Eckard Moll und Hans-Peter Piepho

Die Auswertung von Versuchsserien balancierter und unbalancierter einfaktorieller Blockanlagen A-Bl mit Hilfe von SAS

Die varianzanalytische Auswertung von Versuchsserien mit statistischer Standard-Software ist im Falle orthogonaler Versuchsserien und balancierter Daten problemlos durchzuführen. So bietet beispielsweise die SAS-Prozedur MIXED für alle Modelle mit fixen und zufälligen Effekten adäquate Lösungen. Im Falle unbalancierter Daten ist eine Auswertung als gemischtes Modell mit der REML-Methode prinzipiell möglich. Die Verwendung multipler Testprozeduren mit der Prozedur MIXED ist aber mit einem Achtungszeichen zu versehen. Die Ergebnisse multipler Testprozeduren mit versuchsbezogenem Risiko 1. Art sind für gemischte Modelle - wenn die fixen Stufen des zu vergleichenden Faktor nicht in allen Einzelversuchen dieselben sind - nicht verwendbar. Alternativen sind dann beispielsweise die Bonferroni-, die Sidak-Prozedur oder das Simulationsverfahren von EDWARDS und BERRY. In dieser Arbeit wird auch ein Kompromiss für eine Versuchsserie gegeben, die in den Orten und Jahren nicht orthogonal ist. Des weiteren wird ebenfalls am Beispiel einfaktorieller Blockanlagen A-Bl die Auswertung von Versuchsserien auf der Grundlage von Prüfgliedmittelwerten der Einzelversuche betrachtet.

1 Einführung

Der Feldversuch kann als einzelner Versuch nur über die Wirkung der Prüfglieder am jeweiligen Versuchsstandort und im jeweiligen Jahr eine Aussage liefern. Das ist im allgemeinen eine wesentliche Einschränkung, denn es geht gerade im Freilandversuch darum, die Prüfgliedwirkung unter Beachtung der Wechselwirkung zwischen Prüfglied und Umwelt durch die Auswertung einer geplanten Versuchsserie an verschiedenen Versuchsstandorten und in verschiedenen Versuchsjahren einzuschätzen. Der Vorteil einer geplanten Versuchsserie liegt darin, dass für die Einzelversuche dasselbe varianzanalytische Modell und damit dieselbe - natürlich jeweils neu randomisierte - Versuchsanlage zugrunde gelegt wird und dass in allen Einzelversuchen dieselben Prüfglieder eingesetzt werden, d. h. deren mittlere Wirkung hinsichtlich der Wiederholungsanzahl mit der gleichen Genauigkeit geschätzt wird. Zur somit formulierten Voraussetzung der Balanciertheit, gleiche Wiederholungsanzahl der Prüfglieder in den Einzelversuchen ohne Fehlwerte, und der Orthogonalität der Prüfglieder, in allen Einzelversuchen werden dieselben Prüfglieder angelegt, kommt noch die Orthogonalität hinsichtlich der Umwelten, der Versuchsorte und -jahre hinzu.

Wenn diese Voraussetzungen nicht nur zum Zeitpunkt der Versuchsplanung, sondern auch zum Zeitpunkt der Versuchsauswertung noch gegeben sind, dann ist die statistische Analyse beispielsweise mit der SAS-Prozedur MIXED und der Restricted Maximum Likelihood (REML)-Methode unproblematisch (PIEPHO, SPILKE 1999; RICHTER u. a. 1999). Bis zum F-Test bzw. zur Wald-Statistik sind die Grundlagen und SAS-Anweisungen für die Auswertung von Versuchsserien mit zwei Prüffaktoren für vollständige Blockanlagen mit fixen und zufälligen Effekten von RICHTER u. a. (1999) zusammen gestellt.

Am Beispiel von Versuchsserien aus randomisierten einfaktoriellen Blockanlagen A-Bl wird in dieser Arbeit die statistische Analyse einschließlich der Anwendung multipler Testprozeduren auch für Versuchsserien gezeigt, die von den genannten Voraussetzungen abweichen.

2 Modelle von Versuchsserien randomisierter einfaktorieller Blockanlagen

Ausgehend von der randomisierten einfaktoriellen Blockanlage A-Bl wird der Prüffaktor mit A bezeichnet und steht allgemein für Behandlungen, Sorten und dergleichen. Für die Versuchsorte steht der Buchstabe O und für die Versuchsjahre J. Die Symbolik der Modelle von Versuchsserien randomisierter einfaktorieller Blockanlagen ist angelehnt an RICHTER u. a. (1999). Die zufälligen Effekte werden durch Unterstreichen gekennzeichnet. Die Aussagebereiche der Modelle für die Versuchsserien orientieren sich an BÄTZ und STEGEMANN (1981) und MOLL u. a. (2000). Mit der Entscheidung, ob die Effekte fix oder zufällig sind, gibt es bei der Annahme, dass die Effekte des Prüffaktors A fix sind, acht Modelle, die in der Tabelle 1 zusammengestellt sind. Die Wahl eines dieser Modelle der Versuchsserien hat nicht nur Auswirkungen auf die varianzanalytische Auswertung, sondern auch auf die Wahl und Interpretation multipler Testprozeduren zum Vergleich der mittleren Effekte.

Art der Versuchsserie	Modell		Symbol	Aussagebereich
1 Jahr, mehrere Orte	**1**	Orte fix	O/(A-Bl)	Ackerflächen der Versuchsorte und Witterungsbedingungen des Versuchsjahres
	2	Orte zufällig	O/(A-Bl)	Anbaugebiet, das durch die Versuchsorte und Witterungsbedingungen des Versuchsjahres repräsentiert wird
1 Ort, mehrere Jahre	**3**	Jahre fix	J/(A-Bl)	Witterungsbedingungen der Versuchsjahre und die Ackerflächen des Versuchsortes
	4	Jahre zufällig	J/(A-Bl)	Ackerflächen und klimatische Bedingungen des Versuchsortes
mehrere Orte, mehrere Jahre	**5**	Orte fix, Jahre fix	(OxJ)/(A-Bl)	Ackerflächen der Versuchsorte und die Witterungsbedingungen der Versuchsjahre
	6	Orte fix, Jahre zufällig	(OxJ)/(A-Bl)	Ackerflächen der Versuchsorte und deren Klima
	7	Orte zufällig, Jahre fix	(OxJ)/(A-Bl)	Anbaugebiet, das durch die Versuchsorte und die Witterungsbedingungen der Versuchsjahre repräsentiert wird
	8	Orte zufällig, Jahre zufällig	(OxJ)/(A-Bl)	Anbaugebiet, das durch die Versuchsorte und das Klima des Anbaugebietes repräsentiert wird

Tab. 1: Modelle und Aussagebereiche der Versuchsserien einfaktorieller Blockanlagen

3 Auswertung einer Versuchsserie einfaktorieller Blockanlagen und multipler Vergleich der Effekte des Prüffaktors A auf der Grundlage der Einzelwerte

Im folgenden wird der Prüffaktor A – beispielsweise Sorten oder allgemein Behandlungen – als fix betrachtet. Das Prüfmerkmal ist einheitlich mit Merkmal und der Prüffaktor A mit FaktorA bezeichnet. Das jeweilige Modell der Versuchsserie ist gekennzeichnet durch seine Nummer, wie sie in der Tabelle 1 aufgeführt ist. Bei der SAS-Prozedur MIXED werden die fixen Effekte in die MODEL-Anweisung und die zufälligen Effekte in die RANDOM-Anweisung aufgenommen.

