

stellten Veredlungen lehren. Die Sorte Königin Hortense gilt im allgemeinen als „fauler Träger“, so sehr sie auch als eine unserer edelsten Tafelkirschen geschätzt wird. Der Baum, an dem die Sproßmutante aufgetreten ist, hat allerdings in den meisten Jahren nicht gerade schlecht getragen. Als Pollenspender

und POMEROY (1936) in einer Übersicht über die bis zum 25. 5. 1936 in U.S.A. bekannt gewordenen Sproßmutationen des Kern- und Steinobstes beim Apfel 3, bei der Birne 1, bei Pflaumen 2, beim Pfirsich 19 und bei Kirschen 38 (!) spätreife Mutanten an.

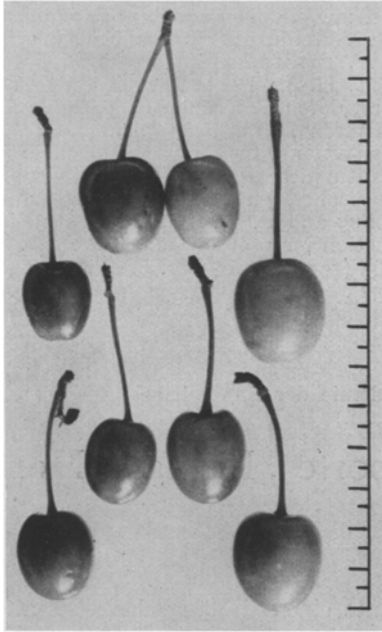


Abb. 2. Reife Früchte der Sproßmutante.

standen ihm Ostheimer Weichsel und Königliche Amarelle zur Verfügung, mit denen Königin Hortense interfertil ist (vgl. RUDLOFF und SCHANDERL 1950). Sollte die Sproßmutante im Ertrag einigermaßen befriedigen, so wäre ihre Einführung in den Anbau unter dem Gesichtspunkt zu erwägen, daß angesichts der hohen Fruchtqualität auch Ende Juli „Königin Hortense“ noch marktgängig sein könnte.

Sproßmutanten mit später als bei der Ausgangsorte reifenden Früchten sind beim Kern- und Steinobst mehrfach beobachtet worden. So führen SHAMEL



Abb. 3. Steine der Ausgangsorte (oben) und der Sproßmutante (unten).

Literatur.

1. RUDLOFF, C. F. und HUGO SCHANDERL: Die Befruchtungsverhältnisse der Obstgewächse und ihre Anwendung in der Praxis. 3. Aufl. Grundlagen u. Fortschritte im Garten- u. Weinbau, H. 64. Stuttgart, z. Zt. Ludwigsburg, Ulmer (1950).
2. SHAMEL, A. D. and C. S. POMEROY: Bud mutations in horticultural crops. J. Heredity 27, 487—494 (1936).

Ein Modell für die Wechselwirkungen des Wachstums.

Von K. STERN.

Mit 6 Textabbildungen.

Es ist auch in den biologischen Wissenschaften nicht mehr ungewöhnlich, sich zur Erklärung oder Kennzeichnung gewisser Erscheinungen eines konstruierten Modells zu bedienen. Dieses Modell kann einmal aus bestimmten Erwägungen heraus gebildet werden, dann aber auch von vornherein in abstrakt-mathematischer Form entwickelt werden, um vielleicht später einmal seine eigentliche, nun biologisch begründete Interpretation zu finden. Ein Beispiel für die letztere Art der Herleitung von Modellen liefern die MENDELschen Gesetze, zunächst als reine Zahlenverhältnisse ermittelt, später durch die Chromosomentheorie auch biologisch gesichert, oder die GAUSSsche Funktion der normalen Fehlerverteilung, ohne welche ein exaktes Experimentieren auf vielen Gebieten der Wissenschaft heute kaum noch denkbar wäre, und die trotzdem bisher allen Versuchen „biologischer“ Erklärung wider-

stand. Für die erste Art der Modellbildung sei die Treffertheorie als Beispiel genannt, die sich zwanglos aus den Vorstellungen der Quantentheorie PLANCKS und gewissen biologischen Erscheinungen herleiten läßt. Nun ist die Sicherheit der Vorstellungen von einem solchen Modell, seinem biologischen Hintergrund sowie seiner „Richtigkeit“ nicht allein vom Umfang des experimentell für seine Untermauerung gesammelten Materials abhängig, obwohl natürlich das Experiment allein hierüber entscheiden kann, sondern vielmehr noch von seiner sinnvollen Verwendung bei der Planung und Anlage der zu seinem Beweis angesetzten Versuche. Nur darum allein war es etwa möglich, daß die Statistik eine Art selbständiger Wissenschaft werden konnte, obgleich sie doch auf nur ganz wenigen und obendrein recht einfachen, eigentlich einer einzigen Formulierung der Verteilung aller

