(Akademie der Deutschen Landwirtschaftswissenschaften zu Berlin, Institut für Forstwissenschaften Eberswalde, Zweigstelle für Forstpflanzenzüchtung Waldsieversdorf.)

Möglichkeiten zur Kennzeichnung von Differenzen in der Verteilung der Höhen bei Kiefernselektionsversuchen v. WETTSTEINs.

Von K. STERN.

Mit 4 Textabbildungen.

Es besteht Veranlassung, die Möglichkeiten genauer rechnerischer Fixierung der etwaig auftretenden Unterschiede in der Wuchsleistung einmal unter Verwendung größeren Materials zu untersuchen. Bekanntlich ist die Wuchsleistung der am schwierigsten zu beurteilende Faktor, da sie am meisten von standortlichen Besonderheiten beeinflußt wird, mehr als z. B. qualitative Unterschiede, die mit den Methoden der Ereignisstatistik faßbar sind. Als Weiser für die Leistung einer Holzart oder auch einer Sorte derselben Holzart wählt man üblicherweise die Leistung im Höhenwuchs, da in der forstlichen Ertragskunde die Höhe für sich als hinreichender Weiser für die Massenleistung angesehen wird. Wir wollen hier davon absehen, daß selbstverständlich auch über die beiden anderen massenbildenden Faktoren, Durchmesser und Formzahl, eine Beeinflussung der Massenleistung möglich ist, und uns nur mit der Höhe beschäftigen.

Die erste Frage ist: Wann kann ich mit großer Sicherheit einen Unterschied in der Leistungsfähigkeit von zwei oder mehreren Sorten annehmen? Die Antwort darauf ist einfach: Wenn unter gleichen Bedingungen zwischen den zu vergleichenden Sorten statistisch gesicherte Differenzen auftreten. Die Schwierigkeit liegt also zunächst in der Herstellung gleichartiger Bedingungen, dann aber auch in gewissen Eigenschaften der zu prüfenden Sorten, die eine mehr oder minder große Abweichung der Messungsergebnisse innerhalb der Sorte zur Folge haben. Der mittlere Fehler eines Mittelwertes wird bestimmt durch die Formel:

$$m = \frac{s}{\sqrt{n}}.$$

Diesen mittleren Fehler möglichst niedrig zu halten, muß das Bestreben des Versuchsanstellers sein. Die moderne Versuchstechnik beschreitet hier ganz neue Wege, die hier jedoch nicht zur Diskussion stehen, denn wir wollen hier lediglich prüfen, was wir aus den nach älteren Verfahren angelegten Versuchen noch zu machen vermögen. Die forstlichen Vergleichsanbauten sind fast alle mit großen Fehlerquellen behaftet. Beim systemlosen Aneinanderreihen der Versuchsparzellen ist ein Ausgleich der Bodenunterschiede nur in ganz großen Zügen möglich, dabei sind die Differenzen, wenn man von Anbauten extremer Provenienzen absieht, meist nur gering und stehen in keinem Verhältnis zum Einfluß der Bodenunterschiede.

Ein weiterer Grund für das Versagen so vieler Versuche liegt in der obigen Formel: Die Streuung s ist durch die Eigenschaften der Sorten oft eindeutig festgelegt; um zu einem sicheren m zu gelangen, bleibt also nur die Erhöhung der Beobachtungszahlen. Diesen Weg ist mit vollem Erfolg v. WETTSTEIN gegangen, der seine Versuche nach den zu seiner Zeit modernsten Methoden anlegte und über mehrere Jahre wiederholte.

Der Anbau nur einer einzigen Reihe der Versuchssorte zwischen zwei Reihen Standard charakterisiert das Verfahren allerdings als bloßen Vorversuch, dessen Ergebnisse im größeren Maßstab für längere Beobachtungsdauern zu bestätigen sind. Es ist hier nicht angebracht, über den Gang der Züchtungsarbeit zu schreiben, jedoch muß gesagt werden, daß es praktisch unmöglich ist, große Zahlen von „Sorten" gleich in die endgültigen Ertragsprüfungen zu nehmen. Ein weiterer Nachteil des Anbaues in einer Reihe liegt in dem Auftreten der „trends" der amerikanischen landwirtschaftlichen Statistik. Durch gleichgerichtete Bodenunterschiede innerhalb der Reihe wird die Höhenstreuung der Einzelstämme unnötig erhöht.

Die Praxis der Forstwirtschaft hat sich seit jeher mit vollem Recht von Neuerungen distanziert, deren Erfolg nicht zahlenmäßig nachzuweisen war, und was wäre das für eine Leistungsüberlegenheit, die nicht im rechnerischen Vergleich nachzuweisen ist. Daß dies in jedem Falle möglich ist, zeigt uns die moderne Statistik. Es ist zwar richtig, wenn TEDIN (2) schreibt, daß statistisch nicht sicher unterschiedene Mittel nicht beweisen, daß die zugrunde liegenden Kollektive gleichen Populationen entstammen, d. h. in bezug auf das zu beurteilende Merkmal gleichen, ebenso sicher ist es aber auch, daß uns dieser zunächst beruhigende Satz nicht von der Notwendigkeit freimacht, diesen, sagen wir einmal im Vorversuch gefundenen Unterschied nachträglich zu sichern. Ehe dies nicht geschehen ist, entbehrt die Differenz der Beweiskraft.

Ebenfalls bedenklich ist die Annahme, man könne durch bodenkundliche Untersuchungen auf großer Fläche Unterlagen gewinnen, die einen sicheren Vergleich gewährleisten. Uns ist bekannt, daß die landwirtschaftlich genutzten Böden von größerer Einheitlichkeit sind als unsere Waldböden. Trotzdem glaubt man in der Landwirtschaft auf keinen Fall, auf die Beigabe einer geeigneten Vergleichssorte und nachträgliche komplizierte Ausgleichsrechnung verzichten zu können, oder aber man wählt von vornherein ein Versuchsschema, das durch Korrekturfaktoren derartige Unterschiede ausgleichen läßt. Auch die Aufnahme der Bodenflora kann hier keine Sicherheit geben, denn es ist bekannt (3), daß auch die sog. Standortsanzeiger eine recht beachtliche ökologische Streubreite besitzen. An Hand eines Beispiels soll dies hier gezeigt werden: Es handelt sich um eine Fläche, die fast eben ist. Der Boden ist ein mittelkörniger gelber Sand, in 1,20 m steht Grundwasser an. Die Bodenflora ist einheitlich Molinia, Himbeere, Adlerfarn.

Auf zwei Teilstücken werden die Standards, einheitlich aus Saatgut anerkannter Müncheberger Kiefernbestände stammend, gemessen:

Teilstück 1:	Teilstück 2:
mittl. Höhe 6,54 m	mittl. Höhe 6,92 m
Streuung 1,09 m	Streuung 1,02 m
Beobachtungsz. 1219 Stämme	Beobachtungsz. 707 Stämme.

Aus der für ungleiche Beobachtungszahlen gültigen Formel errechnet sich für die Differenz von 0,38 m ein t-Wert von 7,54, ein Unterschied, der beim Vergleich von Einzelstammnachkommenschaften mit dem zugehörigen Standard in dieser straffen Form in keinem Falle gesichert werden konnte. Der Grund liegt natürlich in der hohen Beobachtungszahl. Wenn man bedenkt, daß die Sortenunterschiede erst von einer Differenz von etwa 30 cm an gesichert werden konnten und das auch nur dank der v. WETTSTEINschen Anlage, so können wir uns ein gutes Bild von der Wirkung der Bodenunterschiede auf einer scheinbar völlig einheitlichen Fläche machen.

An einem zweiten Beispiel soll klar gemacht werden, wie man Werte wahrscheinlich machen kann, die der statistischen Sicherung ermangeln: Prüft man die Streuungen innerhalb der Einzelstammnachkommenschaften bei der Kiefer und innerhalb der als Standard verwandten Ramschpopulation Müncheberger Herkunft in den Versuchen v. WETTSTEINS, so stellt sich zunächst heraus, daß erwartungsgemäß die durchschnittliche Streuung der Nachkommenschaften geringer ist als die der Standards. In keinem Falle ist sie jedoch statistisch gesichert niedriger, z. B.:

	M_{Str}	s_{Str}	m	m_D	t
St. Na.	1,00 m 0,98 m	0,135 m 0,188 m	1,36 cm 1,92 cm	2,35	+ 0,85
St. Na.	1,02 m 0,95 m	0, 87 m 0, 85 m	0,81 cm 0,80 cm		

Vergleichen wir hiermit jedoch die für die anderen Versuchsflächen errechneten Werte, so bekommt durch die Tatsache, daß in allen vier Fällen ungesichert positive Differenzen vorliegen, der t-Wert von +0,85 ein anderes Gesicht: Wir können tatsächlich annehmen, daß die Selektion eine geringfügige Herabsetzung der Streuung zur Folge hatte.

