

and disinfectant mixture is inoculated to detached leaves of the tobacco plant *Nicotiana tabacum* 'Xanthi'. The leaves are powdered with carborundum No. 400 before the inoculation and rinsed with water after the inoculation. The leaves are placed in a humid chamber at 20°C and 16h light. The registration of symptoms is carried out after 1 week by counting local lesions calculated as a mean of 3 replicates.

#### Knife decontamination experiments

The knife decontamination experiments are conducted in the glasshouse and the tests of the disinfectant comprise different concentrations and periods of treatment to demonstrate the efficiency to inactivate existing virus on the knife.

TomMV-infected *N. tabacum* 'Samsun' plants are used as infector. The following treatments are performed:

- With a flamed but cooled scalpel a piece of the infected tobacco leaf is cut off
- The scalpel is then without prior drying dipped into 10 ml of the disinfectant for a period of 1, 5 and 15 minutes respectively.
- The disinfectant is tested in the concentration recommended, or the most efficient concentration found.
- After treatment 3 cuts are made with the scalpel into the stem of a healthy tobacco plant (*Nicotiana benthamiana*).

For the control of the virus infectivity an undisinfected scalpel (no dipping) is used. Control with water and brown soap treatment are performed as described for the suspension experiments.

Flaming is carried out between replicates and experimental plots.

Registration of symptoms on the plant is performed 14 days after the inoculation. Infected plants die off. For each experimental plot 3 replicates are performed, each comprising 1 plant.

#### References

- ANON, 1989: Biologische Bundesanstalt für Land- und Forstwirtschaft: Richtlinie für die Prüfung von Pflanzenschutzmitteln zur Desinfektion im Zierpflanzenbau (16-4).
- BÖHMER, B., 1990: Erfahrungen mit der neuen Richtlinie zur Prüfung von Pflanzenschutzmitteln für die Desinfektion im Zierpflanzenbau. *Gesunde Pflanzen* 42. Jahrg. Heft 10, 377-380.
- MARCUSSEN, K. von, and S. MEYER-KAHSNITZ, 1991: Zur Wirksamkeit von Desinfektionsmitteln gegenüber pflanzenpathogenen Viren. *Nachrichtenblatt* 228 (in press).
- PALUDAN, N., 1988: Inactivation to tobacco mosaic virus in plant sap and in pepper seed. *Plant diseases, pest and weeds in Denmark 1986*, 42-43.
- PALUDAN, N., 1990: Effect of disinfectants towards viruses (English summary). 7th Danish Plant Protection Conference 1990, Pests and Diseases, pp. 357-365.
- PALUDAN, N., 1991: Desinfektionsmidlers effekt over for virus. *Gartner Tidende* 6, 114-115.
- RAST, A. TH. B., 1977: Bij TMV in paprika, magere melkmoet. *Tuinderij* 17, nr. 7, 38-39.
- RAST, A. TH. B., 1987: Disinfection of pepper seed infected with different strains of capsicum mosaic virus by trisodium phosphate and dry heat treatment. *Plant Pathology* 36, 583-588.
- THORNBERRY, H. H., 1967: Trisodium phosphate: A safe disinfectant for virus disease control. *American Orchid Society, Bulletin* January, 29-31.

Nachrichtenbl. Deut. Pflanzenschutzd., 44 (4), S. 79-86, 1992, ISSN 0027-7479.  
© Eugen Ulmer GmbH & Co., Stuttgart

Staatliche Lehr- und Versuchsanstalt für Wein- und Obstbau, Weinsberg

## Optimierung von Rebschutzversuchen nach biometrischen Gesichtspunkten, I. Versuche mit *Botrytis cinerea* Pers.

Optimization of viticultural field trials based on biometrical view, I. Experiences on *Botrytis cinerea* Pers.

Von G. J. Feurer und W. K. Kast

### Zusammenfassung

Ziel der Arbeit war es, durch Anwendung biometrischer Verfahren Vorschläge für eine optimale Anlage, Durchführung und Auswertung von Versuchen in Weinbergen und *Botrytis cinerea* an Trauben zu erarbeiten. Ein Versuch wird dann als optimal betrachtet, wenn er die gewünschte Versuchsgenauigkeit mit einem minimalen Aufwand erreicht.

Die natürlichen Unterschiede im Befall von praxisüblich bewirtschafteten Weinbergen wurden mit Varianzkomponenten beschrieben. Erarbeitet wurden die Komponenten VKS für Stockunterschiede und VKC für kleinräumige Unterschiede. In daran anschließenden Blindversuchen wurde deren

Einfluß auf die Fehlervarianz untersucht. Bei *Botrytis cinerea* sind erhebliche Befallsunterschiede innerhalb der Flächen vorhanden. Die Varianzkomponente zwischen Stöcken ist allerdings wesentlich größer als die Komponente für kleinräumige Unterschiede. Der Einfluß auf die Fehlervarianz wurde durch Simulationen von Blindversuchen ermittelt. Dabei wurden Daten aus Bonituren verwendet, in denen der Befall aller Trauben in 7-10 Rebzeilen von je 40 Stöcken erfaßt worden war. Dabei wurde die Varianz bei Parzellengrößen von fünf bis 40 Stöcken in die Komponenten „zwischen Parzellen“ VKZ und „innerhalb Parzellen“ VKI zerlegt. Die Komponente VKZ nimmt in der Regel mit der Parzellengröße ab,

VKI ist meist eine Konstante. Bei 11 von 13 Flächen, in denen Erhebungen durchgeführt wurden, lag die optimale Allokation (Annahmen: zwei Bonituren und 4 bzw. 6 Spritzungen) bei etwa 28 Stöcken und der Bonitur von 240 bis 290 Trauben je Parzelle.

Mit gleicher Wiederholungszahl werden bei *Botrytis cinerea* wesentlich geringere Unterschiede zwischen zwei Prüfgliedern als verschieden erkannt als z. B. bei *Panonychus ulmi* und *Typhlodromus pyri*.

### Abstract

In dummy experiments components of variance were calculated to optimize viticultural field trials with *Botrytis cinerea*. The optimisation of the experimental design is achieved if the required precision is reached with a minimum of manpower.

Relevant variation in infestation of *Botrytis cinerea* was observed within small plots. Substantially more variation was found between the individual vines. Simulations of dummy experiments with different plot size were made to evaluate the influence on the variance within (VKI) and between plots (VKZ). VKI normally is constant while VKZ decreases by increasing plot size. The optimum allocation of the resource "manpower" was calculated to be a plot size of 28 vines and an evaluation of 240-290 grapes per plot.

## 1 Einleitung

Für die Zulassung von Pflanzenschutzmitteln sind Freilandversuche über die Wirksamkeit der Mittel gegen Schaderreger erforderlich. In allen Fällen, in denen das Versuchsergebnis nicht eindeutig ist, müssen biometrische Verfahren angewendet werden, um das Ausmaß zufälliger Einflüsse abzuschätzen. Da bei Botrytiziden meist nur eine Reduktion des Befalls erreicht wird, dürften derartige Verfahren die Regel sein. Für die Versuchsansteller ist es von großer Bedeutung, die erforderlichen Versuche möglichst effizient zu gestalten, d. h. die vorhandenen Ressourcen optimal einzusetzen.

Ein optimaler Versuch erzielt eine vorgegebene Versuchsgenauigkeit mit minimalem Aufwand. Die Berechnung einer optimalen Versuchsanlage aus biometrischer Sicht ist in den Standardwerken der Biometrie (COCHRAN und COX, 1957, COCHRAN, 1963) eingehend behandelt worden. In der Versuchsplanung bei Krankheiten und Schädlingen im Weinbau können diese Kenntnisse allerdings kaum genutzt werden, da in der Regel die Einflussfaktoren auf die Fehlervarianz und deren Größen nicht bekannt sind.