Beobachtungen einer Grundgesamtheit um einen gemeinsamen Mittelwert, aufgebaut ist.

Über eines ihrer Probleme, welches für die Forstpflanzenzüchtung von außerordentlicher Bedeutung ist, soll im folgenden einiges ausgesagt und der Versuch unternommen werden, zu seiner Lösung ein Modell zu konstruieren: Es ist dies das Problem der Wechselwirkungen von Milieu und Wachstum in Sortenversuchen. Diese Wechselwirkung ist streng zu trennen von der umgekehrten, der WW Sorten \times Milieu, die bisher noch keine befriedigende Darstellung fand und durch die Einwirkung der Sorten auf den Standort ihrer Versuchsparzelle zustande kommt. Sie soll hier außer Betracht bleiben.

Untersuchen wir zunächst diejenigen Zusammenhänge, die für die Gestaltung der Endgröße des Wachstums bestimmend sind und die man ohne weiteres mit den „Ertragsfaktoren“ der Landwirtschaft identifizieren kann. Der Ertrag nun folgt dem bekannten Ertragsgesetz MITSCHERLICH'S (1948), das seinerseits wieder als Modell im Sinne der einleitenden Ausführungen zu verstehen ist. Das bedeutet u. a., daß es nur unter bestimmten Voraussetzungen Gültigkeit haben kann oder doch erkennbar ist, die einmal durch das Milieu (alle ertragsbildenden Faktoren außer dem einen zu untersuchenden sind unbedingt konstant zu halten), dann aber auch durch das Versuchsobjekt selbst gegeben sind. So ist etwa das bekannte Lagern des Getreides bei hoher Stickstoffgabe eine empfindliche Störung der Gesetzlichkeit, die bei Vernachlässigung seiner Wirkung gewonnenen Daten aber kein Beweis gegen die „Richtigkeit“ des Modells. Leider ist nichts über die Konstantenverhältnisse der Formulierungen von MITSCHERLICH'S Funktion für verschiedene Sorten der gleichen Art und ein und denselben Ertragsfaktor bekannt. Dies spielt aber für uns keine Rolle, denn wir benötigen die Funktion nur zur Kennzeichnung eines allgemeinen Tatbestandes: Man kann den Ertragskurven zweier, an irgendeinem beliebigen Punkte der Kurve im Ertrag unterschiedener Sorten jede beliebige, natürlich in vernünftigen Grenzen bleibende Form geben, in einem anderen Bereich des Ertragsfaktors müssen Wechselwirkungen gegenüber der zuerst gemessenen Ertragsdifferenz auftreten, denn diese sind ja bei varianzanalytischer Rechnung lediglich als unterschiedliche Ertragsdifferenzen definiert oder besser durch die bei unterschiedlichen Differenzen auftretenden „Interaktionen“. Die Abb. 1 soll dies nachweisen.

Aber noch ein Weiteres wollen wir hieraus entnehmen: Es ist schlechterdings gar nicht möglich, sich über Ursprung und Definition dieser WW klar zu werden, wenn man nicht auf das Modell des Ertragsgesetzes zurückgehen will, und man dieses selbst zur Erklärung heranzieht. Leider ist dies im Feldversuch unmöglich, und man wird versuchen müssen, auf einem anderen Weg zum Ziele zu gelangen. So läßt sich in manchen Fällen der am Versuchsmittel gemessene prozentuale Sortenertrag in lineare Korrelation zur absoluten Größe des Versuchsmittels selbst bringen, ein Verfahren, welches den üblichen Bonitierungsverfahren der Forstwirtschaft gleichzusetzen ist, da es die Standortsbonität (im landwirtschaftlichen Versuch wechselt diese mit der Jahreswitterung!) durch die Leistung des „Bestandes“ kennzeichnet (MEYER 1951). Beschränkt man den Gültigkeitsbereich einer

