

Edinburgh 1964. Abstr. Nr. 305, p. 134 (1964). — BOUVAREL, P.: Race ou variation clonale. Rev. For. Franc. 1959: 463—464. — BRADSLAW, A. D.: Inter-relationship of genotype and phenotype in a varying environment. Scott. Plant Breedg. St. Rec. for 1964: 117—125 (1964). — BUSSE, J.: Einfluß des Alters der Mutterkiefern auf ihre Nachkommenschaft. Mitt. Deutsch. Dendrol. Ges. 43: 61—74 (1931). — CARSON, H. L.: Genetic conditions which promote or retard the formation of species. In: Cold Spring Harbor Symp. Quant. Biol. 24: 87—105 (1959). — DIECKERT, H.: Einige Untersuchungen zur Selbststerilität und Inzucht bei Fichte und Lärche. Silvae Genet. 13: 77—86 (1964). — EIS, S.: Development of white spruce and alpine fir seedlings on cut-over areas in the central Interior of British Columbia. For. Chron. 41: 419—431 (1965). — FALCONER, D. A.: Introduction to quantitative genetics. Oliver and Boyd, Edinburgh, 365 p. (1960). — FISHER, R. A.: Gene frequencies in a cline determined by selection and diffusion. Biometrics 6: 353—361 (1950). — FORD, E. B.: Ecological genetics. Wiley, New York, 335 p. (1964). — FOWLER, D. P.: Effects of inbreeding in red pine, *Pinus resinosa* AIT. I. Introduction, Natural Variation. Silvae Genet. 13: 170—177 (1964). — FOWLER, D. P.: Pine and spruce breeding at the Southern Research Station, Maple, Ontario. Proc. Tenth. Meetg. Comm. For. Tree Breedg. Canada, Vancouver, 1966, Part II: 37—45 (1966). — GREATHOUSE, T. E.: Inheritance of germinative energy and germinative capacity in Douglas-fir. In: U. S. For. Serv. Res. Paper NC-6: 60—62 (1966). — HALDANE, J. B. S.: The theory of a cline. J. Genetics 48: 277—284 (1948). — HILTS, G. A.: Field methods for investigating site. Ontario Dept. of Lands and Forests, Site Res. Manual No. 4, 120 p. (1955). — HOFFMANN, K.: Bedeutung des Augusttriebes für den Fichtenanbau im Pleistozän der DDR. Soz. Forstwirtschaft. 5: 204—207 (1965). — HUXLEY, J.: Clines: an auxiliary taxonomic principle. Nature 142: 219—220 (1938). — KEMPTHORNE, O.: An introduction to genetic statistics. Wiley, New York, 545 p. (1957). — LANGNER, W., and STERN, K.: Untersuchungen über den Austriebstermin von Fichten und dessen Beziehungen zu anderen Merkmalen. Allg. Forst- u. Jagdztg. 135: 53—60 (1964). — LINDQUIST, B.: Forstgenetik in der schwedischen Waldbaupraxis. Obers. v. J. RÄDER-ROITZSCH u. I. PEIN. Neumann, Radebeul, 167 p. (1951). — MATHER, K.: The genetical structure of populations. Symp. Soc. Exp. Biol. 7: 66—95 (1953). — MAYR, E.: Animal species and evolution. Belknap Press, Harvard Univ., Cambridge, Mass. 797 p. (1963). — MORGENSTERN, E. K.: Genetische Variation von *Picea mariana* (MILL.) B. S. P. Dissertation, Math.-Naturw. Fak. Univ. Hamburg, 77 p. (1966). — MORGENSTERN, E. K.: Genetic variation in seedlings of *Picea mariana* (MILL.) BSP. I. Correlation with ecological factors. Silvae Genetica 18: 151—161 (1969). — NAMKOONG, G.: Inbreeding effects on estimation