Als drittes Beispiel: Die Differenz zwischen Standard und Nachkommenschaft in der Kultur Jagen 100 soll gesichert werden:

	N	M_H	s_H	m	m_D	t
St. Na.	6904 5662	6,70 6,48	1,02 1,07	1,23 1,43	1,89	11,64

Wenn wir in diesem Beispiel die 3-s-Grenze unterschreiten wollen, so genügt es, mit den Beobachtungszahlen auf 400 herunterzugehen, es ist dann nämlich $m_D = 7{,}43$ und $t = 2{,}96$. Für diesen Zweck hatten also noch nicht einmal 400 Messungen jeder Sorte genügt, um zu einem sicheren Ergebnis zu kommen. Man kann gerade dieses Beispiel an einzelnen Teilen der Kultur exerzieren und findet dann, daß sich bei noch geringeren Beobachtungszahlen die Werte umkehren können. Die Unterschiede in diesem Beispiel sind offenbar durch in der Güte unterschiedliches Pflanzenmaterial bedingt, wie auch der Vergleich der Zuwachskurven zeigt. Wir halten also fest: Ohne Angabe der Streuungen und des mittleren Fehlers ist ein sicheres Mittel nicht zu erreichen, ohne ein sicheres Mittel ist der Versuch für sich sinnlos. Welche Wege die Versuchstechnik gegangen ist, um dem Debakel der hohen Pflanzenzahlen aus dem Wege zu gehen, läßt sich in der Literatur bei FISHER und YATES nachlesen. Bei der Kiefer, unter Anwendung der v. WETTSTEINschen Versuchsanordnung, läßt sich bei einem Beobachtungszeitraum von 16 Jahren bei einer ausreichenden Genauigkeit für Versuche mit Einzelstammnachkommenschaften mit ca. 50 Pflanzen auskommen, es empfiehlt sich, diese Zahlen vorher zu errechnen, bevor man einen Versuch anlegt. Vergleichsmaterial liefert jede vergleichbare Kultur der gleichen Holzart, die im Alter der vorgesehenen Versuchsdauer steht. Bei Anwendung der neueren Methoden ergibt sich noch der Vorteil, daß Bodenunterschiede, wie sie bei der langgestreckten Anordnung v. WETTSTEINS auftreten (Verrechnung dieser Anordnung in Teilstücke hat keine besseren Ergebnisse geliefert), die Streuung innerhalb der Versuchsnummer nicht zu beeinflussen vermögen.

Und jetzt zu einigen Vorschlägen, die Leistung einer Sorte nicht nach der mittleren Höhe, sondern nach anderen Weisern zu bestimmen:

1. MÜNCH stellte fest, daß beim Vergleich der Dichtemittel geringere Unterschiede auftreten als beim Vergleich der mittleren Höhen. Daß hierin trotzdem kein besserer oder in allen Fällen besserer Maßstab gefunden ist, hat SCHÖNBACH (nach 1) eingehend nachgewiesen, es ergibt sich auch schon durch den Augenschein bei Betrachtungen unserer Verteilungskurven für die Kiefer.

2. Wie ist es aber nun mit der Oberhöhe?

Wir stellen dazu folgende Rechnung an: Auf je $\sigma/5$ entfallen in dem entsprechenden Intervall der Kurve der normalen Fehlerverteilung

3,13 0,01%	2,93 0,11%	2,73 0,19%	2,53 0,33%	2,33 0,53%	2,13 0,83
1,93 1,24%	1,73 1,79%	1,53 2,48%	1,33 3,30%	1,13 4,22%	0,93 5,18%
		0,73 6,11%	0,53 6,93%		

Beim Werte $\sigma = 0{,}43$ befindet sich die untere Begrenzung des von der SCHÖNBACHschen Oberhöhe in der Kurve der Normalverteilung beanspruchten Flächenstückes. Bildet man arithmetisches Mittel und Streuung des so erhaltenen Kollektivs, so erhält man:

$$M = 1{,}13 \qquad \sigma = 0{,}52.$$

Die Einheit beider Angaben ist die Standardabweichung der Ausgangskurve der normalen Fehlerverteilung. Man gelangt zum gleichen Mittelwert der Oberhöhe nach SCHÖNBACH also, wenn man vom oberen Ende der Verteilung 13% abzählt, wenn man voraussetzt, daß die Verteilung annähernd normal ist. Zu welcher Konsequenz diese Voraussetzung aber führt, werden wir später sehen.

Es ist in der Statistik nicht ungewöhnlich, das übliche Verfahren der Sicherung eines Mittels auch dann anzuwenden, wenn das Kollektiv, aus dem die Stichprobe stammt, sich nicht der Normalverteilung fügt, hier ist es also deren oberes Ende, eine völlig einseitige Verteilung. Man würde u. U. ein besseres Mittel und eine geringere Streuung erhalten, wenn man das geometrische Mittel bilden würde.

Was war nun der tatsächliche Erfolg unserer Manipulation? Wir haben ein neues Kollektiv geschaffen, in dem wir die Variationsbreite um 57,2% vermindert haben, die Zahl der Freiheitsgrade ist auf 1/3 gesunken und die Streuung nur um 48% geringer. Was die Sicherung unserer Werte anbetrifft, hat uns also dieser Schritt nicht viel genutzt, wie aus einfachen Überlegungen an Hand der in Frage kommenden Formeln hervorgeht. Ist dies neue Kollektiv nun zuverlässiger in bezug auf seine Aussagen über die Leistungsfähigkeit einer Sorte? Wir gingen von der Voraussetzung aus, daß die Verteilung normal sei, ist sie das aber, so sagen Mittel und Streuung alles aus, was wir benötigen. Ist die Streuung gering, so ist auch eine stärkere Konzentration der Beobachtungen um das Mittel zu erwarten und umgekehrt.

Ein Beispiel soll das erläutern:

Es sei die mittlere Höhe 7,50 m
$s = 1{,}00$ m
$N = 300$.

Dann ist der mittlere Fehler $m = 0{,}058$ m.

Für die Oberhöhe 8,63 m sind
$s = 0{,}52$ m
$N = 100$

und der mittlere Fehler $m = 0{,}052$.

Der geforderte t-Wert für eine Sicherung von 50% Überschreitungswahrscheinlichkeit beträgt

für die mittlere Höhe 1,968
für die Oberhöhe 1,984.

Umfaßt das Ausgangskollektiv nur 100 Beobachtungen, so wird sogar

für die mittlere Höhe $t = 1{,}984$
für die Oberhöhe $t = 2{,}042$,

wodurch der Vorteil des geringeren m fast aufgehoben wird, denn beim Vergleich zweier Stichproben vom Umfang 300 ist die gesicherte Differenz für die Überschreitungswahrscheinlichkeit von 5% 16,11 cm für die Mittelhöhe und 14,59 cm für die Oberhöhe, haben die Stichproben einen Umfang von je 100, so beträgt sie für die Mittelhöhe 27,8 cm und 25,4 für die Oberhöhe, dies Verhältnis kehrt sich bei etwa $N = 30$ um.

Wir wollen nun sehen, wie sich unsere Erwartungen bezüglich des Verhaltens der Oberhöhe nach den theoretischen Erwägungen erfüllen werden.

Zunächst die Korrelation zwischen Oberhöhe und Mittelhöhe, berechnet aus der Versuchskultur Jagen 100:

$$r_{\text{Nachk.}} = +0{,}780$$
$$r_{\text{Stand.}} = +0{,}693.$$

Und für die gesamte Kultur, nach Reduktion des Unterschiedes in der Güte des Pflanzenmaterials (notwendig, um für die Errechnung von r möglichst homogenes Material zu erhalten):

$$r_{\text{Ges.}} = +0{,}749.$$

Diese Korrelation kann unter Einrechnung der Fehlerquellen als sehr gut bezeichnet werden.

