

6. On peut conclure, de l'évaluation statistique d'un grand nombre, d'échantillons, que le nombre de stomates par unité de longueur est relativement indépendant de l'action du milieu et dépend assez étroitement de facteurs génétiques.

7. Les caractéristiques des aiguilles d'un hybride «Loblolly pine» (*Pinus taeda* L.) X «Slash pine» sont intermédiaires entre celles des parents.

8. On propose de donner des valeurs numériques aux caractères qualitatifs des hybrides supposés, afin de déterminer leur degré d'hybridité par des tests biométriques.

9. La méthode décrite s'est révélée efficace pour évaluer les hybrides naturels supposés de «Slash pine» avec «Longleaf pine» (*P. palustris*) et «Slash pine» avec «Slash pine» variété du Sud de la Floride.

### Literature Cited

(1) ANDERSON, E.: Hybridization in American *Tradescantias*. I. A method for measuring species hybrids. *Annals Missouri Bot. Gard.* 23: 511–525 (1936). — (2) ANDERSON, E., and HUBBRICHT, L.: Hybridization in *Tradescantia*. III. The evidence of introgressive hybridization. *Amer. Jour. Bot.* 25: 396–402 (1938). — (3) BLISS, C. I., and CALHOUN, D. W.: An outline of biometry. Yale Cooperative Corporation, New Haven, Conn. 272 pp. (1954). — (4) CHAPMAN, H. H.: A new hybrid pine. *Jour. For.* 22: 729–734 (1922). — (5) CLAUSEN, J., KECK, D. D., and HIESEY, W. M.: Experimental studies on the nature of species. I. The effect of varied environments on western North American plants. Carnegie Inst. Washington, Publ. No. 520. 452 pp. (1939). — (6) FISHER, R. A., and YATES, F.: Statistical tables for biological, agricultural, and medical research. Oliver and Boyd, London. 112 pp. (1949). — (7) JOHNSON, L. P. V.: A descriptive list of natural and artificial interspecific North American forest tree genera. *Canadian Jour. Res., Sect. C. Bot. Sci.* 17: 411–444

(1939). — (8) LANGLET, OLAF: Proveniensa försök med olika trädslag. Översikt och diskussion av hittills erhållna resultat. *Svenska skogsv. Tidskrift.* 36: 57–278 (1938). — (9) LITTLE, E. L. JR., and DORMAN, K. W.: Slash pine (*Pinus elliottii*), including South Florida slash pine. S. E. For. Exp. Station, Stat. Paper No. 36. 82 pp. (1954). — (10) MERGEN, FRANÇOIS: Variation in 2-year-old slash pine seedlings. S. E., For. Exp. Station Research Notes 62. 2 pp. (1951). — (11) MERGEN, F., and HOEKSTRA, P. E.: Germination differences in slash pine from various sources. *South. Lumberman* 189 (2364): 62, 64, and 66 (1954). — (12) MOSS, E. H.: Natural pine hybrids in Alberta. *Canad. Jour. Res. Sect. C. Bot. Sci.* 27: 218–229 (1949). — (13) PAPAJOANNOU, J.: Über Artbastarde zwischen *Pinus brutia* und *Pinus halepensis* MILL. in Nordostchalkidiki (Griechenland). *Forstw. Cbl.* 58: 194–205 (1936). — (14) ROLLINS, R.: Evidence for natural hybridity between guayule (*Parthenium argentatum*) and mariola (*Parthenium incanum*). *Amer. Jour. Bot.* 31: 93–99 (1944). — (15) SAITO, Y.: On several cases of the intermediate pine between Japanese black pine and red pine. (In Japanese; English summary.) *Japanese Forestry Soc. Trans.* 59: 126–127 (1951). — (16) STEBBINS, G. L. JR.: Variation and evolution in plants. Columbia University Press. XIX + 643 pp. (1951). — (17) STOCKWELL, P., and RIGHTER, F. I.: *Pinus*. The fertile species hybrid between knobcone and Monterey pines. *Madrona* 8: 157–160 (1946). — (18) STOVER, E. L.: Varying structure of conifer leaves in different habitats. *Bot. Gaz.* 106: 12–25 (1944). — (19) TURESSON, J.: The genotypical response of the plant species to the habitat. *Hereditas* 3: 211–250 (1922). — (20) WAKELEY, P. C.: Working Plan for cooperative study of geographic sources of southern pine seed. Committee on Southern Forest Tree Improvements. Southern Forest Exp. Stat. 34 pp. (Processed) (1952). — (21) WEIDMAN, R. H.: Evidences of racial influence in a 25-year test of ponderosa pine. *Jour. Agricultural Research* 59: 855–887 (1939). — (22) WETTSTEIN, W.: Über Bastarde *Pinus nigra* var. *austriaca* X *silvestris*. *Zeit. f. Pflanzenzüchtung* 30 (3): 473–477 (1951). — (23) WRIGHT, J. W.: Cone characteristics and natural crossing in a population of  $F_1$  pine hybrids. *Z. Forstgenetik* 5: 45–58 (1956). — (24) ZOBEL, BRUCE: Oleoresin composition as a determinant of pine hybridity. *Bot. Gaz.* 113: 221–227 (1951a). — (25) ZOBEL, B.: The natural hybrid between Coulter and Jeffrey pines. *Evolution* 5 (4): 405–413 (1951b).

