



Länderübergreifende Auswertung von mehrjährigen/mehrschnittigen Pflanzenarten nach Anbaugebieten (Hohenheimer Methode)

Forschungsvorhaben der LfL, Abteilung Versuchsbetriebe (AVB)

Projektbearbeiter: Thomas Eckl
Projektleitung: Dr. Ewald Sticksei

Das dem Bericht zugrundeliegende Forschungsvorhaben wurde mit Mitteln des Bayerischen Staatsministeriums für Ernährung, Landwirtschaft und Forsten unter dem Förderkennzeichen A/11/03 im Zeitraum von 01.02.2011 bis 31.03.2013 gefördert.

Inhaltsverzeichnis

Inhaltsverzeichnis	3
1 Einleitung	4
2 Material und Methoden	5
2.1 Datensatz	5
2.2 Modellentwicklung	8
2.2.1 Auswertung eines Versuches auf mehreren Standorten	8
2.2.1.1 Einstufige Analyse	8
2.2.1.2 Zweistufige Analyse	8
2.2.1.3 Dreistufige Analyse	9
2.2.2 Auswertung mehrerer Versuche auf mehreren Standorten	10
2.2.2.1 Zweistufige Analyse	10
2.2.2.2 Dreistufige Analyse	10
2.3 Anpassung an die Hohenheim-Gülzower Methode	11
2.3.1 Auswertung eines Versuches auf mehreren Standorten	12
2.3.1.1 Dreistufige Analyse	12
2.3.2 Auswertung mehrerer Versuche auf mehreren Standorten	13
2.3.2.1 Dreistufige Analyse	13
3 Ergebnisse	13
4 Literatur	18

1. Einleitung

An der Landesanstalt für Landwirtschaft in Freising werden regelmäßig Sortenversuche für landwirtschaftliche Nutzpflanzen durchgeführt. Bei der statistischen Auswertung einjähriger Fruchtarten kommt seit dem Erntejahr 2006 die „Hohenheim-Gülzower Serienauswertung“, kurz Hohenheimer Methode, zur Erhöhung der Präzision und Effizienz der Sortenprüfungen zur Anwendung. Eine Voraussetzung für die Einführung der Hohenheimer Methode ist die deutschlandweite Aufteilung in sogenannte Anbauggebiete. Diese sind so definiert, dass sie Gebiete mit ähnlichen Boden- und Klimabedingungen zusammenfassen, in sich also möglichst homogen sind. Die Auswertung nach Anbaugebieten orientiert sich nicht an Verwaltungsgrenzen, sondern arbeitet länderübergreifend. Für mehrjährige und mehrschnittige Futterpflanzen steht die Umsetzung dieser Methode noch aus. Da sich jedoch die Ertragsbildung dieser Arten und auch die Anforderungen an die Statistik deutlich von den einjährig genutzten Arten unterscheiden, sind umfangreiche Anpassungen und Weiterentwicklungen der vorhandenen statistischen Verfahren erforderlich. An diese Entwicklungsarbeit schließen sich Abschätzungen der Güte der Verfahren an und es sind Vorschriften zu erarbeiten, wie diese Methoden in der Routineauswertung genutzt und in einer länderübergreifenden Verrechnung nach Anbaugebieten auch für diese Fruchtartengruppe in vollem Umfang eingesetzt werden können. Dieser Bericht präsentiert eine Methode, das Hohenheimer Verfahren für die Auswertung von mehrjährigen Pflanzenarten anzupassen und als Ergebnis besser abgesicherte Beratungsaussagen zu erhalten, ohne den Prüfungsaufwand zu erhöhen.

Ganz entscheidend bei der statistischen Auswertung von Versuchen zu mehrjährigen und mehrschnittigen Arten ist, dass sich Umwelteinflüsse viel dauerhafter als bei einjährig genutzten Arten auswirken. So sind die Erträge aufeinanderfolgender Nutzungsjahre von den Bedingungen der Vorjahre nicht unabhängig und dürfen damit auch nicht unmittelbar mit diesen verglichen werden. Gleichermaßen sind auch die einzelnen Schnitte innerhalb eines Nutzungsjahres nicht unabhängig. Jahreseffekte bringen das Zusammenspiel von Witterungsfaktoren und Bewirtschaftung zum Ausdruck, während der Effekt der Nutzungsjahre auf Faktoren wie Alterung der Narbe, Lückigkeit und ähnlichem beruht. Eine weitere Besonderheit mehrjähriger/mehrschnittiger Arten ist, dass ein Sortenversuch sowohl mehrere Kalenderjahre als auch mehrere Nutzungsjahre umfasst, aber Kalenderjahre und Nutzungsjahre keine identischen Faktoren sind. Der Schwerpunkt der Erstellung eines statistischen Modells für Sortenversuche mit mehrjährigen Fruchtarten liegt deshalb darin, den Zusammenhang der Messwiederholungen zu modellieren und die Jahreseffekte und Effekte der Nutzungsjahre zu trennen.

Im folgendem werden der Datensatz und die Vorgehensweise bei der Modellentwicklung genauer beschrieben. Danach werden Modelle für die zweistufige und dreistufige Analyse vorgestellt und miteinander verglichen. Zum Vergleich der Methoden werden die geschätzten Varianzkomponenten und die adjustierten Mittelwerte für Sorten-Nutzungsjahr-Kombinationen der einstufigen, zweistufigen und dreistufigen Verfahren präsentiert. Ein ausgewähltes dreistufiges Modell wird abschließend für die länderübergreifende Auswertung gemäß der Hohenheimer Methode angepasst.

2. Material und Methoden

2.1. Datensatz

Zur Analyse werden Daten von Sortenversuchen mit Deutschem Weidelgras verwendet, welche auf 16 Standorten in Süddeutschland, aufgeteilt in fünf Anbauggebiete durchgeführt wurden.