Wie ist es nun mit der Streuung der Mittel- und Oberhöhen in Standards und Nachkommenschaften, und wie streut die Differenz beider?

Kulturen	Zahl der Nachk.	Streuungen					
		M_H Na	M_H St	O_H Na	O_H St	$O_{H\,\overline{\mathrm{Na}}}M_H$	$O_{H\,\overline{\mathrm{St}}}M_H$
Jg. 100	92	0,342	0,247	0,325	0,247	0,154	0,186
Jg. 84	62	0,317	0,353	0,359	0,428	0,255	0,356
Jg. 104	80	0,412	0,341	0,378	0,310	0,212	0,155
Brig.	39	0,306	0,244	0,331	0,385	0,275	0,301

Und die Differenzen zwischen Ober- und Mittelhöhe selbst betragen:

	Nachk.	Stand.
Jg. 100	1,17	1,18
Jg. 84	0,99	0,97
Jg. 104	1,22	1,27
Brig.	0,93	0,95

Als ersten Selektionseffekt konstatieren wir eine erhöhte Streuung der Mittelwerte in Jagen 100, Jagen 104 und Brigittenhof. Auch auf die Frage, warum dies in Jagen 84 nicht zutrifft, kann befriedigend geantwortet werden: Hier wurden aus Zeitmangel von den Standards jeweils 10 und den Nachkommenschaften 25 Stämme gemessen. Dieses Verfahren ist selbstverständlich fehlerhaft, es kam hier auch nur darauf an, die bereits gefundenen Ergebnisse zu bestätigen. Daß die Oberhöhe auf die Verringerung der Beobachtungszahl von einer gewissen Grenze ab stärker reagiert als die Mittelhöhe, zeigt die Aufnahme Brigittenhof. Bei dieser schwanken die Stammzahlen zwischen 20 und 50, während sie im Falle Jagen 100 und 104 sich zwischen 50 und 100 bewegen. Hat man jedoch genügend Stämme gemessen, so zeigt es sich, daß tatsächlich eine herabgesetzte Streuung der Oberhöhen gegenüber den Mittelhöhen auftritt, wie wir dies theoretisch abzuleiten uns bemüht hatten.

Die Differenzen zwischen Ober- und Mittelhöhen sind, wie zu erwarten, recht unterschiedlich, man wird im Einzelfall aus ihnen kaum etwas Sicheres aussagen können. Betrachtet man aber die Streuungen dieser Differenzen, so stellt man fest, daß hier kein Selektionseffekt nachzuweisen ist, denn auch diese Differenzen müßten bei den Nachkommenschaften stärker streuen als in den Standards. Dies ist aber nicht der Fall, und wir werden hier stärkere Differenzierungen des Materials vornehmen müssen, um zu einer exakten Aussage zu gelangen. Für den Einzelfall also kann man bei Vergleich mit normalen Populationen als Standard keine sicheren Schlußfolgerungen ziehen.

Ich glaube, daß die geschilderten Verhältnisse genügen, um unsere Anschauung zu untermauern: Beim vorliegenden Material genügt die Angabe der Mittelhöhe, bei kleineren Pflanzenzahlen ist sie sogar sicher überlegen. Im Einzelfall der Nachkommenschaft können außer der Höhendifferenz keine sicheren Schlußfolgerungen gezogen werden, was die Verteilung der gemessenen Höhen anbetrifft. Wir haben keine Gelegenheit gehabt, dies an anderen Holzarten oder erblich einheitlicherem Material zu prüfen, halten es aber für möglich, daß beim Vergleich von Provenienzen untereinander, wenn es sich um größere Klimaunterschiede der Herkunftsgebiete handelt, oder beim Vergleich von Kreuzungsnachkommenschaften untereinander, diese Feinheiten auch im Einzelfall gesichert herausgearbeitet werden können.

Schiefheit der Verteilung.

Eine Konsequenz der Vorstellung polygener Bedingtheit des Wuchsvermögens ist die bei Selektion zu erwartende Änderung in der Asymmetrie der Verteilungskurven. Die Begründung wird nachher gegeben. Wir berechnen im nachfolgenden die Schiefheit nach der von Johannsen (nach 4) gegebenen Formel:

$$S = \frac{\Sigma z_i (x_i - M)^3}{n\,\sigma^3}.$$

Tabelle 1 gibt für die in den v. WETTSTEINschen gesichert über- oder unterlegenen Nachkommenschaften die Schiefheitswerte an. Wir haben also in dieser Wahl des Materials die oben angekündigte stärkere Differenzierung durchgeführt. Eine varianzanalytische Verrechnung des Materials empfiehlt sich zunächst nicht, wir können nur feststellen, daß die überlegenen Nachkommenschaften im Durchschnitt größere Schiefe aufweisen als die unterlegenen, wie dies zu erwarten war. Die Differenz ist jedoch noch nicht gesichert:

Überlegene: $M_{Sch.} = -0{,}607$ $s = 0{,}465$

Unterlegene: $M_{Sch.} = -0{,}380$ $s = 0{,}383$

$D = 0{,}227$; $m_D = 0{,}120$; $t = 1{,}89$.

Wir wollen aber feststellen, ob gesicherte Unterschiede zwischen den Kulturen vorliegen. Hierzu kann man ohne weiteres die Varianzanalyse durchführen. Dies ist in Tab. 2 und 3 (S. 184) geschehen. Wir stellen im Falle der Unterlegenen eine Sicherung im Z-Test für $p = 5\%$ fest, im Falle der Überlegenen ist die Sicherung allerdings schwach, doch ist der Wert des Z so groß, daß man in Anbetracht des gesicherten Wertes der Unterlegenen auch die hier vorliegenden Unterschiede als signifikant

Tabelle 1. *Schiefheit nach* JOHANNSEN.

Zusammenstellung der gesichert überlegenen Nachkommenschaften.

Nr.	Jg. 84	Jg. 100	Jg. 104	Brig.-hof	
M 23	$s = -0{,}271$	$-0{,}799$			
M 46	$+0{,}448$	$-0{,}858$	$-0{,}4417$		
M 48	$-0{,}491$	$-0{,}557$	$-0{,}675$		
M 66		$-0{,}747$	$-0{,}013$	$-2{,}208$	
M 67		$-0{,}506$	$-0{,}356$	$-0{,}850$	
M 69		$-0{,}764$	$-0{,}678$	$-0{,}725$	$M = -0{,}607$
M 72	$+0{,}414$	$+0{,}139$	$-1{,}053$	$-1{,}138$	
M 73			$-0{,}994$	$-1{,}068$	
M 80			$-0{,}700$	$-0{,}984$	
M 33	$-0{,}456$	$-1{,}098$			
M 37	$-0{,}744$	$-0{,}162$	$-0{,}761$		

Zusammenstellung der gesichert unterlegenen Nachkommenschaften.

Nr.	Jg. 84	Jg. 100	Jg. 104	Brig.-hof	
M 15		$-0{,}818$		$-0{,}013$	
M 31	$-0{,}527$	$-0{,}957$	$-0{,}226$		$M = -0{,}380$
M 74	$-0{,}532$	$-0{,}924$	$-0{,}095$	$-0{,}251$	
M 76	$-0{,}368$	$-0{,}651$	$-0{,}609$		
M 82			$-0{,}163$	$-0{,}586$	
M 83	$-0{,}509$		$-0{,}730$	$-0{,}199$	
M 87	$-0{,}216$	$-0{,}725$			
M 90	$-0{,}065$		$-0{,}196$		
M 91	$-0{,}759$		$+0{,}369$		

Tabelle 4. *Überlegene. Sortenziffern korrigiert nach Kulturen.*

Nr.	84	100	104	Brig.	S	M
23	1,403	1,614			3,017	1,509
46	0,684	1,673	1,556		3,913	1,304
48	1,623	1,372	1,789		4,784	1,595
66		1,562	1,127	3,115	5,804	1,935
67		1,321	1,470	1,757	4,548	1,516
69		1,579	1,792	1,632	5,003	1,668
72	1,546	0,954	1,167	1,045	4,712	1,178
73			2,108	1,975	4,083	2,042
80			1,814	1,891	3,705	1,853
33	1,588	1,913			3,501	1,751
37	1,876	0,977	1,875		4,728	1,567
	17,104	16,758	12,891	1,045	47,798	

