

Forschungsbericht

Optimierte Einzelversuchsauswertung mit weitgehender Ausschaltung von Bodenheterogenität

Forschungs-Nr.: 6/09

Laufzeit: 2008-2010

**verantw.
Themenbearbeiter:** Dipl. agr. Ing. Volker Michel, Dr. Andrea Zenk

Mitarbeiter: Beate Bombowsky

Mai 2010

Themenbearbeiter

Institutsleiter

Inhaltsverzeichnis

1	Einführung und Ausgangshypothese	2
2	Zielstellung	2
3	Material	3
4	Methoden - Herleitung und Diskussion	3
4.1	Randomisation und Konstruktion von Versuchsdesigns	3
4.1.1	Blockung	3
4.1.1.1	vollständige Blockung	4
4.1.1.2	Zeilen-Spalten-Pläne	5
4.1.1.3	Zeilen-Spalten-Pläne und Lateinisierung	6
4.1.2	räumliche Modelle	7
4.1.2.1	Autokorrelation	8
4.1.2.2	Trendanalyse	8
4.2	Kombination der Modell-Ansätze mit CycDesigN 4.0	9
4.3	Bildung des Ausgangsmodells	10
4.4	Modellreduktion	10
4.5	Berechnung des Gewichtungsfaktors für Mittelwerte in gemischten linearen Modellen	14
4.6	Das Verfahren ‚EVA‘ zur optimierten Auswertung im PIAFStat-System	16
5	Ergebnisse	26
5.1	Erfahrungen beim Einsatz unterschiedlicher Modellansätze	26
5.2	Vergleich der neuen Methoden mit dem herkömmlichen Standardverfahren der Blockanlage (Wirkungsgrad)	30
6	Zusammenfassung und Schlussfolgerungen	32
6.1	... für das Versuchswesen in der angewandten Agrarforschung	32
6.2	... für die Versuchsauswertung und die angewandte Biometrie	33
	Literatur	34
	Abkürzungsverzeichnis	35
	Anlage	36

1 Einführung und Ausgangshypothese

Bei der Durchführung von Feldversuchen lassen sich Störeinflüsse in vielerlei Hinsicht nicht völlig vermeiden. Sie führen nicht nur zu schlechteren Maßzahlen der Versuchspräzision, sondern insbesondere auch zur Verzerrung von Prüfgliedmittelwerten und Prüfglieddifferenzen. Die wesentlichsten Ursachenkomplexe sind Bodenheterogenität in der Fläche einerseits und (ungewollt) ungleichmäßige Wirkung von acker- und pflanzenbaulichen oder versuchstechnischen Maßnahmen auf die Versuchseinheiten (Parzellen, Blocks ...) andererseits.

Systematische Verzerrungen der Prüfgliedunterschiede zu eliminieren und eine bestmögliche Reduzierung des Versuchsfehlers zu erreichen, ist ein wesentliches Ziel der Konstruktion von Versuchsdesigns. Die Modellwahl bei der Versuchsauswertung muss die Randomisation und das Versuchsdesign widerspiegeln. Durch eine dem Versuchsdesign entsprechende Auswertung, die die Störgrößen optimal erfasst, werden nicht nur die Maßzahlen der Präzision „günstiger“ ausfallen, sondern im Falle unvollständiger Blocks oder/und räumlicher Ansätze werden auch die Mittelwerte adjustiert (von Störgrößen bereinigt) und somit im Sinne der praktischen Reproduzierbarkeit „richtiger“ eingeschätzt.

Welche Störgrößen in einem Versuch relevant bzw. dominant werden, ist zum Zeitpunkt der Versuchsplanung i. d. R. nicht vorhersehbar. Deshalb ist es von Vorteil, sowohl unterschiedliche Möglichkeiten der Blockung (möglichst in Längs- und Querausrichtung zum Versuch) als auch räumliche Modellansätze in der Versuchsauswertung vorzuhalten. Dabei können Blockungsmethoden voraussichtlich insbesondere technisch bedingte Störeinflüsse berücksichtigen, während räumliche Modelle eher zur Berücksichtigung diffuser (kleinräumiger) oder gerichteter (großräumiger) Bodenheterogenität verwendet werden können.

Versuchsanlagen mit derart „überfrachteten Modellansätzen“ besitzen allerdings häufig zu wenige Freiheitsgrade, so dass eine angemessene varianzanalytische Auswertung nicht möglich wird. Im Rahmen dieser Arbeit soll geprüft werden, welche Möglichkeiten bestehen, über eine iterative Modellreduktion trotzdem geeignete Auswertungsmodelle zu entwickeln.

Ein durch die Autoren konzipiertes und programmiertes Softwareprodukt soll dabei die routinemäßige Einzelversuchsauswertung ermöglichen.

2 Zielstellung

- Verbesserung der Genauigkeit und der praktischen Reproduzierbarkeit der Ergebnisse aus Feldversuchen durch:
 - Minimierung des Einfluss von Störgrößen im Einzelversuch und dadurch Erhöhung der Versuchspräzision sowie Verminderung der Verzerrung von Prüfgliedmittelwerten und Prüfglieddifferenzen
 - Verbesserte Schätzung des Standardfehlers der Mittelwerte im Einzelversuch, der als Wichtungsfaktor in der Auswertung von Versuchsserien einbezogen wird
- Steigerung der Effizienz der Versuchsauswertung.
 - Schaffung eines Softwareproduktes zur Routineauswertung in der LFA
 - Vereinheitlichung der Auswertungsverfahren auf ein Grund-Verfahren mit optionaler Anpassung des Auswertungsmodells im Dialog für alle einfaktoriellen Versuche. (Bisher gibt es für jedes Versuchsdesign ein Standardverfahren, was bislang zu hohem Aufwand für Pflege und Weiterentwicklung führt)

3 Material

Analysen und Ergebnisse werden im Bericht am Beispiel der Sortenversuche Mais 2009 der LFA dargestellt (Tab. 1). Aufgrund der einfaktoriellen Anlagen mit großen Prüfgliedzahlen und zusätzlich aufgrund der durch doppelt-breite Parzellen insgesamt sehr großen Flächen je Blockung und Versuch eignen sich die Maisversuche besonders für die nachfolgend beschriebenen Methoden der Konstruktion von Versuchsdesigns und die entsprechenden Auswertungsmodelle. Im Weiteren wird generell das Versuchskürzel zur Bezeichnung des Versuches verwendet.

Tab. 1: Übersicht zu den Sortenversuchen Mais 2009 in der LFA

Versuchsfrage	Versuchskürzel	Anzahl			Fläche (m ²)
		PG	WDH	Parzellen	
LSV Körnermais 2009 Vipperow	50029V	15	3	48 *	1195
LSV+WP Silomais früh 2009 Tützpatz	55019T	31	3	96 *	2218
LSV Silomais früh 2009 Gülzow	55029G	19	4	90 *	2700
LSV Silomais 2009 Vipperow	55029V	35	3	108 *	2689
EUSV Silomais früh 2009 Gülzow	55039G	26	4	104	3120
LSV Silomais mfrüh 2009 Gülzow	56029G	24	4	108 *	3240
LSV Silomais mfrüh 2009 Tützpatz	56029T	24	3	72	1163
LSV Energiemais 2009 Gülzow	57029G	21	3	63	1890
LSV Energiemais 2009 Vipperow	57029V	20	4	72 **	1793

* einzelne Sorten mit größerer Wiederholungszahl

** einzelne Sorten mit kleinerer Wiederholungszahl

4 Methoden - Herleitung und Diskussion

4.1 Randomisation und Konstruktion von Versuchsdesigns

Ein Grundprinzip bei der Versuchsdurchführung ist das ceteris-paribus-Prinzip (Prinzip der Gleichheit der übrigen Bedingungen). Es wird versucht, alle Faktoren, deren Wirkung nicht Gegenstand der Versuchsfrage ist, einheitlich auf alle Prüfglieder wirken zu lassen. Dieses Grundprinzip gilt grundsätzlich für Planfaktoren (Bodenbearbeitung, Pflanzenschutz, Düngung – soweit nicht bewusst als Faktor variiert). Bezüglich Störfaktoren kann dieser Grundsatz nur bestmöglich, aber nicht im absoluten Sinne eingehalten werden. Um trotzdem präzise und treffgenaue Versuchsergebnisse zu erreichen, werden bei der Versuchsplanung die Prinzipien der Bildung von Wiederholungen, der Randomisation der Prüfglieder und Blockbildung berücksichtigt. (BÄTZ ET AL., 1987)

Wiederholung: mehrfaches Vorkommen gleicher Prüfglieder in einem Versuch; die Anzahl der Wiederholungen bestimmt, wie oft ein Prüfglied im Versuch steht.

Randomisation: zufällige Zuordnung der Prüfglieder zu Versuchseinheiten (Gesamtversuch, Block, Teilblock u. a.)

Blockbildung (Blockung): Zusammenfassung von Prüfgliedern in einer Gruppe von Versuchseinheiten

Mit Konstruktion von Versuchsdesigns, die effiziente Blockbildung, räumliche Verteilungskriterien und adäquate Randomisation gleichermaßen berücksichtigt, werden in der LFA Voraussetzungen für eine optimale Versuchsauswertung geschaffen (s. a. 4.2).

4.1.1 Blockung

Durch Blockbildung sollen unterschiedliche Bedingungen innerhalb eines Versuches ausgeglichen werden. Blockung kann nur dann Störgrößen optimal berücksichtigen, wenn die Bedingungen innerhalb eines Blocks weitgehend homogen sind und die Störgrößen eher Unterschiede zwischen unterschiedlichen Blocks bewirken. Dieses Postulat kann für gleitende bzw. diffuse Formen der Bodenheterogenität nicht angenommen werden – der diskrete Charakter der Blo-

ckung steht im Gegensatz zur eher stetigen Veränderung von Bodeneigenschaften. Insofern wird Blockung hier nur bedingt und anteilig wirksam.

Jede Blockung kann genau jedes Prüfglied einmal (= vollständige Blockung) oder aber auch nur einen Teil der Prüfglieder (= unvollständige Blockung) enthalten. Blocks können so ausgerichtet sein, dass eher längs- (vertikal) oder eher quer (horizontal) zur Drillrichtung des Versuches wirkende Effekte berücksichtigt werden. Der Blockungsfaktor ‚Block‘ wird hier im Weiteren generell als vollständiger Block in horizontaler Ausrichtung definiert. In den Versuchen der LFA werden verschiedene Arten von Blockungsfaktoren verwendet (Tab. 2).

Tab. 2: Übersicht der in der LFA verwendeten Blockungsfaktoren und deren verwendete Nomenklatur (z. T. nur intern)

Blockungsfaktor	Bezeichnung im Modell	Blockbildung		Blockausrichtung	
		vollständig	unvollständig	horizontal	vertikal
‚Block‘	B	x		x	
Säule	S	x			x
gebrochener Block	G	x		z. B. Quartile ul; ur; ol; or	
Zeile (ggf. in ‚Block‘)	Z; (Z*B)	x ⁽¹⁾	x	x	
Spalte (ggf. in Säule)	SP; (SP*S)	x ⁽²⁾	x		x
Zeile in gebrochenem Block	Z*G		x	x	
Zeile in Säule	Z*S		x	x	
Spalte in gebrochenem Block	SP*G		x		x
Spalte in ‚Block‘	SP*B		x		x

(1) – dann ist Zeile=Block (2) – nur bei kleinen Prüfgliedzahlen, dann ist Spalte=Säule

Andere mögliche Blockungsfaktoren wie z. B. Wiederholung in gebrochenen Blöcken wurden wegen fehlender Relevanz bisher noch nicht berücksichtigt.

Die hier beschriebenen Blockbildungen sind z. T. eher subjektiv aus Sicht der erwarteten Störwirkungen motiviert (wie nach Mudra (1952, 1958) im Lateinischen Rechteck), sie sind aber nicht immer vollkommen konform zur Randomisationstheorie (RICHTER ET AL., 2009).

4.1.1.1 vollständige Blockung

Das Grundprinzip von vollständiger Blockung liegt darin, die Parzellen so anzuordnen, dass sie nicht zufällig über die gesamte Versuchsfläche verteilt sind, sondern dass immer genau eine Wiederholung *jedes* Prüfgliedes in *einer* kompakten räumlich zusammenhängenden Einheit steht. Damit steigt die Wahrscheinlichkeit, dass Störgrößen auf alle Prüfglieder weitgehend einheitlich bzw. gleich oft wirken. Im optimalen Fall würde auch bei Abweichung der Bedingungen eines Blocks zum sonstigen Versuch keine Verzerrung der Mittelwertsunterschiede entstehen, weil jedes Prüfglied in gleicher Weise beeinflusst wurde.

Zu Versuchsanlagen mit vollständigen Blocks gehören z. B. die einfaktorielle Blockanlage (Blockungsfaktor: Block) oder auch das Lateinische Rechteck (Blockungsfaktoren: Block und Säule). Als dritte Form der vollständigen Blockung werden in der LFA die hier so genannten gebrochenen Blocks verwendet (Abb. 1).

Nachteile ausschließlich vollständiger Blockung sind besonders bei hohen Prüfgliedzahlen die oft unzureichende Berücksichtigung von diskontinuierlicher Bodenheterogenität und die unzureichende Homogenität innerhalb von Blocks. Diese Versuchsdesigns haben aber insbesondere bei kleinen Prüfgliedzahlen ihre Berechtigung. Sie können aber auch mit unvollständiger Blockbildung kombiniert werden (Lateinisierung; s. a. 4.1.1.3)

Zur Veranschaulichung wurden die Blockungsfaktoren ‚Block‘, Säule und gebrochener Block in Abb. 1 dargestellt.

7	4	16	1	3	15	12	2
10	8	6	9	14	13	11	5
3	14	11	2	10	7	16	1
5	13	12	15	9	8	4	6
9	11	5	7	4	1	3	15
12	6	8	10	2	16	14	13
16	15	14	13	12	11	10	9
1	2	3	4	5	6	7	8

B – Block

7	4	16	1	3	15	12	2
10	8	6	9	14	13	11	5
3	14	11	2	10	7	16	1
5	13	12	15	9	8	4	6
9	11	5	7	4	1	3	15
12	6	8	10	2	16	14	13
16	15	14	13	12	11	10	9
1	2	3	4	5	6	7	8

S – Säule

7	4	16	1	3	15	12	2
10	8	6	9	14	13	11	5
3	14	11	2	10	7	16	1
5	13	12	15	9	8	4	6
9	11	5	7	4	1	3	15
12	6	8	10	2	16	14	13
16	15	14	13	12	11	10	9
1	2	3	4	5	6	7	8

G – gebrochener Block

Abb. 1: Darstellung der Blockungsfaktoren B, S und G im Lageplan (a=16; r=4)

4.1.1.2 Zeilen-Spalten-Pläne

Versuchsdesigns, deren Blockung über Zeilen und Spalten erfolgt, werden Zeilen-Spalten-Pläne genannt. Im Gegensatz zu anderen Blockformen wird hier per Definition immer genau eine Parzellen-Zeile oder -Spalte als Blockungseinheit definiert – entweder innerhalb einer vollständigen Wiederholung bei ‚resolvable designs‘ oder über den Gesamtversuch bei ‚non-resolvable designs‘ (s. u.) (WILLIAMS, 2007). Sie eignen sich u. E. insbesondere zur Ausschaltung von Störgrößen durch ‚technischer Fehler‘, da acker- und pflanzenbauliche oder versuchstechnische Maßnahmen i. d. R. exakt längs oder quer zur Drillrichtung verlaufen. So können z. B. ein verstopftes Drillschar durch den Spalten-Effekt oder eine tropfende Düse bei Querspritzung des Gesamtversuches durch den Zeilen-Effekt Berücksichtigung finden (Abb. 2). Dies betrifft aber auch Probleme, die bereits vor Versuchsanlage in der Fruchtfolge verursacht wurden, wie Spurschäden, uneinheitliche Pflugfurchen u. v. m..

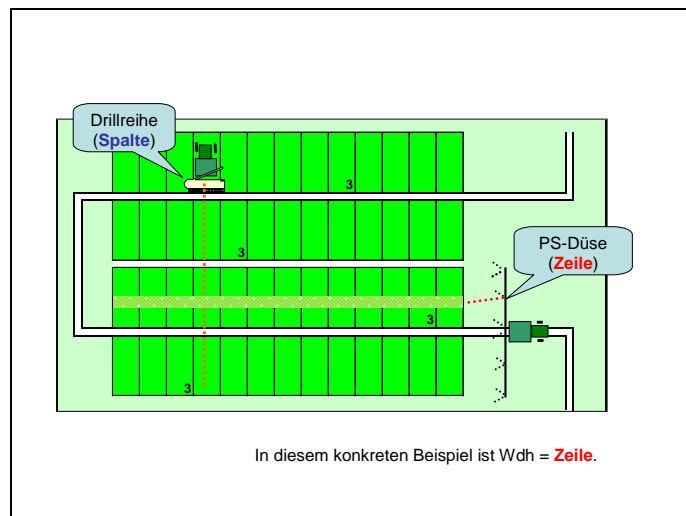


Abb. 2: Technische Fehler als Zeilen- / Spalten- Effekte

Zeilen-Spalten-Pläne sind insbesondere bei großen Prüfgliedzahlen vorteilhaft, da vollständige Blockung dann zunehmend uneffizient wird, während andere unvollständige Blockdesigns wie Zweisatzgitter etc. u. E. weniger geeignet sind, um unvorhersehbare technische Fehlerquellen in zwei Richtungen zu berücksichtigen (s. o.). Im australischen Versuchswesen werden diese Designs extensiv genutzt (RICHTER ET AL., 2009).

Die Konstruktionsmöglichkeiten der Versuchsdesigns in CycDesigN (s. a. 4.2) sind durch die Anzahl Prüfglieder (N_{PG}) und die Anzahl Wiederholungen (N_{WDH}) bestimmt. Dabei wird zwischen ‚resolvable‘ und ‚non-resolvable designs‘ unterschieden. (Abb. 8)

Als ‚resolvable designs‘ werden Versuchsdesigns bezeichnet, bei denen sich die Parzellen in vollständigen Blocks mit mindestens 2 Zeilen und 2 Spalten anordnen lassen (entspricht einem $a \cdot b$ - Rechteck, wobei a und $b > 1$ sein müssen). In ‚resolvable designs‘ werden Zeilen und Spalten innerhalb der Blocks definiert. (Abb. 3) Dabei ergeben sich verschiedene Varianten der

Zeilen- und Spalten-Bildung, je nachdem welche Form die in CycDesigN (s. a. 4.2) gewählte vollständige Wiederholung aufweist.

