

**Mitteilungen aus der Biologischen Bundesanstalt  
für Land- und Forstwirtschaft  
Berlin-Dahlem**



**Die Prüfung von Pflanzen auf ihre Widerstandsfähigkeit  
gegen Schadorganismen in der Biologischen Bundesanstalt**

**Teil 3**

Methodische Anleitung zur Bewertung der partiellen Resistenz von Getreidesortimenten  
und die SAS-Applikation RESI

**Testing of crop cultivars for resistance to noxious organisms at  
the Federal Biological Research Centre**

**Part 3**

Methodical guidelines for the assesment of partial resistance  
in cereal cultivars and the SAS Application RESI

Herausgegeben von

**E. Moll**

**K. Flath**

**H.-P. Piepho**

**Heft 374**

Berlin 2000

Herausgegeben von der  
Biologischen Bundesanstalt für Land- und Forstwirtschaft  
Braunschweig und Berlin

Parey Buchverlag Berlin  
Kurfürstendamm 57, D-10707 Berlin

ISSN 0067-5849

ISBN 3-8263-3258-X

Die Deutsche Bibliothek – CIP-Einheitsaufnahme

**Die Prüfung von Pflanzen auf ihre Widerstandsfähigkeit gegen Schadorganismen in der Biologischen Bundesanstalt, Teil 3** – Methodische Anleitung zur Bewertung der partiellen Resistenz von Getreidesortimenten und die SAS-Applikation RESI Hrsg. von der Biologischen Bundesanstalt für Land- und Forstwirtschaft, Braunschweig und Berlin. Hrsg. E. Moll, K. Flath und H.-P. Piepho–Berlin, Parey, [in Komm.], 2000.

(Mitteilungen aus der Biologischen Bundesanstalt für Land- und Forstwirtschaft Berlin-Dahlem, H. 374)  
ISBN 3-8263-3258-X

© Biologische Bundesanstalt für Land- und Forstwirtschaft, 2000

Das Werk ist urheberrechtlich geschützt. Die dadurch begründeten Rechte, insbesondere die der Übersetzung, des Nachdrucks, des Vortrages, der Entnahme von Abbildungen, der Funksendung, der Wiedergabe auf photomechanischem oder ähnlichem Wege und der Speicherung in Datenverarbeitungsanlagen, bleiben bei auch nur auszugsweiser Verwertung, vorbehalten. Eine Vervielfältigung dieses Werkes oder von Teilen dieses Werkes ist auch im Einzelfall nur in den Grenzen der gesetzlichen Bestimmungen des Urheberrechtsgesetzes der Bundesrepublik Deutschland vom 9. September 1965 in der Fassung vom 24. Juni 1985 zulässig. Sie ist grundsätzlich vergütungspflichtig. Zuwiderhandlungen unterliegen den Strafbestimmungen des Urheberrechtsgesetzes.

Kommissionsverlag Parey Buchverlag Berlin, Kurfürstendamm 57, 10707 Berlin,

Printed in Germany by Arno Brynda, Berlin.

# INHALTSVERZEICHNIS

<b>Vorwort</b>	<b>6</b>
<b>Einleitung</b>	<b>7</b>
<b>Methodische Anleitung zur Bewertung der partiellen Resistenz von Sorten bzw. Linien unter Berücksichtigung epidemiologischer Aspekte</b>	<b>8</b>
Ursula Walther, Kerstin Flath, Eckard Moll, Jochen Prochnow und Edelgard Sachs	
1 Die Bewertung der Resistenz	9
2 Methoden	9
2.1 Versuchsanlage	9
2.2 Berechnung der Anzahl der Wiederholungen eines Standards	10
2.3 Inokulation	10
3 Bonitur	10
4 Datenbasis	11
5 Versuchsauswertung	12
6 Boniturnote	13
7 Literatur	14
8 Anhang: Inokulationsmethode und Boniturnote für die Schätzung des prozentualen Befalls mit	15
Zwergrost / Braunrost	16
Gelbrost	17
Mehltau	18
Netzfleckenkrankheit	19
<i>Rhynchosporium</i> -Blattfleckenkrankheit	20
Blattbräune und Spelzenbräune	21
Blattdürre	23
Partielle Weißfährigkeit	24
DTR-Blattfleckenkrankheit	25
<b>Grundlagen der statistischen Auswertung einer Versuchsserie zur Bewertung der partiellen Resistenz von Getreidesortimenten</b>	<b>26</b>
Eckard Moll, Hans-Peter Piepho und Falk Krüger	
1 Varianzanalytische Modelle einer Versuchsserie	27
2 Varianzanalytische Auswertung einer Versuchsserie über die Merkmalswerte der Einzelversuche	28
3 Arithmetische und adjustierte Mittelwerte	30
4 Literatur	34
<b>RESI - Bewertung der partiellen Resistenz von Getreidesortimenten - Eine SAS Anwendung - Version 3.1</b>	<b>35</b>
Eckard Moll	
1 Grundlagen	36
2 Eröffnungsbildschirm	36
3 Information	37

4	Schadbilder	37
5	Lageplan der Versuchsanlage	41
	5.1 Konstruktion des Lageplanes	41
	5.2 Beispiel	43
6	Bewertung der partiellen Resistenz	44
	6.1 Auswertung eines Einzelversuches	44
	6.1.1 Aufbau der Daten-Datei	44
	6.1.2 Daten-Datei für die Beispielsrechnungen	45
	6.1.3 Resistenzbewertung des Einzelversuches	46
	6.1.3.1 Resistenzbewertung des Einzelversuches – mittlerer Befall	48
	6.1.3.2 Resistenzbewertung des Einzelversuches – statistische Analyse	51
	6.2 Serienanalyse	55
	6.2.1 Aufbau der Daten-Dateien zur Serienanalyse	55
	6.2.2 Zusammenstellung einer Versuchsserie	56
	6.2.3 Analyse einer Versuchsserie	58
	6.2.3.1 Tabelle der Mittelwerte	58
	6.2.3.2 Statistischer Vergleich der Mittelwerte der mittleren Befallswerte je Teilstück	59
	6.2.4 Beispiel	59
7	Abarbeitungszeiten	66

## **Introduction** **67**

### **Methodological guidelines for the assessment of partial resistance in cultivars or lines with special emphasis on epidemiological aspects** **68**

Ursula Walther, Kerstin Flath, Eckard Moll, Jochen Prochnow, and Edelgard Sachs

1	Assessing resistance	69
2	Methods	69
	2.1 Experimental design	69
	2.2 Computing the sample size for a standard	70
	2.3 Inoculation	70
3.	Scoring	70
4	The data	70
5	Statistical analysis	72
6	Score	72
7	References	73
8	Appendix: Method of inoculation and scoring aid for assessing the percentage of diseases	
	leaf area of	74
	Brown Rust	75
	Yellow Rust	76
	Powdery Mildew	77
	Net Blotch	78
	Scald	79
	Leaf Blotch and Glum Blotch	80

Leaf Blotch	82
Head Blight	83
Tan Spot	84
<b>Principles of the statistical analysis of a series of experiments for assessing partial resistance in cereal cultivars</b>	<b>85</b>
Eckard Moll, Hans-Peter Piepho, and Falk Krüger	
1 Analysis of variance models for a series of experiments	86
2 Analysis of variance for a series of experiments based on replicate data per experiment	87
3 Arithmetic and adjusted means	89
4 References	93
<b>RESI - Assessing partial resistance in cereal cultivars - A SAS application - Version 3.1</b>	<b>94</b>
Eckard Moll	
1 Basics	95
2 Opening screen	95
3 Information	96
4 Symptoms	96
5 Field plan for experimental design	100
5.1 Constructing a field plan	100
5.2 Example	102
6 Assessment of partial resistance	103
6.1 Analysis of a single experiment	103
6.1.1 Generating a data file	103
6.1.2 Data file for the examples	104
6.1.3 Assessing resistance for a single experiment	105
6.1.3.1 Assessing resistance for a single experiment - mean disease severity	106
6.1.3.2 Assessing resistance for a single experiment - statistical analysis	111
6.2 Analysis of series of experiments	115
6.2.1 Generating a data file for the analysis	115
6.2.2 Compiling a series of experiments	116
6.2.3 Analysis of a series of experiments	117
6.2.3.1 Table of means	117
6.2.3.2 Statistical comparison of means of disease severity means per plot	118
6.2.4 Example	118
7 Computing time	126
<b>Danksagung</b>	<b>127</b>
<b>Anschriften der Autoren</b>	<b>128</b>

## Vorwort

Zu den Grundsätzen für die Durchführung der guten fachlichen Praxis im Pflanzenschutz gehört, vorzugsweise solche Sorten und Herkünfte auszuwählen, die Toleranz- oder Resistenzeigenschaften gegenüber wichtigen standortspezifischen Schadorganismen aufweisen (Bundesanzeiger Nr. 220 a vom 21. November 1998). Der Anbau widerstandsfähiger Sorten beugt einem Befall durch Schadorganismen vor und kann bei hoher Ausprägung der Resistenzeigenschaften einer Kulturpflanzensorte oder bei einem geringen Befallsdruck weitere Pflanzenschutzmaßnahmen überflüssig machen. Zumindest können resistente Sorten dazu beitragen, die Anwendung von Pflanzenschutzmitteln zu reduzieren und die Pflanzengesundheit zu fördern.

Die Entwicklung resistenter Sorten durch Einkreuzung von Resistenzgenen gegen Schaderreger ist daher ein wesentliches Ziel der Pflanzenzüchtung. Das Bundessortenamt bewertet das Ergebnis dieser züchterischen Arbeit und erteilt den Sortenschutz und die Sortenzulassung auf der Grundlage des Saatgutverkehrsgesetzes und des Sortenschutzgesetzes. Soweit die Prüfung der Resistenz von Kulturpflanzen gegenüber Schaderregern betroffen ist, greift es dabei auf das Fachwissen in der Biologischen Bundesanstalt für Land- und Forstwirtschaft zurück, zu deren Aufgaben gemäß § 33 Abs. 2 Nr. 7 des Pflanzenschutzgesetzes die Prüfung der Widerstandsfähigkeit von Pflanzen gegen Schadorganismen gehört. Zusätzlich hat die Biologische Bundesanstalt durch Rechtsverordnungen in einigen Fällen eine Bekanntmachungspflicht. So ist sie z.B. gem. § 3 der Kartoffelschutzverordnung i. d. F. der Bekanntmachung vom 29. Oktober 1997 verpflichtet, Kartoffelsorten auf Resistenz gegen Kartoffelkrebs und Kartoffelnematoden zu prüfen, zu bewerten und die Ergebnisse bekannt zu geben.

Eine sachgerechte Resistenzprüfung setzt gründliche Kenntnisse über die Biologie der Schaderreger, deren Abundanzdynamik und Epidemiologie sowie über das Resistenzverhalten der Sorten voraus. Wichtige Beiträge dazu wurden auch durch langjährige Forschungsarbeit in verschiedenen Fachinstituten der Biologischen Bundesanstalt für Land- und Forstwirtschaft geleistet. Vorrangiges Ziel dieser Arbeiten ist eine verlässliche Resistenzprüfung und -bewertung der Sorten und die Entwicklung der dazu geeigneten Prüfmethode. Da sich aufgrund der Selektion resistenzbrechender Pathotypen die biologischen Rahmenbedingungen kontinuierlich ändern können, sind diese Methoden ständig anzupassen und zu verbessern. In diesem Sinne basieren die nachfolgend beschriebenen Prüfverfahren auf dem heutigen Kenntnisstand. Eine ständige Weiterentwicklung entsprechend neuer wissenschaftlicher Erkenntnisse ist erforderlich.

In drei Heften sind die Methoden aufgeführt, die in der Biologischen Bundesanstalt bei der Prüfung von Kulturpflanzen auf Resistenz gegen Schadorganismen im Acker- und Gartenbau angewendet werden. Teil 1 beschreibt die Prüfung auf Resistenz gegen pflanzenparasitäre Nematoden, Teil 2 die Prüfung auf Resistenz gegen pflanzenpathogene Pilze, Bakterien und Viren in Acker- und Gartenbau. Teil 3 beinhaltet die methodische Anleitung zur Bewertung der partiellen Resistenz von Getreidesortimenten und die SAS-Applikation RESI. Anliegen dieser Veröffentlichungen ist es, die Methoden transparent zu machen und eine fachliche Diskussion zu fördern.

Braunschweig, im Juni 2000



Prof. Dr. F. Klingauf

## Einleitung

Das vorliegende Heft ist die Grundlage für ein einheitliche Vorgehensweise bei der Planung, Datenerhebung und statistischen Auswertung von Untersuchungen zur Bewertung der partiellen Resistenz in Getreidesortimenten unter Berücksichtigung epidemiologischer Aspekte. Die programmseitige Realisierung basiert auf der Software SAS 6.12. Das SAS-Programm RESI zur Planung und statistischen Auswertung der Einzelversuche und der Versuchsserie hat eine eigene Oberfläche, so dass der Nutzer keinerlei SAS-Kenntnisse benötigt.

Ein randomisierter Plan der Versuchsanlage wird unter Berücksichtigung wiederholter Standards ausgegeben. Im Unterschied zu bisher verwendeten Untersuchungs- und Auswertungsmethoden berücksichtigen sowohl die methodische Anleitung als auch das Programm RESI den Krankheitsverlauf, indem die Fläche unter der Befallsverlaufskurve berechnet wird. Statistisch ausgewertet werden sowohl die Einzelversuche als auch die Versuchsserie. Die theoretischen Grundlagen dafür werden hier vorgestellt.

Die methodische Anleitung und das Programm RESI wurden in Deutschland zur Bewertung der partiellen Resistenz von Getreidesorten erfolgreich erprobt, überarbeitet und um die Auswertung von Versuchsserien erweitert. Der europaweite Getreideanbau und gemeinsame europäische Forschungsvorhaben erfordern eine einheitliche Methodik und statistische Analyse. Deshalb werden sowohl die methodische Anleitung als auch das Programm RESI in deutscher und englischer Sprache vorgestellt.

# Methodische Anleitung zur Bewertung der partiellen Resistenz von Sorten bzw. Linien unter Berücksichtigung epidemiologischer Aspekte

Ursula Walther, Kerstin Flath, Eckard Moll, Jochen Prochnow und Edelgard Sachs

## Inhalt

1	Die Bewertung der Resistenz	9
2	Methoden	9
2.1	Versuchsanlage	9
2.2	Berechnung der Anzahl der Wiederholungen eines Standards	10
2.3	Inokulation	10
3	Bonitur	10
4	Datenbasis	11
5	Versuchsauswertung	12
6	Boniturnote	13
7	Literatur	14
8	Anhang: Inokulationsmethode und Boniturnote für die Schätzung des prozentualen Befalls mit	15
	Zwergrost / Braunrost	16
	Gelbrost	17
	Mehltau	18
	Netzfleckenkrankheit	19
	<i>Rhynchosporium</i> -Blattfleckenkrankheit	20
	Blattbräune und Spelzenbräune	21
	Blattdürre	23
	Partielle Weißährigkeit	24
	DTR-Blattfleckenkrankheit	25



# 1 Die Bewertung der Resistenz

Zu den Zielen der Getreidezüchtung gehört neben der Verbesserung des Ertragspotentials vor allem die Erhöhung der Krankheitsresistenz neuer Zuchtsorten. Zu Beginn der 80er Jahre wurde vorwiegend die vertikale Resistenz (Synonyme: vollständige, qualitative, rassenspezifische oder Majorgenresistenz) züchterisch genutzt. Der großräumige Anbau derartiger Sorten führte jedoch dazu, dass sich die Populationen der Krankheitserreger an diese Resistenzeigenschaften anpassten. Diese Tatsache und die begrenzte Verfügbarkeit neuer, wirksamer Resistenzgene führte zur Nutzung der horizontalen oder partiellen Resistenz (Synonyme: quantitative, rassenspezifische oder Minorgenresistenz). Diese Resistenz bietet gegenüber der vertikalen Resistenz entscheidende Vorteile. Sie ist dauerhafter und weist nur einen leichten bis mittleren Befall bei verzögertem Krankheitsverlauf sowie geringem Endbefall auf. Sorten mit überwundener vertikaler Resistenz können auch weiterhin von wirtschaftlichem Interesse sein, wenn sie zusätzlich über ein hohes Niveau an partieller Resistenz verfügen. Die Ausprägung der partiellen Resistenz variiert in Abhängigkeit vom Infektionsdruck und der Jahreswitterung. Mehrjährige Untersuchungen (WALTHER 1988) belegen jedoch, dass die Rangfolge der Sorten innerhalb eines Sortimentes und bezogen auf einen Standard nahezu konstant ist.

Zur Bewertung der partiellen Resistenz ist die Krankheitsentwicklung an den Pflanzen zu erfassen. Dazu gehören der Befallsbeginn, die Befallsstärke (als mittlerer Befall aus der Fläche unter der Befallsverlaufskurve ermittelt) sowie die Höhe des Endbefalls.

Durch die bisher übliche Methode der Resistenzbewertung, nämlich der Vergabe einer Boniturnote zum Zeitpunkt der deutlichsten Befalldifferenzierung, kann die partielle Resistenz nur unvollständig erfasst werden. Unterschiedliche Prüfmethode erschweren darüber hinaus das Auswerten der Ergebnisse durch die Nutzer und komplizieren Vergleiche zwischen verschiedenen Krankheiten. Die vorliegende Methodik und die SAS-Applikation RESI sind für alle wirtschaftlich bedeutenden Getreidekrankheiten anwendbar, wobei die Besonderheiten der einzelnen Wirt-Pathogen-Kombinationen berücksichtigt werden. Als Merkmal für die Beschreibung der partiellen Resistenz wird die Fläche unter der Befallsverlaufskurve verwendet.

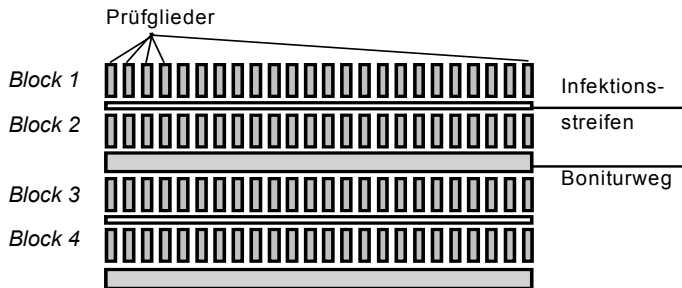
## 2 Methoden

### 2.1 Versuchsanlage

Bedingt durch die Eigenvariabilität der partiellen Resistenz sind mindestens vier Wiederholungen zu planen. Der Anbau der Prüfglieder und Standards erfolgt in einer einfaktoriellen randomisierten Blockanlage A-BI, die entweder aus Mikroparzellen mit 90-120 cm langen Reihen im Abstand von 20-25 cm oder aus Horstparzellen mit einem Durchmesser von 40-50 cm bestehen kann.

Zur Erzeugung eines ausreichenden Infektionsdrucks können speziell bei luftbürtigen Pathogenen Streifen anfälliger Sorten oder Linien mit unterschiedlichen Sporulationszeitpunkten (frühe, mittlere und späte Befallsentwicklung) zwischen den Prüfgliederparzellen angelegt werden (Abb. 1). Sie sollten in der Hauptwindrichtung auf jedem zweiten Weg bzw. im Abstand von 3-4 m ausgesät werden.

Zur Einschätzung des Resistenzniveaus wird empfohlen, sowohl einen partiell resistenten als auch einen anfälligen Standard einzubeziehen. Für Versuche, die an mehreren Orten in unterschiedlichen Ländern durchgeführt werden, empfiehlt sich zusätzlich die Verwendung eines lokalen, partiell resistenten Standards.



**Abb. 1:** Versuchsanlage

Zur Einschätzung des Resistenzniveaus wird empfohlen, sowohl einen partiell resistenten als auch einen anfälligen Standard einzubeziehen. Für Versuche, die an mehreren Orten in unterschiedlichen Ländern durchgeführt werden, empfiehlt sich zusätzlich die Verwendung eines lokalen, partiell resistenten Standards.

## 2.2 Berechnung der Anzahl der Wiederholungen eines Standards

Die Standards müssen häufiger wiederholt werden als die anderen Prüfglieder, da sie als Bezugsbasis herangezogen werden sollen. Die Anzahl der Wiederholungen der Standards in jedem Block der einfaktoriellen randomisierten Blockanlage sollte

$$r_{\text{Standard}} = \sqrt{[\text{Anzahl Prüfglieder (Sorten)}]}$$

mindestens aber

$$r_{\text{Standard}} = [\text{Anzahl Prüfglieder (Sorten)}]/10$$

sein.

## 2.3 Inokulation

Für die künstliche Inokulation der Infektionsstreifen bzw. Prüfglieder ist ein definiertes Isolategemisch zu verwenden, das nach Möglichkeit alle aktuellen Virulenzen des jeweiligen Erregers enthält. Als Orientierung dafür dienen die Ergebnisse der Virulenzanalysen des Vorjahres.

Die Luftfeuchtigkeit sollte zum Inokulationszeitpunkt möglichst hoch sein. Aus diesem Grund muss die Inokulation in den Abendstunden, nach Regen oder bei trübem Wetter erfolgen.

Inokulationszeitpunkt und -methode sind im Anhang für die jeweiligen Erreger aufgeführt.

## 3 Bonitur

Bei der Resistenzbewertung von großen Prüfsortimenten im Freiland ist es aus Zeitgründen nicht möglich, Einzelpflanzenbonituren durchzuführen. In der Praxis hat sich aus diesem Grund das Verfahren der Teilstück- bzw. Parzellenbonitur etabliert, ein Verfahren, das zur Einschätzung der partiellen Resistenz hinreichend ist. Die Teilstückbonituren sind während des gesamten Krankheitsverlaufes mehrmals (min-

destens dreimal) in etwa wöchentlichem Abstand durchzuführen. Der prozentuale Anteil befallener Blattfläche bzw. befallener Ähre der Parzelle wird geschätzt. In Abhängigkeit von der Länge der Pathogenese liegen folglich mehrere Boniturwerte der Teilstücke vor. Für die einzelnen Schadorganismen sind Boniturnhilfen zur Schätzung des prozentualen Befalls als Anlage beigefügt.

Der Infektionstyp wird im vorgeschlagenen Verfahren zur Ermittlung partieller Resistenz nicht berücksichtigt, kann jedoch als zusätzliche Information genutzt werden. Die Bewertung des Infektionstyps unter Feldbedingungen ist ohnehin schwierig und schwer reproduzierbar, da die Symptombildung durch Witterungseinflüsse (Wind, Regen, Temperatur und Sonneneinstrahlung) beeinflusst werden kann.

Nach jedem Boniturtermin müssen die ermittelten Werte für den prozentualen Befall auf Plausibilität überprüft werden. Diese Prüfung ist einmal im Vergleich zum bereits erhobenen Befallsverlauf und andererseits innerhalb des Prüfliedes bzw. Standards vorzunehmen.

## 4 Datenbasis

Die Grundlage für eine Bewertung und statistische Auswertung zur partiellen Resistenz von Getreidesortimenten ist der geschätzte Befall in Prozent. Das bedeutet, dass die Werte zwischen 0 und 100 liegen können. Doch selbst eine gute Boniturnhilfe, kann nicht verhindern, dass geringer Befall vielleicht in Einerschritten, höherer Befall dann aber in 5 oder gar 10 Prozent-Abständen geschätzt wird. Selbst wenn diese Schätzung hinreichend genau ist, so gilt sie nur für diesen Zeitpunkt. Zur Einschätzung der partiellen Resistenz ist nicht ein Zeitpunkt, sondern der Befallsverlauf entscheidend.

Und da ein Befallsverlauf durch zwei Beobachtungen nur sehr ungenau beschrieben wird, sollten mindestens drei in möglichst wöchentlichem Abstand aufeinander folgende Schätzungen des Befalls für jedes Teilstück der Versuchsanlage vorgenommen werden (Abb. 2).

In Anlehnung an WILCOXON u. a. (1974) wird die Fläche unter der Befallsverlaufskurve je Teilstück betrachtet. Sie entspricht dem mittleren Befall je Teilstück (Abb. 3).

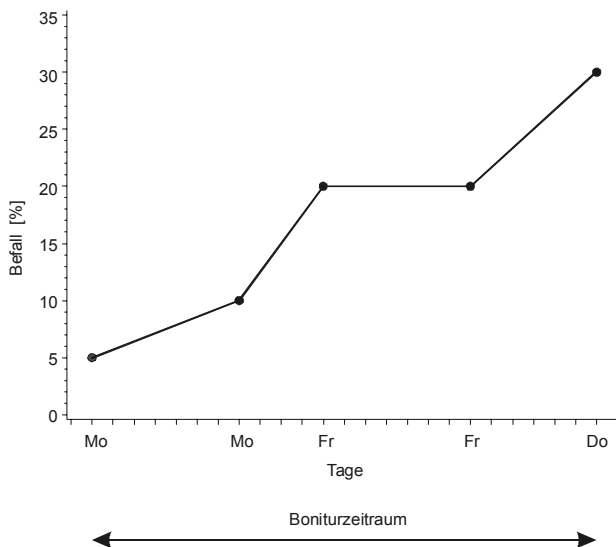


Abb. 2: Befallsverlauf

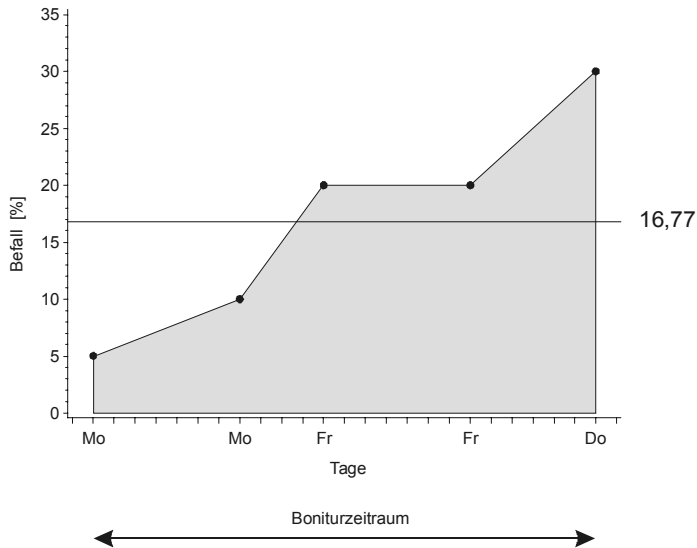


Abb. 3: Fläche unter der Befallsverlaufskurve

Für das in der Abb. 3 dargestellte Beispiel ist der mittlere Befall des Teilstückes:

mittlerer Befall<sub>Teilstück</sub> =

$$\left[ \frac{5+10}{2} * 7 + \frac{10+20}{2} * 4 + \frac{20+20}{2} * 7 + \frac{20+30}{2} * 6 \right] / (7 + 4 + 7 + 6) = 16,77$$

Allgemein wird der mittlere Befall eines Teilstückes berechnet nach

$$\text{mittlerer Befall}_{\text{Teilstück}} = \frac{1}{D} * \sum_{i=1}^{t-1} \frac{1}{2} (B_i + B_{i+1}) * d_i ,$$

wobei

- i : Boniturtermin (i = 1, ..., t)
- D : Anzahl Tage zwischen dem ersten und t-ten Boniturtermin (Boniturzeitraum)
- B<sub>i</sub> : prozentualer Befall des Teilstückes zum i-ten Boniturtermin
- d<sub>i</sub> : Anzahl Tage zwischen dem i-ten und (i+1)-ten Boniturtermin (Boniturabstand)

Für jedes Teilstück liegt folglich ein Wert vor, der den mittleren Befall des Teilstückes über den Boniturzeitraum hinweg beschreibt.

## 5 Versuchsauswertung

Statistisch ausgewertet wird jeder einzelne Versuch und die Versuchsserie unter Berücksichtigung der Wechselwirkungen zwischen den zu prüfenden Sorten und den Umwelten, die aus den Versuchsorten und Versuchsjahren gebildet werden.

Varianzanalytisch ausgewertet werden die Werte für den mittleren Befall je Teilstück. Dieses auf der Grundlage des geschätzten Befalls gebildete metrische Merkmal genügt den Voraussetzungen des Varianzanalysemodells für eine einfaktorielles Blockanlage A-BI. Die statistischen Tests werden mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit  $\alpha = 0.05$  durchgeführt. Zur Differenzierung der zu prüfenden Sorten kann je nach Zielstellung eine multiple Testprozedur im Anschluss an die Varianzanalyse gerechnet werden. Dafür sind für die Analyse des Einzelversuches die Tukey-Prozedur, die Dunnett-Prozedur, der t-Test gegen einen Standard und die Maximum-Modulus-Prozedur geeignet. Für den Vergleich der Sorteneffekte bieten sich bei einer orthogonalen und balancierten Versuchsserie der multiple t-Test, die Tukey-Prozedur und die Dunnett-Prozedur an.

Die Testprozeduren entsprechen unterschiedlichen fachlichen Zielstellungen beim Vergleich der Sorteneffekte:

- die Tukey-Prozedur  
zum paarweisen Vergleich aller Mittelwerte der Prüfglieder des Versuches bzw. der Versuchsserie  
Sie wird zum Vergleich aller Mittelwerte untereinander bei Einhaltung des versuchsbezogenen Risikos erster Art herangezogen.
- die Dunnett-Prozedur  
zum Vergleich der Mittelwerte der Prüfglieder mit dem Mittelwert einer Kontrolle (Standard)  
Sie sollte eingesetzt werden, wenn die partielle Resistenz der Sorten mit der eines oder mehrerer Standards verglichen werden soll.  
Die Dunnett-Prozedur hält das versuchsbezogene Risikos erster Art ein.
- der t-Test gegen einen Standard zum  
Vergleich der Mittelwerte der Prüfglieder mit dem Mittelwert einer Kontrolle (Standard)  
Sie sollte eingesetzt werden, wenn die partielle Resistenz der Sorten mit der eines oder mehrerer Standards verglichen werden soll.  
Die t-Test hält das vergleichsbezogene Risikos erster Art ein.
- die Maximum-Modulus-Prozedur  
zum Vergleich der Mittelwerte der Prüfglieder mit dem Gesamtmittelwert  
Da als Bezug der Versuchsmittelwert genommen wird, sollte diese Prozedur nur Anwendung finden, wenn noch kein Standard bestimmt werden konnte oder kein direkter Vergleich mit einem Standard gewünscht wird  
Die Maximum-Modulus -Prozedur hält das versuchsbezogene Risikos erster Art ein.

## 6 Boniturnote

Unabhängig von jedweder statistischen Analyse wird je Prüfglied aus dem mittleren Befall des Prüfgliedes eine Boniturnote berechnet. Das ist deshalb notwendig, weil die Bewertung der Resistenz traditionell auf der Grundlage einer neunstufigen Boniturskala erfolgte und teilweise noch erfolgt und eine Vergleichbarkeit ermöglicht werden soll.

In Abhängigkeit vom Schadorganismus kann die zugrunde gelegte Boniturskala von logarithmischer oder linearer Einteilung sein. Diese Entscheidung muss der Versuchsansteller entsprechend seiner Aufgabenstellung spätestens zum Zeitpunkt der Auswertung der Einzelversuche treffen. Die beiden in Frage kommenden Skalen sind nachstehend aufgeführt.

### logarithmische Boniturskala

Bonitur- note	mittlerer Befall
1	0 ... 0,75 *
2	>0,75 ... 2
3	>2 ... 4
4	>4 ... 7
5	>7 ... 13
6	>13 ... 21
7	>21 ... 36
8	>36 ... 60
9	>60 ... 100

\* kein Befall bis Spuren

### lineare Boniturskala

Bonitur- note	mittlerer Befall
1	0
2	>0 ... 12,5
3	>12,5 ... 25,0
4	>25,0 ... 37,5
5	>37,5 ... 50,0
6	>50,0 ... 62,5
7	>62,5 ... 75,0
8	>75,0 ... 87,5
9	>87,5 ... 100

Die Berechnung einer Boniturnote mit logarithmischer Skala mit  $k = 9$  Boniturstufen basiert auf einer geometrischen Reihe (BOLLE 1965, MOLL 1981) mit  $q = 1,65$

$$a + aq + aq^2 + \dots + aq^{k-1} = a \sum_{i=1}^k q^{i-1} = 100 \quad .$$

Näherungsweise wird aus dem mittleren Befall des Prüfgliedes ein orientierender Boniturwert berechnet:

$$\text{Boniturnote} = 1 + \log_{1,65} (0,5433 * \text{Befall} + 0,60606) \quad .$$

Für die lineare Boniturskala wird der Zusammenhang

$$\text{Boniturnote} = 1 + \text{Befall}/12,5$$

herangezogen.

Eine so berechnete Boniturnote wird ganzzahlig angegeben.

## 7 Literatur

- BOLLE, F.: Über die Auswertung von pflanzenschutzlichen Versuchen. Teil IV: Die Wertzahlen. *Angewandte Botanik*, **39** (1965) 3, S. 111-132.
- MIELKE, H.: Untersuchungen zur Anfälligkeit verschiedener Weizenarten, -sorten und -stämme gegenüber dem Erreger der Braunfleckigkeit *Septoria nodorum* (Berk.) Berk. *Mitteilungen aus der Biologischen Bundesanstalt für Land- und Forstwirtschaft*, (1989) 249, 45 S.
- MIELKE, H.: Untersuchungen zur Anfälligkeit inländischer Weizen- und Triticalearten gegenüber *Septoria tritici* Rob. ex Desm. *Nachrichtenblatt des Deutschen Pflanzenschutzdienstes*, **47** (1995 a) 4, S. 96-99.
- MIELKE, H.: Untersuchungen zur Anfälligkeit verschiedener Weizensorten gegenüber der Partiiellen Taubährigkeit (*Fusarium culmorum* [W.G.Sm.] Sacc.). *Nachrichtenblatt des Deutschen Pflanzenschutzdienstes*, **47** (1995 b) 10, S. 254-262.
- MIELKE, H. und A. REICHEL: Studien zur Biologie des Erregers *Drechslera tritici-repentis* zur Anfälligkeit des Weizens und verschiedener Artverwandten sowie zur Bekämpfung der DTR-Weizenblattdürre. *Mitteilungen aus der Biologischen Bundesanstalt für Land- und Forstwirtschaft*, (1999) 366, 76 S.
- MOLL, E.: Weitere Bemerkungen zu Skalen mit nichtäquidistanter Einteilung und zur Auswertung von Wertzahlen. *Archiv für Phytopathologie und Pflanzenschutz*, **17** (1981) 3, S. 217-224.
- WALTHER, U.: Wie sicher ist die "Feldresistenz" - Erläutert an mehrjähriger Prüfung von Sommergersten gegen *Puccinia hordei* Otth. *Tagungsberichte Nr. 271, Teil II „Schaderreger in der Getreideproduktion“*. Akademie der Landwirtschaftswissenschaften der DDR, Berlin, 1988, 271/II, S. 243-246.
- WILCOXSON, R. D., A. H. ATIF, B. SKOVMAND: Slow rusting of wheat varieties in the field correlated with stem rust severity on detached leaves in the greenhouse. *Plant Disease Reporter, Beltsville USA*, **58** (1974) 12, pp. 1085-1087.

## **8 Anhang: Inokulationsmethode und Boniturhilfe für die Schätzung des prozentualen Befalls mit**

Zwergrost / Braunrost	16
Gelbrost	17
Mehltau	18
Netzfleckenkrankheit	19
<i>Rhynchosporium</i> -Blattfleckenkrankheit	20
Blattbräune und Spelzenbräune	21
Blattdürre	23
Partielle Weißährigkeit	24
DTR-Blattfleckenkrankheit	25

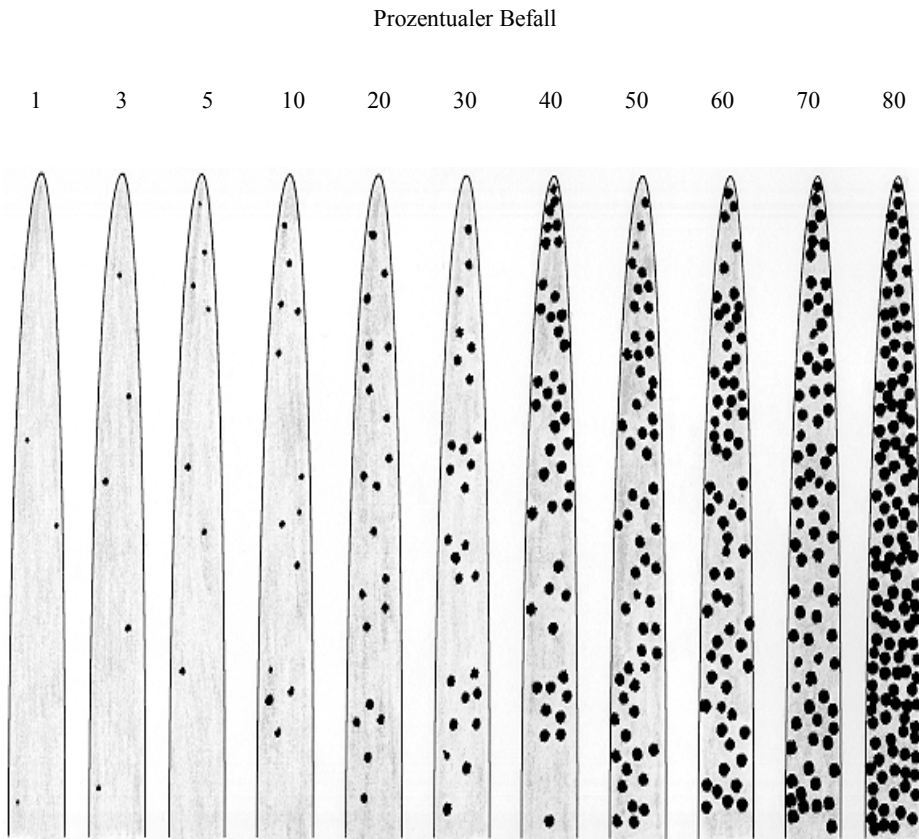
## Zwergrost / Braunrost

Erreger: *Puccinia hordei* Otth / *Puccinia recondita* Rob. ex Desm.

### Inokulation

Die künstliche Inokulation erfolgt in der Bestockungsphase (BBCH 21-23). Günstig ist die Verwendung eines Microsprayer mit einer Öl-Sporensuspension (ca. 120 mg Sporen je 100 m Infektionsstreifen, Leichtöl 'Isopar M' oder 'Fluorinert FC-43'). Die Inokulation kann aber auch mit einem Sporen-Talkum-Gemisch (1:3) erfolgen. Die Pflanzen sind bei dieser Methode vor dem Einpudern mit dem Gemisch mit einem Netzmittel (0,05 % Tween 20) einzusprühen und danach zur Erhaltung der Luftfeuchtigkeit für 24 Stunden mit einer Plastikfolie abzudecken.

### Boniturhilfe für die Schätzung des prozentualen Anteils befallener Blattfläche





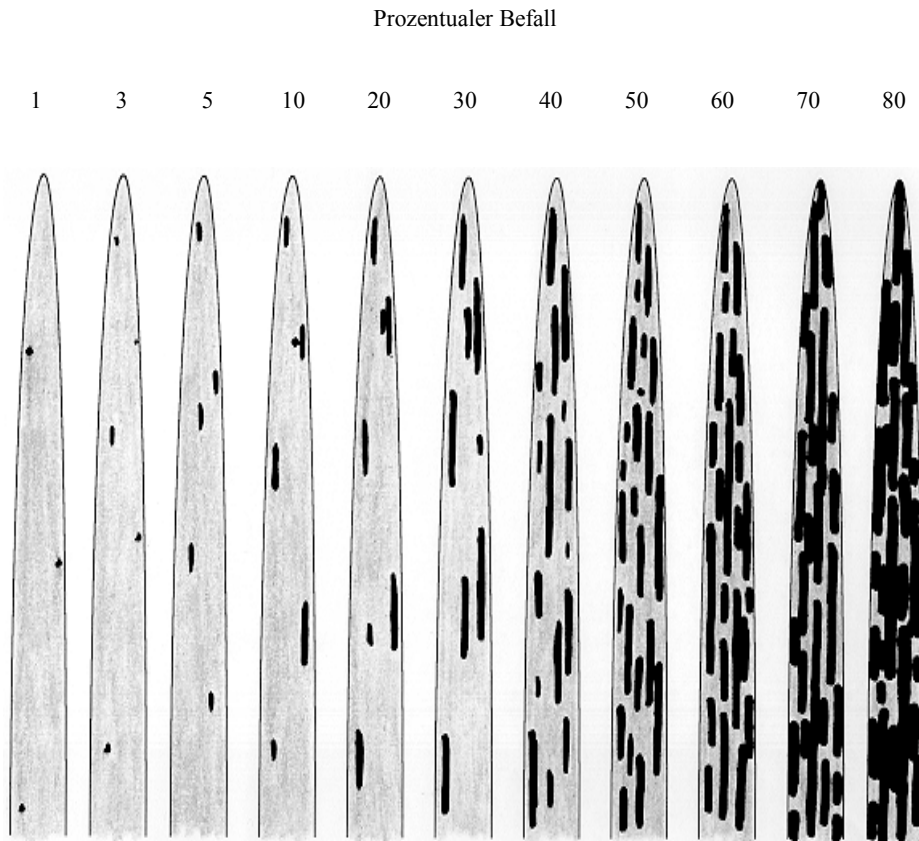
## Gelbrost

**Erreger:** *Puccinia striiformis* Westend

### Inokulation

Die künstliche Inokulation erfolgt in der Bestockungsphase (BBCH 21-23). Günstig ist die Verwendung eines Microsprayer mit einer Öl-Sporensuspension (ca. 120 mg Sporen je 100 ml Infektionsstreifen, Leichtöl 'Isopar M' oder 'Fluorinert FC-43'). Die Inokulation kann aber auch mit einem Sporen-Talkum-Gemisch (1:3) erfolgen. Die Pflanzen sind bei dieser Methode vor dem Einpudern mit dem Gemisch mit einem Netzmittel (0,05 % Tween 20) einzusprühen und danach zur Erhaltung der Luftfeuchtigkeit für 24 Stunden mit einer Plastikfolie abzudecken.