of genetic additive variance. For. Sci. 12: 8—43 (1966). — NIENSTAEDT, H.: Late flushing white spruce clones show less spring frost injury. In: Annual Report. Lake States For. Exp. Sta., For. Serv., U. S. Dept. of Agriculture, p. 5 (1963). — NILSSON, B.: Studier av avkommor efter korsning mellan gran av svensk och mellanneuropeisk proveniens. In: Föreningen Skogsträdsförädling Årsbok 1963, p. 1—23 (1964). — ORR-EWING, A. L.: A cytological study of the effects of self-pollination on *Pseudotsuga menziesii* (MIRB.) FRANCO. Silvae Genet. 6: 179—185 (1957). — PLACE, I. C. M.: The influence of seed-bed conditions on the regeneration of spruce and balsam fir. Canada Dept. North. Aff. and Nat. Resources, For. Br. Bull. 117, 87 p. (1955). — RIGTER, F. I.: Pinus: the relationship of seed size and seedling size to inherent vigour. J. For. 43: 131—137 (1945). — RUBNER, K.: Die pflanzengeographischen Grundlagen des Waldbaues. 5th ed. Neumann, Radebeul, 620 p. (1960). — RUDOLPH, T. D.: Lammas growth and prolepsis in jack pine in the Lake States. For. Sci. Monograph 6, 70 p. (1964). — SARVAS, R.: Investigations on the flowering and seed crop of *Pinus silvestris*. Comm. Inst. Forest. Fenniae 53 (4): 1—98 (1962). — SCHELL, G.: Keimschnelligkeit als Erbeigenschaft. Silvae Genet. 9: 48—53 (1960). — SCHMIDT-VOGT, H., (ed.): Forstsamengewinnung und Pflanzenanzucht für das Hochgebirge. BLV Verlagsgesellschaft, München, 248 p. (1964). — SIMAK, M., and GUSTAFSSON, A.: Fröbeskaffenheten hos moderträd och ympar av tall. Meddel. f. Statens Skogsforskningsinst. 44 (2): 1—83 (1954). — SNEDECOR, G. W.: Statistical methods. 5th ed. Iowa State College Press, Ames, Iowa, 534 p. (1956). — SORENSEN, F.: Inheritance of cytoleone number in Douglas fir. For. Sci. 12: 175—176 (1966). — SQUILLACE, A. E.: Geographic variation in slash pine. For. Sci. Monograph 10, 65 p. (1966). — STEEL, R. G. D., and TORRIE, J. H.: Principles and procedure of statistics. McGraw-Hill, New York, 481 p. (1960). — STERN, K.: Plusbäume und Samenplantagen. Sauerländer's Verlag, Frankfurt a. M., 116 p. (1960). — STERN, K.: Herkunftsversuche für Zwecke der Forstpflanzenzüchtung, erläutert am Beispiel zweier Modellversuche. Züchter 34: 181—219 (1964). — SZIKLAI, O.: Variation and inheritance of some physiological and morphological traits in Douglas-fir. In: U. S. For. Serv. Res. Paper NC-6: 62—67 (1966). — TURESSON, G.: The species and the variety as ecological units. Hereditas 3: 100—113 (1922). — VINCENT, G.: Zertifizierung von Forstsaatgut und seine standortsgemäße Obertragung. 14th Intern. Seed Testing Congr., Munich 1965. Preprint 12, 7 p. (1965). — WECK, J.: Forstliche Zuwachs- und Ertragskunde. 2nd ed. Neumann, Radebeul, 160 p. (1954). — WILUSZ, W.: The influence of stand age on the quality of 50-year old *Pinus silvestris* progeny. Arboretum Kornickie (Kornik, Poland) 11: 259—266 (1966). — WRIGHT, J. W., and BULL, W. I.: Geographic variation in Scotch pine. Results of a 3-year Michigan study. Silvae Genet. 12: 1—25 (1963).

Unterscheidung von Pappelklonen

I. Die Variation einzelner Merkmale

Von HANS H. HATTEMER*)

(Eingegangen am 15. 6. 1968)

Allgemeines

Vorbemerkungen

Die hier mitgeteilten Auswertungen stellen eine Gemeinschaftsarbeit des Instituts für Forstgenetik und Forstpflanzenzüchtung in Schmalenbeck und des Lehrstuhls für Forstgenetik und Forstpflanzenzüchtung in Hann. Münden dar. Dem Direktor jenes Instituts, Herrn Prof. Dr. W. LANGNER, sowie dem Inhaber des Lehrstuhls in Hann. Münden, Herrn Prof. Dr. K. STERN, sei für die Unterstützung der Arbeiten und für vielfältige Anregungen herzlicher Dank ausgesprochen.

