

(Aus dem Institut für Acker- und Pflanzenbau, Müncheberg/Mark, der Deutschen Akademie der Landwirtschaftswissenschaften zu Berlin.)

Feldversuchswesen, Probleme und Versuche.

Von KARL ZIMMERMANN.

Mit 2 Textabbildungen.

An der Verbesserung der Methoden für Feldversuche wird schon solange gearbeitet wie Feldversuche durchgeführt werden. Lange hat man geglaubt, mit Methoden wie Langparzellenmethode, MITSCHERLICH-Methode, Schachbrettmethode u. a. die größtmögliche Zuverlässigkeit erzielen zu können. Die Beurteilung der Versuche nach m% hat uns in eine Sicherheit gewiegt, die nicht gerechtfertigt ist. Diese Methoden müssen heute z. T. als veraltet angesehen werden.

Einen neuen Auftrieb erhielt die Methodik der Feldversuche durch die Einführung der Varianzanalyse (VA). Diese streng nach mathematischen Grund-

keiten darin liegen, einen Versuch richtig zu beurteilen, und wie schwierig es ist, durch einen Feldversuch überhaupt ein Bild über die Leistungsfähigkeit der einzelnen Sorten zu erhalten. Eine Tabelle von Versuchen, die 1950—1953 in Müncheberg nach neuen Methoden durchgeführt wurden, zeigt, daß die kleinsten Unterschiede, die durch den Feldversuch erfaßt werden können, recht groß sind.

Die Grenzdifferenz (GD) aus $s_d \cdot t_F$ ist das beste Kriterium zur Beurteilung eines Versuches. Sie besagt, daß die Differenzen, die geringer als die GD sind, im Zufallsbereich liegen und nicht real sind. Da die

Tabelle 1. Ein Teil der 1950—1953 in Müncheberg nach neueren Methoden durchgeführten Versuche.

Versuch	Art	Ernte	Methode	Zahl der Sorten	dz/ha	GD5,0% rel.
GIb/51	Wicken	grün	Gitterquad.	25	257,1	9,0%
GIb/51	Wicken	Heu	Gitterquad.	25	41,5	10,4%
GIb/51	Wicken	Körner	Gitterquad.	25	21,1	16,2%
GIA/51	Wicken	Grünmasse	Gitterquad.	25	169,4	16,0%
GIA/51	Wicken	Heu	Gitterquad.	25	39,2	22,8%
GIA/51	Wicken	Körner	Gitterquad.	25	16,3	19,7%
GIC/51	Erbsen	Grünmasse	FISHER-Block	8	281,9	8,4%
GIC/51	Erbsen	Heu	FISHER-Block	8	281,1	10,6%
GIC/51	Erbsen	Körner	FISHER-Block	8	19,8	8,7%
FIIA/51	Steinklee	Grünmasse	FISHER-Block	30	264,4	12,6%
BVA/51	Gräser	Grünmasse	FISHER-Block	6	162,7	12,3%
AI/51	Luzerne	Grünmasse	Gitterquad.	25	212,6	16,0%
LI/50	Hirse	Körner	Gitterquad.	169	29,1	12,7%
LI/51	Hirse	Körner	Gitterquad.	64	27,6	10,7%
AI/51	Luzerne	Samen	Gitterquad.	25	1,7	35,6%
NIIA/51	Hirse	Körner	Lat. Quad.	6	34,3	13,0%
AI/51	Luzerne	Grünmasse	Gitterquad.	25	79,9	34,4%
LIC/51	Hirse	Schnittzeit	Lat. Quad.	5	27,8	13,6%
LIC/51	Hirse	Schnittzeit	Lat. Quad.	5	23,9	21,2%
LIC/51	Hirse	Schnittzeit	Lat. Quad.	5	23,9	17,0%
LIC/51	Hirse	Schnittzeit	Lat. Quad.	5	20,0	26,7%
LIC/51	Hirse	Schnittzeit	Lat. Quad.	5	25,7	18,1%
GI/52	Wicken	Heu	FISHER-Block	10	20,8	18,7%
GI/52	Wicken	Körner	FISHER-Block	10	1,5	31,0%
LIC/52	Hirse	Körner	Kompl. Versuch	6	15,6	3,4—6,2%
NVIA/53	Roggen	Körner	FISHER-Block	3	24,2	14,7%

sätzen aufgebaute Verrechnungsart hat gezeigt, daß die Ergebnisse der Feldversuche bisher zu milde beurteilt wurden. Wenn mit den heute als veraltet zu betrachtenden Methoden ein Fortschritt in der Züchtung und im Pflanzenbau erzielt worden ist, dann nur deshalb, weil die Versuche in ungeheurer großer Zahl durchgeführt worden sind. Dadurch ist allmählich ein Bild der Leistungsfähigkeit der einzelnen Sorten entstanden, das eine gewisse Richtigkeit hat. Das schließt nicht aus, daß im Einzelfall wertvolles Zuchtmaterial weggeworfen wurde, weil es als solches im einzelnen Versuch nicht erkannt werden konnte. Diese Verschwendung ist nicht mehr tragbar. Es muß versucht werden, den einzelnen Versuch so durchzuführen, daß er ein klares Bild von der Leistungsfähigkeit der Sorten oder der Wirkung verschiedener Behandlungen wie Düngung u. a. aufzeigt. Erst die konsequente Anwendung der VA hat gezeigt, welche großen Schwierig-

Spitzensorten unserer Kulturarten meist geringere Ertragsdifferenzen haben als 8—12%, ist auch mit den modernsten Methoden des Feldversuches eine Rangliste dieser Sorten bezüglich der Ertragsfähigkeit nicht aufzustellen. Da aber 8—12% Mehr- oder Minderertrag ein schwerwiegender volkswirtschaftlicher Faktor sind, ist es erforderlich, nach Möglichkeiten zu suchen, auch kleinere Differenzen zu erfassen. Die in Tab. 1 zusammengefaßten Versuche wurden insgesamt in technischer Hinsicht einwandfrei durchgeführt. Es wurden alle Manipulationen von der Aussaat bis zur Verarbeitung der Ernte mit äußerster Sorgfalt vorgenommen, jedenfalls mit der Sorgfalt, die bei ausgedehnten Feldversuchen noch möglich ist.

Zur Erläuterung der evtl. neuen Möglichkeiten des Feldversuches muß zunächst auf das Wesen der VA eingegangen werden. Jedes Teilstück eines Feldversuches, z. B. eines lateinischen Quadrats, mit 6 Sorten

in 6 Teilstücken, ergibt einen anderen Ertrag. Die Ursachen für die unterschiedlichen Erträge der 36 im genannten Beispiel vorhandenen Teilstücke liegen

1. in Sortenunterschieden,
2. in der Bodenvariation,
3. in der Zufallsstreuung.

Die Zufallsstreuung ergibt sich nach der Eliminierung der Boden- und Sortenunterschiede als Reststreuung, deren Ursachen im einzelnen unbekannt sind. Dieser Rest wird Zufallsstreuung oder Fehlerstreuung genannt. Die VA ist eine Homogenitätsprüfung, mit deren Hilfe festgestellt werden soll, ob die Sortenstreuung (u. U. auch die Bodenstreuung) größer oder kleiner ist als die Zufalls- oder Fehlerstreuung. Nur wenn die Sortenstreuung größer als die Fehlerstreuung ist, sind zwischen den Sorten gesicherte Differenzen nachweisbar. Dieser Nachweis wird mit Hilfe des F-Testes geführt, mit anderen Worten, die Sortenstreuung wird gegen die Fehlerstreuung getestet. Dazu Beispiel 1:

Beispiel 1: Kornertrag von Hirsestämmen. (Abb. 1.)

1f	2f	3f	4f	5f	6f
3e	5e	1e	6e	2e	4e
4d	1d	2d	5d	6d	3d
2c	3c	6c	1c	4c	5c
6b	4b	5b	3b	1b	2b
5a	6a	4a	2a	3a	1a

Abb. 1. Anlageplan zu Hirseversuch.

Verrechnung über Teilstückerträge.

Lateinisches Quadrat. Teilstückgröße 5 m²
6 Sorten, 6 Teilstücke.

Varianztablelle.

	SQ	FG	s ²
Total ...	2 753 728,59	35	
Blocks ..	418 313,55	5	
Säulen ..	308 049,99	5	
Sorten ..	1 337 395,76	5	
Fehler ..	689 969,29	20	34 498,464

$$s_d = 107,20$$

Zusammenstellung.

Sorte	g/Teilstück	dz/ha	rel.	Sich.
1	1437,38	28,75	83,91	0
2	1745,31	34,91	101,89	—
3	2024,85	40,50	118,21	+ +
4	1522,35	30,45	88,87	—
5	1823,26	36,45	106,43	—
6	1724,61	34,49	100,68	—
GD 5,0%	223,61	4,47	13,05	
1,0%	304,45	6,09	17,77	
0,1%	412,72	8,25	24,09	

Relative Leistungen bezogen auf das Mittel aller Stämme
= 1712,96 g/T.

Bei Bezugnahme auf das Mittel aller Stämme zeigt ein Stamm eine gesicherte Minusdifferenz, ein anderer eine gesicherte Plusdifferenz. Bei 5% Grenzwahrscheinlichkeit ergibt sich eine GD von 13,05% bei Vergleich der Stämme mit dem Mittel des Versuches. Sie ist verhältnismäßig hoch.