### Boniturhilfe für die Schätzung des prozentualen Anteils befallener Blattfläche



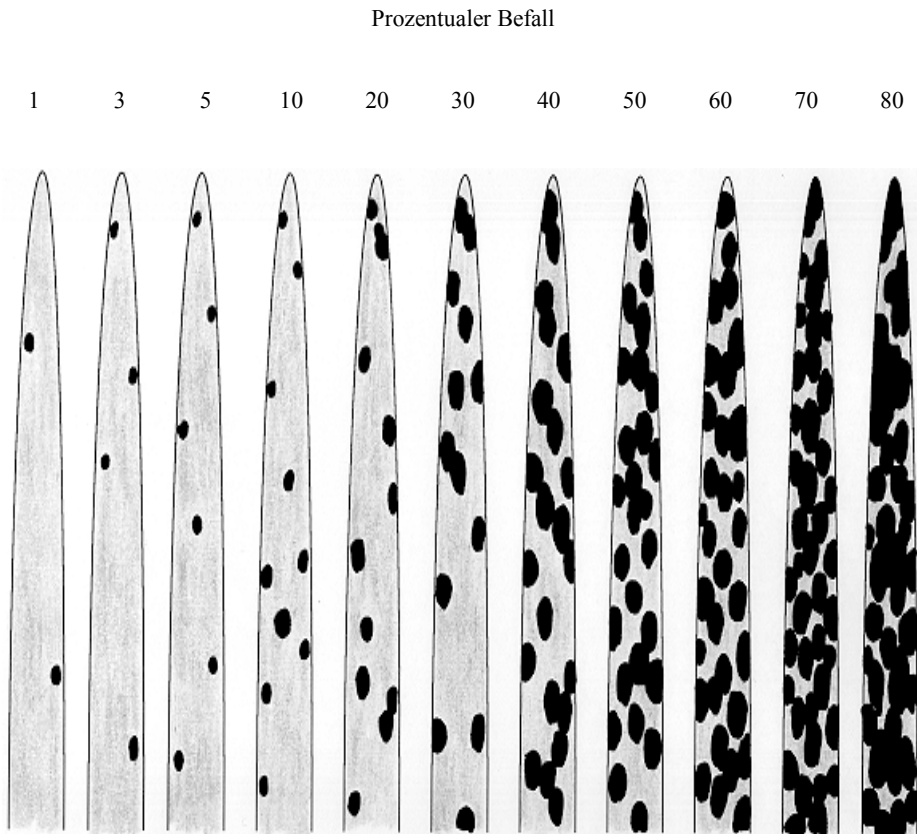
## Mehltau

Erreger: *Erysiphe graminis* DC

### Inokulation

Bei Wintergetreide wird Anfang bis Mitte April und bei Sommergetreide Ende April bis Anfang Mai (BBCH 21-23) mit Mehltau infiziertes Pflanzenmaterial in einem Abstand von 50 cm in die Infektionsstreifen gepflanzt.

### Boniturhilfe für die Schätzung des prozentualen Anteils befallener Blattfläche



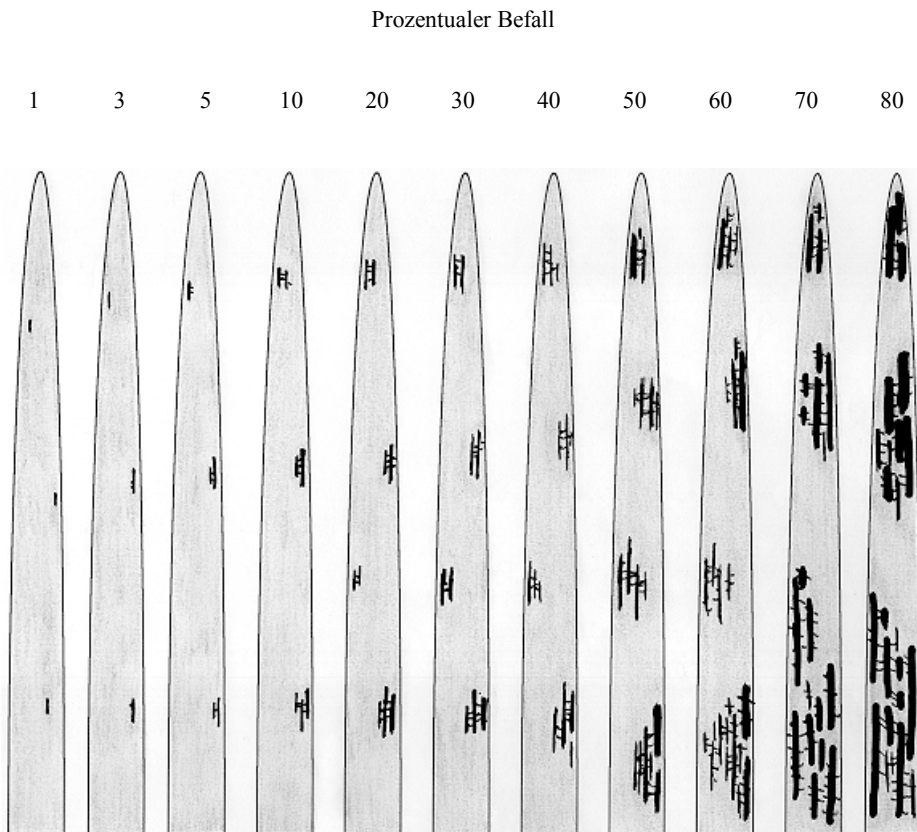
## Netzfleckenkrankheit

Erreger: *Drechslera teres* (Sacc.) Shoemaker

### Inokulation

Im BBCH-Stadium 37-39 erfolgt die Inokulation der Prüfglieder durch eine Konidiensuspension mittels einer Rückenspritze. Die Inokulumkonzentration beträgt 4.000-6.000 Konidien je ml. Der Suspension wird ein Netzmittel zugesetzt (0,05 % Tween 20) und die Pflanzen werden tropfnass eingesprüht. Danach werden die inokulierten Pflanzen über Nacht (10-12 Stunden) mit einer Plastikfolie bedeckt, die optimale Infektionsbedingungen (100 % Luftfeuchte) für den Erreger schafft.

### Boniturhilfe für die Schätzung des prozentualen Anteils befallener Blattfläche



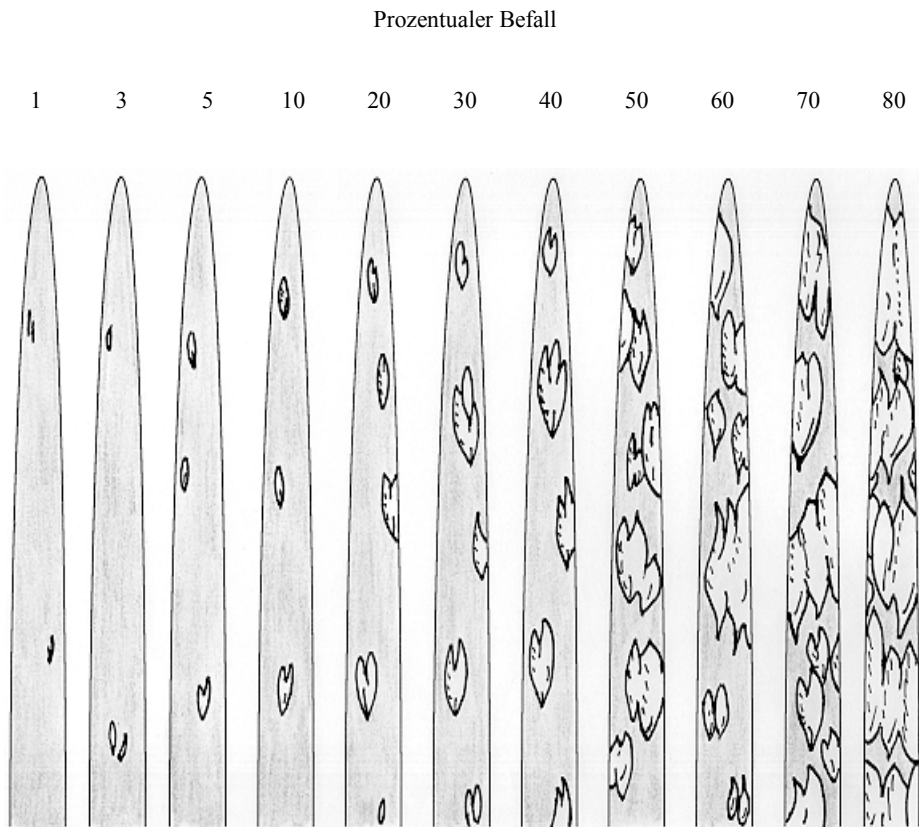
## **Rhynchosporium-Blattfleckenkrankheit**

**Erreger:** *Rhynchosporium secalis* (Oudem.) Davis

### **Inokulation**

Im BBCH-Stadium 37-39 erfolgt die Inokulation der Prüfglieder durch eine Konidiensuspension mittels einer Rückenspritze. Die Inokulumkonzentration beträgt 60.000-70.000 Konidien je ml. Der Suspension wird ein Netzmittel zugesetzt (0,05 % Tween 20) und die Pflanzen werden tropfnass eingesprüht. Danach werden die inokulierten Pflanzen über Nacht (10-12 Stunden) mit einer Plastikfolie bedeckt, die optimale Infektionsbedingungen (100 % Luftfeuchte) für den Erreger schafft.

### **Boniturhilfe für die Schätzung des prozentualen Anteils befallener Blattfläche**



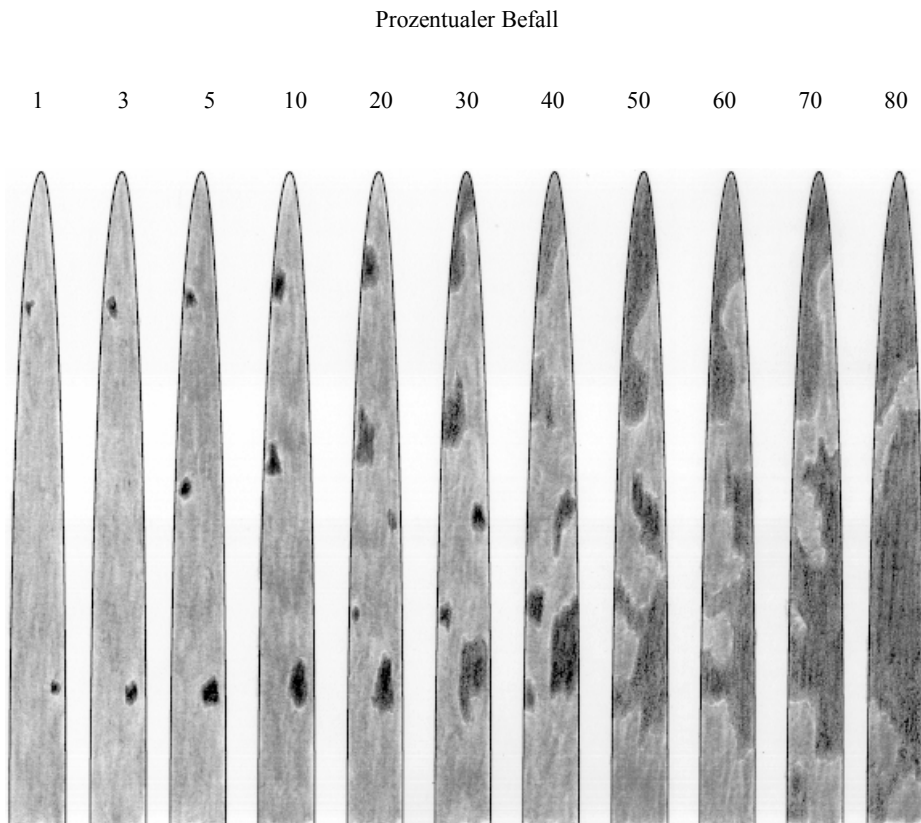
## Blattbräune und Spelzenbräune

Erreger: *Septoria nodorum* (Berk.) Berk.

### Inokulation

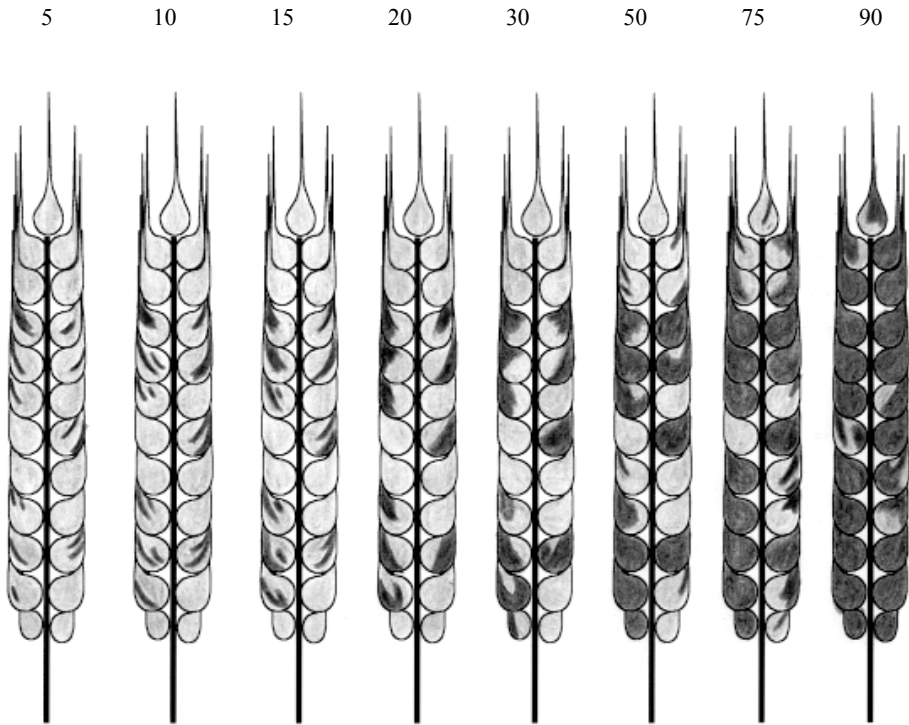
Die künstliche Inokulation erfolgt nach dem Ährenschieben des Weizens (BBCH 59) mit Hilfe einer Rückenspritze. Dazu ist eine Sporensuspension mit einer Konzentration von über 1 Mill. Pykno­sporen je ml Wasser zu verwenden. Für eine Versuchsfläche von 100 m<sup>2</sup> ist eine Sporensuspensionsmenge von ca. 12 l ausreichend (MILKE 1989). Die Inokulation sollte möglichst in den Abendstunden oder bei feuchter Witterung erfolgen.

### Boniturhilfe für die Schätzung des prozentualen Anteils mit Blattbräune befallener Blattfläche



### Boniturhilfe für die Schätzung des prozentualen Anteils mit Spelzenbräune befallener Ähre

Prozentualer Befall



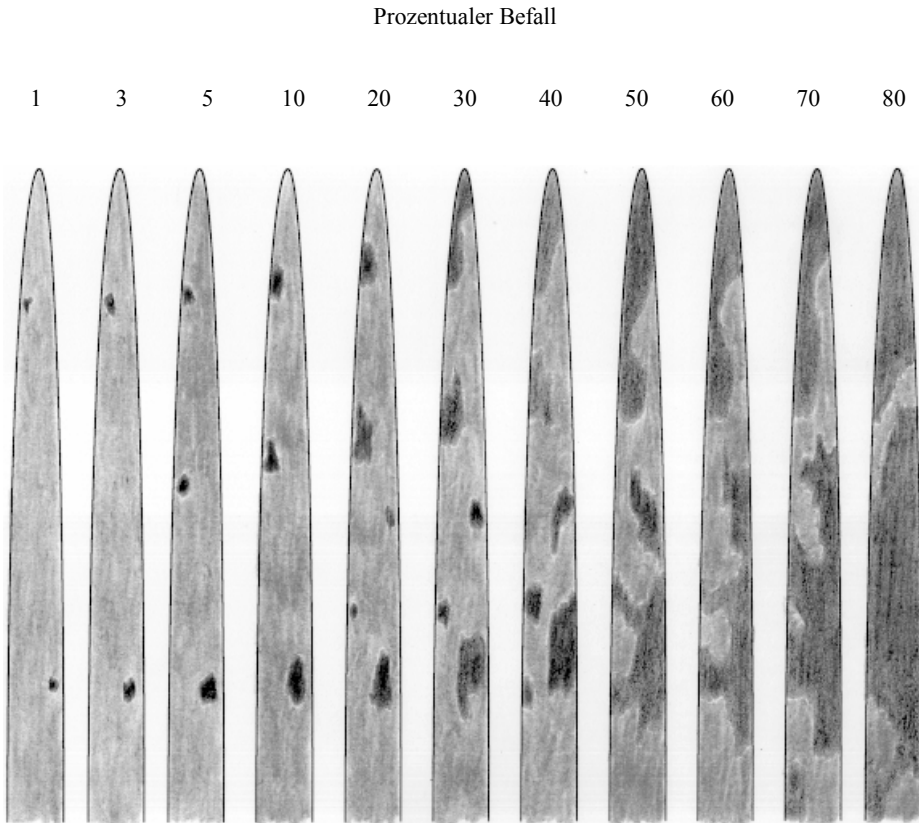
## Blattdürre

**Erreger:** *Mycoshaerella graminicola* (Funkel) Schröter

### Inokulation

Die Inokulation erfolgt nach dem Erscheinen der Fahnenblätter (BBCH 41) mit einer Sporensuspension. Dazu wird getrocknetes Inokulummaterial 2 bis 3 Stunden in Wasser eingeweicht. Die gewonnene Sporensuspension sollte eine Dichte von mindestens 500.000 Pyknosporen je ml Wasser aufweisen und kann mit einer Rückenspritze ausgebracht werden. Für eine Versuchsfläche von 100 m<sup>2</sup> ist eine Sporensuspensionsmenge von ca. 12 l ausreichend (MILKE 1995 a). Die Inokulation sollte möglichst in den Abendstunden oder bei feuchter Witterung erfolgen.

### Boniturhilfe für die Schätzung des prozentualen Anteils befallener Blattfläche



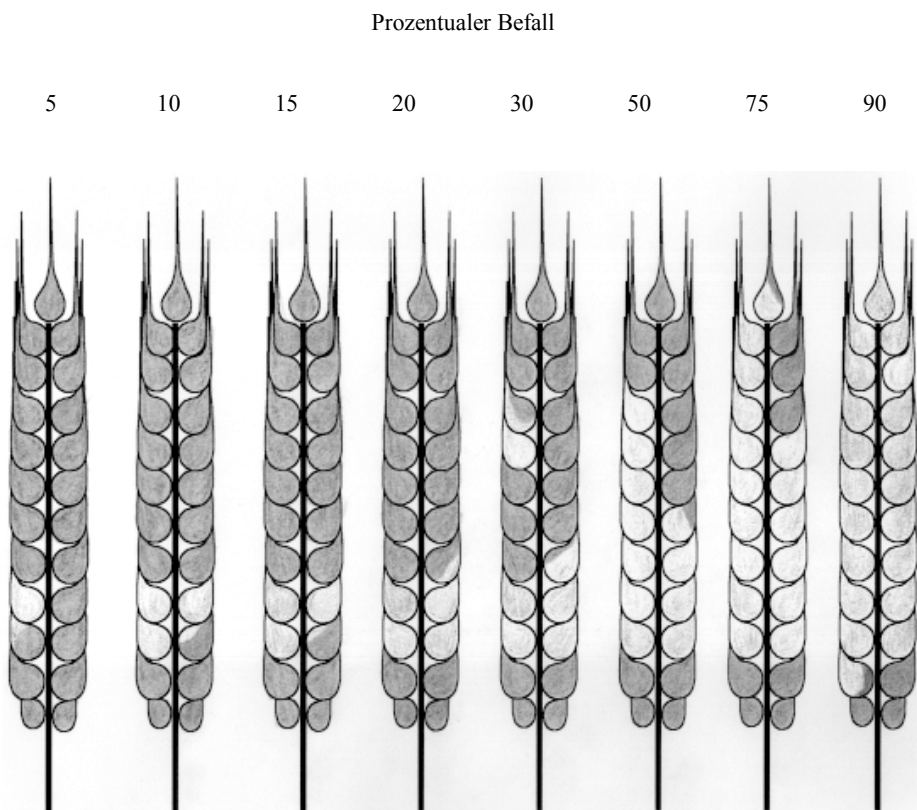
## Partielle Weißährigkeit

Erreger: *Fusarium culmorum* (W. G. Sm.) Sacc.

### Inokulation

Die künstliche Inokulation erfolgt nach dem Ährenschieben (BBCH 59) mit einer Rückenspritze. Zur Herstellung der Sporensuspension wird getrocknetes Inokulum für 2 bis 3 Stunden in Wasser eingeweicht und anschließend auf eine Sporendichte von 1 Mill. Konidien je ml Wasser eingestellt. Für eine Versuchsfläche von 100 m<sup>2</sup> ist eine Suspensionsmenge von ca. 6 l ausreichend (MILKE 1995 b). Die Inokulation sollte möglichst in den Abendstunden oder bei feuchter Witterung erfolgen.

### Boniturhilfe für die Schätzung des prozentualen Anteils befallener Ähre





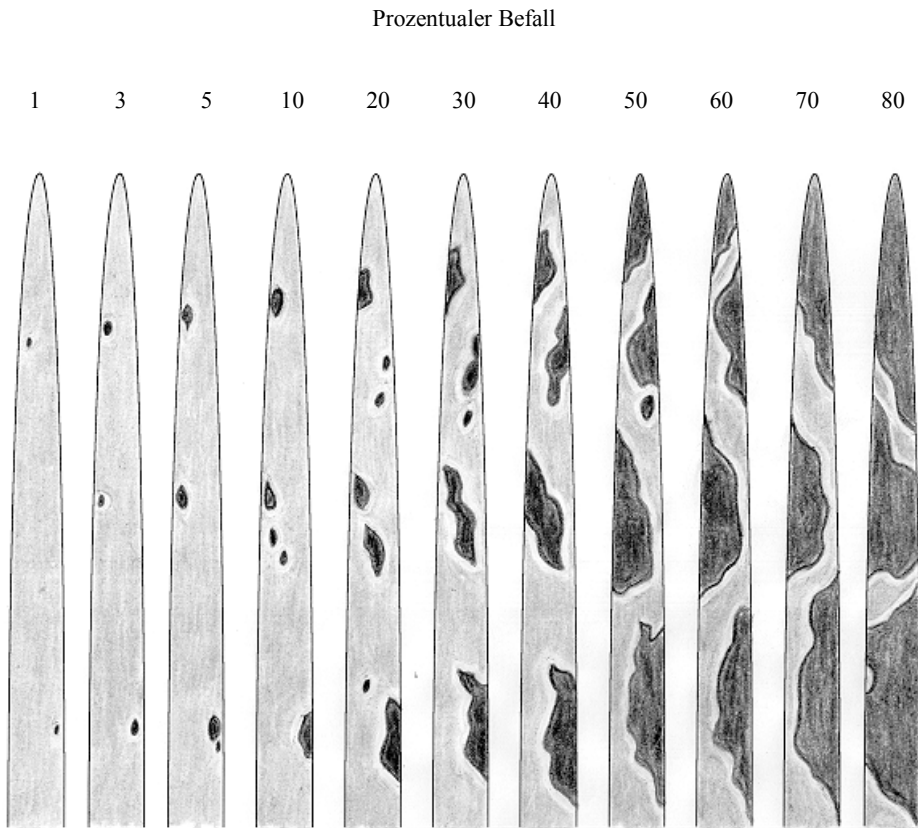
## DTR-Blattfleckenkrankheit

**Erreger:** *Drechslera tritici-repentis* (Died.) Shoemaker

### Inokulation

Für die Inokulation von Winterweizen können DTR-verpilzte Haferkörner verwendet werden, die in den Wintermonaten auf die zu testenden Weizenflächen auszubringen sind. Für eine Versuchsfläche von 1 m<sup>2</sup> sind 50 g verpilzte Haferkörner ausreichend (MIELKE 1999). Sommerweizen wird im Stadium BBCH 37-39 mit einer Myzel-Konidiensuspension inokuliert. Die Suspension ist zuvor im Labor nach einer von MIELKE (1999) beschriebenen Methode herzustellen und wird mit einer Rückenspritze ausgebracht. Für eine Versuchsfläche von 100 m<sup>2</sup> ist eine Suspensionsmenge von ca. 6 l ausreichend.

### Boniturhilfe für die Schätzung des prozentualen Anteils befallener Blattfläche



# **Grundlagen der statistischen Auswertung einer Versuchsserie zur Bewertung der partiellen Resistenz von Getreidesortimenten**

Eckard Moll, Hans-Peter Piepho und Falk Krüger

## **Inhalt**

1	Varianzanalytische Modelle einer Versuchsserie	27
2	Varianzanalytische Auswertung einer Versuchsserie über die Merkmalswerte der Einzelversuche	28
3	Arithmetische und adjustierte Mittelwerte	30
4	Literatur	34

# 1 Varianzanalytische Modelle einer Versuchsserie

Landwirtschaftliche Einzelversuche haben eine eingeschränkte Aussagekraft. Deshalb werden in der Regel Feldversuche als Versuchsserie angelegt. Eine Versuchsserie ist die Zusammenfassung mehrerer zusammengehöriger Einzelversuche. Vor allem bei pflanzenbaulichen Versuchen geht es darum, die mittlere Wirkung der Prüfglieder (Sorten) an mehreren Orten und in mehreren Jahren zu untersuchen. Bei der Auswertung einer Versuchsserie geht es um den statistischen Vergleich der mittleren Effekte der Prüfglieder unter Beachtung der Wechselwirkung Prüfglied x Umwelt, wobei Umwelten die Jahre und/oder Orte sind.

Bei einer einfaktoriellen Blockanlage A-BI, die in mehreren Jahren und an mehreren Orten angelegt wurde, sind die Prüffaktoren Jahre, Orte und Sorten (Prüfglieder) zu betrachten. Die Sorten (Faktor A) sind zielgerichtet ausgewählt und sie sollen miteinander verglichen werden. Das heißt, die Stufen des Faktors A (Sorten) sind fix. Anders sieht es dagegen bei den Faktoren Jahre (J) und Orte (O) aus. Sie können in Abhängigkeit von der Wahl ihrer Stufen, d. h. der einzelnen Jahre und der Versuchsstandorte, fix oder zufällig sein. In Anlehnung an RICHTER u. a. (1999) sind folgende Modelle (Tab. 1) zur Bewertung der partiellen Resistenz von Getreidesortimenten zu betrachten. Die zufälligen Faktoren sind unterstrichen, so dass die Symbolik eindeutig das Modell definiert.

**Tab. 1:** Varianzanalysemodelle für Versuchsserien zur Bewertung der partiellen Resistenz von Getreidesortimenten

Art der Versuchsserie	Modell	Symbol
1 Jahr, mehrere Orte	1 Orte fix	$O/(A-BI)$
	2 Orte zufällig	$\underline{O}/(A-BI)$
1 Ort, mehrere Jahre	3 Jahre fix	$J/(A-BI)$
	4 Jahre zufällig	$\underline{J}/(A-BI)$
mehrere Orte, mehrere Jahre	5 Orte fix, Jahre fix	$(OxJ)/(A-BI)$
	6 Orte fix, Jahre zufällig	$(Ox\underline{J})/(A-BI)$
	7 Orte zufällig, Jahre fix	$(\underline{O}xJ)/(A-BI)$
	8 Orte zufällig, Jahre zufällig	$(\underline{O}x\underline{J})/(A-BI)$

Orientierend an BÄTZ und STEGEMANN (1981) ist der Aussagebereich der Versuchsserie in Abhängigkeit vom Modell in Tab. 2 aufgeführt. Formal unterscheiden sich die oben aufgeführten varianzanalytischen Modelle 1 und 3 sowie 2 und 4 nicht.

**Tab. 2:** Aussagebereiche der Modelle der Versuchsserien

Modell	Aussagebereich
1	Ackerflächen der Versuchsorte und Witterungsbedingungen des Versuchsjahres
2	Anbaugebiet, das durch die Versuchsorte und Witterungsbedingungen des Versuchsjahres repräsentiert wird
3	Witterungsbedingungen der Versuchsjahre und die Ackerflächen des Versuchsortes
4	Ackerflächen und klimatische Bedingungen des Versuchsortes
5	Ackerflächen der Versuchsorte und die Witterungsbedingungen der Versuchsjahre
6	Ackerflächen der Versuchsorte und deren Klima
7	Anbaugebiet, das durch die Versuchsorte und die Witterungsbedingungen der Versuchsjahre repräsentiert wird
8	Anbaugebiet, das durch die Versuchsorte und das Klima des Anbaugebietes repräsentiert wird

## 2 Varianzanalytische Auswertung einer Versuchsserie über die Merkmalswerte der Einzelversuche

Die statistische Auswertung einer Versuchsserie zur Bewertung der partiellen Resistenz wird über die Einzelwerte realisiert. Alle statistischen Auswertungen basieren auf der SAS-Prozedur MIXED. Aus der Analyse eines mehrfaktoriellen Einzelversuches ist bekannt, dass für fix gewählte Faktoren nicht über signifikante Wechselwirkungen hinweg Mittelwerte gebildet und interpretiert werden können (DÖRFEL und BÄTZ 1980). Angenommen, dass in einem zweifaktoriellen Versuch mit den Faktoren A und B die Wechselwirkung  $A \times B$  signifikant ist, kann die Wirkung des Faktors A nur durch den Vergleich der AB-Mittelwerte auf gleicher Stufe des Faktors B und andererseits die Wirkung des Faktors B nur durch den Vergleich der AB-Mittelwerte auf gleicher Stufe des Faktors A eingeschätzt werden. In der Regel ist es unschwer, dafür auch eine sachlogische Erklärung zu finden. Ein analoges Vorgehen bei signifikanten Wechselwirkungen gilt auch für das Varianzanalysemodell einer Versuchsserie.

Das Ziel von Versuchen zur partiellen Resistenz von Getreidesortimenten ist der Vergleich der Sorten hinsichtlich ihres mittleren Befalls für alle genannten acht Modelle, nicht aber der Vergleich der Versuchsorte und -jahre. Betrachtet werden die Umweltfaktoren Orte O und Jahre J. Dann ergibt sich für die Bewertung der Sorten (Faktor A) unter Berücksichtigung signifikanter Wechselwirkungen die in der Tab. 3 zusammengestellte Teststrategie.

Die Prozedur MIXED schätzt zunächst alle Varianzkomponenten mit Hilfe der Restricted Maximum Likelihood (REML) Methode und konstruiert dann zum Test von Hypothesen bezüglich fester Effekte die Wald-Statistiken. Dabei werden die geschätzten Varianzkomponenten formal wie bekannte Parameter behandelt. Letzteres ist eine Approximation und die resultierenden Wald-Tests sind bei unbalancierten Daten nur approximativ gültig. Die Wald-Statistiken werden gegen eine F-Verteilung mit approximativen Zähler-Freiheitsgraden geprüft. Die beste der derzeit in der Prozedur MIXED verfügbaren Optionen zur Bestimmung der Zählerfreiheitsgrade ist die erweiterte Satterthwaite-Methode nach GIESBRECHT und BURNS (1985) sowie FAI und CORNELIUS (1996), die mit der Option DDFM = SATTERTH in der MODEL-Anweisung angewählt werden kann. Bei balancierten Daten entsprechen die Wald-Tests den üblichen varianzanalytischen F-Tests (PIEPHO und SPILKE 1999) und sind exakt.

**Tab. 3:** Teststrategie zur Bewertung der Sorteneffekte (Faktor A) unter Berücksichtigung signifikanter Wechselwirkungen (der fixen Effekte)

Wechselwirkung $A \times O \times J$ nicht signifikant	(bzw. Orte O oder Jahre J zufällig)
Wechselwirkung $A \times O$ signifikant (Jahre J können zufällig sein, Orte O fix)	⇒ Bewertung der Sorten A auf der Grundlage der Mittelwerte $\overline{AO}$ auf der Stufe des gleichen Ortes
Wechselwirkung $A \times J$ signifikant (Orte O können zufällig sein, Jahre J fix)	⇒ Bewertung der Sorten A auf der Grundlage der Mittelwerte $\overline{AJ}$ auf der Stufe des gleichen Jahres
Wechselwirkung $A \times O \times J$ signifikant (Orte O und Jahre J fix)	⇒ Bewertung der Sorten A auf der Grundlage der Mittelwerte $\overline{AOJ}$ auf der Stufe jeder Kombination $O \times J$

Eine Versuchsserie muss vollständig geplant werden. Das bedeutet, dass in allen Versuchsjahren immer dieselben Versuchsorte gewählt und immer dieselben Sorten geprüft werden. Außerdem sollte die Zahl der Wiederholungen für jeden Versuch gleich sein. Jede Abweichung von dieser Voraussetzung bringt

für die Auswertung Probleme mit sich und schränkt die Versuchsaussage ein. Deshalb wird bei der hier vorgeschlagenen Auswertungsstrategie überprüft, ob Orthogonalität in den Versuchsjahren und -orten gegeben ist, d. h. ob Einzelversuche an allen Versuchsorten in allen Versuchsjahren durchgeführt wurden. Beispielsweise wird in der Tab. 4 eine Versuchsserie gezeigt, bei der zweimal für einen Versuchsort in einem Versuchsjahr keine auswertbaren Ergebnisse vorliegen.

**Tab. 4:** Versuchsserie, nichtorthogonal in JAHRE und ORTE

JAHRE \ ORTE	1996	1997	1998
Ort 1	x	x	x
Ort 2	x	x	x
Ort 3	x	x	
Ort 4		x	x

Ist die Versuchsserie in JAHREN und ORTEN orthogonal, dann werden modellseitig alle Wechselwirkungen SORTEN x JAHRE, SORTEN x ORTE, JAHRE x ORTE und SORTEN x JAHRE x ORTE berücksichtigt. Je nachdem ob ORTE bzw. JAHRE fix oder zufällig sind, ist eine unterschiedliche Auswertungsstrategie notwendig. Die Tests werden nach der in Tab. 3 aufgeführten Strategie durchgeführt.

Wenn eine Versuchsserie orthogonal in den ORTEN und JAHREN ist, dann ist die Auswertung generell unproblematisch. Bei Nichtorthogonalität der ORTE und JAHRE ist zu beachten, dass für das Modell mit ausschließlich festen Faktoren bei signifikanten Wechselwirkungen bestimmte Mittelwertvergleiche derzeit mit MIXED als nicht schätzbar betrachtet werden. Das trifft auch auf Vergleiche zu, die prinzipiell schätzbar sind. Der Grund ist, dass bestimmte Mittelwerte nicht schätzbar sind und folglich Vergleiche mit solchen Mittelwerten derzeit von SAS als nicht schätzbar angesehen werden. Dieses Problem soll in einer zukünftigen SAS-Version behoben werden (Russ WOLFINGER, pers. Mitt.). Da bei Nichtorthogonalität der Versuchsserie in ORTEN und JAHREN eine automatisierte Auswertung aus den genannten Gründen derzeit nicht möglich ist, wird durch Zusammenfügen der beiden Faktoren ORTE und JAHRE ein neuer Faktor UMWELT gebildet. Anstelle von ORTE und JAHRE wird dann dieser Faktor in die Auswertung einbezogen. Dieses ist zwar eine wesentliche Einschränkung der Aussagekraft der Auswertung der Versuchsserie, ermöglicht aber überhaupt eine statistische Analyse. Für die in der Tab. 4 dargestellte Versuchsserie ergeben sich 10 UMWELTEN. Ein wesentliches Problem bei dieser Vorgehensweise ist im Falle zufälliger Orte und Jahre, dass Korrelationen zwischen Orten im selben Jahr und zwischen Jahren am selben Ort ignoriert werden, was zu nach unten verzerrten Standardfehlern für Sortenmittelwerte und deren Vergleichen führen kann. Analog zu Tab. 3 werden die Sorteneffekte bei fixer UMWELT unter Berücksichtigung der signifikanten Wechselwirkung SORTEN x UMWELT getestet, d. h. die SORTEN-UMWELT-Mittelwerte werden auf der Stufe jeder UMWELT verglichen.

Für Mittelwertvergleiche muss entschieden werden, welche Fehlerwahrscheinlichkeit eingehalten werden soll. Falls die vergleichsbezogene Irrtumswahrscheinlichkeit eingehalten werden soll, kann in jedem Fall ein multipler t-Test verwendet werden. Zur Einhaltung der versuchsbezogenen Irrtumswahrscheinlichkeit ist dagegen eine differenzierte Betrachtung notwendig. Für die Wahl eines geeigneten Verfahrens für Mittelwertvergleiche in gemischten Modellen (ORTE und/oder JAHRE zufällig) ist ausschlaggebend, ob Balanciertheit der Versuche vorliegt. Sofern mindestens einer der Einzelversuche Fehlstellen ausweist und/oder die Zahl der Wiederholungen zwischen den Versuchen variiert, sollte generell die Bonferroni-Prozedur zur Kontrolle der versuchsbezogenen Irrtumswahrscheinlichkeit herangezogen werden. Dieser Weg wird gewählt, weil im gemischten Varianzanalysemodell für eine nichtbalancierte Versuchsserie die von der SAS-Prozedur MIXED bei Verwendung der Tukey- oder Dunnett-Prozedur zugrunde gelegte

faktoranalytische Approximation der Varianz-Kovarianz-Matrix nicht ohne weiteres angewendet werden sollte (Jason Hsu, pers. Mitteilung), da sie nur für das lineare Modell mit ausschließlich festen Effekten durch Simulationen geprüft wurde (Hsu 1992). Wenn dagegen keine fehlenden Werte vorliegen und die Zahl der Wiederholungen je Versuch konstant ist, hängt die Wahl des Verfahrens von der Frage ab, ob die SORTEN orthogonal sind, d. h. ob in allen Umwelten das volle Sortiment geprüft wurde. Für ein gemischtes Modell und nichtorthogonale SORTEN wird anstelle der nichtdurchführbaren Testprozeduren mit versuchsbezogenem Risiko 1. Art (z. B. Tukey- oder Dunnett-Prozedur) ebenfalls die Bonferroni-Prozedur gerechnet. Nach der Bonferroni-Prozedur werden dann in eine weitere Varianzanalyse nur die SORTEN einbezogen, die in allen Einzelversuchen vorkommen, und je nach Wahl die Tukey- und/oder die Dunnett-Prozedur gerechnet. Zu beachten ist, dass Anzahl und Zusammensetzung des Spektrums der auszuwertenden Untermenge an SORTEN unterschiedliche Mittelwerte und Grenzdifferenzen zur Folge haben. Gerade weil das ein nicht unbedingt befriedigender Kompromiss ist, muss bei der Versuchsplanung immer von einer Orthogonalität der Sorten ausgegangen werden.

Eine schematische Übersicht des vorgeschlagenen Vorgehens wird in der Abb. 1 vorgestellt.

Im SAS-Programm wird die `nobound`-Option im balancierten Fall eingesetzt, um die Reduzierung des Modells um Varianzkomponenten, die Null oder negativ sind, zu verhindern. Bei unbalancierten Daten wird sie wegen der Möglichkeit einer nicht-positiv definiten Varianz-Kovarianz-Matrix (PIEPHO und SPILKE 1999) nicht genutzt. Die Wichtung der Freiheitsgrade erfolgt nach Satterthwaite (`ddfm=satterth`). Alle Ergebnisse werden in SAS-Dateien gespeichert: die fixen Effekte der Varianztabelle in die Datei `test`, die geschätzten Mittelwerte in `lsmean` und die Mittelwertdifferenzen und Ergebnisse der Mittelwertvergleiche in `diff`. Weil SAS zur Berechnung der versuchsbezogenen Überschreitungswahrscheinlichkeiten beim Vergleich von  $\overline{AB}$ -Mittelwerten immer die Anzahl der zu vergleichenden Mittelwerte  $a*b$  verwendet, erfolgt für die Vergleiche der  $\overline{AB}$ -Mittelwerte auf gleicher Stufe B mit a zu vergleichenden Mittelwerten und für die Vergleiche der  $\overline{AB}$ -Mittelwerte auf gleicher Stufe A mit b zu vergleichenden Mittelwerten eine Korrektur. Das ist ein praktikabler Kompromiss, bei dem das versuchsbezogene Risiko 1. Art allerdings nur auf jeder Stufe eingehalten wird. Bei der Auswertung der Versuchsserie betrifft das die Mittelwertvergleiche  $\overline{AO}$  auf gleicher Stufe O,  $\overline{AJ}$  auf gleicher Stufe J und  $\overline{AOJ}$  auf gleicher Stufe O×J. Alle diese Schritte sind in der SAS-Applikation RESI umgesetzt.