## Die statistische Auswertung von vergleichenden Versuchen

VON LARS STRAND, Vollebakk

Forstliche Versuchsanstalt Norwegens

(Eingegangen am 30. I. 1957)

Die Ergebnisse eines jeden Versuches bilden die Grundlage bestimmter, im Anschluß an den Versuch zu treffender Maßnahmen. Darum ist es wichtig, die Versuche so auszuführen, daß diese Maßnahmen sinnvoll sind. Zu diesem Zwecke mag die Statistik ein wertvolles Hilfsmittel sein.

Es wird oft gesagt, die erste Voraussetzung für die Anwendung statistischer Methoden sei ein Versuchsmaterial mit vielen Beobachtungen. In Wirklichkeit liegen die Dinge umgekehrt und vielleicht sind die statistischen Methoden eben dort von größerem Nutzen, wo man nur wenige Beobachtungen zur Verfügung hat. Man wird in diesen Fällen vor falschen Folgerungen bewahrt.

Daneben hat die Anwendung statistischer Methoden einen weiteren Vorteil: Es hat sich oft gezeigt, daß Fehler der Anlagepläne aufgedeckt werden, wenn die statistische Analyse einsetzt. Dies Moment ist vielleicht ebenso wichtig, wie das erstgenannte. Ein Versuch, welcher schlecht geplant ist, kann niemals so viele Informationen liefern, wie ein gut geplanter Versuch. Betreffs der Planung von Versuchen gibt es eine reichhaltige Literatur (z. B. FISHER 1953, COCHRAN and COX 1950), wo man die notwendigen Anweisungen finden kann. Die Prinzipien der verschiedenen

Anlagepläne werden daher hier nicht behandelt, es soll aber ein konkretes Beispiel dazu dienen, die Notwendigkeit einer guten Versuchsplanung zu unterstreichen. Zu diesem Zwecke wird ein Versuch von MÜNCH (1949) benutzt.

Als MÜNCH seine Versuche anlegte, war die Kenntnis statistischer Methoden nur gering. Für die folgende Diskussion ist es notwendig, darauf hinzuweisen. Der Versuch wird benutzt, um ein Beispiel zu haben und nicht um MÜNCH zu kritisieren.