7	4	16	1	3	15	12	2
10	8	6	9	14	13	11	5
3	14	11	2	10	7	16	1
5	13	12	15	9	8	4	6
9	11	5	7	4	1	3	15
12	6	8	10	2	16	14	13
16	15	14	13	12	11	10	9
1	2	3	4	5	6	7	8

vollst. Wdh.= gebr. Block
Blockungsfaktoren: G; Z*G; SP*G

7	4	16	1	3	15	12	2
10	8	6	9	14	13	11	5
3	14	11	2	10	7	16	1
5	13	12	15	9	8	4	6
9	11	5	7	4	1	3	15
12	6	8	10	2	16	14	13
16	15	14	13	12	11	10	9
1	2	3	4	5	6	7	8

vollst. Wdh.= Block
Blockungsfaktoren: B; Z; SP*B

7	4	16	1	3	15	12	2
10	8	6	9	14	13	11	5
3	14	11	2	10	7	16	1
5	13	12	15	9	8	4	6
9	11	5	7	4	1	3	15
12	6	8	10	2	16	14	13
16	15	14	13	12	11	10	9
1	2	3	4	5	6	7	8

vollst. Wdh.= Säule
Blockungsfaktoren: S; SP; Z*S

Abb. 3: Darstellung der Blockungsfaktoren Zeile und Spalte bei verschiedenen Formen der vollständigen Wiederholung in ‚resolvable designs‘ (a=16; r=4)

Ist es nicht möglich, vollständige Blocks nach den oben zitierten Bedingungen zu bilden, können ‚non-resolvable designs‘ konstruiert werden. Dann werden Zeilen und Spalten über den ganzen Versuch gelegt (Abb. 4). Im dargestellten Beispiel lassen sich weder in Längs- noch in Querrichtung vollständige Blocks bilden. Es gibt zwar 4 Wiederholungen je Prüfglied, aber keinerlei vollständigen Blocks, sondern nur unvollständige Blocks als Zeilen und Spalten.

Spalte	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Zeile 1	15	11	12	7	8	1	3	9	4	5
2	8	5	3	13	11	6	4	14	10	15
3	12	13	2	8	10	3	9	7	6	11
4	13	12	14	5	7	2	1	3	15	10
5	9	1	11	4	14	15	13	6	7	2
6	14	6	4	2	1	8	10	5	12	9

Abb. 4: Versuchsdesign eines Zeilen-Spalten-Planes (‚non-resolvable design‘) (a=15; r=4)

4.1.1.3 Zeilen-Spalten-Pläne und Lateinisierung

Eine zusätzlich mögliche Lateinisierung nach Wahl von ‚resolvable design‘ bewirkt, dass bei der Konstruktion des Versuchsdesigns zusätzlich so genannte ‚long-rows‘ und / oder ‚long-columns‘ (sekundäre Blockung) über mehrere primär gewählte Wiederholungen hinweg gebildet werden (s. Abb. 8 und 9). In diesen sekundären Blockungen sollte jeweils jedes Prüfglied nach Möglichkeit *nur einmal* enthalten sein – dies ist über die Anzahl gewählter long-rows bzw. long-coums einstellbar (s. 4.2). Dabei ist es nicht zwingend notwendig, dass alle Prüfglieder in den sekundären Blockungen vorkommen. Ist dies aber der Fall, so entstehen zusätzliche vollständige Blocks in Längs- oder/und Querrichtung. Die Möglichkeiten der Lateinisierung hängen von der Form des primär gewählten Blockes ab (s. Tab. 3).

Tab. 3: Übersicht der möglichen Lateinisierungen in ‚resolvable designs‘

primär gewählte Blockform	mögliche sekundärer Blockformen durch Lateinisierung
G	B und/oder S
B	S
S	B

Bei der Randomisation hat die Verteilung der Prüfglieder nach Zeilen und Spalten das Primat, die Lateinisierung im zweiten Schritt schränkt die Randomisation ein. Trotzdem haben u. E. die so konstruierten Versuchsdesigns ihre Berechtigung, weil sie die beschriebenen Vorteile der Erfassung von Zeilen- und Spalteneffekten mit den ebenfalls dargestellten Vorteilen vollständiger Blockbildungen kombiniert. Bei hohen Prüfgliedzahlen werden in der LFA vorzugsweise Zei-

len-Spalten-Pläne mit Lateinisierung konstruiert, bei denen auch die sekundären Blocks vollständige Wiederholungen enthalten. Ist letzteres aber auf Grund der Anzahl geplanter Prüfglieder und Wiederholungen nicht möglich (weil nicht auflösbar), dann werden unvollständige sekundäre Blocks gebildet, die die größtmögliche Anzahl Prüfglieder enthalten (Minimierung der Differenz $N_{\text{sekundärer Block}}$ zu N_{PG} ; wobei $N_{\text{sekundäre Säule}} = \text{Anzahl_Zeilen} \cdot \text{Anzahl_long-columns}$ bzw. $N_{\text{sekundärer Block}} = \text{Anzahl_Spalten} \cdot \text{Anzahl_long-rows}$).

In Abb. 5 wird ein Versuchsdesign dargestellt, das als Zeilen-Spalten-Plan mit Lateinisierung erstellt wurde. Dabei wurden im ersten Schritt („resolvable design“) ‚gebrochener Block‘, im zweiten Schritt als sekundärer vollständiger Block ‚Block‘ mit zwei Zeilen und als sekundärer unvollständiger Block eine Spalte gewählt. (s. a. 4.2)

voll. Wdh.		1			3		
Spalte		1	2	3	1	2	3
Zeile							
1		11	4	9	3	10	5
2		8	2	6	12	1	7
3		7	3	10	11	8	9
4		12	5	1	2	4	6

voll. Wdh.		2			4		
Spalte		1	2	3	1	2	3
Zeile							
1		2	10	7	5	6	11
2		9	12	4	8	3	1
3		5	8	11	7	9	2
4		1	6	3	4	12	10

Abb. 5: Versuchsdesign eines Zeilen-Spalten-Planes mit Lateinisierung (a=12; r=4)

4.1.2 räumliche Modelle

Bodenbürtige Inhomogenität in Versuchsflächen ist häufig durch stetigen, aber nicht einheitlich gerichteten Verlauf gekennzeichnet. Messwerte enthalten dann eine räumlich abhängige Fehler-Komponente. Dies gewinnt mit zunehmender Größe von Versuchen an Bedeutung. Für zu unregelmäßigem Verschießen neigende Standorte wie z.B. die jungeiszeitlichen Moränenböden Nordostdeutschlands gilt dies in besonderem Maße.

- Feldversuche produzieren räumliche (geo-) Variablen.
- Aufgrund des Widerspruchs zwischen stetigen Bodenveränderungen und diskontinuierlicher Abstufung von Blockfaktoren können herkömmliche Versuchsmethoden in Anlage und Auswertung dem Ziel des Bodenausgleichs nicht optimal gerecht werden.
- Bei sehr großen Versuchen und bei eingeschränkter Randomisation können geostatistische Ansätze der Versuchsauswertung daher vorteilhaft sein. (MICHEL, V. UND ZENK, A., 2007)

Es existiert ein vielfältiges Methodenspektrum zur Erfassung und zum Ausgleich von räumlichen Effekten. In den hier beschriebenen Verfahren wurde für eher diffuse Bodenheterogenität der Autokorrelationsansatz und für großräumigere Bodentrends der Regressionsansatz gewählt. Nur diese werden im Weiteren beschrieben. Nicht in allen Fällen wird einer der beiden Ansätze zur Erfassung und Bereinigung der Bodenheterogenität klar besser passen. Hier kommt es dann darauf an, geeignete Parameter einzubeziehen, die die Entscheidung für die Modellwahl unterstützen. (RICHTER ET AL., 2007)

4.1.2.1 Autokorrelation

Im Gegensatz zur Blockung können mit der Autokorrelation ungerichtete, *kleinräumige* Bodeninhomogenitäten erfasst und anteilig bereinigt werden. An einer durch räumliche Modelle erstellten Ertragskarte (bereinigt von Prüfglied- und Blockeffekten) eines realen Versuches lassen sich diese unregelmäßigen Bodenverhältnisse veranschaulichen (Abb. 6).

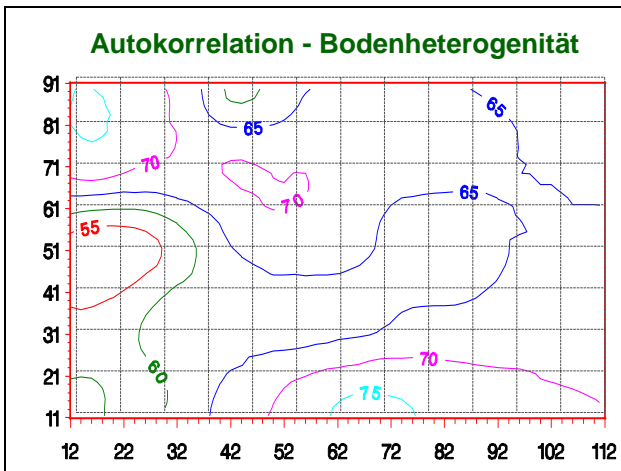


Abb. 6: Geschätzte Bodeninhomogenität in einem Dauerdüngungsversuch (ca. 1 ha)

Der ‚Bodenausgleich‘ beruht darauf, dass die Ertragsfähigkeit (bereinigt vom spezifischen Prüfgliedeinfluss) einer Parzelle über die Nachbarparzellen abgeschätzt wird, wobei in Abhängigkeit von der Korrelationsstruktur unmittelbare Nachbarn ein hohes Gewicht erhalten und das Gewicht entfernterer Nachbarn mit steigendem Abstand zunehmend (bis Gewicht=0) sinkt. Es ist möglich den Autokorrelationsansatz durch räumliche Kovarianzmodelle in die Varianzanalyse mit gemischten Modellen einzubeziehen. Mögliche Variogrammfunktionen sind das lineare (LIN), das sphärische (SPH), das exponentielle (EXP) und das Gauß-Modell (GAU). Voraussetzung ist die maßstabgetreue Zuordnung des Lageplanes nach x- und y- Koordinaten (z. B. in Meter).

Autokorrelation zur Reduzierung des Versuchsfehlers und zum ‚Bodenausgleich‘ ist insbesondere geeignet für große Parzellenversuche, große unvollständige Blocks und Langparzellenanlagen (MICHEL, V. UND ZENK, A., 2007; RICHTER ET AL., 2007). Jedoch kommt es mitunter zum Abbruch der Auswertung in SAS, wenn keine Konvergenz der Daten erreicht wird (Error: not convergence).

4.1.2.2 Trendanalyse

Mit Hilfe der Bodentrendanalyse (Autoregressionsansatz) der Versuchsdaten kann analysiert werden, ob sich kontinuierliche Veränderungen innerhalb der Versuchsfläche erkennen lassen. Anders als bei der Autokorrelation wird bei der Trendanalyse für die gesamte Versuchsfläche ein durchgängiger meist polynomialer Trend vorausgesetzt. (Abb. 7).

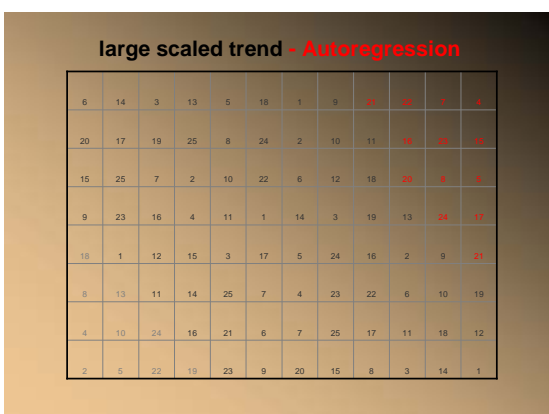


Abb. 7: Bodeninhomogenität, die großräumigen Trends unterliegt („large scaled trends“)

Auch für die Trendanalyse ist die maßstabgetreue Zuordnung des Lageplanes nach x- und y-Koordinaten Voraussetzung. Das ermöglicht die Einbeziehung der metrischen Größen mittels mathematischer Funktion (Polynom) in das gemischte Modell. In unserem Verfahren werden die Größen x , y , x^2 , y^2 und $x \cdot y$ als fixe Größen betrachtet. Dagegen wird der lineare Trend innerhalb der Zeile ($x \cdot Z$) als zufälliger Effekt in das Modell aufgenommen, da auch die Zeileneffekte als zufällig betrachtet werden. Werden x , y , x^2 , y^2 oder $x \cdot y$ als signifikante Effekte in der Varianzanalyse ausgewiesen bzw. weist die Varianzkomponente des zufälligen Effektes ‚ $x \cdot Z$ ‘ einen Wert über Null auf, lassen die Versuchsdaten einen Bodentrend erkennen.

Die letztlich in das gemischte Modell aufgenommenen Trend-Faktoren führen wie auch die Autokorrelation zu einem Bodenausgleich / zur Mittelwertbereinigung.

4.2 Kombination der Modell-Ansätze mit CycDesigN 4.0

CycDesigN 4.0 ist ein modernes Computerprogramm zur Generierung optimaler bzw. annähernd optimaler Versuchspläne. Mit CycDesigN werden Versuchspläne für bis zu drei Prüffaktoren in Anlagen mit vollständigen und unvollständigen Blocks oder in Zeilen-Spalten-Plänen unter Berücksichtigung verschiedenster Optionen konstruiert (WILLIAMS, 2007). Im Zusammenhang mit den hier diskutierten Versuchsdesigns für das PIAF-Stat-Verfahren ‚EVA‘ werden fast ausschließlich Zeilen-Spalten-Pläne genutzt (s. a. 4.1.1.2 und 4.1.1.3). Zudem ist es möglich, in CycDesigN die Option ‚spatial‘ zu wählen, die dann in der Auswertung die Nutzung von Bodentrendmodellen und Geostatistik ermöglicht (Abb. 8).

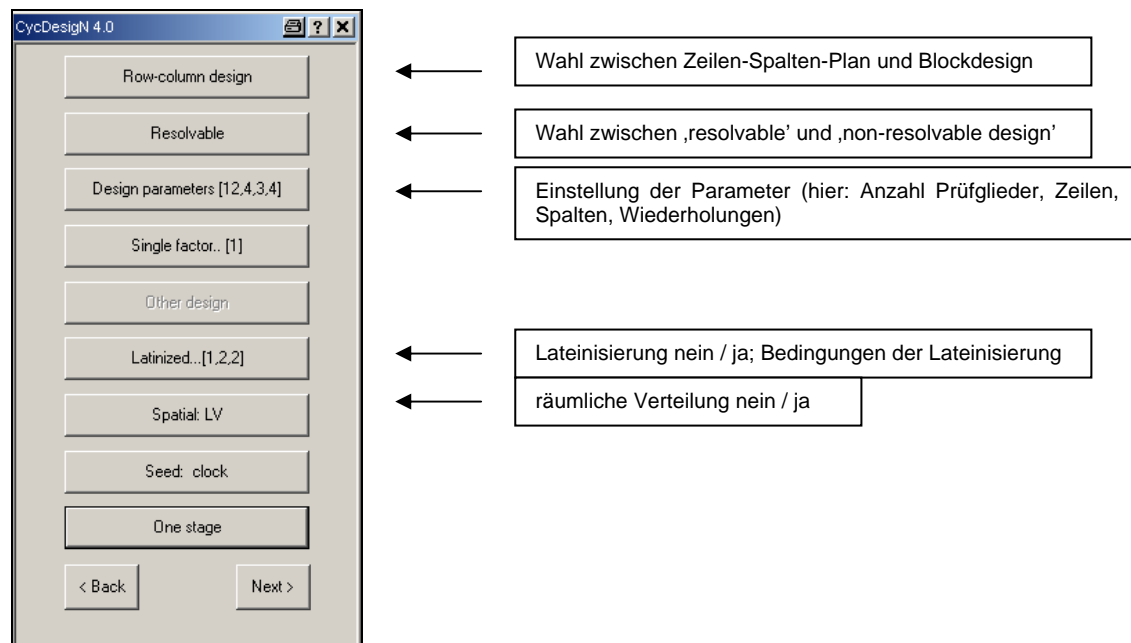


Abb. 8: Grundmenü von CycDesigN

In einer schematischen Darstellung wird das konstruierte Versuchsdesign visualisiert (Abb. 9, s. a. Abb. 8). Auf einem Blick ist zu erkennen, wie die primär gewählten Blocks (Rep) angeordnet sind und dass in zwei Zeilen sowie in einer Spalte jeweils die Lateinisierung (sekundäre Blockbildung) realisiert wurde.

