Eckard Moll
Julius Kühn-Institut
Zentrale Datenverarbeitung

Die Version 2 von FELD_VA II und Bemerkungen zur Serienanalyse

Version 2 of FELD_VA II and remarks on analysis of series of experiments

Berichte aus dem Julius Kühn-Institut

160

Julius Kühn-Institut
Bundesforschungsinstitut für Kulturpflanzen

Kontaktadresse
Dr. Eckard Moll
Julius Kühn-Institut (JKI) – Bundesforschungsinstitut für Kulturpflanzen
Zentrale Datenverarbeitung
Stahnsdorfer Damm 81
14532 Kleinmachnow

Telefon +49 (0)33203 48-0
Telefax +49 (0)33203 48-425

Der Forschungsbereich des Bundesministeriums für Ernährung, Landwirtschaft und Verbraucherschutz (BMELV) hat seit dem 1. Januar 2008 eine neue Struktur.
Die Biologische Bundesanstalt für Land- und Forstwirtschaft (BBA), die Bundesanstalt für Züchtungsforschung an Kulturpflanzen (BAZ) sowie zwei Institute der Bundesforschungsanstalt für Landwirtschaft (FAL) wurden zum Julius Kühn-Institut - Bundesforschungsinstitut für Kulturpflanzen zusammengeschlossen. Das Johann Heinrich von Thünen-Institut (vTI) wurde aus der Bundesforschungsanstalt für Fischerei, der Bundesforschungsanstalt für Forst- und Holzwirtschaft und aus Teilen der Bundesforschungsanstalt für Landwirtschaft errichtet.

The research branch of the Federal Ministry of Food, Agriculture and Consumer Protection (BMELV) has been reorganized. The former Biological Research Centre for Agriculture and Forestry (BBA) has been merged with other institutions. The newly established Julius Kühn-Institut (JKI), Federal Research Centre for Cultivated Plants, is working on plant protection, plant breeding, crop and soil science. The Johann Heinrich von Thünen-Institut (vTI) was created from the German Federal Research Centre for Fisheries, the German Federal Research Centre for Forestry and Forest Products and part of the German Federal Agricultural Research Centre.

Wir unterstützen den offenen Zugang zu wissenschaftlichem Wissen.
Die Berichte aus dem Julius Kühn-Institut erscheinen daher als OPEN ACCESS-Zeitschrift.
Alle Ausgaben stehen kostenfrei im Internet zur Verfügung:
http://www.jki.bund.de Bereich Veröffentlichungen – Berichte.

We advocate open access to scientific knowledge. Reports from the Julius Kühn-Institut are therefore published as open access journal. All issues are available free of charge under http://www.jki.bund.de (see Publications – Reports).

Herausgeber / Editor
Julius Kühn-Institut, Bundesforschungsinstitut für Kulturpflanzen, Braunschweig, Deutschland
Julius Kühn-Institut, Federal Research Centre for Cultivated Plants, Braunschweig, Germany

Verlag
Eigenverlag

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

ISSN 1866-590X

Inhaltsverzeichnis

A FELD_VA II, Version 2

1 Änderungen in FELD_VA II, Version 2 gegenüber der Version 1

Zuvor: FELD_VA II, Version 1 ist uneingeschränkt einsetzbar.

Die Versuchsanalgen sind im Vergleich zu MOLL (2006) um die lateinischen Quadrate erweitert; das war schon in der Version 1.03 von FELD_VA II der Fall. Somit erfolgt zu folgenden Versuchsanlagen die Beschreibung, werden randomisierte Lagepläne erzeugt, werden die Größen der Genauigkeit und Sicherheit berechnet und wird ein Einzelversuch ausgewertet:

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

Die umfassendsten Änderungen der SAS/AF®-Anwendung FELD_VA II, Version 2 betreffen die Auswertung eines Einzelversuchs. Damit einher geht auch die Berücksichtigung der dort verwendeten multiplen Tests bei der Berechnung der Genauigkeits- und Sicherheitsgrößen. Die vorliegenden Darlegungen beziehen sich nur auf die Änderungen von Version 1 zu Version 2. Der Leistungsumfang von FELD_VA II ist beschrieben (MOLL 2006) und wird hier nicht wiederholt.

2 Auswertung eines Einzelversuchs

2.1 Daten-Format der Datendatei: Excel (∗.xls oder ∗.xlsx)

Für die Version 1 von FELD_VA II (MOLL 2006) gilt, dass die auszuwertenden Daten entweder in einer Text- oder SAS-Datei vorliegen. Neu für die Version 2 ist, dass die Daten auch in einer MS-Exceldatei bereit gestellt werden können. Die Datei ist auszuwählen oder einzutragen und das Tabellenblatt zu benennen (Abb. 1). In der ersten Zeile der MS-Exceldatei stehen die Spaltenbezeichnungen, die von SAS als Variablenbezeichnungen übernommen werden. Folglich **müssen** diese Bezeichnungen mit einem Buchstaben beginnen und dürfen keine Leer- oder Sonderzeichen haben; der Unterstrich _ ist erlaubt. Auf leere Zellen, Spalten und/oder Zeilen, die besonders durch das Löschen von Zeilen und Spalten entstehen, sollte geachtet werden. Sie gilt es möglichst zu vermeiden, weil alle leeren Zellen bei der Datenübernahme als fehlende Werte interpretiert werden.

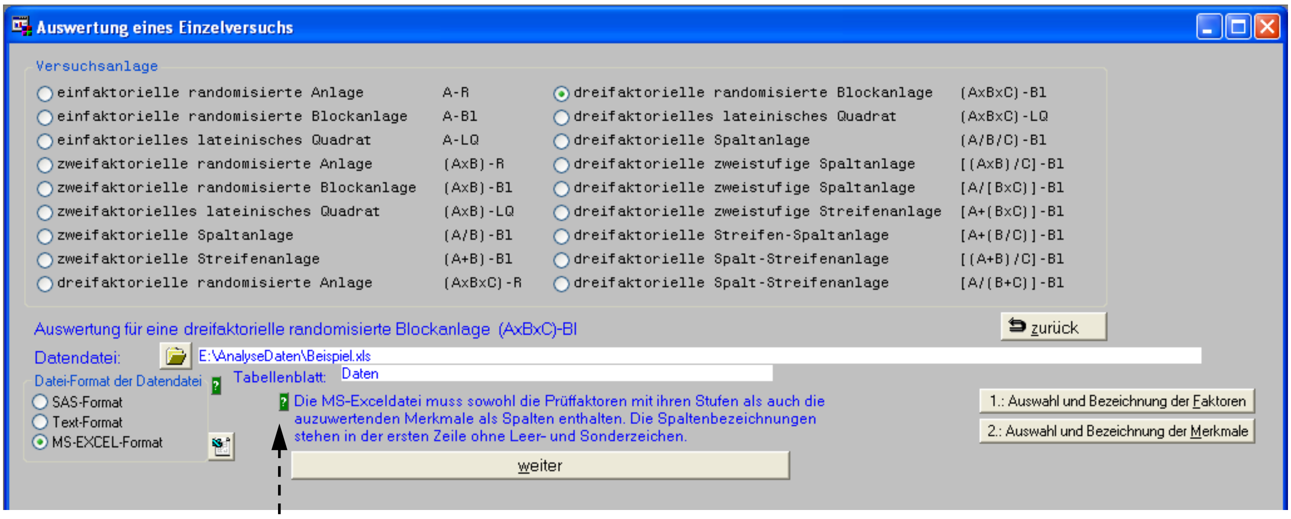


Abb. 1: Übernahme der Daten aus einem Tabellenblatt einer MS-Exceldatei

Die Hilfe liefert folgende Information (Abb. 2). Die dort aufgeführten Schritte sind einzuhalten.

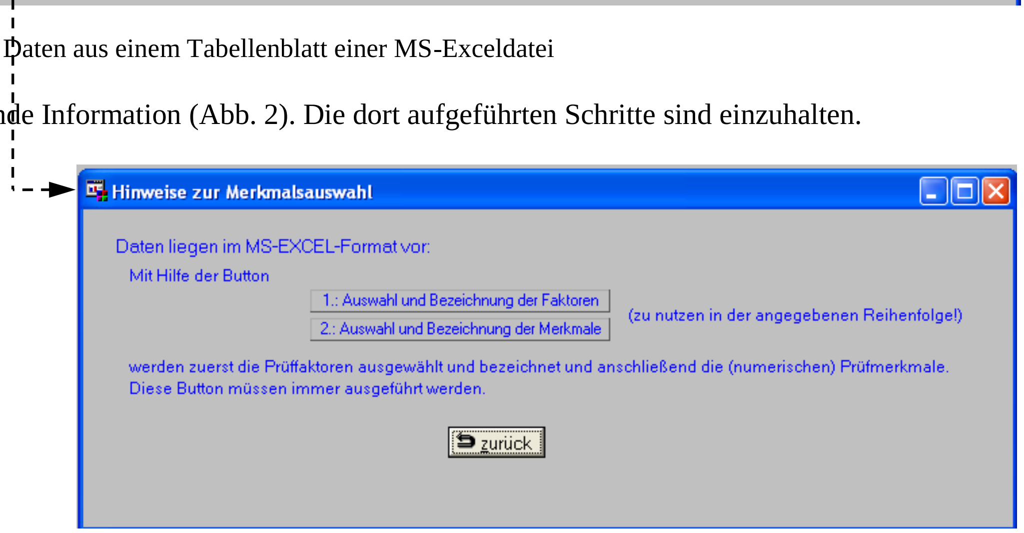
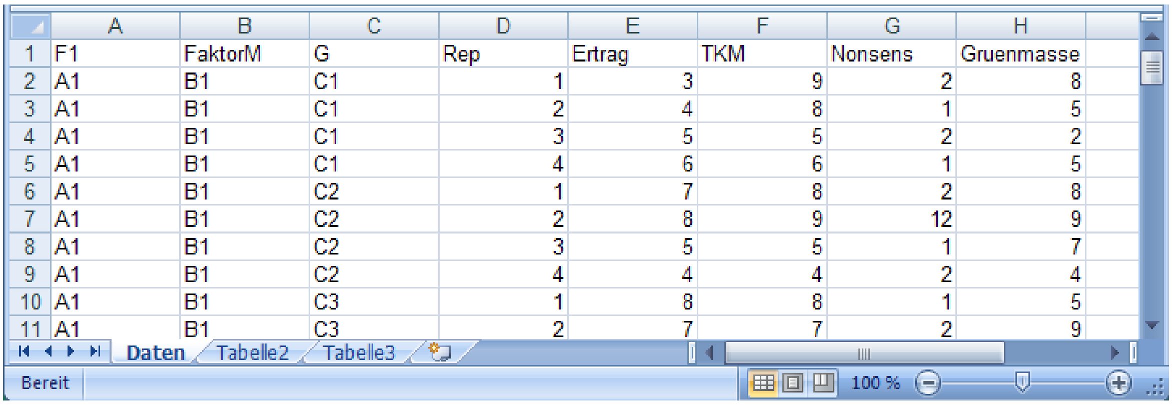


Abb. 2: Hilfe für Dateien im MS-Excel-Format

Der Inhalt des Tabellenblatts der MS-Exceldatei kann mit Hilfe des Icons  angezeigt werden.

Die Beispielsdatei hat zur Veranschaulichung folgende Spalten (Abb. 3), die als Variablen in eine SAS-Datei übernommen werden.



	A	B	C	D	E	F	G	H
1	F1	FaktorM	G	Rep	Ertrag	TKM	Nonsens	Gruenmasse
2	A1	B1	C1	1	3	9	2	8
3	A1	B1	C1	2	4	8	1	5
4	A1	B1	C1	3	5	5	2	2
5	A1	B1	C1	4	6	6	1	5
6	A1	B1	C2	1	7	8	2	8
7	A1	B1	C2	2	8	9	12	9
8	A1	B1	C2	3	5	5	1	7
9	A1	B1	C2	4	4	4	2	4
10	A1	B1	C3	1	8	8	1	5
11	A1	B1	C3	2	7	7	2	9

Abb. 3: Inhalt von Beispiel.xls

Der Datentyp ist in der Tab. 1 angegeben. In der SAS-Datei haben die Variablen die selben Label-Bezeichnungen wie die Bezeichnungen der Variablen.

Tab. 1: Variablenbezeichnungen und Datentypen

Variable	Type	Label
F1	Char	F1
FaktorM	Char	FaktorM
G	Char	G
Rep	Num	Rep
Ertrag	Num	Ertrag
TKM	Num	TKM
Nonsens	Num	Nonsens
Gruenmasse	Num	Gruenmasse

FELD_VA II verwendet die in Abb. 1 aufgeführten Versuchsanlagen. Deshalb ist die Zuordnung der Variablen zu den Faktoren A, B und C zwingend notwendig. Das passiert mit Hilfe des Schalters 1.: Auswahl und Bezeichnung der Faktoren .

Im ersten Schritt werden die Variablen den Faktoren zugeordnet (Abb. 4). Für z.B. eine dreifaktorielle Blockanlage (AxBxC) - Bl sind das die Prüffaktoren A, B und C sowie die Blocks (Abb. 4). Mit weiter wird dann den Prüffaktoren eine verbale Beschreibung mitgegeben (Abb. 5).

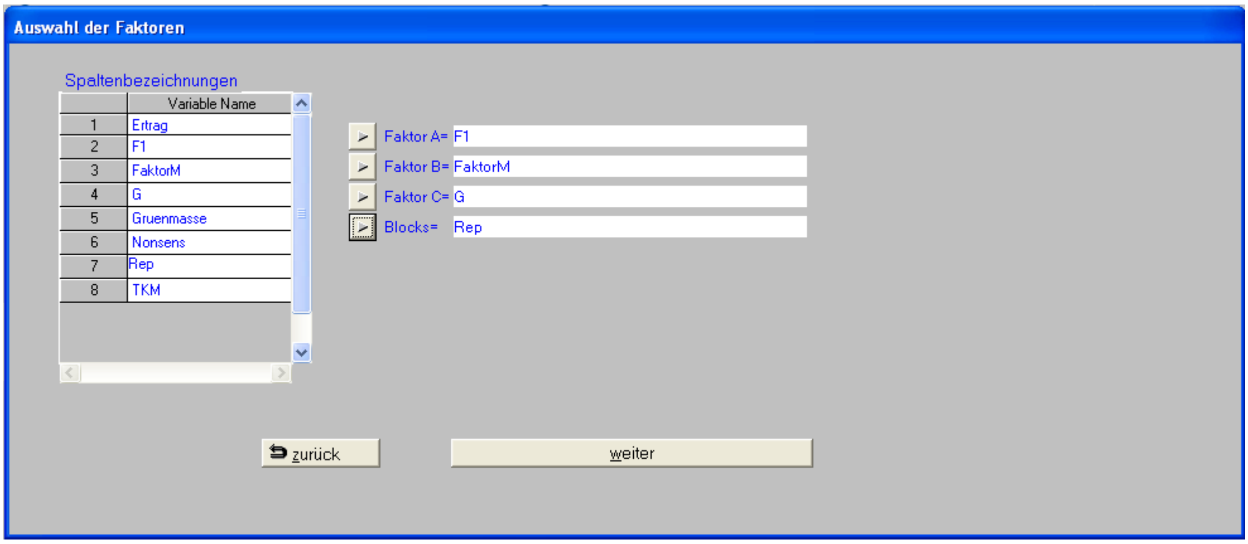


Abb. 4: Zuordnung der Variablen zu den Faktoren

Abb. 5: Beschreibung der Prüffaktoren

Mit Hilfe des weiteren Schalters 2.: Auswahl und Bezeichnung der Merkmale werden aus den verbliebenen numerischen Variablen (*es dürfen allerdings nicht mehr als 20 sein – ggf. vom Tabellenblatt eine reduzierte Kopie anlegen*) die auszuwertenden Prüfmerkmale festgelegt (Abb. 6). Für diese Merkmale können Beschreibungen vorgenommen werden. Es sollte darauf geachtet werden, dass die Beschreibungen nicht zu lang werden und ähnliche Merkmale sich bereits in den ersten 10 Zeichen unterscheiden. Das ist deshalb wichtig, weil aus den ersten Teilen der Merkmalsbezeichnungen Bezeichnungen der Tabellenblätter für die MS-Exceldatei gebildet werden. Diese Datei wird „automatisch" angelegt (s. Kap. 2.3).

