

Stengel. In einem Fall fanden wir bei 9 von 28 stark befallenen Pflanzen an den unteren Stengelinternodien Verbänderungen (Abb. 2). Die Abnormitäten der einzelnen Organe blieben auf die unteren Sproßabschnitte beschränkt. Trotzdem unterschieden sich auch ältere, stark infizierte Pflanzen meist noch deutlich von den nicht infizierten durch ihre mehrstengelige Wuchsform (Abb. 3).

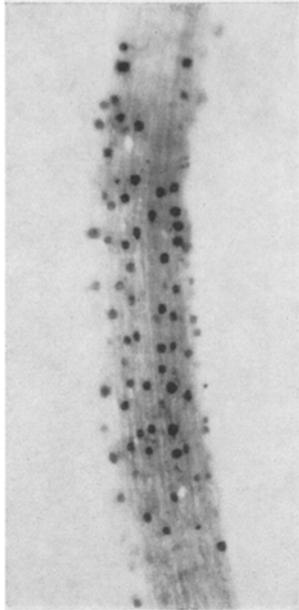


Abb. 4. Hypokotyl einer Keimpflanze mit *Prosovi*. Vergrößerung 25X.

Da eine größere Anzahl der stark infizierten Keimpflanzen einging, war es nicht möglich, das Verhalten von *Synchytrium endobioticum* auf Keimpflanzen mit dem auf den Keimen der zugehörigen Knollen zu vergleichen.

Um diesen Vergleich zu ermöglichen, müßten die Keimpflanzen so infiziert werden, daß nach der Infektion auch die stark befallenen weiterwachsen und Knollen ausbilden. Das könnte man dadurch erreichen, daß man versucht, nur das Hypokotyl, nicht aber den Vegetationspunkt und die Kotyledonen zu infizieren.

Das Hypokotyl konnten wir mit gutem Erfolg an keimenden Samen infizieren, wenn die Samenschale noch die Kotyledonen und den Vegetationspunkt umschloß. Im übrigen führten wir die Infektion in der oben beschriebenen Weise durch. Nach der Infektion übertrugen wir die Keimpflanzen in Petrischalen; an den ungefähr vierzehn Tage alten Pflanzen stellten wir mit Hilfe eines Präpariermikroskops das Infektionsergebnis fest. Dabei konnten wir den Krebserreger nur am Hypokotyl nachweisen (Abb. 4), die Wurzel war völlig befallsfrei geblieben.

Anschließend wurde ein Teil der Pflanzen im Gewächshaus angezogen, der Rest auf verseuchtem Feld ausgepflanzt. Bei der Ernte der letzteren fanden wir Wucherungen an zehn Stauden, die auch schon als Keimpflanzen befallen gewesen waren. Von den übrigen Pflanzen infizierten wir die Knollenkeime nach dem Verfahren von LEMMERZAHN (1931). In der Tabelle sind die Infektionsergebnisse an den Keimpflanzen denjenigen an den Knollenkeimen gegenübergestellt.

Kreuzung	Keimpflanzen		Reaktion der Keime an den Knollen	
	Reaktion	Anzahl	Anzahl befallen	Anzahl nicht befallen
Deodara × Deodara	befallen	60	60	0
	nicht befallen	10	10	0
Star × Star	befallen	6	6	0
	nicht befallen	52	7	45

Bemerkenswert ist, daß bei den als Keimpflanzen befallenen Sämlingen auch ausnahmslos die Knollenkeime befallen wurden. Dagegen stimmte bei den Sämlingen, die als Keimpflanzen keinen Befall zeigten, das Verhalten nicht in allen Fällen mit dem der Knollenkeime überein.

Mit dem beschriebenen Verfahren ist demnach eine Vorselektion von krebsanfälligen Pflanzen möglich. Die nicht befallenen Keimpflanzen müssen weiterkultiviert und einer nochmaligen Prüfung unterzogen werden.

Zusammenfassung

Es wird eine Methode zur Infektion von keimenden Kartoffelsamen mit *Synchytrium endobioticum* beschrieben, die eine schnelle Ausmerzung von krebsanfälligen Formen ermöglicht.