Die Höhe der Grenzdifferenz hängt ab von der Größe des Fehlers. Die Fehlerstreuung entsteht durch verschiedene Ursachen:

1. Meßungenauigkeit,
2. Verlust bei der Ernte,
3. Restbodenvarianz,
4. Unbekannte Einflüsse durch Mikroklima u. a.

Die Zuverlässigkeit eines Versuches läßt sich also durch exakte technische Durchführung erhöhen, aber nur bis zu einer gewissen Grenze, denn die „unbekannten Einflüsse“ stellen den Hauptanteil der Zufallsstreuung dar.

Teilstückgröße und -form haben einen Einfluß auf das Versuchsergebnis. Der Teilstückertrag setzt sich zusammen aus den Erträgen der Einzelpflanzen, die auf dem Teilstück gestanden haben. Die Zahl der Pflanzen je Teilstück muß so groß sein, daß mit ihr die nahezu volle Streubreite der betreffenden Kulturart unter den im Versuch obwaltenden Bedingungen erreicht wird. Bei Vergrößerung der Pflanzenzahl je Teilstück darf sich die Streuung zwischen den Einzelpflanzen nicht mehr wesentlich vergrößern. Wird das Teilstück zu klein gewählt, dann geht ein Teil der „Innersortenstreuung“ in die Block- und Säulenstreuung über und verändert den Versuchsfehler in unzulässiger Weise. Zu große oder sehr langgestreckte Teilstücke schließen die gesamte Bodenvariation ein. Die richtige Teilstückgröße und -form ist durch zahlreiche Versuche und Erfahrungen bekannt. Bei einem richtig angelegten Versuch spielt die Teilstückgröße als Ursache der Fehlerstreuung nur eine geringe Rolle.

Wenn Anlage und technische Durchführung des Versuches einwandfrei sind, ergeben sich weitere Möglichkeiten der Verkleinerung des Fehlers auch bei den modernsten Anlagemethoden nicht mehr. Selbst bei solchen Versuchen ist die GD günstigenfalls 8%, also immer noch viel zu hoch für die Erfassung kleiner Sortendifferenzen.

Da diese Erfassung aber z. B. zur Beurteilung von Zuchtstämmen einer und derselben Sorte bei der Erhaltungszucht eine absolute Notwendigkeit ist, müssen Mittel und Wege gesucht werden, um dieser Schwierigkeit Herr zu werden. Sie liegen ausschließlich in einer Änderung der Versuchstechnik. Eine Verbesserung der mathematischen Verarbeitung der Versuchsergebnisse ist nicht mehr zu erwarten. Die erste Möglichkeit besteht in einer Vergrößerung der Teilstückzahl. Aus der Formel

$$s_d = \frac{2s^2}{b} \quad (b = \text{Zahl der Teilstücke})$$

ergibt sich, daß s_d mit steigendem b kleiner wird. Wenn eine GD von 2–3% erforderlich ist, errechnet sich ein b von einer Größe, bei der die Versuche nicht mehr durchgeführt werden können. Über 8–10 Teilstücke kann meist nicht hinausgegangen werden.

Eine Verkleinerung der Teilstücke unter eine gewisse Grenze (100–200 Pflanzen je Teilstück) ist aus obengenannten Gründen nicht möglich.

Neue Möglichkeiten zur Vergrößerung der Teilstückzahl liegen vielleicht in einer rigorosen Verkleinerung der Teilstücke bis zu einer Pflanze und einzelpflanzenweiser Auswertung des Versuches.

Dazu müssen folgende Überlegungen angestellt werden. Außer der Zufallsstreuung zwischen den Teilstücken tritt im Versuch eine zweite Zufallsstreuung auf, nämlich diejenige innerhalb des Teilstückes von Pflanze zu Pflanze. Bei der teilstückweisen Ernte kann diese Streuung nicht erfaßt werden, wohl aber bei der einzelpflanzenweisen Ernte. Es ist denkbar, daß die Testung der Sortendifferenzen gegen diese Fehlerstreuung eine bessere Beurteilung des Versuches möglich macht. Die Zufallsstreuung zwischen den Teilstücken läßt sich infolge der kleinen Zahl der vorhandenen Teilstücke (im Beispiel $r = 36$) nur ungenau bestimmen. Hinzu kommt, daß durch die Eliminierung der übrigen Streuungsursachen relativ viele FG verbraucht werden, so daß für die Errechnung von s^2 der Fehlerstreuung nur wenige FG übrigbleiben (im Beispiel $r = 20$).

Bei der einzelpflanzenweisen Ernte und Verarbeitung des Versuches sind von vornherein sehr viel mehr FG vorhanden, die sich durch den Abzug der FG für Sorten- und Bodenvarianz nur unwesentlich vermindern. Es bleiben bei so verarbeiteten Versuchen Hunderte bis Tausende von FG für die Errechnung der Fehlerstreuung.

Nach diesen Gesichtspunkten wurden in den Jahren 1951—1953 zahlreiche Versuche durchgeführt.

Die Versuche.

Der oben geschilderte Versuch mit 6 Hirsestämmen war folgendermaßen angelegt: Die 36 Teilstücke hatten eine Größe von je 5 m^2 und enthielten je 125 Einzelpflanzen im Abstand von $0,2 \times 0,2 \text{ m}$. Diese wurden einzeln geerntet, gedroschen und die Körner gewogen, bzw. die Rispen gezählt. (Die oben verwendeten Teilstückerträge sind die Summen dieser Einzelpflanzen-erträge.) Die Verrechnung des Kornertrages und der Rispenzahl erfolgte in der Weise, daß von der Total-

Beispiel 1a: Hirse-Stammprüfung. Kornertrag
Verrechnung über Einzelpflanzen.

Varianztabelle.

	SQ	FG	s^2
Total ...	161 783,27	4499	
Sorten ..	10 714,28	5	
Fehler ..	151 068,99	4494	33,6157

$sd = 0,2994.$

Zusammenstellung.

Sorte	g/Teilstück	dz/ha	rel.	Sich.
1	11,4992	28,75	83,92	000
2	13,9625	34,91	101,90	—
3	16,2056	40,51	118,27	+ + +
4	12,1773	30,44	88,87	000
5	14,5733	36,43	106,36	+ +
6	13,7973	34,49	100,69	—
GD 5,0%	0,5868	1,467	4,28	
1,0%	0,7725	1,930	5,64	
0,1%	0,9850	2,462	7,19	

Relative Leistung bezogen auf das Mittel der Sorten
 $= 34,15 \text{ dz/ha.}$

varianz die Sortenvarianz abgezogen wurde. Als Rest bleibt die Fehlervarianz, die sich im wesentlichen aus der Innersortenstreuung und zum kleinen Teil aus der Bodenstreuung zusammensetzt. Wegen der Kleinheit des Versuches (180 m^2) ist die Bodenstreuung so gering, daß sie die Fehlerstreuung nicht sehr vergrößert.

Durch die einzelpflanzenweise Ernte und Verarbeitung und die Verrechnung über die Einzelpflanzen ist die Grenzdifferenz für $p = 5\%$ von $13,05\%$ (s. Beispiel 1) auf $4,28\%$ gesenkt worden. Infolgedessen ist bei 4 von den geprüften Stämmen eine stark gesicherte Differenz gegenüber dem Mittel des Versuches nachweisbar. Bei der teilstückweisen Ernte und Verrechnung waren nur 2 Differenzen gegenüber dem Versuchsmittel gesichert.

Diese Verbesserung des Versuchsergebnisses ist nicht durch eine neue Verrechnung erreicht worden, sondern durch eine neue technische Maßnahme, nämlich die Einzelpflanzen-ernte und -verarbeitung.

Bei dem gleichen Versuch wurde die Rispenzahl je Einzelpflanze ermittelt und einer Verrechnung mit dem Ziel unterzogen, festzustellen, ob zwischen den Stämmen gesicherte Unterschiede bezüglich der Bestockungsfähigkeit bestehen.

Beispiel 1b: Hirse-Stammprüfung. Rispenzahl.
Verrechnung teilstückweise.

Varianztabelle.

	SQ	FG	s^2
Total ...	50 045	35	
Blocks ...	5 467	5	
Säulen ...	3 769	5	
Sorten ...	31 480	5	
Fehler ...	9 329	20	533,35

$sd = 13,33.$

Zusammenstellung.

Sorte	Rispen/T	rel.	Sich.
1	417,83	105,63	—
2	409,50	103,52	—
3	371,33	93,88	—
4	428,17	108,25	+
5	404,17	102,18	—
6	342,33	86,54	000
GD 5,0%	27,80	7,03	
1,0%	37,86	9,57	
0,1%	51,32	12,97	

Relative Leistung bezogen auf das Mittel der Sorten
 $= 395,55 \text{ Rispen je Teilstück.}$

Die Stämme 4 und 6 weisen gegenüber dem Mittel des Versuches einen gesicherten Unterschied auf. Die Grenzdifferenz beträgt $7,03\%$. Derselbe Versuch einzelpflanzenweise verrechnet ergab folgendes:

Beispiel 1c: Hirse-Stammprüfung. Rispenzahl.
Verrechnung über Einzelpflanzen (750).