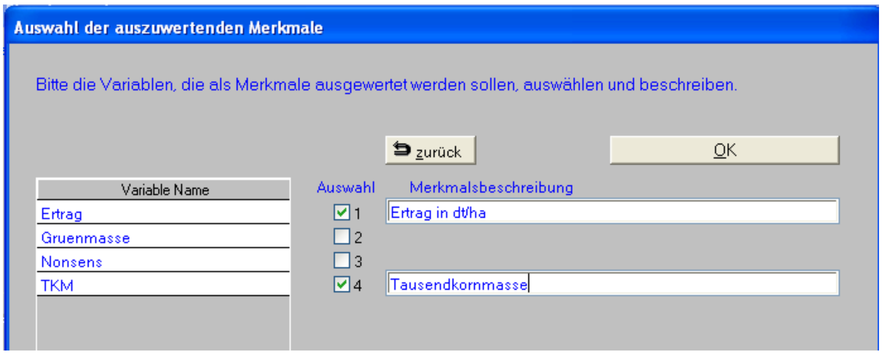


Abb. 6:
Auswahl der Prüfmerkmale

Als Ergebnis dieser Auswahlen erhalten die Variablen der MS-Exceldatei Zuordnungen als Faktor gemäß der Versuchsanlage oder als auszuwertendes Prüfmerkmal mit zusätzlicher Bezeichnung, die bei der Analyse ebenfalls mit ausgegeben wird. Sind Faktoren bei der Übernahme aus der MS-Exceldatei numerisch, werden sie im Zuge dieser Auswahl zu Zeichenkettenvariablen umgewandelt, ohne dass der Anwender darauf Einfluss nehmen muss. Die Tab. 2 zeigt das Ergebnis für die SAS-Datei.

Tab. 2: Variablenbezeichnungen, -zuordnungen und Datentypen in der SAS-Datei für die Analyse

Variable	Type	Label	Faktor	Merkmal	verbale Bezeichnung
A	Char	F1	♦		Bodenbearbeitung
B	Char	FaktorM	♦		Beregnung
C	Char	G	♦		Herbizideinsatz
Block	Char		♦		
VAR1	Num	Ertrag		♦	Ertrag in dt/ha
VAR2	Num	Gruenmasse			
VAR3	Num	Nonsens			
VAR4	Num	TKM		♦	Tausendkornmasse

Wie in Tab. 1 und 2 zu erkennen ist, ist aus der numerischen Variable *Rep* die Zeichenkettenvariable *Block* geworden. Diese programmgesteuerte Vorgehensweise vereinfacht wesentlich die Übernahme von Daten aus anderen Sammlungen und Datenbanken. Ein manuell aufwändiges und fehlerbehaftetes Ändern der Spaltenbezeichnungen in MS-Excel und/oder des Formats der Faktoren in ein Zeichenkettenformat (was erfahrungsgemäß für eine Übernahme in eine SAS-Datei selten richtig klappt) entfällt.

Die Bezeichnung der Faktoren wird aus dem Fenster der Faktorenauswahl (Abb. 5) übernommen. Sie kann geändert werden, wenn die Auswahl der statistischen Verfahren vorgenommen wird (Abb. 7).

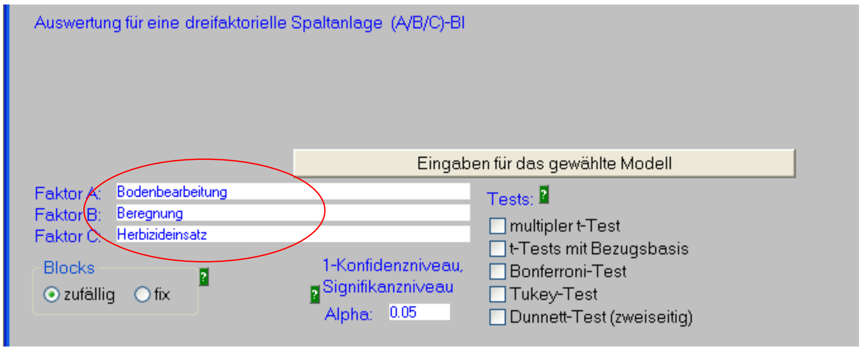


Abb. 7: Eingaben für die statistische Analyse (Version 1)

2.2 Statistische Analyse

2.2.1 Multiple Mittelwertvergleiche

Die Abb. 7 zeigt die Tests, die in der Version 1 wahlweise zur Verfügung stehen:

- multipler t-Test ,
- t-Test mit Bezugsbasis ,
- Bonferroni-Test ,
- Tukey-Prozedur ,
- Dunnett-Prozedur.

In der Version 2 stehen folgende vier Auswahlmöglichkeiten der Mittelwertvergleiche bereit (Abb. 8):

- multipler t-Test ,
- Simultane Tests zur Bezugsbasis ,
- Simulate-Verfahren zum paarweisen Vergleich aller Mittelwerte untereinander ,
- Simulate-Verfahren zum Vergleich der Mittelwerte zu einem Standard:

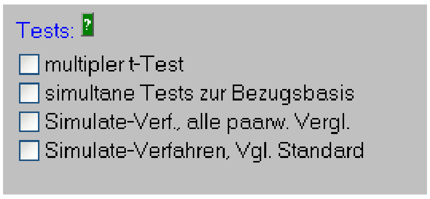


Abb. 8: Mutiple Testverfahren bei der Analyse eines Einzelversuchs

Außer den multiplen t-Tests basieren alle anderen Tests auf dem Simulate-Verfahren. So favorisieren u. a. SCHUMACHER und WEIMER (2006) dieses Verfahren, das zu den rechenintensiven Verfahren zählt. Im Vergleich mit anderen Testverfahren – auch dem Tukey-Kramer-Test – zeigt es sich als das trennschärfste. Zudem können die Überschreitungswahrscheinlichkeiten des Tukey-Kramer-Tests (und der Dunnett-Testprozedur) bei mehr als 3 zu vergleichenden Mittelwerten im unbalancierten Fall nur noch approximativ berechnet werden. Auch das spricht für das Simulate-Verfahren. Die in FELD_VA II, Version 2 gewählte Genauigkeitsvorgabe für die Berechnung der Überschreitungswahrscheinlichkeiten ist 0,001. Das zieht allerdings u.U. merklich längere Rechenzeiten nach sich.

2.2.2 Simulate-Verfahren zum paarweisen Vergleich aller Mittelwerte untereinander

Im balancierten Fall entsprechen die berechneten Überschreitungswahrscheinlichkeiten denen des Tukey-Kramer-Tests. Deshalb unterscheidet sich die Darstellung der Ergebnisse prinzipiell nicht von den vorgestellten (MOLL 2006, S. 62f).
Die Ausgabeform der Testergebnisse der multiplen t-Tests und des Simulate-Verfahrens zum paarweisen Vergleich aller Mittelwerte untereinander unterscheidet sich nicht. In der Version 2 von FELD_VA II gibt es im Vergleich zur Version 1 sowohl für die multiplen t-Tests als auch das Simulate-Verfahren zum paarweisen Vergleich aller Mittelwerte untereinander zwei Änderungen in der Ausgabe der Ergebnisse. So erfolgt die zusammen fassende Ausgabe der Grenzdifferenzen, die sich in der Version 1 nur auf den balancierten Fall bezieht, in der Version 2 für ein- und zweifaktorielle Modelle nach den Testergebnissen mit Hilfe von Maßzahlen unter Berücksichtigung von Unbalanciertheiten. Bei einem dreifaktoriellen Modell wird auf diese Form verzichtet, weil sie unter Berücksichtigung signifikanter Wechselwirkungen und in Abhängigkeit vom gewählten Anlagemodell schwerer zu interpretieren wäre.
Zudem wird die in Version 1 verwendete Kurzform der Signifikanzdarstellung nach der Methode der Verbindungslinien durch die Buchstabenmethode ersetzt. Dazu wird das SAS-Macro %mult von PIEPHO (2003) genutzt. Da damit nicht Vergleiche der Mittelwerte eines Faktors auf fester Faktorstufe eines anderen Faktors dargestellt werden können, wurde das SAS-Macro %mult für diese Ergebnisdarstellungen erweitert.

Anhand eines zweifaktoriellen Beispiels werden nachfolgend nur die Ergebnisse des Simulate-Verfahrens zum paarweisen Vergleich aller Mittelwerte untereinander vorgestellt.

==
Simulate-Verfahren, alle paarweisen Vergleiche
----
realisierte Konfidenzintervalle für alpha = 0.05

Die AxB-Wechselwirkung ist signifikant!
Vergleich der A-Effekte - auf gleicher B-Stufe

A	A	B	Differenz der Mittelwerte	Standard-fehler	Freiheits-grade	Überschrei-tungs-wahrschein-lichkeit	Konfidenz-intervall untere Grenze	Konfidenz-intervall obere Grenze	Grenz-differenz (GD)	Test
A1	A2	B1	-53.3733	5.4802	273	<.0001	-73.6296	-33.1170	20.2563	signi
A1	A3	B1	-36.0333	5.4802	273	<.0001	-56.2896	-15.7770	20.2563	signi
A1	A4	B1	-17.9067	5.4802	273	0.1717	-38.1630	2.3496	20.2563	n.s.
A1	A5	B1	-45.7583	5.4802	273	<.0001	-66.0146	-25.5020	20.2563	signi
A1	A2	B2	-43.7764	5.7239	273	<.0001	-64.9334	-22.6193	21.1570	signi

• • •

Um die Schriftgröße nicht noch stärker zu verkleinern, wurde und wird im Folgenden das Testergebnis von ‚signifikant' auf ‚signi' verkürzt.

Wichtig ist der Hinweis, dass die AxB-Wechselwirkung signifikant ist. Die A-Mittelwerte werden durch Vergleich der AB-Mittelwerte auf gleicher B-Stufe getestet. Folglich werden die Maßzahlen der Grenzdifferenzen auch auf jeder B-Stufe ausgegeben. Im Beispiel fehlen zwei Werte in der B2-Stufe. Deshalb unterscheiden sich hier die statistischen Maßzahlen der Grenzdifferenzen von den anderen:

	B	Min	Max	MEDIAN
Maßzahlen der Grenzdifferenzen:	B1	20.26	20.26	20.26
	B2	20.26	21.16	20.71
	B3	20.26	20.26	20.26
	B4	20.26	20.26	20.26
	B5	20.26	20.26	20.26

Die erwähnte Kurzform der Signifikanzdarstellung nach der Buchstabenmethode sieht wie folgt aus:

Vergleich der A-Effekte - auf gleicher B-Stufe
Varianten mit gleichen Buchstaben sind untereinander nicht signifikant.

Variante		lsmean	l		
A1	B1	30.216667	c	.	.
A2	B1	83.59	.	a	.
A3	B1	66.25	.	a	b
A4	B1	48.123333	c	.	b
A5	B1	75.975	.	a	.
--------	--------	.	-	-	-
A1	B2	33.818182	.	b	.
A2	B2	77.594545	a	.	.
A3	B2	60.883333	a	.	.
A4	B2	78.0825	a	.	.
A5	B2	76.2	a	.	.
--------	--------	.	-	-	-
A1	B3	34.733333	.	b	.
A2	B3	61.686667	a	.	.
A3	B3	51.776667	a	b	.
A4	B3	56.324167	a	.	.
A5	B3	71.283333	a	.	.
--------	--------	.	-	-	-
A1	B4	44.591667	.	b	.
A2	B4	85.366667	.	.	a
A3	B4	56.440833	c	b	.
A4	B4	51.583333	.	b	.
A5	B4	73.25	c	.	a
--------	--------	.	-	-	-
A1	B5	42.1	b	.	.
A2	B5	84.091667	.	a	.
A3	B5	45.161667	b	.	.
A4	B5	74.458333	.	a	.
A5	B5	71.525	.	a	.