Literatur

1. LEMMERZAHN, J.: Zur Methodik der Krebsprüfung von Kartoffelstämmen. *Der Züchter* 3, 138—152 (1931).
2. SPIECKERMANN, A. u. P. KOTTHOFF: Die Prüfung von Kartoffeln auf Krebsfestigkeit. *Dt. landw. Presse* 51, 114—115 (1924).

Aus dem Institut für Landw. Botanik der Universität Bonn

Die Bedeutung der Transformation für die Versuchsanalyse, insbesondere bei Bonituren mit beliebiger Breite der Boniturskala

Von F. WEILING

Die Notwendigkeit der Prüfung von Beobachtungs- und Versuchsergebnissen mit Hilfe biometrischer Methoden ist im Bereich naturwissenschaftlicher Forschung heute weitgehend anerkannt. Auch die Vorteile der stochastischen Analyse, insbesondere der Streuungserlegung (Varianzanalyse), zur Klärung der Zusammenhänge bei biologischen Vorgängen sind vielfach bekannt. Leider erfüllen zahlreiche Vorgänge bzw. Beobachtungs- oder Meßdaten nicht die an die Anwendbarkeit eines bestimmten Analyseverfahrens geknüpften Voraus-

setzungen. Wohl die Mehrzahl der biologischen Vorgänge folgt, streng genommen, nicht einer Normalverteilung, auf die fast alle statistischen Prüfverfahren sowie Analysen zugeschnitten sind. Zwar lassen sich Verteilungen, die nicht allzu extrem von einer Normalverteilung abweichen, ohne großen Fehler wie Normalverteilungen behandeln. Schwierigkeiten ergeben sich jedoch, wenn andere Bedingungen nicht erfüllt sind. So setzt die Streuungserlegung außerdem voraus, daß die Beobachtungs-(Meß)werte stochastisch unabhängig sind und die den Beob-

achtungs-(Meß)reihen zugrunde liegenden Streuungen¹ gleich sind.

Vielfach ist diese letzte Bedingung nicht erfüllt, etwa weil die Streuung von der Größe des Mittelwertes abhängt. Bei derartigen Verteilungen verhalten sich nun die Einzeleffekte in ihrer Wirkung nicht additiv, sondern sie folgen einer anderen Gesetzmäßigkeit. Verteilungen, bei denen dies der Fall ist, sind durchweg auch nicht normal. Indessen ist fehlende Normalität nicht gleichbedeutend mit Nicht-Additivität der Einzeleffekte. Erstere kann z. B. die Folge einer Mischverteilung sein, wie dies beim Entwicklungszustand verschiedener Pflanzen gleicher Herkunft häufig der Fall ist, wenn nämlich ein Teil der Pflanzen „normale“ Entwicklung zeigt, während der Rest in der Entwicklung mehr oder weniger stark zurückbleibt. Additivität, Normalität und Streuungsgleichheit stellen somit drei verschiedene Eigenschaften dar, die oft eng zusammenhängen. Bei Verteilungen, die normal und in ihrer Streuung homogen sind, verhalten sich auch die Einzeleffekte additiv, jedoch nicht immer umgekehrt.

Unter Additivität ist an dieser Stelle nicht die mit dem gleichen Terminus bezeichnete Eigenschaft der Teilstreuungen (Teilvarianzen) einer Grundgesamtheit verstanden (siehe E. WEBER 1957, S. 220). Vielmehr handelt es sich um eine Eigenschaft der verschiedenen Streuungsursachen, die darin besteht, daß die Wirkung gleicher Ursachen auf verschiedene Versuchseinheiten gleich ist, d. h. die gleiche Abweichung vom Mittel zur Folge hat (vgl. KEMPTHORNE 1952). Diese Additivität setzt stets ein passendes Bezugssystem (Maßsystem) voraus, das im Falle einer Normalverteilung mit unserem gewöhnlichen Bezugssystem, der arithmetisch unterteilten Zahlenreihe, identisch ist.