Varianztabelle

	SQ	FG	s^2
Total ...	3655	4499	
Sorten ..	251	5	
Fehler ..	3404	4494	0,75745

$sd = 0,0449.$

Zusammenstellung.

Sorte	Rispen/Epfl.	rel.	Sich.
1	3,34	105,7	+ + +
2	3,28	103,8	+ +
3	2,97	94,0	000
4	3,43	108,5	+ + +
5	3,23	102,2	—
6	2,74	86,7	000
GD 5,0%	0,088	2,8	
1,0%	0,116	3,7	
0,1%	0,148	4,7	

Relative Leistung bezogen auf das Mittel der Sorten = 3,16 Rispen je Einzelpflanze.

Die Grenzdifferenz beträgt 2,8% gegenüber 7,03% bei der Verrechnung über Teilstücke. Es sind infolgedessen bei 5 von den 6 Stämmen gesicherte Differenzen gegenüber dem Sortenmittel nachweisbar.

Mit denselben Hirsestämmen wurde folgender Versuch durchgeführt: Von jedem Stamm wurden 100 Pflanzen in Blumentöpfen angezogen und im Abstand 0,3 × 0,3 m auf einer Fläche von 54 m² so ausgepflanzt, daß die einzelnen Nummern zufallsmäßig über die ganze Fläche verteilt waren. Die 6 Stämme haben also unter gleichen Bedingungen gestanden. Die 600 Pflanzen wurden einzeln unter Standortnummer geerntet und verarbeitet. Die ursprünglich beabsichtigte Verrechnung der Kornerträge mußte wegen Spatzenfraß unterbleiben, so daß nur die Rispenzahl festgestellt werden konnte. Hier die Ergebnisse:

Beispiel 1d: Hirse-Stammprüfung II. Rispenzahl.

Verrechnung über Einzelpflanzen (100).

Varianztabelle.

	SQ	FG	s ²
Total ...	4740	599	
Sorten ..	4185	5	
Fehler ..	555	594	0,93434

$s_d = 0,137.$

Zusammenstellung.

Sorte	Rispen/Epfl.	rel.	Sich.
1	11,23	106,14	+ + +
2	10,67	100,85	—
3	10,49	99,15	—
4	11,62	109,83	+ + +
5	10,86	102,65	+
6	8,59	81,19	000
GD 5,0%	0,27	2,55	
1,0%	0,36	3,40	
0,1%	0,46	4,35	

Relative Leistung bezogen auf das Mittel der Sorten = 10,58 Rispen je Einzelpflanze.

Die Übereinstimmung mit Beispiel 1c ist gut. Das Verhältnis der Stämme untereinander ist gleich geblieben, obwohl die beiden Versuche unter ganz verschiedenen Umständen aufgewachsen waren, was sich darin ausdrückt, daß bei dem ersten Versuch die mittlere Halmzahl je Einzelpflanze 3,16 betrug und bei dem für Beispiel 1d verwendeten Versuch 10,58.

Durch die Verrechnung über die Einzelpflanzen beträgt die GD für 5% nur 2,55%. Bei 4 von den 6 Stämmen sind gesicherte Differenzen gegenüber dem Versuchsmittel nachweisbar.

Für die Errechnung der Innersortenstreuung bezüglich Rispenzahl und Kornertrag standen in den Beispielen 1—1c je Sorte 750 Pflanzen zur Verfügung. Die Sortenmittel können bei dieser hohen Zahl von Werten also sehr genau errechnet werden. Die Verarbeitung von insgesamt 4500 Einzelpflanzen stellt ohne spezielle technische Hilfsmittel eine erhebliche Arbeit dar. Auf die praktische Durchführbarkeit derartiger Versuche und die nötigen Konsequenzen soll in einem besonderen Abschnitt eingegangen werden. Unbeschadet dessen, daß es möglich sein wird, technische Hilfsmittel für die Verarbeitung so zahlreicher Pflanzen zu entwickeln, soll hier untersucht werden, ob auch eine kleinere Zahl von Einzelpflanzen zu dem gleichen Ergebnis führt oder jedenfalls zu einem Ergebnis von ausreichender Sicherheit.

Bei Verwendung des gleichen Versuches wie oben wurden aus jedem Teilstück 25 Pflanzen herausgegriffen, insgesamt also 150 Pflanzen je Sorte, deren Streuung errechnet und die Streuung zwischen den Sorten gegen die Innersortenstreuung als Fehlerstreuung getestet.

Beispiel 1e: Hirse-Stammprüfung. Kornertrag.

Verrechnung über Einzelpflanzen

(25 Pfl./T.).

Varianztabelle.

	SQ	FG	s ²
Total ...	32 372,234	899	
Sorten ..	2 927,947	5	
Fehler ..	29 444,287	894	32,9354

$s_d = 0,662.$

Zusammenstellung.

Sorte	g/E	dz/ha	rel.	Sich.
1	11,366	28,41	84,98	00
2	13,554	33,89	101,34	—
3	16,196	40,49	121,10	+ + +
4	10,950	27,38	81,87	000
5	14,631	36,58	109,40	—
6	13,548	33,87	101,30	—
GD 5,0%	1,298	3,25	9,71	
1,0%	1,708	4,27	12,77	
0,1%	2,185	5,46	16,34	

Relative Leistung bezogen auf das Mittel der Sorten = 13,3744 g/Einzelpflanze.

Die Grenzdifferenz beträgt 9,71%. Drei der Stämme weisen einen gesicherten Unterschied gegenüber dem Sortenmittel auf. Ein weiterer (Nr. 5) ist nahezu gesichert. Die relativen Leistungen haben sich gegenüber der Verrechnung von 125 Einzelpflanzen je Teilstück nur wenig geändert. Die Fehlerstreuung, die, wie oben erwähnt, die gesamte Bodenvariation in sich schließt, ist bei dieser künstlichen Verkleinerung des Versuches verhältnismäßig groß, da die verkleinerten Teilstücke über die gesamte vom Versuch eingenommene Fläche verteilt waren. Bei einer Zusammenlegung der verkleinerten Teilstücke auf ein Fünftel der Fläche = 36 m² wäre die Bodenvariation kleiner und dadurch die Fehlerstreuung geringer.

Es ist also nicht erforderlich, den Versuch in der ursprünglichen Größe anzulegen. Es genügt eine weit aus kleinere Zahl von Einzelpflanzen, um die Sortendifferenzen im gleichen Maße zu sichern wie bei der teilstückweisen Ernte.

Die Konsequenzen aus diesem Versuch sind folgende: Bei teilstückweiser Ernte muß der Versuch zur Erzielung einer GD von etwa 10% in der angegebenen Größe angelegt werden. Die gleiche GD wird erreicht, wenn der Versuch auf $\frac{1}{6}$ der Fläche angelegt und einzelpflanzenweise geerntet wird. Im ersten Fall muß jedes Teilstück soviel Einzelpflanzen enthalten, daß innerhalb desselben die Variationsbreite der Sorte nahezu erreicht wird. Bei der Einzelpflanzenenernte braucht diese Variationsbreite im ganzen Versuch nur einmal erreicht zu werden; dadurch die Verkleinerung des Versuches auf $\frac{1}{6}$ der Fläche. Zur Erzielung einer größeren Genauigkeit des Versuches kann die Zahl der Einzelpflanzen beliebig vergrößert werden. Bei 750 Einzelpflanzen je Sorte beträgt die GD nur noch 4,3% (Kornertrag).

Zur weiteren Unterbauung der Ergebnisse dieses Versuches wurden einige Versuche durchgeführt, die in folgendem beschrieben werden.

In den Jahren 1952 und 1953 wurden je 10 Sorten und Stämme von Hafer und Sommergerste nach der Einzelpflanzenmethode geprüft. Die Versuchsbedingungen waren folgende:

Nr.	Hafer	Nr.	Sommergerste
1	Lembkes 36/1417	1	Halle M 12
2	Flämingsgold	2	" M 96
3	Flämingsweiß	3	" Stamm 10985/48
4	Peragis 5448	4	" M 3
5	Kirsches Edelweiß	5	" M 190
6	Svalöfs 01534	6	" M 112
7	Goldregen III	7	" Stamm 10355/48
8	v. Kalbens Vienauer	8	" " 3862/46
9	Mahndorfer 583/44	9	" M 726
10	Kirsches Gelbhafer	10	Heines Haisa

Boden: Sand mit mäßigem Humusgehalt, innerhalb des Versuchsstückes war der Boden gleichmäßig.

Düngung: 470 kg/ha 40%iges Kali,
460 " Superphosphat,
430 " Kalkammonsalpeter.

Die Düngung ist durch ein Versehen erheblich stärker ausgefallen als beabsichtigt war. Dadurch entstand zunächst ein sehr üppiges Wachstum, später leider Lager, das die Versuche 1952 stark beeinträchtigt hat.

Düngung 1953: 260 kg/ha 40%iges Kali,
250 " Superphosphat,
150 " Kalkammonsalpeter.

Beregnung: In jedem Jahre wurden etwa 200 mm zusätzlich beregnet.

Pflanzenanzucht: Von jeder Sorte wurden Ende März 100 Pflanzen in 8 cm-Töpfen angezogen, indem in jeden Topf 1 Korn ausgelegt wurde.