Das Versuchsmaterial entstammt zum größeren Teil einem Baumschulversuch der Zweigstelle Wächtersbach des Instituts in Schmalenbeck. Dem Leiter der Zweigstelle,

Herrn Lfm. Dr. H. H. HEITMÜLLER, nunmehr in Bonn, sei für die Betreuung dieses Versuchs ebenso herzlich gedankt. Das Personal dieser Zweigstelle hat die Pflege des Versuchs sowie die sehr zahlreichen Blattmessungen besorgt, wofür auch an dieser Stelle seitens der beteiligten Institute nochmals Dank und Anerkennung ausgesprochen seien.

Die Durchführung der Arbeit wurde durch das Bundesministerium für Ernährung, Landwirtschaft und Forsten unterstützt. Die maschinellen Auswertungen fanden am Rechenzentrum der Universität Hamburg sowie am Rechenzentrum der Ärodynamischen Versuchsanstalt der Max-Planck-Gesellschaft in Göttingen statt. Dem Verfasser eines Großteils der Programme, Herrn M. SIEG, Hamburg, ist Vf. für seine tatkräftige und umsichtige Mitarbeit sehr zu Dank verpflichtet.

Zu einem geringeren Teil wurde Versuchsmaterial zwei Feldversuchen mit Schwarzpappel-Hybridklonen (sog. 16-Sorten-Versuch) im Bereich des Niedersächsischen Forstamts Harsefeld sowie des Bayerischen Forstamts Tännenberg entnommen. Für die Betreuung dieser Versuchsflä-

*) Institut für Forstgenetik und Forstpflanzenzüchtung in Schmalenbeck der Bundesforschungsanstalt für Forst- und Holzwirtschaft sowie Lehrstuhl für Forstgenetik und Forstpflanzenzüchtung der Forstlichen Fakultät der Universität Göttingen in Hann. Münden.

chen sei den Vorständen dieser Forstämter und dem seinerzeit damit beauftragten Ausschuß für die Biologie der Pappel der Deutschen Pappelkommission (damaliger Erster Vorsitzender Herr Prof. Dr. E. ROHMEDEK, München) ebenfalls im Namen der beteiligten Institute bestens gedankt.

Einleitung

Bei der Sicherung der Identität von Zuchtmaterial bei Bäumen und bei der Führung zentraler Register ist vegetativen Merkmalen der Vorzug zu geben, da sie früher als generative Merkmale erhoben werden können und damit eine wesentliche Verkürzung der Versuchszeiträume erlauben. Mit Anwachsen der Zahl zu unterscheidender Sorten wird das Sortiment jedoch sehr schwer überschaubar, so daß man unter Einschaltung eines Rechengertes geeignete biometrische Methoden zu Hilfe nehmen wird. Gewisse Umstände führen dabei zur Verwendung nur quantitativer Merkmale der Baumschulpflanzen. (Prinzipiell ist die Verwendung auch qualitativer Merkmale in multivariaten Verfahren wie etwa der Diskriminanzanalyse möglich.) Der Schwerpunkt der infolge ihrer Objektivität unabhömmlichen biometrischen Methoden liegt einmal im Nachweis der Verschiedenheit der Sorten, zum anderen bei der Suche nach den für die Unterscheidung besonders geeigneten Merkmalen. Immer wird man jedoch sein Augenmerk auf mehrere Merkmale richten, um eine Stichprobe der Wirkungen mehrerer Loci zu erhalten.

Neben Aussagen über die Sicherheit getroffener Entscheidungen über Identität bzw. Verschiedenheit von Sorten und Aussagen über den Wirkungsgrad der eingesetzten Methoden genießt also die Suche nach den wirksamsten Merkmalen im Zusammenhang mit wirtschaftlichen Überlegungen vorrangige Bedeutung. Einige dieser Probleme sollen am einfachsten Fall, nämlich klonvermehrten Sorten, erläutert werden.