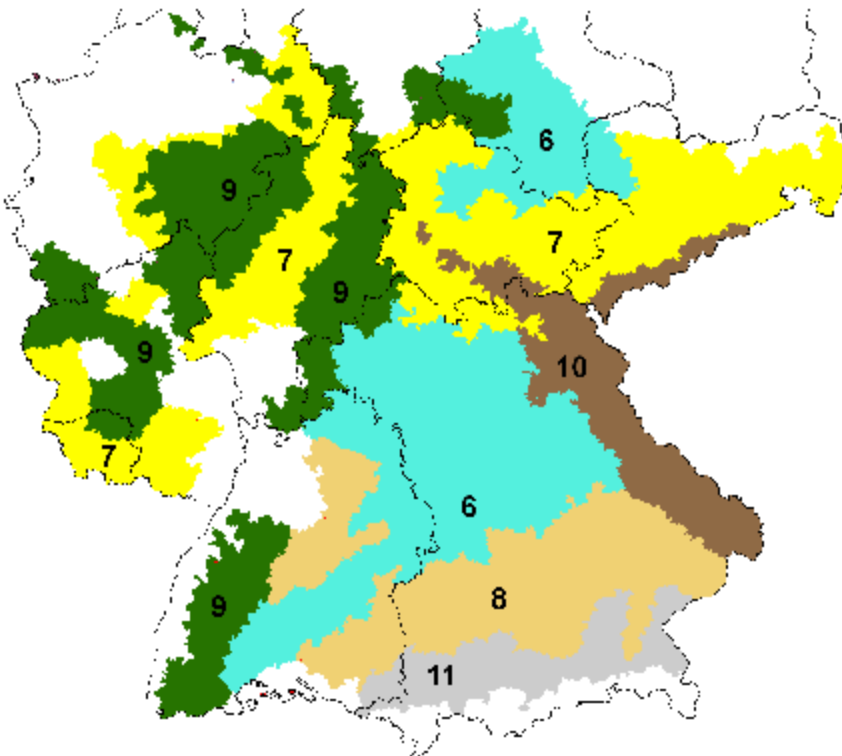


Abbildung 1: Aufteilung der Anbauggebiete (AG): 6 sommertrockene Lagen, 7 günstige Übergangslagen, 8 Hügelländer Süd, 9 Mittelgebirgslagen West, 10 Mittelgebirgslagen Ost und 11 Voralpengebiet

Insgesamt wurden von 2001 bis 2011 48 Sorten geprüft. Die Erstnutzungsjahre reichten dabei von 2001 bis 2009. Alle Versuche wurden als randomisierte Blockanlage mit vier Wiederholungen angelegt. Die Zahl der Schnitte reichte je nach Standort und Wachstumsbedingungen von drei bis sieben pro Jahr. Dabei wurde für jedes Jahr und jede Parzelle der Gesamtertrag als Summe des Trockenmaseertrages aller Schnitte erfasst.

Aufgrund administrativer und technischer Umstände erwies sich der Datensatz als stark unbalanciert. So gibt es Sorten in den Versuchen, welche nur in wenigen Versuchsjahren zu finden sind. Gleiches gilt für Versuchsorte. Eine Auswertung, welche alle Versuchsjahre, Orte und Sorten umfasst, führte zu Problemen bezüglich Rechenzeit, Speicherplatz und Konvergenz. Um die entwickelten zweistufigen und dreistufigen Methoden vergleichen zu können, wurden deshalb simulierte Daten verwendet (Eckl und Piepho, 2013). Der Datensatz beinhaltet die nachfolgend erläuterten Variablen, welche in den weiteren Abschnitten verwendet werden, um die Modelle zu formulieren.

Abhängige Variable:

- Ertrag:
Summe der Trockenmasseerträge der einzelnen Schnitte pro Parzelle und Jahr

Behandlungsfaktoren:

- S:
Sorte

Blockfaktoren:

- Ort:
Versuchsstandort. An einem Versuchsstandort können mehrere Versuche gleichzeitig im selben Kalenderjahr durchgeführt werden. Diese Versuche sind meist zeitlich versetzt angelegt, so dass sie verschiedene Erstnutzungsjahre haben. Die Orte sind geschachtelt innerhalb der Anbaugebiete.
- EJahr:
Jahr der ersten Nutzung. Diese Variable identifiziert ein Experiment, das an einem Standort angelegt wurde und alle aufeinanderfolgenden Nutzungsjahre - bei Deutschem Weidelgras drei - umfasst. Die EJahre sind geschachtelt innerhalb der Standorte.
- Wdh:
Wiederholung bzw. Block einer randomisierten Blockanlage. Die Wiederholungen sind geschachtelt innerhalb der EJahre.
- Parzelle:
Parzelle der Versuchsanlage. Die Parzellen sind geschachtelt innerhalb der Wiederholungen.
- Jahr:
Kalenderjahr. Gibt das Jahr der Ertragsermittlung wieder.
- AG:
Anbaugebiet.

Faktor der Messwiederholung:

- NJahr :
Dieser Faktor gibt das aktuelle Nutzungsjahr an.

Ein Beispiel für einen Datensatz ist in Tabelle 1 aufgeführt. Eine Versuchswiederholung (Wdh) eines Versuchs, auf welcher der Ertrag festgestellt wird, ist gekennzeichnet durch das Anbaugebiet (AG), den Standort (Ort), das Erstnutzungsjahr (EJahr) und das Kalenderjahr (Jahr). Der Faktor Nutzungsjahr (NJahr) identifiziert die verschiedenen Messwiederholungen, welche auf der gleichen Parzelle durchgeführt werden. Am Beispiel des Anbaugebietes 1 (AG=1), Versuchsstandort 1 (Ort=1) zeigt sich die Unbalanciertheit der Datengrundlage. So

war es in diesem Fall nicht möglich, im Jahr 2009 ein Erstnutzungsjahr zu erfassen, da witterungsbedingt die Ansaat verschoben werden musste.