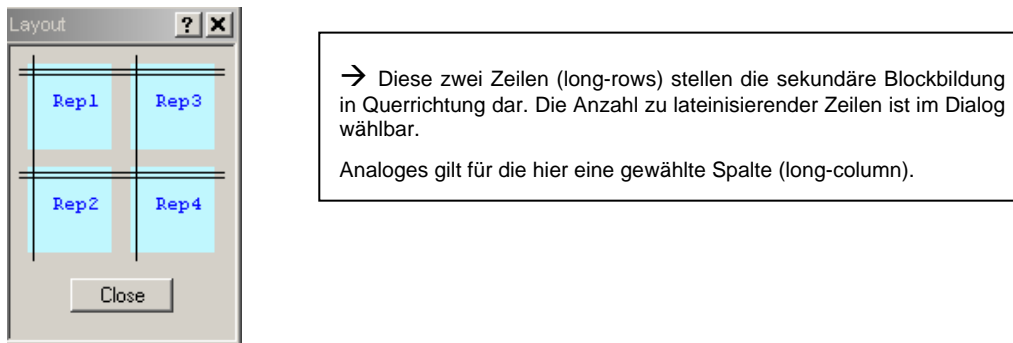


Abb. 9: Layout-Beispiel für das Konstruktionsprinzip des Versuchsdesign in CycDesigN

4.3 Bildung des Ausgangsmodells

In Tab. 4 wird beispielhaft eine Übersicht der an der Kulturart Mais 2009 mit CycDesigN konstruierten Pläne und deren Blockungsfaktoren gegeben. Die im Modell benutzten Abkürzungen werden in Tab. 2 (s. a. 4.1.1) erklärt. Es wurden in CycDesigN die Optionen *resolvable design* und *Lateinisierung* genutzt, um Zeilen-Spalten-Pläne mit Lateinisierung zu konstruieren. Die Zusatzoption *spatial* wurde generell mit ausgewählt. (s. a. 4.2)

Tab. 4: Übersicht der 2009 bei Mais mit CycDesigN konstruierten Pläne

Versuch	PG	WDH	Blockungsfaktor										N	
			vollständig			unvollständig								
als:			B	S	G	Z	Z*B	Z*S	Z*G	SP	SP*S	SP*B	SP*G	
50029V	15	3		√		√		√			√			4
55019T	31	3		√		√		√			√			4
55029G	19	4	√		√		√		√	√			√	6
55029V	35	3	√	√			√	√			√			5
55039G	26	4	√				√			√				3
56029G	24	4	√	√	√		√		√		√		√	7
56029T	24	3	√	√			√	√			√			5
57029G	21	3	√				√			√		√		4
57029V	20	4		√	√	√		√	√		√		√	7
Häufigkeit (%)			67	67	33	100	56	33	100	11	33			

Zeile und Spalte wurden in jedem Versuch als Blockungsfaktoren berücksichtigt. Zudem zeigt sich in Tab. 4, dass ‚Block‘ (vollständige Wiederholung quer zur Drillrichtung) und Säule (vollständige Wiederholung längs zur Drillrichtung) auch bei Konstruktion von Zeilen-Spalten-Plänen in 67 % aller Maisversuche als Blockungsfaktor enthalten war. Die anderen Blockungsfaktoren (außer Sp*B) traten in einer Häufigkeit von 33 % bis 56 % auf.

Mit der Versuchsplanung wird das Ausgangsmodell der Varianzanalyse festgelegt. Grundlage ist das Konstruktionsprinzip des Versuchsdesigns, hier erstellt mit CycDesigN. Das Ausgangsmodell wird im Zuge der Modellreduktion um Autokorrelationsansätze und/oder um Autoregressionsansätze erweitert (s. a. 4.4).

4.4 Modellreduktion

Aufgrund der Vielzahl der in den beschriebenen Fällen (s. a. 4.3, Tab. 4) im Ausgangsmodell berücksichtigten Faktoren (3-7 Blockungsfaktoren je Versuch) kommt es regelmäßig zur Überfrachtung des Modells bei minimaler Anzahl Freiheitsgrade. Um dieser Modellüberfrachtung

entgegenzuwirken werden in Anlehnung an RICHTER ET AL. (2007) schrittweise die Komponenten des Modells entfernt, die keinen positiven Beitrag leisten.

Algorithmus:

Blockung: Grundlage des ersten Durchlaufs ist das Ausgangsmodell (s. a. 4.3). Hier wird festgestellt, welche der zufälligen Effekte eine Varianzkomponente gleich Null aufweisen. Diese zufälligen Effekte werden aus dem Modell gestrichen. Im Weiteren erfolgt die iterative Reduktion der zufälligen Effekte. Reduziert wird sukzessive in jedem Schritt immer der Blockeffekt mit der kleinsten Varianzkomponente, bis außer ‚residual‘ kein zufälliger Blockeffekt mehr im Modell vorhanden ist. Im Ergebnis dieser gestaffelten Varianzanalysen wird die beste Variante der Blockung ermittelt. Modell-Güte-Kriterium ist das AIC (Akaike Information Criterion). Je kleiner es ist, desto besser ist das Modell einzuschätzen. Dieses Kriterium sucht Modelle mit möglichst geringer Anzahl Faktoren (Parameter), wobei nur die Faktoren im Modell verbleiben, die einen besonders maßgeblichen Einfluss haben. Dadurch wird oft nicht ein minimaler Restfehler erreicht, aber das Bestmodell ist dann einfacher, als bei Verwendung des Restfehlers als Zielkriterium. Dabei wird der REML-Algorithmus (Restricted Maximum Likelihood) in der SAS-Prozedur MIXED verwendet, da Modelle verglichen werden sollen, die sich nur in zufälligen Effekten unterscheiden. (RICHTER ET AL., 2007)

Das Programm ‚EVA‘ wählt als Standard automatisch die Variante mit dem geringsten AIC aus. Neben dem AIC kann optional auch der Restfehler (‚residual‘) zur Beurteilung des Modells mit Blockungsfaktoren herangezogen werden. Hierfür bietet ‚EVA‘ als Hilfe eine automatisch erzeugte Grafik an, aus der je Reduzierungsschritt AIC und Restfehler hervorgehen. Die Kurve ‚Blockung‘ kann in Anlehnung an das grafische Auswahlverfahren ‚Elbow‘-Kriterium oder ‚Scree-Test‘ (scree = Geröllhalde) – ein aus Hauptkomponenten- und Faktorenanalyse bekanntes Verfahren – beurteilt werden (MAROHN, F. und MICHEL, R., 2006). Danach kann alternativ zum default (minimaler AIC) für die reine Blockung auch diejenige Variante als positiv gewertet werden, die als letzte ‚am auslaufenden Hang oberhalb der Geröllhalde‘ zu finden ist. (s.a. Abb. 10 u. r.) Für die Handhabung in der LFA wurde pragmatisch festgelegt: ist der letzte im Modell verbliebene Blockungseffekt eine vollständige Blockung, so wird dieser Effekt im Modell belassen, wenn der Restfehler dadurch sinkt. Dann muss das Modell im optionalen Bereich von ‚EVA‘ im Dialog so ausgewählt werden. In Abb. 10 sind vier Beispiele für die automatisch erzeugte Grafik dargestellt. (s. a. 4.6)

Blockung + Autokorrelation: Standardmäßig führen wir nacheinander zwei Varianzanalysen mit Autokorrelation a) mit sphärischem und b) mit linearem Variogramm-Modell sowie den Blockungsfaktoren Zeile und Spalte durch. Die Wahl dieser Variogramm-Modelle beruht auf Erfahrungen in MV. Es ist aber optional auch möglich, alternativ ein exponentielles Modell, ein Gauß-Modell o. a. zu verwenden (s. a. 4.6 und Abb. 15). Zudem ist es möglich, die bei der Reduktion der Blockungsfaktoren ermittelten ‚besten Blockeffekte‘ (soweit nicht durch Zeile und Spalte bereits im Modell) zusätzlich in das Modell einzubeziehen. Es erfolgt dann analog zur oben beschriebenen Vorgehensweise die Modellreduktion der Blockungsfaktoren, bis letztendlich nur die Terme der Autokorrelation im Modell verbleiben (letztere werden also nicht gestrichen).

Im Ergebnis wird die beste Kombinationsvariante von Blockung + Autokorrelation anhand des AIC_{REML} ermittelt. Die beste Kombinationsvariante schließt die Möglichkeiten ‚nur Blockung‘, ‚nur Autokorrelation‘ (Abb. 10: o. l.) und ‚nur Restfehler‘ (Abb. 10: u. r.) mit ein. Letztendlich kann sich der Anwender aber auch abweichend von der automatisch ermittelten besten Modellvariante entscheiden.

Bei ‚Autokorrelation‘ wird allerdings zur Beurteilung der Restfehler nicht herangezogen, da dieser bei Autokorrelationsansätzen anders interpretiert werden muss. Der Reduktionsverlauf wird in der Grafik generell auf einem fiktiven Restfehlerniveau links von der Kurve ‚Blockung‘ dargestellt (Abb. 10).

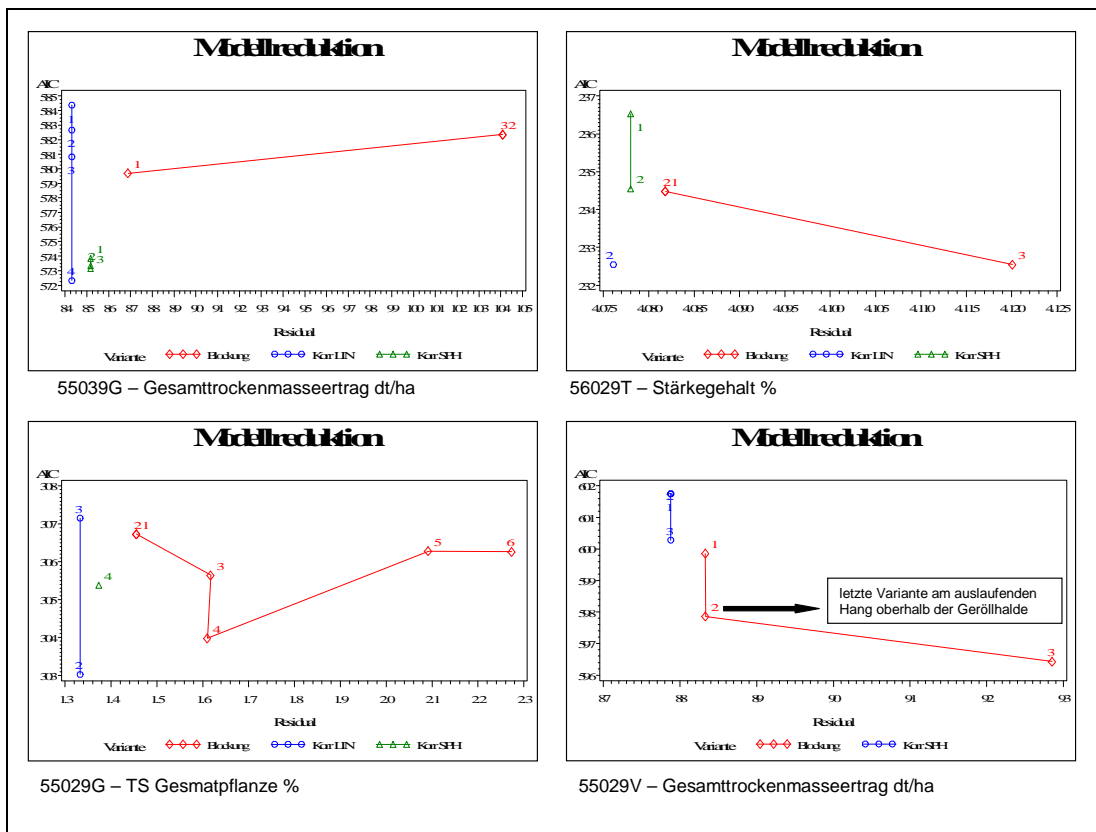


Abb. 10: Beispiele für die grafische Darstellung der Modellreduktion

In Abbildung 10 sind einige Beispiele der XY-Grafiken ‚AIC gegen Restfehler‘ aufgeführt, die unterschiedliche Verläufe der Modellreduktion darstellen.

Interpretation der Grafiken in Abb. 10:

- Abb. 10 oben links: Kleinstes AIC weist das vierte Modell mit linearer Autokorrelation auf. Dieses Modell stellt den letzten Schritt der Modellreduktion dieser Variante dar. Es ist durch automatische Modellreduktion also die lineare Autokorrelation ohne Blockung als beste Kombinationsvariante ermittelt worden.
- Abb. 10 oben rechts: In diesem Beispiel hat das dritte und letzte Modell der Blockung den geringsten AIC (der fast gleich geringe AIC bei ‚Korr LIN‘ zeigt, dass diese Korrelation keinen Beitrag leistet). Damit ist hier das Modell ohne Blockungsfaktoren (nur Restfehler) die beste Variante. Von Reduktionsschritt zwei zu drei steigt das ‚Residual‘ etwas, es könnte also optional z.B. auch entschieden werden, einen Blockungsfaktor zu belassen (s. o.).
- Abb. 10 unten links: Die Grafik weist als beste Variante mit dem geringsten AIC den zweiten Reduktionsschritt der Variante mit linearer Autokorrelation aus. Dies ist nicht der letzte Schritt der Modellreduktion dieser Variante, enthält also neben der linearen Korrelation auch noch mindestens einen Blockungsfaktor. In diesem Fall waren es die Faktoren gebrochener Block und Spalte.
- Abb. 10 unten rechts: In dieser Grafik wird die Variante ‚Blockung 3‘ (Modell ohne Blockung) mit dem geringsten AIC automatisch als Bestvariante ausgewiesen. Aber: es tritt eine erhebliche Vergrößerung des Restfehlers nach letzter Blockstreichung auf (Vorgehen s. o.)

Blockung + Autokorrelation + Trendanalyse: In einem Vortest werden die Faktoren x , y , x^*x , y^*y und x^*y zusammen mit dem Prüfglied im fixen Term eines Modells aufgenommen. Als zufälliger Effekt wird hier vorerst *nur* der Faktor x^* Zeile, der den Trend innerhalb einer Zeile des Versuchsplanes beschreiben soll, aufgenommen. Geprüft wird, ob sich Bodenheterogenität durch Faktoren der Trendanalyse zeigt, ohne dass in diesem Stadium diese Effekte bereits (ggf. zusätzlich) durch Blockung erfasst werden. Dies kann durch signifikante Effekte in der Varianztabelle bzw. durch die Varianzkomponente für den Effekt x^* Zeile erkannt werden. Wird erkannt, dass Trendfaktoren im Modell die Effekte gut erfassen, erfolgt eine weitere Berücksichtigung

per Dialog. Jetzt werden Trendfaktoren mit dem o. g. Algorithmus für Blockung + Autokorrelation kombiniert und wiederum der schrittweisen Modellreduktion unterzogen. Dieser Schritt kann wiederholt werden, wenn sich durch die Zuführung der Blockungsfaktoren und / oder Autokorrelation eine Trendkomponente im dann gefundenen Bestmodell als nicht mehr signifikant erweist. Diese Trendkomponente wird aus dem Modell herausgenommen und die Modellreduktion wiederholt.

Die Entscheidung, ob beste Gesamtvariante von Blockung + Autokorrelation *oder* beste Gesamtvariante von Blockung + Autokorrelation + Trend als End-Modell gewählt wird, erfolgt nach der Analyse des AIC_{ML} beider Auswertungsvarianten. In diesem Fall wird der ML-Algorithmus (Maximum Likelihood) in der SAS-Prozedur MIXED verwendet, da hiermit Modelle mit verschiedenen fixen Effekten verglichen werden können. (RICHTER ET AL., 2007)

Zusammenfassung: In Abb. 11 ist die Vorgehensweise bei der Modell-Reduktion dargestellt.

Fehler! Es ist nicht möglich, durch die Bearbeitung von Feldfunktionen Objekte zu erstellen.

Abb. 11: Schrittfolge bei der Modellreduktion

4.5 Berechnung des Gewichtungsfaktors für Mittelwerte in gemischten linearen Modellen

Versuchsserien werden häufig als Zweischnitt-Analyse ausgewertet, wobei im ersten Schritt adjustierte Mittelwerte für die Einzelversuche berechnet werden. Diese fließen dann im zweiten Schritt in die eigentliche Versuchsserienauswertung ein. Durch Gewichtung in der Serienauswertung kann die Schätzgenauigkeit der Prüfglied-Mittelwerte im Einzelversuch berücksichtigt werden. Eine wichtige Frage ist, wie die Gewichtung der Mittelwerte aus dem ersten Schritt (Einzelversuchsauswertung) im zweiten Schritt (Versuchsserienauswertung) erfolgen sollte. Diese Frage wird durch Piepho und Möhring (2007) diskutiert.

Traditionell wurde häufig die inverse Varianz der Mittelwerte ($1/SE^2$) als Gewichtungsfaktor genutzt (PIEPHO UND MICHEL, 2001). Die Berechnung der SE (Standardfehler der Mittelwerte) erfolgte in den bisherigen Auswertungsverfahren der LFA über eine Varianzanalyse, in der (*nur für die Berechnung der SE*) vollständige Blockungsfaktoren in den fixen Term des Modells aufgenommen wurden. Dadurch wurde vermieden, dass die SE im Sinne einer Nutzung als Prüfglied-vergleichsbezogener Gewichtungsfaktor in der Serienauswertung unterschätzt wurden, wie es bei zufälligen Blockungsfaktoren der Fall wäre (s. a. Abb. 13). Der im SAS-Output zu den adjustierten Mittelwerten mit ausgegebene SE basiert insbesondere auf Wiederholungszahl und Restfehler. Der Restfehler kann u. U. entscheidend durch Versuchsdesign und Auswertungsmodell reduziert werden. Das zeigt Abb. 12, in der Varianzkomponenten der zufälligen Effekte unterschiedlicher Auswertungsmodelle am Beispiel eines Versuches (55019T, Merkmal Gesamttrockenmasseertrag) nebeneinander gestellt wurden. Der Restfehler („Residual“) sinkt von Variante ‚ohne Blockung‘ über Variante ‚Blockanlage‘ zur Variante ‚bestes Blockungsmodell nach ‚EVA‘, aber diese Vorteilseffekte der Blockung im zufälligen Modell hätten sich bei Verwendung der SE nicht adäquat auf die Gewichtung ausgewirkt. Beachte: das ‚beste Blockungsmodell nach EVA‘ wird nicht nach dem kleinsten Restfehler bestimmt, sondern nach dem kleinsten AIC (4.4 und Abb. 11).

ohne Blockung

Cov Parm	Estimate
Residual	283.29

Blockanlage

Cov Parm	Estimate
WDH	40.5525
Residual	237.57

bestes Blockungsmodell nach ‚EVA‘

Cov Parm	Estimate
ZEILE	48.0949
SAEULE*SPALTE	88.5144
SAEULE*ZEILE	54.4785
Residual	78.9066

Abb. 12: Vergleich der Varianzkomponenten zufälliger Effekte
(Versuch: 55019T, Merkmal: Gesamttrockenmasse dt/ha)

Es ist von Nachteil, dass zufällige Effekte (unvollständige Blocks, räumliche Effekte u. a.) nicht im SE im Sinne der Gewichtung wirksam werden. Für diesen Zweck können nach Piepho und Möhring (2007) abgewandelte Standardfehler ($SE(W)$) ermittelt werden. Diese sind in Anlehnung an den SED (Standardfehler der Differenz) Prüfglied-vergleichsbezogen.