Material

Der erwähnte Baumschulversuch in der Nähe von Wächtersbach in Hessen enthielt 101 Klone, die sich auf vier taxonomische „Gruppen“ verteilten: *Populus deltoides*, *P. trichocarpa*, *P. × euramericana* und Hybriden zwischen den Sektionen *Aigeiros* und *Tacamahaca*. Der Versuch wurde im Frühjahr mit Stecklingen in zwei vollständigen zufälligen Blocks begründet; die Entnahme des Blattmaterials erfolgte im Juli der gleichen Vegetationsperiode. Die Parzellen waren als Reihen ausgepflanzt und jede solche Parzelle umfaßte ursprünglich 30 Stecklinge im Verband 1 × 1 m. Da nicht alle Stekhölzer austrieben, standen im Juli nur insgesamt 2562 Bäume zur Verfügung, von denen je fünf Blätter aus dem obersten Drittel des Triebs entnommen wurden. Im Interesse einer besseren zeitlichen Verteilung der Meßarbeiten an den im Verlauf einiger Tage entnommenen Blättern (die Blätter befanden sich noch im Wachstum) erfolgten alle Messungen einheitlich an Herbarmaterial. Leider erwies sich die eine der beiden Wiederholungen als sehr geringwüchsig, so daß die dort stehenden Bäume zum Teil erhebliche Abweichungen in den erreichten Blattdimensionen zeigten. In Verbindung mit Abb. 1 gibt die Tab. 1 eine Übersicht über die erhobenen morphologischen Blattmerkmale.

Die Merkmale 1 und 3 geben zusammen ein Maß für die Größe der Blattspreite ab. Im Zusammenhang mit Merkmal 2, der Blattstiellänge, ist ganz allgemein die Größe des gesamten Blattorgans beschrieben. Bei den Merkmalen 5 und 6 handelt es sich um zwei basisnahe Messungen der Blattspreitenbreite derart, daß die beiden Meßlinien 5 bzw.

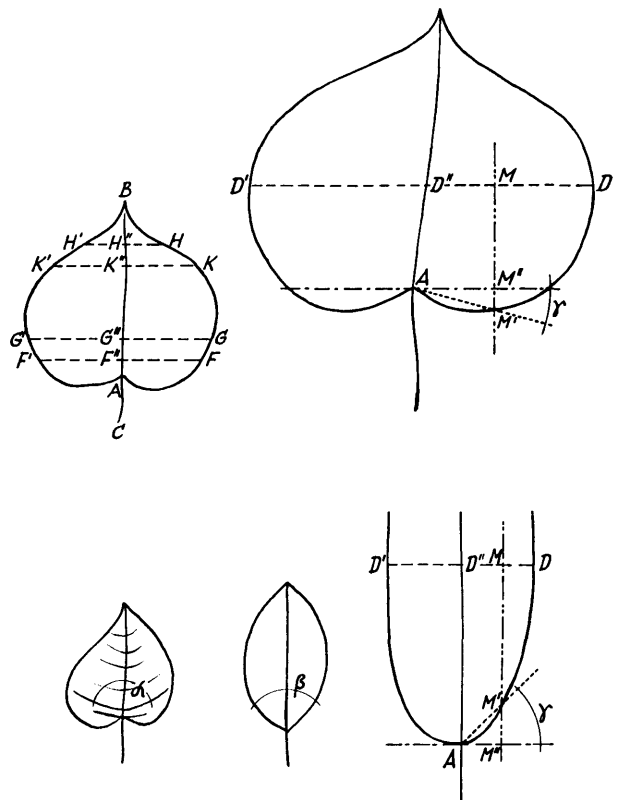


Abb. 1. — Schematische Darstellung einiger Blattformen mit der Bezeichnung gemessener Dimensionen und Winkel.

15 mm vom Punkt A entfernt sind, der als Blattgrund die Stelle bezeichnet, mit der die Blattspreite am Blattstiel inseriert ist. Ganz entsprechend bezeichnen die Merkmale 7 und 8 die Blattspreitenbreite in zwei verschiedenen Entfernungen (5 bzw. 10 mm) von der Blattspitze. Mit diesen vier Merkmalen 5 bis 8 sollten solche Maße der Blattbreite gefunden werden, die von der allgemeinen Blattgröße möglichst wenig abhängig sind. Das Meßverfahren bei den Merkmalen 5 bis 8 ließe sich weiter ausdehnen, indem man das Blatt in ein rechtwinkliges Koordinatensystem so einlegt, daß der Blattgrund mit dem Koordinatenanfangspunkt und die Hauptader mit der Abszissenachse zusammenfallen. Sodann können in dichten Abständen die Blattbreiten beidseitig als Ordinaten gemessen werden, was eine gute Erfassung der Blattspreitenfläche, der Blattspreitenform und eventueller Asymmetrien ermöglicht. Bei der wenig gegliederten Form der Pappelblätter scheint hierfür jedoch kein Anlaß vorzuliegen, so daß Beschränkung auf die wenigen Blattbreiten in fixen Abständen von Blattgrund bzw. Blattspitze angezeigt ist.