### 3 Arithmetische und adjustierte Mittelwerte

Bei Versuchen zur Bewertung der partiellen Resistenz von Getreidesortimenten kann von einer geplanten Versuchsserie ausgegangen werden. In allen Einzelversuchen werden die gleichen Sorten untersucht und die Anzahl der Blocks ist gleich groß. Fehlende Werte verändern die Schätzungen der Erwartungswerte, d. h. der Parameter der Grundgesamtheit. Um die Erwartungswerte auch bei unbalancierten Daten zu schätzen, wird anstelle der arithmetischen eine adjustierte Mittelwertschätzung eingesetzt. Für den Fall der Serie, deren Versuche in verschiedenen Jahren an denselben Orten mit denselben Sorten durchgeführt wurden, sind die arithmetischen und die adjustierten Mittelwerte (least squares means = `lsmeans`) gleich, sofern die Zahl der Wiederholungen je Versuch konstant ist und keine Fehlstellen vorliegen. Die adjustierten Mittelwertschätzungen sind im Falle ungleicher Wiederholungen vergleichbare Schätzungen und darum den arithmetischen Mittelwerten vorzuziehen. Das bedeutet aber auch, dass bereits eine fehlende Wiederholung einen numerischen Unterschied zwischen den Mittelwertschätzungen und Konfidenzintervallen arithmetischer und adjustierter Mittelwerte zur Folge hat.

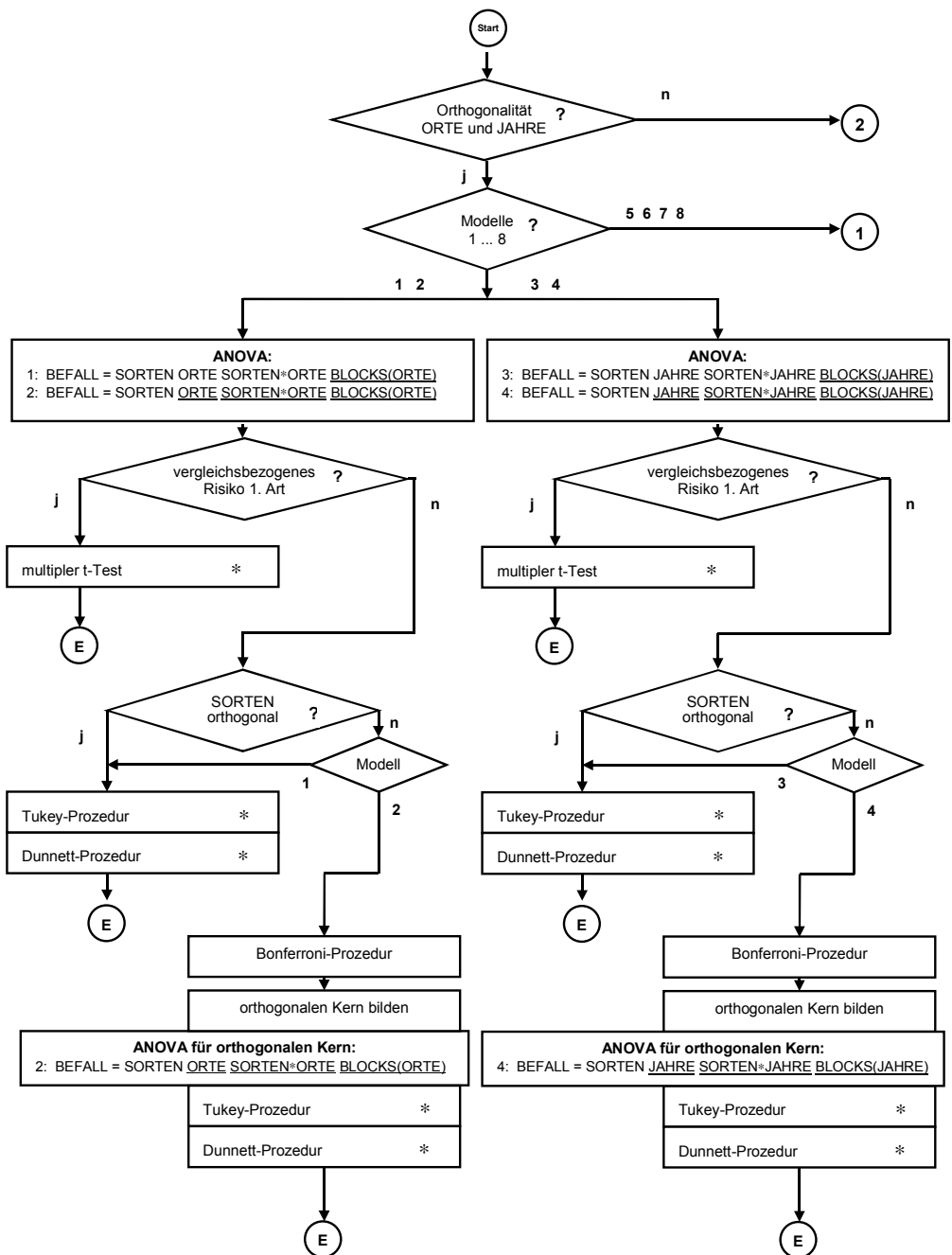
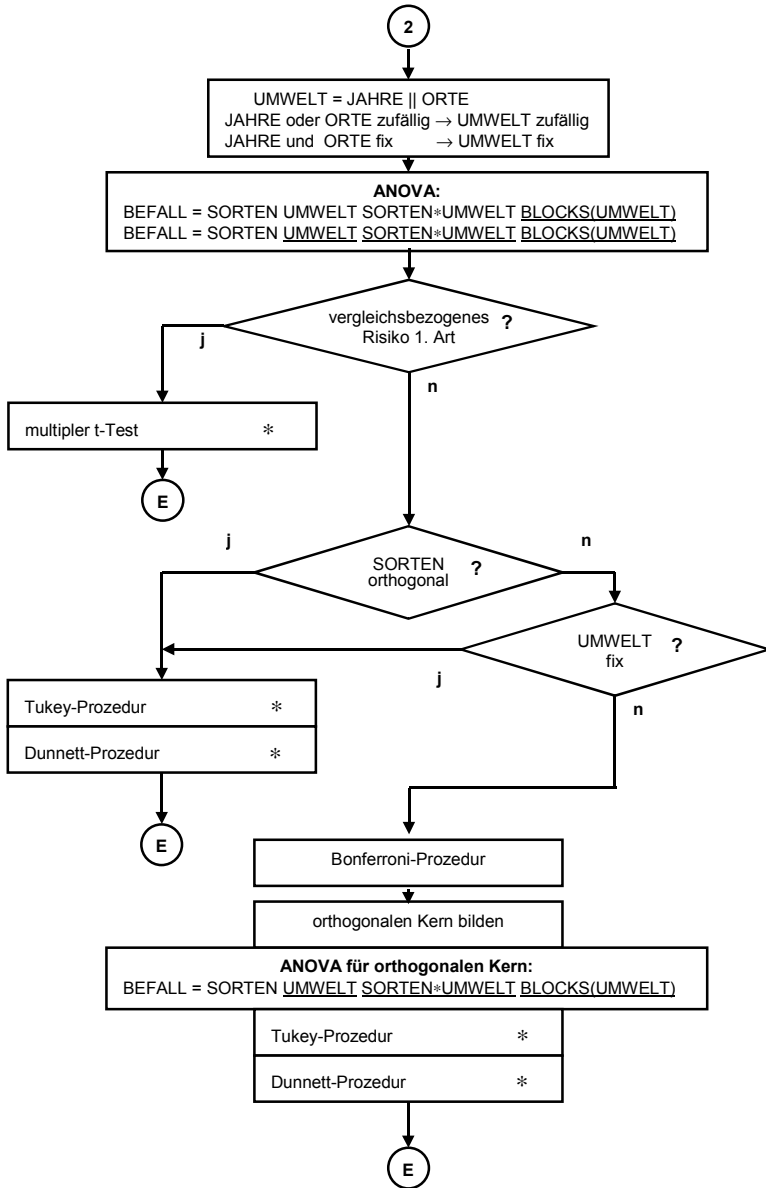


Abb. 1: Schematische Darstellung der in RESI realisierten Serienanalyse für balancierte Versuche



Abb. 1: Schematische Darstellung der in RESI realisierten Serienanalyse für balancierte Versuche (Fortsetzung)





\* optionaler multipler Mittelwertvergleich  
zufälligen Effekte sind unterstrichen

Abb. 1: Schematische Darstellung der in RESI realisierten Serienanalyse für balancierte Versuche (Fortsetzung)

## 4 Literatur

- BÄTZ, G. und K. STEGEMANN: Einige Probleme der Interpretation der Ergebnisse von Serien von Feldversuchen. *Archiv für Acker- u. Pflanzenbau u. Bodenkunde*, **25** (1981) 4, S. 235-243
- DÖRFEL, H. und G. BÄTZ: Mittelwertvergleiche in mehrfaktoriellen Versuchen bei signifikanten Wechselwirkungen. *Archiv für Acker- u. Pflanzenbau und Bodenkunde*, **24** (1980) 5, S. 323-328
- FAI, A. H. T. and P. L. CORNELIUS: Approximate F-tests of multiple degree of freedom hypotheses in generalized least squares analyses of unbalanced split-plot experiments. *Journal of Statistical Computation and Simulation*, **54** (1996), pp. 363-378
- GIESBRECHT, F.G. and J. C. BURNS: Two-stage analysis based on a mixed model: large sample asymptotic theory and small-sample simulation results. *Biometrics*, **41** (1985), pp. 477-486
- Hsu, J. C.: The factor analytic approach to simultaneous inference in the general linear model. *Journal of Graphical and Computational Statistics*, **1** (1992), pp. 151-168
- PIEPHO, H.-P. und J. SPILKE: Anmerkungen zur Analyse balancierter gemischter Modelle mit der SAS-Prozedur MIXED. *Zeitschrift für Agrarinformatik*, **7** (1999) 2, S. 39-46
- RICHTER, CH., V. GUIARD und F. KRÜGER: Auswertung von Versuchsserien mit zwei Prüffaktoren in Anlagen mit vollständigen Blocks. *Zeitschrift für Agrarinformatik*, **7** (1999) 1, S. 10-22

# RESI

## Bewertung der partiellen Resistenz von Getreidesortimenten

### Eine SAS Anwendung

#### Version 3.1

Eckard Moll

#### Inhalt

1	Grundlagen	36
2	Eröffnungsbildschirm	36
3	Information	37
4	Schadbilder	37
5	Lageplan der Versuchsanlage	41
	5.1 Konstruktion des Lageplanes	41
	5.2 Beispiel	43
6	Bewertung der partiellen Resistenz	44
	6.1 Auswertung eines Einzelversuches	44
	6.1.1 Aufbau der Daten-Datei	44
	6.1.2 Daten-Datei für die Beispielsrechnungen	45
	6.1.3 Resistenzbewertung des Einzelversuches	46
	6.1.3.1 Resistenzbewertung des Einzelversuches – mittlerer Befall	48
	6.1.3.2 Resistenzbewertung des Einzelversuches – statistische Analyse	51
	6.2 Serienanalyse	55
	6.2.1 Aufbau der Daten-Dateien zur Serienanalyse	55
	6.2.2 Zusammenstellung einer Versuchsserie	56
	6.2.3 Analyse einer Versuchsserie	58
	6.2.3.1 Tabelle der Mittelwerte	58
	6.2.3.2 Statistischer Vergleich der Mittelwerte der mittleren Befallswerte je Teilstück	59
	6.2.4 Beispiel	59
7	Abarbeitungszeiten	66

## 1 Grundlagen

Das SAS-Programm RESI – „Bewertung der partiellen Resistenz von Getreidesortimenten“ basiert auf vorstehender methodischer Anleitung. Aufgrund seiner Oberflächengestaltung benötigt der Nutzer eine Bildschirmauflösung von 1024 x 768 Pixel und eine SAS-Lizenz mit SAS/BASE®, SAS/STAT® und SAS/IML®, aber keinerlei SAS-Kenntnisse. Die Ergebnisse werden in Dateien gespeichert.

Für die Anwendung von RESI ist des weiteren eine Vereinbarung zwischen der Biologischen Bundesanstalt für Land- und Forstwirtschaft und der Institution des Nutzers erforderlich, auf deren Grundlage lizenzrechtliche Aspekte und die kostenlose Nutzung von RESI zum Testen geregelt werden. Eine kommerzielle Verwendung von RESI ist ausgeschlossen.

## 2 Eröffnungsbildschirm

Das Programmsystem RESI umfasst sowohl die deutsche als auch die englische Version. Nach dem Programmstart erscheint zuerst der deutschsprachige Eröffnungsbildschirm (Abb. 1).

Ein Wechsel in die englische Version wird durch Betätigung der englischen Flagge erreicht.

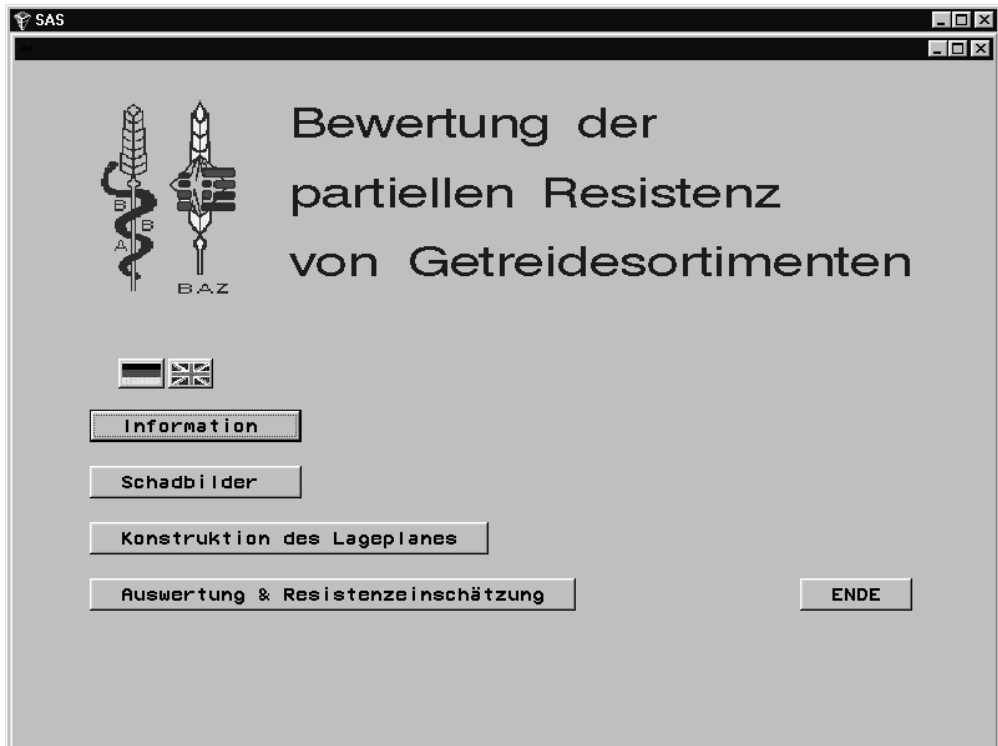


Abb. 1: Deutschsprachiger Eröffnungsbildschirm

Die Funktionen der Button des Eröffnungsbildschirmes sind:

**INFORMATION**

liefert Informationen zu RESI.

**SCHADBILDER**

stellt den von pilzlichen Schadorganismen hervorgerufenen Befall in verschiedener Stärke dar.

**KONSTRUKTION DES LAGEPLANES**

erstellt einen randomisierten Lageplan.

**AUSWERTUNG & RESISTENZEINSCHÄTZUNG**

wertet den Einzelversuch oder die Versuchsserie statistisch aus.

### 3 Information

Der Button



liefert die Versionsnummer und das -datum, die Liste der Autoren einschließlich der Mitwirkenden an den methodischen Richtlinien.

### 4 Schadbilder

Der Button



öffnet das Fenster

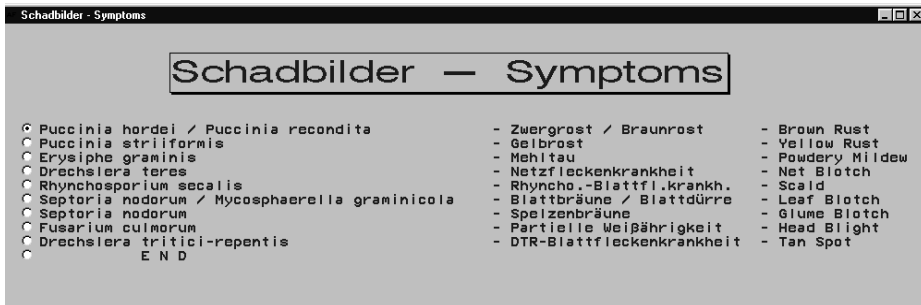


Abb. 2: Fenster zur Auswahl der Schadbilder

Neun Bilder verschiedener Getreidekrankheiten (Abb. 3) können nacheinander angesehen und als Boniturhilfe verwendet werden. Auf der linken Seite wird jeweils der prozentuale Anteil befallener Blattfläche oder Ähre in mehreren Stufen schematisch dargestellt. Auf der rechten Seite sind die natürlichen Befallssymptome zu sehen.

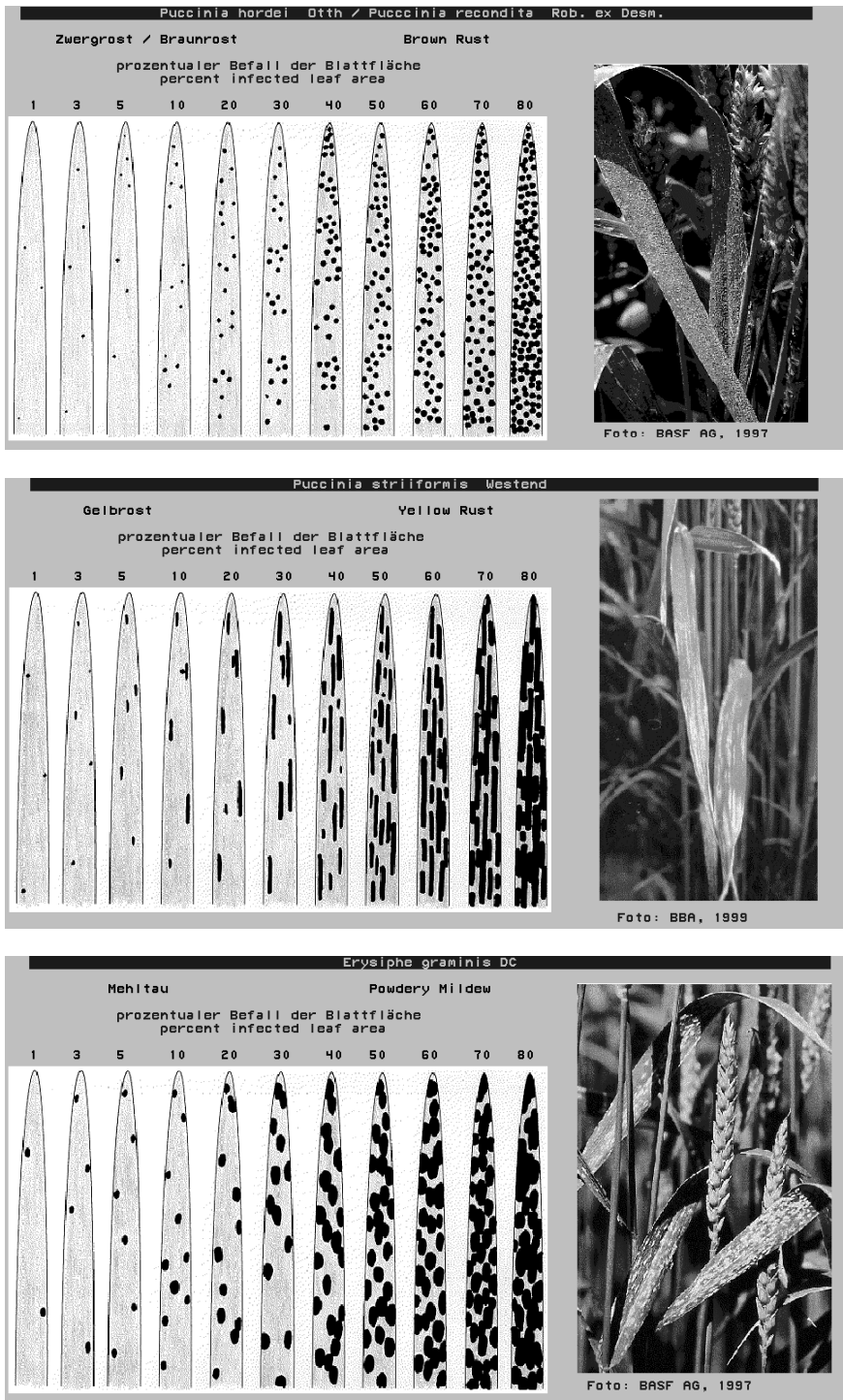


Abb. 3: Schadbilder

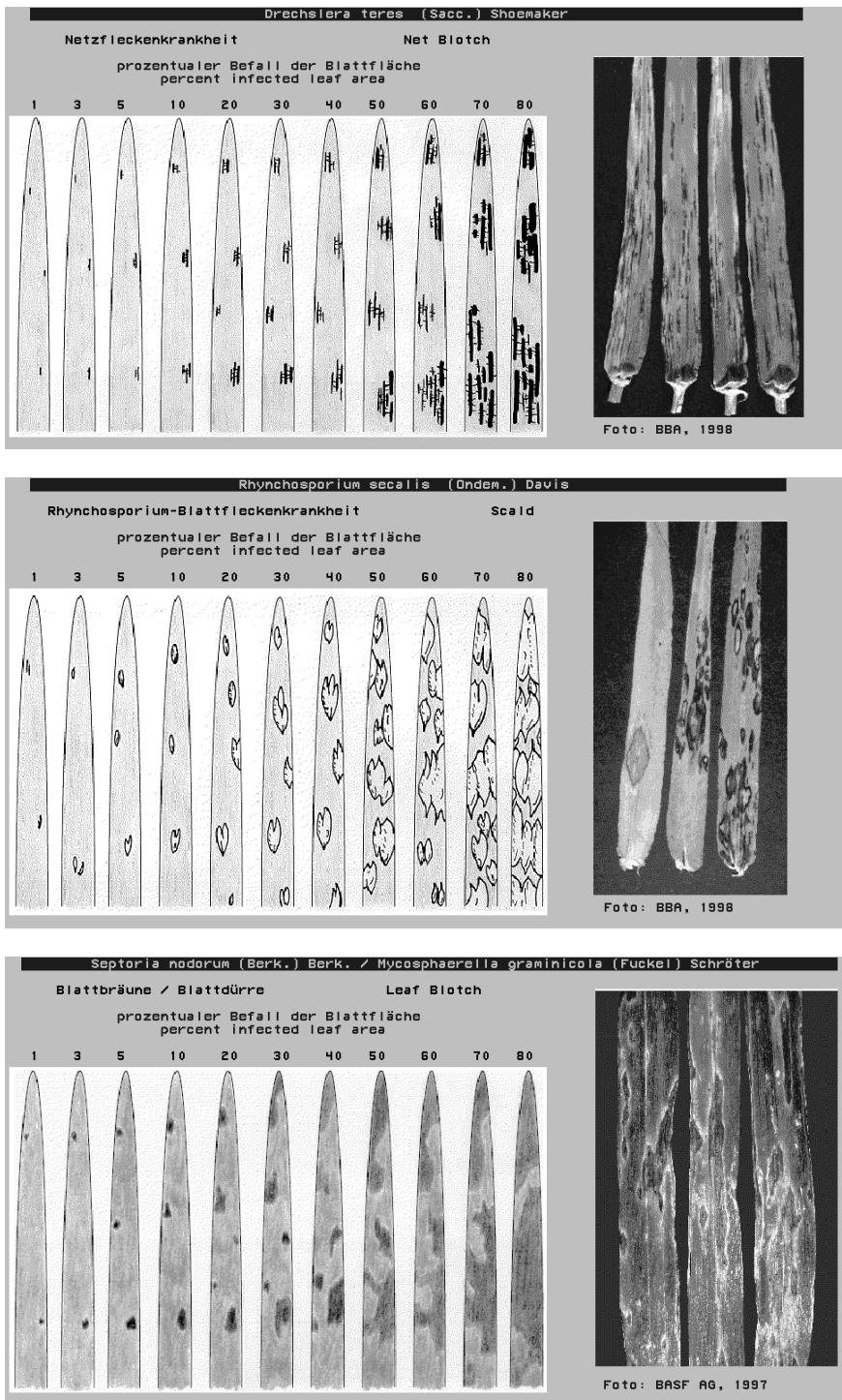


Abb. 3: Schadbilder, Fortsetzung

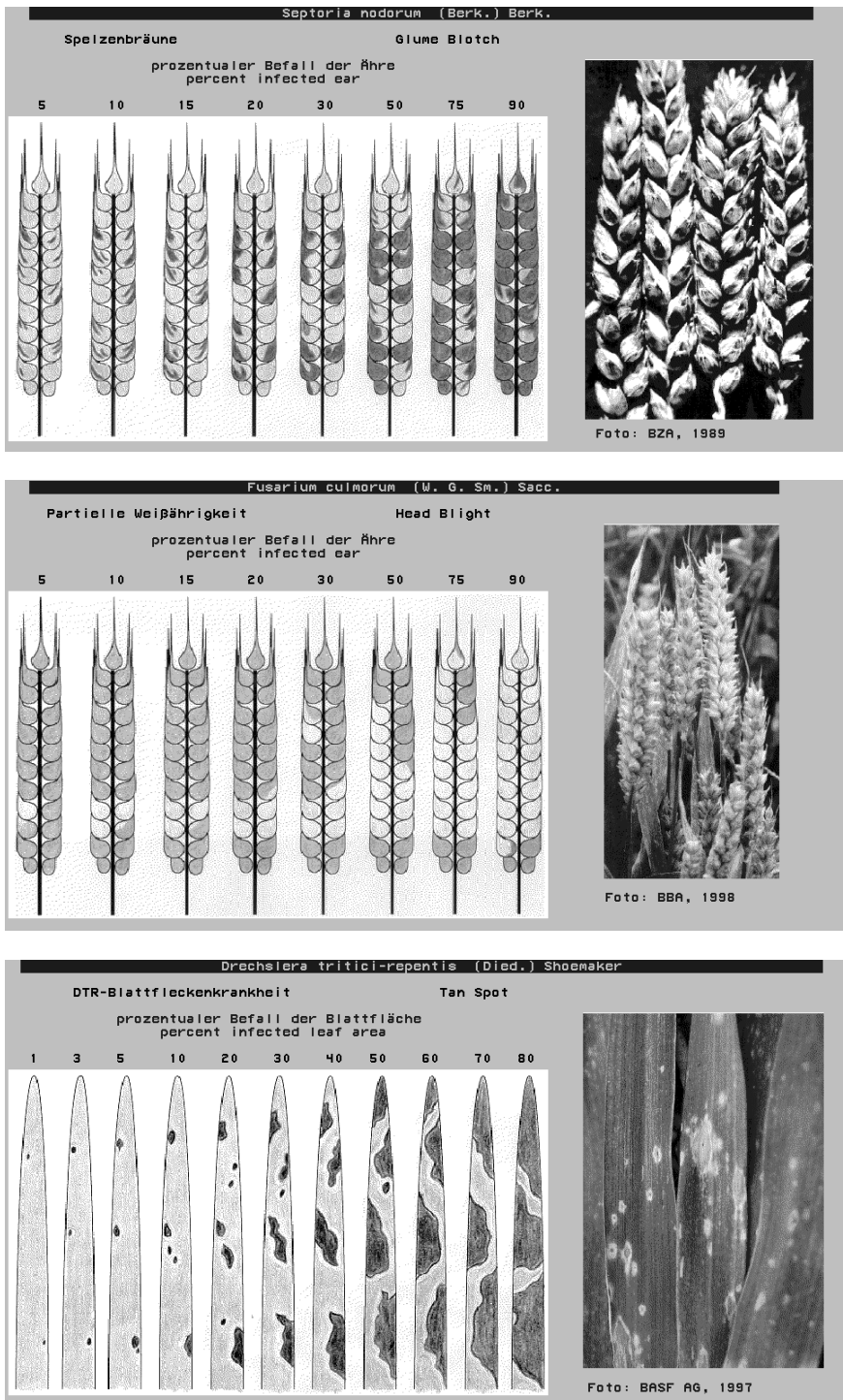


Abb. 3: Schadbilder , Fortsetzung



## 5 Lageplan der Versuchsanlage

### 5.1 Konstruktion des Lageplanes

Der Button


**Konstruktion des Lageplanes**

führt zu einem Fenster (Abb. 4), mit dessen Hilfe ein Lageplan entwickelt wird. Einzugeben sind:

- die Anzahl Prüfglieder, d. h. die Anzahl der Getreidesorten ohne die Standards,
- die Anzahl der Wiederholungen des resistenten Standards je Block,
- die Anzahl der Wiederholungen des lokalen Standards je Block,
- die Anzahl der Wiederholungen des anfälligen Standards je Block,
- die Anzahl der Blocks.



Abb. 4: Bildschirm für die Konstruktion eines Lageplanes

Des weiteren ist die Eingabe dreier Dateibezeichnungen mit Pfad- bzw. Ordnerangabe erforderlich. Die Dateinamen können in das entsprechende Feld eingetragen oder mit Hilfe des Dreieck-Buttons  ausgewählt werden. Das sind

- die Datei, die das Prüfsortiment enthält (Grunddatei für Prüfsortiment),
- die Datei, in die der Versuchsplan geschrieben werden soll  
(Ausgabedatei für Lageplan),
- die Datei, die Grundstock für die Daten-Datei werden soll  
(Grundstock der Datendatei).

Existieren die beiden letztgenannten Dateien noch nicht, werden sie angelegt. Sind sie bereits vorhanden, wird abgefragt, ob sie fortgeschrieben oder überschrieben werden sollen. Als Extension für diese Dateien wird .TXT oder .LST empfohlen.

Für die Grunddatei, die das Prüfsortiment enthält, wird in der Abb. 4 als Extensionen .BAS gewählt. Sie muss eine ASCII-Datei mit folgendem Aufbau sein:

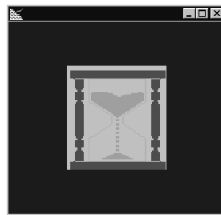
1	Kennz_01	Anmelder01	Sorte01
2	Kennz_02	Anmelder02	Sorte02
3	Kennz_03	Anmelder03	Sorte03
4	Kennz_04	Anmelder04	Sorte04
5	Kennz_05	Anmelder05	Sorte05
6	Kennz_06	Anmelder06	Sorte06
7	Kennz_07	Anmelder07	Sorte07

Eine "Kopfzeile" zur eventuellen Kennzeichnung der Spalten darf nicht vorhanden sein, ebenso keine Leerzeilen. Trennzeichen zwischen den Spalten ist mindestens ein Leerzeichen, kein Tabulatorsprung.

Die Reihenfolge der Spalten ist

- Prüfgliednummer : numerisch, max. 999
- Kenn-Nr. oder Kennzeichen : alphanumerisch, max. 8 Zeichen, keine Leerzeichen
- Anmelder-Kennzeichen : alphanumerisch, max. 8 Zeichen, keine Leerzeichen
- Prüfgliedbezeichnung (z.B. Sorte) : alphanumerisch, max. 8 Zeichen, keine Leerzeichen

Mit AUSFÜHREN wird der Lageplan auf der Grundlage des SAS-Zufallszahlengenerators berechnet. Während der Bearbeitungszeit erscheint als Hinweis folgendes Fenster (Abb. 5).



**Abb. 5:** Hinweis, dass die Berechnung ausgeführt wird.

Der fertige Lageplan wird in die Ausgabedatei für den Lageplan geschrieben. Der Lageplan ist der für eine randomisierte einfaktorielle Blockanlage. Die Prüfglieder für die Standards werden innerhalb der Blocks zufällig angeordnet. Die verschiedenen Standards sind mit RR für den resistenten, LL für den lokalen und SS für den anfälligen Standard gekennzeichnet.

In die zweite Ausgabedatei wird der Grundstock für die Daten-Datei gespeichert. Diese Datei wird nur noch um die beobachteten Befallswerte ergänzt.

## 5.2 Beispiel

Für ein Beispiel werden zur Veranschaulichung nur 9 zu bewertende Sorten gewählt. Die Wiederholung für den Standard "anfällig" soll 3 sein. Ein resistenter Standard und ein lokaler Standard mit partieller Resistenz sind nicht vorgesehen. Eine Versuchsanlage mit 4 Blocks wird zugrunde gelegt (s. Abb. 4). Die Grunddatei für das Prüfsortiment hat den folgenden Aufbau:

1	1272	SCHW	Florida
2	1284	BRGD	Apollo
3	1441	BRGD	Herzog
12	1508	STRU	Orestis
5	1550	STRU	Astron
6	1649	STGS	Toronto
17	1672	WEBS	Konsul
9	1859	AGOB	Renan
19	1776	STRU	Xanthos

### Ausgabedatei für Lageplan

Lageplan für eine einfaktorielle Blockanlage A-B1 mit 9+0+0+3 = 12 Prüfgliedern und 4 Blocks. Jede Spalte des Lageplanes ist ein Block.

Anzahl der Prüfglieder:  
Anzahl Sorten  
+ Anzahl Standard resistent  
+ Anzahl Standard lokal  
+ Anzahl Standard anfällig

Standard anfällig: SS - 3 x

Anzahl der Wiederholungen des Standards je Block

#### LAGEPLAN

9	1	3	2
1	SS_1	5	SS_1
6	5	SS_2	9
SS_2	6	2	6
5	9	9	12
17	SS_2	6	SS_2
12	12	SS_3	3
SS_1	3	1	19
2	17	12	1
3	SS_3	19	SS_3
19	2	SS_1	17
SS_3	19	17	5

### Ausgabedatei (Grundstock der Datendatei)

KENNZ	ANMELDER	PGL	PGL-NR	BLOCK
1272	SCHW	Florida	1	1
1272	SCHW	Florida	1	2
1272	SCHW	Florida	1	3
1272	SCHW	Florida	1	4
1284	BRGD	Apollo	2	1
1284	BRGD	Apollo	2	2
1284	BRGD	Apollo	2	3
1284	BRGD	Apollo	2	4
1441	BRGD	Herzog	3	1
1441	BRGD	Herzog	3	2
1441	BRGD	Herzog	3	3
1441	BRGD	Herzog	3	4
1508	STRU	Orestis	12	1
1508	STRU	Orestis	12	2
1508	STRU	Orestis	12	3
1508	STRU	Orestis	12	4
1550	STRU	Astron	5	1

Diese beiden Überschriftenzeilen sind Bestandteil der Datei und bleiben auch dort.

1550	STRU	Astron	5	2
1550	STRU	Astron	5	3
1550	STRU	Astron	5	4
1649	STGS	Toronto	6	1
1649	STGS	Toronto	6	2
1649	STGS	Toronto	6	3
1649	STGS	Toronto	6	4
1672	WEBS	Konsul	17	1
1672	WEBS	Konsul	17	2
1672	WEBS	Konsul	17	3
1672	WEBS	Konsul	17	4
1859	AGOB	Renan	9	1
1859	AGOB	Renan	9	2
1859	AGOB	Renan	9	3
1859	AGOB	Renan	9	4
1776	STRU	Xanthos	19	1
1776	STRU	Xanthos	19	2
1776	STRU	Xanthos	19	3
1776	STRU	Xanthos	19	4
_SS_1	===	_SSS_	-331	1
_SS_1	===	_SSS_	-331	2
_SS_1	===	_SSS_	-331	3
_SS_1	===	_SSS_	-331	4
_SS_2	===	_SSS_	-332	1
_SS_2	===	_SSS_	-332	2
_SS_2	===	_SSS_	-332	3
_SS_2	===	_SSS_	-332	4
_SS_3	===	_SSS_	-333	1
_SS_3	===	_SSS_	-333	2
_SS_3	===	_SSS_	-333	3
_SS_3	===	_SSS_	-333	4

Die Standards werden gekennzeichnet mit

Standard resistent:  
KENNZ: \_RR\_ und laufende Nummer  
PGL: \_RRR\_  
PGL\_NR: -11 und laufende Nummer

Standard lokal:  
KENNZ: \_LL\_ und laufende Nummer  
PGL: \_LLL\_  
PGL\_NR: -22 und laufende Nummer

Standard anfällig:  
KENNZ: \_SS\_ und laufende Nummer  
PGL: \_SSS\_  
PGL\_NR: -33 und laufende Nummer

## 6 Bewertung der partiellen Resistenz

Der Button **Auswertung & Resistenzeinschätzung** öffnet das Fenster:

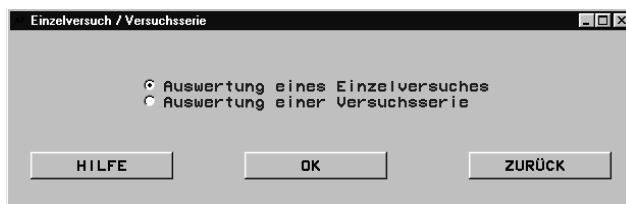


Abb. 6: Auswertung als Einzelversuch oder Versuchsserie

Eine Erklärung zu den Begriffen Einzelversuch und Versuchsserie bringt der HILFE-Button.

### 6.1 Auswertung eines Einzelversuches

#### 6.1.1 Aufbau der Daten-Datei

Die Daten-Datei muss eine ASCII-Datei sein. Das sicherste ist es, vom Grundstock der Datendatei, der bei der Konstruktion des Lageplanes angelegt wird, auszugehen. Die automatisch eingesetzte Bezeichnung der Standard-Prüfglieder (resistent: \_RRR\_, lokal: \_LLL\_ und anfällig: \_SSS\_) sollte durch die im Versuch tatsächlich verwendete Sorte ersetzt werden. Die geschätzten Befallswerte sind zu den einzelnen Boniturterminen in den Grundstock der Datendatei zu übernehmen.

Dabei ist zu beachten, dass diese Datei zwei Überschriftszeilen (mit Variablenbezeichnungen) haben muss. Es können auch Leerzeilen sein. Trennzeichen zwischen den Spalten ist mindestens ein Leerzeichen, kein Tabulatorsprung. Die Sortenbezeichnung darf nur 8 alphanumerische Zeichen haben und nicht aus mehreren Worten bestehen.

Die Struktur der Daten-Datei ist in der Reihenfolge Ihrer Spalten nach den beiden Überschriftszeilen:

- Kenn-Nr. oder Kennzeichen : alphanumerisch, max. 8 Zeichen
- Anmelder- Kennzeichen : alphanumerisch, max. 8 Zeichen
- Prüfgliedbezeichnung (Sorte) : alphanumerisch, max. 8 Zeichen
- Prüfgliednummer : numerisch, max. 999
- Block : numerisch

gefolgt von den Spalten der

- geschätzten Befallswerte zu den einzelnen Boniturterminen:

KENNZ	ANMELDER	PGL	PGL-NR	BLOCK	Befallsschätzungen zum 1., 2., 3., 4., 5. Boniturtermin				
KENNZ1	ANMELDER1	Sorte1	1	1	xx	xx	xx	xx	xx
KENNZ1	ANMELDER1	Sorte1	1	2	xx	xx	xx	xx	xx
KENNZ1	ANMELDER1	Sorte1	1	3	xx	xx	xx	xx	xx
KENNZ1	ANMELDER1	Sorte1	1	4	xx	xx	xx	xx	xx
KENNZ2	ANMELDER2	Sorte2	2	1	xx	xx	xx	xx	xx
KENNZ2	ANMELDER2	Sorte2	2	2	xx	xx	xx	xx	xx
KENNZ2	ANMELDER2	Sorte2	2	3	xx	xx	xx	xx	xx
KENNZ2	ANMELDER2	Sorte2	2	4	xx	xx	xx	xx	xx

Fehlt ein Befallswert, so müssen drei Arten von Fehlwerten und somit drei Markierungen unterschieden und dementsprechend eingegeben werden:

- : der Fehlwert wird durch den Prüfgliedmittelwert ersetzt. Liegen frühere und nachfolgende Befallswerte vor, dann wird der Fehlwert aus dem Prüfgliedmittelwert und dem Mittelwert aus vorangehendem und nachfolgendem Befallswert geschätzt. Dieser Schätzwert wird wie ein beobachteter Wert behandelt.
- 1 : bei der Auswertung wird die -1 durch den Befallswert des vorangegangenen Boniturtermins ersetzt. Sei der Befallswert der i-ten Bonitur -1, dann wird an seine Stelle der Befallswert der (i-1)-ten Bonitur für das gleiche Prüfglied und den gleichen Block übernommen und wie ein beobachteter Befallswert behandelt.
- 2 : ist ein Befallswert -2 gesetzt, dann wird das gesamte Prüfglied mit all seinen Wiederholungen nicht in die Auswertung einbezogen. Es genügt, -2 nur für eine Wiederholung zu setzen. Alle zeitlich nachfolgenden Werte dieses Prüfgliedes müssen ebenfalls mit -2 gekennzeichnet werden.