Da die AxB-Wechselwirkung signifikant ist, werden auch die B-Mittelwerte durch Vergleich der AB-Mittelwerte auf gleicher A-Stufe getestet und die Maßzahlen der Grenzdifferenzen auch auf jeder A-Stufe ausgegeben (*Hinweis: SAS verwendet das Varianzanalysemodell mit unabhängigen Wechselwirkungseffekten. GUIARD (1996) hat sich mit den Modellen mit abhängigen und unabhängigen Wechselwirkungseffekten und den unterschiedlichen Nullhypothesen, die getestet werden, beschäftigt.*):

Vergleich der B-Effekte - auf gleicher A-Stufe

A	B	B	Differenz der Mittelwerte	Standard-fehler	Freiheits-grade	Überschrei-tungs-wahrschein-lichkeit	Konfidenz-intervall untere Grenze	Konfidenz-intervall obere Grenze	Grenz-differenz (GD)	Test
A1	B1	B2	-3.6015	5.6033	273	1.0000	-24.3131	17.1100	20.7116	n.s.
A1	B1	B3	-4.5167	5.4802	273	1.0000	-24.7730	15.7396	20.2563	n.s.
A1	B1	B4	-14.3750	5.4802	273	0.5998	-34.6313	5.8813	20.2563	n.s.
A1	B1	B5	-11.8833	5.4802	273	0.8944	-32.1396	8.3730	20.2563	n.s.
A1	B2	B3	-0.9152	5.6033	273	1.0000	-21.6267	19.7964	20.7116	n.s.
A1	B2	B4	-10.7735	5.6033	273	0.9683	-31.4850	9.9381	20.7116	n.s.
A1	B2	B5	-8.2818	5.6033	273	0.9991	-28.9934	12.4297	20.7116	n.s.
A1	B3	B4	-9.8583	5.4802	273	0.9855	-30.1146	10.3980	20.2563	n.s.
A1	B3	B5	-7.3667	5.4802	273	0.9998	-27.6230	12.8896	20.2563	n.s.
A1	B4	B5	2.4917	5.4802	273	1.0000	-17.7646	22.7480	20.2563	n.s.
A2	B1	B2	5.9955	5.6033	273	1.0000	-14.7161	26.7070	20.7116	n.s.
A2	B1	B3	21.9033	5.4802	273	0.0180	1.6470	42.1596	20.2563	signi

● ● ●

	A	Min	Max	MEDIAN
Maßzahlen der Grenzdifferenzen:	A1	20.26	20.71	20.26
	A2	20.26	20.71	20.26
	A3	20.26	20.26	20.26
	A4	20.26	20.26	20.26
	A5	20.26	20.26	20.26

```
 Vergleich der B-Effekte  - auf gleicher A-Stufe
 Varianten mit gleichen Buchstaben sind untereinander nicht signifikant.


Variante             lsmean l

A1       B1       30.216667 a . .
A1       B2       33.818182 a . .
A1       B3       34.733333 a . .
A1       B4       44.591667 a . .
A1       B5            42.1 a . .
-------- --------         . - - -
A2       B1           83.59 a . .
A2       B2       77.594545 a b .
A2       B3       61.686667 . b .
A2       B4       85.366667 a . .
A2       B5       84.091667 a . .
-------- --------         . - - -
A3       B1           66.25 . a .
A3       B2       60.883333 b a .
A3       B3       51.776667 b a .
A3       B4       56.440833 b a .
A3       B5       45.161667 b . .
-------- --------         . - - -
A4       B1       48.123333 . a .
A4       B2         78.0825 . . b
A4       B3       56.324167 c a .
A4       B4       51.583333 . a .
A4       B5       74.458333 c . b
-------- --------         . - - -
A5       B1          75.975 a . .
A5       B2            76.2 a . .
A5       B3       71.283333 a . .
A5       B4           73.25 a . .
A5       B5          71.525 a . .
```

Den Abschluss bildet der Vergleich der AB-Mittelwerte:

Vergleich der AxB-Effekte

A	B	A	B	Differenz der Mittelwerte	Standard-fehler	Frei-heits-grade	Überschrei-tungs-wahrschein-lichkeit	Konfidenz-intervall untere Grenze	Konfidenz-intervall obere Grenze	Grenz-differenz (GD)	Test
A1	B1	A1	B2	-3.6015	5.6033	273	1.0000	-24.3131	17.1100	20.7116	n.s.
A1	B1	A1	B3	-4.5167	5.4802	273	1.0000	-24.7730	15.7396	20.2563	n.s.
A1	B1	A1	B4	-14.3750	5.4802	273	0.5998	-34.6313	5.8813	20.2563	n.s.
A1	B1	A1	B5	-11.8833	5.4802	273	0.8944	-32.1396	8.3730	20.2563	n.s.
A1	B1	A2	B1	-53.3733	5.4802	273	<.0001	-73.6296	-33.1170	20.2563	signi
A1	B1	A2	B2	-47.3779	5.6033	273	<.0001	-68.0894	-26.6663	20.7116	signi
A1	B1	A2	B3	-31.4700	5.4802	273	<.0001	-51.7263	-11.2137	20.2563	signi
A1	B1	A2	B4	-55.1500	5.4802	273	<.0001	-75.4063	-34.8937	20.2563	signi
A1	B1	A2	B5	-53.8750	5.4802	273	<.0001	-74.1313	-33.6187	20.2563	signi
A1	B1	A3	B1	-36.0333	5.4802	273	<.0001	-56.2896	-15.7770	20.2563	signi
A1	B1	A3	B2	-30.6667	5.4802	273	<.0001	-50.9230	-10.4104	20.2563	signi
A1	B1	A3	B3	-21.5600	5.4802	273	0.0225	-41.8163	-1.3037	20.2563	signi
A1	B1	A3	B4	-26.2242	5.4802	273	0.0008	-46.4805	-5.9679	20.2563	signi
A1	B1	A3	B5	-14.9450	5.4802	273	0.5176	-35.2013	5.3113	20.2563	n.s.
A1	B1	A4	B1	-17.9067	5.4802	273	0.1717	-38.1630	2.3496	20.2563	n.s.
A1	B1	A4	B2	-47.8658	5.4802	273	<.0001	-68.1221	-27.6095	20.2563	signi
A1	B1	A4	B3	-26.1075	5.4802	273	0.0008	-46.3638	-5.8512	20.2563	signi
A1	B1	A4	B4	-21.3667	5.4802	273	0.0255	-41.6230	-1.1104	20.2563	signi
A1	B1	A4	B5	-44.2417	5.4802	273	<.0001	-64.4980	-23.9854	20.2563	signi
A1	B1	A5	B1	-45.7583	5.4802	273	<.0001	-66.0146	-25.5020	20.2563	signi
● ● ●											
A5	B3	A5	B5	-0.2417	5.4802	273	1.0000	-20.4980	20.0146	20.2563	n.s.
A5	B4	A5	B5	1.7250	5.4802	273	1.0000	-18.5313	21.9813	20.2563	n.s.

	Min	Max	Median
Maßzahlen der Grenzdifferenzen:	20.26	21.16	20.26

Methode gleicher Buchstaben (MACRO mult (Piepho 2003)):
Varianten mit gleichen Buchstaben sind untereinander nicht signifikant.

Variante		lsmean	L
A1	B1	30.216667	e . . . .
A1	B2	33.818182	e h . . . . . .
A1	B3	34.733333	e h . . . . . .
A1	B4	44.591667	e . c . . . . .
A1	B5	42.1	e . c . . . . .
A2	B1	83.59	. . . a . . . .
A2	B2	77.594545	. . . a f . . .
A2	B3	61.686667	. . c . f . b d
A2	B4	85.366667	. . . a . . . .
A2	B5	84.091667	. . . a . . . .
A3	B1	66.25	. . . a . . . d
A3	B2	60.883333	. . c . f . b d
A3	B3	51.776667	. h c . . g . d
A3	B4	56.440833	. . c . . . b d
A3	B5	45.161667	e . c . . . . .
A4	B1	48.123333	e . . . . . . d
A4	B2	78.0825	. . . a f . . .
A4	B3	56.324167	. . c . . . b d
A4	B4	51.583333	. h c . . g . d
A4	B5	74.458333	. . . a . . b .
A5	B1	75.975	. . . a . . b .
A5	B2	76.2	. . . a . . b .
A5	B3	71.283333	. . . a . g b .
A5	B4	73.25	. . . a . . b .
A5	B5	71.525	. . . a . g b .

2.2.3 Simultane Tests zur Bezugsbasis

Die Stufen eines Faktors, die Bezugsbasis sein sollen, müssen ausgewählt werden. Für eine zweifaktorielle Anlage erscheinen dafür zwei Schalter (Abb. 9), bei deren Betätigung jeweils ein weiteres Fenster zur Auswahl der Stufen geöffnet wird. Im dreifaktoriellen Fall kommt noch ein Schalter für den Faktor C hinzu.

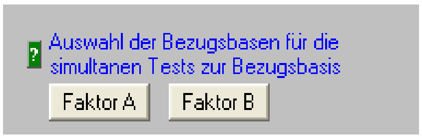


Abb. 9: Schalter für die Auswahl der Bezugsbasen

Aus diesen Stufen der Bezugsbasen und zu deren Vergleich mit den anderen Faktorstufen müssen Kontraste gebildet werden. Dazu werden die entspechenden SAS-Befehlszeilen konstruiert und in Textdateien abgelegt. Diese Textdateien werden in einem Ordner mit Schreibrechten abgelegt. Dazu zählt der Ordner der SAS-Bibliothek WORK. Dieser Ordner wird z.B. über die Macrovariable W angesprochen:

```
%let W = %sysfunc(pathname(WORK));
```

<u>Einfaktorielle Anlagen</u>

Für eine einfaktorielle Anlage mit fünf Stufen des Faktors A: A1, A2, A3, A4 und A5 seien die Stufen A1 und A3 als Bezugsbasis ausgewählt worden. Da die Stufenbezeichnungen im Allgemeinen umfangreicher als zwei Zeichen sind, wird immer eine Zuordnung der Stufen vorgenommen: A1 → A01, A2 → A02, … , A5 → A05. Es werden zwei Textdateien angelegt. Die eine beinhaltet mit

```
Estimate 'A01-A03' A 1 0 -1 0 0 / alpha=0.05;
```

den Kontrast zum orientierenden Vergleich der beiden Stufen der Bezugsbasis untereinander mit Hilfe des t-Tests.

`A01-A03:` $\mu_{A1} - \mu_{A3}$

Die Bezeichnung des Kontrasts beinhaltet die obige Zuordnung der Stufen.
Würden beispielsweise drei Stufen als Bezugsbasis ausgewählt worden sein, dann würden in dieser Datei drei Estimate-Anweisungen mit den Kontrasten A1 - A2, A1 - A3 und A2 - A3 beinhalten.

Die zweite Textdatei umfasst die SAS-Anweisung für die simultanen Tests der Kontraste aus Bezugsbasis und Faktorstufe. Für die Stufen A1 und A3 als Bezugsbasis wäre das eine Anweisung mit drei Kontrasten. Dafür kann nicht die ESTIMATE- oder CONTRAST-Anweisung genutzt werden. In der Prozedur GLIMMIX gibt es einen Anweisung LsmEstimate, mit deren Hilfe mehrere Kontraste zum multiplen Signifikanzniveau getestet werden können. Es können verschiedene multiple Tests genutzt werden. Hier wird das Simulate-Verfahren heran gezogen:

```
lsmestimate A
  'BB_A-A02' 1 -2 1 0 0 divisor=2,
  'BB_A-A04' 1 0 1 -2 0 divisor=2,
  'BB_A-A05' 1 0 1 0 -2 divisor=2
   / adjust=simulate(ACC=0.001) alpha=0.05 cl;
```

Diese Kontraste sind:

`BB_A-A02:` $(\mu_{A1} + \mu_{A3})/2 - \mu_{A2}$
`BB_A-A04:` $(\mu_{A1} + \mu_{A3})/2 - \mu_{A4}$
`BB_A-A05:` $(\mu_{A1} + \mu_{A3})/2 - \mu_{A5}$

Es wird der Mittelwert der Bezugsbasis, d.h. der Mittelwert aus den Mittelwerte der Stufen A1 und A3, mit den Mittelwerten der anderen Stufen des Faktors A verglichen. Die so geschriebenen Kontraste veranschaulichen am deutlichsten die Zielstellung der simultanen Tests zur Bezugsbasis.

Die Inhalte dieser beiden Textdateien werden in den Aufruf der SAS-Prozedur GLIMMIX eingefügt, der für eine einfaktorielle Blockanlage A-Bl mit zufälligen Blocks wie folgt aussieht:

```
proc GLIMMIX data= daten ;
  class Block A;
  model merkmal = A / DDFM=kenwardroger;
  random Block ;
  lsmeans A ;
  %INCLUDE eA  ;        für die Estimate-Anweisung der ersten Textdatei
  %INCLUDE est ;        für die LsmEstimate-Anweisung der zweiten Textdatei
run;
```

Wird nur eine Stufe als Bezugsbasis ausgewählt, ist dieser Weg sehr aufwändig und der – auch inhaltlich zutreffendere – Vergleich zu einem Standard vorzuziehen.

<u>Zweifaktorielle Anlagen</u>

Eine zweifaktorielle Anlage habe die fünf Stufen des Faktors A: A1, A2, A3, A4 und A5 sowie die fünf Stufen des Faktors B: B1, B2, B3, B4 und B5. Die Zuordnung erfolgt wie beschrieben:

A1 → A01, A2 → A02, … , A5 → A05

B1 → B01, B2 → B02, … , B5 → B05.

Die Bezugsbasis des Faktors A seien die Stufen A1 und A2, die des Faktors B B3 und B5.

Es werden zwei Textdateien für die Estimate-Anweisungen

```
Estimate 'A01-A02' A 1 -1 0 0 0 / alpha=0.05;
Estimate 'B03-B05' B 0 0 1 0 -1 / alpha=0.05;
```

zum orientierenden Vergleich der Stufen der Bezugsbasen untereinander angelegt.

Des Weiteren werden vier Textdateien für die simultanen Tests der Kontraste zur jeweiligen Bezugsbasis gebildet. Für die Vergleiche der A-Mittelwerte sind das

```
lsmestimate A
  'BB_A-A03' 1 1 -2 0 0 divisor=2,
  'BB_A-A04' 1 1 0 -2 0 divisor=2,
  'BB_A-A05' 1 1 0 0 -2 divisor=2
   / adjust=simulate(ACC=0.001) alpha=0.05 cl;
```

zum Vergleich der A-Mittelwerte über die B-Stufen hinweg, d.h. bei nicht signifikanter Wechselwirkung AxB, und zum Vergleich der AB-Mittelwerte auf fester B-Stufe:

```
lsmestimate A*B
  'A03-A04| BB_B' 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 1 0 1 0 0 -1 0 -1 0 0 0 0 0 divisor=2,
  'A03-A05| BB_B' 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 1 0 1 0 0 0 0 0 0 0 -1 0 -1 divisor=2,
  'A04-A05| BB_B' 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 1 0 1 0 0 -1 0 -1 divisor=2,

  'BB_A-A03|BB_B' 0 0 1 0 1 0 0 1 0 1 0 0 -2 0 -2 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 divisor=4,
  'BB_A-A04|BB_B' 0 0 1 0 1 0 0 1 0 1 0 0 0 0 0 0 0 -2 0 -2 0 0 0 0 0 divisor=4,
  'BB_A-A05|BB_B' 0 0 1 0 1 0 0 1 0 1 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 -2 0 -2 divisor=4
   / adjust=simulate(ACC=0.001) alpha=0.05 cl;
```

Die ersten drei Konstraste beziehen sich auf die paarweisen Vergleiche der A-Mittelwerte auf fester B-Stufe, wobei diese B-Stufe aus den Stufen der Bezugsbasis des Faktors B (BB_B) gebildet wird. Die letzten drei Kontraste sind die Vergleiche der Mittelwerte der Bezugsbasis des Faktors A mit den A-Mittelwerten auf der Stufe der Bezugsbasis des Faktors B. Um das zu veranschaulichen, werden der zweite und der letzte Kontrast mit Hilfe der Erwartungswerte geschrieben:

A03-A05| BB_B: $(\mu_{A3\,B3} - \mu_{A5\,B3})/2 + (\mu_{A3\,B5} - \mu_{A5\,B5})/2$

BB_A-A05|BB_B: $[(\mu_{A1\,B3} + \mu_{A2\,B3})/4 - \mu_{A5\,B3}/2] + [(\mu_{A1\,B5} + \mu_{A2\,B5})/4 - \mu_{A5\,B5}/2]$

Für die Vergleiche der B-Mittelwerte lauten die Inhalte der Textdateien:

```
lsmestimate B
  'BB_B-B01' -2 0 1 0 1 divisor=2,
  'BB_B-B02' 0 -2 1 0 1 divisor=2,
  'BB_B-B04' 0 0 1 -2 1 divisor=2
   / adjust=simulate(ACC=0.001) alpha=0.05 cl;

lsmestimate A*B
  'B01-B02| BB_A' 1 -1 0 0 0 1 -1 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 divisor=2,
  'B01-B04| BB_A' 1 0 0 -1 0 1 0 0 -1 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 divisor=2,
  'B02-B04| BB_A' 0 1 0 -1 0 0 1 0 -1 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 divisor=2,
  'BB_B-B01|BB_A' -2 0 1 0 1 -2 0 1 0 1 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 divisor=4,
  'BB_B-B02|BB_A' 0 -2 1 0 1 0 -2 1 0 1 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 divisor=4,
  'BB_B-B04|BB_A' 0 0 1 -2 1 0 0 1 -2 1 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 divisor=4
   / adjust=simulate(ACC=0.001) alpha=0.05 cl;
```

Dreifaktorielle Anlagen

Um eine Interpretierbarkeit der Ergebnisse noch zu gewährleisten, werden im dreifaktoriellen Fall die ABC-Mittelwerte nicht mehr berücksichtigt. Folglich werden für die Vergleiche der A-Mittelwerte unter Berücksichtigung der Bezugsbasen nur

- die Kontraste der A-Mittelwerte (gemittelt über die Stufen der Faktoren B und C hinweg),
- die Kontraste der AB-Mittelwerte auf fester B Stufe (gemittelt über die Stufen des Faktors C) und
- die Kontraste der AC-Mittelwerte auf fester C-Stufe (gemittelt über die Stufen des Faktors B) gebildet

und nicht die Kontraste der ABC-Mittelwerte auf fester BC-Stufe.