Piepho und Möhring (2007) beschreiben 8 Gewichtungs-Methoden. Die Methoden 1 bis 5 verfolgen dabei eher traditionelle Ansätze. Durch die neuen Methoden 6 bis 8 wird dagegen eine optimale Berücksichtigung von zufälligen Effekten z.B. auch in Zeilen-Spalten- bzw. ‚resolvable block‘ – Designs oder von räumlichen Modellen erreicht. Hier werden die Kovarianzen aus den zufälligen Blocks oder aus dem räumlichen Modell berücksichtigt, so dass keine Überschätzung der Prüfglied-vergleichsbezogenen Varianzen der Mittelwerte erfolgt. Die so ermittelten $SE(W)$ berücksichtigen Fehlwerte, räumliche Struktur, unvollständige Blockbildung u. a. bestmöglich.

Zur Berechnung der $SE(W)$ wurde ein SAS-Programm von Möhring zur Verfügung gestellt. Mit diesem SAS-Programm werden in ‚EVA‘ die Gewichte nach Methoden 6 bis 8 ermittelt. Diese Gewichte sind zwar nicht identisch, aber sie haben auch keine verallgemeinerungsfähigen unterschiedlichen Einsatzgebiete (PIEPHO UND MÖHRING 2007). Der Mittelwert der nach Methoden 6 bis 8 ermittelten Gewichte ist u. E. der robusteste Parameter, der allen in der LFA genutzten Versuchsdesigns gerecht wird. Deshalb werden diese drei Gewichte in den Anwendungen der

LFA gemittelt und dann in den SE(W) umgerechnet. Der SE(W) wird zu dem jeweiligen Mittelwert gespeichert. Dieser Algorithmus ist der aktuelle Standard für die Bestimmung und Verwendung der SE(W) in der LFA.

Abb. 13 zeigt, wie sich der SE(W) im Vergleich zum SE verändert. Für die Beispielrechnungen wurde der Gesamttrockenmasseertrag (dt/ha) des Versuches 55019T gewählt. Dargestellt wurden SE und SE(W) der Sorte Amadeo. Im Unterschied zur Auswertung als Blockanlage mit dem Blockungsfaktor ‚Block‘ wurde im Fall Bestmodell nach ‚EVA‘ der Blockungsfaktor ‚Spalte in Säule‘ in Kombination mit dem sphärischen Variogramm-Modell (Autokorrelation) als Endmodell verwendet.

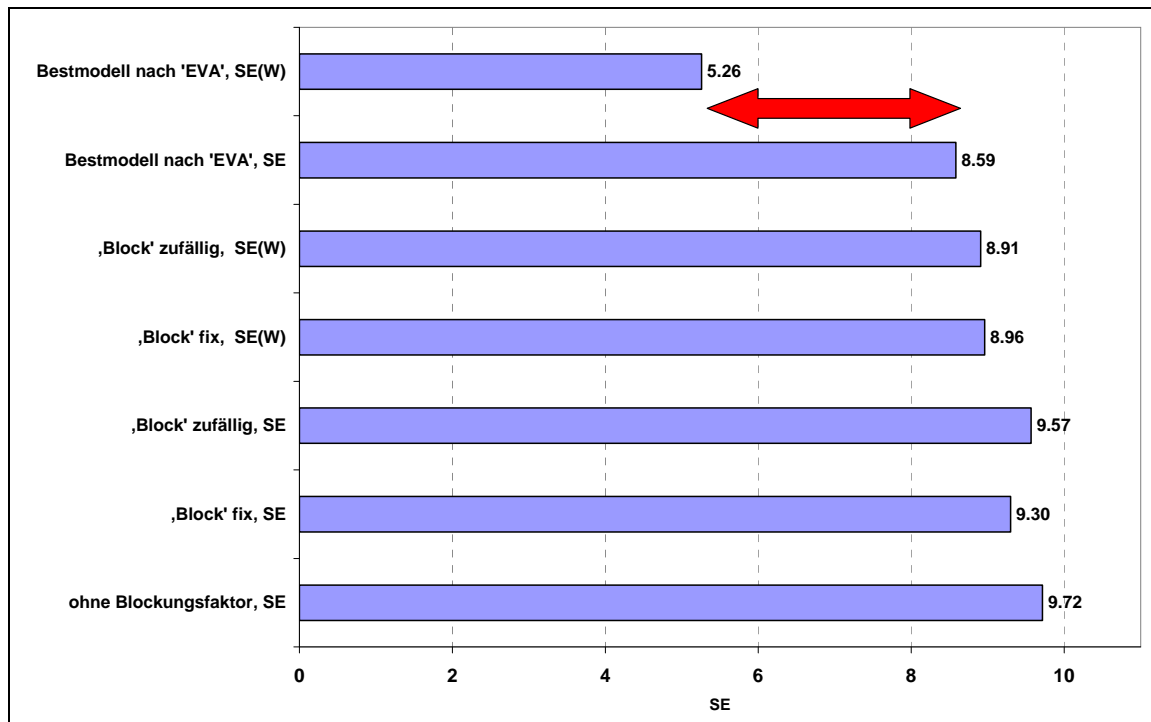


Abb. 13: Vergleich unterschiedlich errechneter SE und SE(W) am Beispiel der Sorte Amadeo (Versuch: 55019T, Merkmal: Gesamttrockenmasse dt/ha)

Der Variantenvergleich in Abb. 13 zeigt:

- Die Verrechnung ohne Blockungsfaktor weist den höchsten SE auf.
- Der ‚Block‘ als zufälliger Effekt wird im Sinne der Gewichtung nicht ausreichend berücksichtigt.
- Der Vergleich ‚Block fix, SE(W)‘ zu ‚Block zufällig, SE(W)‘ zeigt, dass sich dies mit der neuen Berechnungsmethode ändert, der zufällige Effekt ‚Block‘ wird adäquat berücksichtigt.
- Der größte Effekt wird bei der kombinierten Nutzung von ‚EVA‘ (optimierte Einzelversuchsauswertung) und der neuen Berechnungsmethode des Gewichtungsfaktors SE(W) erreicht. Das bedeutet: die Methodenumstellung bei der Bestimmung des Gewichtungsfaktors bekommt dadurch eine besondere Bedeutung, dass in der LFA grundlegende Erneuerungen beim Versuchsdesign durch die Nutzung von Zeilen-Spalten-Plänen, der Lateinisierung und von räumlicher Modellen eingeführt wurden.

Durch die Anwendung der o.g. Methoden zur Berechnung des SE(W) gelingt es, die Vorteile der optimierten Einzelversuchsauswertung in die Versuchsserienauswertung mit hineinzutragen. Die optimal geschätzten Mittelwerte der Prüfglieder des Einzelversuches werden in der Serie nicht untergewichtet, sie tragen letztendlich auch durch den bestmöglich geschätzten SE(W) zur optimalen Schätzung der Serienmittelwerte bei.

4.6 Das Verfahren ‚EVA‘ zur optimierten Auswertung im PIAFStat-System

Das PIAFStat-Verfahren ‚EVA‘ wurde als neuer Standard für die **EINZELVERSUCHSAUSWERTUNG** (zunächst einfaktorieller) Anlagen entwickelt. Mit diesem Verfahren können die vorab diskutierten vielfältigen Modellansätze genutzt und eine automatische Modellreduktion (s. a. 4.4) durchgeführt werden.

Nachfolgend wird das Verfahren in Nutzeroberfläche, Output und Interpretation demonstriert:

Allgemeine Informationen

Dieses Verfahren ermöglicht die Auswertung jeweils *eines* Merkmals pro Durchlauf. Schwerpunkte liegen auf Modellreduktion, optimaler Schätzung von Prüfgliedeffekten und Standardfehlern der Mittelwerte und umfangreicher Unterstützung bei der fehlerkritischen Auswertung.

Es können sowohl Versuche ohne als auch mit Fehlwerten verrechnet werden. Obergrenzen bezüglich der Anzahl Fehlwerte im Versuch oder je Prüfglied, Blockung etc. wurden bewusst nicht eingebaut. Dies muss im Einzelfall vom Bearbeiter eigenverantwortlich beurteilt werden.

Nutzeroberfläche und Nutzerführung

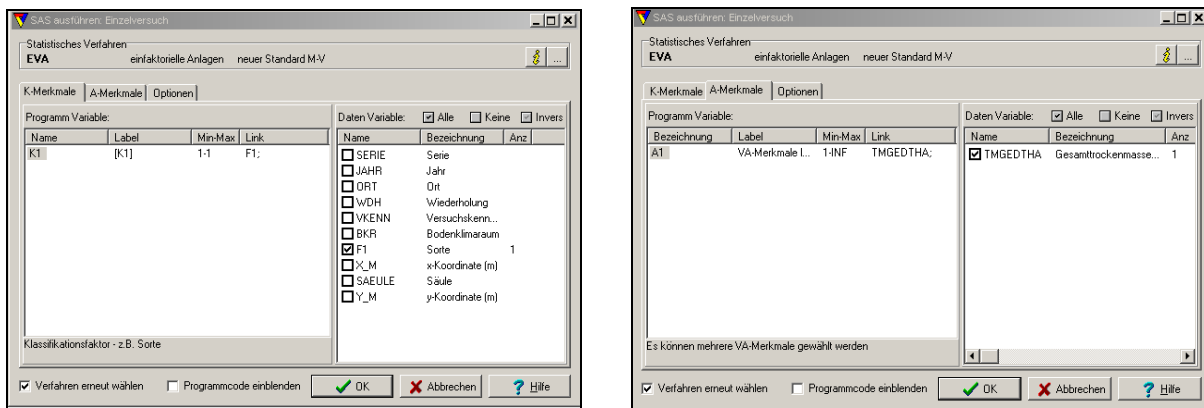


Abb. 14: Zuordnung der Klassifizierungs- und der Analyse-Merkmale

Klassifikations-Merkmale und **Analyse-Merkmale** können durch eindeutige Benennung im Programmcode automatisch aktiviert werden. Diese Voreinstellungen werden im Deklarationsteil des Programmcodes vorgenommen. Für die aktuelle Auswertung können die Merkmale temporär mit der Maus aktiviert bzw. deaktiviert werden. (s. Abb. 14)

Im Fenster ‚**Optionen**‘ (Abb. 15) können voreingestellt aktivierte Optionen genutzt oder durch Mausclick Einstellungen der Optionen geändert werden. Über die Schaltfläche ‚Optionen speichern‘ werden Änderungen der Options-Einstellungen als default dauerhaft gespeichert. Optionale Eingabefenster ermöglichen zusätzliche flexible Veränderungen.

Gruppen der Optionen:

Auswahl der Effekte

Reduktion der Effekte

Varianzanalyse mit Speicherung der geschätzten Werte

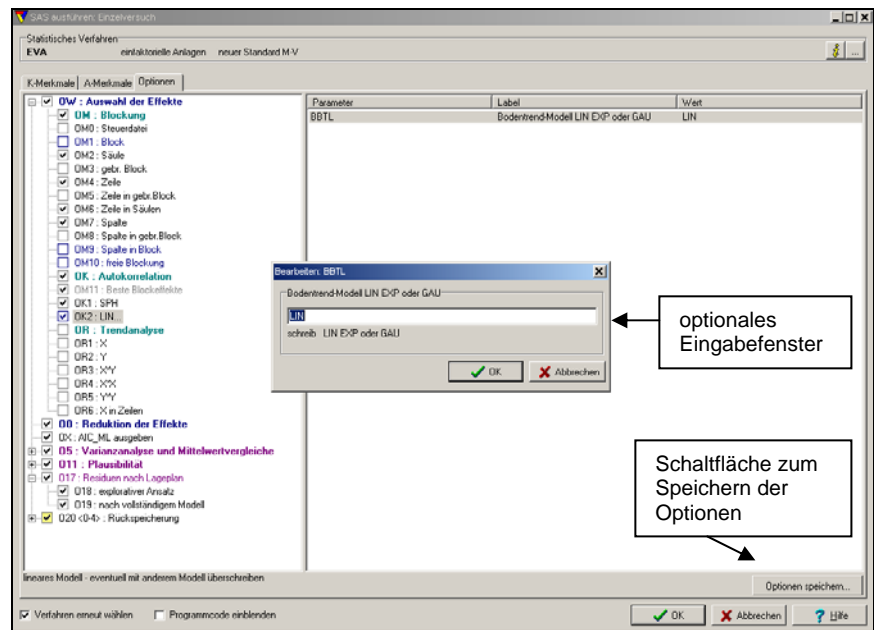


Abb. 15: Übersicht über die Optionen des Verfahrens ‚EVA‘

Die Optionen des Verfahrens lassen sich in 3 Gruppen gliedern (s. Abb. 15):

1. Möglichkeiten zur Auswahl der Effekte für das Ausgangsmodell
2. Reduktion der Effekte (Wahlmöglichkeit: ja/nein)
3. Varianzanalyse nach fest eingestelltem (ohne Reduktion) oder automatischem (mit Reduktion) Modell mit Plausibilitätsprüfung und Abspeicherung der geschätzten Mittelwerte und SE(W) zum Rücklesen nach PIAF.

Die Gruppe 1 ‚Möglichkeiten zur Auswahl der Effekte für das Ausgangsmodell‘ enthält einige besondere Optionen:

- Über die Option ‚OM0 – Steuerdatei‘ ist es möglich, alle zum jeweiligen Versuch auszuwählenden Blockungsfaktoren durch eine Hilfs-Datei zu definieren. Die Blockungsfaktoren werden schon bei der Konstruktion des Versuchsplanes festgelegt (s. 4.3) und können parallel dazu sofort in die Hilfs-Datei abgelegt werden, die dann später bei der Versuchsauswertung automatisch herangezogen werden kann. Die Optionen OM1 bis OM9 werden in diesem Fall automatisch deaktiviert.
- Mit der Option ‚OM10 – freie Interaktion‘ hat der Anwender die Möglichkeit, im Verfahren bisher unberücksichtigte Blockungen über ein Eingabefeld in PIAFStat zuzufügen. Beispiel für eine freie Blockung: B*G
- Über die Option ‚OM11 – Beste Blockeffekte‘ werden Effekte der ‚Bestvariante Blockung‘ (Variante der Modellreduktion der Blockungsfaktoren mit kleinstem AIC, s. 4.4 - Blockung) dem Modell mit Autokorrelation als zusätzliche Blockungsfaktoren zugefügt, soweit sie nicht schon als Zeile oder Spalte vordefiniert einfließen (s. 4.4. - Blockung + Autokorrelation)
- Die unter OR bis OR6 aufgeführten Optionen betreffen die Einbeziehung der Trendanalyse, entweder nur als Vortest (OR) oder als fixe Effekte im Gesamtmodell (OR1-OR6) (s. Tab. 5).

Tab. 5: Möglichkeiten der Aktivierung der Trendanalyse

OR	Optionen im Verfahren						Aktion
	OR1	OR2	OR3	OR4	OR5	OR6	
Trendanalyse	Trendkomponenten						
	X	Y	X*Y	X*X	Y*Y	X in Zeile	
-				-			ohne Trendanalyse
√				-			Vortest
√				√			Vortest - nur aktivierte Trendkomponenten im Endmodell
-				√			kein Vortest - aktivierte Trendkomponenten im Endmodell

Output und Interpretation:

Nachfolgend ist weitgehend unverändert ein Output des Verfahrens wiedergegeben. Dazu wurde als Beispiel das Merkmal Gesamttrockenmasse dt/ha des Versuches 55019T mit dem Verfahren ausgewertet.

Informationen zu Versuch und Merkmal

Output:

Versuchsfrage: Wertprüfung 2 und Landessortenversuch Silomais fr.					
Datum der Auswertung:		Montag, 22. März 2010			
Ort	Jahr	Serie	VNR	Merkmal	Schnittnr
Tützpatz	2009	5501	3423	Gesamttrockenmasse (Silomais NIRS) dt/ha	.

Zur Optionsgruppe 1: Möglichkeiten zur Auswahl der Effekte für das Ausgangsmodell

Trendanalyse

Output:

Trendanalyse - Varianztabelle					
Effect	Num DF	Den DF	FValue	ProbF	test
F1	30	59	1.40	0.1346	-
x	1	59	13.49	0.0005	*
y	1	59	6.63	0.0125	*
x*x	1	59	9.58	0.0030	*
y*y	1	59	10.90	0.0016	*
x*y	1	59	4.66	0.0349	*
Trendanalyse - zufällige Effekte					
CovParm	Subject	Estimate			
x	ZEILE	0			
Residual		170.38			

Interpretation:

Als Ergebnis des Vortestes der Trendanalyse werden die Varianztabelle sowie die Varianzkomponenten des zufälligen Effektes x*Zeile und Restfehler ausgegeben. In diesem Fall zeigen alle fixen Trendkomponenten signifikante Wirkungen, der zufällige Effekt x*Zeile weist jedoch keine Varianzkomponente über Null auf.

Information zu den gewählten Blockeffekten

Output:

gewählte Effekte für das Modell					
Effekte		BBE	Trend		
SAEULE	ZEILE SPALTE	SAEULE*ZEILE	ja	-	

Interpretation:

Die im Output gegebenen Informationen zu den gewählten Effekten zeigen, dass für das Ausgangsmodell als zufällige Blockeffekte Säule, Zeile, Spalte und Säule*Zeile gewählt, dass die

ermittelten besten Blockeffekte bei der Variante Blockung+Autokorrelation berücksichtigt (BBE), dass aber keine Trendkomponenten in das Modell aufgenommen wurden.

Zur Optionsgruppe 2: Reduktion der Effekte

Darstellung der Schritte und des Ergebnisses der Modellreduktion bei der Blockung

Output:

Blockung - Modellreduktion					
obs	AIC	Rest	Effekte		Reason
1	556.396	79.457	SAEULE ZEILE SAEULE*SPALTE SAEULE*ZEILE		Convergence criteria met.
2	554.624	78.907	ZEILE SAEULE*SPALTE SAEULE*ZEILE		Convergence criteria met.
3	555.105	77.882	SAEULE*SPALTE SAEULE*ZEILE		Convergence criteria met.
4	568.427	154.957	SAEULE*ZEILE		Convergence criteria met.
5	579.512	283.286	-		-

Bestvariante Blockung					
AIC	Rest	Effekte		Variante	
554.624	78.9066	ZEILE SAEULE*SPALTE SAEULE*ZEILE		Blockung	

Interpretation:

Es werden die Ergebnisse der Varianzanalysen (AIC und Rest) während der schrittweisen Modellreduktion der Blockung tabellarisch dargestellt. In der Zeile obs = 1 ist das Ausgangsmodell mit den gewählten Blockungsfaktoren enthalten. Zeile obs = 2 enthält die Ergebnisse, nachdem Säule aus dem Modell gestrichen wurde. AIC und Rest entsprechen in diesem Fall genau denen des Ausgangsmodell, da Säule keinen Einfluss hatte (Varianzkomponente der Säule = 0). Die nächsten Schritte sind in den Zeilen obs = 3 bis 5 aufgeführt. Hier wurde sukzessive der Blockeffekt mit der jeweils geringsten Varianzkomponente aus dem Modell entfernt, bis kein zufälliger Effekt im Modell verblieb. Im aktuellen Beispiel erhöhten sich im letzten Schritt der AIC und der Restfehler.