### 6.1.2 Daten-Datei für die Beispielsrechnungen

KENNZ	ANMELDER	PGL	PGL-NR	BLOCK				
1272	SCHW	Florida	1	1	0	5	15	50
1272	SCHW	Florida	1	2	0	0	10	30
1272	SCHW	Florida	1	3	0	0	0	30
1272	SCHW	Florida	1	4	5	10	30	50
1284	BRGD	Apollo	2	1	0	0	5	5
1284	BRGD	Apollo	2	2	0	0	0	0
1284	BRGD	Apollo	2	3	0	0	0	0
1284	BRGD	Apollo	2	4	0	0	0	0
1441	BRGD	Herzog	3	1	30	50	70	-2

1441	BRGD	Herzog	3	2	30	50	50	70
1441	BRGD	Herzog	3	3	20	30	50	70
1441	BRGD	Herzog	3	4	30	40	50	70
1550	STRU	Astron	5	1	0	0	-1	20
1550	STRU	Astron	5	2	1	1	5	50
1550	STRU	Astron	5	3	0	0	10	30
1550	STRU	Astron	5	4	0	0	0	30
1649	STGS	Toronto	6	1	0	1	10	20
1649	STGS	Toronto	6	2	0	0	0	30
1649	STGS	Toronto	6	3	0	0	0	50
1649	STGS	Toronto	6	4	0	0	20	50
1859	AGOB	Renan	9	1	0	0	0	0
1859	AGOB	Renan	9	2	0	0	0	0
1859	AGOB	Renan	9	3	0	0	0	0
1859	AGOB	Renan	9	4	0	0	0	0
1508	STRU	Orestis	12	1	5	10	10	10
1508	STRU	Orestis	12	2	0	5	5	15
1508	STRU	Orestis	12	3	0	10	10	30
1508	STRU	Orestis	12	4	0	0	10	10
1672	WEBS	Konsul	17	1	0	0	5	2
1672	WEBS	Konsul	17	2	0	0	0	3
1672	WEBS	Konsul	17	3	0	0	0	10
1672	WEBS	Konsul	17	4	0	0	0	0
_SS_1	===	Alcedo	-331	1	0	10	30	30
_SS_1	===	Alcedo	-331	2	0	5	10	50
_SS_1	===	Alcedo	-331	3	1	10	.	50
_SS_1	===	Alcedo	-331	4	0	5	30	70
_SS_2	===	Alcedo	-332	1	0	10	30	30
_SS_2	===	Alcedo	-332	2	1	1	30	70
_SS_2	===	Alcedo	-332	3	5	5	30	50
_SS_2	===	Alcedo	-332	4	5	20	30	70
_SS_3	===	Alcedo	-333	1	0	20	20	30
_SS_3	===	Alcedo	-333	2	1	10	30	55
_SS_3	===	Alcedo	-333	3	1	20	30	70
_SS_3	===	Alcedo	-333	4	0	5	30	50

-1

.

\_SS\_ wurde durch Alcedo ersetzt



### 6.1.3 Resistenzbewertung des Einzelversuches

Ist die Entscheidung für die Auswertung eines Einzelversuches (s. Abb. 6) gefallen, gelangt man zu nachstehendem Fenster



Abb. 7: Auswertung eines Einzelversuches


Einzugeben sind:

- die Daten-Datei, auch unter Nutzung von ,
- die Bezeichnung des Prüfmerkmals,
- die Anzahl der Prüfglieder – einschließlich der Wiederholungen der Standards
- die Anzahl der Blocks
- die Boniturskala, die für die näherungsweise Berechnung von Boniturnoten zugrunde gelegt werden soll, (logarithmische oder lineare Skalierung)
- die Ausgabedatei, auch unter Nutzung von , [Existiert diese Datei noch nicht, wird sie angelegt. Ist sie bereits vorhanden, wird abgefragt, ob sie fortgeschrieben oder überschrieben werden sollen. Als Extension für diese Datei wird .TXT oder .LST empfohlen.]
- die Anzahl der Boniturtermine.

Danach wird der Button BONITUREN betätigt.

Die bisherigen Eingaben werden – soweit es möglich ist – überprüft.

Im Fenster erscheinen zusätzlich

- unterhalb der Ausgabedatei eine weitere Ausgabedatei des gleichen Namens mit der Extension .SER, deren Bezeichnung sowohl innerhalb des Eingabebereiches als auch mit Hilfe des Button  verändert werden kann. Diese Datei wird für die Serienanalyse benötigt.
- Eingabemöglichkeiten für die Boniturtermine, wobei für das erste Datum orientierend der 1. Juni des laufenden Jahres voreingestellt ist. Die Form der Datumseingabe für die Bonituren ist: Tag/Monat/Jahr oder Tag.Monat.Jahr .
- Wahlmöglichkeiten für die Auswertung:  

Auswertung:	<input checked="" type="radio"/> mittlerer Befall
	<input type="radio"/> statistische Analyse
- und der Button AUSFÜHREN.

### 6.1.3.1 Resistenzbewertung des Einzelversuches – mittlerer Befall

Eingabewerte:

Datendatei: s. 6.1.2  
 Prüfmerkmal: Befall mit xyz  
 Anzahl Prüfglieder (einschl. Standards): 11  
 Anzahl Blocks: 4  
 Boniturskala: logarithmisch  
 Ausgabedatei: OUTDAT1.TXT  
 Anzahl Bonituren: 3

Bonituren:  
 15.06.99  
 22.06.99  
 8.06.99

Auswertung: mittlerer Befall

OUTDAT1.TXT

TERMINE  
 15/06/1999  
 22/06/1999  
 28/06/1999

Kenn- zeichen	Anmelder	Prüfglied	Prüf- glied- nummer	Block	B1	B2	B3	mittlerer Befall	Bonitur- note	OKAY
_SS_3	===	Alcedo	-333	1	0	20	20	.	.	ok
_SS_3	===	Alcedo	-333	2	1	10	30	.	.	ok
_SS_3	===	Alcedo	-333	3	1	20	30	.	.	ok
_SS_3	===	Alcedo	-333	4	0	5	30	13.36	6	ok
_SS_2	===	Alcedo	-332	1	0	10	30	.	.	ok
_SS_2	===	Alcedo	-332	2	1	1	30	.	.	ok
_SS_2	===	Alcedo	-332	3	5	5	30	.	.	ok
_SS_2	===	Alcedo	-332	4	5	20	30	12.16	5	ok
_SS_1	===	Alcedo	-331	1	0	10	30	.	.	ok
_SS_1	===	Alcedo	-331	2	0	5	10	.	.	ok
_SS_1	===	Alcedo	-331	3	1	10	.	.	.	ok
_SS_1	===	Alcedo	-331	4	0	5	30	7.86	5	ok
1272	SCHW	Florida	1	1	0	5	15	.	.	ok
1272	SCHW	Florida	1	2	0	0	10	.	.	ok
1272	SCHW	Florida	1	3	0	0	0	.	.	ok
1272	SCHW	Florida	1	4	5	10	30	5.38	4	ok
1284	BRGD	Apollo	2	1	0	0	5	.	.	ok
1284	BRGD	Apollo	2	2	0	0	0	.	.	ok
1284	BRGD	Apollo	2	3	0	0	0	.	.	ok
1284	BRGD	Apollo	2	4	0	0	0	0.29	1	ok
1441	BRGD	Herzog	3	1	30	50	70	.	.	ok
1441	BRGD	Herzog	3	2	30	50	50	.	.	ok
1441	BRGD	Herzog	3	3	20	30	50	.	.	ok
1441	BRGD	Herzog	3	4	30	40	50	41.35	8	ok
1550	STRU	Astron	5	1	0	0	-1	.	.	gleich
1550	STRU	Astron	5	2	1	1	5	.	.	ok
1550	STRU	Astron	5	3	0	0	10	.	.	ok
1550	STRU	Astron	5	4	0	0	0	1.06	2	ok
1649	STGS	Toronto	6	1	0	1	10	.	.	ok
1649	STGS	Toronto	6	2	0	0	0	.	.	ok
1649	STGS	Toronto	6	3	0	0	0	.	.	ok
1649	STGS	Toronto	6	4	0	0	20	1.86	2	ok
1859	AGOB	Renan	9	1	0	0	0	.	.	ok
1859	AGOB	Renan	9	2	0	0	0	.	.	ok
1859	AGOB	Renan	9	3	0	0	0	.	.	ok



1859	AGOB	Renan	9	4	0	0	0	0.00	1	ok
1508	STRU	Orestis	12	1	5	10	10	.	.	ok
1508	STRU	Orestis	12	2	0	5	5	.	.	ok
1508	STRU	Orestis	12	3	0	10	10	.	.	ok
1508	STRU	Orestis	12	4	0	0	10	5.48	4	ok
1672	WEBS	Konsul	17	1	0	0	5	.	.	ok
1672	WEBS	Konsul	17	2	0	0	0	.	.	ok
1672	WEBS	Konsul	17	3	0	0	0	.	.	ok
1672	WEBS	Konsul	17	4	0	0	0	0.29	1	ok

B1 - B3: Befallsschätzungen zu den Boniturterminen

Befallsschätzung: .  
 ==> der Wert wird aus dem Prüfgliedmittelwert und zeitlich benachbarten Bonituren geschätzt;  
 Befallsschätzung: -1  
 ==> der Wert der vorangehenden Bonitur wird übernommen;  
 Befallsschätzung: -2  
 ==> dieses Prüfglied fehlt bei der Auswertung, der mittlere Befall und die Boniturnote werden -9 gesetzt.

-----  
 logarithmische Boniturskala  
 -----

sortiert nach Prüfgliednummer

Kennzeichen	Anmelder	Prüfglied	Prüf- glied- nummer	mittlerer Befall	Bonitur- note
1272	SCHW	Florida	1	5.38	4
1284	BRGD	Apollo	2	0.29	1
1441	BRGD	Herzog	3	41.35	8
1550	STRU	Astron	5	1.06	2
1649	STGS	Toronto	6	1.86	2
1859	AGOB	Renan	9	0.00	1
1508	STRU	Orestis	12	5.48	4
1672	WEBS	Konsul	17	0.29	1
_SS_	===	Alcedo	SS	11.13	5

Prüfglieder nach mittlerem Befall sortiert

Kennzeichen	Anmelder	Prüfglied	Prüf- glied- nummer	mittlerer Befall	Bonitur- note
1859	AGOB	Renan	9	0.00	1
1284	BRGD	Apollo	2	0.29	1
1672	WEBS	Konsul	17	0.29	1
1550	STRU	Astron	5	1.06	2
1649	STGS	Toronto	6	1.86	2
1272	SCHW	Florida	1	5.38	4
1508	STRU	Orestis	12	5.48	4
_SS_	===	Alcedo	SS	11.13	5
1441	BRGD	Herzog	3	41.35	8

Die Datei für die Serienanalyse wird bei der Berechnung des mittleren Befalls noch nicht angelegt.

Ausgegeben werden

- die Termine der Befallsschätzungen,
- die Befallsschätzungen, der berechnete mittlere Befall je Prüfglied, die daraus berechnete Boniturnote und eine Spalte OKAY,
- der Hinweis, welche Boniturskala (logarithmisch oder linear) für die Berechnung der Boniturnoten gewählt wurde
- der mittlere Befall der Prüfglieder – sortiert nach Prüfgliednummer und Befallshöhe

Die Spalte OKAY zeigt die Behandlung der fehlender Werte mit den Kennzeichnungen -1 und -2 an.

Obwohl in der Beispielsdatei (s. 6.1.2) Befallsschätzungen zu vier Terminen enthalten sind, wird nur bis zum dritten Termin der mittlere Befall berechnet.

Das Kennzeichen -2 wirkt erst bei Berücksichtigung des vierten Termins. Das zeigt das nächste Beispiel.

Eingabewerte:

Datendatei: s. 6.1.2  
 Prüfmerkmal: Befall mit xyz  
 Anzahl Prüfglieder (einschl. Standards): 11  
 Anzahl Blocks: 4  
 Boniturskala: logarithmisch  
 Ausgabedatei: OUTDAT2.TXT  
 Anzahl Bonituren: 4

Bonituren:

15.06.99  
 22.06.99  
 28.06.99  
 06.07.99

Auswertung: mittlerer Befall

OUTDAT2.TXT

TERMINE  
 15/06/1999  
 22/06/1999  
 28/06/1999  
 06/07/1999

Kenn- zeichen	Anmelder	Prüfglied	Prüf- glied- nummer	Block	B1	B2	B3	B4	mittlerer Bonitur-		OKAY
									Befall	note	
_SS_3	===	Alcedo	-333	1	0	20	20	30	.	.	ok
_SS_3	===	Alcedo	-333	2	1	10	30	55	.	.	ok
_SS_3	===	Alcedo	-333	3	1	20	30	70	.	.	ok
_SS_3	===	Alcedo	-333	4	0	5	30	50	23.27	7	ok
_SS_2	===	Alcedo	-332	1	0	10	30	30	.	.	ok
_SS_2	===	Alcedo	-332	2	1	1	30	70	.	.	ok
_SS_2	===	Alcedo	-332	3	5	5	30	50	.	.	ok
_SS_2	===	Alcedo	-332	4	5	20	30	70	23.72	7	ok
_SS_1	===	Alcedo	-331	1	0	10	30	30	.	.	ok
_SS_1	===	Alcedo	-331	2	0	5	10	50	.	.	ok
_SS_1	===	Alcedo	-331	3	1	10	.	50	.	.	ok
_SS_1	===	Alcedo	-331	4	0	5	30	70	19.39	6	ok
1272	SCHW	Florida	1	1	0	5	15	50	.	.	ok
1272	SCHW	Florida	1	2	0	0	10	30	.	.	ok
1272	SCHW	Florida	1	3	0	0	0	30	.	.	ok
1272	SCHW	Florida	1	4	5	10	30	50	13.57	6	ok
1284	BRGD	Apollo	2	1	0	0	5	5	.	.	ok
1284	BRGD	Apollo	2	2	0	0	0	0	.	.	ok
1284	BRGD	Apollo	2	3	0	0	0	0	.	.	ok
1284	BRGD	Apollo	2	4	0	0	0	0	0.65	1	ok
1441	BRGD	Herzog	3	1	30	50	70	-2	.	.	WEG
1441	BRGD	Herzog	3	2	30	50	50	70	.	.	WEG
1441	BRGD	Herzog	3	3	20	30	50	70	.	.	WEG
1441	BRGD	Herzog	3	4	30	40	50	70	-9.00	-9	WEG
1550	STRU	Astron	5	1	0	0	-1	20	.	.	gleich
1550	STRU	Astron	5	2	1	1	5	50	.	.	ok
1550	STRU	Astron	5	3	0	0	10	30	.	.	ok
1550	STRU	Astron	5	4	0	0	0	30	7.56	5	ok
1649	STGS	Toronto	6	1	0	1	10	20	.	.	ok
1649	STGS	Toronto	6	2	0	0	0	30	.	.	ok
1649	STGS	Toronto	6	3	0	0	0	50	.	.	ok
1649	STGS	Toronto	6	4	0	0	20	50	9.72	5	ok
1859	AGOB	Renan	9	1	0	0	0	0	.	.	ok
1859	AGOB	Renan	9	2	0	0	0	0	.	.	ok
1859	AGOB	Renan	9	3	0	0	0	0	.	.	ok
1859	AGOB	Renan	9	4	0	0	0	0	0.00	1	ok
1508	STRU	Orestis	12	1	5	10	10	10	.	.	ok

1508	STRU	Orestis	12	2	0	5	5	15	.	.	ok
1508	STRU	Orestis	12	3	0	10	10	30	.	.	ok
1508	STRU	Orestis	12	4	0	0	10	10	8.15	5	ok
1672	WEBS	Konsul	17	1	0	0	5	2	.	.	ok
1672	WEBS	Konsul	17	2	0	0	0	3	.	.	ok
1672	WEBS	Konsul	17	3	0	0	0	10	.	.	ok
1672	WEBS	Konsul	17	4	0	0	0	0	1.13	2	ok

B1 - B4: Befallsschätzungen zu den Boniturterminen

Befallsschätzung: .

==> der Wert wird aus dem Prüfgliedmittelwert und zeitlich benachbarten Bonituren geschätzt;

Befallsschätzung: -1

==> der Wert der vorangehenden Bonitur wird übernommen;

Befallsschätzung: -2

==> dieses Prüfglied fehlt bei der Auswertung, der mittlere Befall und die Boniturnote werden -9 gesetzt.

-----  
 logarithmische Boniturskala  
 -----

sortiert nach Prüfgliednummer

Kennzeichen	Anmelder	Prüfglied	Prüf- glied- nummer	mittlerer Befall	Bonitur- note
1272	SCHW	Florida	1	13.57	6
1284	BRGD	Apollo	2	0.65	1
1550	STRU	Astron	5	7.56	5
1649	STGS	Toronto	6	9.72	5
1859	AGOB	Renan	9	0.00	1
1508	STRU	Orestis	12	8.15	5
1672	WEBS	Konsul	17	1.13	2
_SS_	===	Alcedo	SS	22.13	7

Prüfglieder nach mittlerem Befall sortiert

Kennzeichen	Anmelder	Prüfglied	Prüf- glied- nummer	mittlerer Befall	Bonitur- note
1859	AGOB	Renan	9	0.00	1
1284	BRGD	Apollo	2	0.65	1
1672	WEBS	Konsul	17	1.13	2
1550	STRU	Astron	5	7.56	5
1508	STRU	Orestis	12	8.15	5
1649	STGS	Toronto	6	9.72	5
1272	SCHW	Florida	1	13.57	6
_SS_	===	Alcedo	SS	22.13	7

Die Spalte OKAY weist darauf hin, dass das Prüfglied 3, Sorte Herzog, wegfällt. Das heißt, dass es in eine statistische Analyse nicht einbezogen wird. Dieses Prüfglied fehlt auch in der Auflistung des mittleren Befalls der Prüfglieder.

Die Datei für die Serienanalyse wird bei der Berechnung des mittleren Befalls noch nicht angelegt.

### 6.1.3.2 Resistenzbewertung des Einzelversuches – statistische Analyse

Die statistische Analyse wird anhand des Beispiels demonstriert.

Eingabewerte:

Datendatei:	s. 6.1.2
Prüfmerkmal:	Befall mit xyz
Anzahl Prüfglieder (einschl. Standards):	11
Anzahl Blocks:	4
Boniturskala:	logarithmisch
Ausgabedatei:	OUTDAT3.TXT
Anzahl Bonituren:	4

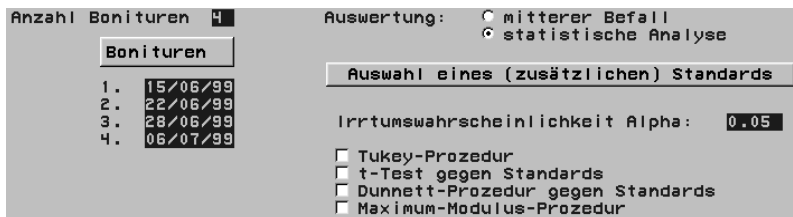
Bonituren:

15.06.99  
 22.06.99  
 28.06.99  
 06.07.99

Auswertung:

statistische Analyse

Bei der Wahl der statistischen Analyse werden als weitere Wahlmöglichkeiten verschiedene multiple Testprozeduren zum Vergleich der mittleren Befallswerte angeboten. Die Irrtumswahrscheinlichkeit  $\alpha = 0.05$  ist voreingestellt und kann verändert werden. Die Tests t-Test gegen Standards und Dunnett-Test gegen Standards werden für alle Standards als Vergleichsprüfglied durchgeführt, die als Standards erkennbar sind. Das sind der resistente (RR bzw. -11), lokale (LL bzw. -22) und anfällige (SS bzw. -33) Standard. Zusätzlich kann ein beliebiges anderes Prüfglied als Standard im Sinne der genannten Tests zum Vergleich der Mittelwerte definiert werden. Nur wenn das erforderlich ist, ist der Button AUSWAHL EINES (ZUSÄTZLICHEN) STANDARDS zu betätigen.



**Abb. 8:** Resistenzbewertung des Einzelversuches – statistische Analyse

Alle Wahlmöglichkeiten der statistischen Analyse sollen anhand der Beispieldaten (s. 6.1.2) demonstriert werden. Als zusätzlicher Standard wird das Prüfglied 9 (Renan) im Sinne eines resistenten Standards festgelegt (s. Abb. 9):

Aus der Liste der Prüfglieder wird der zusätzliche Standard durch Anklicken ausgewählt. Die Wahl wird rückgängig gemacht, wenn das rechts zu erkennende Häkchen betätigt wird. Es verschwindet dann.

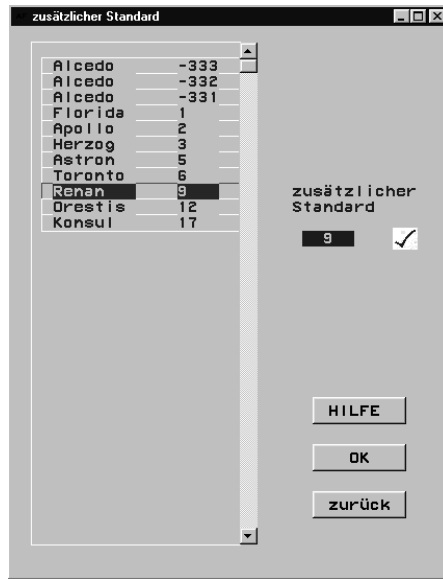


Abb. 9: Auswahl eines zusätzlichen Standards

OUTDAT3.TXT

Der erste Teil entspricht dem Ergebnis der Analyse: mittlerer Befall. Dann folgt:

```
V A R I A N Z A N A L Y S E
einfaktorielle Blockanlage      A-B1
Prüfmerkmal: Befall mit xyz
```

```
Varianztabelle (alpha = 0.05)
-----
```

SOURCE	FG	SQ	MQ	F	PROB	TEST
Gesamt	39	3460.63	88.734	.	.	
Blocks	3	63.82	21.272	.	.	
Sorten	7	2896.39	413.771	23.9787	.00000000019210	sign.
Fehler	29	500.42	17.256	.	.	

```
Versuchs-
mittelwert      s%

  10.7167      38.7621
```

```
-----
Tukey-Prozedur (Irrtumswahrscheinlichkeit = 0.05)
-----
```

Sorte	_Sorte	Diff	P	Test
1	2	12.91666667	0.0030	sign.
1	5	6.01190476	0.4702	-
1	6	3.85119048	0.8873	-
1	9	13.57142857	0.0017	sign.

1	12	5.41666667	0.5971	-
1	17	12.44047619	0.0046	sign.
1	SS	-8.55357143	0.0245	sign.
2	5	-6.90476190	0.3021	-
2	6	-9.06547619	0.0738	-
2	9	0.65476190	1.0000	-
2	12	-7.50000000	0.2139	-
2	17	-0.47619048	1.0000	-
2	SS	-21.47023810	0.0000	sign.
5	6	-2.16071429	0.9950	-
5	9	7.55952381	0.2062	-
5	12	-0.59523810	1.0000	-
5	17	6.42857143	0.3871	-
5	SS	-14.56547619	0.0000	sign.
6	9	9.72023810	0.0449	sign.
6	12	1.56547619	0.9994	-
6	17	8.58928571	0.1042	-
6	SS	-12.40476190	0.0004	sign.
9	12	-8.15476190	0.1405	-
9	17	-1.13095238	0.9999	-
9	SS	-22.12500000	0.0000	sign.
12	17	7.02380952	0.2828	-
12	SS	-13.97023810	0.0001	sign.
17	SS	-20.99404762	0.0000	sign.

-----  
Dunnett-Prozedur (Irrtumswahrscheinlichkeit = 0.05)  
vs anfälligen Standard (SS)  
-----

Sorte	Diff	P	Test
9	-22.12500000	0.0000	sign.
2	-21.47023810	0.0000	sign.
17	-20.99404762	0.0000	sign.
5	-14.56547619	0.0000	sign.
12	-13.97023810	0.0000	sign.
6	-12.40476190	0.0001	sign.
1	-8.55357143	0.0085	sign.

-----  
Dunnett-Prozedur (Irrtumswahrscheinlichkeit = 0.05)  
vs zusätzlichen Standard (9)  
-----

Sorte	Diff	P	Test
2	0.65476190	1.0000	-
17	1.13095238	0.9988	-
5	7.55952381	0.0754	-
12	8.15476190	0.0485	sign.
6	9.72023810	0.0138	sign.
1	13.57142857	0.0004	sign.
SS	22.12500000	0.0000	sign.

-----  
t-Test (Irrtumswahrscheinlichkeit = 0.05)  
vs anfälligen Standard (SS)  
-----

Sorte	Diff	P	Test
1	-8.55357143	0.0013	sign.
2	-21.47023810	0.0001	sign.
5	-14.56547619	0.0001	sign.
6	-12.40476190	0.0001	sign.
9	-22.12500000	0.0001	sign.
12	-13.97023810	0.0001	sign.
17	-20.99404762	0.0001	sign.

```

-----
t-Test (Irrtumswahrscheinlichkeit = 0.05)
      vs zusätzlichen Standard (9)
-----
Sorte          Diff          P      Test
-----
  1      13.57142857      0.0001  sign.
  2       0.65476190      0.8252   -
  5       7.55952381      0.0154  sign.
  6       9.72023810      0.0025  sign.
 12       8.15476190      0.0095  sign.
 17       1.13095238      0.7030   -
  SS      22.12500000      0.0001  sign.
-----
Maximum-Modulus-Test (Irrtumswahrscheinlichkeit = 0.05)
-----
Versuchsmittelwert: 10.71666667
-----
SORTE          MEAN          DIFF          RANG          MSD TEST
-----
  1    13.571429  2.8547619          3      2.4744 sign.
  2     0.6547619 -10.0619          6      2.7524 sign.
  5     7.5595238 -3.157143          4      2.5914 sign.
  6     9.7202381 -0.996429          1      2.0025  -
  9       0 -10.71667          7      2.8125 sign.
 12     8.1547619 -2.561905          2      2.3053 sign.
 17     1.1309524 -9.585714          5      2.6805 sign.
  SS      22.125 11.408333          8      2.8641 sign.
-----

```

Der erste Teil der Ausgabe umfasst die Berechnung des mittleren Befalls (s. 6.1.3.1). Dem schließen sich die Varianzanalyse und die multiplen Mittelwertprozeduren an. Zusätzlich werden nach der Varianztabelle der Mittelwert des Versuches und der Variationskoeffizient s% ausgegeben. Hier soll noch einmal betont werden, dass es sich um einen sehr kleinen Beispieldatensatz zur Veranschaulichung handelt.

Die Ergebnisse der Tukey-Prozedur sind paarweise mit Überschreitungswahrscheinlichkeit P und Testergebnis auf der Grundlage der gewählten Irrtumswahrscheinlichkeit aufgeführt. Die Dunnett-Prozedur wird gegen den anfälligen Standard (SS) durchgeführt, denn im Beispieldatensatz ist nur dieser Standard vorhanden. Außerdem erfolgt ein Vergleich gegen den zusätzlich gewählten Standard – Prüfglied 9, Renan. Dasselbe gilt für den t-Test gegen die Standards.

Mit den Testergebnissen der Maximum-Modulus-Prozedur wird auch die Bezugsgröße, der Versuchsmittelwert, angegeben. In diesem Beispiel unterscheiden sich bis auf die Sorte 6 (Toronto) alle anderen bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5% signifikant vom Versuchsmittelwert.

Mit der statistischen Analyse wird die Daten-Datei für die Serienanalyse angelegt.

## 6.2 Serienanalyse

### 6.2.1 Aufbau der Daten-Dateien zur Serienanalyse

Zusätzlich zur statistischen Analyse des Einzelversuches (s. 6.1.3.2) wird eine Datei zur Serienanalyse mit der Extension .SER erstellt. Diese Datei beinhaltet den mittleren Befall jeder Sorte für jeden Block. Vorangestellt sind zwei Überschriftszeilen. Ein Beispiel für den Inhalt der Daten-Datei zur Serienanalyse ist:

```

Sorten      Blocks      Befall
-----
=SS=        1         18.5714
=SS=        2         23.7381

```

=SS=	3	29.6905
=SS=	4	21.0714
=SS=	1	18.8095
=SS=	2	23.8095
=SS=	3	21.9048
=SS=	4	30.3571
=SS=	1	18.8095
=SS=	2	14.4048
=SS=	3	19.4524
=SS=	4	24.8810
Florida	1	16.0714
Florida	2	9.0476
Florida	3	5.7143
Florida	4	23.4524
Apollo	1	2.6190
Apollo	2	0.0000
Apollo	3	0.0000
Apollo	4	0.0000
Astron	1	3.8095
Astron	2	11.6667
Astron	3	9.0476
Astron	4	5.7143
Toronto	1	7.4524
Toronto	2	5.7143
Toronto	3	9.5238
Toronto	4	16.1905
Renan	1	0.0000
Renan	2	0.0000
Renan	3	0.0000
Renan	4	0.0000
Orestis	1	9.1667
Orestis	2	6.0714
Orestis	3	12.1429
Orestis	4	5.2381
Konsul	1	2.0476
Konsul	2	0.5714
Konsul	3	1.9048
Konsul	4	0.0000

Wird diese Struktur beibehalten und auch die Sortenbezeichnung:

- =RR= restistenter Standard
- =LL= lokaler Standard
- =SS= anfälliger Standard

dann kann eine solche Daten-Datei zur Serienauswertung natürlich auch separat als ASCII-Datei erstellt werden.

### 6.2.2 Zusammenstellung einer Versuchsserie

Gewählt wird die Auswertung einer Versuchsserie:

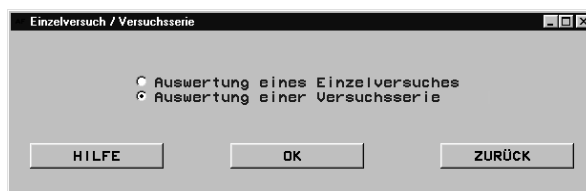


Abb. 10: Auswertung einer Versuchsserie



Dann sind nacheinander zu jedem Einzelversuch

- die Daten-Datei zur Serienanalyse (.SER-Datei),
- der Versuchsort (maximal 8 Zeichen),
- das Versuchsjahr

einzugeben (s. Abb. 11)

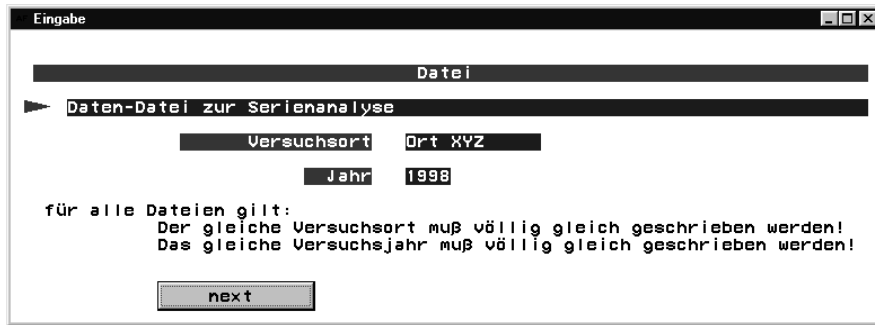


Abb. 11: Zusammenstellung der Versuchsserie

In der linken oberen Ecke des Fensters wird die Anzahl der Dateien gezählt. Mit dem Fenster für die zweite Datei kommt unten rechts ein weiterer Button:



Dieser Button wird betätigt, wenn alle Dateien der auszuwertenden Versuchsserie eingegeben sind. Sollte der Button NEXT zur Eingabe einer neuen Datei gewählt worden sein und keine weitere Datei eingegeben werden, d. h. die Eingabebereiche sind noch alle leer, bewirkt der Button ENDE DER EINGABE auch an dieser Stelle das Ende der Zusammenstellung der Versuchsserie.

Es folgt der Hinweis, dass gerechnet wird (Abb. 5). Danach wird ein zweigeteiltes Fenster (Abb. 2) geöffnet. Im oberen Teil befinden sich zwei Buttons zur Kontrolle der Eingabe. Diese müssen nicht, sollten aber genutzt werden. Der Button DATEI-ZUSAMMENFASSUNG liefert die Dateien, die zur Versuchsserie zusammengestellt wurden (Abb. 13). Fehler in der Zusammenstellung der Einzelversuche zur Versuchsserie und der Zuordnung und Schreibweise der Orte und Jahre können erkannt werden. Der Button SORTEN-LISTE führt alle Sorten aller Einzelversuche (Abb. 14) auf, die als Versuchsserie ausgewertet werden sollen. Der Hintergrund hierfür ist, dass unterschiedlich geschriebene Sortenbezeichnungen rechtzeitig erkannt werden können.



Abb. 12: Eingabekontrolle und Serienanalyse

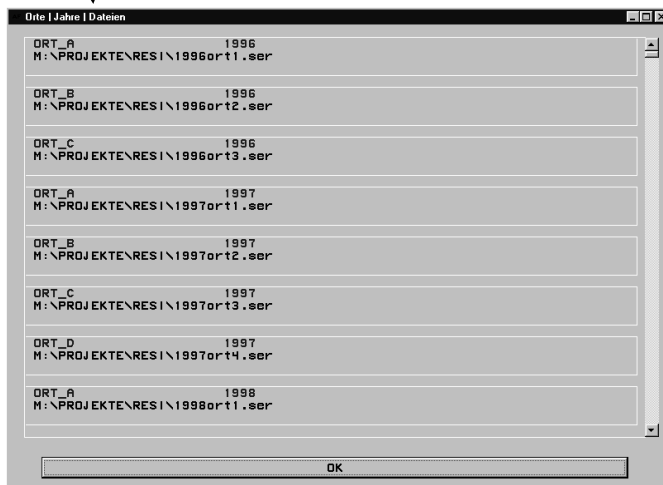


Abb. 13: Kontrolle der Datei-Informationen

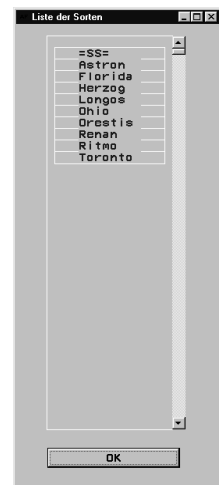


Abb. 14: Sorten-Liste der Dateien

## 6.2.3 Analyse einer Versuchsserie

### 6.2.3.1 Tabelle der Mittelwerte

Wahlweise werden Tabellen des mittleren Befalls jeder Sorte für alle Orte und Jahre, für alle Orte (über die Jahre), für alle Jahre (über die Orte) und unabhängig von Ort und Jahr ohne Berücksichtigung signifikanter Wechselwirkungen ausgegeben.

Zu beachten ist, dass sich bei Nichtorthogonalität die arithmetische Mittelwerte von den adjustierten Mittelwertschätzungen LSMEANS (vgl. S. 30) unterscheiden.

### 6.2.3.2 Statistischer Vergleich der Mittelwerte der mittleren Befallswerte je Teilstück

Zunächst ist das Modell der Varianzanalyse zu wählen, d. h. es ist festzulegen, ob die Effekte der Orte und der Jahre fix oder zufällig sind. Der HILFE-Button liefert Unterstützung bei dieser Entscheidung (Abb. 15). Zu allen acht Modellen können Erläuterungen angezeigt werden.



Abb. 15: Hilfe-Fenster bei der Analyse einer Versuchsserie

Die Irrtumswahrscheinlichkeit alpha ist mit 0.05 voreingestellt (s. Abb. 12). Sie kann verändert werden. In Abhängigkeit von der Zielstellung werden die Test-Prozeduren gewählt:

- Varianztabelle (fixe Effekte)
- multipler t-Test
- Tukey-Prozedur
- Dunnett-Prozedur .

Besonders wenn sich eine Sorte als zukünftiger Standard abzeichnet, kann diese Sorte als zusätzlicher Standard ausgewählt werden: **Auswahl eines (zusätzlichen) Standards**

Gegen diese Sorte und alle anderen Standards (=RR= , =LL= , =SS=) wird dann die Dunnett-Prozedur gerechnet. Nur die Dunnett-Prozeduren werden gerechnet, wo die Standards in allen Einzelversuchen vorkommen.

### 6.2.4 Beispiel

Zur Demonstration wird nur ein kleines Beispiel ausgewählt. Die Daten sind in der Tab. 1 zusammengestellt. Ausgegeben werden sollen die Tabellen der Mittelwerte, die Ergebnisse der Varianzanalyse für zufällige Effekte des Faktors Orte und die Ergebnisse der Dunnett-Prozedur mit zusätzlichem Standard „Longos“.