M = 1,593

Nr.	84	100	404	Brig.	S	M^2	S	M_2
23	1,968	2,605			4,573	2,277	FG	= 4
								(1)
46	0,468	2,799	2,421		5,688	1,700	5,754	1,388
48	2,634	1,882	3,201		7,717	2,544	FG	= 3
								(6)
66		2,440	1,270	9,703	13,413	3,744	50,168	15,523
67		1,745	2,161	3,087	6,993	2,298	FG	= 2
								(4)
69		2,493	3,211	2,663	8,367	2,782	25,967	12,947
72	2,390	0,910	1,362	1,092	5,754	1,388		
73			4,444	3,901	8,345	4,170		
80			3,291	3,576	6,867	3,434		
33	2,522	3,660			6,182	3,066		
37	3,519	0,955	3,516		7,990	2,455		
	13,501	19,489	24,877	24,022	81,889			

	SAQ 2	FG		
Zwischen den Gruppen	1,878	10	$0{,}188 = \sigma_1^2$	$\sigma_1 = 0{,}433$
Innerhalb der Gruppen	3,871	19	$0{,}204 = \sigma_2^2$	$\sigma_2 = 0{,}452$
Insgesamt:	5,749	29	$0{,}198 = \sigma^2$	$= 0{,}445$

$$Z = \frac{0{,}433}{0{,}452} = 0{,}958 \quad \text{für } 5\%\ 1{,}5$$

ungesichert

Tabelle 2. *Überlegene.* (*Sämtliche S-Werte wurden zur Vereinfachung der Rechnung um 1 vermindert, das Vorzeichen ist so immer negativ.*)

	M 23	*M* 46	48	66	67	69	72	73	80	33	37	*S*	*M*		
Jg. 84	1,271	0,552	1,491				1,414			1,456	1,744	7,928	1,321		
Jg. 100	1,799	1,858	1,557	1,747	1,506	1,764	1,139			2,098	1,162	14,630	1,626		
Jg. 104		1,442	1,675	1,013	1,356	1,678	1,053	1,994	1,700		1,761	13,672	1,519		
Brig.				3,208	1,850	1,725	1,138	2,068	1,984			11,973	1,996		
	1 7,720	2 5,935	3 5,786	4 5,655	5 6,708	6 6,545	7 3,133	8 3,798	9 2,923		*M* = 1,607	48,203			
												S	*M*²	*S*	*M*²
Jg. 84	1,615	0,305	2,223				1,999			2,120	3,042	11,304	1,745	FG = 9	
Jg. 100	3,236	3,452	2,424	3,052	2,268	3,112	1,297			4,402	1,350	24,593	2,644	46,235	4,951
Jg. 104		2,079	2,806	1,026	1,839	2,816	1,109	3,976	2,890		3,101	21,642	2,307	FG = 6	
Brig.				10,291	3,423	2,976	1,295	4,277	3,936			26,198	3,984	37,502	5,729
	1 17,221	2 9,986	3 8,649	4 8,185	5 11,481	6 11,199	7 5,273	8 7,292	9 4,451			83.737			

$N = 30 \quad n = 4$

		SAQ	*FG*		
	Variabilität				
Zerlegung der Streuung:	Zwischen den Gruppen	= 1,473	3	$0{,}491 = \sigma_1^2$	$\sigma_1 = 0{,}702$
	Innerhalb der Gruppen	= 4,804	26	$0{,}185 = \sigma_2^2$	$\sigma_2 = 0{,}430$
	Insgesamt	= 6,277	29	$0{,}216 = \sigma^2$	$\sigma = 0{,}465$

Für Überschreitungswahrscheinlichkeit
1% finden wir $z = 2{,}1$
5% finden wir $z = 1{,}8$
als Sicherungsgrenze

$$z = \frac{0{,}702}{0{,}430} = 1{,}63$$

Tabelle 3. *Unterlegene.*

	15	31	74	76	82	83	87	90	91	*S*	*M*		
Jg. 84		1,527	1,532	1,368		1,509	1,216	1,065	1,759	8,976	1,282		
Jg. 100	1,818	1,957	1,924	1,651			1,725			9,075	1,815		
Jg. 104		1,226	1,095	1,609	1,163	1,730		1,196	0,631	8,650	1,236		
Brig.	1,013		1,251		1,586	1,199				5,049	1,262		
	1 4,584	2 5,835	3 6,487	4 5,522	5 4,671	6 2,261	7 2,390			31,750	*M* = 1,380		
										S	*M*²	*S*	*M*²
Jg. 84		0,278	2,347	1,871		2,277	1,479	1,134	3,094	12,480	1,644	*FG* = 7 23,945	3,172
Jg. 100	3,305	3,830	3,702	2,726			2,976			16,539	3,294	*FG* = 5 16,539	3,294
Jg. 104		1,503	1,199	2,589	1,353	2,993		1,430	0,398	11,465	1,528		
Brig.	1,026		1,565		2,515	1,438				6,544	1,593	*FG* = 4 6,544	1,593
	1 6,112	2 8,941	3 10,677	4 7,794	5 7,448	6 2,564	7 3,492			47,028			

$N = 23 \quad n = 4$

Zerlegung der Streuung:	Zwischen den Gruppen	1,254	3 *FG*	0,418	$\sigma_1 = 0{,}647$
	Innerhalb der Gruppen	1,982	19 *FG*	0,104	$\sigma_2 = 0{,}323$
	Insgesamt	3,236	22 *FG*	0,147	$\sigma = 0{,}383$

$$Z = \frac{0{,}647}{0{,}323} = 2{,}00$$

für Überschreitungswahrscheinlichkeit
1% wieder $Z = 2{,}2$
5% wieder $Z = 1{,}8$ als Sicherungsgrenze
Z also gesichert

Tabelle 5. *Unterlegene. Sortenziffern korrigiert nach Kulturen.*

Nr.	84	100	104	Brig.	S	M	S
15		1,633		0,920	2,553	1,277	8,596 $FG = 4$ (1)
31	0,659	1,772	1,340		3,771	1,257	20,052 $FG = 3$ (3)
74	1,664	1,739	1,209	1,158	5,770	1,443	18,842 $FG = 2$ (5)
76	1,500	1,466	1,723		4,689	1,563	
82			1,277	1,493	2,770	1,385	
83	1,641		1,844	1,106	4,591	1,530	
87	1,348	1,540			2,888	1,444	
90	1,197		1,310		2,507	1,254	
91	1,891		0,745		2,636	1,318	
	9,900	8,150	9,448	4,677	32,175	M = 1,399	

Nr.	84	100	104	Brig.	S	M^2		
15		2,667		0,846	3,513	1,631	2,082	
31	0,432	3,140	1,796		5,368	1,580	6,364	
74	2,769	3,024	1,462	1,341	8,596	2,082	8,944	
76	2,250	2,149	2,969		7,368	2,443		
82			1,631	2,229	3,860	1,918		
83	2,693		3,400	1,223	7,316	2,341		
87	1,817	2,372			4,189	2,085		
90	1,433		1,716		3,149	1,573		
91	3,576		0,555		4,131	1,737		
	14,970	13,352	13,529	5,639	47,490			

	SAQ	FG		
Zwischen den Gruppen	0,297	8	$\sigma_1^2 = 0{,}037$	$\sigma = 0{,}193$
Innerhalb der Gruppen	2,182	14	$\sigma_2^2 = 0{,}156$	$\sigma_2 = 0{,}395$
Insgesamt:	0,479	22	$\sigma^2 = 0{,}022$	$\sigma = 0{,}149$

$$z = \frac{0{,}193}{0{,}395} = 0{,}049 \text{ für } 5\% \; 1{,}6 \text{ ungesichert}$$

Korrektur der Sortenziffern nach Kulturen:

Jg. 84 $M = 17{,}904 : 13 = 1{,}377$ Korrektur $= +\,0{,}132$
Jg. 100 $M = 23{,}715 : 14 = 1{,}694$,, $= -\,0{,}185$
Jg. 104 $M = 22{,}323 : 16 = 1{,}395$,, $= +\,0{,}114$
Brig. $M = 16{,}022 : 10 = 1{,}602$,, $= -\,0{,}093$
$79{,}964 : 53 = 1{,}509$

ansehen kann. Es spielt also auch bei der Beurteilung eines so relativen Faktors wie der Schiefheit der Standort eine entscheidende Rolle.