Unten wird die ermittelte beste Variante des Blockungsmodells ausgegeben, diese entspricht der Zeile ,obs' 2.

Darstellung der Schritte und des Ergebnisses der Modellreduktion bei Blockung + Autokorrelation

Output:

AutoKorrelation (SPH) - Modellreduktion					
obs	AIC	Rest	Effekte		Reason
1	540.860	28.1289	SAEULE*SPALTE SAEULE*ZEILE ZEILE		Convergence criteria met.
2	543.868	25.6253	SAEULE*SPALTE SAEULE*ZEILE		Convergence criteria met but final h
3	538.896	29.6119	SAEULE*SPALTE		Convergence criteria met.
4	553.728	88.6381	-		Convergence criteria met but final h

AutoKorrelation (LIN) - Modellreduktion					
obs	AIC	Rest	Effekte		Reason
0	.	1	SAEULE*SPALTE SAEULE*ZEILE ZEILE		WARNING: Stopped because of infinite
1	.	1	SAEULE*SPALTE SAEULE*ZEILE		WARNING: Stopped because of infinite
2	.	1	SAEULE*ZEILE		WARNING: Stopped because of infinite
3	.	1	-		WARNING: Stopped because of infinite

Interpretation:

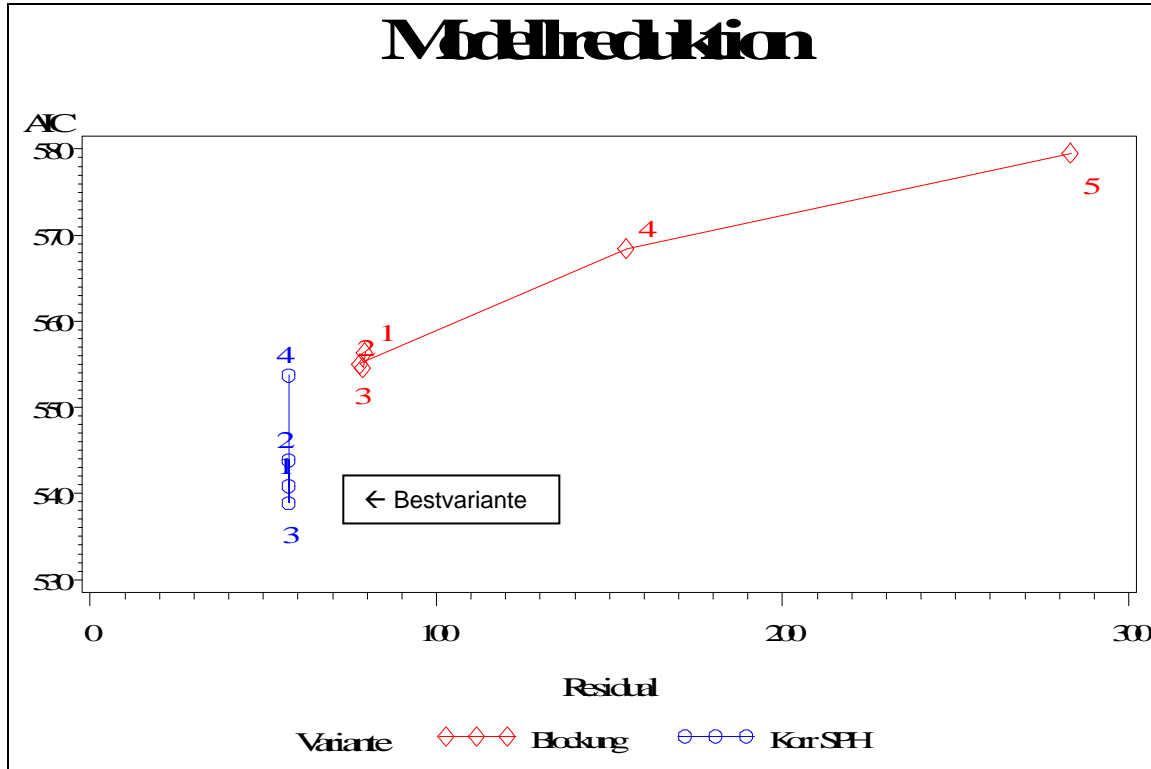
Es erfolgt die Darstellung der Ergebnisse der Varianzanalysen (AIC und Rest) während der schrittweisen Modellreduktionen der Autokorrelationen (sphärisches und lineares Modell). Zudem sind die einbezogenen Blockeffekte und deren schrittweise Eliminierung sichtbar (offensichtlich wurde BBE gewählt). In der Spalte ,Reason' werden die Hinweise von SAS zum Datenverhalten bei der Proc Mixed wiedergegeben. Es wird hier deutlich, dass nicht jede Modellvariante erfolgreich zu einem Ergebnis kommt, sondern dass SAS mitunter die Verrechnung abbricht.

Gesamtbeurteilung der Modellreduktion - Modellwahl

Output:

Bestvariante Gesamt

AIC	Rest	Effekte	Reason	obs	Variante
538.896	29.6119	SAEULE*SPALTE	Convergence criteria met.	3	Korr SPH



Interpretation:

Zur Gesamtbeurteilung wird die beste Gesamtvariante von Blockung und Autokorrelation ausgegeben. Zudem erfolgt eine grafische Darstellung der Modellreduktionen. Für die Reduzierungsschritte der Blockung werden AIC und Restfehler dargestellt. Der Reduktionsverlauf der Autokorrelation wird generell auf einem fiktiven Restfehlerniveau links von der Kurve ‚Blockung‘ dargestellt. (s. a. 4.4 und Abb. 10)

Im aktuellen Beispiel wird aus der Grafik sofort deutlich, dass die beste Variante mit dem kleinsten AIC die Variante 3 der Autokorrelation mit sphärischem Modell + ‚Saeule*Spalte‘ ist.

Zur Optionsgruppe 3: Varianzanalyse mit Plausibilitätsprüfung

Datenbasis: Merkmal: \$\$\$\$\$\$\$

Output:

Datenbasis: Merkmal: Gesamttrockenmasse (Silomais NIRS) dt/ha						
a	n	Fehlende	V_Mittel	SE(W)_Mittel	AIC	AIC_ml
31	95	1	180.734	5.20626	538.9	not conv.

Interpretation:

Ausgewiesen werden Anzahl Prüfglieder (a), Anzahl Parzellen (n), Anzahl Fehlwerte, Versuchsmittel, Mittel der SE, AIC nach REML-Methode und AIC nach ML-Methode.

adjustierte Mittelwerte und Anteil der einzelnen Prüfglieder an der Restvarianz

Output:

Nr	Sorte	adjust		SE(W)	N
		Mittelw.	s %		
1	Amadeo	181.09	10.7899	5.25902	3
2	Salgado	177.41	9.4284	5.38835	3
3	Kalvin	186.11	14.4287	5.09014	3
4	Delitop	185.97	18.0841	5.10833	3
. . .					

Interpretation:

Die adjustierten Mittelwerte (Ismeans) sind als optimale Schätzwerte für die Prüfgliedeigenschaften meist das Hauptziel der Versuchsanstellung in der angewandten Forschung.

Die Ausgabe des Anteils der Prüfglieder an der Restvarianz (s %) ist ein sehr geeignetes Instrument der fehlerkritischen Auswertung. Dieses s % hat die Dimension des versuchsspezifischen Variationskoeffizienten und erleichtert die Suche nach eventuellen Fehlerquellen innerhalb von Prüfgliedern. Bei auffällig hohen Werten ist eine intensivere Ursachenuntersuchung angeraten, um etwaige Fehler zu finden. Dazu bieten die nachfolgenden Optionen Unterstützung. 10 % als Auffälligkeits-Grenze anzusehen, ist eine u. E. brauchbare Faustzahl für viele ‚normale‘ Versuche (siehe auch bei Option ‚relative Residuen außerhalb +/- 10 %‘). Der Parameter ist unabhängig von der Anzahl Werte je Prüfglied. Er wirkt sich nicht auf Grenzdifferenzen etc. aus, da - abgesehen von den durch diese Unterstützung evtl. aufzufindenden Fehlern - von Varianzhomogenität ausgegangen wird.

Der zum adjustierten Mittelwert zugehörige SE(W) gibt Auskunft über die Genauigkeit der einzelnen Prüfglied-Schätzungen.

Die Anzahl Werte (N) gibt Aufschluss über die Fehlwerte – Struktur. Er korrespondiert mit dem SE(W).

Durchschnittliche GD (5 %) aller paarweisen Vergleiche - t-Test

Output:

arit_MW	MIN	MAX	MEDIAN	N
15.1783	12.9856	18.0218	15.1324	465

Interpretation:

Als Standardverfahren haben wir uns für den paarweisen t-Test entschieden, da er für unsere Fragestellungen i. d. R. die gewünschte Interpretation ermöglicht. In Versuchen ohne Fehlwerte und ausschließlich vollständigen Blockungen ohne räumliche Modelle, sind alle 4 hier ausgewiesenen Grenzdifferenzen (arith_MW; MIN; MAX; und MEDIAN) identisch und verwendbar, da alle Vergleiche gleiches Präzisionsniveau aufweisen. Treten Fehlwerte auf oder kommen zufällige Effekte oder räumliche Modelle hinzu, trifft dies nicht mehr zu. Da aber bei einzelnen Fehlerten oft der Wunsch nach einer für den Gesamtversuch näherungsweise gültigen Grenzdifferenz besteht, haben wir die Grenzdifferenzen aller paarweisen N - Vergleiche gemittelt. Ansonsten nutzt man für den exakteren Vergleich der Prüfgliedpaare die ‚Liste aller paarweisen Vergleiche mit GD 5 % - t-Test‘, die optional mit ausgegeben werden kann.

Aus pragmatischen Gründen verwenden wir überwiegend das arithmetische Mittel, was u. E. ein geeigneter Kompromiss zwischen den nachfolgend diskutierten Extremen ist und wechselnden Situationen in der Fehlerte - Struktur am besten gerecht wird. Der Median hat den Effekt, dass bei sehr wenigen Fehlerten die Grenzdifferenz der ‚normalen‘ Vergleiche ausgewiesen wird. Fehlerte werden dann also quasi ignoriert. Die maximale Grenzdifferenz wird vom schlechtesten Vergleich, also stark von den Fehlerten bestimmt. Sie ist angebracht beim streng konservativen Ansatz, wobei für keinen Vergleich eine zu kleine Grenzdifferenz ausgegeben werden soll. Es wird daher für die meisten Vergleiche eine zu große Grenzdifferenz in Kauf genommen. Die minimale Grenzdifferenz ist hier nur zu beschreibenden Zwecken mit ausgegeben. Sie wird von uns nicht zur globalen Verwendung empfohlen. Ebenso ist unter N die Anzahl paarweiser Vergleiche, über die gemittelt wurde, nur ergänzend ausgewiesen.

Varianztabelle der fixen Effekte

Output:

Effect	Num DF	Den DF	FValue	ProbF	test
F1	30	29.9	2.66	0.0046	*

Interpretation:

Ausgegeben wird die übliche Varianztabelle für die fixen Effekte mit den Freiheitsgraden des Prüffaktors und des Rests, dem F-Wert, der Irrtumswahrscheinlichkeit und dem Test - Ergebnis des F-Tests (0,05=5 %). Fixe Trendkomponenten tauchen hier nur auf, wenn dafür Optionen OR1 bis OR6 für die verschiedenen Komponenten zusätzlich aktiviert werden (s. 4.4 und Abb. 15). Die verschiedenen Möglichkeiten der Aktivierung der Trendanalyse zeigt Tab. 5.

Varianzkomponenten zufälliger Effekte und s %

Output:

Cov Parm	Estimate	sRest%
SAEULE*SPALTE	58.2285	.
Variance	231.13	.
SP (SPH)	33.2772	.
Residual	29.6119	3.01088

Interpretation:

Unter ‚Estimate‘ sind die geschätzten Varianzkomponenten der zufälligen Faktoren und die Restvarianz ‚Residual‘ aufgeführt. Die Quadratwurzelwerte der Varianzkomponenten der Blockungsfaktoren (hier Säule*Spalte) und des Restfehlers sind in der Mengeneinheit des Merkmals interpretierbar (z.B. dt/ha). Das trifft für die Angaben bei ‚Variance‘ und ‚SP (SPH)‘ nicht zu. Diese Werte zeigen Ergebnisse der Geostatistik an und erfordern eine gesonderte Interpretation, auf die an dieser Stelle nicht näher eingegangen wird.

Eine hohe Varianzkomponente für einen Blockungsfaktor zeigt hohe Niveauunterschiede zwischen den Blockungseinheiten an. Das ist zwar nicht wünschenswert, zeigt aber, dass die Blockbildung für die Verminderung des Versuchsfehlers nützlich war. In diesem Fall ist eine intensivere Ursachenuntersuchung innerhalb der Blocks angeraten, um etwaige Fehler zu finden. Da wegen SAS-Problemen bei unbalancierten Daten die Anweisung ‚nobound‘ im SAS-Code bewusst weggelassen wurde, sind Blockvarianzen im kleinsten Fall =0. Dadurch ist die Teststatistik im balancierten Fall nicht optimal, u. E. aber i. d. R. hinreichend.

Unter ‚sRest%‘ ist der versuchsspezifische (mittlere) Variationskoeffizient (s %) als üblicher Parameter zur Einschätzung der Versuchspräzision ausgewiesen. Dieser ist bei Einbeziehung von Autokorrelation aber nicht zu verwenden, hier sollten die GD oder die SE-Werte als Präzisionsmaß herangezogen werden.

Effekte der Stufen zufälliger Faktoren und Anteile an der Restvarianz

Output:

Effect	SAEULE	SPALTE	Estimate	Niveau
SAEULE*SPALTE	1	1	-6.7686	173.965
SAEULE*SPALTE	1	2	5.4078	186.141
SAEULE*SPALTE	1	3	2.6364	183.370
SAEULE*SPALTE	1	4	5.1855	185.919
SAEULE*SPALTE	2	5	1.5542	182.288
SAEULE*SPALTE	2	6	-5.9751	174.758
SAEULE*SPALTE	2	7	-3.2669	177.467

Interpretation:

Dieser Bereich ist als Unterstützung bei der Plausibilitätskontrolle und der Suche nach etwaigen Fehlern innerhalb der Blockungseinheiten gedacht. Unter ‚Estimate‘ ist die geschätzte Abweichung des Niveaus der Blockungseinheiten vom Versuchsmittel in der Mengeneinheit des Merkmals ausgewiesen. Das ‚Niveau‘ ist von uns nur zur Verbesserung der Anschaulichkeit eingefügt. Es stellt die Summe aus Estimate und Versuchsmittel dar.

Die Annäherung der Blockeffekte an das Versuchsmittel fällt umso größer aus, je kleiner die Blockungsvarianz im Verhältnis zur Restvarianz ist. Bei Blockungsvarianz = 0 wird für alle Blockungseinheiten das Versuchsmittel als Niveau ausgegeben. Dies mag auf den ersten Blick zu Verständnisproblemen führen, erspart dem Nutzer aber die fälschliche Annahme von Blockungseffekten, die ursächlich nicht in der Blockungseinheit, sondern im allgemeinen Versuchsfehler begründet liegen könnten. Daher können kleine MQ(Blockungs)-Werte im fixen Modell, wenn sie allein aus der Restvarianz erklärbar sind, im zufälligen Modell einer Varianzkomponente = 0 entsprechen.

Ausreißertest P=0.01 – Grenzwert

Output:

Grenzwert für den Ausreissertest nach Anscombe und Tukey P=0.01

Cs	Rel_Cs
10.2316	5.66114

Interpretation:

Ausgewiesen wird die Überschreitungsgrenze für absolute Residuen (Zufallseffekte der Einzelwerte/Parzellen), ab der ein Residuum mit einer vorgegebenen Irrtumswahrscheinlichkeit als Ausreißer angesehen wird. Wir haben uns aufgrund unserer Erfahrungen für das Niveau 0.01 = 1 % entschieden. Auf mehrere Grenzen bei unterschiedlichem α haben wir bewusst verzichtet. Die Ausreißerbetrachtung soll kein ‚Spiel mit Wahrscheinlichkeiten‘ werden, sondern wirklich auffällige Werte sollen fachlich intensiv überprüft werden.

Zu beachten ist, dass das Niveau des Grenzwerts vom Niveau der Versuchspräzision abhängig ist. In sehr präzisen Versuchen werden also schon sehr viel kleinere Residuen als Ausreißer ausgewiesen, als in Versuchen mit mittlerer oder unbefriedigender Präzision.

Der hier angebotene Ausreißertest ist derzeit (leider) nur für Modelle mit reiner Blockung relevant.

Liste der Ausreißer

Output:

PG	Wdh	Name	Gesamttrockenmasse (Silomais NIRS)		Residual	RelResid	Ausreissertest
			dt/ha				
11	3	KWS 11833	144.93		-29.6846	-16.4245	*
9	3	LIMA 11749	149.52		-21.0865	-11.6672	*
.	.	.					

Interpretation:

Wie oben erwähnt, ist hier im konkreten Fall die Liste der Ausreißer nicht relevant, da ein Modell mit Autokorrelation zur Anwendung kommt. In so einem Fall deaktiviert ‚EVA‘ die Optionen zum Ausreißertest und zur Darstellung relativer Residuen über + / - 10 % (s. u.) automatisch.

Bei Modellen mit reiner Blockung hingegen können die ausgegebenen Ausreißer eine wertvolle Hilfe bei der Plausibilitätsprüfung der Ergebnisse sein. Es werden alle Ausreißer sortiert nach Größe ausgegeben. Treten keine auf, gibt es die Information: ‚Es sind keine Ausreißer vorhanden‘.