Tabelle 1: Struktur eines möglichen Datensatzes mit den Faktoren Anbauegebiet (AG), Standort (Ort), Kalenderjahr (Jahr), Erstnutzungsjahr (EJahr) und Nutzungsjahr (NJahr) für 16 verschiedene Versuche mit Startjahren 2007 bis 2011

		EJahr = 2007	EJahr = 2008	EJahr = 2009	EJahr = 2010	EJahr = 2011	
		Jahr = 2007	Jahr = 2008	Jahr = 2009	Jahr = 2010	Jahr = 2011	Jahr = 2012
AG = 1	Or t = 1	NJahr = 1	NJahr = 2 NJahr = 1	NJahr = 3 NJahr = 2	NJahr = 3 NJahr = 1	NJahr = 1 NJahr = 2	NJahr = 2 NJahr = 3
AG = 1	Ort = 2	NJahr = 1	NJahr = 2 NJahr = 1	NJahr = 3 NJahr = 2 NJahr = 1	NJahr = 3 NJahr = 2	NJahr = 1 NJahr = 3	NJahr = 2
AG = 2	Ort = 3	NJahr = 1	NJahr = 2 NJahr = 1	NJahr = 3 NJahr = 2 NJahr = 1	NJahr = 3 NJahr = 2	NJahr = 1 NJahr = 3	NJahr = 2
AG = 2	Ort = 4	NJahr = 1	NJahr = 2 NJahr = 1	NJahr = 3 NJahr = 2 NJahr = 1	NJahr = 3 NJahr = 2	NJahr = 1 NJahr = 3	NJahr = 2

Um die serielle Korrelation der Messwiederholungen zu modellieren, gibt es eine Vielzahl von Kovarianzstrukturen. Aus diesem Grund ist es wichtig, verschiedene Varianz-Kovarianzstrukturen zu untersuchen, wenn man gemischte Modelle verwendet. Statistiken wie das Akaike-Informationskriterium (AIC) zeigen an, wie gut das jeweilige Modell im Vergleich zu anderen Modellen zu den Daten passt (Akaike, 1974). Für den Datensatz wurden drei verschiedene Strukturen verglichen. Die TOEP(1)-Struktur (Toeplitz-Struktur), wird benutzt um die gleiche Varianzkomponente für jedes Nutzungsjahr ohne serielle Korrelation zwischen ihnen zu modellieren. Die AR(1)-Struktur (Autoregressive Struktur) wird häufig für Langzeitversuche mit gleichen Zeitintervallen zwischen den Messwiederholungen verwendet, bei denen die serielle Korrelation mit zunehmender Zeit abnimmt (Verbeke und Molenberghs, 2000). Diese Struktur passt gut für Versuche mit mehrjährigen Fruchtarten. Für den verwendeten Datensatz für Deutsches Weidelgras, in dem Versuche nur über drei Nutzungsjahre laufen, ist kaum oder nur geringe Heterogenität für die Zeitabstände gegeben.

Die CS-Struktur (Compound Symmetry Struktur) nimmt eine homogene Veränderung zwischen den Nutzungsjahren an. Diese Struktur hat sich nach den AIC-Kriterium als die für mehrjährige Fruchtarten mit nur wenig geprüften Nutzungsjahren passendste herausgestellt (Piepho und Eckl, 2013; Eckl und Piepho, 2013).

2.2. Modellentwicklung

2.2.1. Auswertung eines Versuches auf mehreren Standorten

Für die Entwicklung eines passenden Modelles kann zuerst der spezielle, einfachere Fall betrachtet werden, bei dem die Versuche zeitgleich angebaut werden und somit alle dasselbe Erstnutzungsjahr haben. Es sei nochmals darauf hingewiesen, dass ein Versuch mit mehrjährigen Fruchtarten aus mehreren aufeinanderfolgenden Nutzungsjahren besteht, die es im Folgenden zu modellieren gilt. Eine Trennung der Jahreseffekte von den Effekten der Nutzungsjahre ist in diesem Fall noch nicht nötig. Tabelle 2 zeigt die für den Spezialfall, bei dem aus Tabelle 1 nur Versuche mit dem Erstnutzungsjahr 2007 betrachtet werden, entstandene Datenstruktur.

Tabelle 2: Struktur von 4 Versuchen mit demselben Erstnutzungsjahr (EJahr) 2007, durchgeführt auf 4 Standorten (Ort) in zwei Anbaugebieten (AG)

		EJahr = 2007		
		Jahr = 2007	Jahr = 2008	Jahr = 2009
AG = 1	Ort = 1	NJahr = 1	NJahr = 2	NJahr = 3
AG = 1	Ort = 2	NJahr = 1	NJahr = 2	NJahr = 3
AG = 2	Ort = 3	NJahr = 1	NJahr = 2	NJahr = 3
AG = 2	Ort = 4	NJahr = 1	NJahr = 2	NJahr = 3

2.2.1.1. Einstufige Analyse

Modelle für die einstufige Analyse können direkt für die erhaltenen Parzellenwerte angewendet werden. Nach theoretischen Gesichtspunkten ist dieses Vorgehen meist zu bevorzugen (Piepho et al., 2012). Wegen ihrer Einfachheit und Effizienz (Piepho und Michel, 2000) und weil einstufige und stufenweise Methoden oft zu gleichen Ergebnissen führen (Möhring und Piepho, 2009; Piepho und Eckl, 2013), werden für die Modellentwicklung ausschließlich zweistufige und dreistufige Modelle vorgestellt. Eine ausführliche Herleitung und der zugehörige SAS-Code des einstufigen Modells sind in Piepho und Eckl (2013) und Eckl und Piepho (2013) dargestellt.

2.2.1.2. Zweistufige Analyse

Zweistufige Modelle sind das Standardverfahren zur Analyse von Auswertungsserien von Sortenversuchen an der Bayerischen Landesanstalt für Landwirtschaft, da sie den praktischen Vorteil haben, dass Einzelversuche individuell in der ersten Stufe ausgewertet werden können. Dadurch kann genauer auf den Versuch, dessen Anlagendesign und den entstandenen Versuchsfehler eingegangen werden.

Modell der ersten Stufe:

Wie bereits erwähnt, werden in der ersten Stufe die Sortenmittel für jedes Nutzungsjahr in einer eigenen Versuchsauswertung berechnet. Das zu verwendende Modell ist abhängig von der Anlagemethode und der Einbeziehung von Trends, Autokorrelationen, Kovarianzen, etc. Die so ermittelten Sortenmittelwerte werden dann in der zweiten Stufe verrechnet.