Dem entsprechend sind es für die Vergleiche der B-Mittelwerte
die Kontraste der B-Mittelwerte, die der AB-Mittelwerte auf fester A-Stufe sowie die BC-Mittelwerte auf fester C-Stufe

und für die Vergleiche der C-Mittelwerte
die Kontraste der C-Mittelwerte, die der AC-Mittelwerte auf fester A-Stufe sowie die BC-Mittelwerte auf fester B-Stufe.

Dafür werden die ESTIMATE- und LSMESTIMATE-Anweisungen konstruiert. Die Ausgabe der Ergebnisse erfolgt ohne Berücksichtigung signifikanter Wechselwirkungen.

Zur Demonstration der Ergebnisse wählen wir einen zweifaktoriellen Fall. Zuerst erfolgt die Auflistung der Zuordnung der Stufenbezeichnungen zu den Kürzeln und der Stufen der Bezugsbasen der Faktoren:

```
=========================
Vergleiche zur Bezugsbasis
-------------------------

Für die Kontraste ist eine einheitliche und kurze Länge deren Beschreibung erforderlich.
Deshalb werden den Stufen der Faktoren Kürzel zugeordnet, die nachfolgend aufgeführt sind
(BB_A: Bezugsbasis A, BB_B: Bezugsbasis B):

A  Zuordnung_A BB_A                 ZuordngBB_A

A1 A01         A1                   A01
A2 A02         A2                   A02
A3 A03
A4 A04
A5 A05

B  Zuordnung_B BB_B                 ZuordngBB_B

B1 B01         B3                   B03
B2 B02         B5                   B05
B3 B03
B4 B04
B5 B05
```

Auf den automatischen Hinweis der GLIMMIX-Prozedur, dass die G-Matrix nicht positiv definit ist, soll hier nicht weiter eingegangen werden. Der Hinweis ist okay. Nun folgen zuerst die t-Tests der ESTIMATE-Anweisungen

```
Vergleich der Stufen der Bezugsbasis A untereinander
t-Test(s), vergleichsbezogenes Signifikanzniveau 0.05

                                          Überschrei- Konfidenz- Konfidenz-
                                            tungs-    intervall  intervall
                    Standard- Freiheits- wahrschein-   untere     obere
Vergleich Differenz  fehler     grade     lichkeit     Grenze     Grenze     Test

 A01-A02  -41.3739    2.4730     273       <.0001     -46.2425   -36.5054 signifikant


Vergleich der Stufen der Bezugsbasis B untereinander
t-Test(s), vergleichsbezogenes Signifikanzniveau 0.05

                                          Überschrei- Konfidenz- Konfidenz-
                                            tungs-    intervall  intervall
                    Standard- Freiheits- wahrschein-   untere     obere
Vergleich Differenz  fehler     grade     lichkeit     Grenze     Grenze     Test

 B03-B05   -8.3065    2.4508     273       0.0008     -13.1314    -3.4816 signifikant
```

In diesem Beispiel sind die Stufen beider Bezugsbasen untereinander signifikant. Der Nutzer mag selbst entscheiden, ob für ihn diese zusätzliche Informationen von Bedeutung sind.
Nun folgen die Tests der Kontraste. Jeder der Kontraste, die zu einer LSMESTIMATE-Anweisung gehören, wird zum vorgegebenen multiplen Signifikanzniveau α getestet.

```
Wechselwirkung AxB ist signifikant!
Vergleich der A-Stufen und BB_A auf den Stufen der Bezugsbasis B (BB_B)
Simulate-Verfahren, simultanes Signifikanzniveau 0.05

                                         Überschrei- Konfidenz- Konfidenz-
              Differenz           Frei-    tungs-    intervall  intervall
                 des   Standard- heits- wahrschein-   untere     obere
  Kontrast    Kontrasts fehler    grade   lichkeit     Grenze     Grenze   Test

A03-A04| BB_B -16.9221   3.8751    273    0.0001     -26.9192    -6.9250 signifikant
A03-A05| BB_B -22.9350   3.8751    273    <.0001     -32.9321   -12.9379 signifikant
A04-A05| BB_B  -6.0129   3.8751    273    0.4074     -16.0100     3.9842  n.s.
BB_A-A03|BB_B   7.1837   3.3559    273    0.1412      -1.4740    15.8415  n.s.
BB_A-A04|BB_B  -9.7383   3.3559    273    0.0204     -18.3961    -1.0806 signifikant
BB_A-A05|BB_B -15.7513   3.3559    273    <.0001     -24.4090    -7.0935 signifikant


Vergleich der B-Stufen und BB_B auf den Stufen der Bezugsbasis A (BB_A)
Simulate-Verfahren, simultanes Signifikanzniveau 0.05

                                         Überschrei- Konfidenz- Konfidenz-
              Differenz           Frei-    tungs-    intervall  intervall
                 des   Standard- heits- wahrschein-   untere     obere
  Kontrast    Kontrasts fehler    grade   lichkeit     Grenze     Grenze   Test

B01-B02| BB_A   1.1970   3.9622    273    0.9902      -9.0406    11.4345  n.s.
B01-B04| BB_A  -8.0758   3.8751    273    0.1595     -18.0883     1.9367  n.s.
B02-B04| BB_A  -9.2728   3.9622    273    0.0907     -19.5103     0.9647  n.s.
BB_B-B01|BB_A  -1.2504   3.3559    273    0.9819      -9.9215     7.4207  n.s.
BB_B-B02|BB_A -0.05345   3.4561    273    1.0000      -8.9834     8.8765  n.s.
BB_B-B04|BB_A  -9.3263   3.3559    273    0.0296     -17.9973    -0.6552 signifikant
```

2.2.4 Simulate-Verfahren zum Vergleich der Mittelwerte zu einem Standard

Wie bei der Dunnett-Prozedur in FELD_VA II, Version 1 sind auch für das Simulate-Verfahren zum Vergleich der Mittelwerte zu einem Standard die Stufen der Faktoren auszuwählen, die Standard sein sollen.

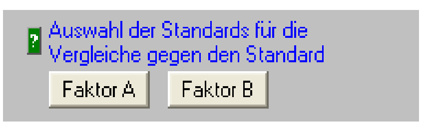


Abb. 10: Schalter für die Auswahl der Standards, zweifaktorielle Anlagen

Alle als Standard ausgewählten Stufen eines Faktors werden zu einer Stufe ‚Standard‘ vereint, d.h. werden mehr als eine Stufe ausgewählt, vergrößert sich der Stichprobenumfang dieses Standards im Vergleich zu

den anderen Stufen des Faktors. Damit haben wir den unbalancierten Fall und nur approximativ berechnete Überschreitungswahrscheinlichkeiten für die Dunnett-Testprozedur.
Die LsMeans-Anweisungen in PROC MIXED für das Simulate-Verfahren zum Vergleich der Mittelwerte zu einem Standard lauten:

Einfaktorielle Anlagen

```
lsmeans a / pdiff=Control("Standard")
  adjust=Simulate(ACC=0.001 cvadjust) cov cl alpha=&alpha;
```

Zweifaktorielle Anlagen

```
lsmeans a / pdiff adjust=Simulate(ACC=0.001 cvadjust)
            diff=control("StandardA") cov cl alpha=&alpha;
lsmeans b / pdiff adjust=Simulate(ACC=0.001 cvadjust)
            diff=control("StandardB") cov cl alpha=&alpha;
lsmeans a*b / pdiff adjust=Simulate(ACC=0.001 cvadjust)
              diff=control("StandardA" "StandardB") cov cl alpha=&alpha;
```

Dreifaktorielle Anlagen

```
lsmeans a / pdiff adjust=Simulate(ACC=0.001 cvadjust)
            diff=control("StandardA") cov cl alpha=&alpha;
lsmeans b / pdiff adjust=Simulate(ACC=0.001 cvadjust)
            diff=control("StandardB") cov cl alpha=&alpha;
lsmeans c / pdiff adjust=Simulate(ACC=0.001 cvadjust)
            diff=control("StandardC") cov cl alpha=&alpha;
lsmeans a*b / pdiff adjust=Simulate(ACC=0.001 cvadjust)
              diff=control("StandardA" "StandardB") cov cl alpha=&alpha;
lsmeans a*c / pdiff adjust=Simulate(ACC=0.001 cvadjust)
              diff=control("StandardA" "StandardC") cov cl alpha=&alpha;
lsmeans b*c / pdiff adjust=Simulate(ACC=0.001 cvadjust)
              diff=control("StandardB" "StandardC") cov cl alpha=&alpha;
lsmeans a*b*c / pdiff adjust=Simulate(ACC=0.001 cvadjust)
                diff=control("StandardA" "StandardB" "StandardC")
                cov cl alpha=&alpha;
```

Durch eine mögliche Zusammenlegung von Stufen eines Faktors zu einer neuen Stufe des Standards werden die Mittelwerte, die Varianztabelle des festen Effekte und die Varianzkomponenten neu ausgegeben. Am Beispiel eines zweifaktoriellen Versuchs werden nachfolgend nur die Testergebnisse aufgeführt:

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

                        SS_A

StandardA: A1                   A2


Der 'StandardB' wurde aus folgenden Prüfgliedern zu einem neuen Prüfglied vereint:

                        SS_B

StandardB: B3                   B5
```

● ● ●

Auf die Angabe der Mittelwerte, Konvergenzinformation, Varianzanalyse der fixen Effekte und Varianzkomponenten wird hier verzichtet. Die Ergebnisse des Simulate-Verfahren zum Vergleich der Mittelwerte zu einem Standard sind:

```
===========================================
Simulate-Verfahren - Vergleich zum Standard
-------------------------------------------
realisierte Konfidenzintervalle für alpha = 0.05


Die AxB-Wechselwirkung ist signifikant!
Vergleich der A-Effekte  - auf gleicher B-Stufe

                                                    Überschrei- Konfidenz- Konfidenz-
                        Differenz             Frei-   tungs-    intervall  intervall   Grenz-
                           der     Standard- heits- wahrschein-   untere     obere   differenz
A     _A         B     Mittelwerte  fehler    grade  lichkeit     Grenze     Grenze     (GD)  Test

A3 StandardA StandardB   -2.4375    13.3230   33.2    1.0000     -41.3829    36.5079  38.9454  n.s.
A4 StandardA StandardB   33.6875    13.3230   33.2    0.1446      -5.2579    72.6329  38.9454  n.s.
A5 StandardA StandardB    123.65    13.3230   33.2    <.0001      84.7004     162.59  38.9454 signi


Vergleich der B-Effekte  - auf gleicher A-Stufe

                                                   Überschrei- Konfidenz- Konfidenz-
                        Differenz            Frei-   tungs-    intervall  intervall   Grenz-
                           der    Standard- heits- wahrschein-   untere     obere   differenz
    A     B     _B     Mittelwerte fehler    grade  lichkeit     Grenze     Grenze     (GD)  Test

StandardA B1 StandardB   39.9792   12.3285    271    0.0189       3.9410    76.0174  36.0382 signi
StandardA B2 StandardB   69.8125   12.3285    271    <.0001      33.7743     105.85  36.0382 signi
StandardA B4 StandardB   -9.6042   12.3285    271    0.9995     -45.6424    26.4340  36.0382  n.s.