Auspflanzen: Das Auspflanzen erfolgte nach Durchwurzelung des Topfballs an Hand eines vorbereiteten Planes Mitte April. Pflanzenabstand $0,2 \times 0,2$ m. Bei guter Organisation und Zuhilfenahme bestimmter technischer Hilfsmittel wurden die 1000 Pflanzen eines Versuches von einer Gruppe von 5 Personen in etwa 5 Stunden ausgepflanzt.

Versuchsanlage: Je 1 Pflanze jeder der 10 Sorten bilden einen „Block“, in dem die Sorten zufallsmäßig verteilt sind. Der ganze Versuch umfaßt 100 derartiger Blocks. Der Begriff Block ist hier nicht im Sinne des Blocks, z. B. eines Blockversuches gebraucht. Die gesamte Fläche ist $2,00 \times 20,00$ m = 40 m².

Ernte: Diese erfolgte einzelpflanzenweise. An Ort und Stelle wurden Halmlänge und Halmzahl festgestellt. Bei der weiteren Verarbeitung im Labor wurden Kornzahl und Korngewicht je Einzelpflanze ermittelt und aus beiden das TKG errechnet. Die Messung der Halmlänge und die Zählung der Halmzahl sowie die Feststellung der Kornzahl und das TKG wurden hauptsächlich durchgeführt, um ein größeres Zahlenmaterial für die Verrechnung zur Verfügung zu haben.

Die Verrechnung geschah in der Weise, daß die Totalvarianz und die Sortenvarianz nach den gebräuchlichen Formeln errechnet wurden. Die Fehlervarianz ist die Differenz beider. Die Fehlerberechnung wurde nach folgender Formel vorgenommen:

$$s_d = \frac{2s^2}{n_0}; \quad n_0 = \frac{1}{v-1} \left(Sn - \frac{Sn^2}{S} \right).$$

Die Verwendung dieser Formel ist notwendig, da durch einzelne Fehlstellen die Sortensummen nicht aus der gleichen Zahl Einzelpflanzen errechnet wurden.

Bei der Symbolik habe ich mich nach den Vorschlägen von MUDRA gerichtet.

Die Ergebnisse der vier Versuche sind in den Tabellen 2—5 zusammengefaßt.

Die Versuche des Jahres 1952, besonders der Haferversuch haben, wie erwähnt, unter der überstarken Düngung gelitten. Alle Messungen liegen infolgedessen anormal hoch. Die Werte für 1953 liegen in der für hiesige Bedingungen zu erwartenden Höhe. Trotz der in beiden Jahren erheblich differierenden absoluten Werte haben die Grenzdifferenzen annähernd die gleiche Größe. In beiden Jahren weist der Kornertrag sowohl bei Hafer wie bei Gerste die größte GD auf. Auf diesen Umstand wird weiter unten noch einzugehen sein.

Bei jedem der vier Versuche sind zahlreiche gesicherte Differenzen nachweisbar. Die Streuung der Sorten, die Höhe der GD und das Auftreten von gesicherten Differenzen entsprechen im großen und ganzen denjenigen eines normalen Feldversuches mit 6 Teilstücken. Die bekannte hohe Leistungsfähigkeit der „Haisa“ kommt deutlich zum Ausdruck. Ein unmittelbarer Vergleich dieser Versuchsmethode mit Feldversuchen ist teils aus Gründen der Arbeitskapazität meiner Abteilung, teils aus prinzipiellen Erwägungen unterlassen worden, weil zur Durchführung eines sicheren Vergleiches beide Methoden mit dem gleichen Material hätten mindestens 5 Jahre parallel verwendet werden müssen. Auf Grund zahlreicher vorliegender Versuchsergebnisse kann auch ohne unmittelbaren Vergleich die Größe der Versuche errechnet werden, die bei teilstückweiser Ernte notwendig gewesen wäre. Um eine GD für $p = 5\%$ von 10% beim Kornertrag zu erzielen, wäre bei einer Teilstückgröße von 10 m² eine Größe von $10 \times 6 \times 10 = 600$ m² erforderlich, d. h. die Fläche wäre 15mal so groß wie bei den vorliegenden Versuchen.

Damit ist eine erhebliche Platzersparnis erreicht worden. Die mit der Platzersparnis gewonnene Arbeitersparnis wird allerdings z. T. oder ganz wettgemacht durch den Arbeitsaufwand, den die einzelpflanzenweise Ernte und Verarbeitung mit sich bringt. Erst eine weitgehende Mechanisierung der Einzelpflanzenverarbeitung kann hier Abhilfe schaffen.

Tabelle 2. Einzelpflanzenversuch mit Sommergerste 1952.

Nr.	Korntrag		Kornzahl/Epfl.		T K G		Halmzahl		Halmlänge				
	dz/ha	rel.	Zahl	rel.	Sich.	g	rel.	Sich.	Halme	rel.	cm	rel.	Sich.
1	28,4	87,8	327	92,2	—	31,7	89,3	00	18,1	109,4	105	100,0	—
2	33,4	103,5	360	101,4	—	34,6	97,4	—	18,4	111,0	112	106,6	+
3	34,9	108,0	341	96,1	—	36,4	102,3	—	17,1	103,3	104	99,3	—
4	31,0	95,9	351	99,0	—	32,8	92,3	0	16,1	97,2	106	101,1	—
5	27,5	85,1	296	83,4	000	33,6	94,6	—	15,3	92,6	112	106,4	+
6	—	—	—	—	—	—	—	—	7,9	48,1	84	79,9	000
7	43,4	134,1	366	103,1	—	42,9	120,6	+	18,6	112,6	107	101,5	—
8	41,0	128,7	389	109,7	+	40,3	113,5	+	19,0	115,1	102	97,6	0
9	28,0	86,8	344	96,9	—	29,8	83,8	000	16,0	97,0	106	100,5	—
10	43,5	134,6	420	118,2	+	37,7	100,2	—	18,8	113,5	112	106,5	+
M =	32,3	100,0	355	100,0	—	35,5	100,0	—	16,5	100,0	105	100,0	—
GD 5,0%	3,8	11,9	33	9,3	—	2,6	7,3	—	1,2	7,0	2	2,0	—
1,0%	5,0	15,6	43	12,1	—	3,4	9,6	—	1,5	9,1	3	2,6	—
0,1%	6,5	20,0	55	15,5	—	4,4	12,4	—	1,9	11,7	3	3,3	—

Tabelle 3. Einzelpflanzenversuch mit Sommergerste 1953.

Nr.	Korntrag		Kornzahl/Epfl.		T K G		Halmzahl		Halmlänge				
	dz/ha	rel.	Zahl	rel.	Sich.	g	rel.	Sich.	Halme	rel.	cm	rel.	Sich.
1	16,8	80,0	194	92,4	—	34,8	87,2	000	10,3	98,8	87	92,9	000
2	19,7	93,8	192	91,5	—	40,9	102,6	—	9,5	91,1	97	103,6	+
3	22,7	108,0	221	105,3	—	41,1	103,0	—	10,8	102,7	95	101,5	—
4	18,8	89,8	209	99,5	—	36,5	91,4	000	9,5	91,0	87	92,9	000
5	22,3	106,1	222	105,4	—	40,8	102,2	—	11,6	110,5	99	105,3	+
6	21,2	101,0	212	101,0	—	38,8	97,2	—	10,5	100,5	91	96,7	+
7	23,5	112,0	206	98,1	+	45,4	113,6	+	11,3	108,4	100	106,3	+
8	22,1	105,2	208	98,8	—	43,4	108,6	+	10,4	98,9	95	101,1	—
9	17,3	82,5	188	89,6	000	36,7	92,0	000	9,5	90,4	88	93,4	000
10	25,4	121,1	248	118,2	+	40,6	101,8	+	11,3	107,7	100	106,1	+
M =	21,0	100,0	210	100,0	—	39,9	100,0	—	10,5	100,0	94	100,0	—
GD 5,0%	2,1	10,1	20	9,6	—	1,7	4,3	—	0,9	8,6	3	2,7	—
1,0%	2,8	13,3	26	12,6	—	2,3	5,7	—	1,2	11,3	3	3,6	—
0,1%	3,6	17,1	34	16,1	—	2,9	7,3	—	1,5	14,4	4	4,6	—

Tabelle 4. Einzelpflanzenversuch mit Hafer 1952.