Ausreißer sollten nicht leichtfertig gestrichen werden. Vielmehr empfehlen wir eine gründliche Nachprüfung (Durchsicht der Versuchsunterlagen wie Textbericht, Skizzen, Mängel-, Lager- und andere Bonituren, Rücksprache mit dem Versuchsbetreuer, Residuen nach Lageplan, Residuen außerhalb +/-10 % etc.). Nur in eindeutigen Fällen sollten Streichungen erfolgen. Letzteres muss in der Datenbank oder über die Definition von Ausnahmen in PIAF erfolgen und die Auswertung muss wiederholt werden.

Eine temporäre Streichung zum ‚Probieren‘ ohne Abspeicherung in der Datenbank haben wir bewusst nicht vorgesehen, da dies u. E. kein fachlich begründetes Vorgehen ist. Die Streichung der vermeintlich ‚schlechtesten‘ Werte führt zwangsläufig (per Definition) zu verbesserten statistischen Maßzahlen, was wiederum zur unbegründeten Streichung verleitet.

relative Residuen außerhalb +/- 10 %

Output:

PG	Wdh	Name	Gesamt-trockenmasse (Silomais NIRS)	
			dt/ha	Residual
11	3	KWS 11833	144.93	-29.6846
9	3	LIMA 11749	149.52	-21.0865
. . .				

Interpretation:

Wie oben erwähnt, ist hier im konkreten Fall die Liste der relativen Residuen nicht relevant, ‚EVA‘ deaktiviert die Option automatisch (s. o.).

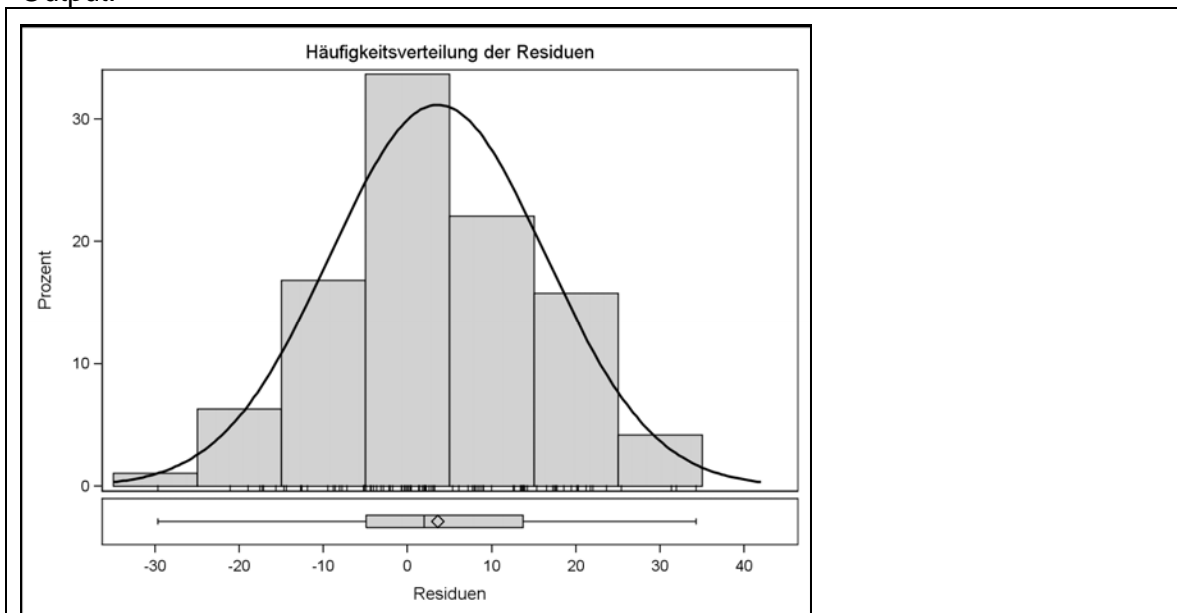
Wiederum sei darauf hingewiesen, dass bei Modellen mit reiner Blockung diese Liste der relativen Residuen eine wertvolle Hilfe bei der Plausibilitätsprüfung der Ergebnisse sein kann.

Es werden alle Residuen $> +10\%$ bzw. $< -10\%$ sortiert nach Größe ausgegeben. Treten keine auf, gibt es die Information: ‚Es sind keine relativen Residuen außerhalb +/- 10 % vorhanden‘.

10 % als Auffälligkeits-Grenze anzusehen, ist eine u. E. brauchbare Faustzahl für viele ‚normale‘ Versuche. Sie ist statistisch nicht begründbar, stellt aber nach unserer Erfahrung eine gute Ergänzung des Ausreißertests dar, denn im Gegensatz zum Ausreißertest ist diese Auffälligkeitsgrenze unabhängig vom Niveau der Versuchspräzision – wie auch hier zu findende versuchsunspezifische Einzelfehler, wie z.B. einzelne Mäuseschäden etc., unabhängig von der jeweiligen Versuchspräzision sind. Bei Versuchen mit schlechter Präzision ist diese Grenze allerdings kaum hilfreich. Bezüglich der Streichung auffälliger Werte gelten die bei der ‚Liste der Ausreißer‘ genannten Regeln.

Häufigkeitsverteilung der absoluten Residuen

Output:



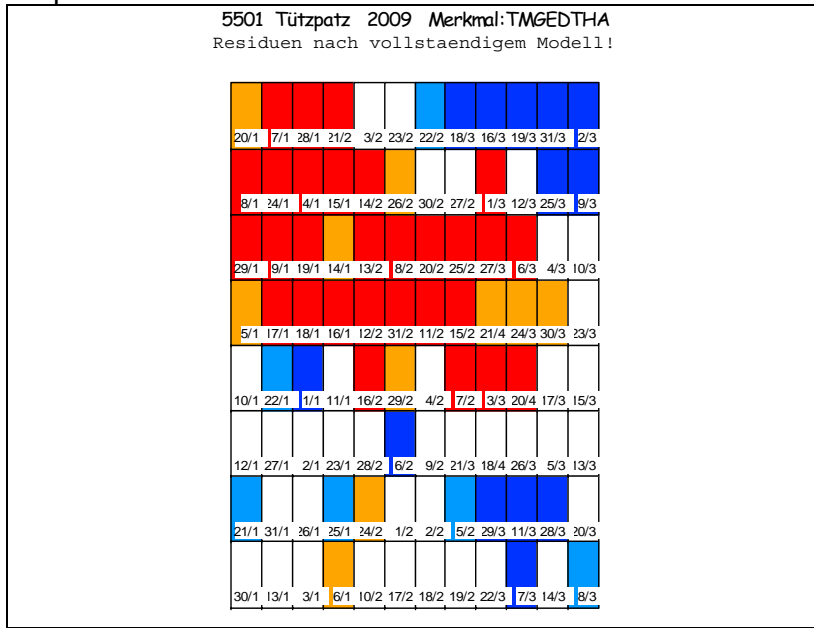
Interpretation:

Eine der Voraussetzungen für varianzanalytische Verfahren ist die Normalverteilung der Residuen. Hierfür haben wir nicht den Test vorgesehen (da Nichtsignifikanz nach dem Fehler erster Art ohnehin nicht im Umkehrschluss eine gesicherte Varianzhomogenität beinhaltet!), aber die Häufigkeitsverteilung der Residuen lässt sich optional graphisch darstellen, um die Beurteilung der ‚Auffälligkeit‘ weiter zu unterstützen. Eine deutliche Asymmetrie oder Mehrgipflichkeit und einzelne Residuen deutlich außerhalb der ‚Normalität‘ (s. Box-Plot in der Grafik unten!) deuten auf Auffälligkeiten hin.

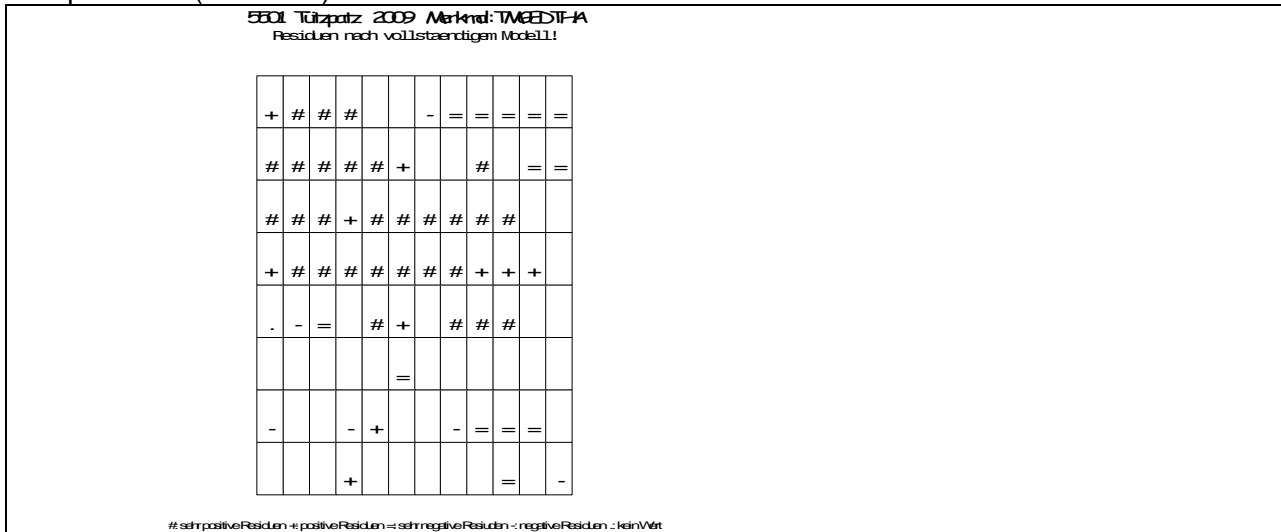
Die Option schalten wir nur bei Versuchen ab etwa 80 Werten an, da nur dann eine optisch stetig wirkende Verteilung zu erwarten ist.

Residuen nach Lageplan (Endmodell: SP*S als Blockung + Autokorrelation)

Output Bildschirm:



Output Datei (für Druck):



Interpretation:

Die Verteilung der Residuen über die Fläche, also nach Lageplan, kann - insbesondere bei größeren Versuchen - Aufschluss über lokale Nester oder Trends geben. Ursachen sind häufig bodenbürtig. Das Erkennen solcher Situationen erleichtert den weiteren Umgang mit den Daten. Auch hier sei vor leichtfertigen Schlüssen aufgrund weniger Beobachtungswerte gewarnt. Besonders der hier dargestellte farbige Output lässt die von ‚EVA‘ gefundene räumliche Verteilung erkennen.

Um sich auf die räumliche Verteilung der Residuen konzentrieren zu können und nicht zu schnell vermeintliche Bezüge z.B. zum Ausreißertest herzustellen, haben wir in der tabellari-schen Darstellung auf die Ausgabe der Klassifikation (Prüfglied-Nr. etc.) verzichtet.

5 Ergebnisse

5.1 Erfahrungen beim Einsatz unterschiedlicher Modellansätze

Seit zwei Jahren wurden in der LFA erste Erfahrungen mit den neuen Methoden zur Konstruktion der Versuchspläne (CycDesignN), mit der Modellierung entsprechender komplexer Auswertungsmodelle, der Modellreduktion sowie der Implementierung in das PIAFStat-Verfahren zur Versuchsauswertung („EVA“) gesammelt. Dabei wurden die Algorithmen kontinuierlich entwickelt und verbessert, so dass jetzt ein routinemäßiges Arbeiten mit dem neuen PIAFStat-Verfahren „EVA“ möglich geworden ist. Die Tabellen im Anhang zeigen detaillierte Übersichten zu den untersuchten Maisversuchen 2009 hinsichtlich Konstruktion der Versuchsdesigns (Tab. A1) und der Modellreduktion (Tab. A1 und A2). Anhand dieser Übersichten wird im Folgenden auf die Erfahrungen eingegangen.

Zum Versuchsdesign

Bei der Konstruktion der Versuchsdesigns der Maisversuche 2009 wurden mindestens 3, maximal 7 und am häufigsten 4 Blockeffekte berücksichtigt. (Abb. 16).

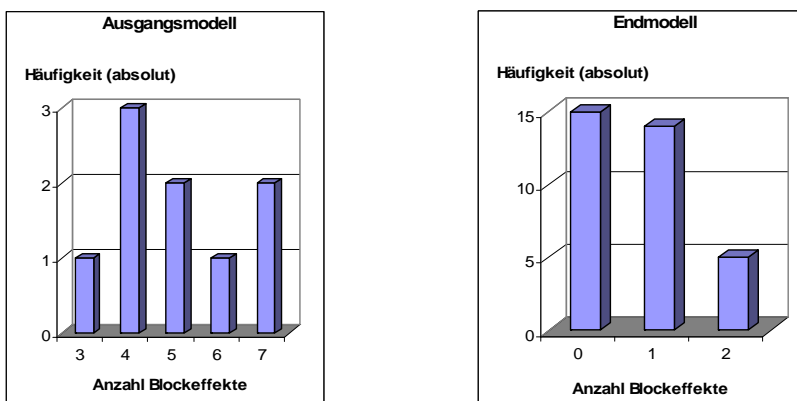


Abb. 16: Anzahl der Blockeffekte im Ausgangs- bzw. Endmodell

Zeilen und Spalten wurden bei der Konstruktion der Versuchsdesigns (Ausgangsmodell) in allen Maisversuchen einbezogen (Tab. A1). Mit 14 % aller verwendeten Blockungsfaktoren wurde ‚Block‘, der dem herkömmlichen Ansatz der Auswertung nach Blockanlage entspricht, und mit 13 % wurde Säule sehr häufig verwendet (Abb. 17, Ausgangsmodell). Aber auch die Möglichkeit, neben Zeile und Spalte weitere unvollständige Blockungsfaktoren bei der Konstruktion der Versuchsdesigns einzubeziehen, wurde in allen Versuchen genutzt. Neben 1 bis 2 vollständigen Blockungsfaktoren (B, S, G) wurden 2 bis 5 unvollständige Blockungsfaktoren berücksichtigt. (4.3 und Tab. 4)

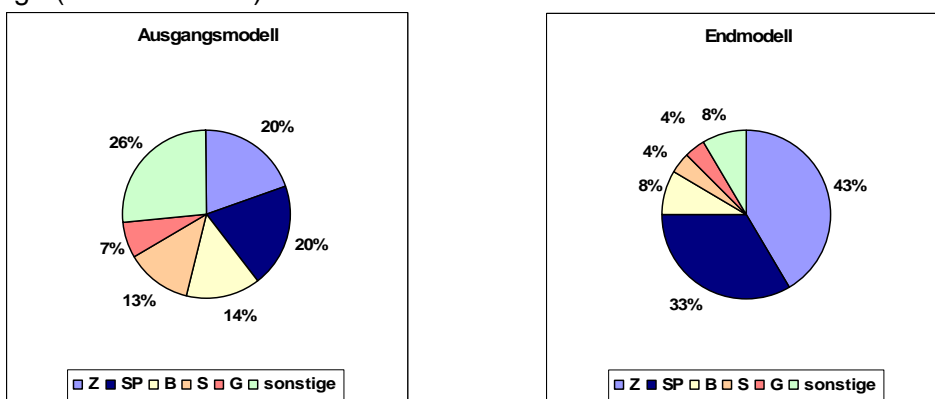


Abb. 17: Blockungsfaktoren im Ausgangs- bzw. Endmodell

Zur Reduzierung der Blockungsfaktoren

Von durchschnittlich 5 Blockungsfaktoren im Ausgangsmodell verbleiben nach Modellreduktion in 15 % der Auswertungen zwei Faktoren und in 41 % ein Faktor im Endmodell. Vollständig re-

duziert werden die Blockungsfaktoren in 44 % der Auswertungen. (Abb. 16, Endmodell, s. a. Tab. A2)

Die reinen Zeilen- und Spalten- Effekte, die insbesondere durch technische Probleme in der Versuchsdurchführung (s. a. 4.1.1.2) hervorgerufen sein können, treten sehr oft als markant hervor und verbleiben im Endmodell (43 % bzw. 33 %). Die Dominanz der Zeile und der Spalte im Endmodell zeigt Abb. 17 (Endmodell) sehr deutlich.

Abb. 18 und 19 weisen die Anteile horizontal (quer zur Drillrichtung) bzw. vertikal (längs zur Drillrichtung) ausgerichteter Blockungen vor und nach Modellreduktion aus. Es zeigt sich, dass in den Endmodellen ‚Zeile‘ die effektivste horizontale Blockung ist, das gleiche gilt für Spalte bei den vertikalen Blockungen. Zudem zeigt sich, dass in den untersuchten Auswertungen 55 % der im Endmodell vorhandenen Blockungsfaktoren horizontal ausgerichtet waren. Vertikal ausgerichtete Blockungsfaktoren sind zu 41 % im Endmodell vertreten.