Versuchsergebnisse werden nicht nur durch die unterschiedlichen Behandlungen beeinflusst, sondern auch durch die natürliche Varianz des Versuchsmaterials, welche die Behandlungseffekte verdeckt. In der varianzanalytischen Auswertung wird diese als Fehlervarianz, im Sinne nicht erklärbarer Varianz, bezeichnet. Die beiden wesentlichen Ursachen dieser Varianz sind (COCHRAN und COX, 1957, Seite 15): „1. zufällige Unterschiede der Versuchseinheiten (Parzellen), in denen die Behandlungen durchgeführt werden, 2. zufällige Unterschiede der Versuchsdurchführung.“

Die Genauigkeit eines Versuchs kann mit der Größe des Prüfgliedunterschiedes  $\alpha$ , mit der Wahrscheinlichkeit von  $\alpha$  und der Güte  $1-\beta$ , als signifikant zu erwarten ist, ausgedrückt werden. Dies wird bestimmt von (COCHRAN und COX, 1957, Seite 31 ff.):

- der Größe des Versuchs (Wiederholungen)
- der Anzahl Freiheitsgrade der Fehlervarianz (Wiederholungen, Behandlungen, Versuchsanlage)
- der Größe der Fehlervarianz

Die Fehlervarianz kann verringert werden durch:

- Verwendung homogenerer Versuchsfelder

- geeigneter Parzellengröße
- Verbesserung der Versuchsdurchführung
- zusätzlicher Messungen bzw. Zählungen in einer Parzelle
- systematische Gruppierung der Parzellen (z. B. Blockbildung).

Die Erzielung der erwünschten Versuchsgenauigkeit durch entsprechende Wiederholungen ist mit erheblichem Aufwand verbunden. Durch die Verringerung der Fehlervarianz kann unter Umständen mit geringerem Aufwand die gleiche Versuchsgenauigkeit erreicht werden. Bei allen genannten Punkten sind dazu Kenntnisse über das Versuchsmaterial erforderlich, damit die Fehlervarianz gezielt beeinflusst werden kann. Hierzu zerlegt man die Fehlervarianz in ihre Teilkomponenten (Varianzkomponenten) und schätzt deren Betrag. Ist die Größe der Komponenten bekannt, kann die optimale Allokation berechnet werden. Darunter ist die Kombination der Komponenten zu verstehen, bei der ein vorgegebener Standardfehler mit minimalem Aufwand erreicht wird, bzw. bei gegebenem Aufwand der Standardfehler minimiert wird.

In der Pflanzenzüchtung werden häufig Varianzkomponenten geschätzt und die optimale Allokation der Parzellen auf Genotypen, Jahre und Wiederholungen in Selektionsverfahren zu bestimmen (RUSSELL et al., 1978, UTZ, 1977). Aus dem Bereich des Pflanzenschutzes liegen einige Arbeiten vor, in denen die Stichprobenvarianz verschiedener Erhebungsverfahren untersucht und optimiert wurde (SEN, 1971, RUSSELL et al., 1978, SAWYER und HAYNES, 1978, MOWERY et al., 1980, WOLPERT et al., 1980, REICH und BARNARD, 1984, ZAHNER et al., 1984).

Mit Blankoversuchen können die Varianzursachen über die Varianzkomponenten quantifiziert werden. Für Ertragsvergleiche bei Reben liegen bereits einige ältere Arbeiten vor. So wurde die Frage der Parzellengröße in Klonenversuchen von HUSFELD (1927), ZIEGLER (1928) und SCHÖFFLING (1977a und 1977b) diskutiert. MÄRKER (1956) führte in seiner Arbeit Berechnungen zur optimalen Parzellengröße und Form bei Ertragsauswertungen durch. GEISLER und STAAB (1958) stellten Überlegungen zur Parzellenform, Blockgröße, Mehrjährigkeit und der Wiederholungszahl an. Für Pflanzenschutzversuche liegt eine neuere Arbeit von KAST und STEINER (1986) vor, in der die Bedeutung der Blockgröße für die Versuchsgenauigkeit in Pflanzenschutzversuchen untersucht wurde.

Ziel der vorliegenden Arbeit war es, durch Schätzung von Varianzkomponenten festzustellen, in welchem Umfange einzelne Varianzursachen zur Größe der Fehlervarianz bei *Botrytis cinerea* beitragen. Ausgehend davon wurde nach Möglichkeit die Fehlervarianz verringert und danach die optimale Allokation des Zeitaufwandes (optimale Parzellengröße und Auswertungsintensität) der Versuchsdurchführung für Versuche zur Prüfung von Pflanzenschutzmitteln nach den Richtlinien der Biologischen Bundesanstalt für Land- und Forstwirtschaft (BBA) - insbesondere 22 - 1.4 (GÄRTEL, 1975 und FLICK et al., 1989) berechnet.

## 2 Material und Methoden

### 2.1 Erhebungsmethoden

Der Botrytisbefall der Trauben wurde durch Bonitur erfaßt. 1986 wurde in vier Klassen, 1987 in sechs Klassen bonitiert (Tab. 2.1).

### 2.2 Versuchsfelder

Die Versuchsfelder lagen in Württemberg und Baden und wurden praxisüblich von Privatbetrieben und der Staatlichen Lehr- und Versuchsanstalt für Wein- und Obstbau Weinsberg

Tab. 2.1. Boniturstufen

1986	Klasse	0	1	2	3		
	Befall %	0	1-5	6-25	26-100		
1987	Klasse	0	1	2	3	4	5
	Befall %	0	1-5	6-25	26-50	51-75	76-100

bewirtschaftet. Auf allen Flächen war in der Vergangenheit eine Flurbereinigung durchgeführt worden. Die Gassenbreite betrug in der Regel 1,6–2 m, der Stockabstand variierte von 1,3–1,6 m. Die Rebstöcke waren als Halb- oder Pendelbogen erzogen. Bei der Fläche Klinge 1 handelt es sich um eine Weitraumanlage mit einer Gassenbreite von 2,2 m. Die Flächen im Gewinn Riederbücke waren nach dem „Riederbücke-System“ mit einer Gassenbreite von 2,4 m angelegt.

### 2.3 Arbeitszeiterhebungen

Die für die Optimierungsrechnungen erforderlichen Zeiten wurden im Rahmen der Datenerhebungen zu dieser Arbeit und bei Spritzversuchen an der Staatlichen Lehr- und Versuchsanstalt für Wein- und Obstbau Weinsberg erhoben.

Der Spritzzeitbedarf wurde an je drei Spritzterminen zweier Versuche mit Parzellengrößen von elf und 25 Stöcken festgehalten. Zum Ausbringen der Spritzbrühe wurden motorgetriebene Rückspritzgeräte eingesetzt. Für den Zeitbedarf der Spritzung einer Parzelle wurde in Abhängigkeit von der Parzellengröße eine lineare Regression berechnet. Des Weiteren wurde der Zeitbedarf der Erhebungen (Bonituren) festgehalten.

### 2.4 Datenerhebungen 1986 – Verteilung im Weinberg

Um Unterschiede im Befall innerhalb der Versuchsflächen zu ermitteln, wurden diese jeweils in 16 Parzellen unterteilt. Im Zentrum der Parzellen wurden jeweils alle Trauben vier benachbarter Stöcke (= ein Cluster) auf Botrytisbefall bonitiert (s. Tab. 2.1). Der Abstand zwischen dem Mittelpunkt der Cluster betrug in der Reihe ca. 14 m, quer zur Reihe ca. 6 m.

In die varianzanalytischen Berechnungen gingen als Zufallsvariable die mittleren Boniturnoten der Einzelstöcke ein (SCHICKE und O'SVATH, 1977). Die Schätzung der Varianzkomponenten erfolgte nach dem Modell einer einfachen Varianzanalyse.