Nr.	Korntrag			Kornzahl/Epfl.			T K G			Halmezahl			Halmlänge		
	dz/ha	rel.	Sich.	Zahl	rel.	Sich.	g	rel.	Sich.	Halme	rel.	Sich.	cm	rel.	Sich.
1	25,6	87,4	—	368	78,0	00	28,2	113,9	+ +	5,6	89,1	0	152	99,1	—
2	29,4	100,2	—	540	114,5	+ +	21,8	88,3	0	5,9	93,8	—	153	99,6	—
3	32,6	111,1	—	533	113,0	—	23,5	94,3	—	6,5	102,7	—	153	99,7	—
4	30,9	105,3	—	520	110,3	—	23,0	95,2	—	7,4	117,3	+ + +	158	102,4	—
5	29,7	101,1	—	485	102,8	—	24,9	100,5	—	6,1	96,7	—	156	101,5	—
6	27,5	93,6	—	414	87,8	—	26,4	106,7	—	5,7	90,0	0	147	95,6	000
7	29,6	100,8	—	444	94,1	—	25,2	101,6	—	6,0	95,1	—	151	98,4	—
8	35,8	121,9	+ +	542	115,0	—	26,0	105,2	—	7,9	125,0	+ + +	164	106,9	—
9	22,3	76,1	0	383	81,2	00	22,9	92,6	—	5,8	91,6	—	154	100,0	—
10	30,0	102,3	—	487	103,2	—	25,0	101,2	—	6,2	98,6	—	149	96,8	00
M =	29,4	100,0	—	472	100,0	—	24,8	100,0	—	6,3	100,0	—	154	100,0	—
GD 5,0%	5,0	17,2	—	64	13,6	—	2,6	10,5	—	0,6	9,8	—	3	2,1	—
1,0%	6,7	22,7	—	84	17,8	—	3,4	13,8	—	0,8	12,9	—	4	2,8	—
0,1%	8,5	29,0	—	108	22,9	—	4,4	17,6	—	1,0	16,5	—	5	3,5	—

Tabelle 5. Einzelpflanzenversuch mit Hafer 1953.

Nr.	Korntrag			Kornzahl/Epfl.			T K G			Halmezahl			Halmlänge		
	dz/ha	rel.	Sich.	Zahl	rel.	Sich.	g	rel.	Sich.	Halme	rel.	Sich.	cm	rel.	Sich.
1	17,9	113,1	—	212	100,0	—	33,5	113,2	+ + +	4,5	102,3	—	124	99,9	—
2	18,6	117,4	+ +	276	130,0	+ + +	27,2	92,0	00	3,8	87,1	00	124	100,4	—
3	12,5	79,1	00	175	82,1	—	28,8	97,5	—	3,6	80,3	000	121	97,8	—
4	15,2	95,7	—	197	92,4	—	30,6	103,5	—	4,0	90,0	0	124	100,6	—
5	15,0	94,9	—	209	98,3	—	28,2	95,4	—	4,1	93,0	—	128	103,2	+ +
6	18,2	114,9	+ +	231	108,4	—	31,0	104,7	—	5,0	112,2	+ +	123	99,3	—
7	14,3	90,4	—	194	91,2	—	29,2	98,6	—	5,0	113,1	+ +	119	96,2	00
8	12,3	77,6	00	160	75,2	000	29,9	101,2	—	4,3	90,4	—	127	102,3	—
9	18,8	118,6	+ +	253	118,9	+ +	29,7	100,5	—	4,8	109,7	+ +	128	103,7	+ +
10	15,6	98,3	—	220	103,3	—	27,8	93,9	0	5,1	115,8	+ + +	120	96,6	00
M =	15,8	100,0	—	213	100,0	—	29,6	100,0	—	4,4	100,0	—	124	100,0	—
GD 5,0%	2,2	14,1	—	28	12,9	—	1,5	4,9	—	0,4	9,7	—	3	2,4	—
1,0%	2,9	18,5	—	36	17,0	—	1,9	6,5	—	0,6	12,7	—	4	3,2	—
0,1%	3,7	23,5	—	46	21,8	—	2,5	8,3	—	0,7	16,3	—	5	4,1	—

Der Erfolg derartiger Versuche ist an gewisse Voraussetzungen gebunden, die in folgendem erörtert werden sollen.

Diskussion.

1. Ist die Innersortenstreuung eine Zufallsstreuung ?

Es wurde oben erwähnt, daß die Sortenunterschiede gegen die „Innersortenstreuung“ getestet wurden. Dies ist nur zulässig, wenn diese eine GAUSS-Verteilung darstellt oder wenigstens nicht gesichert von einer solchen verschieden ist, wie es bei der Reststreuung der Varianzanalyse eines Versuches mit Teilstücken der Fall ist. Wenn die Übereinstimmung der Reststreuung eines teilstückweise geernteten Versuches mit der GAUSS-Verteilung auch meistens wegen der zu kleinen Zahl von Teilstücken nicht nachweisbar ist, kann sie doch vorausgesetzt werden, da die Teilstückerträge die Summe der meist mehrere 100 Einzelpflanzen-erträge des Teilstückes sind. Auf diesen glücklichen Umstand ist die Anwendbarkeit der Varianzanalyse bei Feldversuchen mit der an sich zu kleinen Zahl von Werten überhaupt zurückzuführen.

Bei der Einzelpflanzenmethode kann diese Voraussetzung nicht ohne weiteres gemacht werden. Es muß untersucht werden, ob die Streuung, die sich als Rest aus der Totalstreuung nach Abzug der Sortenstreuung ergibt, eine Zufallsstreuung ist.

Für diesen Nachweis sei aus den zahlreichen Versuchen einer herausgegriffen, der Versuch N Va/53, Halmlänge (Tab. 5).

Varianztabelle.

Ursache	SQ	FG	s ²	s
Total ...	115 189	962		
Sorten ..	9 284	9		
Fehler ..	105 905	953	111,128	10,54

Die Varianztabelle gibt zwar den Wert s für die Fehlerstreuung an, sagt aber nichts über die Häufigkeitsverteilung derselben aus. Die Totalvarianz stellt keine GAUSS-Verteilung dar. Sie wurde nach der χ^2 -Methode geprüft, wobei sich ergab:

$$\begin{aligned} \chi^2 &= 27,7 \\ \chi^2_{\text{tab}} &= 21,7 \\ p &= 1,0\% \end{aligned}$$

Die Differenz zwischen den Verteilungen ist gesichert, so daß die Kurven nicht als gleich zu betrachten sind.

Zur Eliminierung der Sortenunterschiede wurde folgende Manipulation vorgenommen:

Tabelle 6.

D	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	Summe
-36										1	1
-30				1		2	3			2	8
-24	2	3	1	3	2	2	5	2	2	5	27
-18	4	6	6	4	7	6	1	8	6	5	53
-12	12	14	16	9	12	9	8	15	7	17	119
-6	19	10	17	21	12	23	20	18	14	24	178
0	27	25	15	17	22	21	21	10	29	15	202
+6	10	24	25	15	26	18	19	22	26	15	200
+12	12	8	11	12	13	8	14	9	13	6	106
+18	9	8	4	8	4	9	7	7		6	62
+24	1		1			1		4			7
S.	96	98	96	90	98	99	98	95	97	96	963

Für jede Sorte wurde der Mittelwert errechnet. Die Klasseneinteilung (6 cm) wurde für jede Sorte vom Mittelwert aus durchgeführt. Der Einfluß der unterschiedlichen Sortenmittelwerte ist damit ausgeschaltet. Dazu Aufstellung Tabelle 6.

Als Summe ergibt sich die Verteilung der Reststreuung mit einem s von 10,73, das erwartungsgemäß mit dem s der Varianztabelle übereinstimmt. Die nicht völlige Übereinstimmung entsteht durch Abrundung der Sortenmittel auf ganze Zahlen. Diese Verteilung wurde mittels der χ^2 -Methode auf ihre Übereinstimmung mit der zugehörigen GAUSS-Verteilung geprüft.

Es ergab sich:

$$\begin{aligned} \chi^2 &= 21,7 \\ \chi^2_{\text{tab}} &= 21,7 \\ p &= 1,0\% \end{aligned}$$

Die Übereinstimmung mit der GAUSS-Verteilung ist gegeben. Die Testung der Sortenunterschiede gegen die Innersortenstreuung ist also zulässig.

2. Wie groß muß die Zahl der Einzelpflanzen je Sorte mindestens sein ?

Es wurde oben erwähnt, daß die Zahl der Einzelpflanzen jeder Sorte so groß sein muß, daß die volle Streubreite der Sorte nahezu erfaßt wird. Die bekannten Faustzahlen von 100—200 Rüben je Teilstück, wie sie für die Größe der Teilstücke bei normalen Feldversuchen bestimmend ist, bedarf der Nachprüfung. Zu diesem Zweck wurde an 104 Rüben der Sorte „Crie-wener gelbe Futterrübe“ das Rübengewicht, das Blattgewicht, der Gehalt und die Trockensubstanzmenge je Rübe festgestellt. Diese 104 Rüben wurden in Gruppen zu 13, 26 und 52 Rüben unterteilt. Die Entnahme der Proben erfolgte zufallsmäßig. Für alle auf diese Weise zusammengestellten 90 Gruppen wurde die Streuung errechnet und diese in % des Mittelwertes der Gruppe ausgedrückt (s%). Für die Gruppe mit gleicher Rübenzahl wurde die mittlere Streuung und der mittlere Variabilitätskoeffizient errechnet.

Die gleiche Rechenoperation wurde mit 104 Rüben einer Müncheberger Neuzüchtung durchgeführt. Die Ergebnisse sind in Tab. 7 zusammengefaßt.

Tabelle 7. Streuung innerhalb der Sorten bezüglich Rüben-ertrag, Trockensubstanzertrag und Blattertrag bei verschiedenen großen Stichproben.