Modell der zweiten Stufe:

Eine mögliche Syntax zur Darstellung des gemischten Modells ist in Piepho (2003, 2004) beschrieben und soll auch hier verwendet werden, um die Struktur von zufälligen Effekten mit Messwiederholungen besser verdeutlichen zu können. Für die Modellentwicklung ist es von Vorteil, sich zuerst das Modell zu betrachten, welches für die Analyse ohne Messwiederholungen bzw. mit nur einem Nutzungsjahr verwendet wird. Dieses Modell kann folgendermaßen formuliert werden:

$$S + AG + AG \bullet S : AG \bullet Ort + AG \bullet Ort \bullet S \quad (1)$$

Um die Messwiederholungen mit einzubeziehen, muss der Faktor NJahr im Modell aufgenommen werden. Dabei werden die zufälligen Effekte $AG \bullet Ort$ und $AG \bullet Ort \bullet S$ mit NJahr verknüpft und die festen Effekte mit NJahr gekreuzt. Die zweite Stufe des Modells zur Auswertung eines Versuches auf mehreren Standorten ergibt sich damit zu (Piepho und Eckl, 2013; Eckl und Piepho, 2013):

$$S + NJahr + AG + S \bullet NJahr + S \bullet AG + AG \bullet NJahr + S \bullet AG \bullet NJahr : AG \bullet Ort \bullet NJahr + AG \bullet Ort \bullet S \bullet NJahr \quad (2)$$

2.2.1.3. Dreistufige Analyse

Für komplexere Datensätze ist die zweistufige Analyse sehr rechenintensiv und benötigt bei der Verwendung von SAS oft mehr Speicherplatz, als ein üblicher PC bereitstellen kann. Eine weitere Aufteilung des zweistufigen Ansatzes in drei Stufen ist nötig, um große, unbalancierte Datensätze auswerten zu können. Die erste Stufe der Analyse ist dabei die gleiche wie zuvor in der zweistufigen Analyse, in welcher die Sortenmittelwerte der Einzelversuche berechnet werden.

Modell der zweiten Stufe:

Für die weitere Aufteilung der Berechnung ist es wichtig, alle Varianzen und Kovarianzen in der Analyse zu berücksichtigen und Umwelteffekte sowie sortenspezifische Effekte nicht zu vermengen. Um diese Anforderungen zu erfüllen, werden in der zweiten Stufe die $S \bullet NJahr$ -Mittelwerte für jedes Anbaugelände berechnet.

Für jedes Anbaugelände (AG) wird folgendes Modell angepasst:

$$S \bullet NJahr : Ort \bullet NJahr + Ort \bullet S \bullet NJahr \quad (3)$$

Modell der dritten Stufe:

In der dritten Stufe können dann die so berechneten $S \bullet NJahr$ -Mittelwerte über alle Anbaugelände mit dem folgenden Modell ausgewertet werden (Piepho und Eckl, 2013; Eckl und Piepho, 2013).

$$S + NJahr + AG + S \bullet NJahr + S \bullet AG + AG \bullet NJahr : AG \bullet S \bullet NJahr$$

2.2.2. Auswertung mehrerer Versuche auf mehreren Standorten

Bei einer stets zeitgleichen Anlage der Sortenversuche von mehrjährigen Fruchtarten, wie unter 2.2.1. gezeigt, ist es nicht möglich, angemessen schnelle Sortenempfehlungen für den Landwirt zu veröffentlichen. An der Bayerischen Landesanstalt für Landwirtschaft werden aus diesem Grund Sortenversuche für mehrjährige Fruchtarten, wie zum Beispiel Deutsches Weidelgras, zeitlich versetzt angelegt. Der so entstehende Datensatz gleicht dann den in Tabelle 1 aufgeführten Daten. Diese versetzte Anlage der Versuche hat den Vorteil, dass innerhalb eines kurzen Zeitraums die Leistung der getesteten Sorten festgestellt werden kann. Allerdings müssen nun neben der Modellierung des Zusammenhangs der Messwiederholungen zusätzlich die Jahreseffekte von den Effekten der Nutzungsjahre getrennt werden. Im Folgenden werden die bereits gezeigten zwei- und dreistufigen Modelle dem erweiterten Datensatz angepasst.

2.2.2.1. Zweistufige Analyse

Es ist möglich, dass mehrere Versuche an einem Standort zur selben Zeit laufen. Diese zeitversetzte Anlage der Versuche bewirkt, dass dasselbe Nutzungsjahr in verschiedenen Kalenderjahren auftreten kann. Um die Blockeffekte verschiedener Versuche trennen zu können, wird das Modell um den Faktor $EJahr$ erweitert (Eckl und Piepho, 2013).

Modell der zweiten Stufe:

$$\begin{aligned} S + AG + NJahr + S \bullet NJahr + S \bullet AG + AG \bullet NJahr + S \bullet AG \bullet NJahr : Jahr \\ + S \bullet Jahr + Jahr \bullet NJahr + S \bullet Jahr \bullet NJahr + AG \bullet Jahr + AG \bullet S \bullet Jahr + AG \bullet Jahr \bullet NJahr \\ + AG \bullet S \bullet Jahr \bullet NJahr + AG \bullet Ort \bullet Jahr + AG \bullet Ort \bullet S \bullet Jahr \\ + AG \bullet Ort \bullet NJahr + AG \bullet Ort \bullet S \bullet NJahr + AG \bullet Ort \bullet EJahr \bullet NJahr \\ + AG \bullet Ort \bullet EJahr \bullet S \bullet NJahr \end{aligned} \quad (4)$$

2.2.2.2. Dreistufige Analyse

Der dreistufige Ansatz kann ebenso wie der zweistufige von dem Modell für nur einen Versuch je Standort (vgl. 2.2.1.3.) abgeleitet werden. Wie schon zuvor werden in der ersten Stufe die Sortenmittel je Versuch geschätzt, diese dann über die Umwelteffekte in der zweiten Stufe gemittelt und abschließend werden in der dritten Stufe die Sortenmittel über die Anbaugelände berechnet.