so errechneten Regression auf denjenigen Bereich des Ertragsfaktors, der praktisch bedeutungsvoll ist, und läßt also die extremen Kurvenabschnitte der Abb. 1 außer Betracht, so wird man sicher in sehr vielen Fällen zu guten Resultaten kommen. Voraussetzung wird aber stets sein, daß die unterschiedliche Ertragsgestaltung auf die Wirkung des gleichen oder doch sehr ähnlich wirkenden Faktors, u. U. eines Faktorenkomplexes, zurückzuführen ist, denn es ist nicht einzusehen, warum es keine unterschiedliche Sortenreaktion auf die einzelnen Ertragsfaktoren auch des Wachstums unserer Holzarten geben soll. Mehr als eine bloße Beschreibung des Sachverhaltes ist allerdings auch damit noch nicht gewonnen, das Verfahren genügt indessen für den praktischen Gebrauch vollauf.

Interpretiert man aber, wie dies manchmal geschieht, die Wechselwirkung etwa des Ertrages zweier Sorten zu verschiedenen Düngegaben als „unterschiedliche Reaktionsnorm“ der Sorten bezüglich der Düngung, so begeht man damit einen logischen Fehler,

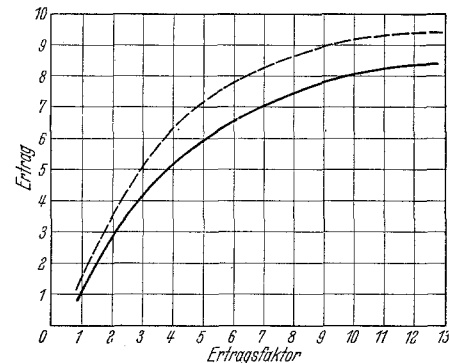


Abb. 1. Schematische Darstellung des Ertrages zweier Sorten in Abhängigkeit von einem einzigen Ertragsfaktor.

denn eine unterschiedliche Reaktionsnorm der Sorten im Sinne der ursprünglichen Definition dieses Begriffes in der Genetik liegt schon dann vor, wenn an irgendeinem Punkte in beliebigem Wirkungsbereich des betreffenden Ertragsfaktors ein gesicherter Ertragsunterschied konstatiert wird. Eine unterschiedliche, sortenspezifische Reaktion auf einen isolierten Ertragsfaktor ließe sich exakt erst dann ableiten, wenn es gelänge, das Modell des Ertragsgesetzes zu verfeinern und vor allem zweckentsprechend zu erweitern, so daß es als Ganzes in Rechnung gestellt werden kann. Es bedarf keines Hinweises darauf, daß ein derartiger Versuch, diese Gesetzlichkeiten im Feldversuch zu ergründen oder auch nur anzuwenden, sehr skeptisch zu beurteilen ist.

So liegen also die Verhältnisse für den landwirtschaftlichen Versuch. Gehen wir nun zur Untersuchung der besonderen Bedingungen des forstlichen Sortenversuches mit komplexer Fragestellung über. Die Zusammenhänge scheinen hier zunächst noch komplizierter zu sein, es wird sich indessen zeigen, daß wir über ein brauchbares Modell zu ihrer Analyse verfügen. Wir wollen zunächst den Ertragsbegriff mit der Wachstumsleistung identifizieren und sehen dann sofort, daß er nicht wie in der Landwirtschaft sich als definitive Größe darstellt, sondern zeitabhängig ist. Mit anderen Worten: Man ist gezwungen, den Faktor Zeit gleichberechtigt neben die Faktoren Sorten und den (komplexen, nicht weiter aufzugliedernden)

Faktor Standort zu stellen. Daß schon allein der Faktor Zeit im einfachen Sortenversuch Ursache von WW beim Vergleich mehrerer ungleichaltriger Aufnahmen desselben Versuches sein kann, zeigen die Abb. 2—4, denen Relationen zugrundegelegt wurden, die man erfahrungsgemäß als möglich unterstellen darf. Es wäre also durchaus unzulässig und sinnlos, auf diese Weise gefundene WW auf etwaige unterschiedliche

funktion (für die Sorten *a* und *b*):

$$Q = \frac{y_a}{y_b} = \frac{c_0 a}{c_0 b} \frac{\int_{-\infty}^{xa} e^{-x^2/a} dx}{\int_{-\infty}^{xb} e^{-x^2/b} dx} \quad (2)$$

