

zunächst weißen Gewebe ein, unabhängig vom Genotyp des Individuums,

c) vergleichende Chloroplastenzählungen in grünen Gewebeteilen albinotischer und normal grüner Pflanzen ergaben die gleiche Anzahl Plastiden pro Zelle bei *Dactylis* und eine statistisch gesicherte höhere Anzahl pro Zelle bei den albinotischen Tomaten gegenüber ihren normalen Geschwisterpflanzen.

3. Die kolorimetrischen Messungen ließen infolge der starken Variabilität des Chlorophyllgehaltes nur eine Unterscheidung der erkennbaren Typen zu. Sie wurden durchgeführt

a) an tetraploiden Einzelpflanzen und Nachkommen-schaften bei gleicher Belichtungsdauer,

b) an diploiden Kontrollen einzelpflanzen- und nachkommenschaftsweise nach verschieden langer Belichtung.

4. Bonituren, mikroskopische und kolorimetrische Untersuchungen führten zu folgendem Ergebnis:

a) Die untersuchten Chlorophylldefekt-faktoren haben keinen Einfluß auf die Ausbildung und Teilungsfähigkeit der Plastiden, sondern sie beeinflussen die Chlorophyllbildung in den Grana.

b) Die Chlorophylldefekte der in den Versuchen beobachteten albinotischen Formen wurden durch eine verringerte Chlorophyllproduktion verursacht und nicht durch das grundsätzliche Unvermögen der betreffenden Pflanzen, Chlorophyll zu bilden.

c) Die Verringerung der Chlorophyllmenge kann so stark sein, daß die Wirkung bei den betroffenen Genotypen als letal angesehen werden muß. Durch geeignete Veränderungen der Außenbedingungen kann diese „Letalität“ jedoch überwunden werden.

d) Die Versuchsergebnisse weisen darauf hin, daß die untersuchten Chlorophyllfaktoren nicht einen bestimmten verschieden hohen Chlorophyllgehalt bewirken, sondern daß sie nur die Reaktionsgeschwindigkeit der chemischen Vorgänge beeinflussen, die zur Chlorophyllbildung führen.

Die Untersuchungen wurden durch Mittel der DEUTSCHEN FORSCHUNGSGEMEINSCHAFT in Godesberg ermöglicht.

Herrn Prof. Dr. KAPPERT danke ich für seine Unterstützung und für seine stete Anteilnahme an dem Fortgang der Untersuchungen.