Im Jahre 1932 wurde im Forstamt Spechtshausen, Abt. 141, ein Versuch mit Absaaten verschiedener Mutterbäume ausgelegt. Insgesamt 16 Sorten gingen in den Versuch ein, der außerdem Kontrollparzellen mit Pflanzen einer bestimmten Herkunft enthielt. Die Teilflächen der Sorten umfaßten 6 Reihen, die Kontrollteilflächen 3 Reihen. Jeder Sorten-Teilfläche war eine Kontrollteilfläche benachbart. Die letzte Aufnahme des Versuches wurde ausgeführt, als die Pflanzen 14 Jahre alt waren.

Ziel des Versuches war es zu untersuchen, ob die verschiedenen, in den Versuch eingegangenen Populationen identisch sind. Darum interessieren uns die beobachteten Höhen nur in dem Maße, als sie Aussagen über die „wah-

ren“ Höhen der Populationen liefern können. Unter der „wahren“ Höhe einer Population versteht man diejenige Höhe, die durchschnittlich gemessen worden wäre, wenn man den Versuch unendlich viele Male unter denselben Bedingungen durchgeführt hätte. *Es ist nur dann möglich, eine Aussage über die „wahre“ Höhe zu machen, wenn man eine Schätzung des Versuchsfehlers besitzt.*

Um die statistische Sicherung der Differenzen zwischen den Sorten nachzuprüfen, hat MÜNCH den Mittleren Fehler der Mittelwerte berechnet. Für jede Teilfläche wurde die Streuung der Höhen der Einzelstämme berechnet. Diese Streuung wurde dann durch die Wurzel der Stammzahl dividiert. Der auf diese Weise berechnete „Fehler“ kann aber nicht dazu benutzt werden, die verschiedenen Mittelwerte zu vergleichen, und zwar deshalb nicht, weil er lediglich die Variation innerhalb einer Teilfläche umfaßt. Wenn man aber die Sorten verschiedener Teilflächen vergleichen will, muß die Variation zwischen den Teilflächen im Fehler einbegriffen sein, denn es gibt immer kleine Bodenunterschiede zwischen den Teilflächen. Wenn dieser Umstand nicht berücksichtigt wird, errechnet man den Fehler stets zu klein und erhält zu viele signifikante Differenzen.

Der Versuch Spechtshausen ist ohne Wiederholungen angelegt, und man kann daher keinen Fehler berechnen. Einige Informationen hierüber kann aber die Variation zwischen den Kontrollteilflächen geben. Die Streuung zwischen den Mittelhöhen der Kontrollteilflächen ist 34 cm im Alter von 14 Jahren. Der mittlere Fehler der Differenz zwischen 2 Mittelhöhen ist daher  $34 \cdot \sqrt{2}$  cm = 48 cm. Ein Vergleich mit den von MÜNCH gefundenen Fehlern zeigt, daß diese kleiner sind: Sie schwanken zwischen 5,5 und 9,9 cm (für die Kontrollen). Die Fehler der Differenzen liegen zwischen 7,7 und 11,6 cm. Der große Unterschied zwischen MÜNCHS Fehlern und dem von uns berechneten beruht auf der Variation zwischen den Teilflächen, die nicht vernachlässigt werden kann.

Wahrscheinlich wird der Fehler der Sortenteilflächen etwas kleiner als 34 cm sein, denn die Kontrollteilflächen sind nur halb so groß wie diese.

Die Streuung zwischen den Mittelhöhen der Sorten ist 39 cm. Beide Höhenstreuungen können nun dazu benutzt werden, einen Test durchzuführen. Als Hypothese wird angenommen, daß alle Sorten aus der gleichen Population stammen. Diese Hypothese kann durch einen F-Test geprüft werden. F ist das Verhältnis zwischen der Sorten-Varianz (=  $1521 \text{ cm}^2 = 39^2 \text{ cm}^2$ ) und der Fehler-Varianz (=  $1156 \text{ cm}^2 = 34^2 \text{ cm}^2$ ).  $F = 1,32$ , ein Wert, der für 15 und 15 Freiheitsgrade am 5%-Niveau nicht signifikant ist.

