regelungen der Europäischen Union zu Pflanzenschutzmitteln und deren Wirkstoffen. Band D 40.
Bearbeitet von Dr. Henning Bruno und Susanne Schaper, getr. Zählung.
- Heft 116, 2002: Liste der zugelassenen Pflanzenschutzmittel (Stand: 1. Juli 2002).
Bearbeitet von Andreas Spinti, 78 S.
- Heft 117, 2002: Fachgespräch „Anwendungsbestimmungen für Pflanzenschutzmittel zum Schutz von aquatischen und terrestrischen Biozönosen (Flora und Fauna) in der Praxis – ein Erfahrungsaustausch“.
Bearbeitet von Dr. Rolf Forster, 68 S.
- Heft 118, 2003: Pflanzenschutz im ökologischen Landbau – Probleme und Lösungsansätze.
Siebtes Fachgespräch am 6. Juni 2002 in Berlin-Dahlem. Alternativen zur Anwendung von Kupfer als Pflanzenschutzmittel. Forschungsstand und neue Lösungsansätze.
Bearbeitet von PD Dr. habil. Stefan Kühne und Britta Friedrich, 69 S.
- Heft 119, 2003: Workshop Datenmanagement. Herausgegeben von Dr. Eckard Moll und Thomas Stauber, 63 S.
- Heft 120, 2003: Lesefassungen von Pflanzenschutzgesetz und Pflanzenschutzmittelverordnung.
Bearbeitet von Dr. Garnet Marlen Kroos, 46 S.
- Heft 121, 2003: Untersuchungsmethoden für pflanzenparasitäre Nematodenarten, die in Deutschland von Rechtsvorschriften betroffen sind. Dr. Peter Knuth, Dr. Gerhard Lauenstein, Dr. Ulrike Ipach, Dr. Helen Braasch und Dr. Joachim Müller, 48 S.
- Heft 122, 2003: NEPTUN 2001 – Erhebung von Daten zum tatsächlichen Einsatz chemischer Pflanzenschutzmittel im Obstbau, im Hopfen und in Erdbeeren. Dr. Dietmar Roßberg, 24 S., Anhang.
- Heft 123, 2003: Pflanzenschutz im ökologischen Landbau – Probleme und Lösungsansätze.
Neuntes Fachgespräch am 22. Mai 2003 in Kleinmachnow. Zur Anwendung von Schwefel als Pflanzenschutzmittel. Praxiseinsatz, Nebenwirkungen und Zulassung.
Bearbeitet von PD Dr. habil. Stefan Kühne und Britta Friedrich, 44 S.
- Heft 124, 2004: NEPTUN 2003 – Erhebung der tatsächlichen Pflanzenschutzmittel-Anwendungen im Weinbau.
Dr. Dietmar Roßberg, 18 S., Anhang.
- Heft 125, 2005: Anleitung zur Durchführung eines chemisch-biologischen Monitoring von Pflanzenschutzmitteln in Gewässern der Agrarlandschaft. Bearbeitet von Prof. Dr. Wilfried Pestemer, Dr. Angelika Süß, Dr. Gabriela Bischoff, Dr. Axel C. W. Mueller und Dr. Matthias Stähler, 43 S.
- Heft 126, 2005: Pflanzenschutz im ökologischen Landbau – Probleme und Lösungsansätze.
Zehntes Fachgespräch am 22. Februar 2005 in Kleinmachnow. Erstellung einer Datenbank über Pflanzenstärkungsmittel für das Internet. Bearbeitet von PD Dr. habil. Stefan Kühne und Britta Friedrich, 38 S.
- Heft 127, 2005: Instructions for the Implementation of Chemical-Biological Monitoring Programs for Plant Protection Products in Agricultural Landscape Surface Waters. Bearbeitet von Prof. Dr. Wilfried Pestemer, Dr. Angelika Süß, Dr. Gabriela Bischoff, Dr. Axel C. W. Mueller und Dr. Matthias Stähler, 41 S.
- Heft 128, 2005: 1st International Symposium on Biological Control of Bacterial Diseases, Darmstadt, Germany, 23rd – 26th October 2005. Darmstadt University of Technology; Federal Biological Research Centre for Agriculture and Forestry - Institute for Biological Control in Darmstadt, 81 S.
- Heft 129, 2006: NEPTUN 2004 Obstbau – Erhebung von Daten zur Anwendung chemischer Pflanzenschutzmittel.
Dr. Dietmar Roßberg, 29 S., Anhang.