Die Additivität der Einzeleffekte macht eine wesentliche Eigenschaft der unserer Analyse zugrunde liegenden Modellvorstellung aus. Sie rangiert sogar vor der Bedingung der Streuungsgleichheit (EISENHART 1947, BARTLETT 1947, KEMPTHORNE 1952, SNEDECOR 1957). Daß auf ihre Bedeutung in manchen biometrischen Lehrbüchern kaum oder gar nicht hingewiesen wird, hängt wohl damit zusammen, daß sie bei normalen und in ihrer Streuung homogenen Beobachtungsreihen implicite gegeben ist. Ihr Fehlen kann sich jedoch unangenehm auswirken, wenn eine dieser Bedingungen nicht erfüllt ist und versucht wird, diesen Mangel zu beheben. Für die Prüfung auf fehlende Additivität hat TUKEY (1949, 1955) (s. auch MOORE u. TUKEY 1954) einen besonderen Test entwickelt, der von SNEDECOR in die fünfte Auflage seines Lehrbuches aufgenommen worden ist. Die Prüfung, ob Streuungsgleichheit vorliegt, erfolgt mit Hilfe des BARTLETT-Testes (BARTLETT 1937, siehe bei WEBER 1957).

¹ Der Begriff „Streuung“ wird in der mathematischen und biologischen Statistik leider nicht einheitlich gebraucht. Während einige Autoren damit die mittlere quadratische Abweichung (Varianz, s^2) bezeichnen, stellt sie bei anderen die Standardabweichung (s) dar. In der vorliegenden Untersuchung wird, LINDER (1951) folgend, die mittlere quadratische Abweichung (engl. variance) als Streuung bezeichnet. Daher läßt sich auch der Begriff Streuungserlegung an Stelle von Varianzanalyse verwenden.

Sowohl im Falle fehlender Additivität der Einzeleffekte, als auch bei fehlender Homogenität der Streuung und bei fehlender Normalverteilung gelingt es zumeist mit Hilfe geeigneter Transformationen, diese Mängel auszugleichen. Allerdings ist es unter Umständen nicht möglich, eine geeignete Transformation zu finden, die allen genannten Bedingungen gleichzeitig genügt.

Allgemein versteht man unter Transformation eine gesetzmäßige Veränderung des dem Zahlenmaterial zugrunde liegenden Systems, im einfachen Falle z. B. eine Verschiebung des Nullpunktes. Besonders bekannt und bei biologischen Vorgängen geläufig ist die logarithmische Transformation. Ihr liegt, analog den Verhältnissen bei einem Rechenschieber, eine logarithmische Zahlenreihe zugrunde. Diese bewirkt Additivität der Einzeleffekte, die sich im gewöhnlichen System multiplikativ verhalten.

Selbstverständlich ist die Transformation nur ein Hilfsmittel der Analyse bzw. der Verrechnung. Das Ergebnis der in einem transformierten System durchgeführten Rechnung muß im allgemeinen in das ursprüngliche System zurück transformiert werden, um verständlich zu sein. Wohl stellt die Transformation eine gewisse Anforderung an die Vorstellungskraft, die aber dem Nichtmathematiker keine unüberwindliche Schwierigkeit bereitet. Schwierig ist es dagegen unter Umständen, eine geeignete Transformation zu finden. An Hand der Beziehung zwischen Durchschnitt (\bar{x}) und Streuung (s^2) hat BARTLETT (1947) für verschiedene Verteilungstypen geeignete Transformationen angegeben. Diese Hinweise beschränken sich jedoch auf gewisse einfache Fälle, bei denen sich zwei Gruppen unterscheiden lassen, je nachdem \bar{x} beliebige Werte annehmen kann ($-\infty < \bar{x} < +\infty$), oder Prozentwerte darstellt, d. h. $0 \leq \bar{x} \leq 1$ ist. Nicht berücksichtigt ist der allgemeinere Fall, daß \bar{x} zwischen zwei festen Größen schwankt, also $a_1 \leq \bar{x} \leq a_2$ ist, wobei a_1 und a_2 endliche Werte darstellen sowie a_1 oder $a_2 = 0$ sein kann. Das ist bei Bonituren gegeben, wenn der Bereich der Boniturskala mehr als eine Zahleneinheit (z. B. 0—5) umfaßt oder beide Grenzen der Boniturskala von Null verschieden sind (z. B. 4—5). Jedoch lassen sich derartige Beobachtungsdaten mit Hilfe einer zusätzlichen Transformation (etwa mittels Division durch die Breite der Boniturskala) ohne große Schwierigkeit so umformen, daß sie unter die zweite der oben erwähnten Gruppen fallen, d. h. die Grenzen der neuen Boniturskala die Werte 0 und 1 darstellen. Für die weitere Umformung kann alsdann auf eine der von BARTLETT aufgeführten Transformationen zurückgegriffen werden.