Gegen diesen Test kann der Einwand erhoben werden, daß die Areale der Teilflächen nicht dieselben sind. Wahrscheinlich ist deshalb die Fehler-Varianz zu groß geschätzt. Um einen am 5%-Niveau signifikanten Wert für F zu erhalten, müßte die Fehler-Varianz ungefähr  $625 \text{ cm}^2$  groß sein.

Daß es in MÜNCHS Anlageplan unmöglich ist, eine gute Schätzung des Versuchsfehlers zu erhalten, ist der wichtigste Einwand, der hier erhoben werden muß. Es wäre besser, wenn Kontroll- und Sorten-Teilflächen gleiche Größen hätten. In diesem Falle aber würde das Gesamtareal der Kontrollflächen ebenso groß, wie das der Sortenteilflächen.

Anlagepläne mit Kontrollen wurden früher oft verwendet. Es hat sich aber gezeigt, daß diese Methode auch große Nachteile hat. Der größte Nachteil ist in dem erheb-

lichen Flächenaufwand zu sehen, der bei Einschaltung von Kontrollen entsteht. Es gibt gewiß Fälle, in denen die Anwendung von Kontrollen sehr wertvoll ist; eine Reduktion des Versuchsfehlers auf diese Weise mag z. B. möglich sein, wenn die Pflanzenzahl der einzelnen Sorten nur gering ist. Im allgemeinen scheint es aber besser zu sein, einen anderen Anlageplan zu wählen. Wenn man aber Kontrollflächen benutzt, so verwendet man bei der statistischen Auswertung mit Vorteil die Kovarianzanalyse (YATES 1936).

Nach diesen Bemerkungen zur Versuchsanlage gehen wir dazu über, die statistische Auswertung eines vollendeten Sortenversuchs zu besprechen.

Die erste Frage, die gewöhnlich gestellt wird, ist die nach dem Vorhandensein von Sortenunterschieden überhaupt. Zu diesem Zwecke verwendet man den F-Test. Wenn der F-Wert nicht signifikant ist, gibt es keine Grundlage für die Folgerung von Unterschieden der wahren Sortenmittelhöhen.

Wenn aber der F-Test signifikant ist, so wird oft die Frage gestellt, wo die ausgewiesenen Differenzen zu suchen sind. In vielen Versuchen bestehen die Sorten aus verschiedenen Gruppen. Es mag z. B. ein Versuch mit 3 Provenienzen und 2 Sorten je Provenienz angelegt worden sein. In diesem Falle ist es möglich, eine Einteilung a priori vorzunehmen, nämlich in 3 Provenienzgruppen. Die Quadratsumme für Sorten kann dann weiter aufgeteilt werden (siehe z. B. MATHER 1946). In den meisten Fällen ist es aber nicht möglich, eine Aufteilung a priori zu machen.

Eine gebräuchliche Methode ist in diesem Falle, eine „Differenz-Tabelle“ aufzustellen, wie z. B. MÜNCH (l. c.) es getan hat. Zu diesem Zwecke bildet man alle möglichen Sortendifferenzen des Versuches und prüft sie einzeln mit Hilfe des t-Tests. Wenn man diese Methode anwendet, so prüft man eigentlich  $\frac{n(n-1)}{2}$  Hypothesen (worin n die Zahl der Sorten ist). Ist die Sortenzahl groß, so wird man in den meisten Versuchen signifikante t-Werte finden, obwohl die Sorten alle aus derselben Population stammen. In einem Versuch mit 20 Sorten wird man z. B. signifikante t-Werte in mehr als 90% der Versuche finden, obwohl ein t benutzt wurde, das dem 5%-Niveau entspricht. Bei Anwendung einer „Differenz-Tabelle“ mit t-Test wird also das Signifikanz-Niveau an die Zahl der Differenzen geknüpft und nicht an die Zahl der Versuche.