**Tab. 1:** Beispieldaten für die Demonstration der Analyse einer Versuchsserie

Ort1/ 1997			Ort2/ 1997			Ort3/ 1997			Ort4/ 1997		
Sorten	Blocks	Be- fall	Sorten	Blocks	Be- fall	Sorten	Blocks	Be- fall	Sorten	Blocks	Be- fall
=SS=	1	18.50	=SS=	1	19.75	=SS=	1	20.00	=SS=	1	20.00
=SS=	2	22.40	=SS=	2	20.50	=SS=	2	21.65	=SS=	2	23.90
=SS=	3	28.15	=SS=	3	22.00	=SS=	3	26.65	=SS=	3	26.65
=SS=	4	19.75	=SS=	4	17.00	=SS=	4	19.75	=SS=	4	23.25
=SS=	1	18.50	=SS=	1	18.50	=SS=	1	18.50	=SS=	1	18.50
=SS=	2	21.50	=SS=	2	21.65	=SS=	2	16.75	=SS=	2	18.50
=SS=	3	20.50	=SS=	3	25.75	=SS=	3	20.50	=SS=	3	20.50
=SS=	4	28.75	=SS=	4	19.75	=SS=	4	25.75	=SS=	4	27.25
=SS=	1	18.50	=SS=	1	18.50	=SS=	1	16.75	=SS=	1	16.75
=SS=	2	12.75	=SS=	2	12.75	=SS=	2	11.25	=SS=	2	14.75
=SS=	3	21.65	=SS=	3	19.90	=SS=	3	18.65	=SS=	3	21.65
=SS=	4	22.75	=SS=	4	19.75	=SS=	4	19.75	=SS=	4	24.75
Florida	1	21.50	Florida	1	8.25	Florida	1	14.50	Florida	1	13.00
Florida	2	12.75	Florida	2	6.50	Florida	2	9.75	Florida	2	9.75
Florida	3	8.70	Florida	3	4.75	Florida	3	6.25	Florida	3	6.25
Florida	4	15.75	Florida	4	15.50	Florida	4	23.75	Florida	4	16.40
Longos	1	2.50	Longos	1	4.70	Longos	1	2.50	Longos	1	1.45
Longos	2	0.00	Longos	2	1.45	Longos	2	3.25	Longos	2	3.25
Longos	3	0.75	Longos	3	0.75	Longos	3	0.75	Longos	3	0.75
Longos	4	1.10	Longos	4	2.50	Longos	4	1.50	Longos	4	4.30
Herzog	1	4.35	Herzog	1	57.75	Herzog	1	57.75	Herzog	1	57.75
Herzog	2	5.75	Herzog	2	39.25	Herzog	2	50.00	Herzog	2	50.00
Herzog	3	6.75	Herzog	3	36.50	Herzog	3	41.50	Herzog	3	41.50
Herzog	4	7.50	Herzog	4	42.75	Herzog	4	49.25	Herzog	4	49.25
Orestis	1	10.75	Orestis	1	10.00	Orestis	1	10.75	Orestis	1	10.75
Orestis	2	11.00	Orestis	2	10.00	Orestis	2	9.00	Orestis	2	9.00
Orestis	3	10.00	Orestis	3	9.00	Orestis	3	13.25	Orestis	3	10.75
Orestis	4	6.75	Orestis	4	9.00	Orestis	4	9.75	Orestis	4	8.25
Astron	1	10.00	Astron	1	4.00	Astron	1	3.25	Astron	1	3.25
Astron	2	6.65	Astron	2	9.50	Astron	2	6.75	Astron	2	10.00
Astron	3	8.00	Astron	3	10.00	Astron	3	3.60	Astron	3	3.25
Astron	4	8.00	Astron	4	5.75	Astron	4	4.75	Astron	4	10.75
Toronto	1	8.35	Toronto	1	4.35	Toronto	1	6.85	Toronto	1	7.50
Toronto	2	8.00	Toronto	2	4.00	Toronto	2	4.50	Toronto	2	4.50
Toronto	3	7.75	Toronto	3	4.75	Toronto	3	16.25	Toronto	3	14.50
Toronto	4	14.50	Toronto	4	8.25	Toronto	4	11.50	Toronto	4	11.50
Ohio	1	2.05	Ohio	1	4.00	Ohio	1	1.45	Ohio	1	1.45
Ohio	2	0.45	Ohio	2	0.75	Ohio	2	0.45	Ohio	2	0.75
Ohio	3	3.25	Ohio	3	5.75	Ohio	3	0.75	Ohio	3	1.50
Ohio	4	0.00	Ohio	4	5.05	Ohio	4	0.15	Ohio	4	3.25
Renan	1	1.10	Renan	1	0.00	Renan	1	3.25	Renan	1	4.00
Renan	2	0.30	Renan	2	0.45	Renan	2	2.60	Renan	2	7.50
Renan	3	0.00	Renan	3	2.50	Renan	3	4.70	Renan	3	4.00
Renan	4	3.25	Renan	4	0.75	Renan	4	0.75	Renan	4	2.50
Ritmo	1	1.80				Ritmo	1	5.00	Ritmo	1	5.75
Ritmo	2	2.55				Ritmo	2	4.35	Ritmo	2	5.75
Ritmo	3	0.00				Ritmo	3	9.00	Ritmo	3	6.20
Ritmo	4	0.75				Ritmo	4	5.75	Ritmo	4	5.90

**Ergebnis:**

Dateien	Orte	Jahre	Zusammensetzung der Versuchsserie
M:\PROJEKTE\RESI\1997ort1.ser	ORT1	1997	
M:\PROJEKTE\RESI\1997ort2.ser	ORT2	1997	
M:\PROJEKTE\RESI\1997ort3.ser	ORT3	1997	
M:\PROJEKTE\RESI\1997ort4.ser	ORT4	1997	

Tabelle des mittleren Befalls  
- ohne Berücksichtigung von Wechselwirkungen -

*Tabelle der arithmetischen Mittelwerte*

```

-----
:                               :mittlerer :
:                               :-----:
:                               :  Befall  :
:-----+-----+-----+-----:
:Sorten      :Orte       :Jahre      :         :
:-----+-----+-----+-----:
:=SS=        :ORT1       :1997       :  21.14:
:           :           :           :         :
:           :ORT2       :1997       :  19.65:
:           :           :           :         :
:           :ORT3       :1997       :  19.66:
:           :           :           :         :
:           :ORT4       :1997       :  21.37:
:-----+-----+-----+-----:
:Astron      :ORT1       :1997       :   8.16:
:           :           :           :         :
:           :ORT2       :1997       :   7.31:
:           :           :           :         :
:           :ORT3       :1997       :   4.59:
:           :           :           :         :
:           :ORT4       :1997       :   6.81:
:-----+-----+-----+-----:
:Florida     :ORT1       :1997       :  14.68:
:           :           :           :         :
:           :ORT2       :1997       :   8.75:
:           :           :           :         :
:           :ORT3       :1997       :  13.56:
:           :           :           :         :
:           :ORT4       :1997       :  11.35:
:-----+-----+-----+-----:
:Herzog      :ORT1       :1997       :   6.09:
:           :           :           :         :
:           :ORT2       :1997       :  44.06:
:           :           :           :         :
:           :ORT3       :1997       :  49.63:
:           :           :           :         :
:           :ORT4       :1997       :  49.63:
:-----+-----+-----+-----:
:Longos      :ORT1       :1997       :   1.09:
:           :           :           :         :
:           :ORT2       :1997       :   2.35:
:           :           :           :         :
:           :ORT3       :1997       :   2.00:
:           :           :           :         :
:           :ORT4       :1997       :   2.44:
:-----+-----+-----+-----:
:Ohio        :ORT1       :1997       :   1.44:
:           :           :           :         :
:           :ORT2       :1997       :   3.89:
:           :           :           :         :
:           :ORT3       :1997       :   0.70:
:           :           :           :         :
:           :ORT4       :1997       :   1.74:
:-----+-----+-----+-----:
:Orestis     :ORT1       :1997       :   9.63:
:           :           :           :         :
:           :ORT2       :1997       :   9.50:
:           :           :           :         :
:           :ORT3       :1997       :  10.69:
:           :           :           :         :
:           :ORT4       :1997       :   9.69:
:-----+-----+-----+-----:
:Renan       :ORT1       :1997       :   1.16:
:           :           :           :         :
:-----+-----+-----+-----:

```

:	:ORT2	:1997	:	0.93:
:	:	:	:	:
:	:ORT3	:1997	:	2.83:
:	:	:	:	:
:	:ORT4	:1997	:	4.50:
:	:	:	:	:
:Ritmo	:ORT1	:1997	:	1.28:
:	:	:	:	:
:	:ORT3	:1997	:	6.03:
:	:	:	:	:
:	:ORT4	:1997	:	5.90:
:	:	:	:	:
:Toronto	:ORT1	:1997	:	9.65:
:	:	:	:	:
:	:ORT2	:1997	:	5.34:
:	:	:	:	:
:	:ORT3	:1997	:	9.78:
:	:	:	:	:
:	:ORT4	:1997	:	9.50:

:	:	: mittlerer	:	:
:	:	:	:	:
:	:	: Befall	:	:
:	:	:	:	:
:Sorten	:Orte	:	:	:
:	:	:	:	:
:SS=	:ORT1	:	21.14:	:
:	:	:	:	:
:	:ORT2	:	19.65:	:
:	:	:	:	:
:	:ORT3	:	19.66:	:
:	:	:	:	:
:	:ORT4	:	21.37:	:
:	:	:	:	:
:Astron	:ORT1	:	8.16:	:
:	:	:	:	:
:	:ORT2	:	7.31:	:
:	:	:	:	:
:	:ORT3	:	4.59:	:
:	:	:	:	:
:	:ORT4	:	6.81:	:
:	:	:	:	:
:Florida	:ORT1	:	14.68:	:
:	:	:	:	:
:	:ORT2	:	8.75:	:
:	:	:	:	:
:	:ORT3	:	13.56:	:
:	:	:	:	:
:	:ORT4	:	11.35:	:
:	:	:	:	:
:Herzog	:ORT1	:	6.09:	:
:	:	:	:	:
:	:ORT2	:	44.06:	:
:	:	:	:	:
:	:ORT3	:	49.63:	:
:	:	:	:	:
:	:ORT4	:	49.63:	:
:	:	:	:	:
:Longos	:ORT1	:	1.09:	:
:	:	:	:	:
:	:ORT2	:	2.35:	:
:	:	:	:	:
:	:ORT3	:	2.00:	:
:	:	:	:	:
:	:ORT4	:	2.44:	:
:	:	:	:	:
:Ohio	:ORT1	:	1.44:	:

```

:          :-----+-----:
:          :ORT2      :      3.89:
:          :-----+-----:
:          :ORT3      :      0.70:
:          :-----+-----:
:          :ORT4      :      1.74:
:-----+-----:
:Orestis  :ORT1      :      9.63:
:          :-----+-----:
:          :ORT2      :      9.50:
:          :-----+-----:
:          :ORT3      :     10.69:
:          :-----+-----:
:          :ORT4      :      9.69:
:-----+-----:
:Renan    :ORT1      :      1.16:
:          :-----+-----:
:          :ORT2      :      0.93:
:          :-----+-----:
:          :ORT3      :      2.83:
:          :-----+-----:
:          :ORT4      :      4.50:
:-----+-----:
:Ritmo    :ORT1      :      1.28:
:          :-----+-----:
:          :ORT3      :      6.03:
:          :-----+-----:
:          :ORT4      :      5.90:
:-----+-----:
:Toronto  :ORT1      :      9.65:
:          :-----+-----:
:          :ORT2      :      5.34:
:          :-----+-----:
:          :ORT3      :      9.78:
:          :-----+-----:
:          :ORT4      :      9.50:
:-----+-----:

```

```

:          : mittlerer :
:          :-----:
:          : Befall   :
:-----+-----:
:Sorten   :Jahre    :          :
:-----+-----:
:=SS=     :1997     :      20.46:
:-----+-----:
:Astron   :1997     :      6.72:
:-----+-----:
:Florida  :1997     :     12.08:
:-----+-----:
:Herzog   :1997     :     37.35:
:-----+-----:
:Longos   :1997     :      1.97:
:-----+-----:
:Ohio     :1997     :      1.94:
:-----+-----:
:Orestis  :1997     :      9.88:
:-----+-----:
:Renan    :1997     :      2.35:
:-----+-----:
:Ritmo    :1997     :      4.40:
:-----+-----:
:Toronto  :1997     :      8.57:
:-----+-----:

```

```

-----
:                : mittlerer :
:                :-----:
:                :  Befall  :
:-----+-----:
:Sorten         :         :
:-----+-----:
:=SS=          :    20.46:
:-----+-----:
:Astron         :     6.72:
:-----+-----:
:Florida       :    12.08:
:-----+-----:
:Herzog        :    37.35:
:-----+-----:
:Longos        :     1.97:
:-----+-----:
:Ohio          :     1.94:
:-----+-----:
:Orestis       :     9.88:
:-----+-----:
:Renan         :     2.35:
:-----+-----:
:Ritmo         :     4.40:
:-----+-----:
:Toronto       :     8.57:
-----

```

Varianzanalysemodell

*Varianzanalysemodell*

Orte zufällig, 1 Jahr

Mittelwerte (least squares means)

*Mittelwertschätzungen  
(LSMEANS)*

```

SORTEN  LSMEAN
=SS=    20.46
Astron   6.72
Florida  12.08
Herzog   37.35
Longos   1.97
Ohio     1.94
Orestis  9.88
Renan    2.35
Ritmo    4.40
Toronto  8.57

```

V a r i a n z t a b e l l e (fixe Effekte)

*Varianztabelle  
(fixe Effekte)*

```

Source    NDF      DDF          F      Prob
-----
SORTEN    9       26.0640     10.11   0.0001

```

Beachte: Es liegt keine Orthogonalität in den Sorten vor.  
Anstelle der Ergebnisse der Tukey- und/oder Dunnett-Prozedur  
werden die Ergebnisse der Bonferroni-Prozedur ausgegeben.

Zusätzlich werden Varianzanalyse und Tukey- und/oder Dunnett-  
Prozedur für die Sorten gerechnet, die in allen Einzelversuchen  
vorkommen.



-----  
 Bonferroni-Prozedur (Irrtumswahrscheinlichkeit alpha=0.05)  
 -----

*Bonferroni-Prozedur*

Sorten	_Sorten	Differenz	FSD	Prob	Test
=SS=	Astron	13.73750000	17.7833	0.3835	-
=SS=	Florida	8.37187500	17.7833	1.0000	-
=SS=	Herzog	-16.89375000	17.7833	0.0763	-
=SS=	Longos	18.48750000	17.7833	0.0327	sign.
=SS=	Ohio	18.51562500	17.7833	0.0322	sign.
=SS=	Orestis	10.58125000	17.7833	1.0000	-
=SS=	Renan	18.10312500	17.7833	0.0401	sign.
=SS=	Ritmo	16.05551615	19.1719	0.2215	-
=SS=	Toronto	11.89062500	17.7833	0.9315	-
Astron	Florida	-5.36562500	17.8887	1.0000	-
Astron	Herzog	-30.63125000	17.8887	0.0001	sign.
Astron	Longos	4.75000000	17.8887	1.0000	-
Astron	Ohio	4.77812500	17.8887	1.0000	-
Astron	Orestis	-3.15625000	17.8887	1.0000	-
Astron	Renan	4.36562500	17.8887	1.0000	-
Astron	Ritmo	2.31801615	19.2720	1.0000	-
Astron	Toronto	-1.84687500	17.8887	1.0000	-
Florida	Herzog	-25.26562500	17.8887	0.0010	sign.
Florida	Longos	10.11562500	17.8887	1.0000	-
Florida	Ohio	10.14375000	17.8887	1.0000	-
Florida	Orestis	2.20937500	17.8887	1.0000	-
Florida	Renan	9.73125000	17.8887	1.0000	-
Florida	Ritmo	7.68364115	19.2720	1.0000	-
Florida	Toronto	3.51875000	17.8887	1.0000	-
Herzog	Longos	35.38125000	17.8887	0.0000	sign.
Herzog	Ohio	35.40937500	17.8887	0.0000	sign.
Herzog	Orestis	27.47500000	17.8887	0.0003	sign.
Herzog	Renan	34.99687500	17.8887	0.0000	sign.
Herzog	Ritmo	32.94926615	19.2720	0.0001	sign.
Herzog	Toronto	28.78437500	17.8887	0.0001	sign.
Longos	Ohio	0.02812500	17.8887	1.0000	-
Longos	Orestis	-7.90625000	17.8887	1.0000	-
Longos	Renan	-0.38437500	17.8887	1.0000	-
Longos	Ritmo	-2.43198385	19.2720	1.0000	-
Longos	Toronto	-6.59687500	17.8887	1.0000	-
Ohio	Orestis	-7.93437500	17.8887	1.0000	-
Ohio	Renan	-0.41250000	17.8887	1.0000	-
Ohio	Ritmo	-2.46010885	19.2720	1.0000	-
Ohio	Toronto	-6.62500000	17.8887	1.0000	-
Orestis	Renan	7.52187500	17.8887	1.0000	-
Orestis	Ritmo	5.47426615	19.2720	1.0000	-
Orestis	Toronto	1.30937500	17.8887	1.0000	-
Renan	Ritmo	-2.04760885	19.2720	1.0000	-
Renan	Toronto	-6.21250000	17.8887	1.0000	-
Ritmo	Toronto	-4.16489115	19.2720	1.0000	-

-----  
 \*\*\* Sorten orthogonal \*\*\*  
 -----

*es werden nur die Sorten  
 betrachtet, die in allen  
 Versuchen vorkommen*

Mittelwerte (least squares means)  
 -----

SORTEN	LSMEAN
=SS=	20.46
Astron	6.72
Florida	12.08
Herzog	37.35
Longos	1.97
Ohio	1.94
Orestis	9.88

*Mittelwertschätzungen  
 (LSMEANS)  
 [die Sorte Ritmo fehlt]*

Renan 2.35  
 Toronto 8.57

V a r i a n z t a b e l l e (fixe Effekte)

Source	NDF	DDF	F	Prob
SORTEN	8	23.7762	10.14	0.0001

Varianztabelle  
 (fixe Effekte)

-----  
 Dunnett-Prozedur (Irrtumswahrscheinlichkeit alpha=0.05)  
 vs anfälligen Standard (SS)  
 -----

Dunnett-Prozedur  
 (gegen Standard =SS=)

Sorten	Differenz	DSD	Prob	Test
Ohio	-18.51562500	14.6535	0.0078	sign.
Longos	-18.48750000	14.6535	0.0079	sign.
Renan	-18.10312500	14.6535	0.0095	sign.
Astron	-13.73750000	14.6535	0.0672	-
Toronto	-11.89062500	14.6535	0.1404	-
Orestis	-10.58125000	14.6535	0.2263	-
Florida	-8.37187500	14.6535	0.4529	-
Herzog	16.89375000	14.6535	0.0167	sign.

-----  
 Dunnett-Prozedur (Irrtumswahrscheinlichkeit alpha=0.05)  
 vs zusätzlichen Standard (Longos)  
 -----

Dunnett-Prozedur  
 (gegen Standard Longos)

Sorten	Differenz	DSD	Prob	Test
Ohio	-0.02812500	14.7683	1.0000	-
Renan	0.38437500	14.7683	1.0000	-
Astron	4.75000000	14.7683	0.9106	-
Toronto	6.59687500	14.7683	0.6972	-
Orestis	7.90625000	14.7683	0.5191	-
Florida	10.11562500	14.7683	0.2719	-
=SS=	18.48750000	14.6535	0.0079	sign.
Herzog	35.38125000	14.7683	0.0000	sign.

Nicht alle Sorten treten in den Einzelversuchen auf. Die Sorte Ritmo fehlt am Ort2. Das bedeutet, dass die Sorten nicht orthogonal sind und folglich die Dunnett-Prozedur nicht gerechnet wird. Statt dessen wird die Bonferroni-Prozedur für Auswertung der nichtorthogonalen Serie realisiert. Im Anschluss daran wird für den orthogonalen Kern der Sorten – das sind für dieses Beispiel alle Sorten außer Ritmo – die Dunnett-Prozeduren gegen den anfälligen Standard (=SS=) und gegen den zusätzlich ausgewählten Standard (Longos) durchgeführt.

## 7 Abarbeitungszeiten

Die Zeit für die Auswertung eines Einzelversuches mit RESI liegt im Minutenbereich. 10 bis 15 Minuten können im Ausnahmefall erreicht werden.

Die Serienanalyse dauert allerdings verhältnismäßig lange. Der in der SAS-Prozedur MIXED verwendete Algorithmus zur Schätzung der Varianzkomponenten mit Hilfe der Restricted Maximum Likelihood (REML) Methode ist sehr zeitraubend, so dass die Auswertungszeit einer Versuchsserie im Stundenbereich liegen kann. Das ist besonders dann der Fall, wenn die Versuchsserie nichtorthogonal ist.

# Testing of crop cultivars for resistance to noxious organisms at the Federal Biological Research Centre

## Part 3

Methodical guidelines for the assesment of partial resistance  
in cereal cultivars and the SAS Application RESI

## Introduction

The present volume describes a unified approach to planning and analysing experiments for the epidemiological assessment of partial resistance in cereals. The proposed methods are implemented using the SAS System (Version 6.12). The SAS application RESI for planning and statistical analysis of single experiments and of series of experiments has a user interface, which requires no prior knowledge of SAS.

The program can generate a randomised field plan including replicated standards. In contrast to procedures used in the past, the methodological guidelines as well as the RESI programme account for the disease progress by computing the area under the disease progress curve. A method for statistical analysis is presented for single experiments as well as for a series of experiments. This report presents the theoretical framework for the suggested methods.

The methodological guidelines and the RESI programme for assessing partial resistance have been successfully tested within Germany, revised and extended to include the analysis of series of trials. The Europe-wide production of cereals as well as joint research projects within Europe require a unified methodology for data assessment and statistical analysis. For this reason, our methodological guidelines and the RESI programme are presented in German and English.

# Methodological guidelines for the assessment of partial resistance in cultivars or lines with special emphasis on epidemiological aspects

Ursula Walther, Kerstin Flath, Eckard Moll, Jochen Prochnow, and Edelgard Sachs

## Content

1	Assessing resistance	69
2	Methods	69
2.1	Experimental design	69
2.2	Computing the sample size for a standard	70
2.3	Inoculation	70
3.	Scoring	70
4	The data	70
5	Statistical analysis	72
6	Score	72
7	References	73
8	Appendix: Method of inoculation and scoring aid for assessing the percentage of diseases	
	leaf area of	74
	Brown Rust	75
	Yellow Rust	76
	Powdery Mildew	77
	Net Blotch	78
	Scald	79
	Leaf Blotch and Glum Blotch	80
	Leaf Blotch	82
	Head Blight	83
	Tan Spot	84

# 1 Assessing resistance

Aside from an increase of yield potential, a major aim in cereal breeding is an improvement of disease resistance of new cultivars. In the early Eighties the main emphasis was on vertical resistance (synonyms: complete, qualitative, race-specific or major gene resistance). The large-scale use of such cultivars resulted in an adaptation of the pathogen populations to these resistances. This fact and the limited availability of new effective resistance genes led to the use of horizontal or partial resistance (synonyms: quantitative, race-specific or minor gene resistance). This type of resistance has several advantages over vertical resistance. It is more durable and characterised by a slight to moderate disease severity, a strongly hampered development of the pathogen and a low level of final infection. Cultivars with declined vertical resistance can continue to be of economic interest if they have a high level of partial resistance in addition. The degree of partial resistance varies depending on infection pressure and weather conditions. Long-term investigations (WALTHER, 1988), however, have shown that the ranking of cultivars within an assortment and related to a standard remains rather stable.

To assess partial resistance the disease progress on the plants has to be recorded. This includes the beginning of an infection, the mean disease severity (assessed by the area under the disease progress curve) as well as the final disease severity.

The former method to assess resistances by a single scoring at the time of clearest differentiation of disease severity among cultivars does not allow a complete determination of partial resistance. Different assessment methods make a unified analysis difficult, and a comparison among different diseases is complicated. The method presented here and the SAS application RESI are applicable for all major diseases in cereals, while specifics of host-pathogen combinations are taken into account. Partial resistance is assessed by the area under the disease progress curve.

## 2 Methods

### 2.1 Experimental design

Due to high variability of partial resistance at least four replications are required. The experiments are laid out as one-factorial randomised complete block design, with experimental units arranged either as micro plots with rows 90-120 cm in length and 20-25 cm apart or as hill plots 40-50 cm in diameter.

To generate a sufficient infection pressure especially for airborne diseases, spreader rows of susceptible cultivars or lines with varying sporulation times (early, medium and late) can be laid out between test plots (Fig. 1). These rows should be sawn along the main direction of the wind at a distance of 3-4 m.

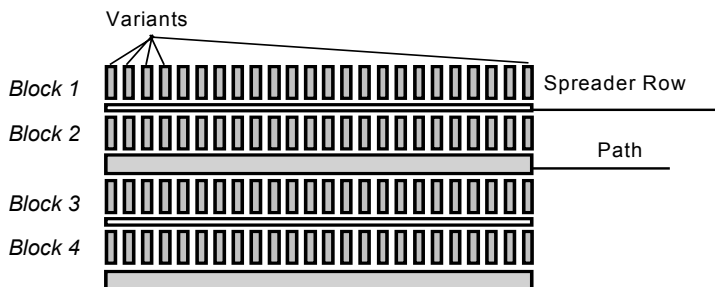


Fig. 1: Experimental design

It is recommended to include one partial resistant and one susceptible standard. For experiments replicated over several places and countries, a local partial resistant standard is useful.

## 2.2 Computing the sample size for a standard

The sample size for standards should be higher than for the other variants, since they are compared against all cultivars. The sample size within a block should be

$$r_{\text{standard}} = \sqrt{[\text{number of test cultivars}]}$$

or at least

$$r_{\text{standard}} = [\text{number of test cultivars}]/10 .$$

## 2.3 Inoculation

Spreader rows and test plots respectively are artificially inoculated using a defined isolate mixture, which should contain all currently known virulences of the respective pathogen. The mixture may be composed based on the results of virulence analyses of the preceding year.

Humidity at inoculation should be as high as possible. Thus, inoculation should be done preferably during evening hours, following rainfall or at cloudy weather.

The preferred time and method of inoculation for each disease are listed in the Appendix.

## 3 Scoring

Time limitations do not usually allow scorings on individual plants in large-scale field experiments. For this reason, visual assessment is often done on a plot basis. This method is sufficient for a satisfactory assessment of partial resistance. It is necessary to score plots on a weekly basis, at least on three occasions. The percentage of diseased leaf or ear area is estimated on each occasion. Depending on the duration of pathogenesis, there will be several measurements per plot. Scoring aids for different disease pathogens are given in the Appendix.

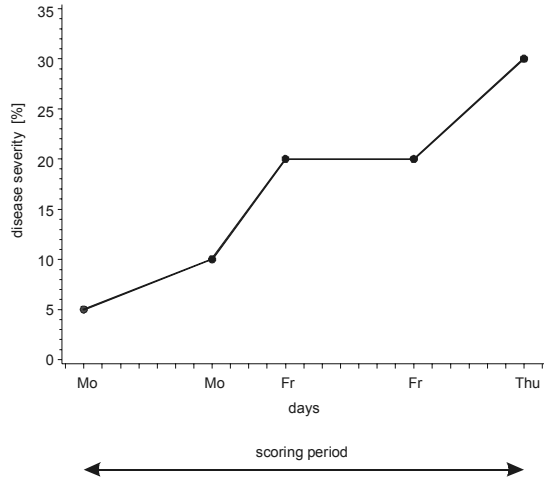
The method proposed here does not take into account the infection type, though this is possible in principle. An assessment of the infection type is problematic under field conditions, however, and reproducible results are difficult to obtain due to high dependence of symptoms on weather conditions (wind, rain, temperature and sunshine).

The plausibility of data on percentage of diseased area should be checked at each scoring date. This is done by comparison to the already observed disease progress and within a variant or a standard.

## 4 The data

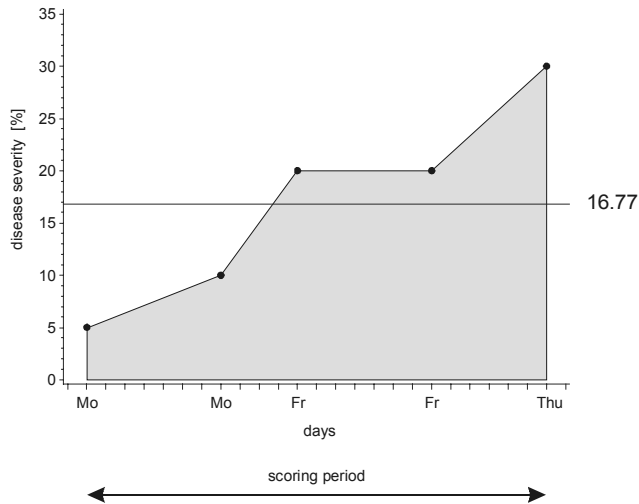
The percentage of infected leaf area is the basis for an assessment and for a statistical analysis of partial resistance in cereal cultivars. Measured values will lie between 0 and 100. Even a good scoring system cannot rule out that low disease severities are assessed in steps of 1 percent, while higher severities are assessed in steps of 5 or 10 percent. Even if the assessment is sufficiently accurate, it is valid only for the time of measurement.

An assessment of partial resistance should not be based on a single point in time, but on a series of measurements. Since disease progress is not accurately assessed by only two measurements, at least three consecutive measurements should be made on each plot on a weekly basis, if possible (Fig. 2).



**Fig. 2:** Disease progress

Following Wilcoxon et al. (1974) we consider the area under the disease progress curve per plot. This area is equivalent to the mean disease severity per plot (Fig. 3).



**Fig. 3:** Area under the disease progress curve

As an example, the mean disease severity in Fig. 3 is computed as follows:

$$\text{mean disease severity}_{\text{plot}} = \left[ \frac{5+10}{2} * 7 + \frac{10+20}{2} * 4 + \frac{20+20}{2} * 7 + \frac{20+30}{2} * 6 \right] / (7 + 4 + 7 + 6) = 16,77$$

A general formula for mean disease severity per plot is given by

$$\text{mean disease severity}_{\text{plot}} = \frac{1}{D} * \sum_{i=1}^{t-1} \frac{1}{2} (B_i + B_{i+1}) * d_i$$

where

- i : Scoring date (i = 1, ..., t)
- D : Number of days between first and t-th scoring date (scoring period)
- B<sub>i</sub> : Percentage disease severity of plot at i-th scoring date
- d<sub>i</sub> : Number of days between i-th and (i+1)-th scoring data (scoring interval)

Using this formula, we compute the mean disease severity for every plot.

## 5 Statistical analysis

The statistical analysis of a series of experiments across years and places should account for cultivar-by-environment interaction.

The analysis of variance (ANOVA) is based on mean disease severity per plot. This quantitative trait, which is computed from the estimated percentages of diseased area, has been found to usually meet the assumptions underlying an ANOVA for a randomised complete block design. Statistical tests are performed at a Type I error rate of  $\alpha = 0.05$ . Depending on the focus of the analysis, a multiple comparison procedure can be applied following ANOVA. For single experiments, the Tukey-, Dunnett-, and maximum modulus test procedure as well as the t-test are available. For analysing a balanced and orthogonal series of experiments you can use multiple t-test, Tukey test procedure, and Dunnett test procedure.

The test procedures are suited for different objectives in the comparison of cultivar effects:

- the Tukey test procedure  
for all pairwise mean comparisons  
The Tukey test procedure controls the experiment-wise error rate.
- the Dunnett test procedure  
for comparing variant means with a control (standard) mean  
This procedure should be used, when the partial resistance of all cultivars is to be compared against one or several standards.  
The Dunnett procedure controls the experiment-wise error rate.
- the t-test against a standard  
for comparing variant means with a control (standard) mean  
This procedure should be used, when the partial resistance of all cultivars is to be compared against one or several standards.  
The t-test controls the comparison-wise error rate.
- the maximum modulus test procedure  
for comparing variant means against the overall mean.  
This procedure is appropriate, when no standard is available or when no direct comparison with the standards is desired.  
This maximum modulus test procedure controls the experiment-wise error rate.

## 6 Score

A score is computed from the mean disease severity for each variant, irrespective of the statistical analysis. This is done for comparison to the traditional method of assessment based on an ordinal scale with nine classes.



Depending on the disease organism, the scoring scale can be derived from a logarithmic or a linear scale for the disease severity. A choice among these two options has to be made by the experimenter at the time of analysis at the latest. The two scales are described in the following table.

Logarithmic scale		Linear scale	
Score	Mean disease severity	Score	Mean disease severity
1	0 ... 0,75 *	1	0
2	>0,75 ... 2	2	>0 ... 12,5
3	>2 ... 4	3	>12,5 ... 25,0
4	>4 ... 7	4	>25,0 ... 37,5
5	>7 ... 13	5	>37,5 ... 50,0
6	>13 ... 21	6	>50,0 ... 62,5
7	>21 ... 36	7	>62,5 ... 75,0
8	>36 ... 60	8	>75,0 ... 87,5
9	>60 ... 100	9	>87,5 ... 100

\* no infection to traces

The computation of a score on a logarithmic scale with  $k = 9$  scoring classes is based on a geometric series (BOLLE 1965, MOLL 1981) with  $q = 1,65$

$$a + aq + aq^2 + \dots + aq^{k-1} = a \sum_{i=1}^k q^{i-1} = 100 \quad .$$

An approximate score is computed from the mean disease severity as

$$\text{score} = 1 + \log_{1,65} (0.5433 * \text{mean disease severity} + 0.60606) \quad .$$

For a linear scoring system, we use the relation

$$\text{score} = 1 + \text{mean disease severity}/12.5 \quad .$$

The score is rounded to integer values.

## 7 References

- BOLLE, F.: Über die Auswertung von pflanzenschutzlichen Versuchen. Teil IV: Die Wertzahlen. *Angewandte Botanik*, **39** (1965) 3, S. 111-132
- MIELKE, H.: Untersuchungen zur Anfälligkeit verschiedener Weizenarten, -sorten und -stämme gegenüber dem Erreger der Braunfleckigkeit *Septoria nodorum* (Berk.) Berk. *Mitteilungen aus der Biologischen Bundesanstalt für Land- und Forstwirtschaft*, (1989) 249, 45 S.
- MIELKE, H.: Untersuchungen zur Anfälligkeit inländischer Weizen- und Triticalesorten gegenüber *Septoria tritici* Rob. ex Desm. *Nachrichtenblatt des Deutschen Pflanzenschutzdienstes*, **47** (1995 a) 4, S. 96-99
- MIELKE, H.: Untersuchungen zur Anfälligkeit verschiedener Weizensorten gegenüber der Partiiellen Taubährigkeit (*Fusarium culmorum* [W.G.Sm.] Sacc.). *Nachrichtenblatt des Deutschen Pflanzenschutzdienstes*, **47** (1995 b) 10, S. 254-262
- MIELKE, H. und A. REICHEL: Studien zur Biologie des Erregers *Drechslera tritici-repentis*, zur Anfälligkeit des Weizens und verschiedener Artverwandten sowie zur Bekämpfung der DTR-Weizenblattdürre. *Mitteilungen aus der Biologischen Bundesanstalt für Land- und Forstwirtschaft*, (1999) 366, 76 S.
- MOLL, E.: Weitere Bemerkungen zu Skalen mit nichtäquidistanter Einteilung und zur Auswertung von Wertzahlen. *Archiv für Phytopathologie und Pflanzenschutz*, **17** (1981) 3, S. 217-224
- WALTHER, U.: Wie sicher ist die "Feldresistenz" - Erläuterung an mehrjähriger Prüfung von Sommergersten gegen *Puccinia hordei* Otth. *Tagungsberichte Nr. 271, Teil II „Schaderreger in der Getreideproduktion"*. Akademie der Landwirtschaftswissenschaften der DDR, Berlin, 1988, 271/II, S. 243-246
- WILCOXSON, R. D., A. H. ATIF, B. SKOVMAND: Slow rusting of wheat varieties in the field correlated with stem rust severity on detached leaves in the greenhouse. *Plant Disease Reporter, Beltsville USA*, **58** (1974) 12, pp. 1085-1087

## **8 Appendix: Method of inoculation and scoring aid for assessing the percentage of diseases leaf area of**

Brown Rust	75
Yellow Rust	76
Powdery Mildew	77
Net Blotch	78
Scald	79
Leaf Blotch and Glum Blotch	80
Leaf Blotch	82
Head Blight	83
Tan Spot	84

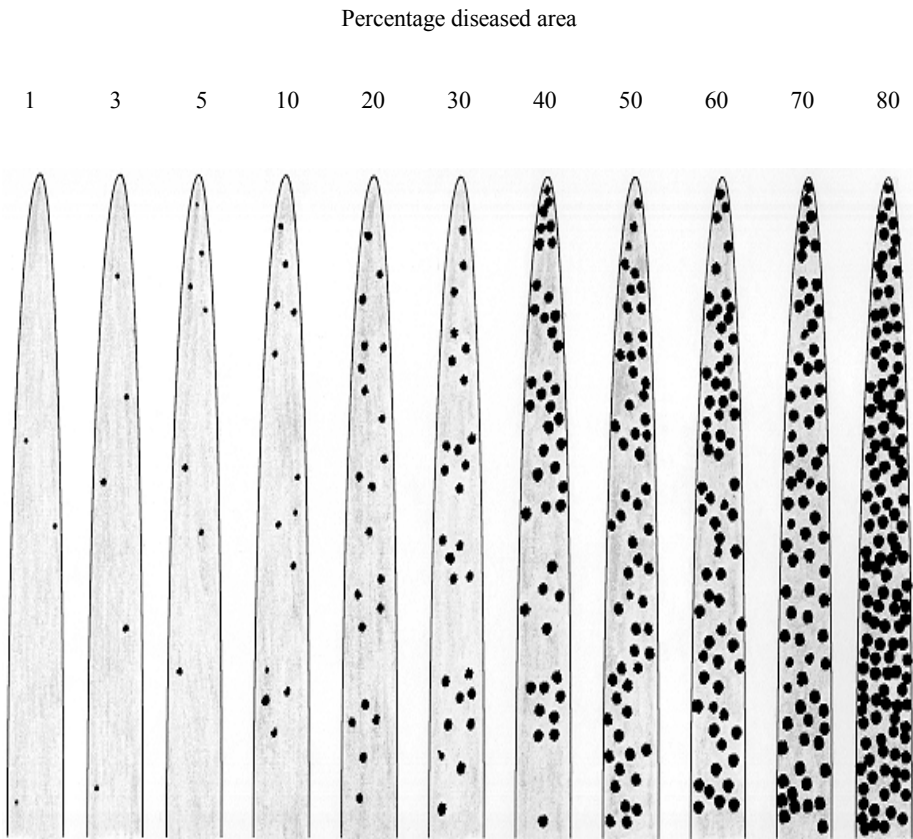
## Brown Rust

**Pathogen:** *Puccinia hordei* Otth / *Puccinia recondita* Rob. ex Desm.

### Inoculation

Artificial inoculation is done at tillering (growth stage BBCH 21-23) using a micro sprayer and an oil-spore suspension (appr. 120 mg spores per 100 ml of spreader row, light oil 'Isopar M' or 'Fluorinert FC-43'). Alternatively, a spore-talcum mixture (1:3) is dusted onto the plants which prior to inoculation were sprayed with detergent water (0.05 % Tween 20) and are then covered with a plastic sheet for 24 hours to maintain sufficient humidity.

### Scoring aid for estimating the percentage of diseased leaf area



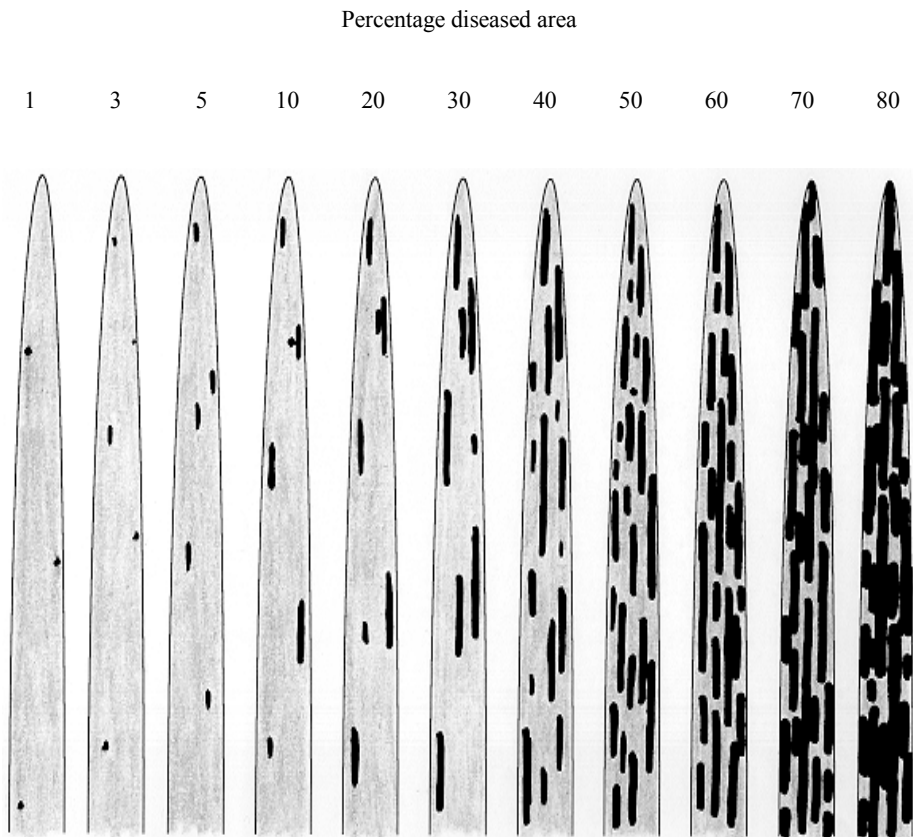
## Yellow Rust

**Pathogen:** *Puccinia striiformis* Westend

### Inoculation

Artificial inoculation is done at tillering (growth stage BBCH 21-23) using a micro sprayer and an oil-spore suspension (appr. 120 mg spores per 100 m of spreader row, light oil 'Isopar M' or 'Fluorinert FC-43'). Alternatively, a spore-talcum mixture (1:3) is dusted onto the plants, which prior to inoculation were sprayed with detergent water (0.05 % Tween 20) and are then covered with a plastic sheet for 24 hours to maintain sufficient humidity.

### Scoring aid for estimating the percentage of diseased leaf area



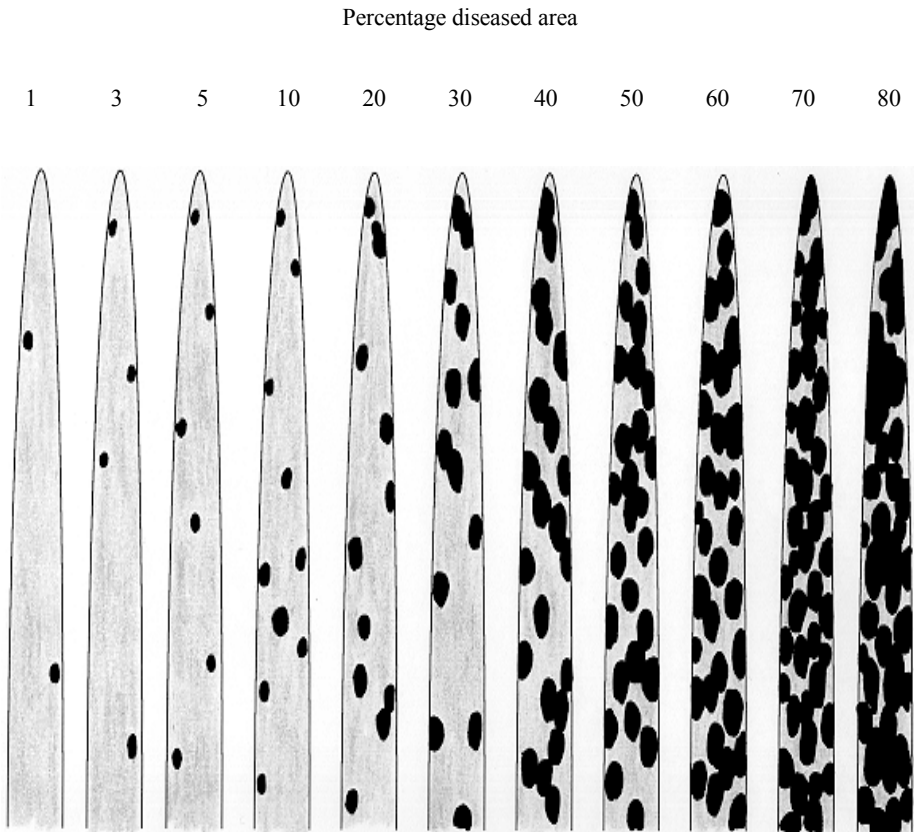
## Powdery Mildew

**Pathogen:** *Erysiphe graminis* DC

### Inoculation

Mildew infected plants are planted into the spreader rows at distances of 50 cm during tillering (growth stage BBCH 21-23). This stage is reached from early to mid April for winter cereals and from the end of April to early May for spring cereals.

### Scoring aid for estimating the percentage of diseased leaf area



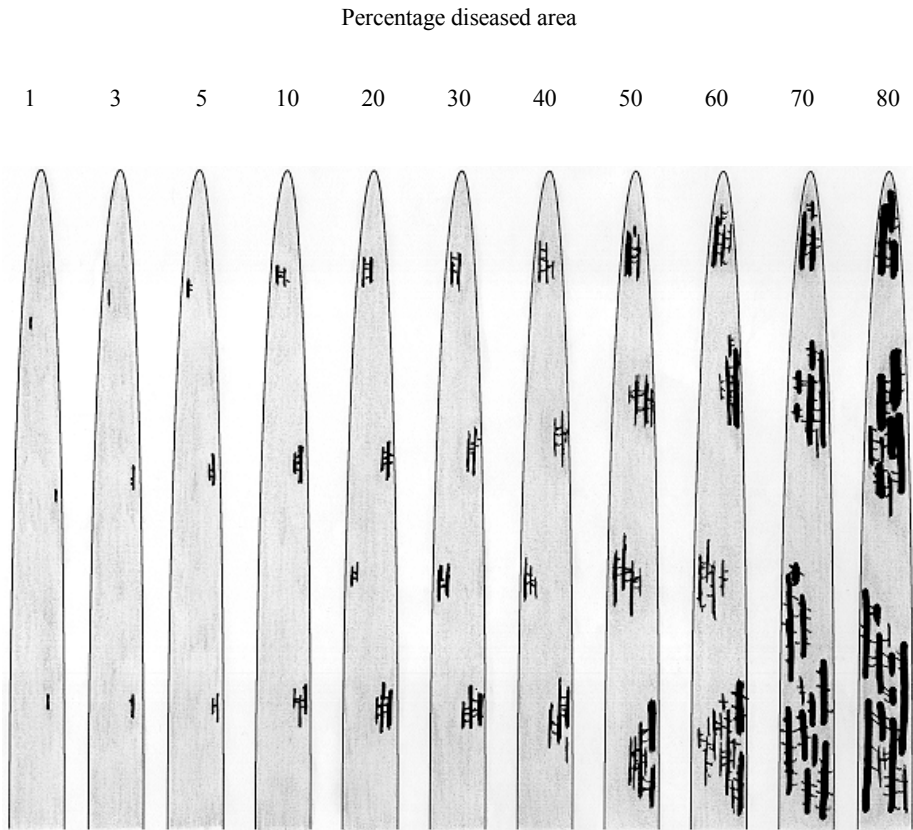
## Net Blotch

**Pathogen:** *Drechslera teres* (Sacc.) Shoemaker

### Inoculation

At growth stage BBCH 37-39 a suspension of conidia (4,000-6,000 conidia per ml) with detergent (0.05 % Tween 20) is sprayed onto the plants using a backpack sprayer until they are dripping wet. Inoculated plants are then covered over night (10-12 hours) with plastic sheets to maintain optimal conditions for infection (100 % humidity).