Die vorstehenden Ausführungen mögen an Hand eines Beispiels erläutert werden, dem Zahlenmaterial aus einer unlängst in dieser Zeitschrift veröffentlichten Untersuchung von H. SCHMALZ (1958) zugrunde liegt.¹

H. SCHMALZ hat in mehrjähriger Arbeit an 52 Winterweizensorten unterschiedlicher Winterfestigkeit den Einfluß der Vernalisation mit Temperaturen unter- und oberhalb des Gefrierpunktes auf die generative Entwicklung untersucht. In Tabelle 1 seiner Arbeit sind die Entwicklungsziffern (Mittelwerte der Bonitur von jeweils über

¹ Herrn Doz. Dr. H. SCHMALZ danke ich für das freundliche Einverständnis, die geschilderte Transformation an seinem Zahlenmaterial zu demonstrieren.

Tabelle 1. Verteilung der Entwicklungsziffern

a) im ursprünglichen System (Die Werte $x = 0$ sind in die Klasse 0,0—0,2 einbezogen worden.)

Vernalisations- behandlung	Kennziffer	Klassen															Σ					
		0,0—0,2	0,2—0,4	0,4—0,6	0,6—0,8	0,8—1,0	1,0—1,2	1,2—1,4	1,4—1,6	1,6—1,8	1,8—2,0	2,0—2,2	2,2—2,4	2,4—2,6	2,6—2,8	2,8—3,0		3,0—3,2	3,2—3,4	3,4—3,6	3,6—3,8	3,8—4,0
A		22	11	6	1																	40
B						1																40
C		7	4	4	6	6	4	4														40
D		1	2		2	3	1	3														40

b) im transformierten System (Transformation $y = \text{Probit } \frac{\log(5-x)}{\log 5}$)
(Für Probit 1,00 wurde Probit 0,9999 eingesetzt.)

Vernalisations- behandlung	y	Klassen															Σ								
		3,00—3,25	3,25—3,50	3,50—3,75	3,75—4,00	4,00—4,25	4,25—4,50	4,50—4,75	4,75—5,00	5,00—5,25	5,25—5,50	5,50—5,75	5,75—6,00	6,00—6,25	6,25—6,50	6,50—6,75		6,75—7,00	7,00—7,25	7,25—7,50	7,50—7,75	7,75—8,00	8,00—8,25	8,25—8,50	8,50—8,75
A																									40
B		1																							40
C				1	6	15	3	4																	40
D						1	3	3	12																40

600 Pflanzen aus vier Jahren) von 40 verschiedenen Winterweizensorten (winterweiche, mäßig winterharte, winterharte Sorten) nach verschiedener Vernalisationsbehandlung (A = Kontrolle, keine Vernalisation, B = Vernalisation bei etwa +1° C, C = Vernalisation bei etwa -3° C, D = täglicher Wechsel der Behandlung B und C) angegeben. Außerdem wird das Ergebnis der Behandlung D dem Mittel aus den Behandlungen B und C gegenübergestellt. Die den Entwicklungsziffern zugrunde liegende Boniturskala umfaßt den Bereich 0—4 (0 = keine generative Entwicklung, Ausbleiben der Halmstreckung, 4 = Pflanzen mit ausschließlich reifen Ähren). Da die Entwicklungsziffern von einer Normalverteilung um so stärker abweichen, je mehr sie sich den Grenzen der Boniturskala nähern, ist wohl auf eine strenge Analyse mit Hilfe einer Streuungszersetzung verzichtet worden. Überdies ist die Streuung in den einzelnen Behandlungsreihen sehr unterschiedlich (Tab. 1a). Dennoch ist die Analyse möglich, sofern die Daten in geeigneter Weise transformiert werden.