Nr.	Sorte 1				Sorte 2		
	n	s	s%	rel.	s	s%	rel.
A. Trockensubstanz.							
1	104	51,7	33,4	103,19	82,9	33,6	101,97
2	52	51,8	33,5	103,39	82,8	33,5	101,85
3	26	51,1	33,0	102,00	81,6	33,1	100,37
4	13	50,1	32,4	100,00	81,3	32,9	100,00
B. Rüben.							
1	104	866	35,6	101,41	1219	42,1	104,19
2	52	869	35,7	101,76	1223	42,2	104,53
3	26	865	35,6	101,29	1173	40,5	100,26
4	13	854	35,1	100,00	1170	40,4	100,00
C. Blatt.							
1	104	234	99,7	132,95	650	68,5	103,50
2	52	211	89,9	119,89	652	68,7	103,82
3	26	186	79,4	105,68	641	67,6	102,07
4	13	176	75,0	100,00	628	66,2	100,00

Um die verschiedenen Messungen miteinander vergleichen zu können, wurde jeweils auf das s der Gruppe mit dem kleinsten n bezogen.

Bei allen Messungen zeigt sich, daß mit steigendem n der Stichprobe die Streuung und die relative Streuung ansteigen. Das Ansteigen erfolgt bei einer Vergrößerung der Stichprobe von 13 auf 26 relativ schnell, von 26 auf 52 langsamer, von 52 auf 104 noch langsamer. In manchen Fällen ist bei der Vergrößerung der Stichprobe von 52 auf 104 die relative Streuung wieder etwas abgefallen. Dieses Absinken liegt in allen Fällen innerhalb der Zufallsgrenze. Trotzdem dies in 4 von 6 Fällen festzustellen ist, kommt ihm keine grundsätzliche Bedeutung zu.

Da anzunehmen ist, daß die volle Streubreite der betreffenden Art unter den gegebenen Bedingungen erreicht ist, wenn sich bei weiterer Vergrößerung der Stichprobe keine nennenswerte Veränderung von $s\%$ mehr ergibt, kann geschlossen werden, daß die Mindestzahl Rüben unter den gegebenen Bedingungen zwischen 52 und 104 liegt. Der größeren Sicherheit wegen wird man bei derartigen Versuchen die größere Zahl, also ca. 100 wählen.

Um die Gesetzmäßigkeiten, nach denen sich $s\%$ bei steigendem oder fallendem n verändert, wurde ein theoretischer Versuch durchgeführt.

Bei dem beschriebenen Rübenversuch wurden die Stichproben von bestimmter Größe nur in einer beschränkten Zahl aus dem Gesamtmaterial herausgegriffen. Dadurch kommen gewisse Unstimmigkeiten zustande. Das arithmetische Mittel von $s\%$ für alle Gruppen mit gleichem n kann nur errechnet werden, wenn das \bar{x} aller Proben gleich ist. Dies ist aber nur der Fall, wenn so oft Gruppen von der gewünschten Größe aus der Gesamtzahl Individuen herausgegriffen werden, wie es möglich ist, ohne 2 gleiche Gruppen zu erhalten. Wenn die Reihenfolge der Werte innerhalb der Gruppe gleichgültig ist, ergibt sich die Zahl der Möglichkeiten nach der Formel

$$Z = \frac{n!}{p!(n-p)!}$$

Bei dem Rübenbeispiel ergäbe sich

$$Z = \frac{104!}{13!(104-13)!}$$

Der so zu errechnende Wert ist so ungeheuer groß, daß es sich nicht lohnt, ihn tatsächlich zu errechnen. Die sich daraus ergebende Notwendigkeit, Billionen von Gruppen mit der Zahl mit $n = 13$ zu errechnen, ist niemals realisierbar.

Jede kleinere als die mögliche Zahl von Gruppen schließt die Möglichkeit in sich, einseitig Gruppen mit zu hohen oder zu niederen Werten herauszugreifen.

Zur Umgehung der Notwendigkeit, Billionen mal s und $s\%$ zu errechnen, wurde die Reihe 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8, 9, 10 für die Errechnung der $s\%$ von Gruppen mit verschiedenem n herangezogen. Es wurden so oft wie möglich Gruppen von 2—10 Werten gebildet, von jeder Gruppe n und $s\%$ errechnet und wie oben das $s\%$ als Mittel der Gruppen festgestellt. Die Ergebnisse sind in der nachfolgenden Tabelle niedergelegt.

Tabelle 8. M , s und $s\%$ bei steigendem n .

n der Gr.	Zahl der Gr.	M	s	$s\%$	rel.
2	45	5,5	2,690	48,91	100,0
3	120	5,5	2,844	51,71	105,7
4	210	5,5	2,932	53,31	109,0
6	210	5,5	2,994	54,44	111,3
8	45	5,5	3,016	54,83	112,1
9	10	5,5	3,023	54,96	112,4
10	1	5,5	3,028	55,05	112,6

Es zeigt sich aus der Tabelle und Abb. 2, in der die letzte Wertreihe graphisch dargestellt wurde, daß auch hier die Streuung sich vergrößert, je größer die Stichprobe ist. Aus der Abbildung ist ohne weiteres zu erkennen, daß es sich bei der Kurve um eine Parabel

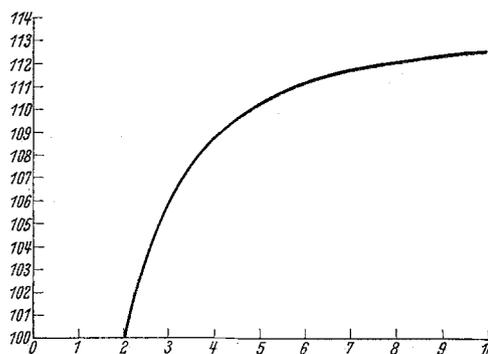


Abb. 2. Veränderlichkeit von $s\%$ bei steigendem n .

handelt, die sich bei steigendem n im Unendlichen der Abszisse nähert. Aus dieser Kurve kann ohne Schwierigkeiten abgelesen werden, bei welchem n der Gruppe die Vergrößerung von $s\%$ einen gewissen Betrag nicht mehr überschreitet. In diesem Bereich liegt die Mindestgröße der Gruppe, die erforderlich ist, um nahezu die volle Streubreite des Materials zu erhalten.

Die Verrechnung einer Binomialverteilung nach den gleichen Grundsätzen ergab trotz unvollständiger Verrechnung das gleiche Bild. Die Unvollständigkeit der Verrechnung ist auf Zeitmangel zurückzuführen, da Tausende von Gruppen hätten verrechnet werden müssen.

Tabelle 9. M , s und $s\%$ einer Binomialverteilung bei fallendem n .

n der Gr.	Zahl der Gr.	M	s	$s\%$	rel.
2	120	3,0	0,591	19,70	100
16	1	3,0	1,032	34,40	174

Auch bei der Binomialverteilung verkleinert sich s , wenn n verkleinert wird.

Es dürfte hiermit bewiesen sein, daß es möglich ist, bei einer Sorte, deren Streuung unter bestimmten Bedingungen bekannt ist, die Mindestzahl von Individuen zur vollen Erfassung der Streubreite zu errechnen.

Es ist mit der Aufstellung derartiger Kurven für verschiedene Arten und Sorten möglich, zuverlässige Faustzahlen für die Bestimmung der Zahl Einzelpflanzen der betreffenden Sorte zu erhalten. Sie liegen tatsächlich in der Größenordnung 100—200, wie oben bereits vermutet wurde.

3. Sind die Ergebnisse der Einzelpflanzenversuche für die Beurteilung geeignet?

Diese Frage muß zunächst mit „Nein“ beantwortet werden. In den Sommergetreideversuchen haben die Pflanzen unter Bedingungen gestanden, unter denen zwar die einzelne Pflanze einen hohen Ertrag bringt, der Flächenertrag jedoch infolge der zu kleinen Zahl von Pflanzen je Flächeneinheit (25 Pflanzen je m²) hinter dem durch gleiche Düngung, Pflege und Bewässerung zu erzielenden Ertrag bei normaler Aussaatstärke zurückbleibt. Es wurde für diese Versuche Getreide lediglich aus dem Grunde gewählt, weil die bequeme Handhabung bei der Pflanzenanzucht, der Ernte und der Verarbeitung sowie der geringe Platzbedarf die Durchführung der Versuche erleichterte. Wenn ein Urteil über die Leistungsfähigkeit der Sorten aus den Versuchen gewonnen werden soll, muß die Reaktion der Sorten auf die in den Versuchen herrschenden Bedingungen, besonders auf die ungewöhnliche Standweite von 0,2 × 0,2 m genau bekannt sein. Durch eine für die nächsten Jahre vorgesehene Versuchsserie sollen Zahlenunterlagen für diese Reaktion geschaffen werden. Hierbei interessiert vor allem die Frage, ob die Verkleinerung der Standweite mit der Verringerung der Ertragsleistung der Einzelpflanze parallel geht, oder ob von einer gewissen Grenze ab der Ertrag der Einzelpflanze stärker absinkt, als nach der Verkleinerung des Standraumes zu erwarten ist. Aus vorläufigen Beobachtungen kann das letz-

tere geschlossen werden. Wenn die Reaktion der einzelnen Sorten auf Standraumverhältnisse unter sonst gleichbleibenden Bedingungen und die Auswirkung der übrigen Versuchsbedingungen (z. B. Düngung, Bewässerung, Boden) bekannt sind, können die aus den Einzelpflanzenversuchen erhaltenen Werte nach Multiplikation mit den zu errechnenden Faktoren zu den aus Feldversuchen erhaltenen Informationen in Vergleich gestellt werden. Hierzu ist ein umfangreiches, sich über mehrere Jahre erstreckendes Versuchsprogramm erforderlich, in das übrigens auch Transpirationsversuche nach ARLAND einbezogen werden sollen.