#### Literatur

I. ÅKERMAN, A.: Untersuchungen über eine in direktem Sonnenlicht nicht lebensfähige Sippe von *Avena*

*sativa*. Hereditas 3, 147, (1922). — 2. BAUR, E.: Untersuchungen über die Vererbung von Chromatophorenmerkmalen bei *Melandrium*, *Antirrhinum* und *Aquilegia*. Z. f. indukt. Abst.- u. Vererbgs. 4, 81, (1910). — 3. BRIX, K. u. QUADT, F.: Experimentell-genetische Untersuchungen über die Natur einer natürlichen Polyploiden. Z. f. Pflz. 32, 407, (1953). — 4. COLLINS, J. L.: A low temperature type of albinism in Barley. J. of Heredity 18, 331, (1927). — 5. CORRENS, C.: Über die dominierenden Merkmale der Bastarde. Ber. d. dtsh. bot. Ges. 21, 133, (1903). — 5b. CORRENS, C.: Vererbungsversuche mit blaß (gelb) grünen und buntblättrigen Sippen bei *Mirabilis*, *Urtica* und *Lunaria*. Z. f. indukt. Abst.- u. Vererbgs. 1, 291, (1909). — 6. EGLER, K.: Die Biosynthese der Chlorophyllfarbstoffe. Naturw. 40, 569, (1953). — 7. EUE, L.: Chlorophyllbestimmungen und Pfropfversuche bei der *Petunia*-Mutante *defecta*. Z. f. indukt. Abst.- u. Vererbgs. 85, 429, (1953). — 8. EULER, H. v., BURSTRÖM, D. u. HELLSTRÖM, H.: Über die Konstanz des Chlorophyllgehaltes in drei Chlorophyll-Mutanten. Hereditas 18, 225, (1934). — 9. EULER, H. v. BERGMANN, H., HELLSTRÖM, H., BURSTRÖM, D.: Konstanz des Chlorophyllgehaltes und Chromatophorendegeneration chlorophyllmutierter Gerstensippen. Hereditas 21, 121, (1935/36). — 10. FISCHBACH, C.: Untersuchungen an den beiden heterostylen Leinarten *L. hirsutum* und *L. viscosum* und ihren Bastarden. Z. f. indukt. Abst.- u. Vererbgs. 65, 180, (1933). — 11. GASSNER, G.: Über einen Fall von Weißblättrigkeit durch Kälte-wirkung. Ber. d. dtsh. bot. Ges. 33, 478, (1915). — 12. GOLDSCHMIDT, R.: Die quantitative Grundlage von Vererbung und Artbildung. Vorträge und Aufsätze über Entwicklungsmechanik der Organismen, Heft 24, 1920. — 13. GUSTAFSSON, A.: The plastid development in various types of chlorophyll mutations. Hereditas 28, 483, (1942). — 14. IKENO, S.: Studien über die Bastarde von Paprika (*Capsicum annum*). Z. f. indukt. Abst.- u. Vererbgs. 10, 99, 1913. — 15. KISSLING, L.: Einige besondere Fälle von chlorophylldefekten Gersten. Z. f. indukt. Abst.- u. Vererbgs. 19, 160, (1918). — 16. MICHAEL, K.: Vergleichende Untersuchungen über die Farbeigenschaften und den Bau der Blätter von Aurea-Varietäten verschiedener Gehölze. Züchter 23, 296, (1953). — 17. MONTFORD, C. u. KRESS-RICHTER, I.: Reversible photochemische Chlorophyllzerstörungen in besonnten Laubblättern von Aurea-Formen und ihre Beziehungen zu Strahlungsklima und Erbgut. Planta 38, 516, (1950). — 18. NEATBY, K. W.: A chlorophyll mutation in Wheat. J. of Heredity 24, 159, (1933). — 19. NOACK, K. L.: Über eine buntblättrige Form von *Borrago officinalis*. Z. f. indukt. Abst.- u. Vererbgs. 58, 372, (1931). — 20. RASMUSSEN, J.: Mendelnde Chlorophyllfaktoren bei *Allium cepa*. Hereditas 1, 128, (1920). — 21. SEYBOLD, A.: Zur Kenntnis des Protochlorophylls. Planta 26, 712, (1937). — 22. SIRKS, M. J.: Über einen Fall vererbbarer Lichtempfindlichkeit des Chlorophylls beim Roggen. Genetica 11, 375, (1929). — 23. STRÜGGER, S.: Über den Bau der Proplastiden und Chloroplasten. Naturw. 37, 166, (1950). — 24. WENT, F. W. u. CARTER, M.: Growth response of Tomato plants to applied sucrose. Am. J. of Bot. 35, 95, (1948).

(Aus dem Institut für Gärtnerische Pflanzenzüchtung der Technischen Hochschule Hannover)

## Über die Auswertung von Blockversuchen

Von HANS RUNDFELDT \*

Mit 1 Textabbildung

Bei Versuchen mit nur wenigen Versuchsgliedern ist die Blockanlage, wie auch MUDRA (1954) betont, zwar nicht immer die beste Versuchsmethode, jedoch keinesfalls eine schlechte. Da sie außerdem relativ vorteilhaft bezüglich Anlage und Auswertung ist,

\* Herrn Prof. H. KAPPERT zum 65. Geburtstag gewidmet

weil gewisse erschwerende Bedingungen anderer Methoden entfallen, wie z. B. die Abhängigkeit der Anzahl der Versuchsglieder von der Vergleichsteilstückzahl beim lateinischen Quadrat, sollte sie häufig angewendet werden. Nun sind jedoch die Anforderungen an die Genauigkeit der Feldversuche sehr verschieden. Teilweise werden zur Lösung eines Problems zahlreiche

gleichartige Versuche durchgeführt, die dann im einzelnen nicht sehr genau behandelt werden können; vielfach sollen jedoch an Hand eines einzigen oder einiger weniger Versuche Schlußfolgerungen gezogen werden, dann ist es in der Regel erwünscht, den Versuch so genau wie möglich anzulegen und auszuwerten.