### 2.5 Datenerhebung 1987 – Vollerhebung und Simulation von Blindversuchen

1987 wurden an 13 Standorten Daten erhoben. Je nach Gesamtgröße der Fläche wurde in jeder zweiten oder dritten Reihe 40 benachbarte Stöcke bonitiert, wobei alle Trauben in sechs Klassen ( $K = 6$ ) erfasst wurden.

Mit diesen Daten wurden mit dem Computer Blindversuche bei Parzellengrößen von fünf bis 40 Stöcken durch Zufallsauswahlen simuliert. In einer Simulation wurden je Parzelle drei Stichproben von je 150 Trauben bei einer Parzellengröße von  $sp$  Stöcken zufällig gezogen. Die mittleren Boniturnoten gingen in die varianzanalytische Verrechnung als Zufallsvariable ein. Vier zufällig ausgewählte Parzellen wurden als eine Variante zusammengefasst. Die Anzahl der Varianten war von der Anzahl der gebildeten Parzellen abhängig, welche wiederum von der Parzellengröße bestimmt war. So konnten bei acht ausgewerteten Reihen von jeweils 40 Stöcken bei einer Parzellengröße von fünf Stöcken 64 Parzellen in 16 Varianten aufgeteilt werden; bei einer Parzellengröße von 40 Stöcken ergaben sich lediglich acht Parzellen in zwei Varianten. Die varianzanalytischen Auswertungen erfolgten nach dem Modell einer vollständig randomisierten Versuchsanlage mit zufälligen Effekten.

In Erhebung 87-1 ergaben sich ab der Parzellengröße von 21 Stöcken lediglich sieben Parzellen. Hier erfolgte die Auswertung in einer einfachen Varianzanalyse ohne den Faktor Varianten. Der Verlauf der Varianzkomponenten VKZ und VKI wurde in Abhängigkeit der Parzellengröße mit dem Verfahren der multiplen linearen Regression als Funktion beschrieben. In diese Berechnungen gingen die Mittelwerte der Varianzkomponente aus zehn Simulationen einer Parzellengröße ein.

### 2.6 Statistische Auswertung

Der Standardfehler des Mittelwertes eines Prüfgliedes als Maß der Versuchsgenauigkeit ergibt sich nach:

$$(2.1) \quad S_{\bar{y}} = \sqrt{\frac{VKZ'_{sp}}{w} + \frac{VKI'_{sp} \times 150}{w \times n}}$$

$VKZ'_{sp}$  = Varianzkomponente „zwischen Parzellen“ (berechnet aus den Funktionen) in Abhängigkeit der Parzellengröße von  $sp$  Stöcken

$VKI'_{sp}$  = Varianzkomponente „innerhalb Parzellen“ (berechnet aus den Funktionen) in Abhängigkeit der Parzellengröße von  $sp$  Stöcken

$n$  = Anzahl bonitierter Trauben in einer Parzelle

$w$  = Anzahl Wiederholungen eines Prüfgliedes

Der Gesamtzeitbedarf  $T$  für ein Prüfglied nach den Richtlinien der BBA ergibt sich nach:

$$(2.2) \quad T = TS \times w \times p + TT \times \frac{150}{n} \times w \times a$$

$TS$  = Zeitbedarf für eine zusätzliche Spritzung einer Parzelle

$TT$  = Zeitbedarf für die zusätzliche Bonitur von 150 Trauben

$w$  = Anzahl Wiederholungen eines Prüfgliedes

$a$  = Anzahl der Boniturtermine

$p$  = Anzahl der Spritzungen

$n$  = Anzahl bonitierter Trauben in einer Parzelle

In die Berechnungen gingen die in Tabelle 3.2. dargestellten Werte und Funktionen sowie die in Abschnitt 3.1. gegebenen Arbeitszeiten ein. Optimierungsrechnungen wurden für die Vorgaben der vorläufigen Richtlinien der BBA zur Prüfung von Fungiziden im Weinbau (GÄRTEL, 1975) durchgeführt. Dies sind vier (Prüfung von Spezialbotryziden) oder sechs (Prüfung von Nebenwirkungen der Peronosporafungizide) Spritzungen und zwei Boniturtermine.

### 2.7 Durchführung der Berechnungen

Die varianzanalytischen Berechnungen erfolgten mit dem Programm PLABSTAT (UTZ, 1987) auf einem Personalcomputer. Weitere Berechnungen wurden mit individuell entworfenen Programmen in BASIC durchgeführt.

Bei Signifikanz-Tests werden nachstehende Symbole angegeben:

\* signifikant bei 5 % Irrtumswahrscheinlichkeit

\*\* signifikant bei 1 % Irrtumswahrscheinlichkeit

## 3 Ergebnisse

### 3.1 Zeitbedarf der Versuchsdurchführung

a) Ausbringung von Pflanzenschutzmitteln

Diese Arbeiten wurden eingeteilt in

– Messen bzw. Abwiegen der Mittel

– Vorbereiten der Spritzbrühe

– Ausbringung in Abhängigkeit der Parzellengröße.

Tab. 3.1. Schätzwerte für die Varianzkomponenten Cluster und Stöcke für den Befall mit Botrytis cinerea 1986

Erh.-Nr.	$\bar{y}$	VKC	VKS	relativ	
				VKC	VKS
86 - 1	0,32	0,0094*	0,0292	1	3,1
86 - 2	0,67	0,0169	0,1458	1	8,6
86 - 3	0,75	0,0154*	0,0594	1	3,9
86 - 4	0,66	0,0073	0,0595	1	8,2
86 - 5	0,64	0,0190**	0,0499	1	2,6
86 - 6	0,40	0,0023	0,0608	1	26,4
86 - 7	1,05	0,0274**	0,0983	1	3,6
Mittelwert				1	8,6

$\bar{y}$  = arithmetische Mittel der Erhebung  
 VKC = Varianzkomponente „zwischen Cluster“  
 VKS = Varianzkomponente „innerhalb Cluster“

Aus den Zeitdaten wurden als Zeitbedarf für das Spritzen einer Parzelle in Abhängigkeit der Parzellengröße folgende Funktion ermittelt:

(3.1)  $TS = 6 + 0,2 \cdot sp$  (Minuten)  $TG = TS \cdot p$  (Minuten)  
 TS = Zeitbedarf für eine zusätzliche Spritzung einer Parzelle  
 TG = Zeitbedarf für alle Spritzungen einer Parzelle (ohne Rüstzeit)

sp = Anzahl Stöcke je Parzelle (Parzellengröße)

p = Anzahl Spritzungen

Die angegebenen Zeiten beziehen sich auf den zusätzlichen Zeitbedarf, der entsteht, wenn eine weitere Parzelle in den Versuch mit aufgenommen wird. Die Rüstzeiten, wie Fahrten zum Weinberg, Vorbereiten und Reinigen der Geräte, sind nicht berücksichtigt. In den sechs Minuten ist der Zeitbedarf für das Abwiegen der Spritzmittel (0,2 Minuten), das Anrühren der Spritzbrühe und das Befüllen der Spritzgeräte enthalten. Die Funktion hat eine Korrelation mit den Zeitdaten von 0,82. Ein wesentlicher Teil des Zeitbedarfs für das Spritzen einer Parzelle ist von der Parzellengröße unabhängig.