Da die Boniturskala im vorliegenden Falle von 0—4 reicht, ist zunächst eine Transformation auf den Skalenbereich 0—1 erforderlich. Diese kann in verschiedener Weise erfolgen. Als geeignet erwies sich die Transformation

$$y^+ = \frac{\log(5-x)}{\log 5}$$

Mit Hilfe der Probit-Transformation wird alsdann Streuungsgleichheit der y^+ der verschiedenen Beobachtungsreihen erzielt. Die vollständige Transformation lautet demnach

$$y = \text{Probit } \frac{\log(5-x)}{\log 5}$$

wobei x die Ausgangswerte (siehe Tab. 1 bei H. SCHMALZ) und y die transformierten Werte darstellen. Als Probit (aus probability unit BLISS 1934) wird das um den Wert 5 vermehrte Normalfraktile bezeichnet. Dieses stellt die obere Grenze y des Wahrscheinlichkeitsintegrals

$$\Phi = \int_{-\infty}^y \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} dx$$

dar. Die Addition der Größe 5 erfolgt zur Vermeidung negativer Werte (vgl. KENDALL u. BUCKLAND 1957). Eine Tafel der Probits siehe bei FISHER u. YATES (1957) (Tafel IX). Eine besondere Eigentümlichkeit der Probit-Transformation besteht nach BARTLETT (1947) darin, daß sie unter Umständen Additivität der Einzeleffekte ergibt, jedoch die Streuung im transformierten System ungleich ist. Aus diesem Grunde erwies es sich als wichtig, die Gegebenheit beider Eigenschaften beim transformierten Zahlenmaterial zu prüfen.

Die transformierten Werte liegen zwischen 3,0 und 9,0 (siehe Tab. 1b). Die Anwendung des TUKAY-Testes (s. w. unten) ergab

(wohl dank der nicht linearen Transformation $y^+ = \frac{\log(5-x)}{\log 5}$) keinen Hinweis auf

fehlende Additivität. Die Prüfung auf Homogenität der Streuung (BARTLETT-Test) ergibt $\chi^2_0 = 2,290$, dem ein $P = 0,5-0,7$ (nahe bei 0,5) entspricht (Tafel von FISHER u. YATES 1957). Da $\chi^2_0 = c \cdot \chi^2$, wobei $1 \leq c < 2$ ist, genügt im vorliegenden Falle die Berechnung von χ^2_0 , um die Homogenität der Streuung der einzelnen Vernalisationsreihen zu testen. Da überdies die transformierten Werte angenähert als normal verteilt angesehen werden können (und stochastisch unabhängig sind), steht der Analyse mit Hilfe einer Streuungszersetzung keine Schwierigkeit mehr entgegen. Diese Zerlegung erfolgt als doppelte Streuungszersetzung nach den Faktoren Vernalisation und Winterfestigkeit, wobei die Gruppen unterschiedlicher Winterfestigkeit nicht gleichmäßig besetzt sind. Das Ergebnis dieser Analyse ist in Tab. 2 aufgeführt. Darin sind die Streuungsanteile ($\sigma^2 \Sigma A Q$) aufgeführt, die auf die spezielle Behandlung (Vernalisation), die Größe der Winterfestigkeit, die Wechselwirkung in der Aktion zwischen Vernalisation und Winterfestigkeit, das Fehlen der Additivität sowie den Rest entfallen. Die dem Fehlen der Additivität entsprechende $\sigma^2 \Sigma A Q$ wird gegen den Rest getestet. Der Fehler, gegen den die Wechselwirkung zu prüfen ist, ergibt sich als die Summe der $A Q$ der Positionen: Fehlen der Additivität + Rest. Die Wechselwirkung erweist sich als nicht signifikant, d. h. die Änderung der Entwicklungszahlen bei verschiedener Winterhärte in Abhängigkeit von der Vernalisation muß als gleichsinnig angesehen werden. (Der hier statistisch fundierte Schluß wird von H. SCHMALZ graphisch gezogen.) Die auf die Wechselwirkung entfallende $\Sigma A Q$ ist daher mit der Fehlerstreuung zu vereinigen und der Einfluß der Vernalisationsvarianten sowie der Winterhärte auf Grund dieser neuen Fehlerstreuung ($\sigma^2 \Sigma A Q = 0,4391$) zu beurteilen. Für beide Faktoren ergibt der F-Test einen signifikanten Einfluß ($P < 0,001$ bzw. $P < 0,01$).