Wir können nun die Sortenziffern über die Kulturunterschiede korrigieren: Dies ist in der Rechnung der Tab. 4 und 5 geschehen. Bezeichnenderweise sind die Korrekturfaktoren der Bonität nach zu ordnen:

Jg. 100	I. Bon. Korrekturfaktor	$-\,0{,}185$
Jg. 84	III. Bon.	$+\,0{,}132$
Brig.	II. Bon.	$-\,0{,}093$
Jg. 104	III (z. T. IV.) Bon.	$+\,0{,}114$

Die Varianzanalyse auf Sortenunterschiede nach der Korrektur ergibt innerhalb der beiden Gruppen von Nachkommenschaften eindeutig ungesicherte Differenzen in der Schiefheit. Wir vergleichen aber jetzt die beiden Gruppen untereinander:

Überlegene: $M_{Sch.} = -\,0{,}593$ $s = 0{,}149$
Unterlegene: $M_{Sch.} = -\,0{,}399$ $s = 0{,}445$ m
$D = 0{,}184$; $m_D = 0{,}0305$; $t = 6{,}03$.

Also eine ausgezeichnete gesicherte Differenz an allen üblichen Überschreitungswahrscheinlichkeiten.

Zusammenfassend könnte man also sagen, daß sich die Höhenverteilung der Nachkommenschaften jeder Gruppe untereinander nicht, die der beiden Gruppen aber wesentlich unterscheiden.

Wir wollen noch sehen, ob sich die Differenzen zwischen Ober- und Mittelhöhe den Schiefheiten gegenüber verhalten, wie wir dies theoretisch erwarten müssen. Aus Tab. 6 ergibt sich das Folgende:

Tabelle 6. *Differenzen zwischen Mittel- und Oberhöhe. Überlegene.*

Nr.	Jg. 84	Jg. 100	Jg. 104	Brig.		S	M
M 23	0,94	1,04				1,98	0,99
M 46	0,25	0,79	1,10			2,14	0,71
M 48	0,77	1,27	1,14			3,18	1,06
M 66		1,25	1,24	0,72		3,21	1,07
M 67		1,18	1,14	0,99		3,31	1,10
M 69		1,36	1,28	1,04		3,68	1,23
M 72	1,19	0,83	1,18	0,79		3,99	1,90
M 73			0,99	0,93		1,92	0,94
M 80			0,92	0,59		1,51	0,76
M 33	1,05	1,06				2,11	1,06
M 37	0,80	1,23	0,77			2,80	0,93
	5,00	10,01	9,76	5,06	$M = 0{,}99$	29,83	

Unterlegene.

Nr.	Jg. 84	Jg. 100	Jg. 104	Brig.		S	M
M 15		1,20		1,10		2,30	1,15
M 31	1,18	1,12	1,14	0		3,44	1,15
M 74	0,92	1,48	1,32	1,31		5,03	1,23
M 76	1,22	1,28	1,05			3,55	1,18
M 82			1,07	1,33		2,40	1,20
M 83	1,13		1,19	0,33		2,65	0,88
M 87	1,01	1,35				2,36	1,18
M 90	1,59		1,17			2,76	1,38
M 91	0,91		1,68			2,59	1,29
	7,96	6,43	8,62	4,07	$M = 1{,}18$	27,08	

Korrekturfaktoren:

Jg. 84	Kult. Mittel	1,00	$+\,0{,}07$ = Korrektur
Jg. 100	,, ,,	1,17	$-\,0{,}10$
Jg. 104	,, ,,	1,15	$-\,0{,}08$
Brig.	,, ,,	0,91	$+\,0{,}16$
Gesamtmittel:		1,07	

Die Korrekturfaktoren sind nicht so gut differenziert wie bei der Schiefheit, auch nicht gleichsinnig. Man kann nur annehmen, daß die aus allen Werten berechnete Schiefheit bedeutend mehr aussagt als die auf wenige aufgebaute Oberhöhe. Vergleichen wir aber die beiden Gruppen untereinander, so finden wir die erwartete Differenz gleichgerichtet mit der der Schiefheiten: Der größeren Schiefheit entspricht der kleinere Wert Oberhöhe–Mittelhöhe und umgekehrt, eine Tatsache, die wir als ausreichende Bestätigung werten wollen.

Die Streuung.

Hier ist es von vornherein klar, daß die Streuung vom Alter und der Bonität einer jeden Versuchskultur abhängen muß. Wir nehmen also für jede Gruppe von vornherein nur die Abweichungen der jeweiligen Sortenstreuung von der mittleren Streuung der gesamten Kultur, wie dies in Tab. 7 gezeigt ist. In Tab. 8 und 9 ist wieder die Varianzanalyse durchgeführt. Wieder finden wir innerhalb der beiden Gruppen keine gesicherten Unterschiede, wohl aber ist die Differenz zwischen den beiden Gruppen gesichert:

$$D = 19{,}3; \quad m_D = 3{,}5; \quad t = 5{,}51.$$

Unsere Annahme, daß die in beiden Gruppen enthaltenen Nachkommenschaften unter sich genotypisch annähernd gleichwertig sind, die beiden Gruppen untereinander aber grundsätzlich unterschieden, findet also auch hier wieder ihre Bestätigung.

Wegen der geringen Beobachtungszahlen je Sorte (2—4) ist noch der Nachweis zu führen, daß tatsächlich eine Erhöhung des Z-Wertes eintritt, wenn man beide Gruppen zusammen verrechnet. Wir finden, wenn wir die Streuungen aus Tab. 6 dafür heranziehen, $Z = 1{,}29$, erwartet für $p = 5\%$, $Z = 1{,}4$, was zwar der Sicherungsgrenze nahekommt, aber noch keine Beweiskraft hat. (Die Angaben über die Sicherungsgrenze wurden (4) entnommen.) Verrechnet man die Schiefheiten beider Gruppen zusammen varianzanalytisch, so erhält man ebenfalls kein sicheres Z, nämlich $Z = 0{,}850$. Wegen der geringen Beobachtungszahl je Sorte können wir unsere Vorstellung also lediglich aus der signifikanten Differenz zwischen beiden Gruppen herleiten. Wie kommt es nun aber, daß die Streuungen bei den Gruppen sich so sicher unterscheiden, und warum sind gerade die unterlegenen Nachkommenschaften mit größerer Streuung ausgestattet? Wir wollen versuchen, auch dies auf rein rechnerischer Grundlage zu beantworten. In Abb. 1 ist eine normale Verteilung verglichen mit einer auf gleicher Basis konstruierten schiefen Verteilung, die etwa unseren durch Dichtstand usw. entstandenen Höhenverteilungen entspricht. Abb. 2 gibt zum Vergleich dazu ein praktisches Beispiel, das zeigen soll, daß die in Abb. 1 angenommenen Verhältnisse tatsächlich mit der Wirklichkeit korrelieren. Die Koordinaten zu Abb. 1 gibt Tab. 10. Errechnet man aus den Werten dieser Tabelle die Streuungen beider Verteilungen, so ergibt sich, daß tatsächlich die schiefe

Tabelle 7. *Streuungen überlegener Nachkommenschaften.*

Nr.	Jg. 84	Jg. 100	Jg. 104	Brig.hof
M 23	0,67 — 0,13	0,82 — 0,16		
M 46	0,65 — 0,15	0,71 — 0,27	0,88 — 0,07	
M 48	0,67 — 0,13	1,06 + 0,08	0,99 + 0,04	
M 66		1,02 + 0,04	0,91 — 0,04	0,63 — 0,24
M 67		0,93 — 0,05	0,92 — 0,03	0,85 — 0,02
M 69		1,16 + 0,18	1,07 + 0,12	0,86 — 0,01
M 72	0,78 — 0,02	0,98 ± 0	0,91 — 0,04	0,78 — 0,09
M 73			0,86 — 0,09	0,81 — 0,06
M 80			0,79 — 0 16	0,73 — 0,14
M 33	0,63 — 0,17	1,01 + 0,03		
M 37	0,70 — 0,10	0,86 — 0,12	0,67 — 0,28	
Mittel der Kult.:	0,80	0,98	0,95	0,87

Unterlegene Nachkommenschaften.