Hierin ist der Quotient der c_0 während der gesamten Versuchsdauer konstant, weil c_0 die Endgröße des Wachstums bezeichnet (man beachte die formelle Ähnlichkeit der Wachstumsfunktion mit dem Wahrscheinlichkeitsintegral, in welchem c_0 den Umfang der Stichprobe bezeichnen würde!). Lediglich das Verhältnis der Integrale also bestimmt die Entwicklung des Quotienten Q , und für diese Relationen sind allgemeine Aussagen zulässig. Es können nur drei Kurventypen auftreten:

1. Das Verhältnis der Integrale bleibt stets gleich. Dann liegen die Q sämtlich auf einer Geraden parallel zur Abszisse, deren Abstand von dieser durch das Verhältnis der Endgrößen gegeben ist. (Diese Form kennzeichnet die Relationen des Höhenwachstums der triploiden Aspe zur diploiden, wenn man JOHNSSENS (1953) diesbezügliche Angaben in der gezeigten Weise auswertet.)

2. Nur die Konstanten c_2 der Sorten sind unterschieden (die c_0 bleiben hier und unter 3. ohne Bedeutung, sie bestimmen lediglich die Asymptote, welcher die Q zustreben, durch ihr Verhältnis). Die Kurve fällt zunächst rasch, dann immer langsamer, sie besitzt keinen Wendepunkt und behält ihre Tendenz dauernd bei. Bei Bildung reziproker Q und Benutzung eines log. Maßstabes für Q wird die hier und unter 3. erhaltene Kurve symmetrisch zur ersteren liegen und entgegengesetzte Tendenz aufweisen.

3. Unterschiede liegen auch in c_1 vor. Die Kurve besitzt einen ausgeprägten Extremwert im jüngeren, einen weniger ausgeprägten im älteren Teil.

Auch die beiden letzteren Möglichkeiten sind an jüngeren forstlichen Versuchen nachgewiesen. Als Beispiel hierzu zeigt Abb. 5 die Q des Höhenwachstums von drei Fichtennachkommenschaften in einem Schweizer Versuch (FISCHER 1953).

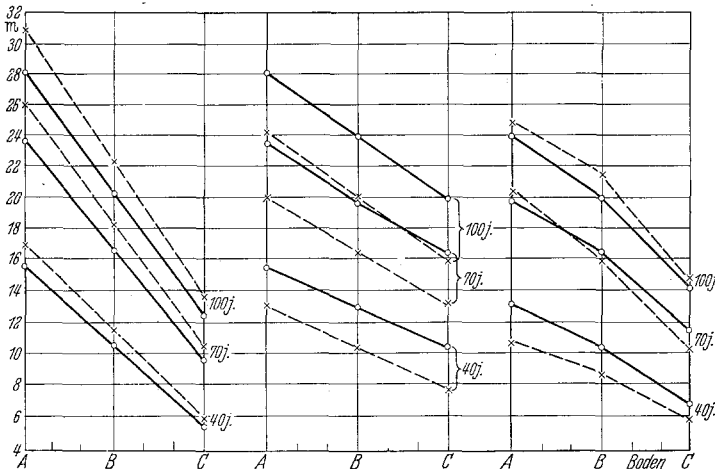


Abb. 2—4. Die Zeitabhängigkeit der Ertragsdifferenz zweier Sorten einer Holzart dargestellt an drei konstruierten Beispielen: In Abb. 2 entspricht das Wachstum der einen auf den Böden A, B und C der Kiefern Tafel Schwappachs (mittl. Höhe) in I., III., bzw. V. Bonität; die zweite Sorte weist jeweils einen 10% höheren Ertrag auf. Die überlegene Sorte der Abb. 3 wurde ebenfalls aus den Werten der genannten Tafel konstruiert; die unterlegene Sorte wurde jeweils um eine Tafelbonität geringer angenommen.