### Scoring aid for estimating the percentage of diseased leaf area



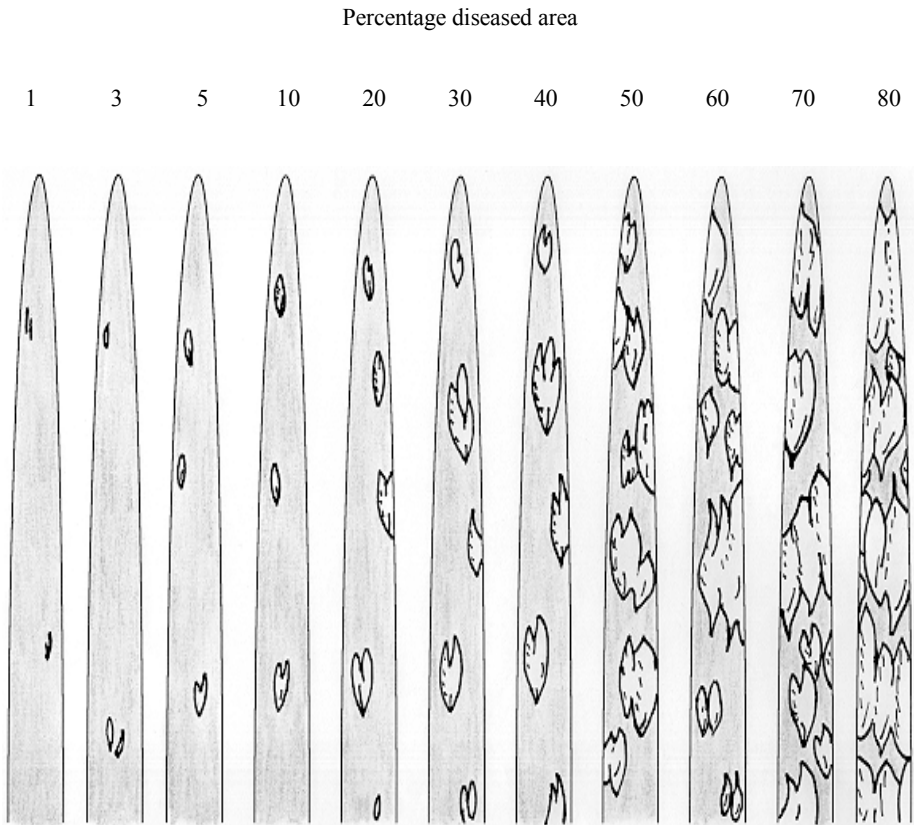
## Scald

**Pathogen:** *Rhynchosporium secalis* (Oudem.) Davis

### Inoculation

At growth stage BBCH 37-39 a suspension of conidia (60,000-70,000 conidia per ml) with detergent (0.05 % Tween 20) is sprayed onto the plants using a backpack sprayer until they are dripping wet. Inoculated plants are then covered over night (10-12 hours) with plastic sheets to maintain optimal conditions for infection (100 % humidity).

### Scoring aid for estimating the percentage of diseased leaf area



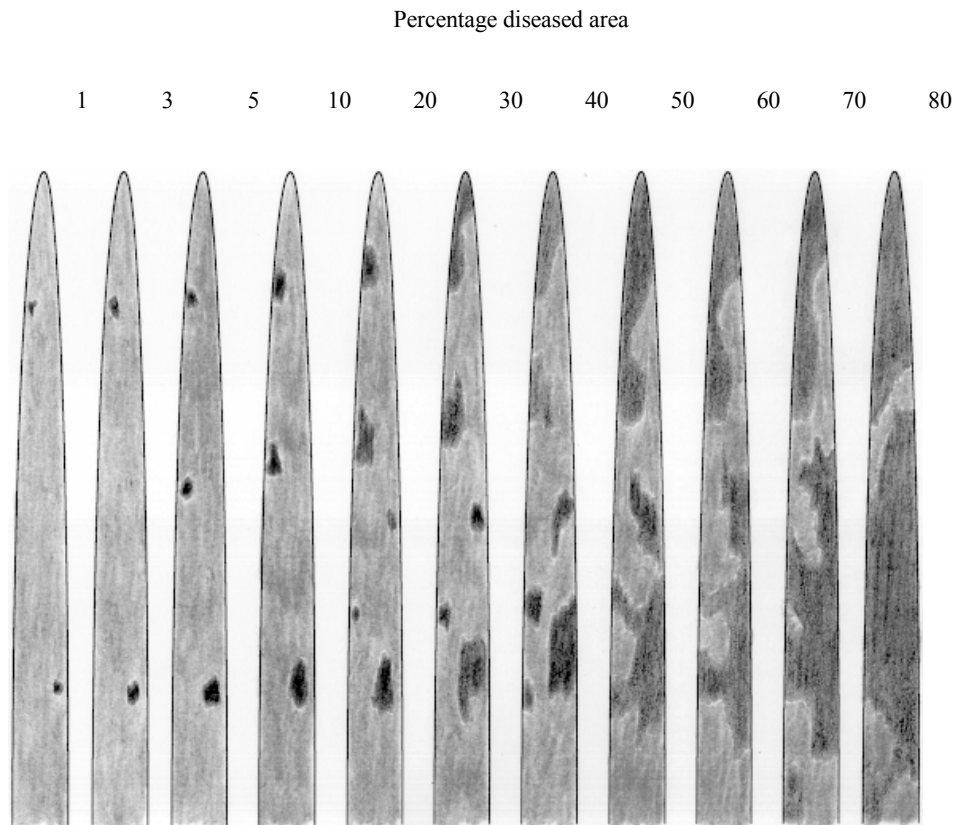
## Leaf Blotch and Glum Blotch

**Pathogen:** *Septoria nodorum* (Berk.) Berk.

### Inoculation

Artificial inoculation is done after heading of wheat (growth stage BBCH 59) spraying a spore suspension (at least 1 million pykno-spores per ml of water) onto the plots using a backpack sprayer. A quantity of approx. 12 l spore suspension is sufficient for a field area of 100 m<sup>2</sup> (MILKE, 1989). Inoculation should preferably take place during evening hours or in humid weather.

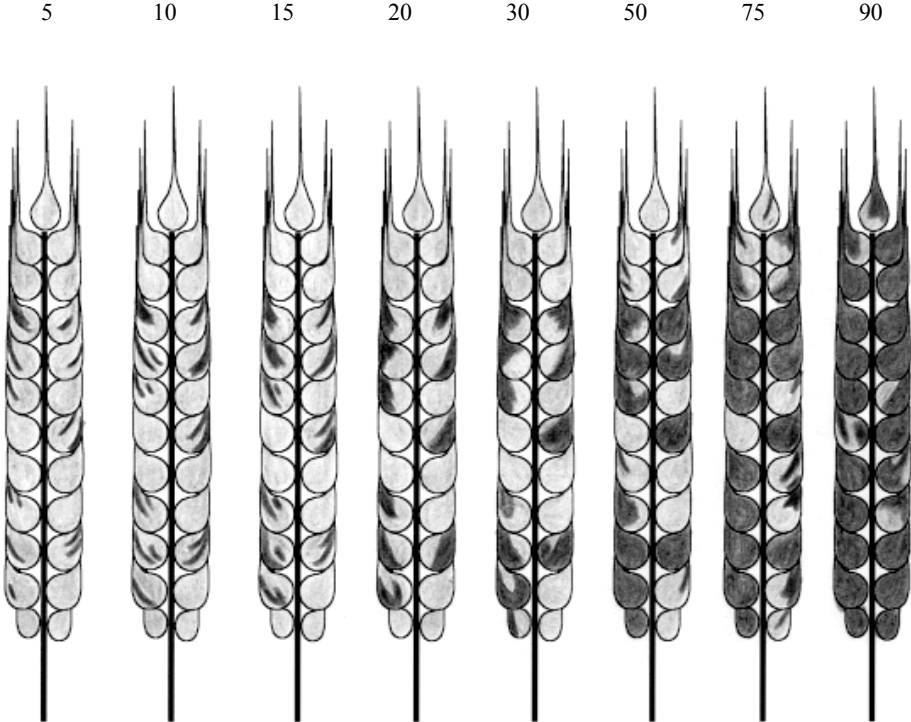
### Scoring aid for estimating the percentage of diseased leaf area of leaf blotch





**Scoring aid for estimating the percentage of diseased ear area of glum blotch**

Percentage diseased area



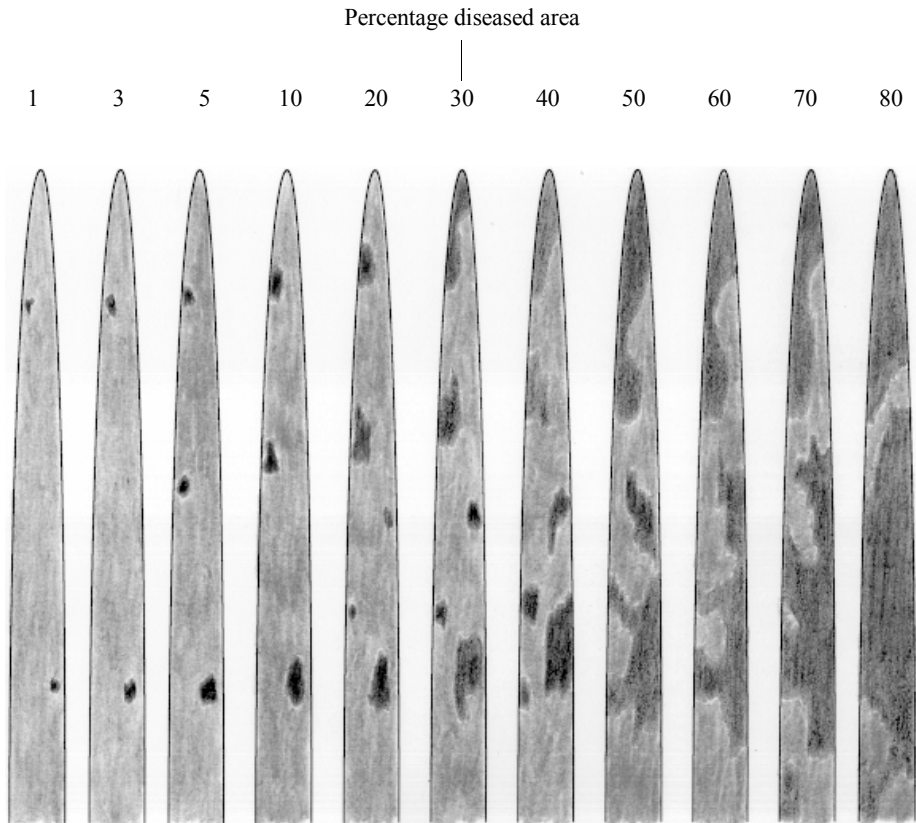
## Leaf Blotch

**Pathogen:** *Mycoshaerella graminicola* (Funkel) Schröter

### Inoculation

Inoculation is done after appearance of the flag leaves (growth stage BBCH 41) using a spore suspension. For this purpose, dried inoculum material is soaked in water for 2 to 3 hours. The spore suspension should have a concentration of at least 500,000 pycnospores per ml of water and can be applied using a backpack sprayer. A quantity of approx. 12 l spore suspension is sufficient for a field area of 100 m<sup>2</sup> (MIELKE, 1995 a). Inoculation should preferably take place during evening hours or in humid weather.

### Scoring aid for estimating the percentage of diseased leaf area



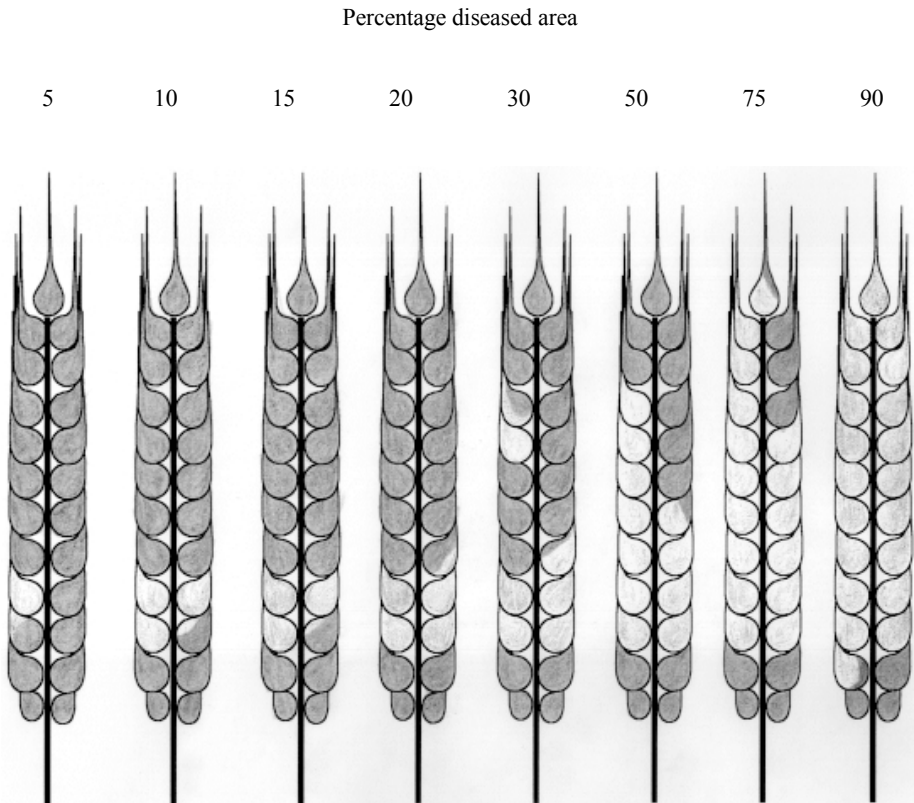
## Head Blight

**Pathogen:** *Fusarium culmorum* (W. G. Sm.) Sacc.

### Inoculation

Artificial inoculation is done after heading (growth stage BBCH 59) using a backpack sprayer. For preparing the spore suspension, dried inoculum material is soaked in water for 2 to 3 hours. The spore suspension should have a concentration of at least 1 million conidia per ml of water. A quantity of approx. 6 l spore suspension is sufficient for a field area of 100 m<sup>2</sup> (MIELKE, 1995 b). Inoculation should preferably take place during evening hours or in humid weather.

### Scoring aid for estimating the percentage of diseased ear area



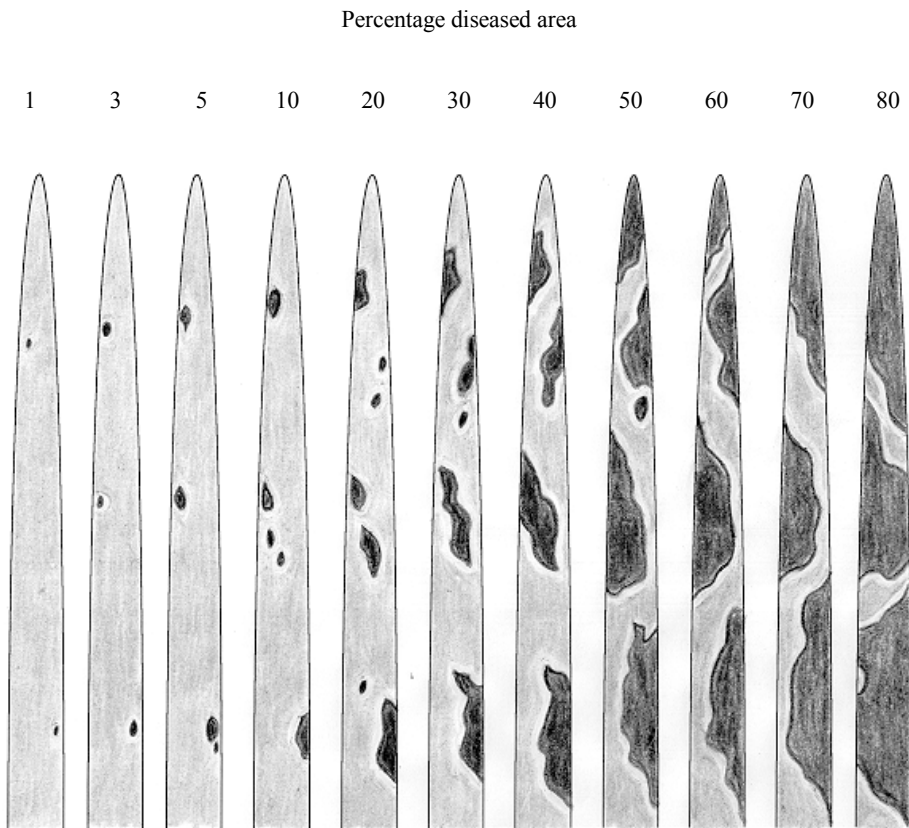
## Tan Spot

**Pathogen:** *Drechslera tritici-repentis* (Died.) Shoemaker

### Inoculation

Inoculation of winter wheat can be done using tan spot infected oat seed which is applied to the test plots in winter. 50 g of infected oat seed are sufficient for an area of 1 m<sup>2</sup> (MIELKE, 1999). Spring wheat is inoculated during growth stage BBCH 37-39 using a mycel-conidia suspension prepared in the laboratory according to the method of MIELKE (1999). The suspension can be applied using a backpack sprayer. A quantity of approx. 6 l is sufficient for a field area of 100 m<sup>2</sup>.

### Scoring aid for estimating the percentage of diseased leaf area



# **Principles of the statistical analysis of a series of experiments for assessing partial resistance in cereal cultivars**

Eckard Moll, Hans-Peter Piepho, and Falk Krüger

## **Contents**

1	Analysis of variance models for a series of experiments	86
2	Analysis of variance for a series of experiments based on replicate data per experiment	87
3	Arithmetic and adjusted means	89
4	References	93

## 1 Analysis of variance models for a series of experiments

Unreplicated agricultural experiments have a limited inferential basis. Therefore, experiments are usually replicated across multiple environments. A series of experiments consists of a collection of individual experiments. The objective of agronomic experiments is to assess the mean variant (cultivar) effect at multiple places and years. A statistical comparison of variant means needs to take variant  $\times$  environment interactions into account, where environments are years and/or places.

For a one-factorial block design A-BI replicated in a number of years and at a number of places, the factors years, places and cultivars (variants) need to be considered. Cultivars (factor A) are purposefully selected and we are interested in a comparison among the specific cultivars at hand. Thus, levels of the factor A (cultivars) are regarded as fixed. The situation is different for the factors years (Y) and places (P). Depending on how levels of these factors were chosen, they may be either fixed or random. According to RICHTER et al. (1999) the following models (Table 1) are useful for assessing partial resistance in cereal cultivars. Random factors are underlined so as to uniquely define the models.

**Table 1:** Analysis of variance models for series of experiments for assessing partial resistance in cereal cultivars

Type of series	Model	Symbol
1 year, several places	1 Places fixed	$P/(A-BI)$
	2 Places random	$\underline{P}/(A-BI)$
1 place, several years	3 Years fixed	$Y/(A-BI)$
	4 Years random	$\underline{Y}/(A-BI)$
several places, several years	5 Places fixed, years fixed	$(PxY)/(A-BI)$
	6 Places fixed, years random	$(Px\underline{Y})/(A-BI)$
	7 Places random, years fixed	$(\underline{P}xY)/(A-BI)$
	8 Places random, years random	$(\underline{P}x\underline{Y})/(A-BI)$

Following BÄTZ and STEGEMANN (1981), the inference space of a series of experiments as depending on the model is shown in Tab. 2. There is no formal difference between models 1 and 3 as well as between models 2 and 4.

**Table 2:** Inference space of models for series of experiments

Model	Inference space
1	Fields at experimental places and weather conditions in year of experiment
2	Growing region represented by experiment places and weather conditions in year of experiment
3	Weather conditions in years of experiments and fields at experimental place
4	Fields and climatic conditions at experimental place
5	Fields at experimental place and weather conditions in years of experiments
6	Fields at experimental place and their climatic conditions
7	Growing region represented by experimental places and weather conditions in years of experiments
8	Growing region represented by experimental places and climatic conditions in growing region

## 2 Analysis of variance for a series of experiments based on replicate data per experiment

The statistical analysis of a series of experiments for the assessment of partial resistance will be based on replicate data. All analyses make use of the SAS-procedure MIXED. It is well known for multi-factorial experiments that it is not sensible to compute and interpret means for one fixed factor across levels of one or several other fixed factors, provided the former interacts significantly with the latter (DÖRFEL and BÄTZ, 1980). Assume, e.g., that in a two-factor experiment with factors A and B there are significant interactions A x B. The effect of A can only be studied by comparing AB-means, holding the level of B constant. Similarly, the effect of B is assessed by comparing AB-means at constant level of A. It is usually easy to justify this approach based on subject matter knowledge. The principles just outlined also apply to the analysis of variance for a series of experiments.

The objective of experiments for assessing partial resistance in cereal cultivars is a comparison among cultivars with respect to their mean susceptibility under all eight models given in Table 2, while a comparison of experiment places and years is not usually of interest. Consider the factors places P and years Y. We suggest the following strategy for comparing cultivars (factor A) accounting for significant interactions among fixed factors:

**Table 3:** A test strategy for assessing cultivar effects (factor A), which accounts for significant interactions among fixed factors

<u>Interaction A x P x Y not significant</u>	(or places P or years Y random)
Interaction A x P significant (years Y may be random, places P are fixed)	⇒ Compare $\overline{AP}$ means at the same level of P (place)
Interaction A x Y significant (places P may be random, years Y are fixed)	⇒ Compare $\overline{AY}$ means at the same level of Y (year)
Interaction A x P x Y significant (places P and years Y are fixed)	⇒ Compare $\overline{APY}$ means at the same level of P x Y (place by year combination)

The procedure MIXED first estimates all variance components using the Restricted Maximum Likelihood (REML) method and then constructs Wald-tests for fixed effects hypotheses. Estimated variance components are formally treated as known parameters, which constitutes an approximation. Thus, for unbalanced data the resulting Wald-tests are only approximately valid. The Wald-statistics are compared against an F-distribution with approximate denominator degrees of freedom. The best option currently available in the procedure mixed MIXED for approximating the denominator degrees of freedom is the extended Satterthwaite-method suggested by GIESBRECHT and BURNS (1985) and by FAI and CORNELIUS (1996). The method is available though the DDFM = SATTERTH option in the MODEL statement. For balanced data, the Wald-tests are equivalent to the usual analysis-of-variance F-Tests (PIEPHO and SPILKE, 1999) and are exact.

A series of experiments needs to be properly planned. This means that the same set of cultivars should be tested in all years and places. Moreover the number of replications should be the same for each experiment. Any departure from this scheme causes problems in the subsequent analysis and affects the inferences that can be drawn from the experiments. The analysis procedure suggested here first checks

whether there is orthogonality with respect to (w.r.t.) years and places, i. e. whether experiments were conducted in each year by place combination. Table 4 depicts a series of experiments, in which there are no data for one year by place combination.

**Table 4:** Series of experiments, non-orthogonal w.r.t. YEARS and PLACES

PLACES \ YEARS	1996	1997	1998
Place 1	x	x	x
Place 2	x	x	x
Place 3	x	x	
Place 4		x	x

If the series is orthogonal w.r.t. YEARS and PLACES, all of the interactions CULTIVAR x YEAR, CULTIVAR x PLACE, YEAR x PLACE and CULTIVAR x YEAR x PLACE are included in the model. A different strategy is needed depending on whether or not PLACE and YEAR are fixed or random. The tests are performed as outlined in Tab. 3.

If a series is orthogonal w.r.t. PLACES and YEARS, the analysis is usually straightforward. In case of non-orthogonality of PLACES and YEARS, it should be noted that in fixed effects models certain mean comparisons are reported as non-estimable in MIXED. This may be the case even though the mean comparison is estimable. The reason is that certain means are not estimable, which prompts SAS to consider all contrasts involving these means as non-estimable. This problem will be fixed in a future release of SAS (Russ WOLFINGER, pers. comm.). Because in case of non-orthogonality of PLACES and YEARS an automated analysis is not feasible at the present time, a new variable ENVIRONMENT is formed by combination of the factors PLACE and YEAR. This factor is then used in place of PLACE and YEAR in subsequent analyses. While this approach reduces the inferential basis of the analysis, it is a feasible way to obtain any analysis at all. For the example in Table 4 there are 10 ENVIRONMENTS. The main drawback of this procedure in case of random years and places is that correlation among places in the same year and among years at the same place is ignored, causing downward biased standard errors of means and their comparisons. In analogy to Table 3, cultivar effects are tested taking into account significant interactions CULTIVAR x ENVIRONMENT, when environments are fixed, i. e. CULTIVAR-ENVIRONMENT means are compared at each level of ENVIRONMENT.

For mean comparisons, a decision has to be made regarding the type of error rate to be controlled. If the comparison-wise Type I error needs to be controlled, a multiple t-test can be used in all circumstances. More thought is needed for control of the family-wise Type I error rate. The choice of a procedure for mean comparison in a mixed model (PLACE and/or YEAR random) depends on whether or not experiments are balanced. If at least one experiment has missing values and/or the number of replications varies among experiments, the Bonferroni test procedure should be used to control the family-wise Type I error rate. This approach is favoured here, because in unbalanced mixed models the MIXED procedure invokes a factor-analytic approximation due to Hsu (1992), when the Tukey or the Dunnett test procedure are specified for mean comparisons. The approximation has been tested in simulations only for the unbalanced fixed effects case and should thus not be used in mixed models (Jason Hsu, pers. comm.). Provided there are no missing values and the number of replications is constant among experiments, the choice of procedure depends on whether or not CULTIVARS are balanced among experiments, i. e. on whether the same set of CULTIVARS has been tested in each environment. In a mixed model with non-orthogonal CULTIVARS, we suggest to also use the Bonferroni test procedure in place of the Tukey- and Dunnett-procedures. A further analysis using the Dunnett and/or the Tukey test procedure includes only



those CULTIVARs, which were tested in all environments. It should be noted that in case of unbalanced data the change in the set of CULTIVARs between both analysis may cause a change in means and critical differences. The suggested analysis is therefore a compromise. At the planning stage for a series of experiments, balancedness should therefore be one of the main objectives.

A flow chart representation of our suggested strategy is depicted in Fig. 1.

The `nobound`-option of SAS is used in the balanced case in order to avoid an implicit model reduction in case some variance components are estimated as zero. The option is not used with unbalanced data because there would be the danger of obtaining a non-positive definite variance-covariance matrix (PIEPHO and SPILKE, 1999). Degrees of freedom are computed by the Satterthwaite method (`ddfm=satterth`). All results are saved as SAS-files: fixed effects in the file `test`, estimated means in `lsmean` and differences as well as results of multiple comparison tests in `diff`. When computing family-wise error rates for comparison of  $\overline{AB}$  means, SAS implicitly assumes that all comparisons among  $a*b$  means are of interest. Thus, an adjustment is necessary, if, in fact, we are only interested in comparing  $\overline{AB}$ -means at the same level of B (a means to be compared per level) and  $\overline{AB}$ -means at the same level of A (b means to be compared per level). This is a feasible compromise, which controls the family-wise error rate for one factor only at each level of the other factor. In an analysis of a series of experiments, this will affect the comparison of  $\overline{AP}$  means at the same level of P (place),  $\overline{AY}$  at the same level of Y (year) and  $\overline{APY}$  at the same level of P $\times$ Y. All of these steps are implemented in the SAS-application RESI.

### 3 Arithmetic and adjusted means

In experiments for assessing the partial resistance of cereal cultivars are usually balanced. The same set of cultivars is tested in each individual experiment and the number of blocks is constant. Missing values will change estimates of expected values, i. e. of the population parameters. With unbalanced data, expected values are estimated by adjusted means instead of arithmetic means. If experiments are conducted with the same set of cultivars at all places and years, arithmetic means and adjusted means (least square means = `lsmeans`) coincide, provided the number of replications is constant and there are no missing values. Adjusted means are to be favoured over arithmetic means when the number of replication varies, because only the former yield comparable estimates. Note that a single missing value will cause a numerical discrepancy in estimates and confidence limits between adjusted and arithmetic means.

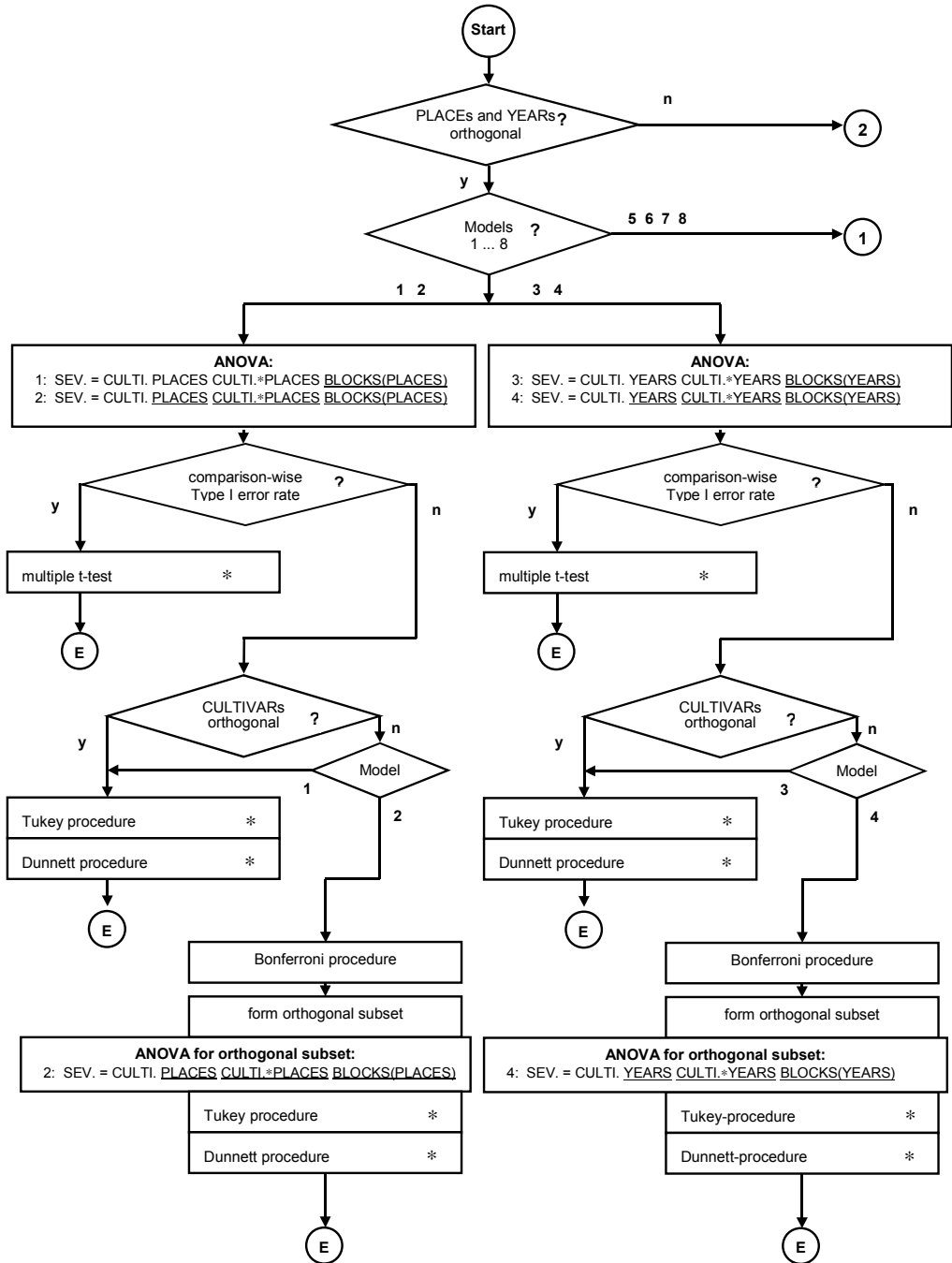


Fig. 1: Flow chart of analysis for series of experiments as implemented in RESI for balanced experiments

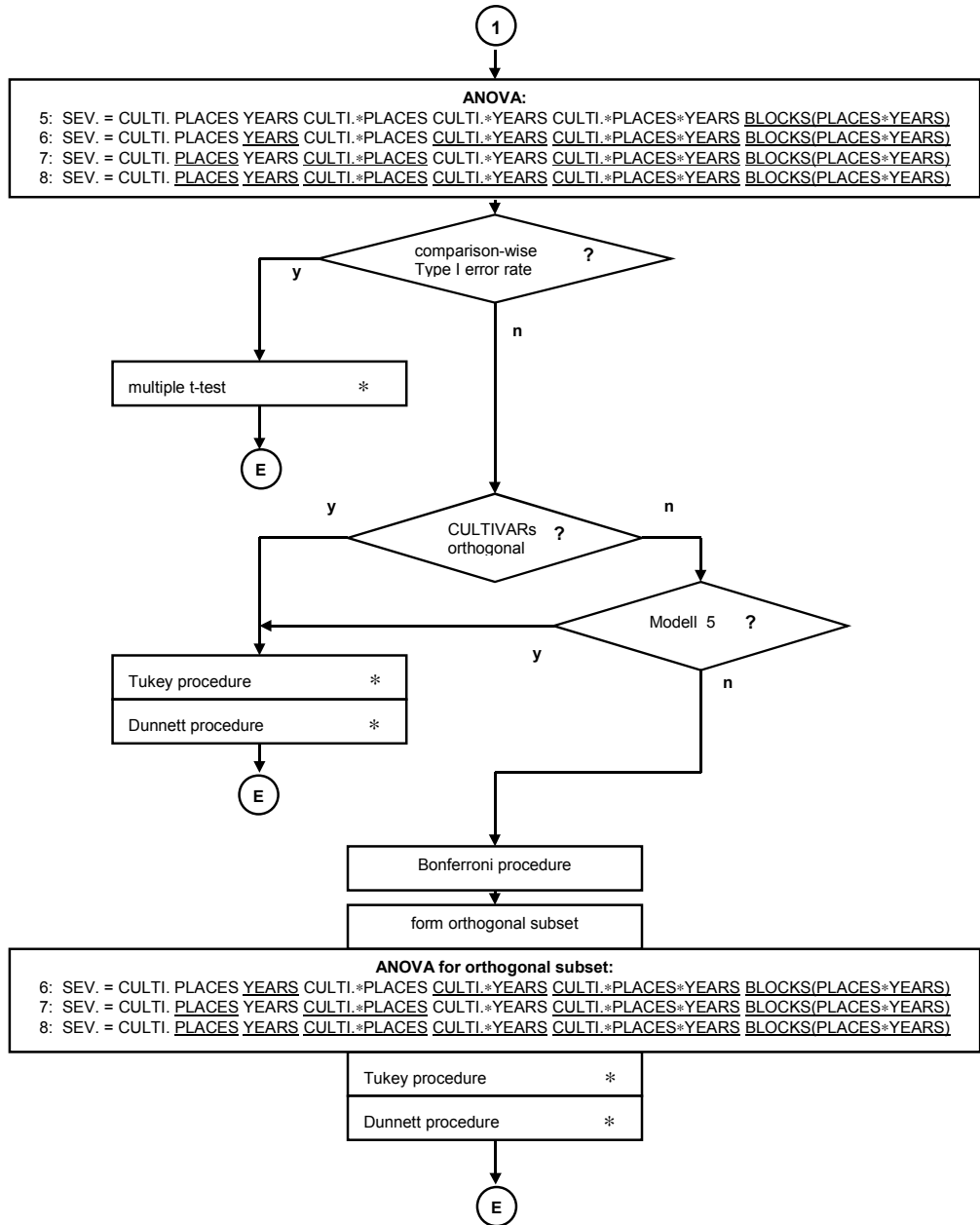
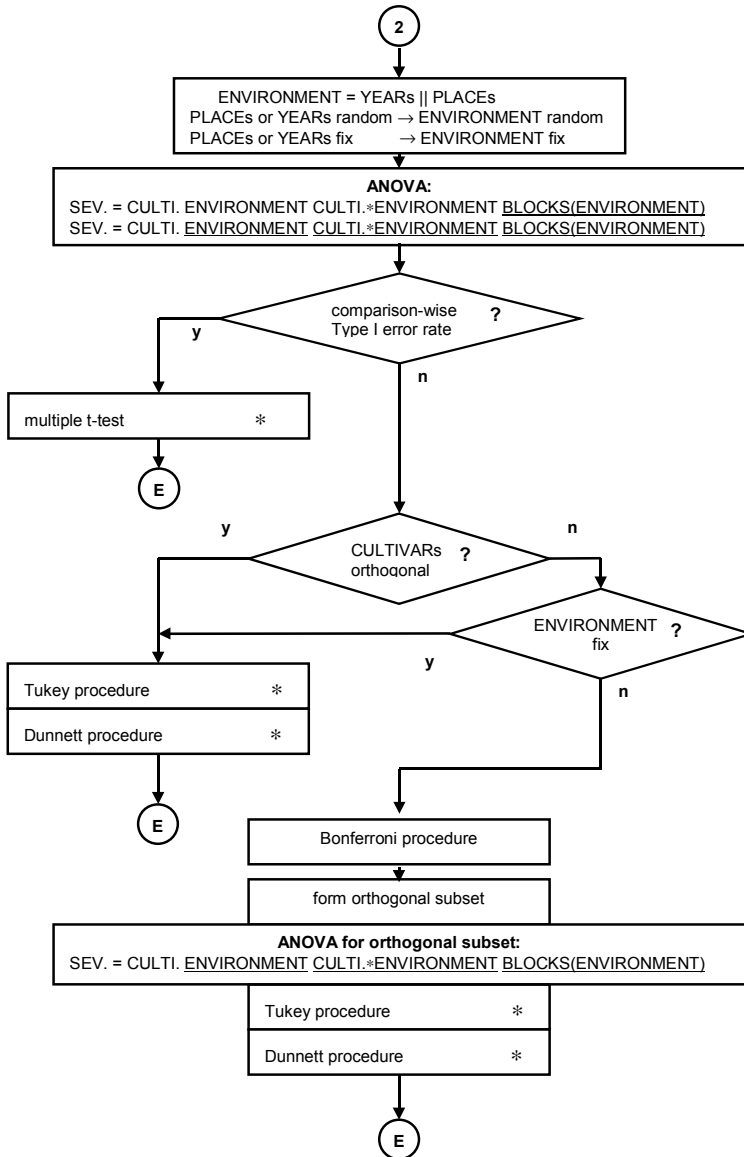


Fig. 1: Flow chart of analysis for series of experiments as implemented in RESI for balanced experiments (continued)



\* optional multiple comparison of means

Random terms in a model are underlined

**Fig. 1:** Flow chart of analysis for series of experiments as implemented in RESI for balanced experiments (continued)

## 4 References

- BÄTZ, G. und K. STEGEMANN: Einige Probleme der Interpretation der Ergebnisse von Serien von Feldversuchen. *Archiv für Acker- u. Pflanzenbau u. Bodenkunde*, **25** (1981) 4, S. 235-243
- DÖRFEL, H. und G. BÄTZ: Mittelwertvergleiche in mehrfaktoriellen Versuchen bei signifikanten Wechselwirkungen. *Archiv für Acker- u. Pflanzenbau und Bodenkunde*, **24** (1980) 5, S. 323-328
- FAI, A. H. T. and P. L. CORNELIUS: Approximate F-tests of multiple degree of freedom hypotheses in generalized least squares analyses of unbalanced split-plot experiments. *Journal of Statistical Computation and Simulation*, **54** (1996), pp. 363-378
- GIESBRECHT, F.G. and J. C. BURNS: Two-stage analysis based on a mixed model: large sample asymptotic theory and small-sample simulation results. *Biometrics*, **41** (1985), pp. 477-486
- Hsu, J. C.: The factor analytic approach to simultaneous inference in the general linear model. *Journal of Graphical and Computational Statistics*, **1** (1992), pp. 151-168
- PIEPHO, H.-P. und J. SPILKE: Anmerkungen zur Analyse balancierter gemischter Modelle mit der SAS-Prozedur MIXED. *Zeitschrift für Agrarinformatik*, **7** (1999) 2, S. 39-46
- RICHTER, CH., V. GUIARD und F. KRÜGER: Auswertung von Versuchsserien mit zwei Prüffaktoren in Anlagen mit vollständigen Blocks. *Zeitschrift für Agrarinformatik*, **7** (1999) 1, S. 10-22

# RESI

## Assessing partial resistance in cereal cultivars

### A SAS application

#### Version 3.1

Eckard Moll

#### Contents

1	Basics	95
2	Opening screen	95
3	Information	96
4	Symptoms	96
5	Field plan for experimental design	100
	5.1 Constructing a field plan	100
	5.2 Example	102
6	Assessment of partial resistance	103
	6.1 Analysis of a single experiment	103
	6.1.1 Generating a data file	103
	6.1.2 Data file for the examples	104
	6.1.3 Assessing resistance for a single experiment	105
	6.1.3.1 Assessing resistance for a single experiment - mean disease severity	106
	6.1.3.2 Assessing resistance for a single experiment - statistical analysis	111
	6.2 Analysis of series of experiments	115
	6.2.1 Generating a data file for the analysis	115
	6.2.2 Compiling a series of experiments	116
	6.2.3 Analysis of a series of experiments	117
	6.2.3.1 Table of means	117
	6.2.3.2 Statistical comparison of means of disease severity means per plot	118
	6.2.4 Example	118
7	Computing time	126

## 1 Basics

The SAS-application RESI – "Assessment of partial resistance in cereal cultivars" is based on the methodological guidelines outlined in this publication. The application requires a screen resolution of 1024 x 768 Pixels and a SAS licence with SAS/BASE®, SAS/STAT®, and SAS/IML®, but no prior knowledge of SAS. The results are saved to external files.