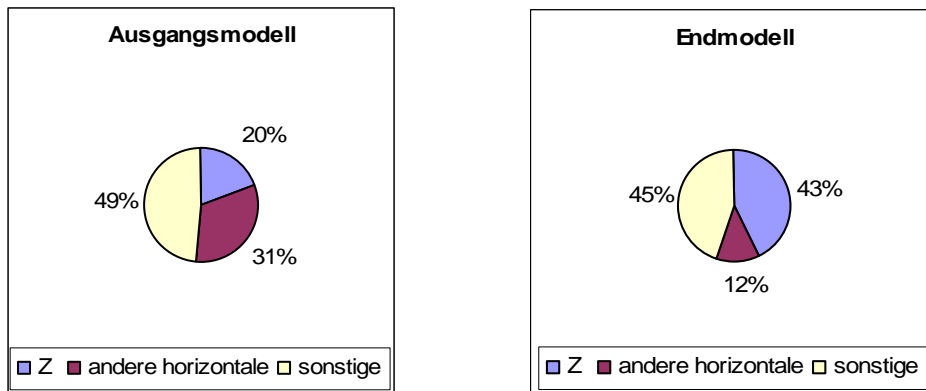


Abb. 18: Zeilen- Effekt im Vergleich zu anderen horizontal ausgerichteten und sonstigen zufälligen Blockungsfaktoren

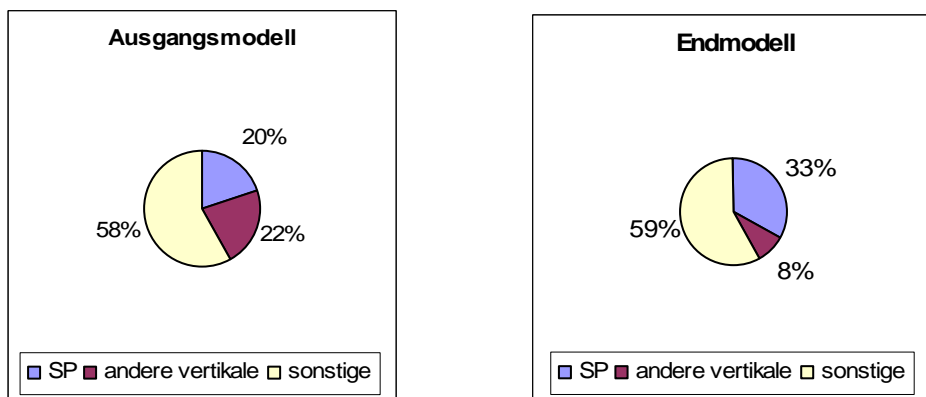


Abb. 19: Spalten- Effekt im Vergleich zu anderen vertikal ausgerichteten und sonstigen zufälligen Blockungsfaktoren

Zeile und Spalte haben mit 76 % insgesamt den größten Anteil an den im Endmodell verbliebenen Blockungsfaktoren. Bei zusammenfassender Betrachtung der Blockungsrichtung aller Blockungsfaktoren zeigt sich in den Endmodellen weder die horizontale noch die vertikale Ausrichtung als auffälliger (Tab. 6). Demgegenüber ist aber der gebrochene Block sehr selten im Endmodell verblieben.

Tab. 6: Blockungsrichtung im Ausgangs- und Endmodell – alle Maisversuche 2009

Blockungsrichtung	horizontal		vertikal		gebr. Bl.
		davon Z		davon SP	
Anzahl (Ausgangsmodell)	88	34	68	34	12
Anzahl (Endmodell)	13	10	10	8	1
% (End- / Ausgangsmodell)	15	29	15	24	8

Wird nach vollständiger bzw. unvollständiger Blockung analysiert wird deutlich, dass die unvollständigen Blockungsfaktoren einen sehr großen Anteil schon im Ausgangsmodell haben. Hinzu kommt, dass vollständige Blocks häufiger reduziert wurden (also geringere Effizienz erreichten), so dass der prozentuale Anteil der unvollständigen Blockungsfaktoren nach der Modellreduktion von 66 % auf 80 % steigt. (Abb. 20).

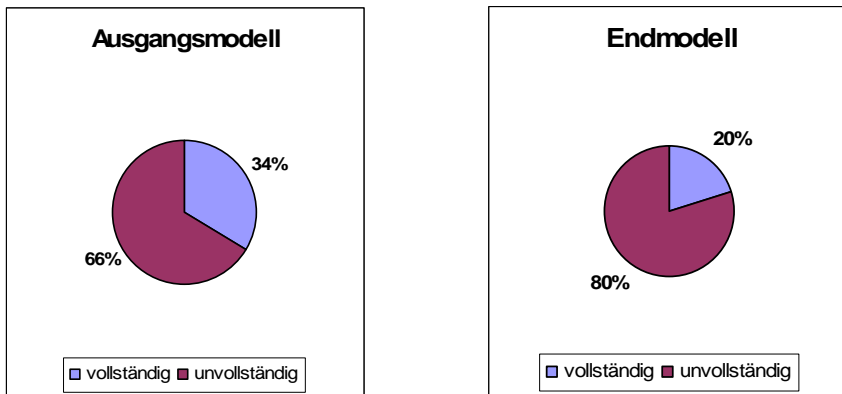


Abb. 20: vollständige Blockungsfaktoren im Vergleich zu unvollständigen Blockungsfaktoren

Zu räumlichen Ansätzen

Vergleicht man, wie viele Endmodelle letztendlich Blockungsfaktoren bzw. einen räumlichen Ansatz, Trend und / oder Autokorrelation (AK), enthalten (Abb. 21), dann zeigen sich räumliche Komponenten (79 %) als äußerst effektiv. Diese Aussage trifft insbesondere für die hier betrachteten Maisversuche mit großer Versuchsfläche zu.

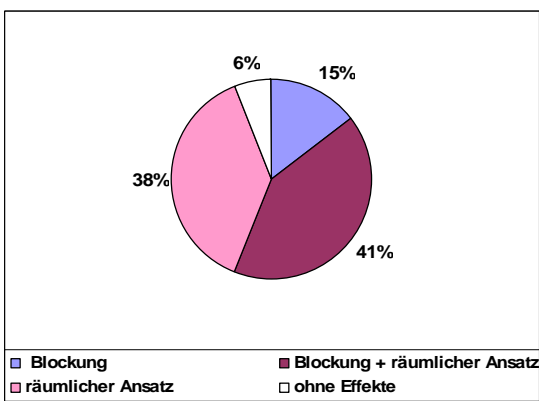


Abb. 21: Blockung, räumliche Ansätze und ihre Kombination im Endmodell

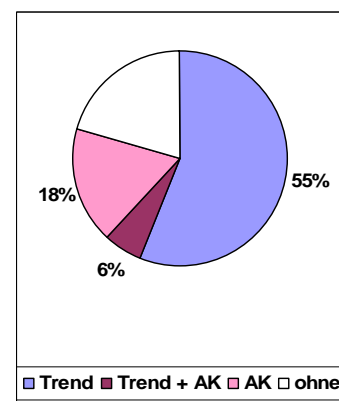


Abb. 22: Anteil von Trendanalyse und Autokorrelation (AK) im Endmodell

Bei den Maisversuchen 2009 hat dabei insbesondere die Trendanalyse einen sehr hohen Anteil (Abb. 22), in insgesamt 61 % der untersuchten Fälle waren Komponenten der Trendanalyse effektiv und verblieben im Endmodell. Am auffälligsten sind hierbei die Komponenten x , y und x^2 , aber auch y^2 und $x*y$ waren oft im Endmodell vertreten (Abb. 23).

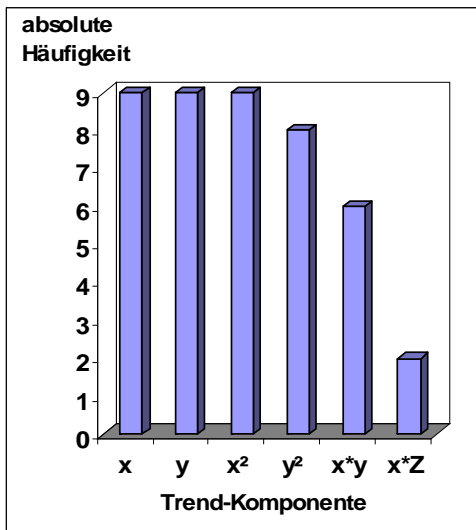


Abb. 23: Häufigkeit der Trendkomponenten im Endmodell

Der autokorrelative Ansatz war in etwa einem Viertel aller Endmodelle enthalten. Dabei war das lineare Variogramm-Modell (62 % der AK-Modelle) häufiger im Endmodell vertreten als das sphärische Variogramm-Modell (38 % der AK-Modelle). Interessant erscheint, dass sich in geringem Umfang (6 %) sogar die Kombination beider räumlichen Ansätze als optimal erwies (Abb. 22).

Zur Kombination Blockung + räumliche Ansätze

In 41 % aller Endmodelle wurde letztendlich eine Kombination von Blockung und räumlichen Modellen als optimal ausgewählt (Abb. 21). Das beweist, dass es berechtigt ist, die Kombination von Blockung und räumlichen Ansätzen im Ausgangsmodell zu berücksichtigen.

Zeilen- und Spalten- Effekte zeigen sich auch in Kombination mit räumlichen Modellen als sehr effektiv. Bei den Endmodellen mit Kombination von Blockung und räumlichen Komponenten traten dabei Zeilen- Effekte nur in Kombination mit Trendkomponenten auf (Tab. 7). Spalten-Effekte waren in allen Kombinationsvarianten (Trend, Autokorrelation und Trend + Autokorrelation) vorhanden. Der gebrochene Block als ‚anderer Blockungsfaktor‘ war demgegenüber nur einmal, in der Variante ‚Blockung + Trend + Autokorrelation‘, vertreten. Diese Variante weist auf eine räumlich sehr vielschichtige Bodenvariation in diesem Versuch hin (Abb. 24). In Abb. 25 ist zum Vergleich ein anderer Versuch dargestellt, bei dem die Residuen einen deutlichen Effekt der 5. Zeile aufzeigen.

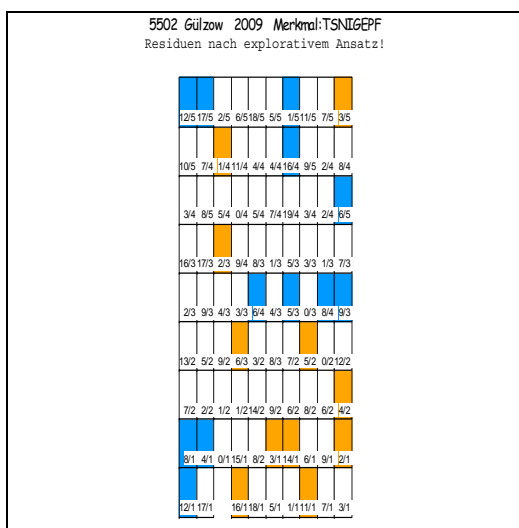


Abb. 24: Residuen nach Lageplan (Endmodell mit G als Blockung + Trend + AK)

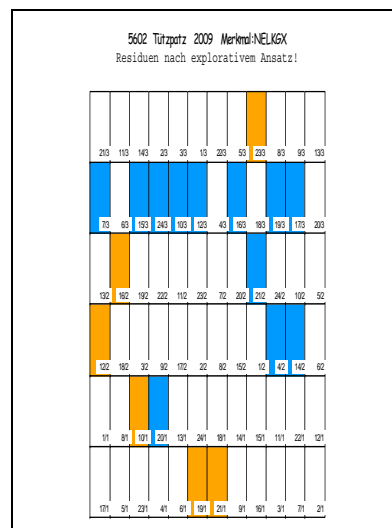


Abb. 25: Residuen nach Lageplan (Endmodell mit Z als Blockung + Trend)

5.2 Vergleich der neuen Methoden mit dem herkömmlichen Standardverfahren der Blockanlage (Wirkungsgrad)

Die Sortenversuchen Mais 2009 wurden zum Vergleich zusätzlich mit dem Verfahren zur Blockanlage (A-BI; bisheriger Standard) ausgewertet. Über die durchschnittliche Varianz $SE(W)^2$ der so ermittelten adjustierten Mittelwerte wurde der relative Wirkungsgrad als Maß für die Effizienz des Verfahrens mit Modellreduzierung errechnet:

$$\text{relativer Wirkungsgrad} = SE(W)^2_{(EVA)} * 100 / SE(W)^2_{(A-BI)} \quad (\text{nach BÄTZ ET AL., 1987, S.182})$$

Je kleiner der relative Wirkungsgrad ist, desto besser ist die Auswertung nach ‚EVA‘ einzuschätzen. Das über ‚EVA‘ als optimal ermittelte Modell mit vollständigen und / oder unvollständigen Blockungsfaktoren und / oder mit räumlichen Ansätzen ist bei einem Wirkungsgrad unter 100 % als effizienter zu beurteilen als die Auswertung nach Blockanlage. Ein Wirkungsgrad von 100 % besagt, dass sowohl mit ‚EVA‘ als auch mit der Auswertung als herkömmliche Blockanlage gleiche Ergebnisse erzielt wurden. Das ist z. B. der Fall, wenn auch mit ‚EVA‘ die Verrechnung nach der Blockanlage erfolgt, wenn also der ‚Block‘ sich als einziger effizienter Blockungsfaktor erwiesen hat. In einer Auswertung (Versuch 56029T; Merkmal Stärkegehalt; Endmodell ohne Blockungsfaktor und ohne räumlichem Modell, s. Tab. A2) wurde ein Wirkungsgrad von 101 % ermittelt.

Der beste Wirkungsgrad mit 35 % konnte bei Auswertung des Trockenmasseertrages des Versuches 55019T erreicht werden. In den meisten Fällen wurde ein Wirkungsgrad von 80-90 % ermittelt. Bei 41 % der Auswertungen verbesserte sich die Versuchspräzision um mehr als 20 %, in 15 % um mehr als 40 %. (Abb. 26, Tab. A2) Damit zeigt sich, dass mit Anwendung der Software CycDesign und des Verfahrens ‚EVA‘ eine deutliche Verbesserung in der Versuchsgenauigkeit erreicht werden konnte.

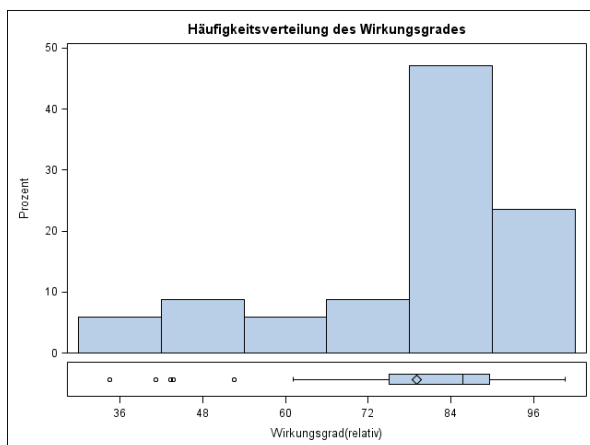


Abb. 26: Wirkungsgrad der 2009 mit ‚EVA‘ ausgewerteten Maisversuche

Interessant erscheint in diesem Zusammenhang die Frage, ob sich dadurch die Versuchsergebnisse selbst – adjustierte Mittelwerte und Sortenrangfolge – verändert haben. Dazu wurden am Beispiel des EU-Sortenversuches 55039G (Abb. 27) und der Wertprüfung 55019T (Abb. 28) die relativen Trockenmasseerträge, die sowohl mit der herkömmlichen Methode (Blockanlage) als auch mit ‚EVA‘ ermittelt wurden, grafisch miteinander verglichen. Als beste Endmodelle wurden ermittelt:

- im Versuch 55039G (Abb. 27): Autokorrelation ohne Blockungsfaktoren,
- im Versuch 55019T (Abb. 28): Autokorrelation mit Blockungsfaktor Spalte.

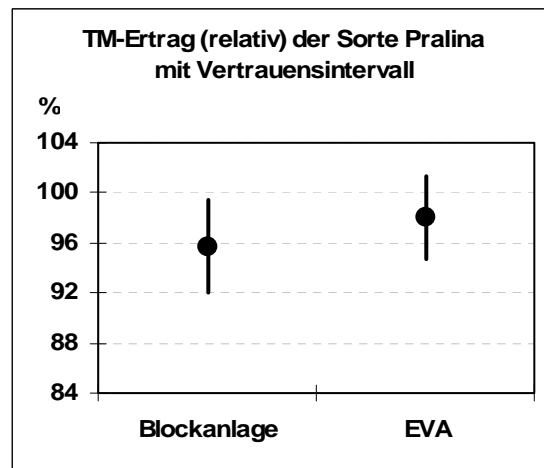
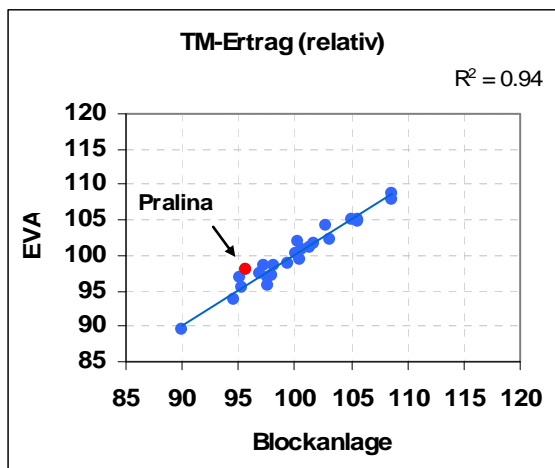


Abb. 27: Gegenüberstellung der Ergebnisse von ‚Blockanlage‘ und ‚EVA‘ (= Autokorrelation) am Beispiel des EU-Sortenversuches 2009 – Wirkungsgrad: 77 %

Im Beispiel 1 (Abb. 27) ist die Korrelation zwischen den nach Blockanlage und ‚EVA‘ errechneten Mittelwerten erwartungsgemäß hoch. Es zeigt sich aber in einem Fall (Sorte Pralina) eine Abweichung von über 2 %, die durchaus relevant ist. Sorten-Rangfolgen im Einzelversuch können sich also mitunter verschieben. Vorteil der Ergebnisse nach ‚EVA‘ ist die präzisere Schätzung der Mittelwerte, die durch das etwas kleinere Vertrauensintervall angedeutet wird. Der über ‚EVA‘ errechnete Wert ist damit als präziser einzuschätzen.