Modell der zweiten Stufe:

Um Kalenderjahre und Nutzungsjahre voneinander getrennt zu halten und eine Vermengung in der Analyse der dritten Stufe zu verhindern, werden in der zweiten Stufe $S \bullet N\text{Jahr} \bullet \text{Jahr}$ -Mittelwerte für das jeweilige Anbaugbiet geschätzt (Eckl und Piepho, 2013).

Für jedes Anbaugbiet (AG) wird folgendes Modell angepasst:

$$\begin{aligned} S \bullet \text{Jahr} \bullet N\text{Jahr} : & \text{Ort} \bullet \text{Jahr} + \text{Ort} \bullet S \bullet \text{Jahr} + \text{Ort} \bullet N\text{Jahr} + \text{Ort} \bullet S \bullet N\text{Jahr} \\ & + \text{Ort} \bullet E\text{Jahr} \bullet N\text{Jahr} + \text{Ort} \bullet E\text{Jahr} \bullet S \bullet N\text{Jahr} \end{aligned} \quad (5)$$

Die so geschätzten $S \bullet N\text{Jahr} \bullet \text{Jahr}$ -Mittelwerte können nun über die Anbaugebiete in der dritten Stufe ausgewertet werden.

Modell der dritten Stufe:

$$\begin{aligned} S + N\text{Jahr} + S \bullet N\text{Jahr} + AG + S \bullet AG + N\text{Jahr} \bullet AG + S \bullet N\text{Jahr} \bullet AG : & \text{Jahr} \\ & + \text{Jahr} \bullet N\text{Jahr} + \text{Jahr} \bullet S + \text{Jahr} \bullet S \bullet N\text{Jahr} + \text{Jahr} \bullet AG + \text{Jahr} \bullet AG \bullet N\text{Jahr} + \text{Jahr} \bullet S \bullet AG \\ & + \text{Jahr} \bullet S \bullet AG \bullet N\text{Jahr} \end{aligned} \quad (6)$$

2.3. Anpassung an die Hohenheim-Gülzower Methode

Das Hauptziel der Analyse ist es, den besten Schätzwert für den Sortenertrag innerhalb jedes Anbaugbiets zu berechnen. In den bisher entwickelten Modellen wurde der Faktor Sorte als fix genommen. Dies führt zu einem erwartungstreuen Schätzwert, BLUE (bester linearer unverzerrter Schätzer nach dem Gauss-Markow-Theorem), von Sortenmittelwerten in einem Anbaugbiet, wobei nur Daten von diesem Ziellanbaugbiet verwendet werden. Diese Schätzwerte verwenden allerdings nicht die Informationen von benachbarten Anbaugbiets. Für den Fall, dass die Korrelation der Sortenreihenfolge zwischen den Anbaugbiets hoch ist, gibt es verschiedene Methoden zur Erhöhung der Präzision der geschätzten Mittelwerte. Um die Schätzung des Sortenertrages innerhalb eines Anbaugbiets zu optimieren, müssen die Informationen des Ziellanbaugbiets und der benachbarten Anbaugbiets zusammengefasst werden. Eine einfache Methode, um dies zu verwirklichen, ist, ein ungewichtetes Mittel für jede Sorte über die Anbaugbiets zu berechnen, wobei jedes Anbaugbiet denselben Einfluss auf den Sortenmittelwert hat. Das ungewichtete Mittel kann berechnet werden, indem im Modell der Faktor Sorte als fix genommen wird. Eine weitere Herangehensweise ist, die Information des Ziellanbaugbiets und der benachbarten Anbaugbiets durch einen gewichteten Schätzer zu kombinieren. Das Problem besteht dabei darin, die optimalen Gewichte für das Modell zu finden. Man erkennt leicht, dass einige Anbaugbiets, speziell die benachbarten, meist ähnlichere agrarökologische Bedingungen zum Ziellanbaugbiet aufweisen als andere, z.B. weiter entfernte. Desweiteren kann sich die Präzision der berechneten Mittelwerte je nach Anbaugbiet unterscheiden. Zum Beispiel hängt diese von der Anzahl an Versuchen je Anbaugbiet ab, aber auch von der Homogenität der Versuchstandorte. Aus diesen Gründen ist es von Vorteil, eine andere Vorgehensweise zu verwenden, bei der die Ähnlichkeit zwischen den Anbaugbiets und auch die Präzision der Mittelwerte je Anbaugbiet verwendet werden, um die Gewichte für einen gewichteten Mittelwert über die Anbaugbiets zu berechnen. Die abgeleiteten zweistufigen und dreistufigen Modelle

können so abgeändert werden, dass Daten von allen Anbaugebieten benutzt werden können, um die Sortenmittelwerte für ein Ziellanbaugebiet zu berechnen. Die Modifikation führt zu einem gewichteten Mittel, mit Gewichten, die von der genetischen Korrelation zwischen Anbaugebieten und der Anzahl von Versuchen je Anbaugebiet abhängen. In Piepho und Möhring (2005) wird gezeigt, dass dies durch die Schätzung der BLUPs (bester linearer unverzerrter Prädiktor) (Searle et al., 1992) für die Sortenmittel bewerkstelligt wird. Auf diese Weise wird von dem so bestimmten Schätzwert der Vorhersagefehler für das Ziellanbaugebiet minimiert. Somit setzt diese Modifikation nur voraus, dass der Faktor Sorte in der dritten Stufe als zufällig modelliert wird. In den vorhergehenden Stufen müssen die Sorteneffekte immer noch als fix modelliert werden (Piepho et al., 2012).

2.3.1. Auswertung eines Versuches auf mehreren Standorten

Wie zuvor werden Versuche mit demselben Erstnutzungsjahr betrachtet (Tabelle 2). Auf eine Ableitung des zweistufigen Modells wird hier verzichtet und im Folgenden das dreistufige Modell hergeleitet. Die Vorgehensweise, BLUPs für die Sortenmittel zu schätzen, ist dieselbe wie bei anderen Modellen und kann leicht angepasst werden.