Für Abb. 4 wurde das Höhenwachstum der Kiefern auf drei Waldtypen Südfinnlands entsprechend der zuständigen Tafel ILVESSALOS als Beispiel gewählt; die zweite Sorte wurde aus der Tafel Schwappachs für die gleiche Höhenbonität im Alter 100 hergeleitet. Man sieht, daß etwaige WW des Wachstums in forstlichen Versuchsserien von Standort und Zeit abhängig sein können.

Witterungsverhältnisse o. ä. der einzelnen Beobachtungsperioden zurückzuführen. Selbstverständlich ist auch die Möglichkeit des Vorhandenseins der letzteren nicht von der Hand zu weisen und durchaus wahrscheinlich, sie sind jedoch nicht ohne weiteres von der ersten annahmen zu trennen. Schon der einfache Sortenversuch der Forstpflanzenzüchtung ist also eine faktorielle Anlage, und vollends undurchsichtig werden bei Anwendung der üblichen Rechenverfahren der landwirtschaftlichen Versuchstechnik die Verhältnisse, sobald man zur Auswertung forstlicher Versuchsserien übergeht.

Als erster Schritt zur Lösung unseres Problems muß also eine Darstellung der Zeitabhängigkeit des Wachstums eingeführt werden. Wir wählen hierzu die Wachstumsfunktion BACKMANS (einfache Verfahren zur Konstantenermittlung und Literaturangaben bei STERN 1953):

$$y = c_0 \int_0^t e^{-(c_1 \log t + c_2)^2} dt \quad (1)$$

Dieser wird keinerlei andere Bedeutung zuerkannt als die einer Regressionsgleichung im üblichen Sinne der Korrelationsrechnung. Nun könnte man versuchen, die Konstanten (c_0, c_1, c_2) der Funktion für jede Sorte in jedem Teilversuch der auszuwertenden Versuchsserie direkt zu bestimmen. Das ist zwar möglich, aber umständlich und ungenau. Besser vergleicht man deshalb je zwei Sorten eines Versuches direkt und findet als einfachsten Ausdruck für diesen Zweck den Quotienten zweier Formulierungen der Wachstums-

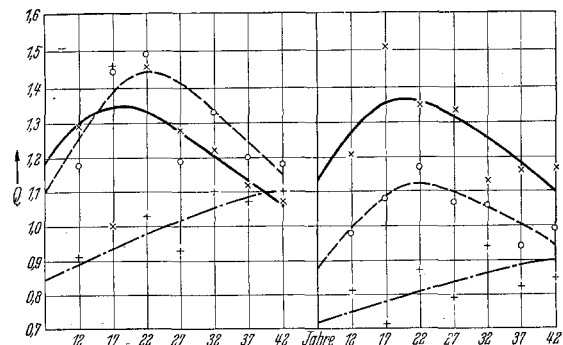


Abb. 5—6. Höhenwachstumsquotienten Q dreier Fichtennachkommenschaften in einem Schweizer Versuch (nach FISCHER 1953). Abb. 5 der Versuch von 1911, Abb. 6 von 1912. Weil der Versuch ohne Wiederholungen angelegt wurde, ist als Ursache für die Parallelverschiebung der beiden nicht ausgesetzten Kurven in Abb. 6 gegenüber Abb. 5 ein Standortsunterschied anzunehmen, der eine der drei beteiligten Sorten betrifft. Die Form der Kurven jedoch bleibt fast unverändert! Sie entspricht in zwei Fällen der Möglichkeit drei, in einem der Möglichkeit zwei unserer Konstantenrelationen für Gleichung (2).

Das eben beschriebene Verfahren eignet sich indes nur zur zeichnerischen Auswertung. Wir führen deshalb eine neue Funktion ein, die zwar empfindlicher als (2) ist, dafür aber rechnerisch einfach zu handhaben. Bildet man die erste Ableitung zu (1), so erhält man die Funktion der Wachstumsgeschwindigkeit, der periodischen Zuwächse also. In einfachster Form geschrieben lautet diese:

$$\log h = k_0 + k_1 \log t + k_2 \log^2 t. \quad (3)$$

Formuliert man (3) wieder für zwei Sorten eines Versuches und subtrahiert beide Gleichungen voneinander, welche Manipulation wegen des Vorkommens von $\log h$ ($h =$ Zuwachs) auf die Bildung ebenfalls der Quotienten hinausläuft, so erhält man:

$$\log q = d_0 + d_1 \log t + d_2 \log^2 t, \quad (4)$$

worin die d Differenzen der Konstanten k mit gleichem Index aus (3) bedeuten.