The use of RESI requires signment of an agreement between the user and the Federal Biological Research Centre for Agriculture and Forestry (Biologische Bundesanstalt für Land- und Forstwirtschaft), which specifies details regarding the licence and the cost-free use of RESI. A commercial use of RESI is prohibited.

## 2 Opening screen

RESI is available as German or as English version. An opening screen in German appears after starting the program. Clicking the English flag will prompt the English version (Fig. 1).

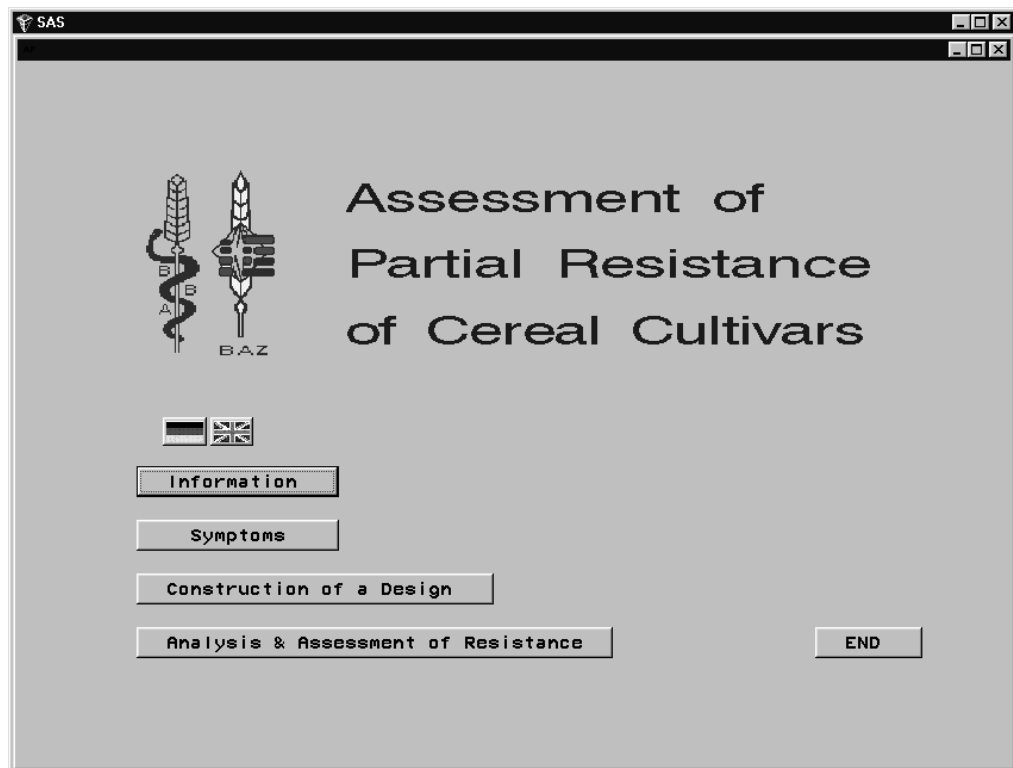


Fig. 1: English opening screen

The key functions of the opening screen are as follows:

**INFORMATION**

supplies information on RESI

**SYMPTOMS**

shows pictures of typical symptoms of the disease with different degrees of severity

**CONSTRUCTION OF A DESIGN**

generates a field plan for a randomized experimental design

**ANALYSIS & ASSESSMENT OF RESISTANCE**

analyses single experiment or a series of experiments statistically.

### 3 Information

The button



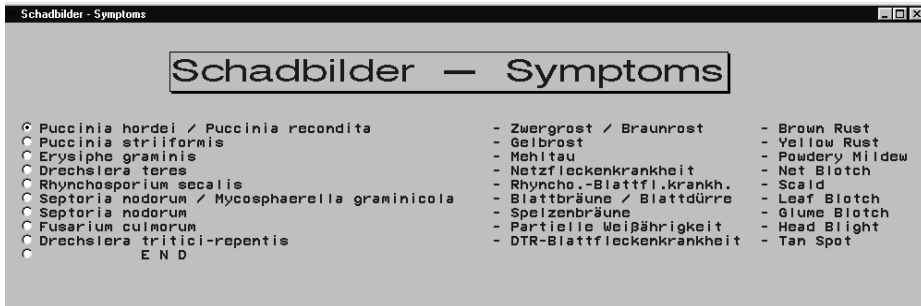
returns the version number, version date, the list of the authors, and also the participants in the methodological guidelines.

### 4 Symptoms

The button



opens the following window:



**Fig. 2:** Window for selecting symptoms of specific diseases

Nine pictures of different cereal diseases (Fig. 3) can be inspected and used as an aid for scoring. On the left-hand side of each display, the percentage of infected leaf area or ear area is shown schematically in several steps of increasing severity. The natural symptoms are shown in the right-hand side.



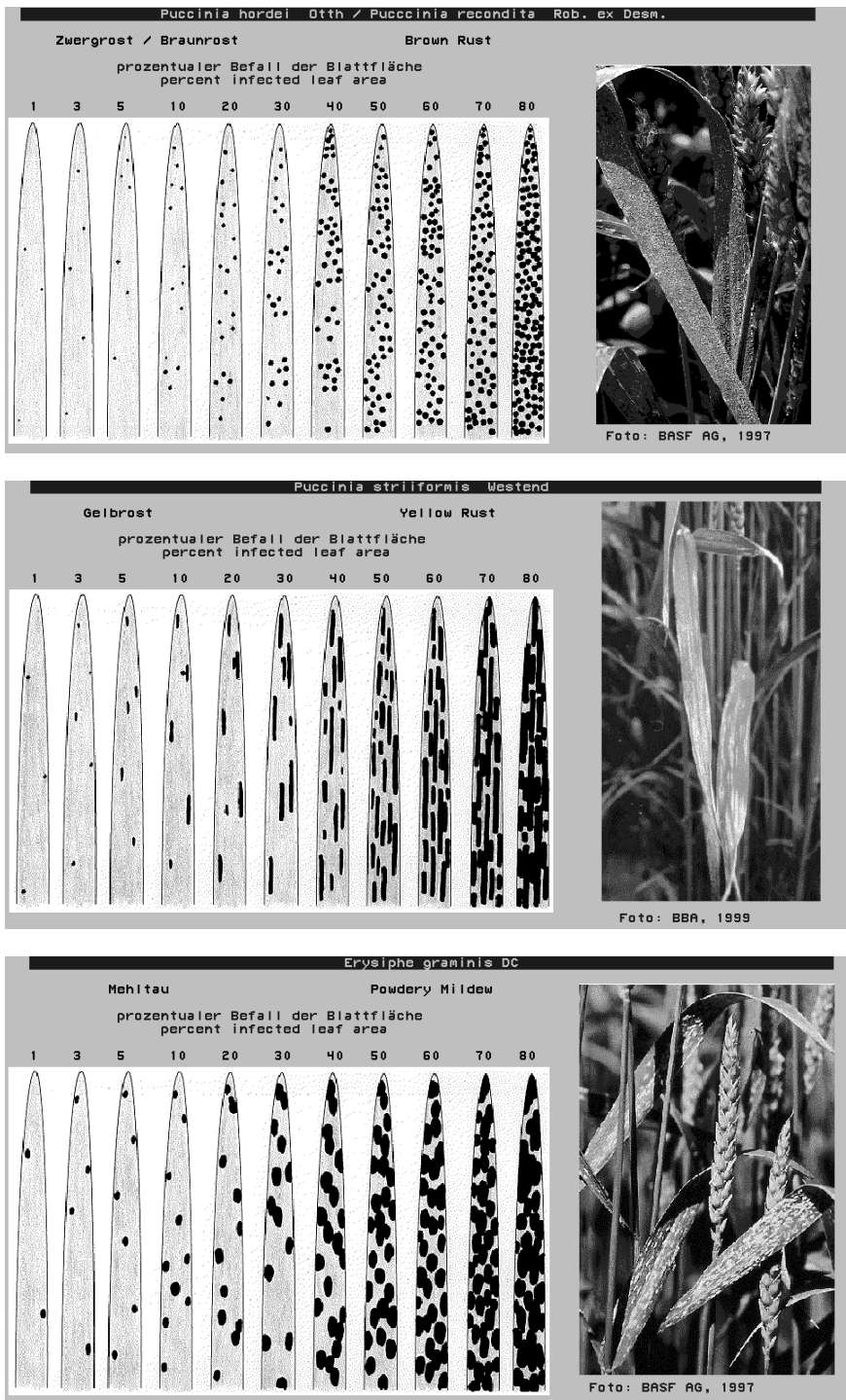


Fig. 3: Symptoms

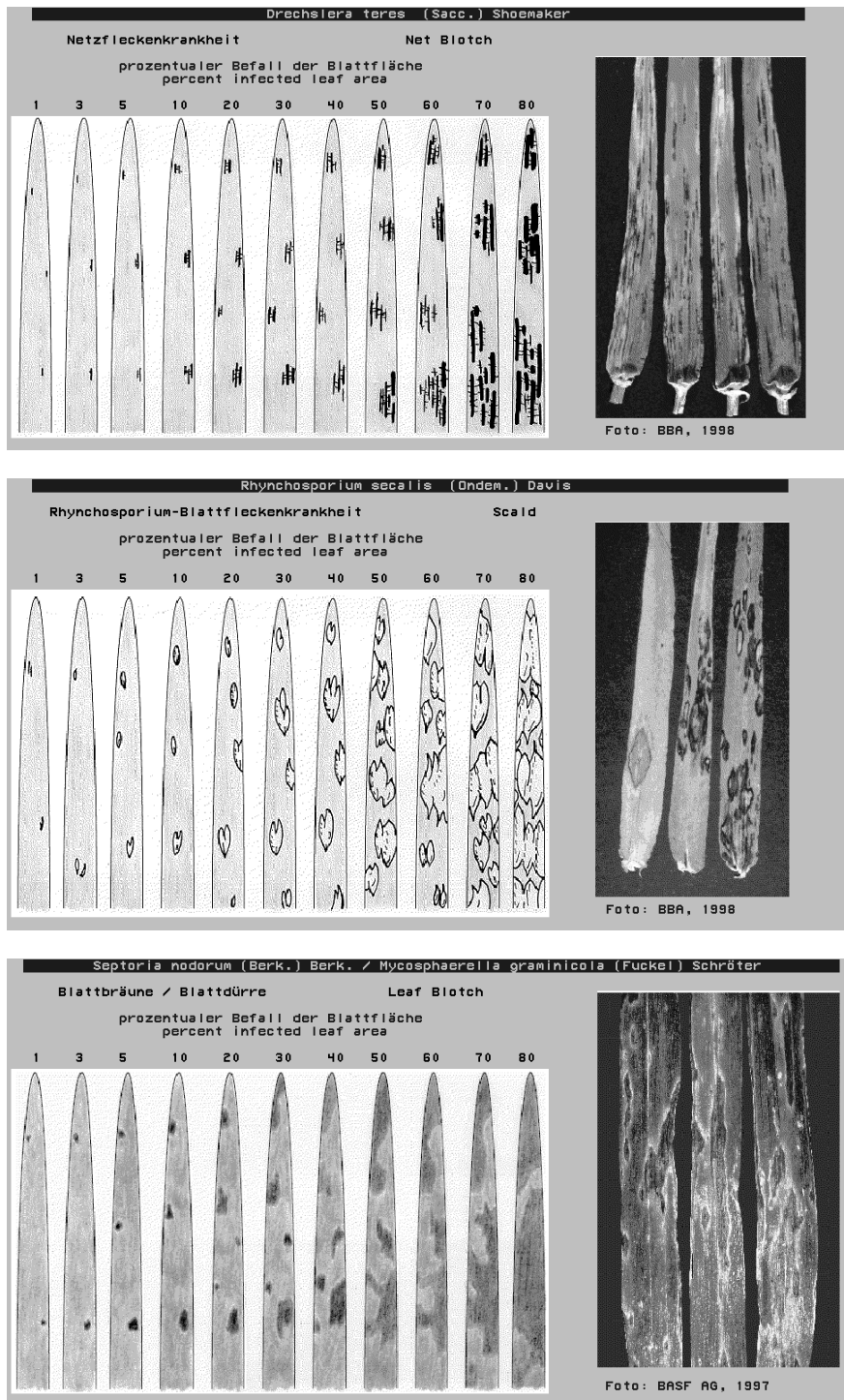


Fig. 3: Symptoms (continued)

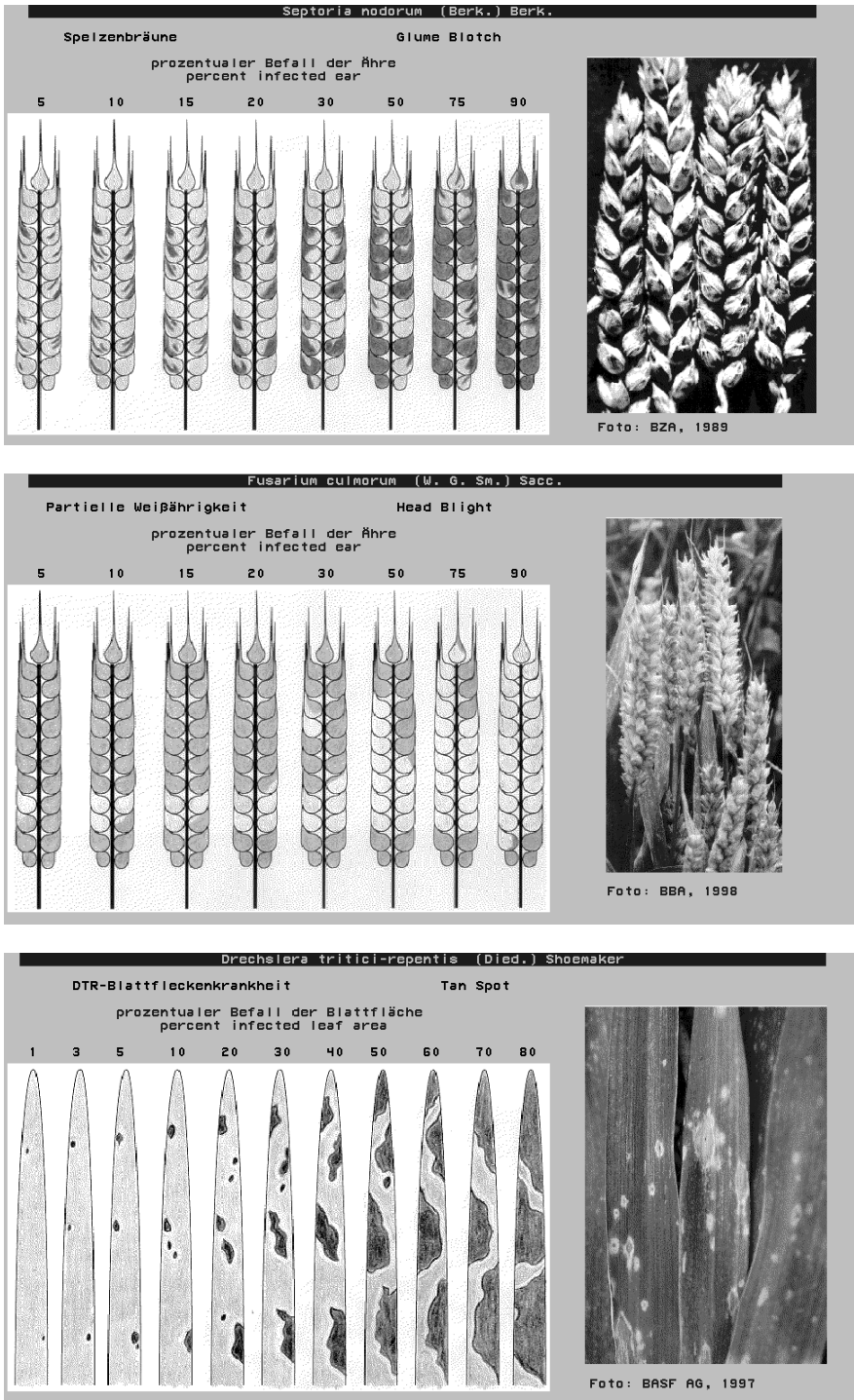


Fig. 3: Symptoms (continued)

## 5 Field plan for experimental design

### 5.1 Constructing a field plan

The button

**Construction of a Design**

leads to a window (Fig. 4), in which a field plan is generated. The following items need to be provided:

- the number of variants, i. e. the number of cereal cultivars without standards,
- the number of replications per block for the resistant standard,
- the number of replications per block for the local standard,
- the number of replications per block for the susceptible standard,
- the number of blocks.

Parameter	Value
number of cultivars (without standards)	9
no. of replications per block of resistant standard	0
no. of replications per block of local standard	0
no. of repl. per block of susceptible standard	3
number of blocks	4


base file for test cultivars:

output file for a design:

output file (base of data file):

Buttons: help, go, back

Fig. 4: Screen for constructing a field plan

Moreover, it is necessary to specify three file names, including the path to their directory. The files can be inserted into the appropriate field or they can be selected using the triangle-shaped button . The files are

- the file containing the cultivars to be tested (base file for test cultivars)
- the file to which the field plan is to be written (output file for a design)
- the file used for later input of the data (base of data file).

If the latter two files do not exist, they will be generated. If they do exist, RESI will ask you whether they should be appended or replaced. Recommended extensions for these two files are .TXT or .LST.

The extension .BAS (see Fig. 4) is assigned to the base file containing the test cultivars. This file must be an ASCII-file with the following structure:

1	code_01	breeder01	cultivar01
2	code_02	breeder02	cultivar02
3	code_03	breeder03	cultivar03
4	code_04	breeder04	cultivar04
5	code_05	breeder05	cultivar05
6	code_06	breeder06	cultivar06
7	code_07	breeder07	cultivar07

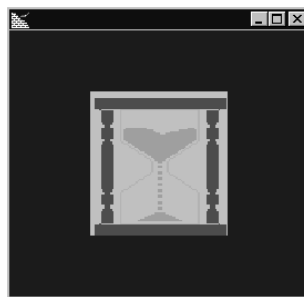
A header with column labels must not be inserted. Also, no blank lines are allowed. Blanks (but no tab stops) are used as delimiters between columns.

The columns are arranged as follows

- variant number : numeric, max. 999
- code : alphanumeric , max. 8 characters no blanks
- breeder label : alphanumeric , max. 8 characters no blanks
- variant name : alphanumeric , max. 8 characters no blanks

Pressing GO prompts the application to generate a field plan using random numbers.

While the plan is generated, the following sign appears (Fig. 5).



**Fig. 5:** Sign indicating that computations are in progress

The field plan is written to the appropriate external output file. The field plan is for a randomised complete block design. The plots for the standards are randomised within blocks. The standards are labelled as RR for resistant, LL for local and SS for susceptible.

The second output file is the base of data file. This file is only complemented around the observed disease severity in percent.

## 5.2 Example

As an example, we will consider a case with 9 cultivars. The number of replications for the susceptible standard is 3. A resistant or a local standard is not included. A field plan for a randomised complete block design with 4 Blocks is to be generated (see Fig. 4). The base file for test cultivars is as follows:

```

1 1272 SCHW Florida
2 1284 BRGD Apollo
3 1441 BRGD Herzog
12 1508 STRU Orestis
5 1550 STRU Astron
6 1649 STGS Toronto
17 1672 WEBS Konsul
9 1859 AGOB Renan
19 1776 STRU Xanthos
    
```

### Output file for field plan

Plan for a randomised one-factorial block design A-B1  
with 9+0+0+3 = 12 variants and 4 blocks.  
Each column of this plan is a block.

Susceptible standard: SS - 3 x

number of variants:  
number of cultivars  
+ number of resistant standard  
+ number of local standard  
+ number of susceptible standard

PLAN

```

9      1      3      2
1  SS_1  5  SS_1
6      5  SS_2  9
SS_2  6      2      6
5      9      9  12
17  SS_2  6  SS_2
12  12  SS_3  3
SS_1  3      1  19
2      17  12  1
3  SS_3  19  SS_3
19  2  SS_1  17
SS_3  19  17  5
    
```

Number of replications  
per block for standard

### Output file (base of data file)

```

CODE  BREEDER  VARIANT  Number  Block
1272  SCHW     Florida  1       1
1272  SCHW     Florida  1       2
1272  SCHW     Florida  1       3
1272  SCHW     Florida  1       4
1284  BRGD     Apollo   2       1
1284  BRGD     Apollo   2       2
1284  BRGD     Apollo   2       3
1284  BRGD     Apollo   2       4
1441  BRGD     Herzog   3       1
1441  BRGD     Herzog   3       2
1441  BRGD     Herzog   3       3
1441  BRGD     Herzog   3       4
1508  STRU     Orestis  12      1
1508  STRU     Orestis  12      2
1508  STRU     Orestis  12      3
1508  STRU     Orestis  12      4
1550  STRU     Astron   5       1
1550  STRU     Astron   5       2
1550  STRU     Astron   5       3
1550  STRU     Astron   5       4
    
```

These two heading lines  
are part of the file and  
must remain where they  
are.

1649	STGS	Toronto	6	1
1649	STGS	Toronto	6	2
1649	STGS	Toronto	6	3
1649	STGS	Toronto	6	4
1672	WEBS	Konsul	17	1
1672	WEBS	Konsul	17	2
1672	WEBS	Konsul	17	3
1672	WEBS	Konsul	17	4
1859	AGOB	Renan	9	1
1859	AGOB	Renan	9	2
1859	AGOB	Renan	9	3
1859	AGOB	Renan	9	4
1776	STRU	Xanthos	19	1
1776	STRU	Xanthos	19	2
1776	STRU	Xanthos	19	3
1776	STRU	Xanthos	19	4
_SS_1	===	_SS_	-331	1
_SS_1	===	_SS_	-331	2
_SS_1	===	_SS_	-331	3
_SS_1	===	_SS_	-331	4
_SS_2	===	_SS_	-332	1
_SS_2	===	_SS_	-332	2
_SS_2	===	_SS_	-332	3
_SS_2	===	_SS_	-332	4
_SS_3	===	_SS_	-333	1
_SS_3	===	_SS_	-333	2
_SS_3	===	_SS_	-333	3
_SS_3	===	_SS_	-333	4

The standards are labeled as

resistant standard:  
 CODE: RR and running number  
 VARIANT: RRR  
 Number: -11 and running number

local standard:  
 CODE: LL and running number  
 VARIANT: LLL  
 Number: -22 and running number

susceptible standard:  
 CODE: SS and running number  
 VARIANT: SSS  
 Number: -33 and running number

## 6 Assessment of partial resistance

The button **Analysis & Assessment of Resistance** opens the window

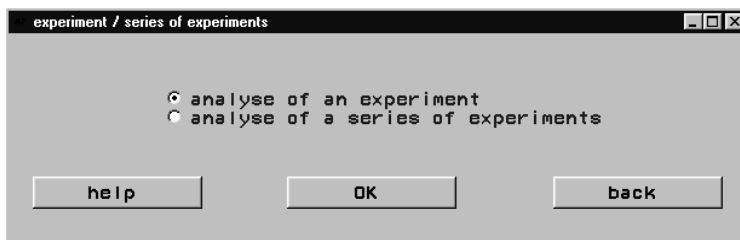


Fig. 6: Analysis of a single experiment or of a series of experiments

The terms "single experiment" and "series of experiments" will be explained if the HELP button is pressed.

### 6.1 Analysis of a single experiment

#### 6.1.1 Generating a data file

The data file must be an ASCII-file. For data entry, it is easiest to use the base of the data file generated along with the field plan. The automatically generated labels for the standards (resistant: RRR, local: LLL, susceptible: SSS) should be replaced by the names of standards actually used. The estimated disease severity at the different scoring dates is entered into the data file.

Note that the data file must have two heading lines (with variable names). These two heading lines can be blank.

Columns are delimited by blanks, not by tab stops. The cultivar label can have up to 8 alphanumeric characters. It should not be made up of several words.

The consecutive columns in the data file after heading lines are

- code : alphanumeric , max. 8 characters no blanks
- breeder label : alphanumeric , max. 8 characters no blanks
- variant name (cultivar) : alphanumeric , max. 8 characters no blanks
- variant number : numeric, max. 999
- block : numeric

followed by columns

- containing the estimated disease severities at the different scoring dates

CODE	BREEDER	VARIANT	Number	Block	Estimated disease severity at scoring dates 1, 2, 3, 4, 5.				
CODE1	BREEDER1	Cultivar1	1	1	xx	xx	xx	xx	xx
CODE1	BREEDER1	Cultivar1	1	2	xx	xx	xx	xx	xx
CODE1	BREEDER1	Cultivar1	1	3	xx	xx	xx	xx	xx
CODE1	BREEDER1	Cultivar1	1	4	xx	xx	xx	xx	xx
CODE2	BREEDER2	Cultivar2	2	1	xx	xx	xx	xx	xx
CODE2	BREEDER2	Cultivar2	2	2	xx	xx	xx	xx	xx
CODE2	BREEDER2	Cultivar2	2	3	xx	xx	xx	xx	xx
CODE2	BREEDER2	Cultivar2	2	4	xx	xx	xx	xx	xx

There are three ways in which missing values can be treated. Accordingly, three different codes for missing values can be used, which have the following effect:

- : the missing value is estimated from the variant mean and, if available, from the variant mean and the means for the preceding and following scoring dates. This estimated value is used like an observed value.
- 1 : the missing value is replaced by the severity recording for the preceding data, i. e. if the value for the i-th date is missing, it is replaced by the value for the (i-1)-date This value is used like an observed value.
- 2 : the complete cultivar with all replications is ignored in the statistical analysis. It satisfies to use this sign per cultivar only once. All following values must also be recorded as -2.

### 6.1.2 Data file for the examples

CODE	BREEDER	VARIANT	Number	Block				
1272	SCHW	Florida	1	1	0	5	15	50
1272	SCHW	Florida	1	2	0	0	10	30
1272	SCHW	Florida	1	3	0	0	0	30
1272	SCHW	Florida	1	4	5	10	30	50
1284	BRGD	Apollo	2	1	0	0	5	5



1284	BRGD	Apollo	2	2	0	0	0	0	
1284	BRGD	Apollo	2	3	0	0	0	0	
1284	BRGD	Apollo	2	4	0	0	0	0	
1441	BRGD	Herzog	3	1	30	50	70	-2	-2
1441	BRGD	Herzog	3	2	30	50	50	70	
1441	BRGD	Herzog	3	3	20	30	50	70	
1441	BRGD	Herzog	3	4	30	40	50	70	
1550	STRU	Astron	5	1	0	0	-1	20	-1
1550	STRU	Astron	5	2	1	1	5	50	
1550	STRU	Astron	5	3	0	0	10	30	
1550	STRU	Astron	5	4	0	0	0	30	
1649	STGS	Toronto	6	1	0	1	10	20	
1649	STGS	Toronto	6	2	0	0	0	30	
1649	STGS	Toronto	6	3	0	0	0	50	
1649	STGS	Toronto	6	4	0	0	20	50	
1859	AGOB	Renan	9	1	0	0	0	0	
1859	AGOB	Renan	9	2	0	0	0	0	
1859	AGOB	Renan	9	3	0	0	0	0	
1859	AGOB	Renan	9	4	0	0	0	0	
1508	STRU	Orestis	12	1	5	10	10	10	
1508	STRU	Orestis	12	2	0	5	5	15	
1508	STRU	Orestis	12	3	0	10	10	30	
1508	STRU	Orestis	12	4	0	0	10	10	
1672	WEBS	Konsul	17	1	0	0	5	2	
1672	WEBS	Konsul	17	2	0	0	0	3	
1672	WEBS	Konsul	17	3	0	0	0	10	
1672	WEBS	Konsul	17	4	0	0	0	0	
_SS_1	===	Alcedo	-331	1	0	10	30	30	
_SS_1	===	Alcedo	-331	2	0	5	10	50	
_SS_1	===	Alcedo	-331	3	1	10	.	50	.
_SS_1	===	Alcedo	-331	4	0	5	30	70	
_SS_2	===	Alcedo	-332	1	0	10	30	30	
_SS_2	===	Alcedo	-332	2	1	1	30	70	
_SS_2	===	Alcedo	-332	3	5	5	30	50	
_SS_2	===	Alcedo	-332	4	5	20	30	70	
_SS_3	===	Alcedo	-333	1	0	20	20	30	
_SS_3	===	Alcedo	-333	2	1	10	30	55	
_SS_3	===	Alcedo	-333	3	1	20	30	70	
_SS_3	===	Alcedo	-333	4	0	5	30	50	

### 6.1.3 Assessing resistance for a single experiment

After selecting the single experiment analysis (Fig. 6), the following window appears:

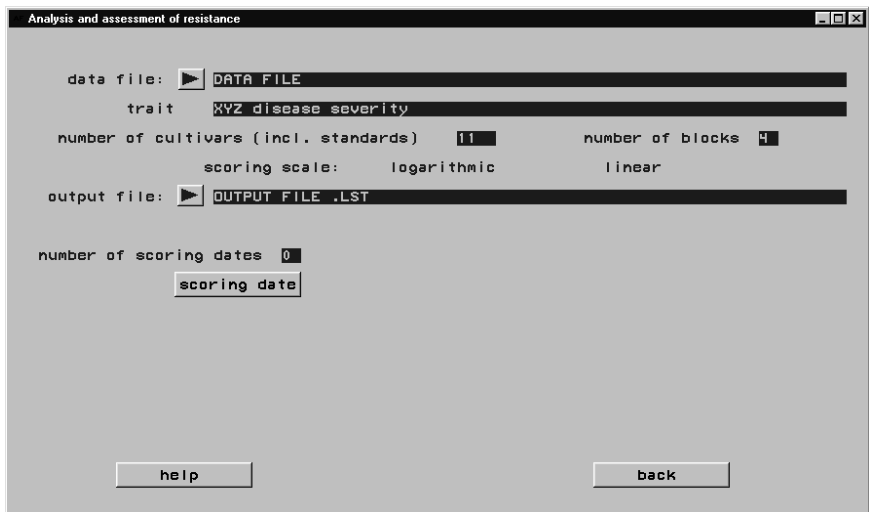




Fig. 7: Analysis of a single experiment

The following items need to be entered:

- the data file, you can use ,
- the observed disease severity (resulting character)
- the number of variants, including the replications of the standards
- the number of blocks
- the scoring scale to be used for approximate computation of scores (logarithmic or linear)
- the output file, by using .

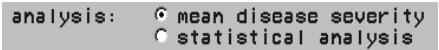
[If this file does not exist, it will be generated. If it exists already, the user needs to decide whether to append or replace the existing file. The recommended extensions are .TXT or .LST.]

- the number of scoring dates.

Then press the button SCORING DATE.

The entries made so far will be checked, if possible.

The following items appear

- below the output file a further output file with the same name, but the extension .SER is generated. The name of the file can be changed, if desired. This file is needed for the analysis of the series of experiments.
- Options for entering scoring dates. As a default, the first date is set as June 1st of the current year. The format for entering a date is day/month/week or day.month.week
- Options for analysis 
- and the button GO.

### 6.1.3.1 Assessing resistance for a single experiment - mean disease severity

Data entry:

data file:	s. 6.1.2
trait:	XYZ disease severity
number of cultivars (incl. standards):	11
number of blocks:	4
scoring scale:	logarithmic
output file:	OUTDAT1.TXT
number of scoring dates:	3

Scoring dates:

15.06.99  
22.06.99  
28.06.99

Analysis:

mean disease severity

DATES  
 15/06/1999  
 22/06/1999  
 28/06/1999

Code	Breeder	Variant	Variant- number	Block	B1	B2	B3	mean disease severity	score	OKAY
_SS_3	===	Alcedo	-333	1	0	20	20	.	.	ok
_SS_3	===	Alcedo	-333	2	1	10	30	.	.	ok
_SS_3	===	Alcedo	-333	3	1	20	30	.	.	ok
_SS_3	===	Alcedo	-333	4	0	5	30	13.36	6	ok
_SS_2	===	Alcedo	-332	1	0	10	30	.	.	ok
_SS_2	===	Alcedo	-332	2	1	1	30	.	.	ok
_SS_2	===	Alcedo	-332	3	5	5	30	.	.	ok
_SS_2	===	Alcedo	-332	4	5	20	30	12.16	5	ok
_SS_1	===	Alcedo	-331	1	0	10	30	.	.	ok
_SS_1	===	Alcedo	-331	2	0	5	10	.	.	ok
_SS_1	===	Alcedo	-331	3	1	10	.	.	.	ok
_SS_1	===	Alcedo	-331	4	0	5	30	7.86	5	ok
1272	SCHW	Florida	1	1	0	5	15	.	.	ok
1272	SCHW	Florida	1	2	0	0	10	.	.	ok
1272	SCHW	Florida	1	3	0	0	0	.	.	ok
1272	SCHW	Florida	1	4	5	10	30	5.38	4	ok
1284	BRGD	Apollo	2	1	0	0	5	.	.	ok
1284	BRGD	Apollo	2	2	0	0	0	.	.	ok
1284	BRGD	Apollo	2	3	0	0	0	.	.	ok
1284	BRGD	Apollo	2	4	0	0	0	0.29	1	ok
1441	BRGD	Herzog	3	1	30	50	70	.	.	ok
1441	BRGD	Herzog	3	2	30	50	50	.	.	ok
1441	BRGD	Herzog	3	3	20	30	50	.	.	ok
1441	BRGD	Herzog	3	4	30	40	50	41.35	8	ok
1550	STRU	Astron	5	1	0	0	-1	.	.	same
1550	STRU	Astron	5	2	1	1	5	.	.	ok
1550	STRU	Astron	5	3	0	0	10	.	.	ok
1550	STRU	Astron	5	4	0	0	0	1.06	2	ok
1649	STGS	Toronto	6	1	0	1	10	.	.	ok
1649	STGS	Toronto	6	2	0	0	0	.	.	ok
1649	STGS	Toronto	6	3	0	0	0	.	.	ok
1649	STGS	Toronto	6	4	0	0	20	1.86	2	ok
1859	AGOB	Renan	9	1	0	0	0	.	.	ok
1859	AGOB	Renan	9	2	0	0	0	.	.	ok
1859	AGOB	Renan	9	3	0	0	0	.	.	ok
1859	AGOB	Renan	9	4	0	0	0	0.00	1	ok
1508	STRU	Orestis	12	1	5	10	10	.	.	ok
1508	STRU	Orestis	12	2	0	5	5	.	.	ok
1508	STRU	Orestis	12	3	0	10	10	.	.	ok
1508	STRU	Orestis	12	4	0	0	10	5.48	4	ok
1672	WEBS	Konsul	17	1	0	0	5	.	.	ok
1672	WEBS	Konsul	17	2	0	0	0	.	.	ok
1672	WEBS	Konsul	17	3	0	0	0	.	.	ok
1672	WEBS	Konsul	17	4	0	0	0	0.29	1	ok

B1 - B3: disease severity estimates for the scoring dates  
 disease severity estimate: .  
 ==> severity will be estimated from the mean of variant and  
 the scores before AND after this scoring date  
 disease severity estimate: -1  
 ==> the score of the previous scoring date will be used;  
 disease severity estimate: -2  
 ==> this variant is missing from the analysis,  
 the average disease level and score will set equal to -9.

```
-----
logarithmic scoring scale
-----
```

sorted by variant number

Code	Breeder	Variant	Variant- number	mean disease severity	score
1272	SCHW	Florida	1	5.38	4
1284	BRGD	Apollo	2	0.29	1
1441	BRGD	Herzog	3	41.35	8
1550	STRU	Astron	5	1.06	2
1649	STGS	Toronto	6	1.86	2
1859	AGOB	Renan	9	0.00	1
1508	STRU	Orestis	12	5.48	4
1672	WEBS	Konsul	17	0.29	1
_SS_	===	Alcedo	SS	11.13	5

sorted by mean disease severity

Code	Breeder	Variant	Variant- number	mean disease severity	score
1859	AGOB	Renan	9	0.00	1
1284	BRGD	Apollo	2	0.29	1
1672	WEBS	Konsul	17	0.29	1
1550	STRU	Astron	5	1.06	2
1649	STGS	Toronto	6	1.86	2
1272	SCHW	Florida	1	5.38	4
1508	STRU	Orestis	12	5.48	4
_SS_	===	Alcedo	SS	11.13	5
1441	BRGD	Herzog	3	41.35	8

The file for the analysis of series of experiments will not be generated along with the mean disease severity analysis.

The following output is generated:

- the scoring dates
- the estimated disease severity per variant, the resulting severity score and a column labelled OKAY
- the chosen scoring system (logarithmic or linear)
- the mean disease severity of the variants - sorted according to variant number as well as disease severity.

The column OKAY indicates how missing values with codes -1 and -2 were handled.

Although the example file (see 6.1.2) contains disease severity estimates for four dates, the mean disease severity is computed only up to the third scoring date.

The code -2 is effective only when the fourth date is considered. This is shown in the next example.

Data entry:

```
data file:                s. 6.1.2
trait:                   XYZ disease severity
number of cultivars (incl. standards): 11
number of blocks:        4
scoring scale:           logarithmic
Output file:             OUTDAT2.TXT
number of scoring dates: 4
```

Scoring dates:

15.06.99  
 22.06.99  
 28.06.99  
 06.07.99

Analysis: mean disease severity

OUTDAT2.TXT

DATES  
 15/06/1999  
 22/06/1999  
 28/06/1999  
 06/07/1999

Code	Breeder	Variant	Variant- number	Block	B1	B2	B3	B4	mean disease severity	score	OKAY
_SS_3	===	Alcedo	-333	1	0	20	20	30	.	.	ok
_SS_3	===	Alcedo	-333	2	1	10	30	55	.	.	ok
_SS_3	===	Alcedo	-333	3	1	20	30	70	.	.	ok
_SS_3	===	Alcedo	-333	4	0	5	30	50	23.27	7	ok
_SS_2	===	Alcedo	-332	1	0	10	30	30	.	.	ok
_SS_2	===	Alcedo	-332	2	1	1	30	70	.	.	ok
_SS_2	===	Alcedo	-332	3	5	5	30	50	.	.	ok
_SS_2	===	Alcedo	-332	4	5	20	30	70	23.72	7	ok
_SS_1	===	Alcedo	-331	1	0	10	30	30	.	.	ok
_SS_1	===	Alcedo	-331	2	0	5	10	50	.	.	ok
_SS_1	===	Alcedo	-331	3	1	10	.	50	.	.	ok
_SS_1	===	Alcedo	-331	4	0	5	30	70	19.39	6	ok
1272	SCHW	Florida	1	1	0	5	15	50	.	.	ok
1272	SCHW	Florida	1	2	0	0	10	30	.	.	ok
1272	SCHW	Florida	1	3	0	0	0	30	.	.	ok
1272	SCHW	Florida	1	4	5	10	30	50	13.57	6	ok
1284	BRGD	Apollo	2	1	0	0	5	5	.	.	ok
1284	BRGD	Apollo	2	2	0	0	0	0	.	.	ok
1284	BRGD	Apollo	2	3	0	0	0	0	.	.	ok
1284	BRGD	Apollo	2	4	0	0	0	0	0.65	1	ok
1441	BRGD	Herzog	3	1	30	50	70	-2	.	.	OFF
1441	BRGD	Herzog	3	2	30	50	50	70	.	.	OFF
1441	BRGD	Herzog	3	3	20	30	50	70	.	.	OFF
1441	BRGD	Herzog	3	4	30	40	50	70	-9.00	-9	OFF
1550	STRU	Astron	5	1	0	0	-1	20	.	.	same
1550	STRU	Astron	5	2	1	1	5	50	.	.	ok
1550	STRU	Astron	5	3	0	0	10	30	.	.	ok
1550	STRU	Astron	5	4	0	0	0	30	7.56	5	ok
1649	STGS	Toronto	6	1	0	1	10	20	.	.	ok
1649	STGS	Toronto	6	2	0	0	0	30	.	.	ok
1649	STGS	Toronto	6	3	0	0	0	50	.	.	ok
1649	STGS	Toronto	6	4	0	0	20	50	9.72	5	ok
1859	AGOB	Renan	9	1	0	0	0	0	.	.	ok
1859	AGOB	Renan	9	2	0	0	0	0	.	.	ok
1859	AGOB	Renan	9	3	0	0	0	0	.	.	ok
1859	AGOB	Renan	9	4	0	0	0	0	0.00	1	ok
1508	STRU	Orestis	12	1	5	10	10	10	.	.	ok
1508	STRU	Orestis	12	2	0	5	5	15	.	.	ok
1508	STRU	Orestis	12	3	0	10	10	30	.	.	ok

1508	STRU	Orestis	12	4	0	0	10	10	8.15	5	ok
1672	WEBS	Konsul	17	1	0	0	5	2	.	.	ok
1672	WEBS	Konsul	17	2	0	0	0	3	.	.	ok
1672	WEBS	Konsul	17	3	0	0	0	10	.	.	ok
1672	WEBS	Konsul	17	4	0	0	0	0	1.13	2	ok

B1 - B4: disease severity estimates for the scoring dates  
disease severity estimate: .  
==> severity will be estimated from the mean of variant and  
the scores before AND after this scoring date  
disease severity estimate: -1  
==> the score of the previous scoring date will be used;  
disease severity estimate: -2  
==> this variant is missing from the analysis,  
the average disease level and score will set equal to -9.