Nr.	Jg. 84	Jg. 100	Jg. 104	Brig.hof
M 15		1,06 + 0,08		0,88 + 0,01
M 31	0,88 + 0,08	1,13 + 0,15	0,89 — 0,06	
M 74	0,80 ± 0	1,34 + 0,36	1,00 + 0,05	1,06 + 0,19
M 76	1,09 + 0,29	1,08 + 0,10	0,85 — 0,10	
M 82			0,93 — 0,02	1,27 + 0,40
M 83	1,02 + 0,22		1,01 + 0,06	1,20 + 0,33
M 87	0,82 + 0,02	1,24 + 0,26		
M 90	1,18 + 0,38		0,88 — 0,07	
M 91	0,82 + 0,02		1,14 + 0,19	

Tabelle 8. *Unterlegene.*

	84	100	104	Br.	S	M	84	100	104	Br.	S	M^2	S	M^2
M 15	19	19		12	31	15,5		361		144	505	240,25	*FG*	4
M 31	19	26	5		50	16,7	361	676	25		1062	278,89	3486	676,00
M 74	11	47	16	30	104	26,0	121	2209	256	900	3486	676,00	*FG*	3
M 76	40	21	1		62	20,7	1600	441	1		2042	428,49	6353	1668,38
M 82			9	51	60	30,0			81	2601	2682	900,00	*FG*	2
M 83	32		17	44	93	31,0	1024		289	1936	3249	961,00	8211	2951,50
M 87	13	37			50	25,0	169	1369			1538	625,00		
M 90	49		4		53	26,5	2401		16		2417	702,25		
M 91	13		30		44	22,0	169		900		1069	484,00		
	177	150	82	137	546		1 6287	2 8645	3 2218	4 900	18050			

Zwischen den Gruppen $13612{,}14 - 12962{,}57 = 649{,}57 : 8 = 81{,}20$ $\quad \sigma_1 = 9{,}01$

Innerhalb der Gruppen $18050 - 13612{,}14 = 4437{,}86 : 14 = 316{,}99$ $\quad \sigma_2 = 17{,}8$

Insgesamt: $18050 - 12962{,}57 = 5087{,}43 : 22 = 231{,}25$ $\quad \sigma = 15{,}2$

$$Z = \frac{9{,}01}{17{,}8} = 0{,}51 \qquad \text{gef. für } p = 5\%\ Z = 1{,}8$$

Diff. Unterl.-Überl. $(-6{,}6) - (+12{,}7) = 19{,}3$

$$m_D = 3{,}5 \qquad t = 5{,}51$$

Die Sortenziffern geben aus Gründen der Vereinfachung die Abweichung der jeweiligen Streuung zum Kulturmittel erhöht im Falle der Überlegenen um 0,30, im Falle der Unterlegenen um 0,11, um Werte gleichen Vorzeichens zu erhalten.

Tabelle 9. *Überlegene.*

	84	100	104	Br.	S	M	84	100	104	Br.	S	M^2	S	M^2
M 23	17	14			31	15,5	289	196			485	240,25	*FG*	= 4
M 46	15	3	23		41	13,7	225	9	529		763	187,69	2801	691,69
M 48	17	38	34		89	29,7	289	1444	1156		2889	882,09	FG	= 3
M 66		34	26	6	66	22,0		1156	676	36	1868	484,00	13435	4121,65
M 67		25	27	28	80	26,7		625	729	784	2138	712,89	FG	= 2
M 69		48	42	29	119	39,7		2304	1764	841	4909	1576,09	3212	1500,50
M 72	28	30	26	21	105	26,3	784	900	676	441	2801	691,69		
M 73			21	24	45	22,5			441	576	1017	506,25		
M 80			14	16	30	15,0			196	256	452	225,00		
M 33	13	33			46	23,0	169	1089			1258	529,00		
M 37	20	18	12		50	16,7	400	324	144		868	278,89		
	110	243	225	124	702		6878	7963	4166	441	19448			

$M = 23{,}4$

Zwischen den Gruppen $18132 - 16426{,}8 = 1705{,}91 : 10 = 170{,}59$ $\quad \sigma^2 = 13{,}1$
Innerhalb der Gruppen $19448 - 18132{,}71 = 1315{,}29 : 19 = 69{,}23$ $\quad \sigma^1 = 8{,}32$
Insgesamt: $19448 - 16426{,}8 = 3021{,}2 : 29 = 104{,}18$ $\quad \sigma = 10{,}2$

$$Z = \frac{13{,}1}{8{,}32} = 1{,}57 \quad \text{gef. für } p = 5\% \quad Z = 1{,}6$$

Tabelle 10. *Schiefheit und Streuung.*

Es sind — für die Normalkurve $M = \pm 0 \quad s = 1{,}025$ — für die schiefe Kurve $M = +0{,}1655 \quad s = 0{,}97$

0,486%	1,654	4,3057	9,2848	14,9883	19,1462	19,1462	14,9883	9,2848	4,3057	1,654	0,486%

—3,0 —2,5 —2,0 —1,5 1,0 —0,5 ±0 +0,5 +1 +1,5 +2,0 +2,5 +3,0

2,75	2,25	1,75	1,25	0,75	0,25	0,25	0,75	1,25	1,75	2,25	2,75
—0,2	—0,4	—1,0	—2,0	—3,0	—2,0	+1	+4	+3	+0,6		
0,286	1,254	3,3057	7,2848	11,9883	17,1462	20,1462	18,9883	12,2848	4,9057	1,654	0,486

3,0 2,5 2,0 1,5 1,0 —0,5 ±0 +0,5 1,00 1,5 2,0 2,5 3,0

2,75	2,25	1,75	1,25	0,75	0,25	0,25	0,75	1,25	1,75	2,25	2,75

Kurve eine geringere Streuung ergibt. Aus diesen rein rechnerischen Unterschieden ergibt sich wohl die einfachste Erklärung der Verhältnisse zwischen beiden

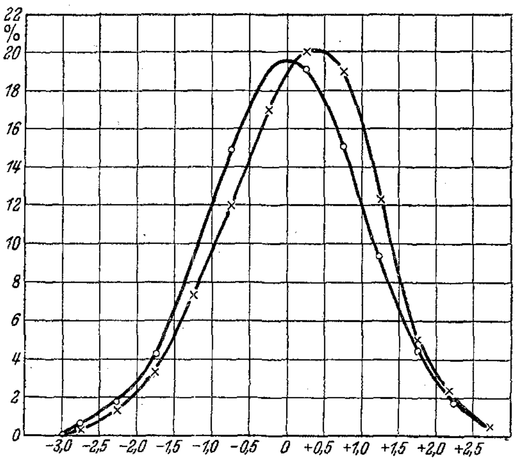

Abb. 1. Graphische Darstellung der Tabelle 10.

Nachkommenschaftsgruppen. Die Verteilung mit der größeren Schiefheit (die Überlegenen) weisen die geringere Streuung auf.

Die zu erwartende Form der Verteilungskurve der Höhen bei Einzelstammnachkommenschaften oder Kreuzungen innerhalb der Provenienz.

Geht man davon aus, daß die Höhenwuchsleistung polygen bedingt ist, so ergeben sich bestimmte Bedingungen, die man an die Verteilungskurven zu stellen hat. Im allgemeinen stellt man sich das Selektionsschema vor, wie dies in der Abb. 2 dargestellt ist. Es ist jedoch zu beachten, daß diese Zerlegung der Population nur zutrifft, wenn man reine Linien mischt.

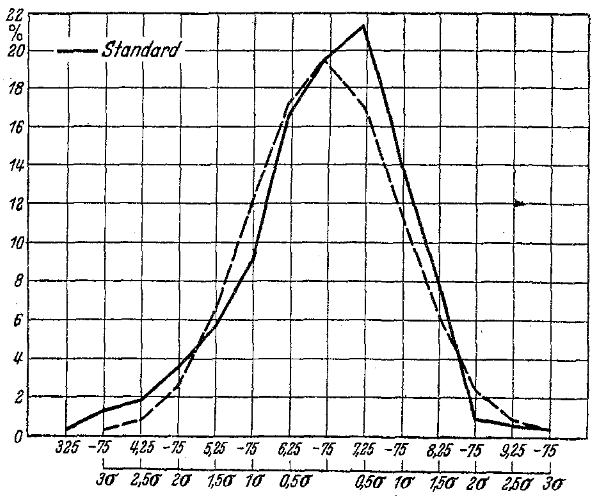

Abb. 2. Verteilung der Höhen in einer Kieferndickung (ausgezogenen Kurve) im Vergleich zur Normalverteilung (gestrichelt) über gleicher Streuung.