Um diese Schwierigkeit zu vermeiden, sind mehrere andere Methoden vorgeschlagen worden. NEWMAN (1939), KEULS (1952) und DUNCAN (1955) schlagen vor, die Tests mit Hilfe des „range“ (Spannweite) durchzuführen. Um diese Methode zu illustrieren, soll hier ein Beispiel gegeben werden. Ein Versuch mit 5 Sorten hat das Ergebnis:

Sorte	A	B	C	D	E
Mittelhöhe	427	417	384	382	381 cm

Der Fehler (mit 18 Freiheitsgraden geschätzt) ist 5 cm. Tabellen über die „Studentisierte Spannweite“ geben an (PEARSON and HARTLEY 1943), daß die 5% Werte sind:

n =	2	3	4	5
r =	2,97	3,6	4,0	4,3

Werden die „Spannweite“-Werte mit dem mittleren Fehler (s) multipliziert, so erhält man:

n =	2	3	4	5
r · s =	14,0	18,0	20,0	21,5 cm

Die Differenz A—E = 46 cm ist größer als 21,5 cm, also sind die Sorten A und E verschieden. Man vergleicht dann weiter A und D: 427 cm — 382 cm = 45 cm, größer als 20,0 cm. Für A und C: 427 cm — 384 cm = 37 cm, größer als 18,0 cm. Für A und B: 427 cm — 417 cm = 10 cm, kleiner als 14,9 cm. Die beiden Sorten A und B bilden eine Gruppe.

In der gleichen Weise findet man, daß B verschieden ist von C, D und E, weil diese Sorten untereinander nicht verschieden sind. Dieses Ergebnis kann man durch Unterstreichen nicht unterschiedener Sorten veranschaulichen:

A    B        C    D    E

Eine Differenz zwischen zwei Sorten ist nur dann signifikant, wenn die Spannweite für jeden Satz signifikant ist, der die beiden Sorten enthält. Zwei in der Reihenfolge benachbarte Sorten („Nachbarsorten“) können nicht signifikant verschieden sein, wenn z. B. diese beiden Sorten und eine andere Sorte eine Spannweite bilden, die nicht signifikant ist. Die Nachbarsorten C und D sind z. B. nicht signifikant verschieden, wenn die Sorten C, D und E nicht verschieden sind, obwohl die Differenz zwischen C und D signifikant ist.

Man kann bei Anwendung der Methode Fälle erhalten, in denen das Ergebnis so aussieht:

A    B    C    D    E

Das bedeutet: A B C, B C D und C D E sind nicht unterschieden, aber A ist verschieden von D und E, B ist verschieden von E. Mit einem solchen „unlogischen“ Ergebnis muß man sich zufrieden geben. Es kommt zustande, weil wir nicht die „wahren“ Werte kennen, sondern nur einige Intervalle, innerhalb derer die „wahren“ Werte liegen.

Bei der hier dargestellten Methode bekommt man signifikante Werte in 5% aller Versuche, wenn die Sorten aus derselben normalen Population stammen. DUNCAN (1955) hat das Signifikanzniveau ein wenig geändert, es würde aber zu weit führen, die Ursachen hierfür näher zu diskutieren.

Um diese Spannweiten-Methode zu prüfen, wurde ein Experiment ausgeführt: Aus einer Tabelle zufälliger und normal verteilter Variabler (WOLD 1948) wurden 2500 Zahlen gezogen. Für jede Gruppe zu 5 Zahlen wurde der Spannweiten-Test ausgeführt, wie im obigen Beispiel erläutert. Eine jede Gruppe sollte einem Versuch mit 5 Sorten ähneln. Nennt man die Sorten A, B, C, D und E, wobei A die größte und E die kleinste ist, so kann man das Ergebnis wie folgt wiedergeben:

Differenz	Zahl der sign. Diff.	%
A — E	23	4,6
A — D, B — E	11	2,2
A — C, B — D, C — E	6	1,2
A — B, B — C, C — D, D — E	2	0,4
	42	8,4

Die Differenzen A—D, B—E usw. wurden nur dann als signifikant notiert, wenn die Differenz A—E ebenfalls signifikant war usw. Das Ergebnis zeigt, daß ungefähr 5% der Differenzen A—E signifikant waren. Dies entspricht der Theorie. Außerdem wurden auch andere signifikante Differenzen gefunden, so daß insgesamt 8,4% der Differenzen signifikant waren. Dies zeigt, daß bei Verwendung des Spannweiten-Tests signifikante Differenzen in unge-

fähr 5% der Versuche, aber für mehr als 5% aller Differenzen zu finden sind.