Die Option `NOBOUND` sollte nur im balancierten Fall genutzt werden, um die Reduktion des Modells um Varianzkomponenten, deren Schätzwerte Null oder negativ sind, zu verhindern. Wegen der Möglichkeit des Auftretens einer nicht-positiv definiten Varianz-Kovarianz-Matrix bei unbalancierten Daten (PIEPHO und SPILKE 1999) sollte sie in diesen Fällen nicht eingesetzt werden. Die SAS-Programmzeilen für die acht Modelle der Tabelle 1 sind in der Tabelle 2 aufgeführt. Da die Auswertung einer geplanten Versuchsserie betrachtet wird, ist mit unterschiedlichen Wiederholungszahlen der Einzelversuche nur in Ausnahmefällen zu rechnen.

Eine wichtige Voraussetzung für die Durchführung der Varianzanalyse ist die Homogenität der Fehlervarianzen. Für den einfaktoriellen Fall bietet die SAS-Prozedur GLM den Levene-Test auf Homogenität der Varianzen an. Ein vergleichbarer Test ist für Feldversuchsanlagen derzeit in SAS nicht implementiert. Da es für Versuchsserien gerechtfertigt erscheint, von heterogenen Fehlervarianzen auszugehen, wird vorgeschlagen, prinzipiell zu wichten. Das realisiert die Anweisung (siehe Tabelle 2)

REPEATED / GROUP = `versuch`

Die Variable `versuch` kodiert den Einzelversuch, d. h. sie beinhaltet eine dem Einzelversuch eindeutig zuzuordnende numerische oder Zeichenketten-Zuordnung. Einzelversuche mit hoher Präzision werden entsprechend vorteilhaft berücksichtigt. Natürlich kommt die Wichtung vor allem dann zum Tragen, wenn heterogene Fehlervarianzen vorliegen.

Zur Wichtung der Freiheitsgrade wird die Option DDFM=SATTERTH bzw. ab der Version SAS 8 auch DDFM=KENWARDROGER herangezogen (s. Tab. 2). Die SATTERTH Option implementiert eine allgemeine Satterthwaite-Approximation, die ursprünglich von GIESBRECHT und BURNS (1985) für den Test von einfachen Hypothesen (t-Tests, paarweise Vergleiche, Hypothesen mit einem Freiheitsgrad) in gemischten Modellen vorgeschlagen wurde. Diese Methode erweiterten FAI und CORNELIUS (1996) auf komplexere Hypothesen (Globalhypothesen wie die Gleichheit aller Behandlungen, F-Tests, Hypothesen mit mehr als einem Freiheitsgrad). Die KENWARDROGER Option implementiert die Methode von KENWARD und ROGER (1997). Im Falle des Tests komplexer Hypothesen mit Hilfe des Wald-F-Tests arbeitet das Verfahren mit Approximationen der Prüfverteilung über "gestreckte F-Verteilungen". Diese Methode umfasst eine verallgemeinerte Satterthwaite-Approximation, die die Wirkung des Schätzfehlers der Varianzkomponenten auf den Standardfehler linearer Kontraste der fixen Effekte berücksichtigt und daher vor allem bei unbalancierten Daten „bessere” Ergebnisse liefert, wie Simulationen von SPILKE, PIEPHO und HU (2001) zeigen. Allerdings bringt die Option KENWARDROGER aufgrund einer anderen Schätzung der Varianz-Kovarianz-Matrix der festen Effekte für Hypothesen mit einem Freiheitsgrad nicht dasselbe Ergebnis wie die Option SATTERTH. Auf die Darlegung weiterer Details wird hier mit Hinweis auf die genannte Originalliteratur verzichtet.

Modell	
1 ... 8	PROC MIXED nobound;
1	CLASS FaktorA orte blocks; MODEL Merkmal = FaktorA orte FaktorA*orte blocks(orte) / ddfm=kenwardroger;
2	CLASS FaktorA orte blocks; MODEL Merkmal = FaktorA / ddfm=kenwardroger; RANDOM orte FaktorA*orte blocks(orte);
3	CLASS FaktorA jahre blocks; MODEL Merkmal = FaktorA jahre FaktorA*jahre blocks(jahre) / ddfm=kenwardroger;
4	CLASS FaktorA jahre blocks; MODEL Merkmal = FaktorA / ddfm=kenwardroger; RANDOM jahre FaktorA*jahre blocks(jahre);
5	CLASS FaktorA orte jahre blocks; MODEL Merkmal = FaktorA orte jahre FaktorA*orte FaktorA*jahre orte*jahre FaktorA*orte*jahre blocks(orte*jahre) / ddfm=kenwardroger;
6	CLASS FaktorA orte jahre blocks; MODEL Merkmal = FaktorA orte FaktorA*orte / ddfm=kenwardroger; RANDOM jahre FaktorA*jahre orte*jahre FaktorA*orte*jahre blocks(orte*jahre);
7	CLASS FaktorA orte jahre blocks; MODEL Merkmal = FaktorA jahre FaktorA*jahre / ddfm=kenwardroger; RANDOM orte FaktorA*orte orte*jahre FaktorA*orte*jahre blocks(orte*jahre);
8	CLASS FaktorA orte jahre blocks; MODEL Merkmal = FaktorA / ddfm=kenwardroger; RANDOM orte jahre FaktorA*orte FaktorA*jahre orte*jahre FaktorA*orte*jahre blocks(orte*jahre);
1 ... 8	REPEATED / GROUP = versuch; LSMEANS ... / ...; run;

Tab. 2: Auswertung einer Versuchsserie mit der Prozedur MIXED für Einzelwerte (die Option nobound *wird nur bei balancierten Daten eingesetzt).*

Die Auswertung einer Versuchsserie wird nach der Tabelle 2 vorgenommen. Der Blockeffekt für die Modelle 1,3 und 5 wird formal als fix angesetzt, weil alle Behandlungseffekte fix sind und die Randomisation der Versuchsanlage die Annahme zufälliger Blockeffekte nicht rechtfertigt. Bei Zufälligkeit der Umwelten (Jahre und/oder Orte) kann dagegen ein mehrstufiger Stichprobenmechanismus zugrundegelegt werden (Umwelten/Blocks/Parzellen), wobei auf der zweiten Stufe eine Klumpenstichprobe von Blocks gezogen wird. Die positive Korrelation der Blocks wird durch zufällige Umwelteffekte modelliert, die Versuchseinheiten sind die Parzellen. Die positive Korrelation der Versuchseinheiten (Parzellen) wird durch zufällige Blockeffekte modelliert. Das ist im Modell mit fixen Umwelteffekten nicht möglich. Falls in den Modellen 1, 3 und 5 zufällige Blocks angenommen werden sollen, muss der Blockeffekt in die RANDOM-Anweisung (Tabelle 2) verschoben werden. Probleme treten auf, wenn die Versuchsserie nichtorthogonal in den Versuchsorten und –jahren ist. Mit Blick auf die Planung einer Versuchsserie sollte garantiert werden, dass die Einzelversuche an allen Versuchsorten und in allen Versuchsjahren durchgeführt werden. Die Auswertung nicht orthogonaler Versuchsserien ist bisher nur für orthogonale Kerne oder über den Faktor Umwelten anstelle der beiden Faktoren Orte und Jahre möglich. Als Beitrag zur Überwindung dieser Probleme soll hier generell für die Auswertung einer Versuchsserie die Reduktion des Modells um nichtsignifikante Wechselwirkungen (fixer Effekte) unter Berücksichtigung ihrer Hierarchie empfohlen werden (NELDER 1994). Dem kommt entgegen, dass mit der Modellreduktion gegen keine Randomisationsstruktur verstoßen wird und das Ergebnis einfachere Modelle sind. Das ist auch die Grundlage dafür, dass die Modelle 1 bis 4 durchgehend zweifaktoriell und die Modelle 5 bis 8 durchgehend dreifaktoriell ausgewertet werden können, was nachstehend detaillierter vorgestellt wird.