Es soll im folgenden gezeigt werden, daß auch für Blockversuche noch Möglichkeiten zur genaueren Verrechnung bestehen. Vorbedingung hierzu ist allerdings, daß die Blöcke in einer Reihe nebeneinander liegen. Diese Reihenanlage wird jedoch von MUDRA (1954) als nachteilig gegenüber der Säulenanlage angesehen, weil hier ein doppelter Bodenausgleich (lateinisches Quadrat) unwirksam bleiben soll. Dem kann hier nicht ohne weiteres zugestimmt werden.

Wie der Verfasser zeigen konnte (RUNDFELDT 1953), werden bei einem Blockversuch durch die Subtraktion der Block-QS die systematischen Unterschiede zwischen den Blöcken voll eliminiert. Die Restbodenunterschiede innerhalb der Blöcke bleiben dagegen unberücksichtigt und überhöhen nach wie vor die zufällige Variabilität. Allerdings ist zu erwarten, daß sie vor allem bei langen und schmalen Parzellen wesentlich größer sind als die Unterschiede zwischen den Blöcken. Eine weitergehende Elimination der Bodenunterschiede wäre durch den doppelten Bodenausgleich möglich, wobei zusätzlich die systematischen Unterschiede zwischen den Säulen eliminiert werden. Bei langen und schmalen Parzellen sollte jedoch dieser 2. Ausgleich in der Regel nur wenig wirksam sein, weil dann zu erwarten ist, daß die Tendenz der Änderung der Bodengüte in den einzelnen Blöcken wenig einheitlich ist, so daß sich die systematischen Unterschiede innerhalb der Blöcke nicht addieren, sondern sich weitgehend aufheben. Diese Einheitlichkeit der Tendenz der Bodenänderung ist jedoch nicht generell bei säulenförmiger Anlage größer als bei reihenförmiger sondern von der Größe der Entfernung von der Mitte des 1. zur Mitte des letzten Blocks, also von der Blockform abhängig. Somit ist zu folgern:

1. Blöcke breiter als lang: Entfernung von der Mitte des ersten zur Mitte des letzten Blocks bei reihenförmiger Anlage größer als bei säulenförmiger (siehe Abb. 1, a, b): Zweiter Bodenausgleich bei Säulenanlage durchschnittlich erfolgreicher als bei Reihenanlage.

2. Blöcke quadratisch: Entfernung vom 1. zum letzten Block bei reihenförmiger Anlage ebenso groß wie bei säulenförmiger: Zweiter Bodenausgleich bei Säulenanlage durchschnittlich so erfolgreich wie bei Reihenanlage.

3. Blöcke länger als breit: Entfernung vom 1. zum letzten Block bei säulenförmiger Anlage größer als bei reihenförmiger (siehe Abb. 1, c, d): Zweiter Bodenausgleich bei Reihenanlage durchschnittlich erfolgreicher als bei Säulenanlage.

Dabei ist zu beachten, daß, im Gegensatz zur Annahme FISCHERS (1951), Versuchen mit langen und schmalen Parzellen — also auch relativ schmalen Blöcken — auch bei einer Auswertung als lateinisches Quadrat der Vorzug zu geben ist, weil andernfalls die Wirkung der Säulenkorrektur nicht so wesentlich besser ist, daß die geringere Wirkung der Blockkorrektur wieder gutgemacht wird (siehe RUNDFELDT 1953, Tabelle 8).