  Vergleich der AxB-Effekte

                                                                   Überschrei- Konfidenz- Konfidenz-
                                          Differenz            Frei-   tungs-    intervall  intervall   Grenz-
                                             der     Standard- heits- wahrschein-  untere     obere   differenz
A        B           _A        _B        Mittelwerte fehler    grade  lichkeit     Grenze     Grenze     (GD)    Test

A3       B1        StandardA StandardB    -1.1458    16.6982   74.2   1.0000     -49.9575   47.6659  48.8117   n.s.
A3       B2        StandardA StandardB    36.7708    16.6982   74.2   0.3025     -12.0409   85.5825  48.8117   n.s.
A3       B4        StandardA StandardB    -8.4792    16.6982   74.2   1.0000     -57.2909   40.3325  48.8117   n.s.
A3       StandardB StandardA StandardB    -2.4375    13.3230   33.2   1.0000     -41.3829   36.5079  38.9454   n.s.
A4       B1        StandardA StandardB    29.0208    16.6982   74.2   0.6499     -19.7909   77.8325  48.8117   n.s.
A4       B2        StandardA StandardB    29.5208    16.6982   74.2   0.6261     -19.2909   78.3325  48.8117   n.s.
A4       B4        StandardA StandardB    22.1875    16.6982   74.2   0.9170     -26.6242   70.9992  48.8117   n.s.
A4       StandardB StandardA StandardB    33.6875    13.3230   33.2   0.1446      -5.2579   72.6329  38.9454   n.s.
A5       B1        StandardA StandardB    -0.3125    16.6982   74.2   1.0000     -49.1242   48.4992  48.8117   n.s.
A5       B2        StandardA StandardB     129.69    16.6982   74.2   <.0001      80.8758    178.50  48.8117  signi
A5       B4        StandardA StandardB     175.60    16.6982   74.2   <.0001       126.79    224.42  48.8117  signi
A5       StandardB StandardA StandardB     123.65    13.3230   33.2   <.0001      84.7004    162.59  38.9454  signi
StandardA B1       StandardA StandardB    39.9792    12.3285    271   0.0189       3.9410   76.0174  36.0382  signi
StandardA B2       StandardA StandardB    69.8125    12.3285    271   <.0001      33.7743    105.85  36.0382  signi
StandardA B4       StandardA StandardB    -9.6042    12.3285    271   0.9995     -45.6424   26.4340  36.0382   n.s.
```

2.3 Ausgabe der Ergebnisse

Die Ergebnisse werden wie in Version 1 in einer Textdatei abgelegt. Die Boxplots werden auch wie in Version 1 in EMF-Dateien gespeichert. Allerdings wird in Version 2 zusätzlich unterschieden, ob das Simulate-Verfahren zum Vergleich der Mittelwerte zu einem Standard gewählt und damit evtl. Faktorstufen zusammen gelegt wurden. In diesem Fall wird die Buchstabenkombination ‚BOX‘ für die Boxplots durch ‚BOS‘ ersetzt, wobei das S als Hinweis auf Standards steht.

Neu ist die Ausgabe von Informationen in eine MS-Exceldatei. Seitens SAS® ist das Speichern in mehreren Tabellenblättern einer MS-Exceldatei erst seit Kurzem möglich. Für die MS-Exceldatei wird der gleiche Name wie für die Textdatei verwendet, nur die Dateierweiterung ist .xls. Für jedes auszuwertende Merkmal werden mehrere Tabellenblätter angelegt, die sich in den ersten Zeichen der Merkmalsbezeichnungen unterscheiden:

- Legend_<MerkmalsTeil>

Benannt werden
- die ausgewählte Versuchsanlage,
- das Prüfmerkmal,
- die Prüffaktoren mit deren Zuordnung und die
- Blocks, ob sie zufällig oder fix gewählt wurden (Abb. 11).

Zuordnung	Beschreibung
Anlage	einfaktorielle randomisierte Blockanlage A-Bl
Merkmal	Ertrag
A	F1
Blocks	zufällig

Legend_Ertrag

Zuordnung	Beschreibung
Anlage	zweifaktorielle Spaltanlage (A/B)-Bl
Merkmal	Ertrag dt/ha
A	F1
B	FaktorM
Blocks	zufällig

Legend_Ertrag_dt

Zuordnung	Beschreibung
Anlage	dreifaktorielle Spaltanlage (A/B/C)-Bl
Merkmal	Ertrag
A	F1
B	FaktorM
C	G
Blocks	zufällig

Legend_Ertrag

Abb. 11: Informationen zum Versuch am Beispiel einer ein-, zwei- und dreifaktoriellen Anlage

- Daten_<MerkmalsTeil>

In Abhängigkeit von der Versuchsanlage werden die Einzelwerte des Merkmals abgelegt (Abb. 12). Das ist für eine spätere Serienanalyse auf der Grundlage der Einzelwerte wichtig.

A	B	C	Block	Merkmal
A1	B1	C1	1	35,3
A1	B1	C1	2	24,4
A1	B1	C1	3	30,4
A1	B1	C1	4	19,5
A2	B1	C1	1	73,14
A2	B1	C1	2	80,92
A2	B1	C1	3	82,3

Abb. 12: Einzelwerte des Merkmals am Beispiel einer dreifaktoriellen Anlage

- LsMean_<MerkmalsTeil>

In Abhängigkeit von der Anzahl der Faktoren (und der Wahl der Blocks ob zufällig oder fix) werden die aggregierten Werte für das Merkmal berechnet. Die LsMeans, die Standardfehler und die Freiheitsgrade werden gespeichert (Abb. 13).

Effect	A	B	C	LsMean	StdErr	DF
A	A1			37,09406	1,303304	15,28259
A	A2			78,80698	1,303304	15,28259
A	A3			56,1025	1,289485	14,70238
A	A4			61,71433	1,289485	14,70238
A	A5			73,64667	1,289485	14,70238
B		B1		60,831	1,273546	47,57801
B		B2		65,65887	1,301708	50,65277
B		B3		55,16083	1,273546	47,57801
B		B4		62,2465	1,273546	47,57801
B		B5		63,46733	1,273546	47,57801
C			C1	63,89609	1,006311	20,57648
C			C2	61,88834	1,006311	20,57648
C			C3	58,6343	0,999882	20,11442
A*B	A1	B1		30,21667	2,807905	166,486
A*B	A1	B2		33,82864	2,96311	175,0723
A*B	A1	B3		34,73333	2,807905	166,486

LsMean_Ertrag

Abb. 13: aggregierte Daten für das Merkmal am Beispiel einer dreifaktoriellen Anlage

Zwei weitere Tabellenblätter werden nur angelegt, wenn das Simulate-Verfahren zum Vergleich der Mittelwerte zu einem Standard gewählt wurde:

- Dat**ST**_<MerkmalsTeil>

In Abhängigkeit von der Versuchsanlage werden die Einzelwerte des Merkmals unter Berücksichtigung der als Standards festgelegten Faktorstufen übernommen (Abb. 14).

Block	Merkmal	A	B	C
1	35,3	A1	B1	StandardC
2	24,4	A1	B1	StandardC
3	30,4	A1	B1	StandardC
4	19,5	A1	B1	StandardC
1	73,14	A2	B1	StandardC
2	80,92	A2	B1	StandardC
3	82,3	A2	B1	StandardC
4	73,88	A2	B1	StandardC
1	76,6	A3	B1	StandardC
2	87,1	A3	B1	StandardC
3	83,7	A3	B1	StandardC
4	85,1	A3	B1	StandardC
1	48,32	StandardA	B1	StandardC
2	32,97	StandardA	B1	StandardC
3	31,44	StandardA	B1	StandardC
4	35,51	StandardA	B1	StandardC

Abb. 14: Einzelwerte des Merkmals mit Standards am Beispiel einer dreifaktoriellen Anlage

- LsMe**ST**_<MerkmalsTeil>

Analog zum Tabellenblatt ‚LsMean_<MerkmalsTeil>' werden die aggregierten Daten für die Analyse mit Standards aufgehoben (Abb. 15).

Effect	A	B	C	LsMean	StdErr	DF
A	A1			37,81592	1,854028	250
A	A2			80,6715	1,854028	250
A	A3			56,04562	1,847753	250
A	StandardA			66,9825	1,306559	250
B		B1		60,52646	1,847753	250
B		B4		62,20396	1,847753	250
B		B5		61,08625	1,847753	250
B		StandardB		57,69888	1,324216	250
C			C2	61,01921	1,501209	250
C			C3	58,00312	1,496851	250
C			StandardC	62,11433	1,501209	250
A*B	A1	B1		30,21667	3,950663	250
A*B	A1	B4		44,59167	3,950663	250
A*B	A1	B5		42,1	3,950663	250
A*B	A1	StandardB		34,35536	2,85928	250
A*B	A2	B1		83,59	3,950663	250

Abb. 15: aggregierte Daten mit Standards am Beispiel einer dreifaktoriellen Anlage

3 Berechnen von Genauigkeits- und Sicherheitskenngrößen

Korrespondierend mit den Testverfahren der Auswertung können anlagebezogen die Genauigkeits- und Sicherheitskenngrößen

$r = f_r(d, \alpha, \beta)$,
$d = f_d(r, \alpha, \beta)$,
$\alpha = f_\alpha(r, d, \beta)$,
$\beta = f_\beta(r, d, \alpha)$,

bei Vorgabe der entsprechenden Varianzen berechnet werden. Für die Version 1 von FELD_VA II gib es diese Rechnungen für die in Abb. 16 aufgeführten Test. Auch das ist in der Version 2 angepasst (Abb. 17).

Bei der Berechnung von Genauigkeits- und Sicherheitskenngrößen wird (natürlich) von balancierten Daten ausgegangen. Deshalb erfolgen die Rechnungen für die Tukey-Prozedur und das Simulate-Verfahren auf der

Grundlage der Algorithmen und Verteilungen der Tukey-Prozedur. Analoges gilt für die Dunnett-Prozedur und das Simulate-Verfahren zum Vergleich zu einem Standard. Es werden die Algorithmen und Verteilungen der Duunnett-Prozedur zugrunde gelegt.

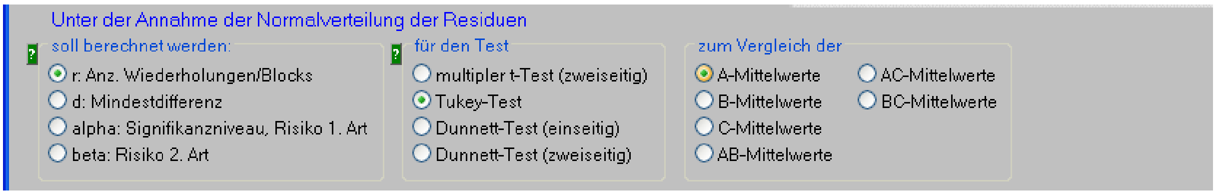


Abb. 16: Berechnen von Genauigkeits- und Sicherheitskenngrößen - FELD_VA II, Version 1

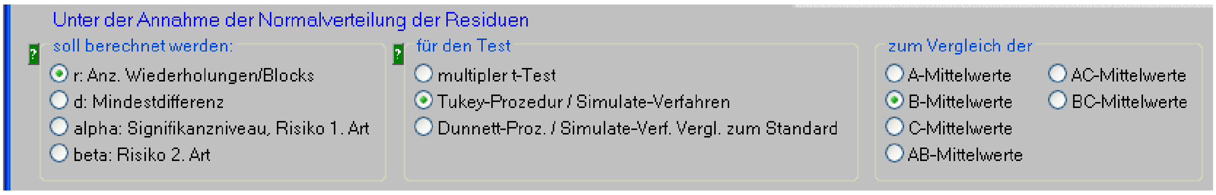


Abb. 17: Berechnen von Genauigkeits- und Sicherheitskenngrößen - FELD_VA II, Version 2

Einige der Algorithmen wurden überarbeitet. In wenigen Fällen kann es deshalb zu numerischen Unterschieden in den Berechnungen beider Versionen von FELD_VA II kommen.

Literatur

GUIARD, V. (1996): Darstellung von Feldversuchsanalgen als Kreuzklassifikation uns ihre Auswertung mit SAS Zeitschrift für Agrarinformatik **4**, S. 91-97

MOLL, E. (2006): Planung und Auswertung ein- bis dreifaktorieller Feldversuchsanlagen FELD_VA II, Version 1 Berichte aus der Biologischen Bundesanstalt für Land- und Forstwirtschaft, Heft 130, 77 S.

SCHUMACHER, E. und WEIMER, M. (2006b): Multiple Vergleiche mit der SAS-Prozedur MIXED In: KAISER, K. und BÖDEKER, R.-H. (Hrsg.): Statistik und Datenanalyse mit SAS, Proceedings der 10. Konferenz der SAS-Anwender in Forschung und Entwicklung (KSFE), Hamburg, S. 171-187

PIEPHO, H.-P. (2003): SAS-Macro %MULT – Letter display for all pairwise comparisons https://www.uni-hohenheim.de/bioinformatik/beratung/index.htm

B Bemerkungen zur Serienanalyse

1 Eigenschaften einer Versuchsserie

Es kann nicht oft genug wiederholt werden, dass die Eigenschaften der Faktoren Orte und Jahre zufällig oder fix ihren Aussagebereich bestimmen. Eine zufällige Auswahl bedeutet, dass die Versuchsorte oder –jahre zufällig aus einer Menge von Orten eines Anbaugebiets oder Jahren zur Charakterisierung der klimatischen Bedingungen ausgewählt wurden. Bei beispielsweise nur zwei Jahren, die aufeinander folgen, ist die Zufallsauswahl doch wohl eher als problematisch anzusehen. Die Beschreibung der Aussagebereiche der verschiedenen Modelle der Versuchsserien (Tab. 3) orientiert sich an BÄTZ u. STEGEMANN (1981):

Tab. 3: verschiedene Modelle der Versuchsserien und ihre Aussagebereiche

Modell	Aussagebereich
1 Jahr, Orte fix	Ackerflächen der Versuchsorte und Witterungsbedingungen des Versuchsjahres
1 Jahr, Orte zufällig	Anbaugebiet, das durch die Versuchsorte und Witterungsbedingungen des Versuchsjahres repräsentiert wird
1 Ort, Jahre fix	Witterungsbedingungen der Versuchsjahre und die Ackerflächen des Versuchsortes
1 Ort, Jahre zufällig	Ackerflächen und klimatische Bedingungen des Versuchsortes
Orte fix, Jahre fix	Ackerflächen der Versuchsorte und die Witterungsbedingungen der Versuchsjahre
Orte fix, Jahre zufällig	Ackerflächen der Versuchsorte und deren Klima
Orte zufällig, Jahre fix	Anbaugebiet, das durch die Versuchsorte und die Witterungsbedingungen der Versuchsjahre repräsentiert wird
Orte zufällig, Jahre zufällig	Anbaugebiet, das durch die Versuchsorte und das Klima des Anbaugebietes repräsentiert wird

Der Versuchsansteller legt durch die Form der Auswahl fest, ob die Faktoren Orte und Jahre zufällig oder fix sind.

2 Zusammenstellung einer Versuchsserie

Die mit FELD_VA II, Version 2 vorliegende Form der gespeicherten Ergebnisse ist sehr günstig, um darauf eine Serienanalyse aufzubauen. Das allerdings programmgesteuert vorzunehmen, sprengt den Rahmen von FELD_VA II. Es müsste bei einer Serienanalyse auf der Grundlage der Einzelwerte – und das sollte der bevorzugte Weg sein – die Versuchsanlage berücksichtigt werden, was in FELD_VA II auf 18 Modelle hinaus liefe. Zudem wären als Versuchsserie alle obigen 8 Modelle zu behandeln. Unterschiedliche multiple Tests für die Serienanalyse würden den Aufwand noch einmal vergrößern. Und natürlich sind bei der Analyse alle Wechselwirkungen zu berücksichtigen. Zusätzlich Probleme machen nichtorthogonale und in den Prüfgliedern nicht balancierte Versuchsserien.

SAS hat derzeit noch nicht die schnellsten Algorithmen zur Analyse von Versuchsserien implementiert. Sollte es beim Abarbeiten in SAS Probleme geben, d.h. die Zeit für die Analyse ist in Tagen messbar oder das Modell ist mit den derzeitigen Versionen nicht lösbar, muss ggf. auf Effekte „verzichtet“ werden oder anstelle der Analyse der Einzeldaten die der aggregierten Daten (evtl. auch mit Modellreduktion) verwendet werden. Für die gewichtete Analyse der adjustierten Mittelwerte (LsMeans) für eine prüfglied- und versuchsbezogene Serienanalyse spielen die Eigenschaften der Blocks eine Rolle. Für fixe Blocks sind die Gewichte die reziproken quadrierten Standardfehler der Prüfglieder. Details sind bei PIEPHO (1999) und PIEPHO u. SPILKE (1999) zu finden. Für zufällige Blocks, die favorisiert werden, ist der Aufwand größer: MÖHRING und PIEPHO (2009) berechnen die Gewichte für die adjustierten Mittelwerte aus der Varianz-Kovarianzmatrix der Einzelwerte der Serie.
Im Folgenden wird nur die Analyse der Einzelwerte betrachtet.

Zunächst müssen Einzelversuche zu einer Versuchsserie vereint werden. Für die Einzelwerte werden die Tabellenblätter der MS-Excel-Ergebnisdateien ‚Daten_<MerkmalsTeil>‘ oder ‚DatST_<MerkmalsTeil>‘ (*Achtung: Es können Prüfglieder zu einem Standard zusammen gelegt worden sein*) heran gezogen.

Es sollen hier keine durchgestilten Programme vorgestellt werden. Entweder wird der SAS-Import-Wizard genutzt oder nachstehende Befehlsfolge so oft wiederholt, wie Versuche zu einer Serie zusammengefasst werden sollen. Empfohlen wird, die entstehenden SAS-Dateien mit laufender Nummer (hier: a1, a2, …, a9) zu bezeichnen. In der zweiten Zeile der Befehlsfolge (DATAFILE=) steht in Anführungszeichen jeweils der Dateiname der MS-Exceldatei mit Dateierweiterung .xls oder .xlsx). In der vierten Zeile werden die Tabellenblätter benannt. Nur zur Demonstration sind hier drei verschiedene verwendet. Bei Nutzung der Ergebnisdateien von FELD_VA II würden hier stehen Daten_<MerkmalsTeil> (bzw. DatST_<MerkmalsTeil>).