-----  
logarithmic scoring scale  
-----

sorted by variant number

Code	Breeder	Variant	Variant- number	mean disease severity	score
1272	SCHW	Florida	1	13.57	6
1284	BRGD	Apollo	2	0.65	1
1550	STRU	Astron	5	7.56	5
1649	STGS	Toronto	6	9.72	5
1859	AGOB	Renan	9	0.00	1
1508	STRU	Orestis	12	8.15	5
1672	WEBS	Konsul	17	1.13	2
_SS_	===	Alcedo	SS	22.13	7

sorted by mean disease severity

Code	Breeder	Variant	Variant- number	mean disease severity	score
1859	AGOB	Renan	9	0.00	1
1284	BRGD	Apollo	2	0.65	1
1672	WEBS	Konsul	17	1.13	2
1550	STRU	Astron	5	7.56	5
1508	STRU	Orestis	12	8.15	5
1649	STGS	Toronto	6	9.72	5
1272	SCHW	Florida	1	13.57	6
_SS_	===	Alcedo	SS	22.13	7

The column OKAY indicates that variant 3 (cultivar Herzog) is omitted from the analysis. This variant also does not appear in the list of mean disease severities for the variants.

The file for the analysis of series of experiment is not generated.

### 6.1.3.2 Assessing resistance for a single experiment - statistical analysis

The statistical analysis is demonstrated using the following example.

Data entry:

data file: s. 6.1.2  
 trait: XYZ disease severity  
 number of cultivars (incl. standards): 11  
 number of blocks: 4  
 scoring scale: logarithmic  
 output file: OUTDAT3.TXT  
 number of scoring dates: 4

scoring dates

15.06.99  
 22.06.99  
 28.06.99  
 06.07.99

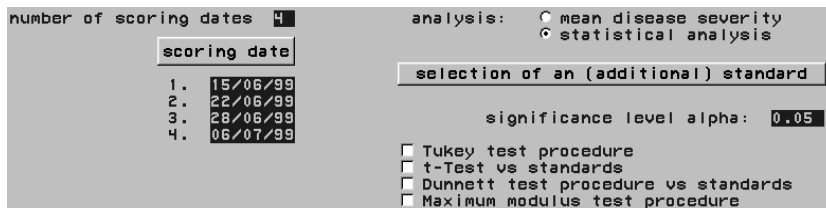
Analysis

statistical analysis

Several procedures for multiple comparisons are available. The default for the Type I error rate is set to  $\alpha = 0.05$  and can be modified.

The t-test against the standard and the Dunnett test procedure are computed for all standards labelled as standards. These are the resistant (RR, -11), the local (LL, -22) and the susceptible (SS, -33) standards. In addition, any other variant can be defined as a standard.

Use of the button "selection of an additional standard" is optional.



**Fig. 8:** Assessing resistance for a single experiment - statistical analysis

The different options for statistical analysis will be demonstrated using the example (6.1.2).

The cultivar 9 (Renan) is specified as an additional resistant standard (see Fig. 9).

The additional standard is selected by mouse click from the cultivar list. The selection can be undone by clicking on the tick mark appearing on the right-hand side.

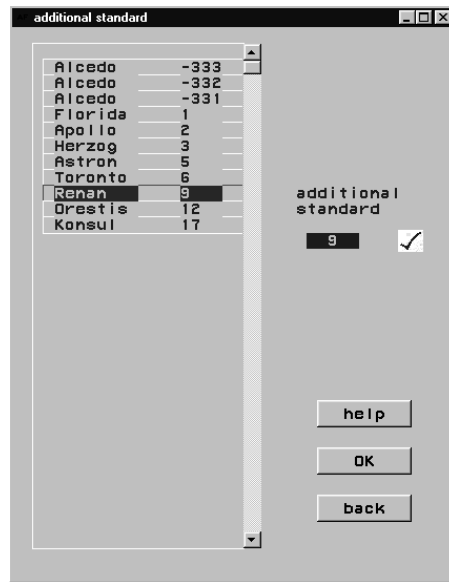


Fig. 9: Selecting an additional standard

OUTDAT3.TXT

The first part is the same as for the analysis of mean disease severity. The remainder of the output is as follows:

```

ANALYSIS OF VARIANCE
randomised one-factorial block design  A-B1
trait to be analysed: XYZ disease severity

analysis of variance table (alpha = 0.05)
-----
SOURCE          DF          SS          MS          F          PROB          TEST
Total           39        3460.63        88.734          .          .
Blocks           3          63.82         21.272          .          .
Cultivars        7        2896.39        413.771        23.9787    .00000000019210    sign.
Error            29          500.42         17.256          .          .

experimental
  mean          s%
  10.7167       38.7621

-----
Tukey test procedure (significance level = 0.05)
-----
Cult.  _Cult.          Diff          P          Test
  1      2          12.91666667    0.0030    sign.
  1      5          6.01190476    0.4702    -
  1      6          3.85119048    0.8873    -
  1      9          13.57142857    0.0017    sign.
  1     12          5.41666667    0.5971    -
    
```



1	17	12.44047619	0.0046	sign.
1	SS	-8.55357143	0.0245	sign.
2	5	-6.90476190	0.3021	-
2	6	-9.06547619	0.0738	-
2	9	0.65476190	1.0000	-
2	12	-7.50000000	0.2139	-
2	17	-0.47619048	1.0000	-
2	SS	-21.47023810	0.0000	sign.
5	6	-2.16071429	0.9950	-
5	9	7.55952381	0.2062	-
5	12	-0.59523810	1.0000	-
5	17	6.42857143	0.3871	-
5	SS	-14.56547619	0.0000	sign.
6	9	9.72023810	0.0449	sign.
6	12	1.56547619	0.9994	-
6	17	8.58928571	0.1042	-
6	SS	-12.40476190	0.0004	sign.
9	12	-8.15476190	0.1405	-
9	17	-1.13095238	0.9999	-
9	SS	-22.12500000	0.0000	sign.
12	17	7.02380952	0.2828	-
12	SS	-13.97023810	0.0001	sign.
17	SS	-20.99404762	0.0000	sign.

-----  
 Dunnett test procedure (significance level= 0.05)  
 vs susceptiple standard (SS)  
 -----

Cult.	Diff	P	Test
9	-22.12500000	0.0000	sign.
2	-21.47023810	0.0000	sign.
17	-20.99404762	0.0000	sign.
5	-14.56547619	0.0000	sign.
12	-13.97023810	0.0000	sign.
6	-12.40476190	0.0001	sign.
1	-8.55357143	0.0085	sign.

-----  
 Dunnett test procedure (significance level= 0.05)  
 vs additional standard (9)  
 -----

Cult.	Diff	P	Test
2	0.65476190	1.0000	-
17	1.13095238	0.9988	-
5	7.55952381	0.0754	-
12	8.15476190	0.0485	sign.
6	9.72023810	0.0138	sign.
1	13.57142857	0.0004	sign.
SS	22.12500000	0.0000	sign.

-----  
 t-test (significance level = 0.05)  
 vs susceptiple standard (SS)  
 -----

Cult.	Diff	P	Test
1	-8.55357143	0.0013	sign.
2	-21.47023810	0.0001	sign.
5	-14.56547619	0.0001	sign.
6	-12.40476190	0.0001	sign.
9	-22.12500000	0.0001	sign.
12	-13.97023810	0.0001	sign.
17	-20.99404762	0.0001	sign.

```

-----
t-test (significance level = 0.05)
vs additional standard (9)
-----
Cult.          Diff          P      Test
1             13.57142857      0.0001  sign.
2              0.65476190      0.8252   -
5              7.55952381      0.0154  sign.
6              9.72023810      0.0025  sign.
12             8.15476190      0.0095  sign.
17             1.13095238      0.7030   -
SS            22.12500000      0.0001  sign.

-----
Maximum modulus test procedure (significance level = 0.05)
-----
Experimental mean: 10.71666667

CULTIVAR      MEAN      DIFF      RANG      MSD TEST
1    13.571429  2.8547619      3    2.4744 sign.
2     0.6547619 -10.0619      6    2.7524 sign.
5     7.5595238 -3.157143      4    2.5914 sign.
6     9.7202381 -0.996429      1    2.0025  -
9           0 -10.71667      7    2.8125 sign.
12    8.1547619 -2.561905      2    2.3053 sign.
17    1.1309524 -9.585714      5    2.6805 sign.
SS      22.125 11.408333      8    2.8641 sign.

```

The first part of the output shows the mean disease severity (6.1.3.1). This is followed by an analysis of variance and by multiple mean comparisons. In addition, the coefficient of variation s% is reported. It should be stressed here that the example is a very small data set chosen for demonstration purposes.

The results of the Tukey test procedure are listed pairwise with the associated p-values and the test result based on the chosen Type I error rate. The Dunnett test procedure is performed for the susceptible standard (SS), the only standard specified in the input dataset, and for the additional standard cultivar 9 (Renan). The same applies to the multiple t-test against a standard.

The results for the maximum modules procedure are displayed along with the overall mean. In this example, all cultivars except cultivar 6 (Toronto) are significantly different from the overall mean at  $\alpha = 5\%$ .

The data file for the analysis of the series of experiments is generated along with the statistical analysis for the single experiment.

## 6.2 Analysis of series of experiments

### 6.2.1 Generating a data file for the analysis

In addition to the statistical analysis for single experiments, a file with the extension .SER is generated for the analysis of a series of experiments. This file contains the mean disease severity per cultivar for every block. There are two header lines. An example for the content of this data file is as follows:

cultiv	blocks	disease
=SS=	1	18.5714
=SS=	2	23.7381
=SS=	3	29.6905
=SS=	4	21.0714
=SS=	1	18.8095
=SS=	2	23.8095
=SS=	3	21.9048
=SS=	4	30.3571
=SS=	1	18.8095
=SS=	2	14.4048
=SS=	3	19.4524
=SS=	4	24.8810
Florida	1	16.0714
Florida	2	9.0476
Florida	3	5.7143
Florida	4	23.4524
Apollo	1	2.6190
Apollo	2	0.0000
Apollo	3	0.0000
Apollo	4	0.0000
Astron	1	3.8095
Astron	2	11.6667
Astron	3	9.0476
Astron	4	5.7143
Toronto	1	7.4524
Toronto	2	5.7143
Toronto	3	9.5238
Toronto	4	16.1905
Renan	1	0.0000
Renan	2	0.0000
Renan	3	0.0000
Renan	4	0.0000
Orestis	1	9.1667
Orestis	2	6.0714
Orestis	3	12.1429
Orestis	4	5.2381
Konsul	1	2.0476
Konsul	2	0.5714
Konsul	3	1.9048
Konsul	4	0.0000

So long as this structure as well as the cultivar labels

=RR= resistant standard

=LL= local standard

=SS= susceptible standard

are maintained, such a data file can, of course, be generated separately from the single experiment analysis as an ASCII-file.

### 6.2.2 Compiling a series of experiments

Choosing the analysis of a series of experiments:

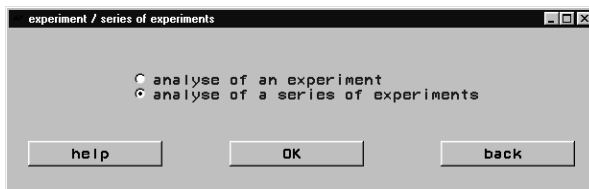


Fig. 10: Analysis of a series of experiments

The following items need to be entered for each single experiment (Fig. 11):  
 the data file for the analysis of the series of experiments (.SER file),  
 the experimental place (max. 8 characters),  
 the year of the experiment.

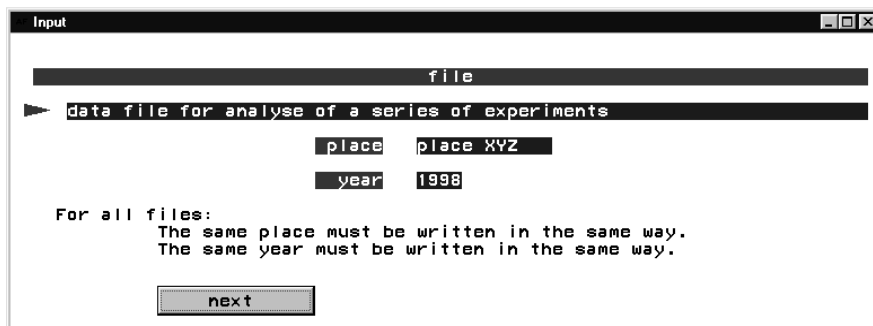


Fig. 11: Compiling a series of experiments

The number of data files is counted in the upper left corner. Along with the window for the second file, a further button appears at the lower left:



This button is pressed, if all files for the series have been entered. If the button NEXT has been used for the entry of a new file and no further file remains to be entered, i. e. all fields are empty, the button END OF INPUT terminates the compilation of the series.

It follows a hint that computations are in progress (Fig. 5). Then, a two-fold window is opened (Fig. 12). The upper part contains two buttons for control of data entry. These do not have to be used, but their use is recommended. The button CHECK OF FILES returns the files, which were compiled for the series (Fig. 13). Errors in the compilation will be visible. The button CHECK OF CULTIVARS shows all cultivars of all single experiments (Fig. 14), which are to be analysed as a series. This is the time to detect slight differences in labels for the same cultivar.

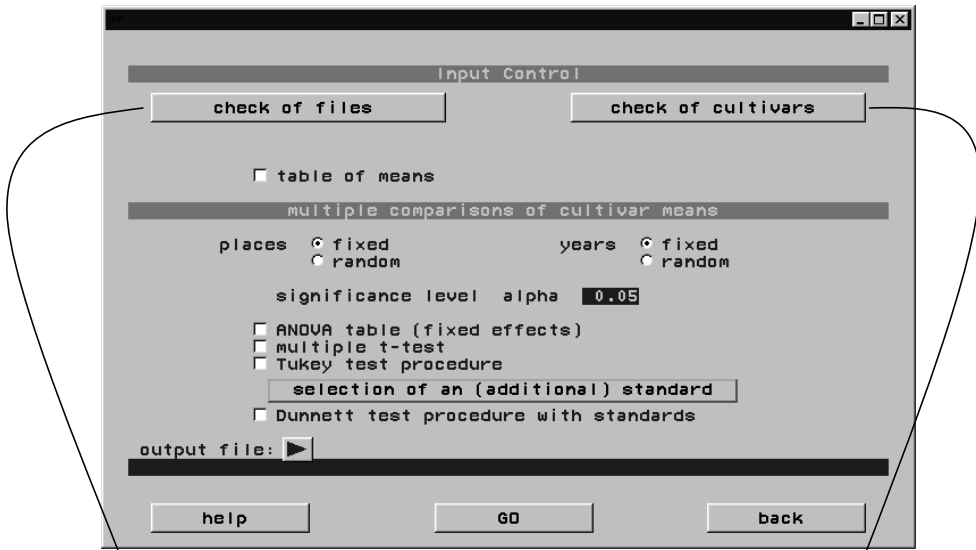


Fig. 12: Input control and analysis of a series of experiments

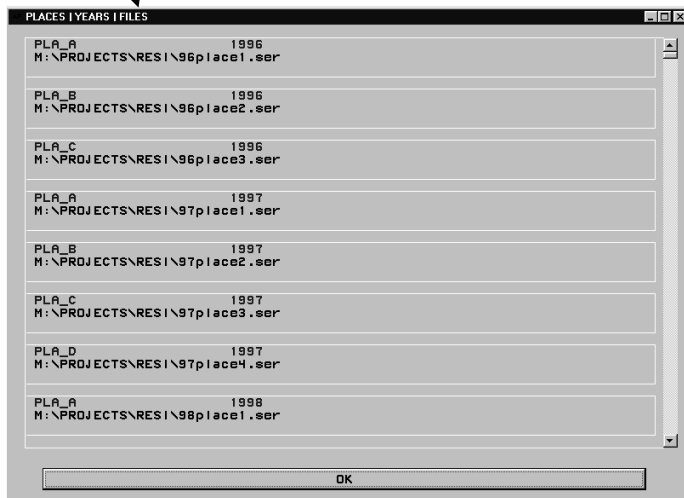


Fig. 13: Control of data file information

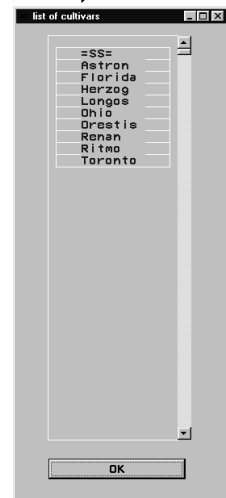


Fig. 14: List of cultivars

## 6.2.3 Analysis of a series of experiments

### 6.2.3.1 Table of means

Optionally, tables of mean disease severity are generated for each cultivar x location x year combination, for each cultivar x location combination across years, for each cultivar x year combination across locations and for cultivars across years and locations without regard of interactions.

Note that in case of non-orthogonality, least square means are not the same as arithmetic means (see p. 89).

### 6.2.3.2 Statistical comparison of means of disease severity means per plot

It is first necessary to choose the model for analysis of variance, i. e., to decide whether the factors location and year are fixed or random. The help-button aids this decision (Fig. 15). It is possible to display information on all eight models.

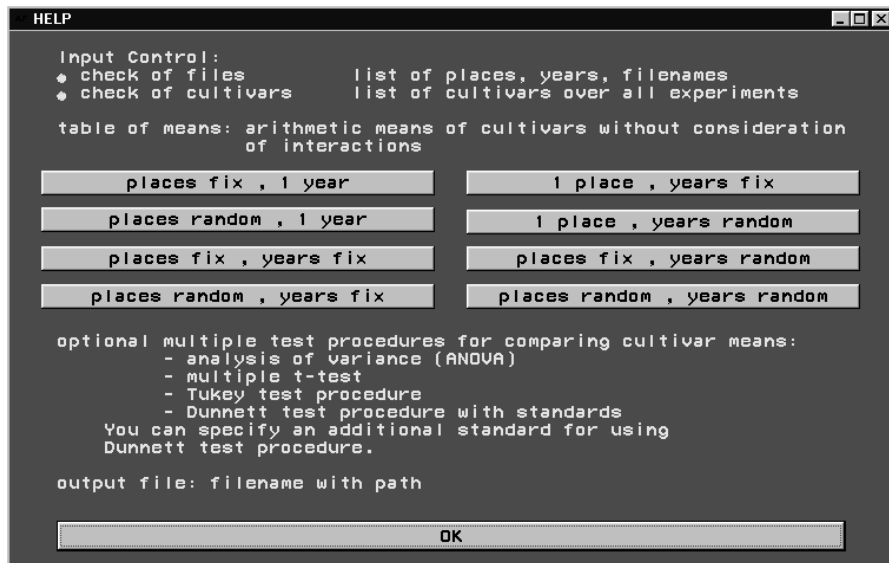


Fig. 15: Help-window for analysis of a series of experiments

The default for the Type I error rate is 0.05 (see Fig. 12). It can be modified by the user. Test procedures are chosen based on the objectives of the study:

- analysis of variance (fixed effects),
- multiple t-test,
- Tukey test procedure,
- Dunnett test procedure.

If a cultivar is going to be used as a standard in future analyses, this cultivar can be selected as an additional standard **selection of an (additional) standard**

The Dunnett test procedure is then applied using this cultivar as well as the other standards (=RR=, =LL=, =SS=). The Dunnett test procedure is applied only when a standard has been tested in all experiments.

### 6.2.4 Example

A small example is chosen to demonstrate the procedures. The data are displayed in Table 1. We want to compute a means table, an analysis-of-variance table for random places, and the Dunnett test procedure using the cultivar "Longos" as an additional standard.

**Table 1:** Example dataset for demonstrating the analysis of a series of experiments

place1 / 1997			place2 / 1997			place3 / 1997			place4 / 1997		
cultiv	blocks	dis-	cultiv	blocks	dis-	cultiv	blocks	dis-	cultiv	blocks	dis-
ease		ease	ease		ease	ease		ease	ease		ease
=SS=	1	18.50	=SS=	1	19.75	=SS=	1	20.00	=SS=	1	20.00
=SS=	2	22.40	=SS=	2	20.50	=SS=	2	21.65	=SS=	2	23.90
=SS=	3	28.15	=SS=	3	22.00	=SS=	3	26.65	=SS=	3	26.65
=SS=	4	19.75	=SS=	4	17.00	=SS=	4	19.75	=SS=	4	23.25
=SS=	1	18.50	=SS=	1	18.50	=SS=	1	18.50	=SS=	1	18.50
=SS=	2	21.50	=SS=	2	21.65	=SS=	2	16.75	=SS=	2	18.50
=SS=	3	20.50	=SS=	3	25.75	=SS=	3	20.50	=SS=	3	20.50
=SS=	4	28.75	=SS=	4	19.75	=SS=	4	25.75	=SS=	4	27.25
=SS=	1	18.50	=SS=	1	18.50	=SS=	1	16.75	=SS=	1	16.75
=SS=	2	12.75	=SS=	2	12.75	=SS=	2	11.25	=SS=	2	14.75
=SS=	3	21.65	=SS=	3	19.90	=SS=	3	18.65	=SS=	3	21.65
=SS=	4	22.75	=SS=	4	19.75	=SS=	4	19.75	=SS=	4	24.75
Florida	1	21.50	Florida	1	8.25	Florida	1	14.50	Florida	1	13.00
Florida	2	12.75	Florida	2	6.50	Florida	2	9.75	Florida	2	9.75
Florida	3	8.70	Florida	3	4.75	Florida	3	6.25	Florida	3	6.25
Florida	4	15.75	Florida	4	15.50	Florida	4	23.75	Florida	4	16.40
Longos	1	2.50	Longos	1	4.70	Longos	1	2.50	Longos	1	1.45
Longos	2	0.00	Longos	2	1.45	Longos	2	3.25	Longos	2	3.25
Longos	3	0.75	Longos	3	0.75	Longos	3	0.75	Longos	3	0.75
Longos	4	1.10	Longos	4	2.50	Longos	4	1.50	Longos	4	4.30
Herzog	1	4.35	Herzog	1	57.75	Herzog	1	57.75	Herzog	1	57.75
Herzog	2	5.75	Herzog	2	39.25	Herzog	2	50.00	Herzog	2	50.00
Herzog	3	6.75	Herzog	3	36.50	Herzog	3	41.50	Herzog	3	41.50
Herzog	4	7.50	Herzog	4	42.75	Herzog	4	49.25	Herzog	4	49.25
Orestis	1	10.75	Orestis	1	10.00	Orestis	1	10.75	Orestis	1	10.75
Orestis	2	11.00	Orestis	2	10.00	Orestis	2	9.00	Orestis	2	9.00
Orestis	3	10.00	Orestis	3	9.00	Orestis	3	13.25	Orestis	3	10.75
Orestis	4	6.75	Orestis	4	9.00	Orestis	4	9.75	Orestis	4	8.25
Astron	1	10.00	Astron	1	4.00	Astron	1	3.25	Astron	1	3.25
Astron	2	6.65	Astron	2	9.50	Astron	2	6.75	Astron	2	10.00
Astron	3	8.00	Astron	3	10.00	Astron	3	3.60	Astron	3	3.25
Astron	4	8.00	Astron	4	5.75	Astron	4	4.75	Astron	4	10.75
Toronto	1	8.35	Toronto	1	4.35	Toronto	1	6.85	Toronto	1	7.50
Toronto	2	8.00	Toronto	2	4.00	Toronto	2	4.50	Toronto	2	4.50
Toronto	3	7.75	Toronto	3	4.75	Toronto	3	16.25	Toronto	3	14.50
Toronto	4	14.50	Toronto	4	8.25	Toronto	4	11.50	Toronto	4	11.50
Ohio	1	2.05	Ohio	1	4.00	Ohio	1	1.45	Ohio	1	1.45
Ohio	2	0.45	Ohio	2	0.75	Ohio	2	0.45	Ohio	2	0.75
Ohio	3	3.25	Ohio	3	5.75	Ohio	3	0.75	Ohio	3	1.50
Ohio	4	0.00	Ohio	4	5.05	Ohio	4	0.15	Ohio	4	3.25
Renan	1	1.10	Renan	1	0.00	Renan	1	3.25	Renan	1	4.00
Renan	2	0.30	Renan	2	0.45	Renan	2	2.60	Renan	2	7.50
Renan	3	0.00	Renan	3	2.50	Renan	3	4.70	Renan	3	4.00
Renan	4	3.25	Renan	4	0.75	Renan	4	0.75	Renan	4	2.50
Ritmo	1	1.80				Ritmo	1	5.00	Ritmo	1	5.75
Ritmo	2	2.55				Ritmo	2	4.35	Ritmo	2	5.75
Ritmo	3	0.00				Ritmo	3	9.00	Ritmo	3	6.20
Ritmo	4	0.75				Ritmo	4	5.75	Ritmo	4	5.90

**Result:**

files	places	years	Information about the series of experiments
M:\PROJECTS\RESI\97place1.ser	PLA1	1997	
M:\PROJECTS\RESI\97place2.ser	PLA2	1997	
M:\PROJECTS\RESI\97place3.ser	PLA3	1997	
M:\PROJECTS\RESI\97place4.ser	PLA4	1997	

Table of mean disease severity  
- without attention of interactions -

Table of arithmetic means

```

-----
:                               :mean disease:
:                               :-----:
:                               : severity :
:-----+-----:
:cultivar  :places      :years      :          :
:-----+-----:
:=SS=      :PLA1         :1997       :    21.14 :
:          :-----+-----:
:          :PLA2         :1997       :    19.65 :
:          :-----+-----:
:          :PLA3         :1997       :    19.66 :
:          :-----+-----:
:          :PLA4         :1997       :    21.37 :
:-----+-----:
:Astron    :PLA1         :1997       :     8.16 :
:          :-----+-----:
:          :PLA2         :1997       :     7.31 :
:          :-----+-----:
:          :PLA3         :1997       :     4.59 :
:          :-----+-----:
:          :PLA4         :1997       :     6.81 :
:-----+-----:
:Florida   :PLA1         :1997       :    14.68 :
:          :-----+-----:
:          :PLA2         :1997       :     8.75 :
:          :-----+-----:
:          :PLA3         :1997       :    13.56 :
:          :-----+-----:
:          :PLA4         :1997       :    11.35 :
:-----+-----:
:Herzog    :PLA1         :1997       :     6.09 :
:          :-----+-----:
:          :PLA2         :1997       :    44.06 :
:          :-----+-----:
:          :PLA3         :1997       :    49.63 :
:          :-----+-----:
:          :PLA4         :1997       :    49.63 :
:-----+-----:
:Longos    :PLA1         :1997       :     1.09 :
:          :-----+-----:
:          :PLA2         :1997       :     2.35 :
:          :-----+-----:
:          :PLA3         :1997       :     2.00 :
:          :-----+-----:
:          :PLA4         :1997       :     2.44 :
:-----+-----:
:Ohio      :PLA1         :1997       :     1.44 :
:          :-----+-----:
:          :PLA2         :1997       :     3.89 :

```



```

:          :-----+-----+-----:
:          :PLA3      :1997      :      0.70:
:          :-----+-----+-----:
:          :PLA4      :1997      :      1.74:
:-----+-----+-----+-----:
:Orestis  :PLA1      :1997      :      9.63:
:          :-----+-----+-----:
:          :PLA2      :1997      :      9.50:
:          :-----+-----+-----:
:          :PLA3      :1997      :     10.69:
:          :-----+-----+-----:
:          :PLA4      :1997      :      9.69:
:-----+-----+-----+-----:
:Renan    :PLA1      :1997      :      1.16:
:          :-----+-----+-----:
:          :PLA2      :1997      :      0.93:
:          :-----+-----+-----:
:          :PLA3      :1997      :      2.83:
:          :-----+-----+-----:
:          :PLA4      :1997      :      4.50:
:-----+-----+-----+-----:
:Ritmo    :PLA1      :1997      :      1.28:
:          :-----+-----+-----:
:          :PLA3      :1997      :      6.03:
:          :-----+-----+-----:
:          :PLA4      :1997      :      5.90:
:-----+-----+-----+-----:
:Toronto  :PLA1      :1997      :      9.65:
:          :-----+-----+-----:
:          :PLA2      :1997      :      5.34:
:          :-----+-----+-----:
:          :PLA3      :1997      :      9.78:
:          :-----+-----+-----:
:          :PLA4      :1997      :      9.50:
:-----+-----+-----+-----:

```

```

:          :-----+-----+-----:
:          :mean disease:
:          :-----+-----+-----:
:          : severity :
:-----+-----+-----+-----:
:cultivar :places  :          :
:-----+-----+-----+-----:
:=SS=     :PLA1    :      21.14:
:          :-----+-----+-----:
:          :PLA2    :      19.65:
:          :-----+-----+-----:
:          :PLA3    :      19.66:
:          :-----+-----+-----:
:          :PLA4    :      21.37:
:-----+-----+-----+-----:
:Astron   :PLA1    :      8.16:
:          :-----+-----+-----:
:          :PLA2    :      7.31:
:          :-----+-----+-----:
:          :PLA3    :      4.59:
:          :-----+-----+-----:
:          :PLA4    :      6.81:
:-----+-----+-----+-----:
:Florida  :PLA1    :     14.68:
:          :-----+-----+-----:

```

:	:PLA2	:	8.75:
:	:	:	:
:	:PLA3	:	13.56:
:	:	:	:
:	:PLA4	:	11.35:
:	:	:	:
:Herzog	:PLA1	:	6.09:
:	:	:	:
:	:PLA2	:	44.06:
:	:	:	:
:	:PLA3	:	49.63:
:	:	:	:
:	:PLA4	:	49.63:
:	:	:	:
:Longos	:PLA1	:	1.09:
:	:	:	:
:	:PLA2	:	2.35:
:	:	:	:
:	:PLA3	:	2.00:
:	:	:	:
:	:PLA4	:	2.44:
:	:	:	:
:Ohio	:PLA1	:	1.44:
:	:	:	:
:	:PLA2	:	3.89:
:	:	:	:
:	:PLA3	:	0.70:
:	:	:	:
:	:PLA4	:	1.74:
:	:	:	:
:Orestis	:PLA1	:	9.63:
:	:	:	:
:	:PLA2	:	9.50:
:	:	:	:
:	:PLA3	:	10.69:
:	:	:	:
:	:PLA4	:	9.69:
:	:	:	:
:Renan	:PLA1	:	1.16:
:	:	:	:
:	:PLA2	:	0.93:
:	:	:	:
:	:PLA3	:	2.83:
:	:	:	:
:	:PLA4	:	4.50:
:	:	:	:
:Ritmo	:PLA1	:	1.28:
:	:	:	:
:	:PLA3	:	6.03:
:	:	:	:
:	:PLA4	:	5.90:
:	:	:	:
:Toronto	:PLA1	:	9.65:
:	:	:	:
:	:PLA2	:	5.34:
:	:	:	:
:	:PLA3	:	9.78:
:	:	:	:
:	:PLA4	:	9.50:
:	:	:	:

```

-----
:                               :mean disease:
:                               :-----:
:                               :  severity  :
:-----+-----:
:cultivar  :years  :           :
:-----+-----:
:=SS=      :1997   :    20.46:
:-----+-----:
:Astron    :1997   :     6.72:
:-----+-----:
:Florida   :1997   :    12.08:
:-----+-----:
:Herzog    :1997   :    37.35:
:-----+-----:
:Longos    :1997   :     1.97:
:-----+-----:
:Ohio      :1997   :     1.94:
:-----+-----:
:Orestis   :1997   :     9.88:
:-----+-----:
:Renan     :1997   :     2.35:
:-----+-----:
:Ritmo     :1997   :     4.40:
:-----+-----:
:Toronto   :1997   :     8.57:
-----

```

```

-----
:                               :mean disease:
:                               :-----:
:                               :  severity  :
:-----+-----:
:cultivar      :           :
:-----+-----:
:=SS=          :    20.46:
:-----+-----:
:Astron        :     6.72:
:-----+-----:
:Florida       :    12.08:
:-----+-----:
:Herzog        :    37.35:
:-----+-----:
:Longos        :     1.97:
:-----+-----:
:Ohio          :     1.94:
:-----+-----:
:Orestis       :     9.88:
:-----+-----:
:Renan         :     2.35:
:-----+-----:
:Ritmo         :     4.40:
:-----+-----:
:Toronto       :     8.57:
-----

```

Model of variance analysis

*Variance analysis model*

places random, 1 year

MEANS (least squares means)

*Adjusted means  
(LSMEANS)*

CULTIVAR	LSMEAN
=SS=	20.46
Astron	6.72
Florida	12.08
Herzog	37.35
Longos	1.97
Ohio	1.94
Orestis	9.88
Renan	2.35
Ritmo	4.40
Toronto	8.57

Analysis of variance table (fixed effects)

*Analysis of variance table  
(fixed effects)*

SOURCE	NDF	DDF	F	Prob
CULTIVAR	9	26.0640	10.11	0.0001

Note: There is no orthogonality with respect to cultivars.  
A Bonferroni test procedure is used in place of Tukey and Dunnett test procedures.

In addition analysis of variance and Tukey and/or Dunnett test procedures for the cultivars tested in all single experiments are calculated.

*Bonferroni test procedure*

Bonferroni test procedure (significance level alpha=0.05)

cultivar	_cultivar	diff	FSD	prob	test
=SS=	Astron	13.73750000	17.7833	0.3835	-
=SS=	Florida	8.37187500	17.7833	1.0000	-
=SS=	Herzog	-16.89375000	17.7833	0.0763	-
=SS=	Longos	18.48750000	17.7833	0.0327	sign.
=SS=	Ohio	18.51562500	17.7833	0.0322	sign.
=SS=	Orestis	-10.58125000	17.7833	1.0000	-
=SS=	Renan	18.10312500	17.7833	0.0401	sign.
=SS=	Ritmo	16.05551615	19.1719	0.2215	-
=SS=	Toronto	11.89062500	17.7833	0.9315	-
Astron	Florida	-5.36562500	17.8887	1.0000	-
Astron	Herzog	-30.63125000	17.8887	0.0001	sign.
Astron	Longos	4.75000000	17.8887	1.0000	-
Astron	Ohio	4.77812500	17.8887	1.0000	-
Astron	Orestis	-3.15625000	17.8887	1.0000	-
Astron	Renan	4.36562500	17.8887	1.0000	-

Astron	Ritmo	2.31801615	19.2720	1.0000	-
Astron	Toronto	-1.84687500	17.8887	1.0000	-
Florida	Herzog	-25.26562500	17.8887	0.0010	sign.
Florida	Longos	10.11562500	17.8887	1.0000	-
Florida	Ohio	10.14375000	17.8887	1.0000	-
Florida	Orestis	2.20937500	17.8887	1.0000	-
Florida	Renan	9.73125000	17.8887	1.0000	-
Florida	Ritmo	7.68364115	19.2720	1.0000	-
Florida	Toronto	3.51875000	17.8887	1.0000	-
Herzog	Longos	35.38125000	17.8887	0.0000	sign.
Herzog	Ohio	35.40937500	17.8887	0.0000	sign.
Herzog	Orestis	27.47500000	17.8887	0.0003	sign.
Herzog	Renan	34.99687500	17.8887	0.0000	sign.
Herzog	Ritmo	32.94926615	19.2720	0.0001	sign.
Herzog	Toronto	28.78437500	17.8887	0.0001	sign.
Longos	Ohio	0.02812500	17.8887	1.0000	-
Longos	Orestis	-7.90625000	17.8887	1.0000	-
Longos	Renan	-0.38437500	17.8887	1.0000	-
Longos	Ritmo	-2.43198385	19.2720	1.0000	-
Longos	Toronto	-6.59687500	17.8887	1.0000	-
Ohio	Orestis	-7.93437500	17.8887	1.0000	-
Ohio	Renan	-0.41250000	17.8887	1.0000	-
Ohio	Ritmo	-2.46010885	19.2720	1.0000	-
Ohio	Toronto	-6.62500000	17.8887	1.0000	-
Orestis	Renan	7.52187500	17.8887	1.0000	-
Orestis	Ritmo	5.47426615	19.2720	1.0000	-
Orestis	Toronto	1.30937500	17.8887	1.0000	-
Renan	Ritmo	-2.04760885	19.2720	1.0000	-
Renan	Toronto	-6.21250000	17.8887	1.0000	-
Ritmo	Toronto	-4.16489115	19.2720	1.0000	-

-----  
 \*\*\* Cultivars orthogonal \*\*\*  
 -----

*Orthogonal subset  
 of cultivars*

MEANS (least squares means)  
 -----

*Adjusted means (LSMEANS)  
 [cultivar Ritmo is lacking]*

CULTIVAR	LSMEAN
=SS=	20.46
Astron	6.72
Florida	12.08
Herzog	37.35
Longos	1.97
Ohio	1.94
Orestis	9.88
Renan	2.35
Toronto	8.57

Analysis of variance table (fixed effects)  
 -----

*Analysis of variance table  
 (fixed effects)*

SOURCE	NDF	DDF	F	Prob
CULTIVAR	8	23.7762	10.14	0.0001

```
-----
Dunnett test procedure (significance level alpha=0.05) vs susceptible standard (SS)
-----
```

*Dunnett test procedure  
(with standard =SS=)*

cultivar	diff	DSD	prob	test
Ohio	-18.51562500	14.6535	0.0078	sign.
Longos	-18.48750000	14.6535	0.0079	sign.
Renan	-18.10312500	14.6535	0.0095	sign.
Astron	-13.73750000	14.6535	0.0672	-
Toronto	-11.89062500	14.6535	0.1404	-
Orestis	-10.58125000	14.6535	0.2263	-
Florida	-8.37187500	14.6535	0.4529	-
Herzog	16.89375000	14.6535	0.0167	sign.

```
-----
Dunnett test procedure (significance level alpha=0.05) vs additional standard (Longos)
-----
```

*Dunnett test procedure  
(with standard Longos)*

cultivar	diff	DSD	prob	test
Ohio	-0.02812500	14.7683	1.0000	-
Renan	0.38437500	14.7683	1.0000	-
Astron	4.75000000	14.7683	0.9106	-
Toronto	6.59687500	14.7683	0.6972	-
Orestis	7.90625000	14.7683	0.5191	-
Florida	10.11562500	14.7683	0.2719	-
=SS=	18.48750000	14.6535	0.0079	sign.
Herzog	35.38125000	14.7683	0.0000	sign.

Not all cultivars were tested in each experiment. The cultivar Ritmo is missing in place PLA2. Thus, cultivars are not orthogonal, and the Dunnett test procedure cannot be applied. Instead, the Bonferroni test procedure is used for the analysis across locations. Moreover, the Dunnett test procedure is applied to the orthogonal subset obtained by deleting the cultivar Ritmo. The comparison is performed using the susceptible standard (=SS=) and the additional standard (Longos).

## 7 Computing time

The analysis of a single trial using RESI requires only a few minutes, in extreme cases up to 10 or 15 minutes. The analysis of a series of trials is relatively time-consuming and may take up to several hours, mainly due to REML estimation of variance components using the MIXED procedure of the SAS System. Computing time is particularly long for non-orthogonal series of trials.

## **Danksagung**

Für die Unterstützung bei der englische Übersetzung wird Frau von Norsinski Dank gesagt.

Dank auch an die BASF Aktiengesellschaft für die Überlassung der 4 Originalaufnahmen aus Habermeyer, J. und Gerhard, M.: Pilzkrankheiten und Schadsymptome im Getreidebau, BASF, 1997, 136 S. und für die Erlaubnis, sie in RESI einzubinden.

## **Anschriften der Autoren**

Dr. Eckard Moll

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

Stahnsdorfer Damm 81, D-14532 Kleinmachnow

Telefon +49/(0) 3 32 03-48-331      Telefax +49/(0) 3 32 03-48-424

E-Mail: e.moll@bba.de

Dr. Kerstin Flath

Biologische Bundesanstalt für Land- und Forstwirtschaft

Institut für Pflanzenschutz in Ackerbau und Grünland

Stahnsdorfer Damm 81, D-14532 Kleinmachnow

Telefon +49/(0) 3 32 03-48-236      Telefax +49/(0) 3 32 03-48-425

E-Mail: k.flath@bba.de

PD Dr. Hans-Peter Piepho

Universität Gesamthochschule Kassel, Institut für Nutzpflanzenkunde

Steinstraße 19, D-37213 Witzenhausen

Telefon +49/(0) 55 42-98-1248      Telefax +49/(0) 55 42-98-1230

E-Mail: piepho@wiz.uni-kassel.de

Dr. Ursula Walther

Bundesanstalt für Züchtungsforschung an Kulturpflanzen, Institut für Epidemiologie und Resistenz

Postfach 1505, D-06435 Aschersleben

Telefon +49/(0) 34 73-879-122      Telefax +49/(0) 34 73-2709

Dr. Edelgard Sachs

Biologische Bundesanstalt für Land- und Forstwirtschaft

Institut für Pflanzenschutz in Ackerbau und Grünland

Stahnsdorfer Damm 81, D-14532 Kleinmachnow

Telefon +49/(0) 3 32 03-48-242      Telefax +49/(0) 3 32 03-48-425

E-Mail: e.sachs@bba.de

Dr. Jochen Prochnow

BASF Aktiengesellschaft, Vertriebsstandort Agro Hannover

Hans-Böckler-Allee 3, D-30173 Hannover

Telefon +49/(0) 5 11-8502-102      Telefax +49/(0) 5 11-8502-107

Dr. Falk Krüger

Landesanstalt für Landwirtschaft Brandenburg, Abteilung Agrarökonomie

Dorfstraße, D-14513 Teltow-Ruhlsdorf

Telefon +49/(0) 33 28-436-120      Telefax +49/(0) 33 28-436-118