Stellt man sich die Population vor als zusammengesetzt aus den uns in praxi begegnenden Kreuzungsnachkommenschaften, so muß man bei diesen ausgeprägte Asymmetrie annehmen, wie dies in Abb. 4 dargestellt ist. Die Ableitung kann man jedem besseren Lehrbuch der Vererbungslehre entnehmen.

Bei der Selektionsarbeit müssen uns also derartige Verteilungen laufend vorkommen. Den Nachweis, daß dies tatsächlich so ist, haben wir uns zu führen bemüht. Gleichzeitig wird aber auch darauf hingewiesen, daß die Asymmetrie eine natürliche Folge des Dichtstandes ist, wie dies MÜNCH (5) eingehend begründet. Andererseits ist aber auch der Standort für die Größe

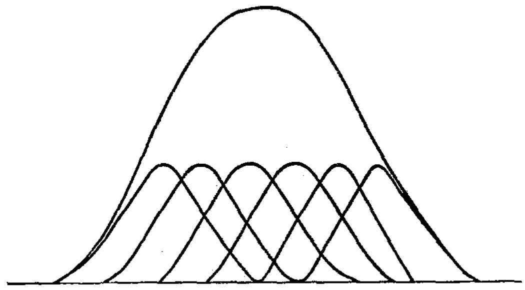

Abb. 3. Zusammensetzung der Verteilung einer Population bei Mischung von reinen Linien.

des Schiefheitsmaßes bestimmend. MÜNCH (5) gibt weiter andere Ursachen der Schiefheit an, wie Frostempfindlichkeit usw. Durch diese Vielfalt der bestimmenden Faktoren wird der Wert der direkten Beurteilung einer Sorte nach deren Schiefheit sehr proble-

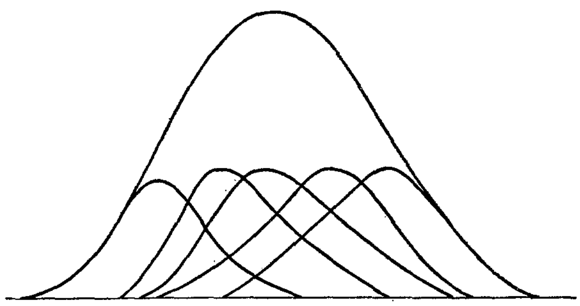

Abb. 4. Zusammensetzung einer Population aus Kreuzungsnachkommenschaften.

matisch. Die Kiefer ist hier insofern ein geeignetes Objekt, als man bei ihr die hauptsächlichste Ursache der Störung der Schiefheit, die Frostgefährdung, als nicht vorhanden voraussetzen kann, wenn man innerhalb der Provenienz ausliest. Alle die außerhalb des Einflusses der Wuchsgene liegenden Faktoren beeinflussen die Schiefheit weit mehr als diese selbst.

Beurteilung der Bedeutung der Verteilungscharakteristika für die praktische Züchtung.

Wir haben gesehen, daß die Mittelhöhe zusammen mit der Streuung ein hinreichendes Charakteristikum für die Höhenwuchsleistung einer Sorte bei der Kiefer ist. Oberhöhe und die mit ihr eng korrelierte Schiefheit sind entbehrlich. Es würde sich lohnen, dies für Versuche mit anderen Holzarten zu prüfen. Von großer Bedeutung ist dies für die Anlage von vergleichenden Versuchen nach modernen Methoden mit geringen Stammzahlen. Man kann sich bei diesen nämlich zunächst nur auf die Mittelhöhe stützen, da, wie wir gesehen haben, der Wert der anderen Merkmale bei geringen Stammzahlen problematisch wird. Es muß jedoch Wert darauf gelegt werden, daß die Unterlagen für die Rechnung an exakt vergleichbarem Material gewonnen werden, da auch der Standort diese Merkmale stark beeinflußt. Geht man jedoch davon aus, daß für die Verteilung allein die Wuchsgene verantwortlich sind, so sind diese Merkmale entbehrlich. In Verbindung mit der Streuung dürfte auch in allen anderen Fällen die Mittelhöhe alles Wissenswerte aussagen. Der exakteste Vergleich wäre zweifellos der Vergleich von unter der Verteilungskurve gelegenen Teilflächen. Wegen der komplizierten Zusammenhänge bei der Gestaltung der Kurve im Einzelfall halten wir aber auch dies im Einzelfall für undurchführbar, denn um hier zu voller Sicherheit zu kommen, wäre eine Unzahl umfangreicher Versuche notwendig, die wir uns kaum leisten können. Ich glaube aber hier gezeigt zu haben, daß wir uns ein sicheres Urteil über Wuchsleistung allein aus der Mittelhöhe und Streuung durchaus bilden können. Hier kann vielleicht noch die Frage gestellt werden, ob nicht die relative Variabilität, ausgedrückt durch den Variabilitätskoeffizienten, geeignet ist, neue Einblicke zu schaffen. Beim vorliegenden Material ist das nicht der Fall, wie aus einfacher Überlegung hervorgeht. Denn die Höhenunterschiede sind gering und der zweite Bestandteil des Koeffizienten, die Streuung innerhalb der beiden von uns nach der Mittelhöhe ausgeschiedenen Gruppen, wenig variabel.

Die Vorstellung von Wuchsgenen allerdings erscheint uns nach genauer Sichtung des v. WETTSTEINschen Materials in der Form, wie BEHRENDT ihre Wirksamkeit formuliert, nicht mehr haltbar. Vielmehr wird man nicht umhin können, neben den die Endgröße des Wachstums bestimmenden Genen auch Erbanlagen anzunehmen, die den Wachstumsrhythmus, die Eigenzeit des Organismus, bestimmen, um so zu einer umfassenden und der Tatsache des Umsetzens gerecht werdenden Theorie zu kommen. Diese Vorstellung steht keineswegs im Gegensatz zu den oben entwickelten Zusammenhängen.

Eine Schwäche der gezeigten Rechnungen soll hier nicht verschwiegen werden. Sie ist begründet durch die Nachbarschaftskorrelation, deren Wirkungen gerade bei der v. WETTSTEINschen Versuchsanordnung sehr groß sein müssen (eine Reihe der Versuchssorte zwischen Standards). Ich glaube aber, daß ihnen eine hohe Wahrscheinlichkeit zukommt.

Zusammenfassung.

1. Untersuchungen an Kieferneinzelstammabsaaten v. WETTSTEINS über die Höhenverteilung haben gezeigt, daß Mittelhöhe und Streuung für sich bei der Beurteilung des genannten Materials allen Anforderungen genügen.

2. Um aus anderen Merkmalen Sicheres aussagen zu können, muß die Beobachtungszahl sehr hoch gehalten werden. Gezeigt wurde dies an der Oberhöhe, der Differenz Oberhöhe–Mittelhöhe und der Schiefheit. Die beste Kennzeichnung der Asymmetrie und damit der Oberhöhe bei geringeren Beobachtungszahlen ist durch das Schiefheitsmaß gegeben, da hier alle Werte verrechnet werden können.

3. In großen Zügen konnte die Übereinstimmung der Ergebnisse mit der Theorie der Polymerie in bezug auf das Höhenwachstum gezeigt werden. Sichere Unterschiede zeigten sich, wenn der Durchschnitt der an überlegenen Nachkommenschaften gewonnenen Ergebnisse mit dem Durchschnitt der Unterlegenen verglichen wurde. Der Einfluß des Standortes auch auf die relativen Maße, wie Schiefe usw., wurde gesichert bestimmt.

5. An Hand von Beispielen wurden Fehlermöglichkeiten bei der Versuchsanlage und die Notwendigkeit vorsichtiger Beurteilung gezeigt.

Literatur.

1. LANGNER, W.: Kreuzungsversuche mit *Larix europaea* D. G. und *Larix leptolepis* GORD. (1. Teil.) Z. f. Forstgenetik und Forstpflanzenzüchtung. Heft 1, S. 2—18. (1951). — 2. TEDIN, O.: Handbuch der Pflanzenzüchtung, Bd. 1, Abschn. „Biologische Statistik". Berlin: Paul Parey, (1939). — 3. WECK: Forstliche Zuwachs- und Ertragskunde. Radebeul: (Neumann, (1948). — 4. WEBER, E.: Grundriß der biologischen Statistik. Jena: Gustav Fischer, (1949.) — 5. MÜNCH, E.: Beiträge zur Forstpflanzenzüchtung. München: Bayer. Landwirtschaftsverlag (1948.)