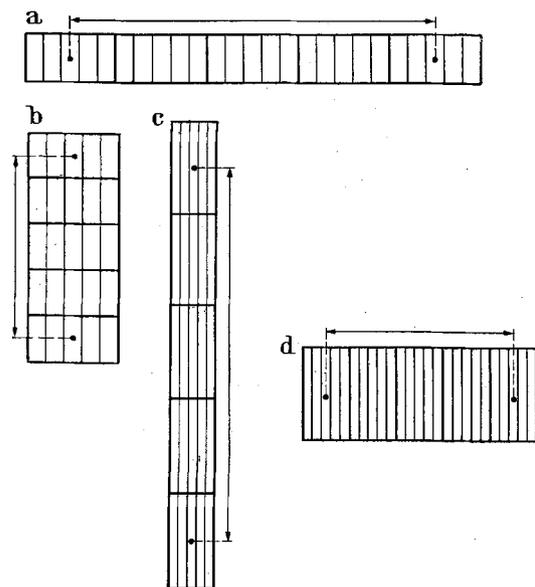


Abb. 1. Verschiedene Formen der Versuchsanlage

Diese Grundsätze sollten jedoch nur ganz allgemein gelten und könnten, wie vermutlich auch bei den von MUDRA angegebenen Verrechnungen, durch die besondere Eigenart eines Versuchsfeldes weitgehend modifiziert werden.

Bei einer reihenförmigen Anlage ist nun ein weitergehender Ausgleich der Bodenunterschiede noch in anderer Weise möglich, nämlich durch die Errechnung einer Regressionslinie aus den Blockmitteln. Immer wenn eine einigermaßen einheitliche Tendenz der Bodenänderung innerhalb der Blöcke besteht, wird auch eine wesentlich von 0 abweichende Regression zu errechnen sein, und eine Korrektur der Parzellen-erträge anhand dieser Regression ist durchaus sinnvoll. Es ist nur zu beachten, daß diese Korrektur zusätzlich zum Blockausgleich vorgenommen wird, das bedeutet, daß die ermittelten systematischen Unterschiede nur innerhalb der Blöcke korrigiert werden, somit die Blockmittel und folglich auch die Block-QS unverändert bleiben.

Es ist am vorteilhaftesten, die Durchführung einer derartigen Berechnung an einem Beispiel zu zeigen, und zwar soll Versuch 5 des bereits mehrfach zitierten Beitrages hierzu verwendet werden. Die Erträge lauteten dort bei einer Anlage als Blockversuch wie folgt (Tabelle 1):

Tabelle 1. Versuch 5, Anlage als Blockversuch

Block:	I					II					III					IV					V				
Parzellennr.:	1	2	3	4	5	1	2	3	4	5	1	2	3	4	5	1	2	3	4	5	1	2	3	4	5
Sorte:	A	B	C	E	D	D	A	B	C	E	C	B	D	E	A	E	A	D	B	C	B	D	E	A	C
Ertrag:	84,3	86,0	88,6	89,8	98,8	94,0	97,9	101,0	90,8	102,1	97,8	101,3	96,7	95,4	91,1	91,3	93,5	100,7	102,2	101,3	103,5	114,1	107,5	111,3	108,3

Die varianzanalytische Auswertung als Blockversuch erbrachte folgendes Ergebnis (Tabelle 2):

Tabelle 2

QS		FG	s <sup>2</sup>
Total	1413,88	24	
Sorten	77,80	4	
Blöcke	975,85	4	
Rest	360,23	16	22,51

$$s_d = \sqrt{\frac{2 \cdot 22,51}{5}} = 3,001$$

Die zufällige Variabilität allein ergab eine Differenzstreuung von 1,969, so daß die nicht eliminierbaren Bodenunterschiede noch eine relative Überhöhung von 52,41% verursachten.

Bei einer Verrechnung nach der „Regressionsmethode“, wie das Verfahren bezeichnet werden könnte, muß zunächst die Kovarianz aus den mittleren Parzellenerträgen der einzelnen Blocks (als unabhängige Variable) und den jeweiligen Abständen der Blockmitten vom Versuchsrand in Parzellenbreiten (als abhängige Variable) ermittelt werden. Im hier angegebenen Versuch ist z. B. die Mitte des 1. Blocks 2,5 Parzellenbreiten vom Versuchsrand entfernt, die des 2. Blocks 7,5 Parzellenbreiten und so fort (Tabelle 3).