2.3.1.1. Dreistufige Analyse

Die Analyse verwendet sortenspezifische Korrelationen der untersuchten Anbaugebiete, was ein Maß der Ähnlichkeit der Anbaugebiete darstellt, um die optimalen Gewichte zu berechnen. Da die Schätzungen in der zweiten Stufe je Anbaugebiet erzeugt werden, muss die Anpassung für die gewichtete Mittelwertschätzung nur für die dritte Stufe der Analyse durchgeführt werden. Um BLUPs für die Sortenmittel zu schätzen, werden alle Effekte, welche den Faktor S beinhalten, als zufällig betrachtet. Desweiteren bleiben alle fixen Effekte, außer die Wechselwirkung höchster Ordnung AG•NJahr, im Modell unberücksichtigt, da diese nicht zur Berechnung der BLUPs für die Sortenmittel beitragen. Daraus lässt sich das folgende Modell ableiten.

Modell der dritten Stufe:

$$AG\bullet NJahr: S + S\bullet AG + S\bullet NJahr + S\bullet AG\bullet NJahr \quad (7)$$

Für die Effekte S, S•AG und S•NJahr, S•AG•NJahr wird in diesem Modell eine CS-Struktur für die Korrelation zwischen den Anbaugebieten verwendet, was eine konstante Korrelation zwischen den Anbaugebieten für die Effekte S•AG und S•AG•NJahr zur Folge hat. Es besteht die Möglichkeit, komplexere Strukturen wie UN (unstrukturierte Matrix) oder UN(1) (unstrukturierte Diagonalmatrix mit Einträgen auf der Hauptdiagonalen und Null außerhalb), welche Heterogenität zwischen den Anbaugebieten zulassen, zur Modellierung der genetischen Korrelation zwischen den Anbaugebieten zu verwenden. Bei dünn besetzten Daten konvergieren komplexe Kovarianzstrukturen häufig nicht oder liefern gleichwertige Ergebnisse (Kleinknecht et al., 2013).

2.3.2. Auswertung mehrerer Versuche auf mehreren Standorten

Nun werden Versuche betrachtet, die nicht notwendigerweise das gleiche Erstnutzungsjahr haben (Tabelle 1). Die Herleitung des Modells ist ähnlich dem Fall mit nur einem Erstnutzungsjahr, so dass alle Effekte, die den Faktor S beinhalten, als zufällig betrachtet werden und alle fixen Effekte, außer der Wechselwirkung höchster Ordnung AG•NJahr•Jahr, aus dem Modell genommen werden.

2.3.2.1. Dreistufige Analyse

Nimmt man S und alle damit verbundenen Wechselwirkungen als zufällig, werden alle Effekte, welche nicht S beinhalten als fix betrachtet. Verwirft man alle fixen Effekte außer der Wechselwirkung mit der höchsten Ordnung, AG•NJahr•Jahr, ergibt sich daraus das untenstehende Modell.

Modell der dritten Stufe:

$$\text{AG}\bullet\text{NJahr}\bullet\text{Jahr} : S + S\bullet\text{NJahr} + S\bullet\text{Jahr} + S\bullet\text{NJahr} \bullet \text{Jahr} + S\bullet\text{NJahr} \bullet \text{AG} + S\bullet\text{Jahr}\bullet\text{AG} + S\bullet\text{AG} + \text{AG}\bullet\text{NJahr}\bullet\text{S}\bullet\text{Jahr} \quad (8)$$

Für dieses Modell wurden aus den oben genannten Gründen keine komplexen Strukturen, sondern eine CS-Struktur verwendet.

3. Ergebnisse

Die vorliegende Arbeit präsentiert verschiedene methodische Ansätze der Auswertung mehrjähriger/mehrschnittiger Pflanzenarten nach Anbaugebieten. Dabei lag ein erster Schwerpunkt darin, Analysemöglichkeiten für die durch die Mehrjährigkeit der Pflanzenarten bedingten Messwiederholungen zu erarbeiten (Piepho und Eckl, 2013). Die zweite Herausforderung bestand darin, das entwickelte Modell an die Hohenheimer-Methode anzupassen (Eckl und Piepho, 2013). Erste Modelle verursachten bei komplexen Datensätzen, mit mehreren zeitlich versetzten Versuchen je Standort, Rechenzeit- und Arbeitsspeicherprobleme. Um diese Probleme zu bewältigen, wurde eine dreistufige Analyse entwickelt. Hierbei werden die in der ersten Stufe berechneten Sortenmittelwerte je Versuch und Nutzungsjahr in zwei weiteren Stufen nach Umwelten analysiert.

Es existiert eine Vielzahl von Varianz-Kovarianz-Strukturen, um die bei Versuchen mit mehrjährigen Pflanzenarten aufkommende serielle Korrelation zu modellieren. Für die Untersuchung der verschiedenen Varianz-Kovarianz-Strukturen wurden homogene Varianzen zwischen den Standorten angenommen. Die Modellauswahl erfolgte mit Hilfe des Akaike-Informationskriteriums (AIC). Mit dem AIC-Wert können verschiedene Modelle verglichen werden, die denselben Datensatz beschreiben. Je niedriger der AIC-Wert ist, desto besser passt die untersuchte Struktur zu den Daten (Verbeke und Molenberghs, 2000). Der Wert kann auch negativ sein und ist definiert als minus zweimal der Log-Likelihood plus zweimal der Anzahl der Varianzparameter: $\text{AIC} = -2 * \log(\text{Likelihood}) + 2 * k$. Diverse Strukturen,

wie die TOEP(1)-Struktur (Toeplitz Matrixstruktur), der AR(1)-Struktur (Autoregressive Struktur erster Ordnung) und die CS-Struktur (Compound Symmetry Struktur) wurden mit Hilfe des Akaike-Informationskriterium (AIC) verglichen. In Tabelle 3 sind die AIC-Werte der jeweiligen Strukturen für die zweistufige Auswertung dargestellt.