Zur Klärung der Frage, ob zwischen der Behandlung D und dem Mittel aus B und C ein signifikanter Unterschied besteht, bieten sich orthogonale Vergleiche an. Dabei lassen sich 1. die Behandlungen B, C und D mit der Kontrolle A, 2. die Behandlungen B und C mit D und 3. B mit C vergleichen.

Die auf diese Vergleiche entfallenden $\Sigma A Q$ betragen:

Vergleich von B, C und D mit A:	$\Sigma A Q = 97,4251$
Vergleich von B und C mit D :	$\Sigma A Q = 0,0742$
Vergleich von B mit C :	$\Sigma A Q = 63,4748$

Sa. 160,9741

Tabelle 2. Streuungszzerlegung

Ursache	$\Sigma A Q$	Fg	$\varnothing \Sigma A Q$	F
Total	234,6395	159		
Zwischen den Vernalisations-Varianten	160,9742	3	53,6581	122,200***
Zwischen den Gruppen unterschiedlicher Winterhärte	6,0405	2	3,0203	6,878**
Wechselwirkung Vernalisation \times Winterhärte	0,8963	6	0,1494	
Fehlen der Additivität	0,3176	1	0,3176	
Rest	66,4109	147	0,4518	
Fehler		148	0,4509	
Fehler + Wechselwirkung	66,7285	154	0,4391	

** $P < 0,01$
 *** $P < 0,001$

Die Prüfung dieser $\Sigma A Q$, denen je 1 Freiheitsgrad zugeordnet ist, mit Hilfe des F-Testes (Vergleich mit der aus Fehler und Wechselwirkung resultierenden $\varnothing \Sigma A Q$) ergibt für den 1. und 3. Vergleich hoch signifikante Unterschiede ($P < 0,001$), während sich zwischen D und dem Mittel aus B und C ein Unterschied statistisch nicht nachweisen läßt. SCHMALZ vergleicht die Wirkung D mit dem Mittel aus B und C von Sorte zu Sorte. Er stellt fest, daß 1. die Entwicklung in der Variante D durchweg stärker war, als dem Mittel von B und C entspricht (die statistische Analyse ergibt, wie soeben gezeigt, keinen Unterschied), und daß 2. diese Entwicklung mit hoher Signifikanz um so stärker ist, je größer die Entwicklungsziffern in der Behandlungsvariante B sind. Indessen läßt sich auch diese Feststellung im transformierten System nicht bestätigen, wie Tab. 3 zeigt, in der die Verteilung der Differenzen $D - \frac{B+C}{2}$ auf die Entwicklungsziffern $\leq 3,0$ und $> 3,00$ für beide Systeme angegeben ist. (Hier konnten nur die Werte der Tab. 1 von SCHMALZ berücksichtigt werden.) Die Prüfung dieser Daten auf Homogenität mit Hilfe des χ^2 -Verfahrens ergibt im Falle des ursprünglichen Systems $P < 0,01$ (nahe bei 0,001), im Falle des transformierten Systems $P = 0,3 - 0,5$. Mit hin ist im Gegensatz zum ursprünglichen im transformierten System eine Abhängigkeit der Verteilung der Differenzen $D - \frac{B+C}{2}$ von der Höhe der Entwicklungsziffer bei B nicht nachweisbar. SCHMALZ führt die von ihm in diesem Falle festgestellten Unterschiede zwar ebenfalls auf das Boniturschema zurück. Jedoch gibt er für diese Erklärung keine Gründe an.