Tab. 3.2. Funktionen über den Verlauf der Varianzkomponenten in Abhängigkeit der Parzellengröße aus den Simulationen im Befall mit Botrytis cinerea 1987

Erh.-Nr.	$\bar{y}$	VKZ' <sub>sp</sub> (× 100)	VKI' <sub>sp</sub> (× 100)
87 - 1	0,27	$16,1193 - 0,9474 \times sp + 0,0156 \times sp^2$	1,8800
87 - 2	0,41	$71,0696 - 2,6545 \times sp + 0,0423 \times sp^2$	4,4100
87 - 3	0,19	$9,3743 - 0,3748 \times sp + 0,0057 \times sp^2$	2,2200
87 - 4	0,18	$4,7226 - 0,0372 \times sp + 0,0009 \times sp^2$	1,6500
87 - 5	0,46	$72,9468 - 2,0045 \times sp + 0,0251 \times sp^2$	$4,1613 - 0,0174 \times sp$
87 - 6	0,16	$6,4538 - 0,2787 \times sp + 0,0049 \times sp^2$	1,6900
87 - 7	0,98	$40,2302 - 2,0453 \times sp + 0,0297 \times sp^2$	5,4500
87 - 8	0,49	$22,7835 - 1,0856 \times sp + 0,0178 \times sp^2$	4,1000
87 - 9	0,97	$116,2949 - 0,3109 \times sp + 0,0058 \times sp^2$	5,7300
87 - 10	0,35	$8,3622 - 0,5074 \times sp + 0,0085 \times sp^2$	2,6600
87 - 11	0,41	$20,1993 - 1,0783 \times sp + 0,0181 \times sp^2$	$3,9333 - 0,0117 \times sp$
87 - 12	0,45	$14,1361 - 0,5315 \times sp + 0,0072 \times sp^2$	$4,2610 - 0,0134 \times sp$
87 - 13	0,42	$24,0161 - 1,2813 \times sp + 0,0189 \times sp^2$	2,9700

$\bar{y}$  = arithmetisches Mittel der Erhebung  
 VKZ'<sub>sp</sub> = Varianzkomponente „zwischen Parzellen“ (berechnet aus den Funktionen) in Abhängigkeit der Parzellengröße von sp Stöcken  
 VKI'<sub>sp</sub> = Varianzkomponente „innerhalb Parzellen“ (berechnet aus den Funktionen) in Abhängigkeit der Parzellengröße von sp Stöcken

Tab. 3.3. Optimale Allokation bei Botrytis cinerea mit einem Gesamtzeitaufwand von 200 Minuten je Prüfglied, berechnet aus den Varianzkomponenten VKZ' und VKI' 1987

Erh.-Nr.	Pa.gr.	VKZ' <sub>sp</sub>	VKI' <sub>sp</sub>	bei 4 Spritzungen <sup>a</sup>			bei 6 Spritzungen <sup>a</sup>		
				Tr./Pa.	w	S <sub>y</sub>	Tr./Pa.	w	S <sub>y</sub>
87 - 1	29	0,0018	0,0019	270	2,7	0,0323	330	1,9	0,0369
87 - 2	24	0,0317	0,0044	90	3,8	0,1010	120	2,6	0,1196
87 - 3	28	0,0033	0,0022	210	3,0	0,0408	255	2,1	0,0470
87 - 4	> 40 <sup>b</sup>	0,0018	0,0017	285	2,4	0,0336	345	1,7	0,0386
87 - 5	28	0,0365	0,0037	90	3,6	0,1088	105	2,5	0,1295
87 - 6	23	0,0026	0,0017	195	3,2	0,0349	240	2,3	0,0402
87 - 7	33	0,0051	0,0055	285	2,5	0,0560	345	1,8	0,0640
87 - 8	27	0,0064	0,0041	210	3,0	0,0559	255	2,1	0,0645
87 - 9	< 5 <sup>b</sup>	0,1146	0,0057	45	6,2	0,1474	60	4,2	0,1759
87 - 10	29	0,0008	0,0027	480	2,1	0,0278	585	1,6	0,0309
87 - 11	28	0,0042	0,0036	240	2,8	0,0478	300	2,0	0,0548
87 - 12	32	0,0045	0,0038	255	2,7	0,0506	315	1,9	0,0581
87 - 13	33	0,0023	0,0030	300	2,5	0,0391	375	1,8	0,0445
Mittel #	28,5			239			293		

<sup>a</sup> = bei zwei Bonituren und einem Gesamtzeitaufwand von 200 Minuten je Prüfglied  
<sup>b</sup> = Varianzkomponenten sind nur von 5 bis 40 Stöcke je Parzelle beschrieben  
 # = ohne 87 - 4 und 87 - 9  
 VKZ'<sub>sp</sub> = Varianzkomponente „zwischen Parzellen“ (berechnet aus den Funktionen) in Abhängigkeit der Parzellengröße von sp Stöcken  
 VKI'<sub>sp</sub> = Varianzkomponente „innerhalb Parzellen“ (berechnet aus den Funktionen) in Abhängigkeit der Parzellengröße von sp Stöcken

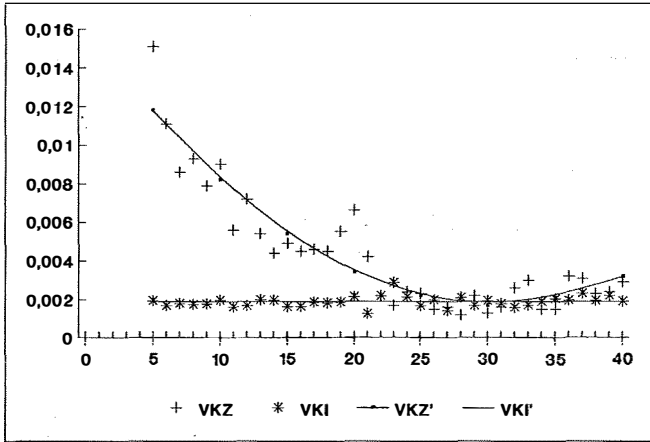


Abb. 3.1. Verlauf der Komponenten aus den Simulationen bei Botrytis cinerea 1987 Erh. Nr. 87-1.

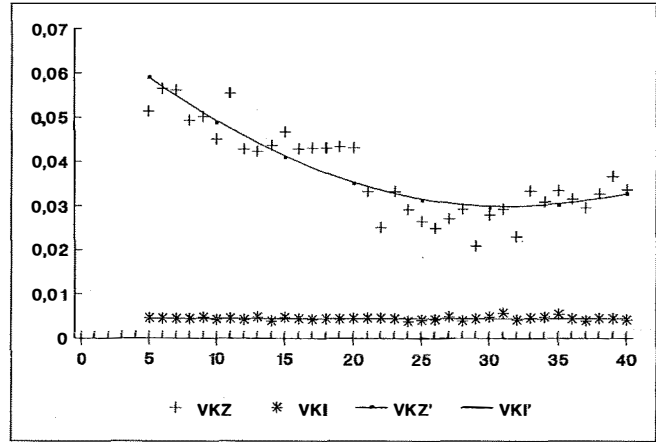


Abb. 3.2. Verlauf der Komponenten aus den Simulationen bei Botrytis cinerea 1987 Erh. Nr. 87-2.

b) Bonitur von Trauben auf Befall mit Botrytis cinerea

Die für das Bonitieren der Trauben benötigte Zeit variiert zwischen Einzelpersonen stark. Als mittlerer Wert wurden 7,5 AK-Minuten für 150 Trauben, bei Arbeitserledigung durch zwei Personen, eine bonitierende und eine schreibende, ermittelt.

3.2 Varianzen

3.2.1 Varianzkomponenten Cluster und Stöcke

Im Jahr 1986 ergab die Auswertung eine Komponente „zwischen Cluster“ (VKC) und eine Komponente „innerhalb Cluster“ (VKS) (Tab. 3.1). In VKS sind die Unterschiede im Befall der Trauben eines Stockes und die eigentlichen Stockunterschiede enthalten. VKS ist erheblich größer als VKC.