Die Reduktion des Modells um nicht signifikante Wechselwirkungen unter Berücksichtigung ihrer Hierarchie geht vom vollen Modell (s. Tab. 2) aus. Ist die Wechselwirkung FaktorA x Orte x Jahre (Modell 5) signifikant, wird keine Modellreduktion vorgenommen. Dann ist allerdings in Anlehnung an DÖRFEL und BÄTZ (1980) ein multipler Vergleich der Stufen des Prüffaktors A über die FaktorA x Orte x Jahre-Mittelwerte auf derselben Orte x Jahre-Stufe zu realisieren. Wenn eine fixe zweifache Wechselwirkung (Modell 5: FaktorA x Orte, FaktorA x Jahre, Modell 6: FaktorA x Orte, Modell 7: FaktorA x Jahre) nicht signifikant ist, wird das Modell um diese Wechselwirkung(en) reduziert. Ist eine der Wechselwirkungen signifikant, wird der multiple Vergleich der Stufen des Prüffaktors A über die Mittelwerte der entsprechenden Faktorkombination auf derselben Stufe der Orte bzw. Jahre durchgeführt.

Mit der Wahl eines multiplen Mittelwertvergleiches für die Stufen des Prüffaktors A kann ein weiteres Problem zum Tragen kommen: Eine Testprozedur mit versuchsbezogenem Risiko 1. Art, beispielsweise Tukey- oder Dunnett-Prozedur, ist für das gemischte Modell, d. h. Orte und/oder Jahre zufällig, bei nicht orthogonalen Stufen des Prüffaktors ebenso nicht anwendbar wie bei heterogenen Fehlervarianzen. Falls nach einem gemischten Modell ausgewertet wird, tritt im unbalancierten Fall trotz Schätzbarkeit aller Sortenmittelwerte das Problem auf, dass die Varianz-Kovarianz-Struktur der Prüfgliedmittelwerte von der „Compound-Symmetry“-Struktur (konstante Varianz der Mittelwertdifferenzen) abweicht und die Mittelwertdifferenzen im Gegensatz zum Modell mit fixen Effekten Kontraste nicht einer multivariaten t-Verteilung folgen. Die von der Prozedur MIXED auch im Fall gemischter Modelle verwendete faktoranalytische Approximation von HSU (1992) [$V = \Lambda\Lambda'$ mit V: Varianz-Kovarianz-Matrix, Λ: Matrix von Faktorladungen, in der die Spalten den Faktoren entsprechen] wurde nur für unbalancierte Blockmodelle im Modell mit fixen Effekten bei homogener Fehlervarianz durch Simulation untersucht, nicht aber für das gemischte Modell und/oder bei heterogenen Varianzen. Von einer generellen Anwendung wird daher abgeraten. Für gemischte Modelle sind anstelle der üblichen Testprozeduren mit versuchsbezogenem Risiko 1. Art (Tukey-, Dunnett- und andere) verschiedene Wege denkbar, so beispielsweise multiple t-Tests mit einer Bonferroni- oder einer Sidak-Korrektur (HSU 1996), schrittweise Verfahren zur Korrektur der adjustierten p-Werte, der Überschreitungswahrscheinlichkeiten, wie das Bonferroni-Holm-Verfahren, das auch in der SAS-Prozedur MULTTEST integriert ist, oder das Simulationsverfahren von EDWARDS und BERRY (1987), welches über die ADJUST=SIMULATE Option der LSMEANS Anweisung verfügbar ist – ein Verfahren, was favorisiert werden sollte. Eine ausführliche Darstellung dieser und weiterer Optionen findet sich bei WESTFALL et al. (1999).

4 Auswertung einer Versuchsserie auf der Grundlage der Prüfgliedmittelwerte der Einzelversuche

Bei Verwendung der Prüfgliedmittelwerte der Einzelversuche erfolgt die varianzanalytische Auswertung zweifaktoriell, für die Modelle 1 bis 4, bzw. dreifaktoriell für die Modelle 5 bis 8. Die Prüfgliedmittelwerte können wie Einzelwerte ohne weitere SAS-Anweisungen behandelt werden, wenn ihnen gleiche Wiederholungszahlen zugrunde liegen und ein gemischtes Modell gewählt wird, d. h. wenn Orte und/oder Jahre zufällig sind, und wenn die Fehlervarianzen der Einzelversuche gleich sind. Die Option NOBOUND kann wie bei der Analyse der Einzeldaten auch hier nur für den balancierten Fall und bei homogenen Fehlervarianzen eingesetzt werden. Bei Homogenität der Fehlervarianzen der Einzelversuche kann eine gemeinsame Fehlervarianz geschätzt werden durch

$$MQ_{Rest_{gepoolt}} = \frac{\sum_{i=1}^{k} SQ_{Fehler}(i)}{\sum_{i=1}^{k} FG_{Fehler}(i)} ,$$

wobei die Summation der Summe der Abweichungsquadrate (SQ) und der Freiheitsgrade (FG) über die k Einzelversuche erfolgt. Dieser Schätzwert wird in der Regel so viele Freiheitsgrade ausweisen, dass er wie ein bekannter Wert behandelt werden kann. Bei gleicher Zahl von Wiederholungen in jedem Versuch (r) ist die Fehlervarianz eines Prüfgliedmittelwertes gegeben durch MQRest, gepoolt $MQ_{Rest,\ gepoolt}$ / r.

Zur Umsetzung in ein SAS-Programm wird die PARMS-Anweisung benötigt, mit deren Option EQCONS der Schätzwert für die gemeinsame Fehlervarianz (eines Prüfgliedmittelwertes) bei Varianzhomogenität für die REML-Iterationen unveränderbar festgehalten wird. Die Tabelle 3 zeigt für die Modelle 1 und 2 die Realisierung. Für das Modell 1 (Orte fix) ist der Schätzwert für die gemeinsame Fehlervarianz die einzige Zufallskomponente, die mit EQCONS=1 fixiert wird. Die numerische Größe in der Option EQCONS= gibt eine Position an, die in diesem Fall nur 1 sein kann, da nur auf die einzige Zufallsgröße Bezog genommen wird. Falls Orte und/oder Jahre zufällig sind, müssen in der PARMS-Anweisung Startwerte für die entsprechenden weiteren Varianzkomponenten vor der Fehlervarianz in Korrespondenz mit der RANDOM-Anweisung aufgeführt werden. Für das Modell 2 sind das die vorzugebenen Startwerte für die zufälligen Effekte Orte und FaktorA*Orte. Diese Startwerte können beispielsweise 1 sein (s. Tab. 3). Für das Modell 2 muss die Option zur Fixierung der Fehlervarianz nun EQCONS=3 sein. Auf die für die F-Tests bei Modellen mit ausschließlich fixen Effekten notwendig vorzugebenen Nenner-Freiheitsgrade, die mit 500 angegeben sind, wird an späterer Stelle genauer eingegangen.