Tabelle 3. Abhängigkeit der Differenzen $D - \frac{B+C}{2}$ von der Entwicklungsziffer der Vernalisationsvariante B im ursprünglichen und im transformierten System

Entwicklungsziffer von B	$D - \frac{B+C}{2}$ ursprüngliches System		Σ	$D - \frac{B+C}{2}$ transformiertes System		Σ
	+	-		+	-	
$\leq 3,00$	4	10	14	6	8	14
$> 3,00$	21	5	26	8	18	26
Σ	25	15	40	14	26	40

Schließlich ließe sich noch die Frage, zwischen welchen Gruppen unterschiedlicher Winterhärte signifikante Unterschiede bestehen, mit Hilfe des „new multiple range test“ nach DUNCAN (vgl. WEBER 1957) prüfen. Die Rechnung ergibt lediglich zwischen den winterharten und winterweichen Sorten einen signifikanten Unterschied ($P < 0,01$).

Abschließend sei darauf hingewiesen, daß es beim vorliegenden Beispiel nicht notwendig ist, das Ergebnis der Analyse in das ursprüngliche System zurückzutransformieren, da es lediglich um die Feststellung von Unterschieden ging.

Diese Ausführungen mögen genügen, um den Vorteil einer Transformation, insbesondere bei der Analyse von Bonituren mit beliebig gewählter Skalbreite, zu beleuchten. Es ist ohne weiteres zuzugeben, daß selbst bei einiger Erfahrung nicht jede Transformation sogleich ihren Zweck erfüllt. Auch soll eine Transformation nicht ohne guten Grund vorgenommen werden (BARTLETT 1947). Andererseits stellt die zusätzlich sich ergebende Rechenarbeit im Hinblick auf eine umfassende und statistisch fundierte Analyse eines evtl. mehrere Jahre laufenden Versuches keine wesentliche Mehrbelastung dar. In vielen Fällen erspart sogar die klare Analyse erhebliche Denkarbeit bei der Ausdeutung schwer verständlicher Einzelergebnisse.

Zusammenfassung

Es werden die Bedeutung einer Transformation sowie die Voraussetzungen, unter denen eine Transformation im Falle einer Streuungszzerlegung zu erfolgen hat, ferner Wege aufgezeigt, die im Falle einer Bonitur mit beliebiger Breite der Boniturskala zu einer wirksamen Transformation führen. Die Darlegungen werden an einem Beispiel demonstriert.

Literatur

- BARTLETT, M. S.: Some examples of statistical methods of research in agriculture and applied biology. J. Roy. Statist. Soc., Suppl. 4, 137—183 (1937).
- BARTLETT, M. S.: The use of transformations. Biometrics 3, 39—52 (1947).
- BLISS, C. I.: The method of probits. Science 79, 38—39 (1934).
- EISENHART, CHURCHILL: The assumptions underlying the analysis of variance. Biometrics 3, 1—21 (1947).
- FISHER, R. A., and F. YATES: Statistical Tables. Edinburgh-London 1957.
- KEMPTHORNE, O.: The design and analysis of experiments. New York—London 1952.
- KENDALL, M. G., and W. R. BUCKLAND: A dictionary of statistical terms. Edinburgh—London 1957.
- LINDER, A.: Statistische Methoden. 2. Aufl. Basel 1951.
- MOORE, P. G., and J. W. TUKEY: Answer to Query 112. Biometrics 10, 562—568 (1954).
- SCHMALZ, H.: Die generative Entwicklung von Winterweizensorten mit unterschiedlicher Winterfestigkeit bei Frühjahrsaussaat nach Vernalisation mit Temperaturen unter- und oberhalb des Gefrierpunktes. Der Züchter 28, 193—203 (1958).
- SNEDECOR, G. W.: Statistical methods. 5. Aufl. Ames, Iowa 1957.
- TUKEY, J. W.: One degree of freedom for non-additivity. Biometrics 5, 232—242 (1949).
- TUKEY, J. W.: Answer to Query 113. Biometrics 11, 111—113 (1955).
- WEBER, E.: Grundriß der biologischen Statistik. 3. Aufl. Jena 1957.