Tabelle 3

x	y
89,50	2,5
97,16	7,5
96,42	12,5
97,80	17,5
108,94	22,5

$$\begin{aligned} \Sigma XY &= 6320,35 \\ \frac{\Sigma X \cdot \Sigma Y}{n} &= 6122,75 \\ \Sigma xy &= 6320,35 - 6122,75 = 197,60 \end{aligned}$$

Der Anstieg der Regressionsgeraden ergibt sich dann nach der Formel  $b = \Sigma xy / \Sigma x^2$  (SNEDECOR 1950). Dabei ist  $\Sigma x^2$  die QS der Blockmitten und entspricht der durch die Anzahl der Parzellen im Block dividierten Block-QS, also hier

$$\Sigma x^2 = 975,85 : 5 = 195,17$$

und  $b = 197,60 : 195,17 = 1,012$ .

Bei 5 Parzellen im Block liegt das jeweils 1. Teilstück 2 Parzellenbreiten von der Blockmitte entfernt. Es sollte hier also durchschnittlich einen um  $2 \cdot 1,012 = 2,024$  schlechteren Boden haben. Um die systematischen Unterschiede innerhalb der Blöcke so weit als möglich zu eliminieren, müßte man daher 2,024 zum Ertrag der betreffenden Parzellen addieren. — Ebenso findet man die erforderlichen Korrekturwerte auch für die anderen Parzellen im Block (Tabelle 4).

Tabelle 4

Nr. der Parzelle im Block	Abstand vom Blockmittel in Parzellenbreiten	Korrekturwerte (abgerundet)
1	-2	$2 \cdot (-1) = 2$
2	-1	$1 \cdot (+1) = 1$
3	0	$0 \cdot 1 = 0$
4	+1	$1 \cdot (-1) = -1$
5	+2	$2 \cdot (-2) = -2$

Nach Durchführung der Korrektur ergeben sich daher bei Versuch 5 folgende Parzellenerträge (Tabelle 5).

Tabelle 5

Block	Sorte					Blocksummen
	A	B	C	D	E	
I	86,3	87,0	88,6	96,8	88,8	447,5
II	98,9	101,0	89,8	96,0	100,1	485,8
III	89,1	102,3	99,8	96,7	94,2	482,1
IV	94,5	101,2	99,3	100,7	93,3	489,0
V	110,3	105,5	106,3	115,1	107,5	544,7
Sorten-summen	479,1	497,0	483,8	505,3	483,9	2449,1

Die korrigierten Parzellenerträge können dann wie üblich weiter verrechnet werden. Es ist nur zu beachten, daß durch die Errechnung der Regressionslinie 1 Freiheitsgrad verlorengeht, so daß die Zahl der FG-Total hier nicht  $n-1$ , sondern  $n-2$  beträgt (Tabelle 6).

Tabelle 6. Regressionsmethode

SQ		FG	s <sup>2</sup>
Total	1347,48	23	
Sorten	95,48	4	
Blöcke	975,85	4	
Rest	276,15	15	18,41

$$s_d = \sqrt{\frac{2 \cdot 18,41}{5}} = 2,714$$

Das bedeutet, daß die Differenzstreuung jetzt nur noch um 37,84% überhöht wird; also ein deutlicher Vorteil gegenüber der einfachen Blockauswertung, die zu einer Überhöhung von 52,41% führte.

Der Vorteil des Verfahrens gegenüber der Verrechnung als lateinisches Quadrat besteht zunächst darin, daß eine orthogonale Verteilung der Parzellen im Block hier nicht erforderlich ist und somit auch die einleitend erwähnte Abhängigkeit der Anzahl der Versuchsglieder von der Vergleichsteilstückzahl entfällt. Überhaupt kann man hier keine bestimmte Verteilung als besonders günstig betrachten, weil durch die Regression auch eine Berichtigung der Sortenmittel erfolgt. Nur wenn die Parzellen doppelt gruppiert sind, also so verteilt, wie es für die Auswertung als lateinisches Quadrat erforderlich ist, bleiben diese unverändert.