Diese Gleichung nun erlaubt es zwar nicht ohne weiteres, direkte und anschauliche Vorstellungen vom Wachstum der Sorten und ihrer diesbezüglichen Unterschiede zu gewinnen, zu diesem Zweck muß man über leicht zu erhaltende Näherungswerte, ausgehend von (1) über (3) für die Konstanten die Differenzen d aus Gleichung (4) auf dem umgekehrten Wege in die Wachstumsfunktion (als Differenzen zu den Näherungswerten für eine der beiden Sorten) übernehmen, sie ist jedoch hervorragend für praktische Verwendung geeignet und an jüngeren Versuchen erprobt. (Unveröffentlicht.) Und überdies ist sie auch bei der unumgänglich notwendigen Fehlerrechnung leicht zu handhaben.

Als Beispiel ist nachstehend das Ergebnis der Verrechnung von Ertragstafelangaben (Mittl. Höhe der Tafel Kie-Schw. 08) angeführt:

Quotienten q der Bonitäten

	I/IV	II/IV	III/IV
d_0	+0,87522	+0,38488	+0,31058
d_1	-0,55446	-0,23630	-0,19806
d_2	+0,09102	+0,04976	+0,03519

	I/II	II/III	I/III
d_0	+0,58748	+0,08184	+0,49502
d_1	-0,38254	-0,04680	-0,32295
d_2	+0,06311	+0,01699	+0,04248

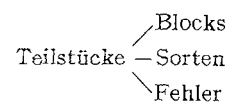
Man findet auf diese Art die früher gefundenen Ergebnisse der Analyse dieser Tafel bestätigt (STERN 1953): Die Unterschiede in c_1 sind allgemein gering (nur abhängig von d_2) und liegen erst in der 2. Dezimalen. Man kann nun noch feststellen, ob die Differenzen d ebensogroß sind, wenn man sie aus anderen Quotienten herleitet, etwa II/III aus II/IV und III/IV, als wenn man sie direkt bestimmt; in der Versuchspraxis käme dieser Frage große Bedeutung zu. In der Tat sind zwischen beiden Rechnungsweisen kaum Unterschiede im Ergebnis festzustellen.

Die Rechnung mit Gleichung (4) und natürlich auch mit (2) schließt einen gewissen Ausgleich der Witterungsschwankungen von Jahr zu Jahr ein oder, bei Verwendung längerer Perioden, von Periode zu Periode. Als Fehler verbleibt neben den rein zufälligen Abweichungen nur die unterschiedliche Sortenreaktion auf die genannten Unregelmäßigkeiten der Jahreswitterung. Ein Vergleich der Streuungen um (4) erlaubt dann auch eine Kennzeichnung der unterschied-

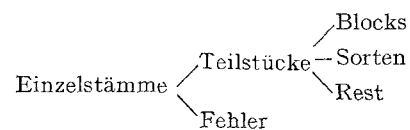
lichen Sortenreaktionen, wenn man eine der Sorten des Versuches als Vergleichsgröße für alle anderen wählt.

Die Behandlung von Versuchen, welche man in der beschriebenen Weise auszuwerten gedenkt, hat den Besonderheiten des Verfahrens Rechnung zu tragen: Durch Numerierung der Stämme und einzelstammweises Verbuchen der Messungen muß es möglich sein, die im Laufe des Bestandeslebens ausgefallenen Stämme auch aus den vorhergehenden Resultaten zu eliminieren. Das ist um so wichtiger, als wir es in der Regel mit recht heterogenen Populationen zu tun haben werden, wenn man von Versuchen mit Pappelklonen absehen will, und nicht mit den immerhin recht einheitlichen Sorten der Landwirtschaft. Deshalb muß auch die Durchforstung für alle Teilversuche der Versuchsserie einheitlich gehandhabt werden. Weiter müssen solche Standorte vermieden werden, auf denen regelmäßig Abweichungen pathologischen Charakters vom normalen Wachstumsverlauf auftreten, wie etwa anhaltende Wuchsstockungen nach Trockenjahren u. ä. Unter „normalem Wachstumsverlauf“ ist hier nicht etwa der ertragstafelmäßige zu verstehen, sondern lediglich ein im wesentlichen ungestörter Ablauf des Wachstums. Dies und andere, vom Einzelfall abhängige Erwägungen, gehören eben zur sinnvollen Anwendung einer mathematischen Formulierung auf Gegenstände der Biologie.