Von einer Varianzgleichheit kann wie gesagt im allgemeinen nicht ausgegangen werden. Das ist auch der Ansatzpunkt für die klassische Vorgehensweise zur ungewichteten Auswertung einer Versuchsserie mit Heterogenität in den Fehlervarianzen. Aus den Fehlervarianzen der Einzelversuche wird eine gemittelte Fehlervarianz der Versuchsserie berechnet, wie sie beispielsweise auch bei BÄTZ u. a. (1982) zu finden ist:

$$MQ_{Rest_{gemittelt}} = \frac{1}{k}\left\{\frac{MQ_{Rest_1}}{r_1} + \frac{MQ_{Rest_2}}{r_2} + \bullet\bullet\bullet + \frac{MQ_{Rest_k}}{r_k}\right\} = \frac{1}{k}\sum_{i=1}^{k}\frac{MQ_{Rest_i}}{r_i}$$

k: Anzahl der Einzelversuche der Versuchsserie

r_i: Anzahl Blocks des i-ten Einzelversuches (bei geplanter Versuchsserie: r_i = rVi).

Modell	
1 ... 8	`PROC MIXED  nobound;`

1	`CLASS  FaktorA orte;`
	`MODEL  Merkmal = FaktorA orte FaktorA*orte / ddf=500 500 500;`
	`PARMS  (17.54) / EQCONS = 1;`

2	`CLASS  FaktorA orte;`
	`MODEL  Merkmal = FaktorA / ddfm=kenwardroger;`
	`RANDOM orte FaktorA*orte;`
	`PARMS  (1) (1) (17.54) / EQCONS = 3;`

...	
1 ... 8	`run;`

Tabelle 3: Auswertung einer Versuchsserie am Beispiel der Modelle 1 und 2 mit der Prozedur MIXED für homogene Fehlervarianzen mit dem angenommenen Schätzwert MQRest, gepoolt $MQ_{Rest,\ gepoolt}$ = 17,54 (Die Option nobound wird nur bei balancierten Daten eingesetzt.)

Bei dieser Vorgehensweise werden die Blocks als fix betrachtet, was durchaus der seinerzeit üblichen Betrachtung entspricht. Dieses einfache Herangehen wird vor allem für ungewichtete Serienanalysen noch genutzt. Diese Form der ungewichteten Mittelwertbildung berücksichtigt nicht die ungleiche Varianz der einzelnen Summanden.

Die SAS-Prozedur MIXED bietet eine gewichtete Auswertung der Prüfgliedmittelwerte. Deren Handhabung liegt im Zusammenwirken der WEIGHT- und der REPEATED-Anweisung. Ausgangspunkt (PIEPHO 1999, PIEPHO und MICHEL 2000) ist das gemischte lineare Modell für eine Versuchsserie über die Prüfgliedmittelwerte

$$\mathbf{y} = \mathbf{X}\boldsymbol{ß} + \mathbf{Z}\mathbf{u} + \mathbf{e}$$

mit
y : Vektor der Prüfgliedmittelwerte je Versuch,
X : Designmatrix für fixe Effekte,
ß : Parametervektor für fixe Effekte,
Z : Designmatrix für zufällige Effekte,
u : Parametervektor für zufällige Effekte und
e : Fehlervektor.

Die Zufallsvektoren u und e sind stochastisch unabhängig. Ihre Varianzen sind var(**u**) = **G** und var(**e**) = **R**. Die Blockeffekte werden bei dieser Betrachtung formal als fix angesehen. Dieses begründet sich dadurch, dass Blockeffekte beim Vergleich von Mittelwerten im Einzelversuch über die Mittelwertdifferenzen nicht mehr auftreten. Für die Serienauswertung auf Basis von Mittelwerten hat das den Vorteil, dass die Elemente in e als voneinander unabhängig betrachten werden können. Man beachte, dass das Modell für die Mittelwerte die Blockeffekte nicht mehr umfasst. Stattdessen ist der Mittelwert der Blockeffekte mit dem Umwelthaupteffekt vermengt. Bei der REML-Analyse für obiges Modell der Versuchsserie kann die Matrix **R** als fix vorgeben werden (FRENSHAM et al., 1997). Dabei werden die Elemente von **R** außerhalb der Diagonale gleich Null und das i-te Diagonalelement gleich dem Quadrat des Standardfehlers für den i-ten Mittelwert im Mittelwertsvektor y gesetzt. Die Matrix **R** wird in der REML-Analyse als bekannt angenommen. Die Kehrwerte der Diagonalelemente der Matrix **R** realisieren dabei Gewichte.

<table>
<tr><th>Modell</th><th></th></tr>
<tr><td>1 ... 8</td><td><pre>PROC MIXED nobound;</pre></td></tr>
<tr><td>1</td><td><pre> CLASS FaktorA orte;
  MODEL Merkmal = FaktorA orte FaktorA*orte / ddf=500 500 500;
  PARMS (1) / EQCONS = 1;</pre></td></tr>
<tr><td>2</td><td><pre> CLASS FaktorA orte;
  MODEL Merkmal = FaktorA / ddfm=kenwardroger;
  RANDOM orte FaktorA*orte;
  PARMS (1) (1) (1) / EQCONS = 3;</pre></td></tr>
<tr><td>3</td><td><pre> CLASS FaktorA jahre;
  MODEL Merkmal = FaktorA jahre FaktorA*jahre / ddf=500 500 500;
  PARMS (1) / EQCONS = 1;</pre></td></tr>
<tr><td>4</td><td><pre> CLASS FaktorA jahre;
  MODEL Merkmal = FaktorA / ddfm=kenwardroger;
  RANDOM jahre FaktorA*jahre;
  PARMS (1) (1) (1) / EQCONS = 3;</pre></td></tr>
<tr><td>5</td><td><pre> CLASS FaktorA orte jahre;
  MODEL Merkmal = FaktorA orte jahre FaktorA*orte FaktorA*jahre
         orte*jahre FaktorA*orte*jahre
         / ddf=500 500 500 500 500 500 500;
  PARMS (1) / EQCONS = 1;</pre></td></tr>
<tr><td>6</td><td><pre> CLASS FaktorA orte jahre;
  MODEL Merkmal = FaktorA orte FaktorA*orte / ddfm=kenwardroger;
  RANDOM jahre FaktorA*jahre orte*jahre FaktorA*orte*jahre;
  PARMS (1) (1) (1) (1) (1) / EQCONS = 5;</pre></td></tr>
<tr><td>7</td><td><pre> CLASS FaktorA orte jahre;
  MODEL Merkmal = FaktorA jahre FaktorA*jahre / ddfm=kenwardroger;
  RANDOM orte FaktorA*orte orte*jahre FaktorA*orte*jahre;
  PARMS (1) (1) (1) (1) (1) / EQCONS = 5;</pre></td></tr>
<tr><td>8</td><td><pre> CLASS FaktorA orte jahre
  MODEL Merkmal = FaktorA / ddfm=kenwardroger;
  RANDOM orte jahre FaktorA*orte FaktorA*jahre orte*jahre
         FaktorA*orte*jahre;
  PARMS (1) (1) (1) (1) (1) (1) (1) / EQCONS = 7;</pre></td></tr>
<tr><td>1 ... 8</td><td><pre> WEIGHT gewicht;
  REPEATED;
run;</pre></td></tr>
</table>

Tab. 4: Auswertung einer Versuchsserie mit der Prozedur MIXED für gewichtete Prüfgliedmittelwerte (Die Option nobound wird nur bei balancierten Daten eingesetzt.)