BUCHBESPRECHUNGEN.

HANDBUCH DER PFLANZENZÜCHTUNG. Herausgegeben von TH. ROEMER und W. RUDORF. 31. Lieferung, Bd. V, Bogen 24—32, 30 Textabbildungen, S. 369—508. Berlin: Parey 1950. Preis brosch. DM 13.—.

GUSTAV BECKER und **PAUL VOGEL, Rettich und Radies,** ***Raphanus Raphanistrum sativus*** var. ***esculentus*** **METZGER, ALEF.**

Die Abhandlung über Rettich und Radies wird in dieser letzten Lieferung des Schlußbandes fortgesetzt. Bei Ermittlungen von Werteigenschaften erschwert starke Modifizierbarkeit von Form und Größe durch kulturelle Maßnahmen, wie Verwendung verschiedener Saatkorngrößen, Saattiefe, Düngung, Standweite, Treib-Freilandkultur, die Selektion. So beeinflußt z. B. Größe der Körner Größe der daraus sich bildenden Knollen, ist ihr Längen- : Breitenverhältnis abhängig von der Saattiefe und hängt Platzfestigkeit von Kulturbedingungen ab. Zum Erkennen erblich wertvoller Eigenschaften wird es also notwendig, möglichst nachteilige Anbaubedingungen zu treffen, um diejenigen Individuen ausfindig machen zu können, welche gesuchte Eigenschaften, genetisch bedingt, zeigen. Zur exakten Feststellung der Unterschiede von Werteigenschaften werden Bestimmungs- und Prüfungsmethoden angegeben. Bei genauer Beachtung von Vegetationsrhythmus und Photoperiodismus ist es, unter Wahrung entsprechender Anbaubedingungen und Sortenwahl, möglich, während des ganzen Jahres marktfähige Ware zu liefern. Eine tabellarische Übersicht (nach BECKER-DILLINGEN) in Zeitgruppen geordnet, gibt über Standort, Saat- und Erntezeit Auskunft. Über Züchtung auf Geschmack und Nährwert, die bisher kaum Beachtung fand, erhält man durch die von SCHUPHAHN und REINHOLD ausgearbeiteten Methoden Anhaltspunkte. Es handelt sich dabei um noch wenig erforschte Eigenschaften, deren komplexe Natur noch manches Rätsel aufgeben wird. Allein für den Senfölgehalt, der den scharfen Geschmack bedingt, sind bereits Unterlagen vorhanden. Hervorgehoben werden interessante Beziehungen zwischen ihm und Stärke des Befalls von Rettichfliegenmade (*Chortophila floralis*), sie könnten dazu dienen, resistente Sorten dagegen zu bekommen. Verfasser beschreiben dann analytische Methoden zur Beurteilung der Nachkommenschaften nach Farbe, Form und Reifezeit, sie berichten über Vererbungsverhältnisse der Werteigenschaften. Ausführungen über spezielle Zuchtmethoden sowie solche für Leistungsprüfungen und Hinweise auf Merkmale für das Sortenregister beschließen die Ausführungen. Zu begrüßen ist die dem Schrifttumsnachweis angefügte Bemerkung der Verfasser, daß seit Abschluß der Niederschrift 1943 keine Veröffentlichungen erschienen sind, welche die von ihnen erörterten Ergebnisse wesentlich ändern. Allein das Kapitel „Experimentelle Polyploidie" (S. 366) bedürfte nach inzwischen erzielten Erfolgen bzw. Bestätigungen früherer Mutmaßungen der Erweiterung, sie ist für eine demnächst erscheinende Veröffentlichung angekündigt.

Sellerie, *Apium graveolens* L.

Im Altertum diente Wildsellerie neben Verwendung als Heilpflanze vornehmlich kultischen Zwecken, die Pflanze bedeutete den Alten Trauer und Tränen, ihr starker Duft sollte bei Bestattungen den Leichengeruch übertönen. Spät im Mittelalter erfährt man etwas von ihr und findet sie in Kräuterbüchern Erwähnung, erst im 18. Jahrhundert allgemeine Einbürgerung in den Gemüsegärten. Sie verdrängte die bis dahin sehr beliebte Pastinake. Seitdem haben sich drei Kulturformen herausgebildet: Knollen-, Bleich- und Schnittsellerie. Ausgangsmaterial für die Züchtung bilden je nach Verwendungszweck vorhandene Sorten, die sämtlich der Verbesserung bedürfen. Vorerst bieten sie genügend Möglichkeiten, allein durch Auslesen Erfolge erwarten zu lassen, so daß Rückgriffe auf Wildformen heute unnötig erscheinen. Verfasser befanden sich in der schwierigen Lage, über Variabilität und Vererbung der Werteigenschaften von Knollensellerie, der für uns die größte Bedeutung besitzt, nur auf eigene Erfahrungen angewiesen zu sein. Soweit in der Literatur über Sellerie bereits Veröffentlichungen anzutreffen sind, beziehen sie sich fast ausschließlich auf Bleichsellerie. Nur vereinzelte Rückschlüsse lassen sich daraus auf knollenbildende Formen ziehen. Ertrag und Gestalt der Knollen waren bisher am stärksten beachtete Eigenschaften, um deren Verbesserung man sich bemühte. Neuerdings sind zwischen beiden gewisse Beziehungen festgestellt worden, insofern Auswahl nach bestimmten Formenmerkmalen den Ertrag erheblich zu beeinflussen vermag. Er kann nämlich nicht nur durch Steigerung des Gesamtknollengewichtes sondern auch indirekt, durch Verminderung für den Verbrauch sonst nutzlosen Abfalles (Menge des Gesamtwurzelwerkes, Art des Wurzelansatzes und Stärke der Wurzelwülste) erhöht werden. Bei großer Variabilität der äußeren Gestalt, die auf ausgesprochen hohe Polymerie schließen läßt, gelingt es, vielerlei Typen rein zu erhalten, wobei die bisher weniger beliebte Walzenform biologische Eigenschaften zeigt, denen bisher betriebener Formalismus wird weichen müssen. So werden künftig Festigkeit und Geschmack des Fleisches, seine geringe Maserung, Schwarzkochen und Haltbarkeit der Knollen als mehr zu beachtende Zuchtziele zu gelten haben. Analog den analytischen Methoden bei Rettich und Radies werden Methoden objektiver Beurteilung und spezielle Zuchtwege aufgezeigt sowie Merkmale für das Sortenregister beschrieben.

LUDWIG ARNOLD SCHLÖSSER, Kürbisgewächse, ***Cucurbitaceae.***

1. Kürbis, *Cucurbita* spec.

Von 10 bisher bekannt gewordenen Kürbisarten können 5 als Kulturpflanzen betrachtet werden, deren systematische Zusammenhänge nach neueren russischen Forschungen sich anders als bisher angesehen verhalten. Die in Amerika beheimateten und dort in Kultur genommenen Formen unterscheiden sich von den in Asien genutzten durch gröberen Habitus, sie haben größerere und rauher behaarte Blätter sowie längere und stärkere Stengel. Obwohl die Pflanze außerordentlich große Mengen an Nährwerten zu erzeugen vermag, hat sie noch wenig züchterische Beachtung gefunden. Denn im Vergleich zu Futter- und Kohlrüben, Möhren oder Mais liefert Kürbis nicht nur höchste Roh- sondern auch höchste Eiweißerträge und Stärkewerte. Die Fähigkeit, selbst in Trockengebieten derartige Leistungen zu vollbringen, sollte die Aufmerksamkeit auf diese Pflanze eigentlich stärker gelenkt haben. Allerdings stehen dem Großanbau bisher wohl die Bewältigung der oft riesigen, schwer zu handhabenden Früchte sowie deren noch fehlende wohlfeile Aufarbeitung im Wege. Anstatt einer geringeren Anzahl überschwerer Früchte müßten Sorten mit kleineren, leichter zu bewegenden, dafür aber zahlreicheren Früchten bei gleichbleibend hohen Erträgen geschaffen werden. Bei ausgeglicheneren, kleineren Früchten würden sich auch Entkernen und Verwertung der Samen leichter bewerkstelligen lassen. Daß als Zuchtziel auch Samenertrag sowie deren Gehalt an Fett und Eiweiß, ihre Schalenlosigkeit und Nichtranken