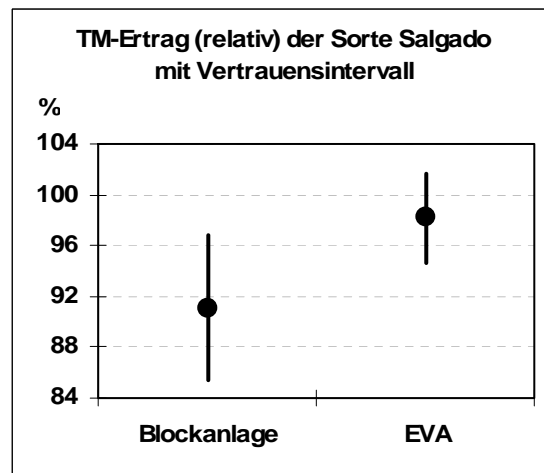
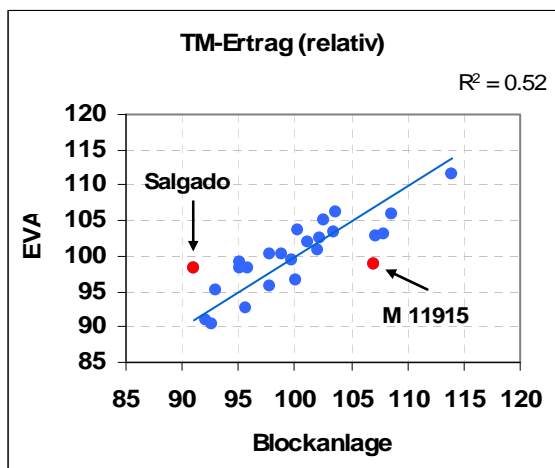


Abb. 28: Gegenüberstellung der Ergebnisse von ‚Blockanlage‘ und ‚EVA‘ (= Autokorrelation) am Beispiel der Wertprüfung 2009 – Wirkungsgrad: 35 %

Für Beispiel 2 (Abb. 28) wurde der Versuch mit dem geringsten Wert im Wirkungsgrad ausgewählt, der über die bisherige Auswertungsmethode (Blockanlage) als nicht auswertbar eingeschätzt worden wäre. Nur durch Anwendung der optimalen Modellreduktion nach ‚EVA‘ war es möglich, eine Versuchsauswertung mit akzeptabler Präzision der Schätzwerten zu erhalten. Die Korrelation zwischen den nach Blockanlage und ‚EVA‘ errechneten Mittelwerten ist hier klein ($R^2=0,52$; $r=0,72$). Insgesamt ist die Streuung der Wertepaare um die Trendlinie erheblich größer als im Beispiel 1. Am Beispiel der Sorte Salgado werden die unterschiedlichen Mittelwertschätzungen je nach Auswertungsmethode dargestellt. In diesem Beispiel ist die präzisere Schätzung der Mittelwerte nach ‚EVA‘ durch das deutlich kleinere Vertrauensintervall eindeutig. Die Überlappung beider Intervalle zeigt aber auch, dass keine der beiden Auswertungen eine irrelevante Spanne angezeigt hätte, sodass keiner der Ansätze prinzipiell in Frage zu stellen wäre.

6 Zusammenfassung und Schlussfolgerungen

6.1 ... für das Versuchswesen in der angewandten Agrarforschung

- In Feldversuchen lassen sich Störeinflüsse nicht völlig ausschließen. Die wesentlichen anteilig ausgleichbaren Ursachenkomplexe sind (a) Bodenheterogenität und (b) ungleichmäßige Wirkungen von acker- und pflanzenbaulichen bzw. versuchstechnischen Maßnahmen.
- Die Konstruktion des Versuchsplanes und die Versuchsauswertung können durch Bereinigung von Störeinflüssen erheblich zur Minimierung des Versuchsfehlers und der Verzerrung von Prüfgliedunterschieden beitragen. Die Präzision der Mittelwerte hat sich durch die im Rahmen dieser Arbeit in der LFA eingeführten Methoden bei den meisten Versuche um 10-20 % verbessert. In etwa 40 % der Versuche betrug die Verbesserung mehr als 20 %, in 15 % der Versuche mehr als 40%. In einigen Fällen konnten Versuche nur durch diese Methoden als auswertbar eingestuft werden.
- Bei einfaktoriellen Anlagen mit hohen Prüfgliedzahlen und großer Versuchsfläche haben sich Zeilen-Spalten-Pläne als Form unvollständiger Blockanlagen mit der zusätzlichen Option einer räumlichen Auswertung als sehr effizient erwiesen. Bei Zeilen-Spalten-Plänen werden Störeffekte in Blockungseinheiten erfasst, die jeweils aus genau einer Parzellenzeile bzw. Parzellenspalte bestehen, unabhängig davon, wie viele Zeilen und Spalten eine vollständige Wiederholung ausmachen. Bei großen Feldversuchen waren Zeilen- und Spalteneffekte bedeutsamer als Effekte vollständiger Wiederholungen, wenn letztere sich über mehrere Zeilen oder Spalten erstreckten.
- Die Dominanz der Blockungsfaktoren Zeile und Spalte im Auswertungsmodell beweist, dass Effekte, die genau quer oder längs zur Drillrichtung verlaufen, als Störgrößen eine wesentliche Rolle spielen. Als Ursache solcher Zeilen- und Spalten-Effekte kommt insbesondere die ungleichmäßige Wirkung von acker- und pflanzenbaulichen bzw. versuchstechnischen Maßnahmen in Frage (z.B. Querverteilung bei der Düngung, Spurverdichtungen u. v. m.). Da solche Störquellen technisch nicht völlig auszuschließen sind, ist die Beibehaltung des Grundsatzes, technische Maßnahmen soweit möglich quer zur Drillrichtung auszuführen, aufrecht zu erhalten.
- Der insgesamt hohe Anteil unvollständiger Blockungsfaktoren im Endmodell spricht ebenfalls für den Einsatz der Zeilen-Spalten-Pläne als Versuchsdesign. In bisher genutzten Versuchsdesigns wie Blockanlage und Lateinischem Rechteck werden unvollständige Blocks nicht berücksichtigt.
- Zur Ausschaltung von Bodenheterogenität ist die Blockbildung allein oft nur bedingt geeignet. Hierfür ist bei großen Feldversuchen die Erweiterung der Auswertung um räumliche Modelle oft effizienter. Bei großmaßstäbig gerichteter Bodenheterogenität passen eher Trendmodelle (Autoregression), bei eher kleinräumig-diffuser Bodenheterogenität eher der Autokorrelationsansatz.
- Von Bodenheterogenität ist in großen Feldversuchen auf D-Standorten regelmäßig auszugehen. In 79 % der Versuche war die Einbeziehung räumliche Modelle in die Auswertung vorteilhaft. In etwa der Hälfte dieser Fälle wurden die räumlichen Modelle mit Blockungsfaktoren kombiniert, hier hat sich die zusätzliche Blockbildung als sehr effizient erwiesen.
- Innerhalb der räumlichen Ansätze waren Trendmodelle häufiger geeignet als Autokorrelationsansätze.
- Da die Art von auftretenden Störgrößen im Vornherein i. d. R. nicht absehbar ist, sollte die Versuchsanlage eine flexible Reaktion auf ggf. eintretende typische Fehlerursachen ermöglichen. Dafür konnten im Stadium der Versuchsplanung drei bis sieben Blockungsfaktoren sowie räumliche Modelle gleichzeitig berücksichtigt werden. Ein „offen Halten“ der verschiedenen Möglichkeiten der Modellbildung (Blockung und / oder Autokorrelation und / oder Trend) kann zu optimalen Ergebnissen führen. Das bestätigen die sehr verschiedenen Konstellationen der vorgestellten Auswertungsmodelle.

6.2 ... für die Versuchsauswertung und die angewandte Biometrie

- Im Rahmen dieser Arbeit wurde durch die Autoren das PIAFStat-Verfahren ‚EVA‘ als Softwareprodukt konzipiert und entwickelt. Es ist neuer Standard für die EINZELVERSUCHSAUSWERTUNG einfaktorieller Versuche in der LFA. Auch in anderen Einrichtungen des Landes (LALLF) wird dieses Verfahren schon erfolgreich angewendet.
- Zur Konstruktion der Versuchsanlagen ist die Software CycDesign 4.0 sehr geeignet und sollte für die LFA weiter lizenziert werden. Es können ausgesprochen effektive Zeilen-Spalte-Pläne mit der Option der räumlichen Auswertung konstruiert werden.
- Zeilen-Spalten-Pläne sollten nach Möglichkeit mit der Bildung von vollständigen Blocks durch Lateinisierung kombiniert werden. Die Bildung vollständiger Wiederholungen wird durch die Autoren als Ergänzung zur Zeilen-Spalten-Struktur nach wie vor als sinnvoll erachtet, obgleich sie insbesondere bei großen Feldversuchen nur eine kleinere Effizienz erreichte.
- Das Verfahren ‚EVA‘ erlaubt die gleichzeitige Berücksichtigung verschiedener Blockungsfaktoren sowie unterschiedlicher räumlicher Modelle. Im Ergebnis einer automatischen Modelloptimierung wird für jeden Einzelversuch das Bestmodell gefunden.
- Die Berücksichtigung von drei bis sieben Blockungsfaktoren und die Kombination dieser mit räumlichen Modellansätzen führte regelmäßig zur Modellüberfrachtung. Es wurde im Rahmen dieser Arbeit ein Algorithmus für die optimale Modellreduktion entwickelt. Im Ergebnis werden für die Versuchsauswertung nur solche Blockungsfaktoren einbezogen, die einen erheblichen Störeinfluss erfassen. In der Regel verbleiben im Auswertungsmodell dann kein (!), ein oder im Maximum zwei Blockungsfaktoren.
- Anhand des relativen Wirkungsgrades konnte die Effizienz des Verfahrens mit Modellreduktion im Vergleich z.B. zur Blockanlage nachgewiesen werden.
- Eine vollständige Automatisierung des PIAFStat-Verfahrens ohne fachliche Begleitung und Entscheidungen des Anwenders, z.B. im Hintergrundmodus von PIAF, ist nicht sinnvoll. Die notwendigen Entscheidungen (z. B. Trendanalyse: ja / nein) werden im Output (Grafik, Ausgabe des AIC_{ML} u. a.) unterstützt.
- Die Verbesserung der Versuchsauswertung betrifft nicht nur die statistischen Parameter, sondern die Mittelwerte selbst. Durch die Auswertungsmodelle wird der Einfluss der Störgrößen auf die Mittelwerte anteilig bereinigt (adjustiert).
- Durch die optimierte Versuchsauswertung mit Modellreduktion kombiniert mit der neuen Berechnungsmethode des Standardfehlers für die Gewichtung $SE(W)$ nach Piepho und Möhring (2007) wird ein bestmöglich geschätzter Parameter für die Gewichtung in Serienauswertungen erreicht. Dieser $SE(W)$ ist Prüfglied vergleichsbezogen und wirkt sich positiv auf eine optimale Versuchsserienauswertung aus. Diese neue Gewichtungs-Methode ist besonders vorteilhaft bei Auswertung der hier diskutierten Versuchsdesigns mit Zeilen-Spalten-Strukturen, zufällig definierten Blockungsfaktoren bzw. mit räumlichen Modellansätzen.
- Die hier erarbeiteten Ansätze sollten im Nachgang auch für in der LFA typische mehrfaktorielle Versuchsanlagen, insbesondere zweifaktorielle Spaltanlagen, angepasst werden. Das gilt für die Konstruktion der Versuchsdesigns, die optimale Modellreduktion und auch für die Ermittlung des $SE(W)$.
- Die derzeit im PIAFStat-Verfahren ‚EVA‘ genutzten Blockbildungen sind eher subjektiv aus der Sicht der erwarteten Störwirkungen motiviert, sie sind aber nicht immer völlig konform zur Randomisationstheorie. Diese Ansätze sollten künftig verbessert umgesetzt werden. Hierzu ist weitere theoretische Vorarbeit und die Softwareumsetzung erforderlich.

Literatur

- BÄTZ, G.; DÖRFEL, A.; FUCHS, A.; THOMAS, E. (1987): Einführung in die Methodik des Feldversuchs. VEB Deutscher Landwirtschaftsverlag, Berlin, 2. Auflage, 51-58
- KÖHLER, W.; SCHACHTEL, G.; VOLKESKE, P. (1996): Biostatistik, Springer-Verlag, Berlin, 2. Auflage
- MAHROHN, F.; MICHEL, R. (2006): Biometrie-Kurs, Hauptkomponenten- und Faktorenanalyse mit SAS.
- MICHEL, V.; ZENK, A. (2007): Versuchsauswertung mit Methoden der Geoinformatik und Geostatistik – eine Neuausrichtung im landwirtschaftlichen Versuchswesen, Mitteilungen der Landesforschungsanstalt für Landwirtschaft und Fischerei Mecklenburg-Vorpommern, Gülzow, Heft 37, S.88-93
- MUDRA, A. (1952): Statistische Methoden für landwirtschaftliche Versuche. Hirzel Verlag, Leipzig
- MUDRA, A. (1958): Einführung in die Methodik der Feldversuche. Paul Parey, Berlin und Hamburg
- PIEPHO, H.-P.; MICHEL, V. (2001): Überlegungen zur regionalen Auswertung von Landessortenversuchen. Informatik, Biometrie und Epidemiologie in Medizin und Biologie 31/4, 123-139
- PIEPHO, H.-P.; MÖHRING, J. (2007): On weighting in two-stage analysis of series of experiments. Biuletyn Oceny Odmian 32, 109-121
- RICHTER, CH., KROSCHEWSKI, B.V. MICHEL & A. ZENK (2007): Analysis of standard designs using spatial models. Agricultural Field Trials – Today and Tomorrow, 176-181
- RICHTER, CH., PIEPHO, H.-P., THÖNI, H. (2009): Das „Lateinische Rechteck“ – seine Planung, Randomisation und Auswertung verbunden mit einer Begriffsrevision. Pflanzenbauwissenschaften, 13(1), Verlag Eugen Ulmer, Stuttgart, S.1-14
- WILLIAMS, E. (2007): Developments in experimental design for agricultural field trials – spatial gain and randomization loss. Agricultural Field Trials – Today and Tomorrow, 264-269

Abkürzungsverzeichnis

A-BI	Blockanlage
AIC	Akaike Information Criterion
AK	Autokorrelation
B	„Block“
BBE	beste Blockeffekte
„EVA“	E INZELVERSUCHSAUSWERTUNG
G	gebrochener Block
LFA	Landesforschungsanstalt für Landwirtschaft und Fischerei Mecklenburg-Vorpommern
LSV	Landessortenversuch
ML	Maximum Likelihood
PG	Prüfglied
R ²	Bestimmtheitsmaß
REML	Restricted Maximum Likelihood
r	Korrelationskoeffizient
S	Säule
SE	Standardfehler des Mittelwertes
SE(W)	abgewandelter Standardeffekt (Gewichtung)
SED	Standardfehler der Differenz
SP	Spalte
VK	Varianzkomponente
WDH	Wiederholung
WP	Wertprüfung
Z	Zeile

Anlage

Tab. A1: Übersicht zu den Blockungsfaktoren der Maisauswertungen 2009 vor und nach Modellreduktion

Versuch	Merkmal	Blockungsfaktor										
		horizontal					vertikal					gebr.Bl.
		vollst.	unvollständig			vollst.	unvollständig			vollst.		
davon:	B	Z	Z*B	Z*S	Z*G	S	SP	SP*S	SP*B	SP*G	G	
50029V	Kornertrag		√		*		*		*			
	TS %		*		*		*		*			
55019T	TM dt/ha		*		*		*		√			
	TS %		*		*		*		√			
	STGEH %		√		*		*		*			
	NEL/ KG TM		√		*		*		*			
55029G	TM dt/ha	*		√		*	*			*	*	
	TS %	*		*		*	√			*	√	
	STGEH %	*		√		*	*			*	*	
	NEL/ KG TM	*		√		*	*			*	*	
55029V	TM dt/ha	*	[√]	*	*		*		*			
	TS %	*		*	*		√		√			
	STGEH %	*		*	√		*		√			
	NEL/ KG TM	*		*	*		*		*			
55039G	TM dt/ha	*		*			*					
	TS %	*		*			√					
	STGEH %	*		*			*					
	NEL/ KG TM	*		*			*					
56029G	TM dt/ha	*		*		*	*			*	*	
	TS %	*		*		*	*			*	*	
	STGEH %	*		*		*	*			*	*	
	NEL/ KG TM	*		*		*	*			*	*	
56029T	TM dt/ha	*		*	*		*		*			
	TS %	*	[√]	*	*		*	[√]	*			
	STGEH %	*		*	*		*		*			
	NEL/ KG TM	*	[√]	*	*		*		*			
57029G	TM dt/ha	*		√			*		*		*	
	TS %	√		*			*		*		*	
	STGEH %	√		*			√		*		*	
	NEL/ KG TM	*		*			*		√		*	
57029V	TM dt/ha		*		*	*	*			*	*	
	TS %		*		*	*	*			*	*	
	STGEH %		*		*	*	*			*	*	
	NEL/ KG TM		*		*	*	*			*	*	

* - im Ausgangsmodell, reduziert √ - in Ausgangs- und Endmodell
 [√] - über Blockungsfaktor der Autokorrelation im Endmodell

Tab. A2: Übersicht zu den Effekten im Endmodell (nach Modellreduktion) bei den Maisauswertungen 2009

Versuch	Merkmal	Anzahl Effekte im End- End- modell	Blockung			Autokorr.		Trendanalyse					Wir- kungs- grad (%)	
			Z; Z*B	SP; SP*S	andere	SPH	LIN	x	y	x*y	x ²	y ²		x*Zeile
56029T	TS %	6	√	√				√	√		√	√		41
55029G	TS %	5		√	√		√		√	√				62
55029V	TM dt/ha	4	√						√	√	√			81
55029V	TS %	3		√	√		√							43
55029V	NEL/ KG TM	3							√		√		√	93
55019T	TS %	3		√							√	√		61
55019T	NEL/ KG TM	3	√					√				√		78
57029G	TM dt/ha	3	√						√			√		88
56029T	TM dt/ha	3						√	√			√		91
56029G	NEL/ KG TM	3							√		√	√		88
50029V	Korntrag	3	√								√		√	53
55039G	TS %	3		√				√		√				86
55039G	NEL/ KG TM	3					√			√	√			79
55029V	STGEH %	2		√	√									84
55029G	TM dt/ha	2	√									√		93
55019T	TM dt/ha	2		√		√								35
55019T	STGEH %	2	√					√						88
57029G	STGEH %	2		√	√									86
57029G	NEL/ KG TM	2			√						√			80
56029G	TS %	2							√			√		96
57029V	STGEH %	2						√	√					88
57029V	NEL/ KG TM	2						√		√				78
55039G	STGEH %	2								√	√			90
55029G	STGEH %	1	√											93
55029G	NEL/ KG TM	1	√											89
57029G	TS %	1			√									100
56029T	NEL/ KG TM	1	√					√						75
56029G	TM dt/ha	1						√						89
57029V	TM dt/ha	1					√							44
57029V	TS %	1					√							67
50029V	TS %	1						√						88
55039G	TM dt/ha	1						√						77
56029T	STGEH %	0												101
56029G	STGEH %	0												100
Summe			10	8	6	3	5	9	9	6	9	8	2	

* – relativer Wirkungsgrad: $SE(W)_{(EVA)}^2 * 100 / SE(W)_{(A-B)}^2$ (siehe 5.2.) √ - Effekt im Endmodell