Die Spannweiten-Methode ist noch nicht so durchgeprüft worden, wie z. B. der F-Test. Man weiß daher nicht, ob das Signifikanz-Niveau erheblich verändert wird, wenn die Population nicht normal ist. Wir haben aber bisher kein besseres Verfahren, um die Sortenmittel eines Versuches untereinander zu vergleichen.

### Zusammenfassung

Eine aus der Varianz der Einzelbaumhöhen abgeleitete Schätzung des Versuchsfehlers umfaßt lediglich die Variation innerhalb der betreffenden Sortenteilstücke und ist deshalb nicht für einen Signifikanztest der Differenzen zwischen den Mittelwerten von Teilstücken verwendbar, selbst wenn diese benachbart liegen. Ein Fichtenversuch von MÜNCH (1949) diente als Rechenbeispiel. Der Versuchsplan ließ keine exakte Schätzung zu, da keine Wiederholungen gegeben sind.

In einem gut geplanten Versuch liefert die erste Aussage über die Heterogenität der Sortenmittel der F-Test. Erhält man einen nichtsignifikanten F-Wert, so ist ein weiteres Suchen nach Sortenunterschieden unzulässig. Ebenso ist es unzulässig, selbst bei einem signifikanten F-Wert, in einer „Differenztafel“ alle möglichen Sortendifferenzen zusammenzustellen und gegen den Fehler im t-Test zu prüfen, da in diesem Falle statt einer einzigen Hypothese, auf die sich die Tafelangaben für t beziehen, deren  $\frac{n(n-1)}{2}$  geprüft werden, und infolgedessen die angenommene Signifikanzschwelle nicht mehr zutrifft. Stattdessen sollte man den „Spannweitentest“ von NEWMAN (1939), KEULS (1952) und DUNCAN (1955) verwenden, obwohl dieser noch nicht in allen Einzelheiten theoretisch durchgeprüft ist.

### Summary

Title of the paper: *The Statistical Evaluation of Comparative Trials.* —

An estimation of the error of an experiment derived from the variance of single tree heights only includes the variation within the plots in question. It is therefore not suitable for a test of significance of the differences between the mean of the plots even if they are lying adjacent to one another. A trial with spruce of MÜNCH (1949) is used as an example. The plan of this trial admits of no exact estimation because there were no replications.

In a well founded trial the evidence of the heterogeneity of the means of the varieties is assessed by the F-test. If the F-ratio is not significant a further attempt to display varietal differences is inadmissible.

Even if the F-ratio is significant, it is inadmissible, for example, to arrange the differences for all possible pairs of varieties in a “difference table” and to test them against the error by means of the t-test. The statistical tables of t are appropriate for testing, at given levels of significance, the difference between two prescribed values, but not the range of sets of more than two values. In testing  $\frac{n(n-1)}{2}$  differences therefore the assumed value of significance will not be the actual one. Instead the range tests of NEWMAN (1939), KEULS (1952) and DUNCAN (1955) should be used although all the properties of these tests have not yet been theoretical fully worked out.

### Résumé

Titre de l'article: *Evaluation statistique des essais comparatifs*. —

L'estimation de l'erreur dans une expérience sur la variation de hauteurs individuelles porte seulement sur la variation à l'intérieur des parcelles. Elle ne convient donc pas pour tester les différences entre les moyennes des parcelles, même si elles sont adjacentes. On prend comme exemple une plantation comparative d'épicéa de MÜNCH (1949). Le plan de cette expérience ne permet aucune estimation exacte, car il ne comporte pas de répétitions.