3.2.2 Varianzkomponenten „zwischen Parzellen“ und „innerhalb Parzellen“

Die Berechnung der Funktionen aus den Ergebnissen der Simulationen (Abschnitt 2.5) mit den 1987 erhobenen Daten ergab für die Varianzkomponente „zwischen Parzellen“ (VKZ') ein Polynom zweiten Grades (Tab. 3.2). Die Komponente „innerhalb Parzellen“ (VKI') ist in den meisten Fällen konstant, in drei Fällen sinkt sie mit zunehmender Parzellengröße leicht. Der typische Verlauf der Komponenten ist in

Abbildung 3.1 und 3.2 dargestellt. In allen 13 Erhebungen ergab sich bei den Simulationen ein Abfallen der Komponente VKZ mit der Parzellengröße. In 87-4 fällt VKZ auch bei der Parzellengröße von 40 Stöcken noch deutlich, bei 87-9 ist kein wesentlicher Abfall mit der Parzellengröße vorhanden.

3.2.3 Optimale Versuche – Anzahl Trauben je Parzelle und Parzellengröße

Als optimal erweist sich eine Parzellengröße von etwa 28 Stöcken. In einer solchen Parzelle sollten zwischen 239 und 293 Trauben bonitiert werden (Tab. 3.3). Eine Abweichung von der optimalen Anzahl zu bonitierender Trauben je Parzelle hat nur einen geringen Einfluß auf den Standardfehler (Tab. 3.4). Werden 150 Trauben bonitiert, verringert dies die relative Effizienz im Mittel auf 92 % (bei optimaler Parzellengröße). Beträgt die Parzellengröße 15 Stöcke, verringert sich die relative Effizienz auf 74 %. Der Einfluß einer Abweichung von der optimalen Traubenzahl und der Parzellengröße auf  $S_y$  ist beispielhaft in Abb. 3.3 dargestellt. Die Parzellengröße wirkt sich deutlich stärker auf den Standardfehler aus als die Anzahl bonitierter Trauben (Tab. 3.4).

3.3 Anzahl Wiederholungen

Der Abfall des Standardfehlers mit der Anzahl Wiederholungen ist in Abbildung 3.4 beispielhaft dargestellt. Gegenüber

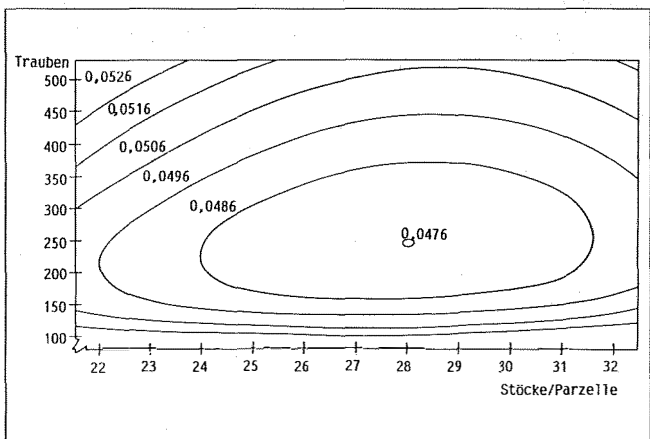


Abb. 3.3. Standardabweichungen des Mittelwertes eines Prüfgliedes  $S_y$  (in einer Gesamtzeit von 200 Minuten) in Abhängigkeit von bonitierter Traubenzahl/Parzelle und Parzellengröße bei Botrytis cinerea (Bsp. Vers. Nr. 87-11; 4 Spritzungen, 2 Bonituren).

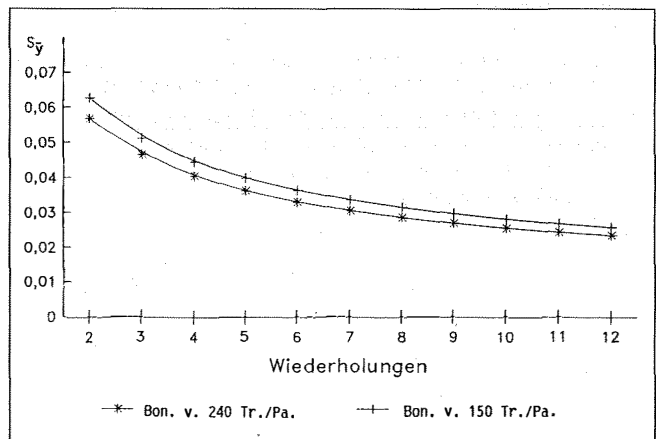


Abb. 3.4. Verlauf der Standardabweichung des Mittelwertes eines Prüfgliedes  $S_y$  mit den Wiederholungen bei Botrytis cinerea (Bsp. Vers. Nr. 87-11 bei optimaler Parzellengröße, 28 Stöcke, 4 Spritzungen, 2 Bonituren).

Tab. 3.4. Standardfehler und relative Effizienz bei Abweichung von der optimalen Allokation<sup>a</sup> bei *Botrytis cinerea* 1987

	Optimale Allokation				Allokation mit 150 Trauben			Allokation mit 15 Stöcken/Parzelle		
	Pa.gr.	Tr./Pa.	w	$S_y$	w	$S_y$	r.E.%	w	$S_y$	r.E.%
87 - 1	29	270	2,7	0,0323	3,2	0,0337	92	3,2	0,0451	51
87 - 2	24	90	3,8	0,1010	3,4	0,1025	97	4,4	0,1041	94
87 - 3	28	210	3,0	0,0408	3,3	0,0413	98	3,5	0,0434	88
87 - 4	< 40 <sup>b</sup>	285	2,4	0,0336	2,8	0,0350	92	3,1	0,0395	72
87 - 5	28	90	3,6	0,1088	3,3	0,1112	96	4,4	0,1110	96
87 - 6	23	195	3,2	0,0349	3,5	0,0353	98	3,6	0,0360	94
87 - 7	33	285	2,5	0,0560	3,1	0,0587	91	3,1	0,0785	51
87 - 8	27	210	3,0	0,0559	3,3	0,0565	98	3,5	0,0619	82
87 - 9	< 5 <sup>b</sup>	45	6,2	0,1474	4,7	0,1608	84	4,9	0,1619	83
87 - 10	29	480	2,1	0,0278	3,2	0,0328	72	2,4	0,0383	53
87 - 11	28	240	2,8	0,0478	3,3	0,0491	95	3,3	0,0558	73
87 - 12	32	255	2,7	0,0506	3,1	0,0522	94	3,3	0,0557	83
87 - 13	33	300	2,5	0,0391	3,1	0,0416	88	3,0	0,0590	44
Mittel							92			74

<sup>a</sup> = alle Allokationen sind bei einem Zeitaufwand von 200 Minuten je Prüfglied, vier Spritzungen und zwei Bonituren berechnet

<sup>b</sup> = Varianzkomponenten sind nur für die Parzellengröße von 5 bis 40 Stöcken beschrieben

r.E.% = relative Effizienz der Abweichung gegenüber der optimalen Allokation (100%)

Pa.gr. = optimale Anzahl zu bonitierender Trauben je Parzelle

w = Anzahl Wiederholungen (die in 200 Minuten bearbeitet werden kann)

den Ergebnissen bei Milben (FEURER, 1989) lassen sich bei gleicher Anzahl Wiederholungen deutlich kleinere Unterschiede im Vergleich zum jeweiligen Mittelwert entdecken.