Anders ist die Lage bei Kulturarten, bei denen die Einzelpflanzenversuche unter den gleichen Standraumverhältnissen wie im Feldversuch bzw. beim praktischen Anbau durchgeführt werden, so z. B. bei Rüben, Kartoffeln, Mais, Gemüse u. a. In größerem Umfang sollen mit diesen Kulturarten erst in den nächsten Jahren Versuche unternommen werden. Z. Zt. liegen nur die Ergebnisse von 2 Versuchen mit Futterrüben aus den Jahren 1951 und 1953 vor.

Der Versuch 1951 mit 2 Sorten, „Criewener gelbe Futterrübe“ und einem Müncheberger Zuchtstamm wurde in der Weise durchgeführt, daß die Rüben nach Anzucht in Töpfen auf 0,4 × 0,4 m ausgepflanzt wur-

den, indem die beiden Sorten regelmäßig miteinander abwechselten. Durch reichliche Düngung und Bewässerung wurde ein ziemlich hoher Ertrag an Rüben und Nährstoffen erzielt.

Die Verrechnung erfolgte wie bei anderen Einzelpflanzenversuchen in der Weise, daß von der Totalvarianz nur die Sortenvarianz subtrahiert, die geringe vorhandene Bodenvariation also vernachlässigt wurde. Je Sorte waren 104 Rüben im Versuch. Die Ergebnisse zeigt Tab. 10.

Tabelle 10. Einzelpflanzenversuch mit Rüben 1951.

Sorte	Masse			Trockensubstanz			Blatt		
	dz/ha	rel.	Sich.	dz/ha	rel.	Sich.	dz/ha	rel.	Sich.
1 Criew.	1001	100		63	100		95	100	
2 Münch.	1158	116	++	98	156	+++	291	305	+++
GD 5,0%	110	11		7	11		45	48	
1,0%	146	15		9	15		60	63	
0,1%	187	19		12	19		77	81	

Tabelle 11. Einzelpflanzenversuch mit Rüben 1953.

Nr.	Sorte	Rüben			Gehalt	Nährstofftertrag		
		dz/ha	rel.	Sich.	%	dz/ha	rel.	Sich.
1	Zuchtstamm	369,58	75,45	000	12,45	45,88	125,15	+
2	„	376,64	76,89	000	10,45	38,80	105,84	—
3	„	372,07	75,96	000	12,10	44,77	122,12	+
4	„	378,73	77,32	000	12,58	46,59	127,08	++
5	„	409,07	83,51	00	12,99	46,65	127,25	+++
6	„	384,42	78,48	00	11,68	44,14	120,40	+
7	„	501,07	102,29	—	10,90	54,51	148,69	+++
8	„	440,36	89,90	—	11,48	49,61	135,32	+++
9	„	350,0	71,4	000	12,5	42,8	116,8	—
10	„	418,1	85,4	0	10,9	45,2	123,3	+
11	„	415,5	84,8	0	12,4	51,2	139,6	+++
12	„	354,4	72,4	000	11,5	40,4	110,1	—
13	„	380,9	77,8	000	9,7	38,0	103,8	—
14	„	380,4	77,7	000	10,6	40,9	111,6	—
15	„	404,6	82,6	00	11,2	44,4	121,2	+
16	Kleinw. N	279,0	57,0	000	18,2	51,1	139,4	+++
17	Criew. gelbe	489,8	100,0	—	7,8	36,7	100,0	—
	GD 5,0%	64,5	13,2		—	7,4	20,2	
	1,0%	84,8	17,3		—	9,7	26,5	
	0,1%	108,2	22,1		—	12,4	33,8	

Trotz der Kleinheit des Versuches (33 m²) sind alle Differenzen hoch gesichert. Die GD für Massenertrag und Nährstoffleistung liegen unter der Höhe (11%), wie sie im allgemeinen bei Feldversuchen mit Rüben erzielt werden. Die gleiche GD wird bei einem Feldversuch auf Grund allgemeiner Erfahrungen erzielt, wenn 6 Teilstücke zu je 100 Rüben, insgesamt also 1200 Rüben im Versuch stehen. Der Platzbedarf beträgt in diesem Falle ca. 200 m². Um gute Durchschnittszahlen für den Trockensubstanzgehalt zu bekommen, hätten alle 1200 Rüben refraktometrisch untersucht werden müssen. Die Arbeitersparnis bei dem Einzelpflanzenversuch ist also beträchtlich.

Der 1953 durchgeführte Versuch hat unter starkem Befall mit Rübenrost gelitten, wodurch der Ertrag gedrückt wurde. Es wurden 17 Sorten und Stämme geprüft.

Nr. 17 ist „Criewener gelbe“.

Nr. 16 ist die Zuckerrübe „Kleinwanzlebener N“. Je Sorte waren 100 Rüben ausgepflanzt, von denen ein Teil im Laufe der Vegetation eingegangen ist. Der Versuch war so angelegt, daß die 17 Sorten mit je einer Pflanze in einem „Block“ vertreten und zufallsmäßig verteilt waren. Der Versuch umfaßte 100 der-

artiger „Blocks“. Diese Anordnung ist an sich nicht nötig, erleichtert aber die Arbeit des Auspflanzens und bietet die Möglichkeit einer Kontrolle. Es können auch alle Einzlrüben über das ganze Versuchsstück zufallsmäßig verteilt werden. Der Pflanzenabstand betrug $0,4 \times 0,4$ m, so daß die Fläche des Versuches 272 m^2 groß war. Die Verrechnung erfolgte in der für die Einzelpflanzenversuche üblichen Weise.

Die GD für $p = 5,0\%$ für den Rübenenertrag ist mit $13,2\%$ zwar hoch, jedoch nicht wesentlich höher als bei Feldversuchen. Das liegt daran, daß durch den ungleichmäßigen Befall der Rüben mit Rost eine neue, nicht eliminierbare Streuungsursache die Fehlerstreuung und damit den Fehler vergrößert hat. Trotzdem sind zahlreiche gesicherte Differenzen gegenüber der „Crewener gelben Futterrübe“ nachweisbar. Insbesondere ist das Ertragsverhältnis zu den Zuckerrüben erwartungsgemäß. Die höhere GD für den Nährstofftrag von $20,2\%$ erklärt sich dadurch, daß dieser das Produkt aus Ertrag und Gehalt ist. Nach dem Fehlerfortpflanzungsgesetz muß dies Produkt eine größere Streuung haben als die Einzelfaktoren.

Da die einzelnen Rüben unter normalen feldmäßigen Bedingungen gestanden haben, kann den Endwerten volle Gültigkeit für die Beurteilung der Sorten zugesprochen werden. Der Nachweis der Sortenunterschiede hätte in einem Feldversuch wesentlich mehr Aufwand erfordert. Um eine GD in der gleichen Höhe zu erzielen, wären je Sorte 5 Teilstücke à 100 Rüben, insgesamt also $17 \times 5 \times 100 = 8500$ Rüben und eine Fläche von 1360 m^2 gegenüber 272 m^2 bei dem Einzelpflanzenversuch erforderlich gewesen.

Nebenbei soll erwähnt werden, daß es sich bei den Zuchtstämmen um Nachkommenschaften der Kreuzung Futter- \times Zuckerrübe handelt, die mit dem Ziel gemacht wurde, eine Rübe mit großer Masse und hohem Gehalt zu züchten. Dies Ziel kann bei dem augenblicklichen Stand der Versuche als erreicht gelten. Die Zuchtstämme Nr. 7 und 8 haben den gleichen Massenertrag wie die ausgesprochenen Massentrüben „Crewener gelbe“. Durch ihren höheren Gehalt erreichen sie die Nährstoffleistung der im Versuch befindlichen Zuckerrüben „Kleinwanzlebener N“, ohne daß die Futterrübenstämme ihren Charakter als Futterrüben verlieren.

Züchtungsfragen.

Es muß noch einmal auf die Tabellen 2–5 zurückgegriffen werden. Die Zählung der Körner je Einzelpflanze, der Halmzahl und die Ermittlung des TKG ist nicht nur erfolgt, um Zahlenmaterial für die Verrechnungsbeispiele zu erhalten, sondern auch um die Komponenten des Ertrages zu analysieren.

Zweifelloos ist der Ertrag bzw. die Ertragsfähigkeit einer bestimmten Sorte nicht eine einfache, monogen bedingte Eigenschaft, sondern entsteht durch das Zusammenwirken zahlreicher Komponenten. Einige von diesen sind TKG, Halmzahl, d. h. Bestockungsfähigkeit und Kornzahl je Einzelpflanze.

Unter diesem Gesichtspunkt soll zunächst der oben beschriebene Hirseversuch betrachtet werden. In Tabelle 12 sind die wesentlichsten Werte noch einmal zusammengefaßt.

Tabelle 12. Ertragskomponenten bei Hirse.