Das einfachste Gewicht, das für alle Prüfgliedmittelwerte eines Einzelversuches (i = 1, 2, ... , k) gleich ist, wäre

$$\text{gewicht}_i = \frac{r_i}{MQ_{Rest_i}} .$$

Dieses Gewicht setzt allerdings Balanciertheit des Einzelversuches voraus. Allgemeingültiger und auch für die Analyse einer Versuchsserie mit unbalancierten Einzelversuchen auf der Grundlage der Prüfgliedmittelwerte ist das Heranziehen der Maßzahl Standardfehler des adjustierten Mittelwertes sA (Std Error) (PIEPHO 1999), die man bei der Auswertung des Einzelversuches mit der Prozedur MIXED unter der Teilüberschrift Least Squares Means neben den adjustierten Mittelwerten (LSMEAN) für Stufen des Prüffaktors findet. Dieses Gewicht ist nach PIEPHO (1999)

$$\text{gewicht}_{ij} = \frac{1}{s^2_{A_{ij}}} ,$$

wobei j für jeden Prüfgliedmittelwert des Einzelversuches i steht.

Die Variable GEWICHT ist im separaten DATA-Schritt zu bilden und den Prüfgliedmittelwerten zuzuordnen. Dann wird entsprechend des Modells der Versuchsserie (Tabelle 1) die Prozedur MIXED aufgerufen. Die Tabelle 4 zeigt für die acht Modelle die Programmzeilen, wobei auf die Anweisungen zum multiplen Testen verzichtet wird.

Zur Umsetzung dieses Ansatzes werden die Gewichte, also die Kehrwerte der quadrierten Standardfehler der Prüfgliedmittelwerte, in die WEIGHT-Anweisung der SAS-Prozedur MIXED geschrieben. MIXED erstellt hieraus eine Wichtungsmatrix **W**, welche die quadrierten Standardfehler als Diagonalelemente enthält. Die **R**-Matrix wird durch $\mathbf{W}^{-1/2}\mathbf{R0W}^{-1/2}$ ersetzt, wobei wegen des Aufrufs der REPEATED-Anweisung ohne weitere Spezifikationen und der Fixierung der Restvarianz bei Eins (siehe unten) für $\mathbf{R_0}$ die Einheitsmatrix angesetzt wird, so dass **R** wie gewünscht die quadrierten Standardfehler auf der Diagonalen enthält ($\mathbf{R} = \mathbf{W}^{-1/2}\mathbf{R0W}^{-1/2} = \mathbf{W}^{-1}$). [Diese Darstellung lehnt sich an die Beschreibung im SAS Handbuch (SAS Institute 1997) an, wohl wissend, dass die Art der Darstellung verwirrend sein kann]. Die Fixierung der Restvarianz erfolgt mit der PARMS-Anweisung. Für alle zu schätzenden Varianzkomponenten müssen Startwerte vorgegeben werden. Die Zuordnung der Startwerte zu den zu schätzenden Varianzkomponenten erfolgt entsprechend der Reihenfolge der zufälligen Effekte in der RANDOM-Anweisung. Hinzu kommt der (Start-)Wert für die Varianzkomponente des Restes mit dem Wert 1. Um diesen Wert festzuhalten, wird mit der Option EQCONS=n mit der Position n angegeben, welche der Varianzkomponenten konstant bleiben soll. Beispielsweise ist für das Modell 2 die vierte Varianzkomponente die des Restes: EQCONS = 4 (Tabelle 4). Die ersten drei mit dem Wert 1 vorgegebenen Startwerte beziehen sich auf die zu schätzenden Varianzkomponenten für die zufälligen Effekte `orte`, `FaktorA x orte` und `blocks(orte)`.

In einer einstufigen Analyse basierend auf Einzeldaten können die Nennerfreiheitsgrade immer mit Hilfe der Kenward-Roger-Methode berechnet werden. Im balancierten Fall und bei homogenen Varianzen liefert dieses immer die bekannten exakten F-Tests (KENWARD und ROGER 1997). Im unbalancierten Fall wird die vorgegebene Wahrscheinlichkeit für einen Fehler 1. Art über einen weiten Bereich von Versuchsanlagen gut eingehalten (KENWARD und ROGER 1997, SPILKE, PIEPHO und HU 2001). Bei der einstufigen Analyse werden auch die Fehlerfreiheitsgrade in die Berechnung der Nenner-Freiheitsgrade der Wald-Statistiken einbezogen.

Beim zweistufiges Verfahren, in welchem die Fehlervarianzen als Gewichte verwendet werden, ist zur Berechnung der Nenner-Freiheitsgrade eine zusätzliche Approximation erforderlich. Das kann am Beispiel der Modelle 1, 3 und 5 verdeutlicht werden, in denen alle Effekte fix sind. Um die Gewichte (siehe oben) bei der Auswertung zu berücksichtigen, müssen die jeweiligen Fehlervarianzen formal als bekannt betrachtet werden. Im Fall balancierter Daten und homogener Fehlervarianzen hat das zur Folge, dass man die Wald-Statistiken gegen eine entsprechende F-Verteilung mit unendlichen Nenner-Freiheitsgraden prüft. Dagegen sind mit o = Anzahl der Orte, j = Anzahl der Jahre, a = Anzahl der Stufen des Prüffaktors A und r = Anzahl der Blocks die exakten Freiheitsgrade des Restes der Versuchsserie bei homogenen Varianzen und balancierten Daten gegeben durch:

Modell 1: FG = o(a-1)(r-1)
Modell 3: FG = j(a-1)(r-1)
Modell 5: FG = oj(a-1)(r-1) .

Rechnet man statt dessen mit unendlichen Nenner-Freiheitsgraden, werden die Wald-Tests etwas liberal. In Versuchsserien ist allerdings von sehr hohen Fehler-Freiheitsgraden auszugehen, so dass die Annahme bekannter Gewichte (unendlicher Fehler-Freiheitsgrade) nur eine unwesentliche Wirkung hat, denn bei Nenner-Freiheitsgraden, die größer als 30 sind, sind die Unterschiede zu den Testgrößen mit größeren Nenner-Freiheitsgraden minimal. Zwar könnte man in einigen einfachen Fällen die exakten Freiheitsgrade "von Hand" berechnen und vorgeben, aber für den allgemeinen Fall ist dieses Vorgehen nicht praktikabel. Deshalb wird vorgeschlagen, im Fall von ausschließlich gegen den Fehler zu testenden Hypothesen (alle Effekte in Modellen 1,3,5; höchste Wechselwirkungen bei allen anderen Modellen) für alle vorzugebenen Nenner-Freiheitsgrade 500 (oder eine größere Zahl) zu wählen (s. Tab. 3 und 4). Bedingung ist, dass die Freiheitsgrade des Restes des Einzelversuches mindestens 30 betragen. Andernfalls ist eine einstufige Analyse vorzuziehen. Diese ist bei dem dann geringeren Versuchsumfang auch vom Rechenaufwand her vertretbar.