Ein weiterer Vorteil der Regressionsmethode folgt aus dem im Vergleich zum lateinischen Quadrat geringeren Verlust an Freiheitsgraden. Wie bereits gezeigt werden konnte (RUNDFELDT 1953), führt jeder Verlust an Freiheitsgraden indirekt zu einer an sich zwar ungerechtfertigten, jedoch unvermeidbaren Überhöhung der nicht eliminierten systematischen Unterschiede. Dadurch wird es verständlich, daß eine Verrechnung nach dem lateinischen Quadrat nicht nur im Einzelfall, also rein zufällig, sondern auch in einer Versuchsserie ein ungünstigeres Ergebnis liefern kann als ein Blockversuch. — MUDRA (1954) erbringt hierfür ein schönes Beispiel. — Da nun durch die Verrechnung nach der Regressionsmethode weniger Freiheitsgrade verlorengehen als beim lateinischen Quadrat, ist zu vermuten, daß das Ergebnis bei der zuerst genannten Methode noch etwas günstiger ausfällt, obwohl die Elimination der Bodenunterschiede beim lateinischen Quadrat geringfügig besser sein dürfte.

Diese Vermutungen lassen sich anhand von Feldversuchen kaum nachprüfen, weil die Unterschiede

Tabelle 7. Ideale Ergebnisse der Auswertung von Modellversuch 5 nach verschiedenen Methoden

Auswertungsmethode	QS <sub>zuf</sub>	QS <sub>sys</sub>	QS	FG	s*	Anzahl der Vergleichsteilstücke	$s_{\bar{x}}$	Prozentuale Überhöhung von $s_{\bar{x}}^2$ zuf = 1,44
Blockausgleich	200	180,28	380,28	20	19,01	5	1,950	37,89
Lateinisches Quadrat	160	135,87	295,87	16	18,49	5	1,923	35,97
Regressionsmethode	190	140,30	330,30	19	17,38	5	1,864	29,44

so gering sind, daß sie durch die zufällige Variabilität weitgehend überdeckt werden. Nur Modellversuche, bei denen man systematische und zufällige Variabilität exakt trennen kann, sind hierzu brauchbar. Eine solche Trennung ist allerdings auch beim beschriebenen Beispiel möglich, und so lassen sich die idealen Ergebnisse einer Auswertung dieses Versuchs errechnen, wie man sie als Durchschnitt einer sehr häufig wiederholten Auswertung des gleichen Versuches jedoch mit wechselnder zufälliger Variabilität erwartet. Für den einfachen Blockversuch und das lateinische Quadrat können die Ergebnisse der Tabelle 10 der bereits mehrfach erwähnten Arbeit des Verfassers entnommen werden. Sie seien für die Regressionsmethode vervollständigt (Tabelle 7).

Es ist ersichtlich, daß trotz der etwas besseren Elimination der systematischen Unterschiede beim lateinischen Quadrat die Regressionsmethode zum günstigeren Resultat führt. Da das Ergebnis jedoch unter dem Einfluß der besonderen Eigenart der Bodenunterschiede des betreffenden Feldstückes steht, kann man die vorgefundenen Verhältnisse nicht ohne weiteres auf andere Feldstücke übertragen. Es ist daher nicht bewiesen, daß die Regressionsmethode zu günstigeren Resultaten führt als die Auswertung nach dem lateinischen Quadrat, jedoch sehr unwahrscheinlich, daß sie schlechtere Ergebnisse liefert.

Abschließend sei noch bemerkt, daß die Auswertung sich nicht notwendigerweise auf einen Ausgleich mit Hilfe einer Regressionsgeraden beschränken muß.

Rechnerisch ist es ohne weiteres möglich, aus den Blockmitteln Regressionen höheren Grades zu ermitteln, jedoch ist es zweifelhaft, ob der Erfolg diese Maßnahme rechtfertigt.