```
PROC IMPORT OUT= WORK.a1
          DATAFILE= "M:\PROJEKTE\VersuchABC.xls"
          DBMS=EXCEL REPLACE;
   sheet="Daten Ertrag";
   GETNAMES=YES;
   MIXED=NO;
   SCANTEXT=YES;
   USEDATE=YES;
   SCANTIME=YES;
RUN;
```

SAS-Datei: a1

```
PROC IMPORT OUT= WORK.a2
          DATAFILE= "M:\PROJEKTE\VersuchDEF.xls"
          DBMS=EXCEL REPLACE;
   sheet="Daten Ertrag_dt_ha";
   GETNAMES=YES;
   MIXED=NO;
   SCANTEXT=YES;
   USEDATE=YES;
   SCANTIME=YES;
RUN;
```

SAS-Datei: a2

• • •

```
PROC IMPORT OUT= WORK.a9
          DATAFILE= "M:\PROJEKTE\VersuchXYZ.xls"
          DBMS=EXCEL REPLACE;
   sheet="Tabelle1";
   GETNAMES=YES;
   MIXED=NO;
   SCANTEXT=YES;
   USEDATE=YES;
   SCANTIME=YES;
RUN;
```

SAS-Datei: a9

Den Daten der neun Einzelversuche (a1, a2, …, a9) müssen nun die Versuchsorte und –jahre mitgegeben werden. Das kann rekursiv erfolgen. Da die Namen der Versuchsorte unterschiedlich lang sind, sollte eine (maximale) Längeneingabe (hier: 35) vorgegeben werden:

```
DATA a1;
  SET a1;
  LENGTH Ort $ 35;
  Ort  = 'OrtX';
  Jahr = 2009;
RUN;
```

```
DATA a2;
  SET a2;
  LENGTH Ort $ 35;
  Ort  = 'OrtY';
  Jahr = 2009;
RUN;
```

• • •

```
DATA a9;
  SET a9;
  LENGTH Ort $ 35;
  Ort  = 'OrtZ';
  Jahr = 2011;
RUN;
```

Nun werden diese einzelnen Dateien zu einer vereint:

```
DATA Serie;
  set a1-a9;
RUN;
```

Diese SAS-Datei *Serie* ist die Basisdatei für die Auswertungen. Die Variablen in dieser Datei sind:

einfaktoriell: Ort, Jahr, Block (, Saeule - bei lateinischen Quadraten), A und Merkmal
zweifaktoriell: Ort, Jahr, Block (, Saeule - bei lateinischen Quadraten), A, B und Merkmal
dreifaktoriell: Ort, Jahr, Block (, Saeule - bei lateinischen Quadraten), A, B, C und Merkmal

3 Serienanalyse

3.1 Vorbemerkungen

Es wird davon ausgegangen, dass die Stufen der Prüffaktoren A, B und C fix sind. Der Umfang der Ausgaben der Serienanalyse ist beachtlich. Deshalb ist es ratsam, die Ausgaben mit Hilfe der ODS-Anweisungen in SAS-Dateien umzuleiten und diese dann bearbeitet auszugeben. Die ODS-Anweisungen könnten lauten:

```
ODS EXCLUDE
  ModelInfo ClassLevels Dimensions NObs
  IterHistory ConvergenceStatus
  FitStatistics LRT Tests3 LsMeans Diffs ;
ODS OUTPUT
  ModelInfo         = ModInf
  ClassLevels       = AnzStufen
  Dimensions        = Dimension
  NObs              = NObs
  FitStatistics     = FitStatist
  ConvergenceStatus = Konvergenz
  Tests3            = Typ3fix
  LsMeans           = LsMeans
  Diffs             = Diffs ;
```

< PROC MIXED-Aufruf, modellabhängig, s.u. >

```
ODS OUTPUT close;
ODS LISTING;
```

Fehlen Werte einer Wiederholung im Einzelversuch, dann wird das in den adjustierten Mittelwerten (LsMeans) berücksichtigt. Sind nicht alle Stufen der Prüffaktoren an allen Orten und in allen Jahren vorhanden, dann ist die Versuchsserie in den Prüfgliedern unbalanciert. Sind nicht an allen Orten in allen Jahren Versuche durchgeführt worden, dann ist die Versuchsserie nicht orthogonal. Beides macht Probleme bei der Auswertung, weil aufgrund nicht schätzbaren Funktionen einige Vergleiche nicht durchgeführt werden können.

Nachfolgende SAS-Befehlszeilen sind eher kochbuchartig zu verwenden; auf nähere Erläuterungen wird deshalb verzichtet. Die Blocks können zufällig oder fix sein. Der Autor empfiehlt, von zufälligen Blocks auszugehen, die hier bei der Analyse einer Versuchsserie auf der Basis von Einzeldaten in den folgenden Programmteilen berücksichtigt werden.

3.2 Vergleich der Effekte unter Berücksichtigung der Wechselwirkungen

Um den Vergleich der Effekte zu beschreiben, werden die Faktoren Ort durch O und Jahr durch J gekennzeichnet. Die Wirkung der A-Effekte kann getestet werden

- für die Stufen des Faktors A, wenn keine der Wechselwirkungen mit dem Faktor A signifikant ist,
- für die AB-Mittelwerte auf gleicher B-Stufe, wenn die Wechselwirkungen mit den Faktorenkombinationen A x B nicht signifikant sind,
- für die AC-Mittelwerte auf gleicher C-Stufe, wenn die Wechselwirkungen mit den Faktorenkombinationen A x C nicht signifikant sind,
- für die AO-Mittelwerte auf gleicher Orts-Stufe, wenn die Wechselwirkungen mit den Faktorenkombinationen A x Ort nicht signifikant sind,
- für die AJ-Mittelwerte auf gleicher Jahres-Stufe, wenn die Wechselwirkungen mit den Faktorenkombinationen A x Jahr nicht signifikant sind,

- für die ABC-, ABO- und ABJ-Mittelwerte auf gleicher B x C-, B x O bzw. B x J-Stufe, wenn die Wechselwirkungen mit den Faktorenkombinationen A x B x C, A x B x Ort bzw. A x B x Jahr nicht signifikant sind,
- für die ACO- oder ACJ-Mittelwerte auf gleicher C x O- bzw. C x J-Stufe, wenn die Wechselwirkungen mit den Faktorenkombination A x C x Ort bzw. A x C x Jahr nicht signifikant sind,
- für die ABCO- oder ABCJ-Mittelwerte auf gleicher B x C x O- bzw. B x C x J-Stufe, wenn die Wechselwirkungen mit den Faktorenkombination A x B x C x Ort bzw. A x B x C x Jahr nicht signifikant sind,
- für die ABCOJ-Mittelwerte auf gleicher BCOJ-Stufe, wenn die Wechselwirkung A x B x C x Ort x Jahr nicht signifikant ist,

Analoges gilt für die Vergleiche der Effekte der fixen Faktoren B, C, Ort und Jahr sowie deren Faktorenkombinationen.

3.3 Serie aus einfaktoriellen Versuchsanlagen

3.3.1 Serien-Modell: 1 Jahr, Orte fix

Die Darlegungen beziehen sich auf die Einzeldaten der Versuchsserien aus einfaktoriellen Blockanlagen A-Bl.

```
PROC MIXED data=Serie  ;
  CLASS Ort Block A;
  MODEL Merkmal= Ort|A / DDFM=kenwardroger;  (Ort|A entspricht: Ort A Ort*A)
  RANDOM Block(Ort) ;
  REPEATED /Group=Ort;
  LsMEANS • • • ;
RUN; QUIT;
```

Bei Vorgabe des Signifikanzniveaus z.B.

```
%LET alpha = 0.05;
```

könnte die LSMEANS-Anweisung für das Simulate-Verfahren zum paarweisen Vergleich aller Mittelwerte mit einer Genauigkeitsvorgabe (ACC = 0.001) für die zu berechnenden Überschreitungswahrscheinlichkeiten (was die Rechenzeit spürbar erhöht) lauten:

```
LsMEANS Ort A Ort*A
        / adjust=Simulate(ACC=0.001 cvadjust) cov cl alpha=&alpha;
```

Der Vergleich der (fixen) Orte untereinander kann vielleicht entfallen. Die Ort-A – Vergleiche sind nicht nur für spezielle Fragestellungen wichtig, sondern besonders wenn die Wechselwirkung Ort x A signifikant ist.

3.3.2 Serien-Modell: 1 Jahr, Orte zufällig

```
PROC MIXED data=Serie  ;
  CLASS Versuch Ort Block A;
  MODEL Merkmal = A / DDFM=kenwardroger;
  RANDOM int Block A / subject=Ort ;
  REPEATED /Group=Ort  subject=Ort;
  LSMEANS • • • ;
RUN; QUIT;
```

Diese zu empfehlenden Schreibweise hat Auswirkungen auf die Matrizenstruktur der zufälligen Effekte und wirkt sich günstig auf die Rechenzeit aus. Sie steht für:
`RANDOM Ort Ort*Block Ort*A ;`

mit z.B.

```
LsMEANS A / adjust=Simulate(ACC=0.001 cvadjust) cov cl alpha=&alpha;
```

3.3.3 Serien-Modell: 1 Ort, Jahre fix

```
PROC MIXED data=Serie  ;
  CLASS Jahr Block A;
  MODEL Merkmal=Jahr|A / DDFM=kenwardroger;
  RANDOM Block(Jahr) ;
  REPEATED /Group=Jahr;
  LSMEANS • • • ;
RUN; QUIT;
```

mit z.B.

```
  LsMEANS Jahr A Jahr*A
          / adjust=Simulate(ACC=0.001 cvadjust) cov cl alpha=&alpha;
```

Besonders wenn die Wechselwirkung Jahr x A signifikant ist, ist `Jahr*A` wichtig.

3.3.4 Serien-Modell: 1 Ort, Jahre zufällig

```
PROC MIXED data=Serie  ;
  CLASS Jahr Block A;
  MODEL Merkmal = A / DDFM=kenwardroger;
  RANDOM int Block A / subject=Jahr;
  REPEATED /Group=Jahr subject=Jahr;
  LSMEANS • • • ;
RUN; QUIT;
```

mit z.B.

```
  LsMEANS A / adjust=Simulate(ACC=0.001 cvadjust) cov cl alpha=&alpha;
```

3.3.5 Serien-Modell: Orte fix, Jahre fix

```
PROC MIXED data=Serie;
  CLASS Ort Jahr Block A;
  MODEL Merkmal = Ort|Jahr|A  / DDFM=kenwardroger ;
  RANDOM Block(Ort*Jahr);
  REPEATED / group=Ort*Jahr ;
  LSMEANS • • • ;
RUN; QUIT;
```

mit z.B.

```
  LsMEANS Ort Jahr Ort*Jahr A Ort*A Jahr*A Ort*Jahr*A
         / adjust=Simulate(ACC=0.001 cvadjust) cov cl alpha=&alpha;
```

Wichtig sind `Ort*A`, wenn die Wechselwirkung Ort x A signifikant ist, `Jahr*A`, wenn die Wechselwirkung Jahr x A signifikant ist und `Ort*Jahr*A`, wenn die Wechselwirkung Ort x Jahr x A signifikant ist.

3.3.6 Serien-Modell: Orte fix, Jahre zufällig

```
PROC MIXED data=Serie  ;
  CLASS Ort Jahr Block A;
  MODEL Merkmal = Ort A Ort*A / DDFM=kenwardroger;
  RANDOM int Ort Block*Ort A Ort*A / subject=Jahr;
  REPEATED / Group=Ort*Jahr          subject=Jahr;
  LSMEANS • • • ;
RUN; QUIT;
```

mit z.B.

```
  LsMEANS Ort A Ort*A
         / adjust=Simulate(ACC=0.001 cvadjust) cov cl alpha=&alpha;
```

Wichtig ist `Ort*A`, wenn die Wechselwirkung Ort x A signifikant ist.

3.3.7 Serien-Modell: Orte zufällig, Jahre fix

```
PROC MIXED data=Serie  ;

  CLASS Ort Jahr Block A;
  MODEL Merkmal = Jahr|A / DDFM=kenwardroger;
  RANDOM int Jahr Block*Jahr A Jahr*A / subject=Ort;
  REPEATED / Group=Ort*Jahr             subject=Ort;
  LSMEANS • • • ;
RUN; QUIT;
```

mit z.B.

```
  LsMEANS Jahr A Jahr*A
         / adjust=Simulate(ACC=0.001 cvadjust) cov cl alpha=&alpha;
```

Wichtig ist `Jahr*A`, wenn die Wechselwirkung Jahr x A signifikant ist.

3.3.8 Serien-Modell: Orte zufällig, Jahre zufällig

```
PROC MIXED data=Serie  ;
  CLASS Ort Jahr Block A;
  MODEL Merkmal = A / DDFM=kenwardroger;
  RANDOM Ort|Jahr Block(Ort*Jahr) ;
  RANDOM Ort Jahr Ort*Jahr / subject=A;
  REPEATED / Group= Ort*Jahr;
  LSMEANS • • • ;
RUN; QUIT;
```

mit z.B.