#### 4 Diskussion

##### 4.1 Besonderheiten weinbaulicher Flächen für die Versuchsanstellung

Im Weinbau ergeben sich aufgrund kleinräumiger Boden- und Klimaunterschiede und der Hängigkeit des Geländes besondere Verhältnisse in der Versuchsanstellung (SIEVERS, 1960, MÄRKER, 1956, GEISLER und STAAB, 1958). Die Größe der Fehlervarianz beim Ertrag von Rebstöcken wird wesentlich von den Bodeneigenschaften bestimmt. Bei der Verteilung von *Botrytis cinerea* auf Rebflächen treten weitere Faktoren, wie Klimaunterschiede, N-Versorgung und Kulturmaßnahmen (HERING, 1958), hinzu. Dementsprechend ergibt sich eine andere Verteilung als bei Ertragsauswertungen. Mit der Auswertung von Einzelstöcken in Clustern wurde die Größe dieser Komponenten auf den Flächen untersucht. Erhebliche Unterschiede innerhalb der Flächen sind auch auf kleinstem Raum vorhanden.

Die große Varianz in der Anfälligkeit der Einzelstöcke wird vermutlich verursacht durch die unterschiedliche Ernährung und Wüchsigkeit der Einzelpflanzen im Bestand. Bei einem Parasiten wie *Botrytis cinerea*, bei denen die Bildung von Phytoalexinen und die Ausbildung der Zellwände sehr wesentlich das Befallsverhalten bestimmen (STEIN, 1984), können individuelle Anfälligkeitsunterschiede sehr groß sein. In den vorliegenden Versuchen war zwar das Pflanzmaterial weitgehend genetisch einheitlich (Klonmaterial). Durch die individuelle Behandlung der Einzelstöcke z. B. beim Rebschnitt oder durch Virusbefall einzelner Stöcke können jedoch extreme Unterschiede entstehen.

##### 4.2 Auswertung von Bonituren

Die Erhebungen zum Befall von *Botrytis cinerea* an Trauben wurden auf einer Ordinalskala durchgeführt. Nach streng mathematischen Grundsätzen kann mit derartigen Daten keine varianzanalytische Auswertung vorgenommen werden (THÖNI, 1985 und 1987). Allerdings erfüllen die arithmeti-

schen Mittelwerte von Boniturnoten die Annahmen der Varianzanalyse (SCHICKE und O'SVATH, 1977), sofern eine große Anzahl Einzelbonituren in die Berechnung der Mittelwerte eingeht (THÖNI, 1985). In der vorliegenden Arbeit gingen bei den Auswertungen 1986 alle Boniturnoten eines Stockes (ca. 25) ein. Bei den Simulationen 1987 gingen 150 Bonituren (Abschnitt 2.5) zur Berechnung der mittleren Boniturnoten ein. Damit können die Annahmen der Varianzanalyse vorausgesetzt werden. Die Ermittlung einer Komponente für Unterschiede im Befall der Trauben eines Stockes ist mit Boniturnoten allerdings nicht möglich.

##### 4.3 Komponenten

*Botrytis cinerea* ist ein Schwächeparasit, dessen Befallsstärke vom Reifezustand der Beeren abhängig ist. Dieser wird unter anderem von der Insertion der Trauben am Stock, der Wuchsstärke und dem Anschnitt des Einzelstockes bestimmt. Dadurch ist, wie beim Ertrag, eine erhebliche Stockvarianz (VKs) vorhanden. Die Heterogenität der Flächen kommt in der Komponente VKC zum Ausdruck.

Über die Simulation von Blindversuchen konnte die Veränderung der Varianzkomponenten VKZ' und VKI' mit der Parzellengröße gut erarbeitet werden. Die Komponente VKZ' ist ein Maß für die Homogenität der Fläche bei dieser Parzellengröße, während VKI' die Präzision, mit der mit 150 Trauben ein Parzellenmittelwert geschätzt wird, angibt. Im Ackerbau wird durch kleine Parzellen meist eine kleinere Fehlervarianz erreicht, da es damit gelingt, homogenere Blöcke zu bilden. Der Verlauf der Funktionen zeigt recht deutlich, daß hier aufgrund der Stock- und Clusterunterschiede sehr kleine Parzellen nicht sinnvoll sind (Abb. 3.1-3.2). Die Verringerung der Komponente VKZ' mit zunehmender Parzellengröße belegt deren Ausgleich und damit eine deutliche Homogenisierung der Parzellenmittelwerte. Mit der Parzellengröße wird die Stichprobenvarianz direkt beeinflusst. Deshalb hat diese auch einen deutlichen Einfluß auf  $S_y$ , während mit der Anzahl bonitierter Trauben in einer Parzelle lediglich der Stichprobenfehler verringert wird.

Der Kurvenverlauf für VKZ' hat bei mehreren Erhebungen einen Tiefpunkt, die Komponente steigt danach wieder an. Ursachen hierfür konnten nicht entdeckt werden. Möglicher-

weise ist es lediglich ein zufallbedingtes Abweichen vom asymptotischen weiteren Verlauf der Kurve.

#### 4.4 Optimale Versuche

Aufgrund der Verringerung der Komponente  $VKZ'$  mit der Größe der Parzellen liegt die optimale Parzellengröße dort, wo der Kurvenverlauf abflacht, da der größere Zeitbedarf mit Zunahme der Parzellengröße unwesentlich ist. In 87-9 ist die kleinstmögliche Parzellengröße optimal, da die Komponente  $VKZ'$  bei Vergrößerung der Parzelle kaum kleiner wird. Der zusätzliche Zeitbedarf bei größeren Parzellen ist in diesem Fall nicht lohnend. In 87-4 fällt  $VKZ'$  über den beschriebenen Bereich der Parzellengröße von 40 Stöcken hinaus, weshalb die optimale Allokation nicht bestimmt werden konnte. Ist das Verhältnis  $VKZ'$  zu  $VKI'$  weit, bewirkt dies eine geringere Anzahl zu bonitierender Trauben je Parzelle (Erh. Nr. 87-2, Abb. 3.2 und Erh. Nr. 87-5, Abb. 3.5).

NESBITT und KIRK (1972) fanden Parzellen von einem Stock für Versuche mit *Botrytis cinerea* optimal. Dabei wurde allerdings der Zeitbedarf der Versuchsdurchführung nicht berücksichtigt und von begrenztem Versuchsmaterial ausgegangen. Mit dem Ziel eines minimalen Standardfehlers ergibt sich mit solchen Vorgaben immer eine minimale Parzellengröße, um die Wiederholungszahl maximieren zu können. Derartige Ergebnisse können mit den in dieser Arbeit durchgeführten Berechnungen nicht verglichen werden.

In Tabelle 3.4 und am Beispiel der Erhebung in Abbildung 3.3 ist der Einfluß der Abweichung von der optimalen Allokation zu ersehen. Der Einfluß der Anzahl bonitierter Trauben je Parzelle auf die Präzision des Versuchs ist so gering, daß auch erheblich von der optimalen Allokation abgewichen werden kann. Die Parzellengröße hat einen wesentlich stärkeren Einfluß auf  $S_y$ , da mit ihr die Größe der Komponente  $VKZ'$  verändert wird.

#### 4.5 Wiederholungen

Die Genauigkeit eines Experiments wird bestimmt von der Varianz des Versuchsmaterials, der Wiederholungszahl und der Versuchsanlage (COCHRAN und COX, 1957; COX, 1958). Die optimale Allokation legt, unter Berücksichtigung der Kosten, den Aufwand für eine Randomisationseinheit fest. Unabhängig von der Wiederholungszahl wird damit maximale Versuchsgenauigkeit mit einem gegebenen Aufwand erreicht. Ausgehend davon wird die erwünschte Versuchsgenauigkeit über die Anzahl der Wiederholungen festgelegt. Die Wiederholungszahl bestimmt letztlich in entscheidendem Maße die Genauigkeit eines Versuchs. Die Anzahl Wiederholungen wird sehr oft nach den zur Verfügung stehenden Ressourcen festgelegt. Damit kann sich der Versuchsansteller auf zwei Arten ökonomisch falsch verhalten (WOLPERT et al., 1980):

a) mangelnde Versuchsgenauigkeit: die Wiederholungszahl ist zu klein, um Unterschiede der Prüfglieder mit der gewünschten Wahrscheinlichkeit  $\alpha$  signifikant verschieden zu erklären, während dies mit geeigneter Wiederholungszahl möglich gewesen wäre.

b) überhöhte Versuchsgenauigkeit: die Wiederholungszahl ist zu groß, d. h. die Signifikanz wäre auch bei geringerer Wiederholungszahl erreicht worden.