Die hier vorgeschlagene Auswertung auf Basis der Prüfgliedmittelwerte ist approximativ. Eine voll effiziente Auswertung modelliert die Einzelwerte direkt (CULLIS et al. 1998), ist aber sehr viel rechenintensiver.

5 Beispiel

Von 11 verschiedenen Sorten Körnermais wurde an 2 Versuchsstandorten in 3 Jahren der Kornertrag ermittelt. Die Daten sind in das Programm 1 integriert und liegen als Sortenmittelwerte mit ihren Standardfehlern vor. Auf die genaue Sorten- und Ortsbezeichnung wird verzichtet. Zu erkennen ist, dass nicht alle Sorten in allen Einzelversuchen angebaut wurden. Die Versuchsanlage war jeweils eine einfaktorielle randomisierte Blockanlage mit 4 Wiederholungen. Die Varianztabelle für das vollständige Modell (Output 1) zeigt, dass außer der Dreifachwechselwirkung alle (fixen) Effekte signifikant sind. Das Modell wird nun um den Effekt der Dreifachwechselwirkung reduziert und der Vergleich der Sorteneffekte wird mit den Sorten-Orte-Mittelwerte auf gleiche Stufe der Orte und mit den Sorten-Jahre-Mittelwerten auf gleicher Stufe der Jahre vorgenommen. Die Ergebnisse der Varianzanalyse mit dem reduzierten Modell sind im Output 2 aufgeführt. Die Mittelwertvergleiche zeigen das Output 3a bzw. 3b. Zu erkennen ist, dass einige Vergleiche nicht vorgenommen werden können, weil in dem Ort oder Jahr die zu vergleichende Sorte fehlt.

Zu den Programmzeilen den Programms 1 wird noch der Hinweis gegeben, dass der zweite PROC MIXED-Aufruf mit ODS-Befehlen von SAS 8.1 geschrieben wurde. Diese Befehle des Output Delivery Systems (ODS) von SAS gestatten die Ausgabe auf Dateien und somit die gezielte Ausgabe der Schätzwerte und Testergebnisse für die Mittelwertdifferenzen für gleiche Orte bzw. Jahre. Für denjenigen, dem das noch zu wenig vertraut ist, sind diese Zeilen mit *; markiert. Ohne die dieser Markierung folgenden Befehlszeilen wird seitens der Prozedur alles ins Output-Fenster geschrieben. Für die Mittelwertvergleiche heißt das, dass dann nur die heranzuziehen sind, bei denen die Orte bzw. Jahre gleich sind.

6 Diskussion

Die vorgestellte Auswertung einer Versuchsserie auf der Basis der Einzelwerte oder der Prüfgliedmittelwerte geht von einer geplanten Versuchsserie aus, deren Einzelversuche balanciert und möglichst orthogonal sind. Basis ist die SAS-Prozedur MIXED. Allerdings hat sie gegenwärtig nicht die notwendige volle Flexibilität der Modellierung, wie sie beispielsweise im Paket ASREML (ftp://ftp.res.bbsrc.ac.uk/pub/aar/) verfügbar ist. Das wirkt sich bei routinemäßiger Auswertung von Einzelwerten mit MIXED bei komplexeren Modellen äußerst ungünstig auf die Rechenzeit aus. Aus diesem Grunde ist derzeit die Serienanalyse auf der Grundlage der Prüfgliedmittelwerte vorzuziehen.

Die zur Wichtung herangezogenen Standardfehler der Prüfgliedmittelwerte werden anlagebezogen und unter Berücksichtigung der tatsächlichen Wiederholungszahlen des Prüfgliedes geschätzt. Dieser Weg ermöglicht auch die optimale Berücksichtigung verschiedener Versuchsanlagen je Einzelversuch sowie unterschiedlicher Auswertungsmodelle je Versuch (Gitterversuche mit und ohne Nutzung der Interblockinformation, geostatistische Ansätze, etc.).

Programm 1: Beispiel für die Auswertung einer Versuchsserie mit gewichteten Prüfgliedmittelwerten, Modell 5

```
data daten;
  input orte $ jahre Sorten $ ertrag stderr;
  gewicht = 1/(stderr*stderr);
cards;
Ort1  1996  Sort01  88.3750  1.5091
Ort1  1996  Sort02  90.0750  1.5091
Ort1  1996  Sort03  89.6250  1.5091
Ort1  1996  Sort04  91.8750  1.5091
Ort1  1996  Sort05  89.0500  1.5091
Ort1  1996  Sort06  91.8250  1.5091
Ort1  1996  Sort07  90.5250  1.5091
Ort1  1996  Sort08  96.1000  1.5091
Ort1  1996  Sort09  89.9750  1.5091
Ort1  1997  Sort01  98.6000  2.9014
Ort1  1997  Sort02  93.2500  2.9014
Ort1  1997  Sort03  104.070  2.9014
Ort1  1997  Sort04  93.8000  2.9014
Ort1  1997  Sort05  89.1750  2.9014
Ort1  1997  Sort06  99.7250  2.9014
Ort1  1997  Sort07  86.9250  2.9014
Ort1  1997  Sort08  95.1250  2.9014
Ort1  1997  Sort09  88.9750  2.9014
Ort1  1997  Sort11  103.050  2.9014
Ort1  1998  Sort02  68.3000  2.7328
Ort1  1998  Sort03  69.9250  2.7328
Ort1  1998  Sort05  61.3000  2.7328
Ort1  1998  Sort07  63.2500  2.7328
Ort1  1998  Sort08  74.9000  2.7328
Ort1  1998  Sort11  67.6000  2.7328
Ort2  1996  Sort01  78.8000  2.4060
Ort2  1996  Sort02  87.7500  2.4060
Ort2  1996  Sort03  89.0250  2.4060
Ort2  1996  Sort04  81.1000  2.4060
Ort2  1996  Sort05  88.1500  2.4060
Ort2  1996  Sort06  94.6250  2.4060
Ort2  1996  Sort07  82.5500  2.4060
Ort2  1996  Sort08  97.8500  2.4060
Ort2  1996  Sort09  90.1000  2.4060
Ort2  1996  Sort10  85.4500  2.4060
Ort2  1997  Sort01  94.0250  2.5581
Ort2  1997  Sort02  98.0500  2.5581
Ort2  1997  Sort03  101.700  2.5581
Ort2  1997  Sort04  80.2750  2.5581
Ort2  1997  Sort05  94.2500  2.5581
Ort2  1997  Sort06  100.950  2.5581
Ort2  1997  Sort07  89.9000  2.5581
Ort2  1997  Sort08  93.8750  2.5581
Ort2  1997  Sort09  92.9750  2.5581
Ort2  1997  Sort10  113.250  2.5581
Ort2  1997  Sort11  95.3250  2.5581
Ort2  1998  Sort02  96.8250  3.0968
Ort2  1998  Sort03  82.6500  3.0968
Ort2  1998  Sort05  79.9000  3.0968
Ort2  1998  Sort07  87.3750  3.0968
Ort2  1998  Sort08  101.580  3.0968
Ort2  1998  Sort10  99.4250  3.0968
Ort2  1998  Sort11  91.2000  3.0968
;
title "Modell 5 - vollständig";
PROC MIXED DATA=daten nobound;
  CLASS  sorten orte jahre;
  MODEL  ertrag = sorten orte jahre sorten*orte sorten*jahre
       orte*jahre sorten*orte*jahre / ddf=500 500 500 500 500 500 500;
  PARMS  (1) / EQCONS = 1;
  WEIGHT  gewicht;
  REPEATED;
run;

*; ods listing exclude
       covparms fitstatistics tests3 iterhistory modelinfo lrt
       convergencestatus classlevels dimensions parmsearch
       lsmeans diffs;

*; ods output tests3=vatab
           lsmeans=lsmeans
           diffs=difftest;

title "Modell 5 - reduziert";
PROC MIXED DATA=daten nobound;
  CLASS  sorten orte jahre;
```

```
  MODEL  ertrag = sorten orte jahre sorten*orte sorten*jahre
         orte*jahre / ddf=500 500 500 500 500 500;
  PARMS  (1) / EQCONS = 1;
  WEIGHT  gewicht;
  REPEATED;
  LSMEANS sorten*orte / pdiff;
  LSMEANS sorten*jahre / pdiff;
run;

*; proc print data=vatab noobs;
*;  proc  print  data=difftest  (where=(orte=_orte  or
   jahre=_jahre)) noobs;
  var Effect Sorten orte jahre _Sorten _orte _jahre Estimate
                                   tValue Probt;
run;
title;
*; ods listing close;
```