```
 LsMEANS A / adjust=Simulate(ACC=0.001 cvadjust) cov cl alpha=&alpha;
```

3.4 Serie aus zweifaktoriellen Versuchsanlagen

3.4.0 Bemerkungen zu zweifaktoriellen Anlagemodellen der Einzelversuche

In FELD_VA II können als zweifaktorielle Versuchsanlagen in Blocks

- zweifaktorielle randomisierte Blockanlage (AxB) - Bl
- zweifaktorielles lateinisches Quadrat (AxB) - LQ
- zweifaktorielle Spaltanlage (A/B) - Bl
- zweifaktorielle Streifenanlage (A+B) - Bl

gewählt werden.

Um die aus den Randomisationen zu erklärenden Fehlerstrukturen eines Einzelversuchs zu verdeutlichen, werden die Modelle dieser Anlagen und die die Anlagen charakterisierenden Befehle von PROC MIXED zur Analyse des Einzelversuchs aufgelistet:

(AxB) - Bl: $\mathbf{y}_{ijk} = \mu + \eta_i + \alpha_j + \beta_k + (\alpha\beta)_{jk} + \mathbf{e}_{ijk}$ (i = 1, ..., r ; j = 1, ..., a ; k = 1, ..., b)

```
  CLASS Block A B ;
  MODEL Merkmal = A B A*B / DDFM=kenwardroger;
  RANDOM Block ;
```

(AxB) - LQ: $\mathbf{y}_{ijkl} = \mu + \eta_i + \xi_j + \alpha_k + \beta_l + (\alpha\beta)_{kl} + \mathbf{e}_{ijkl}$ (i, j, k, l = 1, ..., a$\bullet$b)

```
  CLASS Block Saeule A B ;
  MODEL Merkmal = A B A*B / DDFM=kenwardroger;
  RANDOM Block Saeule ;
```

(A/B) - Bl: $\mathbf{y}_{ijk} = \mu + \eta_i + \alpha_j + \mathbf{e}_{ij} + \beta_k + (\alpha\beta)_{jk} + \mathbf{e}_{ijk}$ (i = 1, ..., r ; j = 1, ..., a ; k = 1, ..., b)

```
CLASS Block A B ;
MODEL Merkmal = A B A*B / DDFM=kenwardroger;
RANDOM Block A*Block;
```

Bei der zweifaktorielle Spaltanlage (A/B) - Bl sind der Größteilstücks- und der Kleinteilstücksfehler zu berücksichtigen.

(A+B) - Bl: $\mathbf{y}_{ijk} = \mu + \eta_i + \alpha_j + \mathbf{e}_{ij} + \beta_k + \mathbf{e}_{ik} + (\alpha\beta)_{jk} + \mathbf{e}_{ijk}$ (i = 1, ..., r ; j = 1, ..., a ; k = 1, ..., b)

```
CLASS Block A B ;
MODEL Merkmal = A B A*B / DDFM=kenwardroger;
RANDOM Block A*Block B*Block;
```

Bei der zweifaktorielle Streifenanlage (A+B) - Bl sind die Größteilstücksfehler des Faktors A und des Faktors B sowie der Kleinteilstücksfehler zu berücksichtigen.

Davon ausgehend, dass bei der Verwendung der Einzelwerte alle zur Serie zusammen gefassten Versuche das gleiche Modell der Versuchsanlage haben, müssen sich diese Strukturen auch in der Serie wiederfinden. Deshalb wird hier zur Veranschaulichung von einer Serie aus zweifaktoriellen Spaltanlagen (A/B) - Bl ausgegangen. Die Terme, die anlagespezifisch (s.o.) und ggf. anzupassen sind, werden kursiv geschrieben.
In den folgenden MODEL- und LSMEANS-Anweisungen werden alle (fixen) Effekte für das Modell aufgeführt.

3.4.1 Serien-Modell: 1 Jahr, Orte fix

```
PROC MIXED data=Serie  ;
  CLASS Ort Block A B;
  MODEL Merkmal=Ort|A|B / DDFM=kenwardroger;
  RANDOM Block  A*Block / subject=Ort;
  REPEATED / Group=Ort    subject=Ort;
  LsMEANS • • • ;
RUN; QUIT;
```

mit z.B.

```
LsMEANS Ort A B Ort*A Ort*B A*B Ort*A*B
        / adjust=Simulate(ACC=0.001 cvadjust) cov cl alpha=&alpha;
```

3.4.2 Serien-Modell: 1 Jahr, Orte zufällig

```
PROC MIXED data=Serie  ;
  CLASS Ort Block A B;
  MODEL Merkmal = A|B / DDFM=kenwardroger;
  RANDOM int Block  A*Block  A|B / subject=Ort;
  REPEATED / Group=Ort             subject=Ort;
  LSMEANS • • • ;
RUN; QUIT;
```

mit z.B.

```
LsMEANS A B A*B/ adjust=Simulate(ACC=0.001 cvadjust) cov cl alpha=&alpha;
```

3.4.3 Serien-Modell: 1 Ort, Jahre fix

```
PROC MIXED data=Serie  ;
  CLASS Jahr Block A B;
  MODEL Merkmal=Jahr|A|B / DDFM=kenwardroger;
  RANDOM Block  A*Block  / subject=Jahr;
  REPEATED / Group=Jahr    subject=Jahr;
  LSMEANS • • • ;
RUN; QUIT;
```

mit z.B.

```
LsMEANS Jahr A B Jahr*A Jahr*B A*B Jahr*A*B
        / adjust=Simulate(ACC=0.001 cvadjust) cov cl alpha=&alpha;
```

3.4.4 Serien-Modell: 1 Ort, Jahre zufällig

```
PROC MIXED data=Serie  ;
  CLASS Jahr Block A B;
  MODEL Merkmal = A|B / DDFM=kenwardroger;
  RANDOM int Block  A*Block  A|B / subject=Jahr ;
  REPEATED / Group=Jahr           subject=Jahr ;
  LSMEANS • • • ;
RUN; QUIT;
```

mit z.B.

```
LsMEANS A B A*B/ adjust=Simulate(ACC=0.001 cvadjust) cov cl alpha=&alpha;
```

3.4.5 Serien-Modell: Orte fix, Jahre fix

```
PROC MIXED data=Serie;
  CLASS Ort Jahr Block A B;
  MODEL Merkmal = Ort|Jahr|A|B / DDFM=kenwardroger ;
  RANDOM Block  A*Block   / subject=Ort*Jahr;
  REPEATED / Group=Ort*Jahr subject=Ort*Jahr;
  LSMEANS • • • ;
RUN; QUIT;
```

mit z.B.

```
LsMEANS Ort Jahr A B Ort*Jahr Ort*A Ort*B Jahr*A Jahr*B A*B
        Ort*Jahr*A  Ort*Jahr*B  Ort*A*B  Jahr*A*B  Ort*Jahr*A*B
       / adjust=Simulate(ACC=0.001 cvadjust) cov cl alpha=&alpha;
```

3.4.6 Serien-Modell: Orte fix, Jahre zufällig

```
PROC MIXED data=Serie  ;
  CLASS Ort Jahr Block A B;
  MODEL Merkmal = Ort|A|B / DDFM=kenwardroger;
  RANDOM int Ort*Block  Ort*A*Block  Ort|A|B / subject=Jahr;
  REPEATED / Group=Ort*Jahr                    subject=Jahr;
  LSMEANS • • • ;
RUN; QUIT;
```

mit z.B.

```
LsMEANS Ort A B Ort*A Ort*B A*B Ort*A*B
       / adjust=Simulate(ACC=0.001 cvadjust) cov cl alpha=&alpha;
```

3.4.7 Serien-Modell: Orte zufällig, Jahre fix

```
PROC MIXED data=Serie  ;
  CLASS Ort Jahr Block A B;
  MODEL Merkmal = Jahr|A|B / DDFM=kenwardroger;
  RANDOM int Jahr*Block  Jahr*A*Block  Jahr|A|B  / subject=Ort;
  REPEATED / Group=Ort*Jahr                        subject=Ort;
  LSMEANS • • • ;
RUN; QUIT;
```

mit z.B.

```
LsMEANS Jahr A B Jahr*A Jahr*B A*B Jahr*A*B
       / adjust=Simulate(ACC=0.001 cvadjust) cov cl alpha=&alpha;
```

3.4.8 Serien-Modell: Orte zufällig, Jahre zufällig

```
 PROC MIXED data=Serie  ;
   CLASS Ort Jahr Block A B;
   MODEL Merkmal = A|B / DDFM=kenwardroger;
   RANDOM Ort|Jahr Ort*Jahr*Block  Ort*Jahr*A*Block  ;
   RANDOM Ort Jahr Ort*Jahr /subject=A;
   RANDOM Ort Jahr Ort*Jahr /subject=B;
   RANDOM Ort Jahr Ort*Jahr /subject=A*B;
   REPEATED /Group= Ort*Jahr;
   LSMEANS • • • ;
 RUN; QUIT;
```

mit z.B.

```
  LsMEANS A B A*B/ adjust=Simulate(ACC=0.001 cvadjust) cov cl alpha=&alpha;
```

3.5 Serie aus dreifaktoriellen Versuchsanlagen

3.5.0 Bemerkungen zu dreifaktoriellen Anlagemodellen der Einzelversuche

In FELD_VA II können als dreifaktorielle Versuchsanlagen in Blocks

- 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

gewählt werden. Deren Modelle und charakterisierenden Befehle von PROC MIXED zur Analyse des Einzelversuchs sind:

(AxBxC) - Bl: $\mathbf{y}_{ijkl} = \mu + \eta_i + \alpha_j + \beta_k + \gamma_l + (\alpha\beta)_{jk} + (\alpha\gamma)_{jl} + (\beta\gamma)_{kl} + (\alpha\beta\gamma)_{jkl} + \mathbf{e}_{ijkl}$

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

```
   CLASS Block A B C ;
   MODEL Merkmal = A|B|C / DDFM=kenwardroger;
   RANDOM Block ;
```

(AxBxC) - LQ: $\mathbf{y}_{ijklm} = \mu + \eta_i + \xi_j + \alpha_k + \beta_l + \gamma_m + (\alpha\beta)_{kl} + (\alpha\gamma)_{km} + (\beta\gamma)_{lm} + (\alpha\beta\gamma)_{klm} + \mathbf{e}_{ijklm}$

$(i, j, k, l, m = 1, ..., a \bullet b \bullet c)$

```
   CLASS Block Saeule A B C ;
   MODEL Merkmal = A|B|C / DDFM=kenwardroger;
   RANDOM Block Saeule ;
```

(A/B/C) - Bl: $\mathbf{y}_{ijkl} = \mu + \eta_i + \alpha_j + \mathbf{e}_{ij} + \beta_k + (\alpha\beta)_{jk} + \mathbf{e}_{ijk} + \gamma_l + (\alpha\gamma)_{jl} + (\beta\gamma)_{kl} + (\alpha\beta\gamma)_{jkl} + \mathbf{e}_{ijkl}$

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

```
   CLASS Block A B C ;
   MODEL Merkmal = A|B|C / DDFM=kenwardroger;
   RANDOM Block A*Block A*B*Block ;
```

[(AxB)/C] - Bl: $\mathbf{y}_{ijkl} = \mu + \eta_i + \alpha_j + \beta_k + (\alpha\beta)_{jk} + \mathbf{e}_{ijk} + \gamma_l + (\alpha\gamma)_{jl} + (\beta\gamma)_{kl} + (\alpha\beta\gamma)_{jkl} + \mathbf{e}_{ijkl}$

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

```
   CLASS Block A B C ;
   MODEL Merkmal = A|B|C / DDFM=kenwardroger;
   RANDOM Block A*B*Block ;
```

[A/(BxC)] - Bl: $\mathbf{y}_{ijkl} = \mu + \eta_i + \alpha_j + \mathbf{e}_{ij} + \beta_k + \gamma_l + (\alpha\beta)_{jk} + (\alpha\gamma)_{jl} + (\beta\gamma)_{kl} + (\alpha\beta\gamma)_{jkl} + \mathbf{e}_{ijkl}$
$(i = 1, ..., r \,;\, j = 1, ..., a \,;\, k = 1, ..., b \,;\, l = 1, ..., c)$

```
CLASS Block A B C ;
MODEL Merkmal = A|B|C / DDFM=kenwardroger;
RANDOM Block A*Block ;
```

[A+(BxC)] - Bl: $\mathbf{y}_{ijkl} = \mu + \eta_i + \alpha_j + \mathbf{e}_{ij} + \beta_k + \gamma_l + (\beta\gamma)_{kl} + \mathbf{e}_{ikl} + (\alpha\beta)_{jk} + (\alpha\gamma)_{jl} + (\alpha\beta\gamma)_{jkl} + \mathbf{e}_{ijkl}$
$(i = 1, ..., r \,;\, j = 1, ..., a \,;\, k = 1, ..., b \,;\, l = 1, ..., c)$

```
CLASS Block A B C ;
MODEL Merkmal = A|B|C / DDFM=kenwardroger;
RANDOM Block A*Block B*C*Block;
```

[A+(B/C)] - Bl: $\mathbf{y}_{ijkl} = \mu + \eta_i + \alpha_j + \mathbf{e}_{ij} + \beta_k + \mathbf{e}_{ik} + \gamma_l + (\beta\gamma)_{kl} + \mathbf{e}_{ikl} + (\alpha\beta)_{jk} + \mathbf{e}_{ijk} + (\alpha\gamma)_{jl} + (\alpha\beta\gamma)_{jkl} + \mathbf{e}_{ijkl}$
$(i = 1, ..., r \,;\, j = 1, ..., a \,;\, k = 1, ..., b \,;\, l = 1, ..., c)$

```
CLASS Block A B C ;
MODEL Merkmal = A|B|C / DDFM=kenwardroger;
RANDOM Block A*Block B*Block B*C*Block A*B*Block ;
```

[(A+B)/C] - Bl: $\mathbf{y}_{ijkl} = \mu + \eta_i + \alpha_j + \mathbf{e}_{ij} + \beta_k + \mathbf{e}_{ik} + (\alpha\beta)_{jk} + \mathbf{e}_{ijk} + \gamma_l + (\alpha\gamma)_{jl} + (\beta\gamma)_{kl} + (\alpha\beta\gamma)_{jkl} + \mathbf{e}_{ijkl}$
$(i = 1, ..., r \,;\, j = 1, ..., a \,;\, k = 1, ..., b \,;\, l = 1, ..., c)$