Dans une expérience rationnellement disposée, la preuve de la différence entre les moyennes des variétés est donnée par le test de F. Si F n'est pas significatif, toute nouvelle tentative de mettre en évidence des différences est inadmissible. Même si F est significatif, il est inadmissible, par exemple, d'arranger les différences pour toutes les paires possibles en une «table des différences» et de tester l'erreur par le test de t. Les tables de t conviennent pour tester, à des niveaux donnés de probabilité, la différence entre deux valeurs données, mais non la série des arrangements de plus de deux valeurs. En

testant  $\frac{n(n-1)}{2}$  différences, la valeur supposée du degré de signification ne sera pas la valeur réelle. Il faut employer à la place les tests des séries de NEWMAN (1939), KEULS (1952) et DUNCAN (1955) bien que toutes les propriétés de ces tests n'aient pas encore été complètement étudiées sur le plan théorique.

### Literatur

COCHRAN, W. G., and COX, G. M.: *Experimental Designs*. Wiley, New York and London 1950. 454 pp. — DUNCAN, D. B.: Multiple range and multiple F tests. *Biometrics* 11, 1—42 (1955). — FISHER, R. A.: *The design of experiments*. Oliver and Boyd, London 1953. 244 pp. — KEULS, M.: The use of the "Studentized range" in connection with an analysis of variance. *Euphytica* 1, 112—122 (1952). — MATHER, K.: *Statistical analysis in biology*. Methuen and Co., London 1946. 267 pp. — MÜNCH, E.: *Beiträge zur Forstpflanzenzüchtung*. Bayer. Landwirtschaftsverlag, München 1949. 116 pp. — NEWMAN, D.: The distribution of the range in samples from a normal population, expressed in terms of an independent estimate of standard deviation. *Biometrika* 31, 20—30 (1939). — PEARSON, E. S., and HARTLEY, H. O.: *Tables of the probability integral of the studentized range*. *Biometrika* 33, 89—99 (1943). — WOLD, H.: *Random normal deviates*. Tracts for computers no. XXV. Univ. Press, Cambridge 1948. 51 pp. — YATES, F.: A new method of arranging variety trials involving a large number of varieties. *Jour. Agr. Sci* 26, 424—455 (1936).

## Investigations on the Intermediate Type between the Austrian and the Scots Pine

By M. VIDAKOVIĆ

Institute of Botany,  
Faculty of Agriculture and Forestry,  
Zagreb, Yugoslavia

(Received for publication February 11, 1957)

### Introduction

The present investigations were made at the Arboretum of the Royal Veterinary and Agricultural College, Copenhagen, where I studied from the autumn of 1955 until the summer of 1956 as a fellowship holder of the Danish Government. I am much indebted to the Director of the Arboretum, Dr. C. SYRACH LARSEN, as well as to his collaborators, for the help afforded to me during our discussions. The Arboretum gave me all facilities to perform the necessary trips in the field to collect experimental material; for this I am also grateful. The cytological part of the investigations was made at the Department of Genetics, the Royal Veterinary and Agricultural College, Copenhagen. I am much indebted to Professor Dr. C. A. JØRGENSEN, head of the Department, and to his assistant Mr. H. CHRISTIANSEN, for the technical help given to me in my work.

I made the statistical interpretation of the experimental material at the Institute for Forest Mensuration, Agricultural and Forestry Faculty, Zagreb, under the guidance of Docent Dr. B. EMROVIĆ, to whom I herewith express my sincere thanks.

In the autumn of 1955 in the company of Mr. K. BRANDT I visited some pine plantations in the area of Djursland at Emmedsbo near Grenaa, East Jutland, Denmark. Mr. A. CRISTENSEN, chief forest officer of that district, drew our attention to three pine trees of the same age growing in a



Fig. 1. — Investigated tree from Emmedsbo. Photo. SØEGAARD.