Das Merkmal 4 mißt die Entfernung auf der Blatthauptader, die durch die Meßlinie des Merkmals 3 und den Blattgrund begrenzt wird. Merkmal 4 wird damit größere Werte annehmen, je weiter die größte Blattspreitenbreite distal verschoben ist.

Merkmal 9 ist ein Maß dafür, ob die Blattbasis in einem stumpfen, spitzen oder gestreckten Winkel abläuft. Bei der Messung dieses Merkmals wurde so verfahren: Die größte Blattbreite wurde durch 4 dividiert, so daß die Entfernung DM ein Viertel der Entfernung DD' beträgt. In dem sich ergebenden Punkt M wurde eine Parallele zur Blatthauptader konstruiert und durch den Blattgrund A wurde eine Parallele zur Meßlinie DD' gelegt. M'' ist damit der Schnittpunkt der Parallelen zur Hauptader durch den Punkt M und der Parallelen zur Meßlinie DD' durch den Punkt A.

Tab. 1 — Übersicht der Merkmale.

Merkmal	Beschreibung
1	AB Hauptaderlänge
2	AC Blattstiellänge
3	DD' größte Blattspreitenbreite
4	AD'' Entfernung der Meßlinie der größten Blattspreitenbreite zum Blattgrund
5	FF' Blattspreitenbreite (F''A = 5 mm)
6	GG' Blattspreitenbreite (G''A = 15 mm)
7	HH' Blattspreitenbreite (H''B = 5 mm)
8	KK' Blattspreitenbreite (K''B = 10 mm)
9	M'M'' Maß für die Ausformung des Ablaufs der Blattbasis
10	α durch das erste Paar kräftiger Seitenadern eingeschlossener Winkel (über beide Blatthälften)
11	β durch den Ablauf der Blattbasis eingeschlossener Winkel (über beide Blatthälften)
12	γ $2(90 + \frac{180}{\pi} \arctan \frac{4x_9}{x_3})$ unter Annahme völliger Symmetrie des Blatts errechnet
13	$\frac{x_3}{x_1}$ Längen-Breitenindex der Blattspreite
14	$\frac{x_2}{x_1}$ Blattstielindex
15	$\frac{x_2}{x_1 + x_2}$ Blattstiellänge relativ zur Gesamtlänge des Blattorgans
16	$\frac{x_4}{x_1}$ relative Lage der größten Blattspreitenbreite
17	$\frac{x_5}{x_6}$ Abnahme der Blattspreitenbreite in Richtung auf den Blattgrund
18	$\frac{x_7}{x_8}$ Abnahme der Blattspreitenbreite in Richtung auf die Blattspitze

Anm.: Die Merkmale x_{13} bis x_{18} variieren zwischen Null und eins.

Von diesem Punkt M'' wurde nun die Entfernung zur Blattbasis gemessen, wobei der Punkt M' immer auf den Blattgrund zu liegen kam. Dieses scheinbar umständlich zu messende Merkmal ist jedoch durch den Gebrauch von drei transparenten Maßstäben recht einfach zu erheben. M'M'' nimmt im Falle herzförmiger Blattbasis Werte > 0 an; bei Vorliegen von Querbasis besitzt dieses Merkmal Werte ≈ 0 , und bei Keilbasis schließlich ergeben sich Werte < 0 . Die Wahl dieses im folgenden nicht ganz zutreffend, aber der Einfachheit halber als „Einzug“ bezeichneten Merkmals erfolgte zur Umgehung gewisser Subjektivität, die bei der direkten Messung des Ablaufwinkels der Blattbasis unvermeidlich ist; denn die Blattbasis ist so gut wie nie gerade, sondern fast stets gekrümmt. Der Unterschied von Blattspreiten- und Hauptaderlänge wird von JEFFERS (1966) auf Klone mit Herz- und Querbasis angewandt.