Output 1: Varianztabelle für das vollständige Modell

Modell 5 - vollständig

Type 3 Tests of Fixed Effects

Effect	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Sorten	10	500	13.60	<.0001
orte	1	500	50.10	<.0001
jahre	2	500	130.61	<.0001
Sorten*orte	9	500	4.18	<.0001
Sorten*jahre	15	500	6.54	<.0001
orte*jahre	2	500	71.99	<.0001
Sorten*orte*jahre	13	500	1.52	0.1070

Output 2: Varianztabelle für das reduzierte Modell

Modell 5 - reduziert

Effect	Num DF	Den DF	FValue	ProbF
Sorten	10	500	13.42	<.0001
orte	1	500	51.90	<.0001
jahre	2	500	131.18	<.0001
Sorten*orte	9	500	4.20	<.0001
Sorten*jahre	15	500	6.53	<.0001
orte*jahre	2	500	73.52	<.0001

7 Literatur

BÄTZ, G., Dörfel, H., Fuchs, A. und Thomas, E. (1982): Einführung in die Methodik des Feldversuchs, Deutscher Landwirtschaftsverlag, Berlin.

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

CULLIS, B. R., Gogel, B. J., Verbyla, A. P., and Thompson, R. (1998): Spatial analysis of multienvironment early generation trials, Biometrics, 54, pp. 1-18.

DÖRFEL, H. und Bätz, G. (1980): Mittelwertvergleiche in mehrfaktoriellen Versuchen bei signifikanten Wechselwirkungen, Archiv für Acker- u. Pflanzenbau und Bodenkunde, 24, 5, S. 323-328.

EDWARDS, D. G. and Berry, J. J. (1987): The efficiency of simulation-based multiple comparisons, Biometrics, 43, pp. 913-928.

FAI, A. H. T. and Cornelius, P. L. (1996): Approximate F-tests of multiple degree of freedom hypotheses in generalized least squares analyses of unbalanced split-plot experiments, Journal of Statistical Computation and Simulation, 54, pp. 363-378.

FRENSHAM, A., Cullis, B. and Verbyla, A. (1997): Genotype by environment variance heterogeneity in a two-stage analysis, Biometrics, 53, pp. 1373-1383.

GIESBRECHT, F. G. and Burns, J. C. (1985): Two-stage analysis based on a mixed model: large sample asymptotic theory and small-sample simulation results. Biometrics, 41, pp. 477-486.

HSU, J. C. (1992): The factor analytic approach to simultaneous inference in the general linear model, Journal of Graphical and Computational Statistics, 1, pp. 151-168.

HSU, J. C. (1996): Multiple comparisons Chapman and Hall, London.

KENWARD, M. G. and Roger, J. H. (1997): Small sample inference for fixed effects from restricted maximum likelihood, Biometrics, 53, pp. 983-997.

MOLL, E., Piepho, H.-P. und Krüger, F. (2000): Grundlagen der statistischen Auswertung einer Versuchsserie zur Bewertung der partiellen Resistenz von Getreidesortimenten, Mitteilungen aus der Biologischen Bundesanstalt für Land- und Forstwirtschaft, Heft 374, S. 26-34.

NELDER, J. A. (1994): The statistics of linear models: back to basics Statistics and Computing, 4, pp. 221-234.

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

PIEPHO, H.-P. und Michel, V. (2000): Überlegungen zur regionalen Auswertung von Landessortenversuchen, Informatik, Biometrie und Epidemiologie in Medizin und Biologie, 31, S. 123-136.

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

RICHTER, CH., Guiard, V. und Krüger, F. (1999): Auswertung von Versuchsserien mit zwei Prüffaktoren in Anlagen mit vollständigen Blocks, Zeitschrift für Agrarinformatik, 7, 1, S. 10-22.

SAS Institute (1997): SAS/STATÒ Software: Changes and Enhancements throught Release 6.12, SAS Institute Inc., Cary.

SPILKE, J., Piepho, H.-P. und Hu, X. (2001): Simulationsuntersuchungen zur Hypothesenprüfung über feste Effekte bei verschiedenen Freiheitsgradapproximationen in gemischten linearen Modellen bei kleinen und unbalancierten Stichproben, 5. Konferenz der SAS-Anwender in Forschung und Entwicklung, Stuttgart, Proceedings, im Druck.

WESTFALL, P.H., Tobias, R.D., Rom, D., Wolfinger, R. D., and Hochberg, Y. (1999): Multiple comparisons and multiple tests using the SASÒ System, SAS Institute Inc., Cary.

Die Auswertung von Versuchsserien balancierter und unbalancierter einfaktorieller Blockanlagen A Bl mit Hilfe von SAS (E. Moll, H.-P. Piepho)

Zusammenfassung

Die statistische Analyse von Versuchsserien über verschiedene Orte und verschiedene Jahre ist in der Regel mit multiplen Tests verbunden, um die fixen Effekte desPrüffaktors (Behandlungen, Sorten oder dergleichen) zu vergleichen. SAS bietet mit der Prozedur MIXED und der REML-Methode weitreichende Lösungen.

Bei unbalancierten Daten und Auswertung der Serie nach einem gemischten Modell ist die Anwendbarkeit der für lineare Modelle mit fixen Effekten gängigen Prozeduren für multiple Vergleiche (z. B.Tukey- und Dunnett-Prozedur) eingeschränkt. In dieser Arbeit werden einige einfache, praktikable Alternativen dargelegt. Lösungsansätze werden auch aufgezeigt für Versuchsserien, die nichtorthogonal in den Orten und Jahren sind. Außerdem werden Möglichkeiten der gewichteten Auswertung von Versuchsserien auf der Grundlage der Prüfgliedmittelwerte vorgestellt und die Realisierung in SAS demonstriert.