Tabelle 3: Modellanpassung für Daten mit mehreren Standorten und einem Versuch

Modell	AIC
CS	2818.6
AR(1)	2832.5
TOEP(1)	2910.2

Der hohe AIC-Wert für die TOEP(1)-Struktur lässt auf eine serielle Korrelation zwischen den Nutzungsjahren schließen. Da die AIC-Werte darauf hindeuten, dass das homogene CS-Modell am besten passt, wird dieses Modell zur Berechnung der Sortenmittelwerte verwendet. Es bietet den zusätzlichen Vorteil, dass es sich mit einfachen zufälligen Effekten beschreiben lässt und damit effiziente Prozeduren zur Auswertung verwendet werden können. Da für das dreistufige Modell keine gesonderte Kovarianzstruktur in der dritten Stufe modelliert wird, sind in der Tabelle 4 nur die AIC-Werte der zweiten Stufe dargestellt.

Tabelle 4: Modellanpassung der zweiten Stufe für Daten mit mehreren Standorten und mehreren Versuchen

Modell	AIC			
	AG 1	AG 2	AG 3	AG 4
CS	2148.6	2132.8	2102.3	2080.4
AR(1)	2146.7	2128.8	2102.6	2076.2
TOEP(1)	2208.8	2227.9	2164.0	2157.3

Für diesen Datensatz war die Statistik für die AR(1)-Struktur und die CS-Struktur ähnlich, was auf eine geringe Heterogenität in den Korrelationen der verschiedenen Zeitabstände hindeutet. Wiederum ist es allerdings notwendig, die serielle Korrelation zwischen den Nutzungsjahren zu modellieren, so dass auch hier die CS-Struktur für das Modell verwendet werden sollte.

Die Güte eines Modells kann daran gemessen werden, wie sehr sich die Schätzungen der zufälligen Effekte zu den wahren Effekten unterscheiden und wie groß der zugehörige Standardfehler ist. In den Tabellen 5 und 6 sind deshalb die Schätzwerte und deren Standardfehler für die zweistufige und dreistufige Analyse den Werten der simulierten Daten gegenübergestellt. Die verwendeten Modelle ((1) und (6)) wurden wie oben aufgezeigt mit einer Compound Symmetry Struktur durch einfache zufällige Effekte implementiert.

Tabelle 5: Varianzkomponenten und ihre Standardfehler für die Zweistufenanalyse der simulierten Daten für mehrere Standorte und mehrere Versuche

Effekt	Simulierte Daten	Zweistufig	
		Schätzwert	Standardfehler
Jahr	219	173.09	254.83
S•Jahr	18	2.56	15.38
NJahr•Jahr	3	7.29	24.42
S•NJahr•Jahr	21	34.21	22.20
Jahr•AG	429	593.26	277.81
S•Jahr•AG	13	4.40	7.24
NJahr•Jahr•AG	17	0.00	.
S•NJahr•Jahr•AG	12	15.82	7.47
Jahr•AG•Ort	168	179.41	44.50
S•Jahr•AG•Ort	16	20.19	3.11
Ort	227	195.23	109.86
NJahr•AG•Ort	6	2.56	9.27
S•AG•Ort	18	16.17	7.33
S•NJahr•AG•Ort	12	9.18	2.44
EJahr•AG•Ort	65	81.54	30.06
EJahr•NJahr•AG•Ort	41	42.04	15.95
S•EJahr•AG•Ort	30	29.75	6.22
Restfehler	24	9.91	2.33

Tabelle 6: Varianzkomponenten und ihre Standardfehler für die Dreistufenanalyse der simulierten Daten für mehrere Standorte und mehrere Versuche

		Dreistufig			
Effekt	Simulierte Daten	Zweite Stufe			
		AG 1	Standardfehler	AG 2	Standardfehler
Ort•Jahr	168	192.27	95.41	53.23	41.36
S•Jahr•Ort	16	29.06	7.64	17.07	6.37
Ort	227	120.15	168.41	528.28	455.91
Ort•NJahr	6	15.63	20.24	0	.
Ort•S	18	36.08	14.62	4.19	18.76
Ort•S•NJahr	12	0.63	4.48	17.97	6.52
EJahr•Ort	65	99.85	71.17	23.31	36.18
EJahr•Ort•NJahr	41	26.19	20.57	72.96	34.80
S•EJahr•Ort	30	15.06	9.46	50.61	18.93
Restfehler	24	15.36	8.01	5.72	2.80
		AG 3	Standardfehler	AG 4	Standardfehler
Ort•Jahr	168	199.94	93.27	271.06	122.49
S•Jahr•Ort	16	18.04	5.64	12.91	5.35
Ort	227	130.97	151.42	6.41	101.67
Ort•NJahr	6	0	.	0	.
Ort•S	18	0	.	20.32	11.71
Ort•S•NJahr	12	11.15	4.74	7.04	3.81
EJahr•Ort	65	21.00	23.54	139.94	94.87
EJahr•Ort•NJahr	41	28.02	16.30	41.05	23.35
S•EJahr•Ort	30	38.77	8.01	21.45	9.50
Restfehler	24	9.60	4.32	11.18	5.05
		Dritte Stufe			
		Schätzwert	Standardfehler		
Jahr	219	174.15	254.38		
S•Jahr	18	2.69	14.92		
NJahr•Jahr	3	0.00	.		
S•NJahr•Jahr	21	34.42	20.53		
Jahr•AG	429	619.50	278.23		
S•Jahr•AG	13	6.26	7.22		
NJahr•Jahr•AG	17	61.89	36.84		
Restfehler		24.61	8.27		

Wie bereits erwähnt, hat die Zweistufenanalyse gegenüber der einstufigen Analyse neben individueller Auswertbarkeit der Versuche den Vorteil, dass etwas Speicherplatz und Rechenzeit eingespart werden kann. Für die simulierten Daten benötigte die Auswertung mit PROC MIXED für das einstufige Modell 5 Stunden 40 Minuten gegenüber etwa 4 Stunden 40 Minuten für das Zweistufige. Das Ziel war, eine Methode zu finden, für die große Datensätze, wie sie an der LfL ausgewertet werden, bezüglich Speicherkapazität, Rechenzeit und Konvergenz des Verfahrens kein Problem darstellen. Die Aufteilung der Analyse in drei Schritte macht die jeweiligen Modelle kleiner und weniger komplex, so dass sich die Rechenzeit für die Dreistufenanalyse mit PROC MIXED auf circa 15 Sekunden verringert. Die dabei berechneten S•NJahr-Mittelwerte (BLUE) sind zu den Mittelwerten (BLUE) der ein- und zweistufigen Ansätze hoch korreliert (Tabelle 7).