Nr.	Korn		Rispen		TKG	Kornzahl je Einzelpflanze
	rel.	Sich.	rel.	Sich.		
1	84	000	106	+ + +	3,2	1072
2	102	—	104	+ +	3,2	1332
3	118	+ + +	94	000	3,7	1489
4	89	000	108	+ + +	3,2	1111
5	106	+ +	102	—	3,2	1410
6	101	—	87	000	3,5	1441

Der bezüglich Kornertrag beste Stamm (Nr. 3) hat eine geringe Rispenzahl je Einzelpflanze ein hohes TKG eine große Kornzahl je Rispen insgesamt also wenige große Rispen mit großen Körnern.

Der schlechteste Stamm Nr. 1 hat eine große Rispenzahl je Einzelpflanze ein mittleres TKG eine geringe Kornzahl je Rispen also viele kleine Rispen mit mittelgroßen Körnern. Hätte sich die züchterische Auslese auf die Auswahl von Pflanzen mit großen Rispen und schweren Körnern beschränkt, wäre auch der Stamm Nr. 3 als der beste gefunden worden.

Ein noch besseres Bild gibt die Betrachtung der Tabellen 2 und 3, die sich auf die Versuche mit Sommergerste beziehen. Die hohe Ertragsleistung der „Haisa“ ist in erster Linie durch eine große Kornzahl je Einzelpflanze entstanden. Diese ist z. T. durch eine gute Bestockungsfähigkeit, zum größeren Teil jedoch durch große Ähren verursacht. Die gleich hohe Ertragsleistung der Nr. 7 und 8 beruht in erster Linie auf einem hohen TKG.

Das TKG scheint also eine wesentliche Ertragskomponente zu sein.

Die Zusammenhänge zwischen Halmlänge und Ertrag sind nicht eindeutig.

Die Haferversuche (Tab. 4 und Tab. 5) geben kein klares Bild über die Ertragskomponenten.

Als Konsequenz aus diesen Beobachtungen wurde bei Petkuser Winterroggen eine Auslese auf hohes TKG durchgeführt. Einfaches Absieben der größten Körner bedeutet keine Auslese auf hohes TKG, da auf diese Weise ein hoher Prozentsatz Nachbarkörner von Fehlstellen mit ausgelesen werden. Das TKG wurde deswegen an Einzelpflanzen bzw. Einzelähren aus einem normalen Feldbestand bestimmt. Aus ca. 80000 Ähren, deren Auswahl allein dadurch bestimmt war, daß schartige Ähren keine Verwendung fanden, wurden die Körner ausgerieben, deren Zahl und Gewicht bestimmt, und das TKG ährenweise errechnet. Die Körner von 1% der Ähren mit dem höchsten TKG und 1% derjenigen mit dem kleinsten TKG wurden zu je einem Ramsch vereinigt. Außerdem wurde ein Normalramsches aus je einem Korn aller Ähren gebildet. Diese 3 Ramsche mit dem TKG

Ramsch I: 44,06 g
 II: 32,16 g
 III: 21,25 g

wurden in einem Blockversuch mit 6 Teilstücken und einer Parzellengröße von 10 m^2 im Februar 1953 ausgesät. Selbstverständlich wurde bei der Bemessung der Aussaatmenge das stark unterschiedliche TKG

berücksichtigt. Durch einen Kälterückschlag im März 1953 war die Jarowisation gewährleistet, und alle Pflanzen kamen, wenn auch etwas verspätet, zum Schossen. Die Verrechnung der Kornerträge und das TKG der Ernte ergaben Tabelle 13.

Tabelle 13. Kornertrag und TKG von Roggen.

Nr.	dz/ha	rel.	Sich.	TKG	rel.	Sich.
I	19,8	112,5	—	26,00	107,0	+ + +
II	17,6	100,0	—	24,22	99,7	—
III	16,9	96,2	—	22,68	93,3	000
GD 5%	3,1	17,9		0,63	2,6	

Beim Kornertrag kann die Differenz zwischen I und III als gesichert betrachtet werden. Bei einem Parallelversuch mit I und II mit künstlicher Jarowisation war die Ertragsdifferenz von 21,9% bei einer GD 5% von 6,6% hoch gesichert.

Das TKG der Ernte unterscheidet sich bei dem großkörnigen (I) und dem kleinkörnigen Ramsch (III) gesichert von dem Normalramsche (II).

Aus den beschriebenen Versuchen ist zu entnehmen, daß die Auslese wirksam gewesen ist. Wenn angenommen wird, daß der Mehrertrag von I durch die auf Grund des größeren Kornes bedingte bessere Jugendentwicklung zustande gekommen ist, dann kann dem entgegengehalten werden, daß eine großkörnige Sorte immer diesen Vorteil haben wird. Daß es sich bei einem großen Teil der Körner um eine erbliche Verschiedenheit handelt, geht aus dem TKG der Ernte hervor. Es ist unwahrscheinlich, daß die evtl. modifikative Kornvergrößerung beim Saatgut eine Kornvergrößerung der Ernte nach sich zieht. Um auch diese Möglichkeit auszuschalten, wurde 1953 von jedem Ramsch eine Isolierparzelle angelegt, die unter solchen Bedingungen gehalten wurde, daß die Ernte aller 3 Ramsche die gleiche Korngröße hatte. Der hiermit angelegte Versuch läuft z. Zt. noch.

Die letztgenannten Versuche erheben keinen Anspruch darauf, das Thema der Züchtung ertragreicherer Getreidesorten über die Auslese auf Komponenten des Ertrages erschöpfend behandelt zu haben. Es ist als Nebenergebnis der Einzelpflanzenversuche zu betrachten. Es sollte nur darauf hingewiesen werden, daß es vielleicht möglich ist, bei der züchterischen Auslese die direkte Feststellung des Ertrages im Feldversuch zu umgehen, und die Auslese auf Komponenten des Ertrages mehr oder weniger in das Labor zu verlegen. Wie sich aus den GD der Tabelle 2—5 ergibt, ist die Streuung der Komponenten in allen Fällen geringer als diejenige des Ertrages. Dies ist nicht nur dadurch bedingt, daß die Einzeleigenschaften des Ertrages an sich eine geringere Streuung haben, sondern auch dadurch, daß bei der Feststellung des Ertrages der technische Fehler größer ist, als bei der Ermittlung der Ertragskomponenten. Be-

sonders trifft dies bei Feldversuchen zu. Die Auffindung von gesicherten Abweichern ist durch die kleinere GD erleichtert. Da TKG und Bestockung die schwerwiegendsten Komponenten des Ertrages zu sein scheinen, kann die Auslese sich auf diese beschränken. Typen, welche beide Komponenten in sich vereinigen, sind wahrscheinlich die ertragsgünstigsten.

Zusammenfassung.

Nach kritischer Betrachtung der Feldversuche in gebräuchlicher Form unter Einschluß der neueren Methoden wird die Möglichkeit der Verkleinerung des Versuchsfeldes über die Einzelpflanzenanalyse erörtert.

Zahlreiche Versuche mit Sommergetreide und Rüben werden geschildert. Es ergab sich, daß eine gleichhohe GD wie bei Feldversuchen mit 5—6 Teilstücken erzielt werden kann, wenn die Ernte der eigens zu diesem Zweck angelegten Versuche nicht teilstückweise erfolgt, sondern über Einzelpflanzen. Die Vorteile einer solchen Versuchsdurchführung liegen in einer erheblichen Einsparung von Versuchsfläche und der Möglichkeit, die Versuche exakter durchzuführen.

Praktische Erfahrung und theoretische Überlegung lassen es angezeigt erscheinen, die Pflanzenzahl je Sorte auf mindestens 100 festzusetzen.

Der praktischen Anwendung der Einzelpflanzenanalyse bei Getreide steht zunächst noch im Wege, daß die Pflanzen auf einen Abstand von $0,2 \times 0,2$ m gepflanzt werden müssen, um eine sichere Einzelpflanzenernte zu gewährleisten. Die Versuchsergebnisse können deswegen nicht unmittelbar zur Beurteilung der Sorten herangezogen werden.

Dieser Einwand entfällt bei der Verwendung der Einzelpflanzenmethode für Sortenversuche mit Rüben, die auch im natürlichen Bestand einen Pflanzenabstand von $0,4 \times 0,4 - 0,2$ m haben. Bei Rüben, Kartoffeln, Gemüse und Mais kann die Methode ohne weiteres angewendet werden.

Schließlich wurden aus den zur Gewinnung von Zahlenbeispielen durchgeführten Messungen der Halmhöhe, Halmzahl, des TKG und der Kornzahl der Einzelpflanze Konsequenzen für die Züchtung gezogen und an einem praktischen Beispiel erhärtet. TKG und Bestockung wurden als die wesentlichsten Ertragskomponenten befunden und die alleinige, infolge der geringeren Streuung dieser Eigenschaften leichter durchzuführende und technisch einfachere Auslese auf diese Eigenschaften empfohlen.

Literatur.

1. MUDRA, ALOIS: Anleitungen zur Durchführung und Auswertung von Feldversuchen nach neueren Methoden. Hirzel, Leipzig, 1949.
2. MUDRA, ALOIS: Einführung in die Methodik der Feldversuche. Hirzel, Leipzig, 1952.
3. ZIMMERMANN, KARL: Technik der Pflanzenzüchtung und des Versuchswesens. Hirzel, Leipzig, 2. Aufl., 1952.