Nun wird es in der Praxis schwierig sein, Versuche mit langer Beobachtungsdauer und damit notwendig großen Teilstücken mit einer genügend großen Wiederholungszahl auszustatten. Daß dies unbedingt notwendig ist, zeigt eindringlich das Beispiel des von FISCHER angegebenen Fichtenversuches. Mehr als 4 Wiederholungen wird man in keinem Falle unterbringen können. Auch hier bietet jedoch der forstliche Versuch besondere Möglichkeiten, sich einen Überblick über die Bodenunterschiede auch innerhalb der Blocks zu verschaffen. In Versuchen der Landwirtschaft pflegt man die Summe der Abweichungsquadrate und die Freiheitsgrade wie folgt aufzuteilen:



Da nun bei Aufnahme eines forstlichen Versuches das Ergebnis sowieso auf der Messung aller Einzelstämme aufgebaut ist, kann man hier von der Streuung der Einzelstämme ausgehen und folgende Streuungszergliederung durchführen:



Das Verhältnis der s^2 Rest/Fehler zeigt an, ob die Teilstückstreuung nach Abzug der Block- und Sorteneffekte noch einen überzufälligen Rest aufweist, der nur aus Bodenunterschieden innerhalb der Blocks erklärt werden kann. Einige bisher in dieser Weise ausgewertete, allerdings jüngere Versuche mit verschiedenen Holzarten haben ergeben, daß am Zustandekommen eines überzufälligen „Rests“ stets nur einige wenige Teilstücke beteiligt waren, die ohne weiteres auf das Niveau der anderen Teilstücke des betreffenden Blocks zu korrigieren sind. Weiter ergab sich jedoch, daß man, wie dies nicht anders zu erwarten war,

mit unterschiedlicher individueller Streuung von Sorte zu Sorte zu rechnen hat, wenn als Versuchsglieder verschiedene Holzarten in den Versuch eingehen. In diesem Falle also versagt unser Verfahren, und man kommt um höhere Wiederholungszahlen nicht herum. Man muß sich bei der Anlage langfristiger Versuche immer darüber klar sein, daß die großen Teilstücke eines solchen Versuches, noch dazu auf unseren ungleichmäßigen Waldböden, sehr unterschiedliche Bodenverhältnisse in einem Block zusammenfassen können.

So ist also die Verknüpfung von Zeit-, Standorts- und Versuchsgliedeffekten in der forstlichen Versuchsserie kein unlösbares Problem. Man hat nur in jedem Falle zu untersuchen, ob die Voraussetzungen für die Anwendung unseres Modells auch wirklich erfüllt sind. Das ist leicht möglich bei Verwendung eines graphischen Verfahrens, etwa gemäß (2) oder durch Zeichnung im Wahrscheinlichkeitsnetz. Absolute Übereinstimmung von Modell und Beobachtungen ist weder nötig noch möglich, wie man sich leicht klarmacht.

Zusammenfassung.

1. Bei der Auswertung forstlicher Versuchsserien ist es unmöglich, eine abgeschlossene Ertragsgröße in Rechnung zu stellen, vielmehr tritt neben die Faktoren Sorte und Standort gleichberechtigt die Zeit. Um trotzdem eine Aufteilung der Wechselwirkungen auf

die drei Faktoren zu ermöglichen, wird in Gleichung (4) ein Ansatz für die Methode der kleinsten Quadrate vorgelegt, der Unterschiede zwischen Wachstumsabläufen direkt festzustellen in der Lage ist.

2. Die notwendig großen Teilstücke des langfristigen forstlichen Versuches sind versuchstechnisch ungünstig, weil sie einmal große Wiederholungszahlen nicht zulassen, dann aber auch infolge ihrer Ausdehnung sehr unterschiedliche Bodenverhältnisse in einem einzigen Block zusammenfassen. Es wird deshalb empfohlen, bei der Auswertung derartiger Versuche von der Streuung der Einzelstämme auszugehen, falls diese für alle Sorten einheitlich ist. Dann ist es möglich, auch die Bodenunterschiede innerhalb der Blocks zu erkennen und auszuschalten.