### Zusammenfassung

1. Die Auswertung nach dem lateinischen Quadrat ist bei Reihenversuchen nicht generell ungünstiger als bei solchen mit säulenförmiger Anlage, jedoch lohnt ein doppelter Bodenausgleich nur bei Versuchen mit relativ geringer zufälliger Variabilität.

2. Bei Reihenversuchen läßt sich ein doppelter Ausgleich der systematischen Unterschiede auch mit Hilfe einer aus den Blockmitteln errechneten Regressionslinie vornehmen.

3. Vorteilhaft bei der Verwendung der „Regressionsmethode“ ist die vollkommene Unabhängigkeit von der Art der Verteilung der Parzellen im Block. Die Ergebnisse des Verfahrens sind wahrscheinlich mindestens genau so gut wie bei einer Auswertung nach dem lateinischen Quadrat.

### Literatur

1. FISHER, R. A.: The design of experiments. 6. Aufl. Oliver and Boyd, Edinburgh (1951). — 2. MUDRA, A.: Ein Vergleich verschiedener Versuchsmethoden. Zeitschr. f. Pflanzenz. **33**, 419 (1954). — 3. RUNDFELDT, H.: Die Prüfung der wichtigsten Verfahren im Feldversuchswesen anhand von Modellen. Zeitschr. f. Pflanzenz. **32**, 301 (1933). — 4. SNEDECOR, G. W.: Statistical methods. 4. Aufl. Iowa State College Press, Ames (1950).

(Aus dem Institut für Vererbungs- und Züchtungsforschung Berlin-Dahlem)

## Kurztagebehandelte Klone in der Roggenzüchtung

Von EVA JUNGFER\*

Mit 1 Textabbildung

Der Roggen ist ein Fremdbefruchter, dessen Ertrag erst nach der Blüte erkennbar ist. Da der Pollen der erblich minderwertigen Pflanzen an der allgemeinen Bestäubung beteiligt ist und seinen Teil zum Erbgut der Nachkommen beisteuert; ehe der Wert der bestäubten Einzelpflanze beurteilt werden kann, erfordern solche Fremdbestäuber umständliche Züchtungsmaßnahmen, wenn man schneller vorankommen will, als es nach freiem Abblühen durch Ausmerzungen der unerwünschten Genotypen nach der Ernte möglich ist. Beispielsweise gelänge es auf diesem einfachen Wege bei Züchtung auf nur ein dominantes Merkmal im Lauf von 6 Jahren nicht, unter einer Beimengung von 9,6% unerwünschten Typen bei Massenauslese, bzw. 6,9% bei Individualauslese zu gelangen. In solchen Fällen gern verwendete Verfahren, wie erzwungene Selbstbestäubung und diallele Paarung, führen bei Roggen

nicht zu durchschlagendem Erfolg, weil sowohl starke Selbststerilität als auch große Inzuchtdepressionen, als auch verhältnismäßig geringe Nachkommenzahl und nicht zuletzt nur einjährige Lebensdauer sich als die züchtungshemmenden Eigenschaften des Roggens erweisen. Die bisher erfolgreichste Züchtungsmethode, die zur Schaffung des Petkuser Roggens führte, ist die „Restsaatgut-Methode“, in der man nur die Hälfte des Saatgutes von Elitepflanzen aussät, um an den Nachkommen ihren genotypischen Wert zu bestimmen; die zweite Hälfte des Restsaatgutes findet nur von den erwählten Pflanzen Verwendung, um diese untereinander abblühen zu lassen. Es ist zwar nach freiem Abblühen der Elitepflanzen unwahrscheinlich, daß das Restsaatgut der ausgesäten Saatguthälfte, auf die sich die Beurteilung gründet, vollkommen gleicht. Es wird auch nicht die Elitepflanze geprüft, sondern eine Nachkommenschaft, die eine Hälfte des Erbgutes von einer stark heterozygoten, phänotypisch guten

\* Herrn Prof. H. KAPPERT zum 65. Geburtstag gewidmet