Stichworte: *Feldversuch, einfaktorielle Blockanlage, Versuchsserie, multipler Vergleich von Mittelwerten, SAS*

Output 3a: Vergleich der Sorten-Orte-Mittelwerte, t-Test auf gleicher Stufe des Ortes

Effect	Sorten	orte	jahre	_Sorten	_orte	_jahre	Estimate	tValue	Probt
Sorten*orte	Sort01	Ort1	_	Sort02	Ort1	_	.	.	.
Sorten*orte	Sort01	Ort1	_	Sort03	Ort1	_	.	.	.
Sorten*orte	Sort01	Ort1	_	Sort04	Ort1	_	1.6833	0.79	0.4293
Sorten*orte	Sort01	Ort1	_	Sort05	Ort1	_	.	.	.
Sorten*orte	Sort01	Ort1	_	Sort06	Ort1	_	-1.4109	-0.66	0.5077
Sorten*orte	Sort01	Ort1	_	Sort07	Ort1	_	.	.	.
Sorten*orte	Sort01	Ort1	_	Sort08	Ort1	_	.	.	.
Sorten*orte	Sort01	Ort1	_	Sort09	Ort1	_	4.1625	1.96	0.0510
Sorten*orte	Sort01	Ort1	_	Sort11	Ort1	_	.	.	.
Sorten*orte	Sort01	Ort2	_	Sort02	Ort2	_	.	.	.
Sorten*orte	Sort01	Ort2	_	Sort03	Ort2	_	.	.	.
Sorten*orte	Sort01	Ort2	_	Sort04	Ort2	_	5.5979	2.26	0.0245
Sorten*orte	Sort01	Ort2	_	Sort05	Ort2	_	.	.	.
Sorten*orte	Sort01	Ort2	_	Sort06	Ort2	_	-11.4828	-4.63	<.0001
Sorten*orte	Sort01	Ort2	_	Sort07	Ort2	_	.	.	.
Sorten*orte	Sort01	Ort2	_	Sort08	Ort2	_	.	.	.
Sorten*orte	Sort01	Ort2	_	Sort09	Ort2	_	-5.1434	-2.07	0.0386
Sorten*orte	Sort01	Ort2	_	Sort10	Ort2	_	.	.	.
Sorten*orte	Sort01	Ort2	_	Sort11	Ort2	_	.	.	.
Sorten*orte	Sort02	Ort1	_	Sort03	Ort1	_	-2.5529	-1.35	0.1779
•••									
Sorten*orte	Sort08	Ort2	_	Sort10	Ort2	_	-1.6542	-0.75	0.4514
Sorten*orte	Sort08	Ort2	_	Sort11	Ort2	_	.	.	.
Sorten*orte	Sort09	Ort1	_	Sort11	Ort1	_	.	.	.
Sorten*orte	Sort09	Ort2	_	Sort10	Ort2	_	.	.	.
Sorten*orte	Sort09	Ort2	_	Sort11	Ort2	_	.	.	.
Sorten*orte	Sort10	Ort2	_	Sort11	Ort2	_	.	.	.

The analysis of series of experiments of balanced and unbalanced one-factorial block design A-Bl with SAS
(E. Moll, H.-P. Piepho)

Summary

The statistical analysis of series of experiments across different locations and years usually involves multiple comparisons of treatment means. The MIXED procedure of SAS provides a flexible, REML based solution for this task. With unbalanced data and analysis according to a mixed model, applicability of multiple comparison procedures for fixed effects linear models (e.g. Tukey, Dunnett, etc.) is limited.

This paper proposes some simple and feasible alternatives. Approaches are suggested for the analysis of series of experiments, which are non-orthogonal with respect to locations and years. Moreover, we discuss possibilities for a weighted analysis based on trial means and demonstrate implementation in SAS.

Keywords: *field experiment, one-factorial randomised block design, series of experiments, multiple comparison of means, SAS*

Output 3b: Vergleich der Sorten-Jahre-Mittelwerte, t-Test auf gleicher Stufe des Jahres

Effect	Sorten	orte	jahre	_Sorten	_orte	_jahre	Estimate	tValue	Probt
Sorten*jahre	Sort01		1996	Sort01		1997	-12.6252	-5.27	<.0001
Sorten*jahre	Sort01		1996	Sort02		1996	-5.7094	-2.96	0.0032
Sorten*jahre	Sort01		1996	Sort02		1997	-11.9852	-5.07	<.0001
Sorten*jahre	Sort01		1996	Sort02		1998	1.4457	0.58	0.5593
Sorten*jahre	Sort01		1996	Sort03		1996	-4.7066	-2.44	0.0150
Sorten*jahre	Sort01		1996	Sort03		1997	-19.0704	-8.07	<.0001
Sorten*jahre	Sort01		1996	Sort03		1998	7.0352	2.84	0.0046
Sorten*jahre	Sort01		1996	Sort04		1996	-2.3091	-1.19	0.2346
Sorten*jahre	Sort01		1996	Sort04		1997	-3.0349	-1.28	0.1998
Sorten*jahre	Sort01		1996	Sort05		1996	-4.7492	-2.46	0.0141
Sorten*jahre	Sort01		1996	Sort05		1997	-8.1621	-3.45	0.0006
Sorten*jahre	Sort01		1996	Sort05		1998	12.8874	5.21	<.0001
Sorten*jahre	Sort01		1996	Sort06		1996	-9.1362	-4.71	<.0001
Sorten*jahre	Sort01		1996	Sort06		1997	-16.3827	-6.93	<.0001
Sorten*jahre	Sort01		1996	Sort07		1996	-3.6214	-1.88	0.0609
Sorten*jahre	Sort01		1996	Sort07		1997	-4.9047	-2.08	0.0384
Sorten*jahre	Sort01		1996	Sort07		1998	8.6915	3.51	0.0005
Sorten*jahre	Sort01		1996	Sort08		1996	-12.8785	-6.68	<.0001
Sorten*jahre	Sort01		1996	Sort08		1997	-10.4582	-4.43	<.0001
•••									
Sorten*jahre	Sort09		1996	Sort10		1996	.	.	.
Sorten*jahre	Sort09		1997	Sort10		1997	.	.	.
Sorten*jahre	Sort09		1997	Sort11		1997	-7.8882	-2.90	0.0039
Sorten*jahre	Sort10		1997	Sort11		1997	.	.	.
Sorten*jahre	Sort10		1998	Sort11		1998	.	.	.

Dr. Eckard Moll ist verantwortlich für das Sachgebiet Biometrie und SAS und arbeitet in der Zentralen EDV-Gruppe der Biologischen Bundesanstalt für Land- und Forstwirtschaft, Außenstelle Kleinmachnow (Stahnsdorfer Damm 81, 14532 Kleinmachnow e-mail: e.moll@bba.de)

PD Dr. Hans-Peter Piepho ist Hochschuldozent für Bioinformatik an der Universität Hohenheim am Institut für Pflanzenbau und Grünland, Fachgebiet Bioinformatik, (70593 Hohenheim, e-mail: piepho@uni-hohenheim.d)