```
CLASS Block A B C ;
MODEL Merkmal = A|B|C / DDFM=kenwardroger;
RANDOM Block A*Block B*Block A*B*Block ;
```

[A/(B+C)] - Bl: $\mathbf{y}_{ijkl} = \mu + \eta_i + \alpha_j + \mathbf{e}_{ij} + \beta_k + (\alpha\beta)_{jk} + \mathbf{e}_{ijk} + \gamma_l + (\alpha\gamma)_{jl} + \mathbf{e}_{ijl} + (\beta\gamma)_{kl} + (\alpha\beta\gamma)_{jkl} + \mathbf{e}_{ijkl}$
$(i = 1, ..., r \,;\, j = 1, ..., a \,;\, k = 1, ..., b \,;\, l = 1, ..., c)$

```
CLASS Block A B C ;
MODEL Merkmal = A|B|C / DDFM=kenwardroger;
RANDOM Block A*Block A*B*Block A*C*Block;
```

Bei der Verwendung der Einzelwerte sollten alle zur Serie zusammengefassten Versuche vom gleichen Anlagemodell sein. Hier wird beispielhaft von einer Serie aus dreifaktoriellen zweistufigen Streifenanlagen [A+(BxC)] - Bl ausgegangen. Die anlagespezifischen Terme werden für eine eventuelle Anpassung an ein anderes Modell kursiv geschrieben. Die LSMEANS-Anweisungen beziehen sich auf alle oder ausgewählte fixe Effekte und werden nicht detaillierter angegeben.

3.5.1 Serien-Modell: 1 Jahr, Orte fix

```
PROC MIXED data=Serie  ;
  CLASS Ort Block A B C;
  MODEL Merkmal=Ort|A|B|C / DDFM=kenwardroger;
  RANDOM Block  A*Block  B*C*Block  / subject=Ort ;
  REPEATED / Group=Ort                subject=Ort ;  ;
  LsMEANS • • • ;
RUN; QUIT;
```

3.5.2 Serien-Modell: 1 Jahr, Orte zufällig

```
PROC MIXED data=Serie  ;
  CLASS Ort Block A B C;
  MODEL Merkmal = A|B|C / DDFM=kenwardroger;
  RANDOM int Block  A*Block  B*C*Block  A|B|C / subject=Ort ;
  REPEATED / Group=Ort                          subject=Ort;
  LSMEANS • • • ;
RUN; QUIT;
```

3.5.3 Serien-Modell: 1 Ort, Jahre fix

```
PROC MIXED data=Serie  ;
  CLASS Jahr Block A B C;
  MODEL Merkmal=Jahr|A|B|C / DDFM=kenwardroger;
  RANDOM Block  A*Block  B*C*Block  / subject=Jahr ;
  REPEATED / Group=Jahr              subject=Jahr ;
  LSMEANS • • • ;
RUN; QUIT;
```

3.5.4 Serien-Modell: 1 Ort, Jahre zufällig

```
PROC MIXED data=Serie  ;
  CLASS Jahr Block A B C;
  MODEL Merkmal = A|B|C / DDFM=kenwardroger;
  RANDOM int Block  A*Block  B*C*Block  A|B|C / subject=Jahr ;
  REPEATED / Group=Jahr                         subject=Jahr ;
  LSMEANS • • • ;
RUN; QUIT;
```

3.5.5 Serien-Modell: Orte fix, Jahre fix

```
PROC MIXED data=Serie;
  CLASS Ort Jahr Block A B C;
  MODEL Merkmal = Ort|Jahr|A|B|C / DDFM=kenwardroger ;
  RANDOM Block  A*Block  B*C*Block  / subject=Ort*Jahr ;
  REPEATED / Group=Ort*Jahr          subject=Ort*Jahr ;
  LSMEANS • • • ;
RUN; QUIT;
```

3.5.6 Serien-Modell: Orte fix, Jahre zufällig

```
PROC MIXED data=Serie  ;
  CLASS Ort Jahr Block A B C;
  MODEL Merkmal = Ort|A|B|C / DDFM=kenwardroger;
  RANDOM int Ort*Block  Ort*A*Block  Ort*B*C*Block  Ort|A|B|C
                        / subject=Jahr;
  REPEATED /Group=Ort*Jahr subject=Jahr;
  LSMEANS • • • ;
RUN; QUIT;
```

3.5.7 Serien-Modell: Orte zufällig, Jahre fix

```
PROC MIXED data=Serie  ;
  CLASS Ort Jahr Block A B C;
  MODEL Merkmal = Jahr|A|B|C / DDFM=kenwardroger;
  RANDOM int Jahr*Block  Jahr*A*Block  Jahr*B*C*Block  Jahr|A|B|C
                         / subject=Ort;
  REPEATED / Group=Ort*Jahr subject=Ort;
  LSMEANS • • • ;
RUN; QUIT;
```

3.5.8 Serien-Modell: Orte zufällig, Jahre zufällig

```
PROC MIXED data=Serie  ;
  CLASS Ort Jahr Block A B C;
  MODEL Merkmal = A|B|C / DDFM=kenwardroger;
  RANDOM Ort|Jahr
  RANDOM Ort|Jahr /subject=A;
  RANDOM Ort|Jahr /subject=B;
  RANDOM Ort|Jahr /subject=C;
  RANDOM Ort|Jahr /subject=A*B;
  RANDOM Ort|Jahr /subject=A*C;
  RANDOM Ort|Jahr /subject=B*C;
  RANDOM Ort|Jahr /subject=A*B*C;
  RANDOM Block  A*Block  B*C*Block /subject=Ort*Jahr;
  REPEATED / Group= Ort*Jahr;
  LSMEANS • • • ;
RUN; QUIT;
```

3.6 Zur Ergebnisausgabe bei signifikanter Wechselwirkung oder spezieller fachlicher Fragestellung

Beispielhaft soll ein zweifaktorieller Fall betrachtet werden. Um die A-Effekte zu testen, werden die AB-Mittelwerte auf gleicher B-Stufe verglichen. Das kann aufgrund der Fragestellung gewünscht oder wegen der signifikanten Wechselwirkung A x B erforderlich sein. Zudem werden die B-Effekte durch den Vergleich der AB-Mittelwerte auf gleicher A-Stufe getestet. Die Ergebnisse der Prozedur MIXED sind mit Hilfe der ODS-Anweisungen in SAS-Dateien abgelegt. Die Datei, die die Mittelwertvergleiche enthält, heißt DIFFS (s. Kap. 3.1).

```
TITLE "Vergleich der A-Effekte  - auf gleicher B-Stufe";
DATA Diffs ABB;
  set Diffs (where=(Effect='A*B' ));
  if B =  B;
  Test = ' n.s.      ';
  if AdjP < &alpha then Test = 'signifikant';
  GD = ABS(AdjUpper-AdjLower)/2;
PROC PRINT data=Diffs ABB label split='*' noobs;
  label Estimate = "Differenz*der*Mittelwerte"
        StdErr   = "Standard-*fehler"
        DF       = "Freiheits-*grade"
        AdjP     = "Überschrei-*tungs-*wahrschein-*lichkeit"
        AdjLower = "Konfidenz-*intervall*untere*Grenze"
        AdjUpper = "Konfidenz-*intervall*obere*Grenze"
        GD       = "Grenz-*differenz*(GD)";
  VAR  A _A B Estimate StdErr DF AdjP AdjLower AdjUpper GD Test ;
RUN;

TITLE "Vergleich der B-Effekte  - auf gleicher A-Stufe";
DATA Diffs ABA;
  set Diffs (where=(Effect='A*B' ));
  if A =  A;
  Test = ' n.s.      ';
  if AdjP < &alpha then Test = 'signifikant';
  GD = ABS(AdjUpper-AdjLower)/2;
PROC PRINT data=Diffs ABA label split='*' noobs;
  label Estimate = "Differenz*der*Mittelwerte"
        StdErr   = "Standard-*fehler"
        DF       = "Freiheits-*grade"
        AdjP     = "Überschrei-*tungs-*wahrschein-*lichkeit"
        AdjLower = "Konfidenz-*intervall*untere*Grenze"
        AdjUpper = "Konfidenz-*intervall*obere*Grenze"
        GD       = "Grenz-*differenz*(GD)";
  VAR  A B _B Estimate StdErr DF AdjP AdjLower AdjUpper GD Test ;
RUN;
```

Ausschließlich für den multiplen t-Test (*das simultane Signifikanzniveau wird nicht eingehalten!*) sind auszutauschen:

`AdjP`	durch	`Probt`
`AdjLower`	durch	`Lower`
`AdjUpper`	durch	`Upper`
`GD`	durch	`LSD`

Literatur

BÄTZ, G. und K. STEGEMANN (1981): Einige Probleme der Interpretation der Ergebnisse von Serien von Feldversuchen
Archiv für Acker- u. Pflanzenbau u. Bodenkunde, **25,** 4, S. 235-243

MÖHRING, J. and PIEPHO, H. P. (2009): Comparison of weighting in two-stage analyses of series of experiments
Crop Science **49**, pp.1977-1988.

PIEPHO, H.-P. (1999): Stability analysis using the SAS system, Agronomy Journal, **91**, pp. 154-160

PIEPHO, H.-P. und SPILKE, J. (1999): Anmerkungen zur Analyse balancierter gemischter Modelle mit der SAS-Prozedur MIXED
Zeitschrift für Agrarinformatik, **7**, Heft 2, S. 39-46

Danksagung

Besonderen Dank sage ich Herrn Prof. Piepho für die Durchsicht der Seiten für die Serienanalyse. Die Unzulänglichkeiten derzeitiger SAS-Versionen können dazu führen, mit aggregierten Daten eine Serie zu analysieren. Dabei machte er besonders auf die den Eigenschaften der Blocks geschuldeten Unterschiede beim Wichten der Prüfgliedmittelwerte aufmerksam.

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

Seit 2008 werden sie unter neuem Namen weitergeführt:
„Berichte aus dem Julius Kühn-Institut“

Heft 138, 2007:	NEPTUN 2005 – Zierpflanzenbau. Statistische Erhebung zur Anwendung von Pflanzenschutzmitteln in der Praxis. Dietmar Roßberg, 18 S.
Heft 139, 2007:	NEPTUN 2005 – Gemüsebau. Statistische Erhebung zur Anwendung von Pflanzenschutzmitteln in der Praxis. Dietmar Roßberg, 66 S.
Heft 140, 2007:	NEPTUN 2006 – Weinbau. Statistische Erhebung zur Anwendung von Pflanzenschutzmitteln in der Praxis. Dietmar Roßberg, Roland Ipach, 16 S.
Heft 141, 2007:	Pflanzenschutz im Ökologischen Landbau – Probleme und Lösungsansätze. 12. Fachgespräch am 27. September 2007. Anwendung von Pflanzenschutzmitteln und innovativer Verfahren im Ökologischen Landbau – neue Wirkstoffe und Applikationstechnik. Bearbeitet von: Stefan Kühne, Heinz Ganzelmeier, Britta Friedrich, 64 S.
Heft 142, 2008:	Fachgespräch: „Bedeutung von Kupfer für den Pflanzenschutz, insbesondere für den Ökologischen Landbau – Reduktions- und Ersatzstrategien“, Berlin-Dahlem, 29. Januar 2008. Bearbeitet von: Stefan Kühne, Britta Friedrich, 94 S.
Heft 143, 2008:	Datensichtung, Unterstützung bei der Problemanalyse, erste Schritte einer Datenanalyse. Eckard Moll, Thomas Stauber, 66 S.
Heft 144, 2008:	Netz Vergleichsbetriebe Pflanzenschutz – Jahresbericht 2007. Bearbeitet von: Bernd Freier, Bernhard Pallutt, Marga Jahn, Jörg Sellmann, Volkmar Gutsche, Wolfgang Zornbach, 53 S.
Heft 145, 2008:	NEPTUN 2007 – Zuckerrüben. Dietmar Roßberg, Erwin Ladewig, Pavel Lukashyk, 44 S.
Heft 146, 2009:	Chronik zum 75jährigen Jubiläum des Instituts für Pflanzenschutz in Ackerbau und Grünland. Bärbel Schöber-Butin, 47 S.
Heft 147, 2009:	NEPTUN 2007 – Obstbau. Dietmar Roßberg, 71 S.
Heft 148, 2009:	21st International Conference on Virus and other Graft Transmissible Diseases of Fruit Crops. July 5 – 10, 2009, Neustadt, Germany, 92 S.
Heft 149, 2009:	Netz Vergleichsbetriebe Pflanzenschutz – Jahresbericht 2008. Bearbeitet von: Bernd Freier, Bernhard Pallutt, Marga Jahn, Jörg Sellmann, Volkmar Gutsche, Wolfgang Zornbach, Eckard Moll, 64 S.
Heft 150, 2009:	NEPTUN 2008 – Hopfen. Dietmar Roßberg, 17 S.
Heft 151, 2010:	NEPTUN 2009 – Weinbau. Dietmar Roßberg, 19 S.
Heft 152, 2010:	NEPTUN 2009 – Zuckerrübe. Dietmar Roßberg, Eike-Hennig Vasel, Erwin Ladewig, 45 S.
Heft 153, 2010:	NEPTUN 2009 – Gemüsebau. Dietmar Roßberg, 72 S.
Heft 154, 2010:	Bewertung der Resistenz von Getreidesortimenten: Planung und Auswertung der Versuche mit Hilfe der SAS-Anwendung RESI 2. Eckard Moll, Kerstin Flath, Ines Tessenow, 109 S.
Heft 155, 2010:	Biofumigation als Pflanzenschutzverfahren: Chancen und Grenzen. Beiträge des Fachgespräches vom 5. Mai 2010 in Bonn-Roleber. Bearbeitet von: Johannes Hallmann, Johannes Keßler, Rita Grosch, Michaela Schlathölter, Florian Rau, Wolfgang Schütze, Matthias Daub, 102 S.
Heft 156, 2010:	Netz Vergleichsbetriebe Pflanzenschutz - Jahresbericht 2009. Bearbeitet von: Bernd Freier, Jörg Sellmann, Jürgen Schwarz, Marga Jahn, Eckard Moll, Volkmar Gutsche, Wolfgang Zornbach. Unter Mitwirkung von: Anita Herzer, Merle Sellenriek, Rene Brand, Benita Burghardt, Christiane Seidel, Florian Kluge, Ute Müller, Christina Wagner, Christoph Hoffmann und den Pflanzenschutzdiensten der Länder, 83 S.
Heft 157, 2010:	Drittes Nachwuchswissenschaftlerforum 2010; 23. - 25. November in Quedlinburg - Abstracts - , 47 S.
Heft 158, 2010:	14. Fachgespräch: „Pflanzenschutz im Ökologischen Landbau – Probleme und Lösungsansätze“. Phosphonate. Bearbeitet von Stefan Kühne, Britta Friedrich, 34 S.
Heft 159, 2011:	Handbuch. Berechnung der Stickstoff-Bilanz für die Landwirtschaft in Deutschland, Jahre 1990 – 2008, 28 S.

JKI
Julius Kühn-Institut
Bundesforschungsinstitut für Kulturpflanzen