Die sinnvolle Festlegung der Wiederholungszahl ist deshalb ein wesentlicher Punkt einer rationellen Versuchsdurchführung.

Die großen Unterschiede im Standardfehler der Erhebungen sind sicherlich auch auf die bereits erwähnte ungenaue Schätzung der Komponenten zurückzuführen. Recht deutlich sind die Unterschiede bei verschiedenen Objekten festzustel-

len. Bei vergleichbar starken Behandlungseinflüssen sind bei den Milben (FEURER, 1989) deutlich größere Wiederholungszahlen als bei *Botrytis cinerea* erforderlich, um Signifikanz zu erhalten.

#### 4.6 Konsequenzen für die Versuchsanstellung

In der zur Zeit gültigen Richtlinie der BBA für *Botrytis*-versuche im Weinbau (22-1.4 FLICK et al., 1989) werden Mindestgrößen für die Einzelparzellen nicht direkt vorgeschrieben. Die in dieser Richtlinie vorgesehene Anzahl zu bonitierender Trauben von 200/Parzelle liegt nur geringfügig unter der für 4 Spritzungen als Optimum gefundenen Zahl von 240. Da die meisten Prüfungen zur Zeit mit 2 bis 4 Behandlungen durchgeführt werden, dürfte diese Zahl optimal gewählt sein. Zu berücksichtigen ist insbesondere, daß aus Abweichungen von dieser Zahl nur geringe Einflüsse auf die Versuchsgenauigkeit resultieren. Auch eine deutliche Erhöhung dieser Zahl steigert die Versuchsgenauigkeit wenig.

Die optimale Größe einer Parzelle liegt bei *Botrytis* bei wesentlich höheren Werten als z. B. bei Spinnmilben (FEURER, 1989). Bezüglich der Parzellengröße legt die Richtlinie 22-1.4 nur fest, daß mindestens 200 Trauben zur Bonitur zur Verfügung stehen müssen. Da ein einzelner Rebstock normalerweise mindestens 40 Trauben liefert, ist die Parzellengröße in der Regel dadurch nur wenig eingegrenzt. Da in der Feldversuchspraxis die Versuchsfläche häufig ein begrenzender Faktor ist, dürfte in den meisten Fällen die Parzellengröße weit unter dem Optimum liegen. Da der Einfluß der Parzellengröße auf die Versuchsgenauigkeit nicht unerheblich ist, wäre eine Präzisierung der Richtlinie in diesem Punkt sinnvoll.

Die Erhebungen wurden ausnahmslos in flurbereinigten Weinbergen Baden-Württembergs durchgeführt. Insbesondere die Tatsache, daß die Varianz zwischen Einzelstöcken auch im Verhältnis zur räumlichen Varianz extrem hoch ist, berechtigen zu der Annahme, daß die vorliegenden Ergebnisse auch für andere Weinbaugebiete Gültigkeit haben.

In die vorliegenden Ergebnisse zur optimalen Allokation ging lediglich der Zeitbedarf als begrenzender Faktor ein. Andere begrenzt verfügbaren Ressourcen, z. B. die Versuchsfläche, könnten theoretisch ebenfalls berücksichtigt werden. Diese Begrenzung ist jedoch von den individuellen Verhältnissen bestimmt. Grundsätzlich sollte angestrebt werden, daß nicht außer der Arbeitszeit noch andere wesentliche Faktoren berücksichtigt werden, da sonst die optimale Nutzbarkeit der Arbeitszeit nicht gewährleistet werden kann.

Mit einer bezüglich der Parzellengröße optimalen Anlage (ca. 28 Rebstöcke pro Versuchsparzelle) kann mit drei Wiederholungen etwa dieselbe Versuchsgenauigkeit erzielt werden, wie mit 4 Wiederholungen bei etwa der halben Parzellengröße.

#### Danksagungen

Herrn Prof. Dr. H. THÖNI und Herrn Prof. Dr. B. OHNE-SORGE (Universität Hohenheim) danken wir für die intensive Betreuung dieser Arbeit und zahlreichen wissenschaftlichen Anregungen, die wesentlich zum Gelingen der Arbeit beigetragen haben. Dem Forschungsring des Deutschen Weinbaues danken wir für die finanzielle Unterstützung.

#### Literatur

- COCHRAN, W. G., 1963: Sampling Techniques. John Wiley & Sons, Inc. New York.  
COCHRAN, W. G. and G. M. COX, 1957: Experimental Designs. John Wiley & Sons, Inc. New York.