Tabelle 7: Korrelationen der S•NJahr-Mittelwertschätzungen (BLUE) der simulierten Daten für Berechnungen mit dem ein-, zwei- und dreistufigen Modell

Korrelation		
Methode	Zweistufig	Dreistufig
Einstufig	1.00000	0.99966
Zweistufig		0.99967

Die Simulation der Daten hat den zusätzlichen Vorteil, dass die wahren Sortenwerte bekannt sind. Somit ist es möglich, nicht nur die mit BLUE und BLUP berechneten Sortenmittelwerte zu vergleichen, sondern diese mit den wahren Werten zu korrelieren.

Tabelle 8: Korrelation der wahren Werte, BLUPs und BLUEs für den simulierten Datensatz mit mehreren Standorten und mehreren Versuchen

Korrelation			
Wert	BLUE	BLUP	Simuliert
BLUE	1.00000	0.95831	0.77796
BLUP	0.95831	1.00000	0.79083
Simuliert	0.77796	0.79083	1.00000

Die mit den Modellen (6) und (8) berechneten BLUE und BLUP Sortenmittelwerte sind hoch korreliert. Wie schon die Ergebnisse von Kleinknecht et al. (2013) zeigen, können die wahren Sortenmittel durch BLUP-Mittelwerte genauer geschätzt werden. Dieser Unterschied zu BLUE wird umso größer, je höher die Varianz zwischen den untersuchten Sorten ist.

In der vorliegenden Arbeit wurde der Faktor Sorte zuerst als fix betrachtet. Dies führt zu einer unverzerrten Schätzung der Sortenmittelwerte (BLUE). Das Ziel der Analyse ist, den besten Schätzer der Sortenmittel innerhalb jedes Anbaugebiets zu berechnen. Falls eine hohe Korrelation in der Sortenreihenfolge zwischen den Anbaugebieten besteht, kann die Präzision der Schätzwerte erhöht werden, indem die Informationen des Zielanbaugebiets und der Nebenanbaugebiete kombiniert werden. Für eine große Anzahl an Sorten wird empfohlen, die sogenannte BLUPs zu verwenden, welche die genetische Korrelation zwischen den Anbaugebieten und den Prüfumfang im Anbaugebiet nutzen, um die gewichteten Mittelwerte je Anbaugebiet zu berechnen. Deshalb wurden die Modelle mit fixen Sorteneffekten dahingehend angepasst, BLUPs zu berechnen. Falls die Varianzkomponenten der Sorteneffekte präzise geschätzt werden können, führen die so entwickelten Modelle (6) und (8) zu

genaueren Sortenmittelwerten (Eckl und Piepho, 2013). Durch geringfügige Änderungen kann das endgültige Modell (8) an die Hohenheim-Gülzower Methode angepasst werden. Während die Auswertung zuvor nur auf ein Nutzungsjahr beschränkt war, ist es nun erstmals möglich, die Informationen aller geprüften Nutzungsjahre für die Serienauswertung zu nutzen. So können Korrelationen zwischen den Anbaugebieten und Sortenmittelwerte über alle Nutzungsjahre fehlerfrei und präzise geschätzt werden. Nicht zuletzt dadurch wird erst eine länderübergreifende Verrechnung nach Anbaugebieten auch für mehrjährige/mehrschnittige Fruchtarten in vollem Umfang möglich. Die Implementierung dieser Analyseverfahren für mehrjährige/mehrschnittige Pflanzenarten nach Anbaugebieten steht vor ihrem Abschluss, so dass die beschriebene Versuchsserie mit deutschem Weidelgras zukünftig damit analysiert werden kann.

Danksagung: Besonderer Dank gilt Herrn Prof. Dr. H.P. Piepho, Uni Hohenheim, Herrn Volker Michel, LFA Mecklenburg-Vorpommern und Herrn Dr. Stephan Hartmann, LfL Freising.

4. Literatur

AKAIKE, H. (1974): A New Look at the Statistical Model Identification. *IEEE Transaction on Automatic Control*, **19**, 716-723.

ECKL, T. und PIEPHO, H.P. (2013): Analysis of series of variety trials with perennial grasses for subdivided target regions (*in Vorbereitung*)

KLEINKNECHT, K., MÖHRING, J., SINGH, K.P., ZAIDI, P.H., ATLIN, G.N. und PIEPHO, H.P. (2013): Comparison of the performance of BLUE and BLUP for zoned Indian maize data. *Crop Science*, **53**, 1384-1391.

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

PIEPHO, H.P., BÜCHSE, A. und EMRICH, K. (2003): A hitchhiker's guide to the mixed model analysis of randomized experiments. *Journal of Agronomy and Crop Science*, **189**, 310-322.

PIEPHO, H.P., MÖHRING, J., SCHULZ-STREECK, T. und OGUTU, J.O. (2012): A stage-wise approach for analysis of multi-environment trials. *Biometrical Journal*, **54**, 846-860.

PIEPHO, H.P., BÜCHSE, A. und RICHTER, C. (2004): A mixed modelling approach to randomized experiments with repeated measures. *Journal of Agronomy and Crop Science*, **190**, 230-247.

PIEPHO, H.P. und ECKL, T. (2013): Analysis of series of variety trials with perennial grasses. *Grass and Forage Science*, doi: 10.1111/gfs.12054.

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

PIEPHO, H.P. und MÖHRING, J. (2005): Best linear unbiased prediction for subdivided target regions. *Crop Science*, **45**, 1151-1159.

SEARLE, S.R., G. CASELLA und C.E. MCCULLOCH. (1992): Variance components. New York: John Wiley & Sons.

VERBEKE G. and MOLENBERGHS G. (2000): Mixed models for longitudinal data. Berlin: Springer.