Literatur.

1. FISCHER, F.: Beobachtungen an der Nachkommenschaft einer dickrindigen (lärchenrindigen) Fichte, *Picea abies* (L.) KARST, *lusus corticata*. Mitt. d. Schw. Anst. f. d. forstl. Versw. 29, 7—16 (1953). — 2. JOHNSON, H.: Hyridaspens ungdomsutveckling och framtidsprognos. Sv. Skogsv. För. Tidskr. 51, 53—96 (1953). — 3. MEYER, K.: Zur Frage der Leistung und des Ausbaus unseres Sortenversuchswesens. Z. f. Acker- und Pflanzenbau 92, 416—430 (1950). — 4. MITSCHERLICH, E.: Die Ertragsgesetze. Akademie-Verlag, Berlin 1948. — 5. STERN, K.: Methodik der vergleichenden Beurteilung von nach der Langparzellenmethode angelegten Kieferneinzelstammsaaten. Züchter 23, 1—16 (1953).

(Aus dem Institut für Gemüsebau der Staatl. Lehr- und Forschungsanstalt für Gartenbau in Weihenstephan).

Über den Einfluß der Korngröße des Saatgutes auf den Ertrag von Rettich und Kohlrabi.

Von R. v. HÖSSLIN.

Mit 2 Textabbildungen.

Mehrfache Hinweise in der Literatur lassen eine enge Beziehung zwischen der Korngröße des Saatgutes und dem Ertrag bei einigen Gemüsearten erkennen. So fand SCHWANITZ (1), daß sowohl bei Radieschen, wie auch bei Gartenkresse aus großen Samen höhere Erträge erzielt werden konnten als aus kleinen Samen. Er zieht daraus die Folgerung, daß die Selektion von Formen mit großen Samen bei Pflanzen mit kurzer Entwicklungsdauer bis zur Marktreife zu gesteigerten Erträgen führen könne. Durchaus tendenzgleiche Er-

In den Jahren 1951, 1952 und 1953 wurde daher an unserem Institut ein exakter Feldversuch mit Rettich und für die beiden letzten Jahre auch mit Kohlrabi durchgeführt. Über die Ergebnisse soll hier berichtet werden.

Versuchstechnik.

Die verwendeten Versuchsfelder liegen in freier Lage auf tiefgründigem, fruchtbarem, jedoch schwer bearbeitbarem Decklehm mit einem p_H -Wert zwischen

	Rettich			Kohlrabi	
	1951	1952	1953	1952	1953
Aussaat	23. 4.	23. 4.	23. 4.	27. 6.	14. 7.
erstes Auflaufen	4. 5.	2. 5.	4. 5.	14. 7.	22. 7.
Ernte	15.—22. 6.	13.—20. 6.	18.—23. 6.	13. 10.	9.—22. 10.

gebnisse erhielt KEPPLER (2) bei Radieschen. KUSMITSCHWA (3) fand sogar bei Gemüsearten mit erheblich längerer Entwicklungsdauer, wie Weißkohl, Blumenkohl, Gurken, Möhren und Speiserüben Beziehungen zwischen der Samengröße und der Größe der daraus erwachsenen Gemüse.

Nach diesen Unterlagen schien es ratsam, mindestens für Gemüsearten von kürzerer Entwicklungsdauer, die üblicherweise an Ort und Stelle ausgesät werden, eine weitere experimentelle Überprüfung der vorliegenden Verhältnisse anzustreben.

6,4 und 7,1. Das Klima Weihenstephans ist infolge der Höhenlage von 495 m über NN und der Nähe der Alpen sehr wechselvoll, durchschnittlich kühl und niederschlagsreich.

Das verwendete Saatgut wurde in allen Jahren bei bekannten Samenfirmen aus großen Samenbeständen abgeseibt und anschließend von Hand sorgfältig von allen Schmachtkörnern, sowie von mißfarbenen oder beschädigten Körnern befreit. Das Versuchssaatgut unterschied sich somit nur durch seine Größe, nicht aber durch die Qualität der Samen.