- COX, D. R., 1958: Planning of Experiments. J. Wiley & Sons. New York.
- FEURER, G., 1989: Optimierung von Rebschutzversuchen nach biometrischen Gesichtspunkten – Dissertation Uni Hohenheim.
- FLICK, G., B. HOLZ, W. HUBER, H.-H. KASSEMAYER, W. K. KAST, H. P. LIPPS und D. LORENZ, 1989: 22-1.4 Prüfung von Fungiziden zur Bekämpfung von *Botrytis cinerea* Pers. an Reben (Ertragsanalyse). Hrsg. Biol. Bundesanstalt für Land- und Forstwirtschaft, Braunschweig.
- GARTEL, W., 1975: Vorläufige Richtlinien für die Prüfung von Fungiziden gegen *Botrytis cinerea* Pers. in Ertragsweibergen. Hrsg. Biol. Bundesanstalt für Land- und Forstwirtschaft, Bernkastel-Kues.
- GEISSLER, G. und J. STAAB, 1958: Versuchsanstellung im Weinbau. *Vitis* **1**, 257–281.
- HERING, M., 1958: Beobachtungen über den Massenwechsel der Spinnmilben in den Weinbergen der Mittelmosel. *Weinberg und Keller* **5**, 631–644.
- HUSFELD, B., 1927: Klonerträge und Anwendung der Feldversuchsmethode. *Weinbau und Kellerwirtschaft* **21**, 209–210.
- KAST, W. K. und H. STEINER, 1986: Zur Wirksamkeit von Gitteranlagen im weinbaulichen Pflanzenschutzversuchswesen, *Mitteilungen Klosterneuburg* **36**, 51–62.
- MÄRKER, H., 1956: Überlegungen zur Größe der Teilstücke im weinbaulichen Feldversuch. *Züchter* **26**, 53–60.
- MOWERY, P. D., L. A. HULL and D. ASQUITH, 1980: Two new sampling plans for european red mite surveys on apple utilizing the negative binomial distribution. *Environ. Entomol.* **9**, 159–163.
- NESBITT, W. B. and H. J. KIRK, 1972: Effekt of plot size on number of replications up on the efficiency of Muscadine grape cultivar trials. *J. Amer. Soc. Hort. Sci.* **97**, 639–641.
- REICH, L. and J. BARNARD, 1984: Sampling strategies for mycorrhizal research. *New Phytol.* **98**, 475–479.
- RUSSELL, W. K., W. A. RUSSELL, W. D. GUTHRIE, A. R. HALLAUER and J. K. ROBBINS, 1978: Allocation of resources in breeding for resistance in maize to second brood of the european corn borer. *Maydica* **23**, 11–20.
- SAWYER, A. J. and D. L. HAYNES, 1978: Allocating limited sampling resources for estimating regional populations of overwintering cereal leaf beetles. *Environ. Entomol.* **7**, 62–66.
- SCHICKE, P. und J. O'SVATH, 1977: Verrechnung von Mehrklassen-Befallsbonituren. *Z. Pflz.krankheiten und Pflz.schutz* **84**, (1), 1–17.
- SCHÖFFLING, H., 1977a: Einfluß der Standorte, Unterlagen, Jahre, Schnittzeitpunkte sowie Schnitt- und Ernteverfahren in Zwischen- und Hauptselektion. *Rebe + Wein* **30**, 367–371.
- SCHÖFFLING, H., 1977b: Statistische Auswertungsmöglichkeiten in Vor-, Zwischen- und Hauptselektion sowie Ausleseverfahren in der Nachselektion. *Rebe + Wein* **30**, 396–401.
- SEN, A. R., 1971: Sampling techniques for estimation of mite incidence in the field with special reference to the tea crop. In: G. P. PATIL, E. L. PIELOU and W. E. WATERS: *Statistical Ecology Volume 2*. The Pennsylvania State University Press, University Park and London, 253–265.
- SIEVERS, E., 1960: Aufgaben und Möglichkeiten eines Blanko-Versuchs. *Die Wein-Wissenschaft* **15**, 83–102.
- STEIN, U., 1984: Untersuchungen über biochemische und morphologische Merkmale der *Botrytis*-Resistenz bei Vitaceen. Diss. Univ. Karlsruhe.
- THÖNI, H., 1985: Auswertung von Bonituren: ein empirischer Methodenvergleich. *EDV in Medizin und Biologie* **16**, (3), 108–114.
- THÖNI, H., 1987: Auswertung von Bonituren im Pflanzenbau: Ein Vergleich zwischen Varianzanalyse und Schwellenwert-Modell. Vortrag anlässlich des Biometrischen Seminars der Region Österreich-Schweiz der Internationalen Biometrischen Gesellschaft in Locarno 1987.
- UTZ, H. F., 1977: Zum Stichprobenfelder von Varianzkomponenten und von deren Quotienten in pflanzenzüchterischen Versuchsserien. *EDV in Medizin und Biologie* **8**, (1), 24–29.
- UTZ, H. F., 1987: A Computer Program für Statistical Analysis of Plant Breeding Experiments. Institut für Pflanzenzüchtung, Saatgutforschung und Populationsgenetik, Universität Hohenheim.
- WOLPERT, J. A., G. S. HOWWELL and C. E. CRESS, 1980: Sampling strategies for estimates of cluster weight, soluble solids and acidity of "concord" grapes. *J. Amer. Soc. Hort. Sci.* **105**, (3), 434–438.
- ZAHNER, PH. and J. BAUMGAERTNER, 1984: Sampling statistic for *Panonychus ulmi* KOCH (Acarina, Tetranychidae) and *Tetranychus urticae* KOCH (Acarina, Tetranychidae) feeding on apple trees. *Res. Popul. Ecol.* **26**, 97–112.
- ZIEGLER, 1928: Die gegenwärtig angewandten Verfahren der weinbergsmäßigen Klonenprüfung. *Weinbau und Kellerwirtschaft* **14**, 103–109.

## Mitteilungen

### Protokoll

*der 27. Sitzung des Beirats der Biologischen Bundesanstalt für Land- und Forstwirtschaft am 7. und 8. Oktober 1991 in Braunschweig*

Der Beirat der BBA traf sich zu seiner 27. Sitzung in Braunschweig unter dem Vorsitz von MEINERT. Themenschwerpunkte waren die Baugesamtplanung der BBA in Braunschweig, die Neuorganisation von Teilbereichen der BBA und Instituten aus den neuen Bundesländern, Forschungsarbeiten im Bereich der Zulassungsprüfung, Kriterien für die Bewertung der Wirkungen von Pflanzenschutzmitteln auf den Naturhaushalt sowie Interna des Beirates.

### Veröffentlichung der Beiratsprotokolle

Die Protokolle der Beiratssitzungen werden künftig im Nachrichtenblatt des Deutschen Pflanzenschutzdienstes veröffentlicht. Sie sollen die Ergebnisse enthalten, aber auch einen Überblick über die Diskussionshintergründe geben.

### Gründung einer neuen Bundesanstalt für Züchtungsforschung an Kulturpflanzen

In der ehemaligen DDR gab es eine große Zahl von Instituten bzw. Einrichtungen, die u. a. auf den Gebieten der Züchtungsforschung und Resistenzprüfung tätig waren. Der Wissenschaftsrat hat unter Leitung von Professor Simon ein Konzept für die Neuorganisation der Forschung in den neuen Ländern erarbeitet, über dessen Inhalt und Vorgeschichte berichtet wurde.

Im Bereich der Kulturpflanzenzüchtung entstand durch die Einheit Deutschlands zusätzlicher Handlungsbedarf, der sich namentlich durch die klimatischen und standortspezifischen Gegebenheiten der neuen Bundesländer (z. B. Kartoffel und Roggen auf Sandböden, Gemüse in der Magdeburger Börde) ergibt. Aus dem erweiterten Stellenwert der Landwirtschaft in Deutschland folgt eine zunehmende Notwendigkeit, die Konkurrenzkraft der deutschen Landwirtschaft in der EG und auf den Weltmärkten zu stärken.

Zur Bewältigung dieser großen Aufgaben mußte im Bereich der Pflanzenzüchtung die Ressortforschungskapazität des BML erweitert werden. Hierzu bot das große Potential der Kulturpflanzenforschung in den neuen Bundesländern eine einmalige Chance.

Die besten Leistungen der vielen sehr großen Institute der ehemaligen DDR sollten im Bereich der Züchtungsforschung genutzt, auf die modernen Erfordernisse der Landwirtschaft umgestellt und völlig neu geordnet in einer „Bundesanstalt für Züchtungsforschung an Kulturpflanzen“ zukunftsweisend vereinigt werden. Die Vielfältigkeit der Forschungskapazität eröffnete dabei die Möglichkeit, kulturartenspezifische Aufgaben und grundlegende Querschnittsfragen der Züchtungsforschung in dieser Bundesanstalt zu verbinden.

Forschungsschwerpunkte der neuen Bundesforschungsanstalt bilden:

- Aspekte der gesunden Pflanze (biotische Resistenz, low input),
- Verbesserung der Produktqualität im Food- und insbesondere im Non food-Bereich,
- Evaluierung und Nutzung genetischer Ressourcen.

Die neue Bundesanstalt hat vier Standorte (Quedlinburg, Aschersleben, Groß Lüsewitz und Dresden-Pillnitz) sowie eine Außenstelle (Kauscha, dem Institut für Obstzüchtung in Dresden-Pillnitz zugeordnet). Auf den Wunsch, das ehemalige Institut für Phytopathologie in Aschersleben der BBA zuzuordnen, wurde zugunsten der Gesamtkonzeption der neuen Bundesanstalt verzichtet.

Der Anstaltsteil Aschersleben umfaßt drei Institute: das Institut für Resistenzforschung, das Institut für Pathogendiagnostik und das Institut für Epidemiologie. Der BML hat hierfür 22 Wissenschaftlerstellen vorgesehen. In der neuen Bundesanstalt sind insgesamt ca. 80 Wissenschaftler beschäftigt. Die Einwerbung von Drittmitteln ist möglich.

Die Resistenzprüfung bleibt weiterhin im Zuständigkeitsbereich der BBA. Um Überschneidungen und Doppelarbeit in der Forschung beider Bundesanstalten zu vermeiden, ist eine gute Koordination und Kooperation notwendig.

Bei den Planungen für die thematische Ausrichtung sind die bisherigen Schwerpunkte der Bundesanstalt für Züchtungsforschung im Wein- und Gartenbau sowie des Institutes für Resistenzgenetik der BBA in der Weise berücksichtigt, daß eine Zusammenführung möglich ist.