Die Merkmale 10 bis 12 stellen verschiedene Winkel im Zusammenhang mit dem Ablauf der Blattbasis dar. Und zwar mißt Merkmal 10 den Winkel α ganzseitig zwischen dem ersten Paar kräftig entwickelter Blattnebenadern. Merkmal 11 bezeichnet den von beiden Seiten der Blatt-

basis eingeschlossenen Winkel β so, daß immer auf der Blattfläche gemessen wird. Der als Merkmal 12 bezeichnete Winkel γ schließlich wird nicht direkt erhoben, sondern unter der Annahme vollständiger Symmetrie der Blattspreite aus den Merkmalen 3 und 9 berechnet.

BROEKHUIZEN (1964) und JEFFERS (1966) verwenden in diesem Zusammenhang nicht Messungen der Blattspreitenbreite in fixierten Abständen zu Blattspitze bzw. Blattgrund, sondern messen die Breite in $\frac{1}{4}$, $\frac{1}{2}$ und $\frac{3}{4}$ der Hauptaderlänge. Diese Merkmale sind besonders für die Messung der Blätter in frischem Zustand geeignet, da sich die betreffenden Meßlinien leicht durch zweimaliges Knicken feststellen lassen. Diese Merkmale wurden in anderen, hier nicht beschriebenen Versuchen mit Hybridaspens mit Erfolg angewandt.

Die Merkmale 10 bis 12 stellen in Wirklichkeit bereits nicht mehr Messungen von Dimensionen, sondern von Proportionen des Blatts dar (BURNABY 1966), wofür das Merkmal 12 ein anschauliches Beispiel liefert.

Die Merkmale 13 bis 18 sind nun weitere, aus den ersten acht direkt gemessenen Merkmalen berechnete Quotienten. Das Merkmal 13, der sog. Blattindex, wurde wie alle folgenden Merkmale so berechnet, daß der als kleiner erwartete Meßwert in den Zähler kam, die resultierenden Werte also $0 < x < 1$ betragen. Der sog. Blattstielindex wurde in Form der Merkmale 14 und 15 einmal mit der Hauptaderlänge und zum anderen mit der Länge des gesamten Blattorgans als Bezugsgröße berechnet. Im Merkmal 16 wurde das Merkmal 4 mit der Blatthauptaderlänge in Beziehung gesetzt, d. h. es sollte die relative Entfernung der Meßlinie DD' zum Blattgrund zum Ausdruck gebracht werden. Schließlich bezeichnen die Merkmale 17 und 18, wie rasch sich die Blattspreite vom Blattgrund her verbreitert bzw. zur Blattspitze hin verzüngt.

Auf die Nachteile der Verwendung solcher Indizes statt der ausschließlichen Verwendung der zugrundeliegenden Dimensionen wurde von verschiedenen Autoren hingewiesen; darauf wird im Ergebnisteil der Arbeit noch einzugehen sein. Es sei hier lediglich darauf verwiesen, daß die vorliegende Arbeit nur praktische Ziele verfolgt und daß die verwendeten Indizes wegen ihrer Anschaulichkeit in der praktischen Arbeit bei der Unterscheidung von Pappelklonen gebräuchlich sind.

Auf den beschriebenen Versuch wird im folgenden unter der Bezeichnung Material I Bezug genommen.

Das Material II, die beiden erwähnten Feldversuche Tännenberg (Pa 24) und Harsefeld (Pa 29), sind Teilversuche einer größeren Feldversuchsserie mit 16 Klonen von Schwarzpappelhybriden mit mehreren Wiederholungen (HATTEMER 1967). Eine Versuchspartelle enthielt ursprünglich zwei Bäume im Pflanzverband 5×5 m. Auf Pa 24 wurden aus insgesamt 6 Wiederholungen alle noch vorhandenen Bäume herangezogen, so daß ein Klon durch 10 bis 12 auf sechs Wiederholungen verteilte Bäume repräsentiert war. Im Fall der Versuchsfläche Pa 29 kam es dagegen zu keinen Ausfällen, so daß alle 10 Bäume der insgesamt fünf Wiederholungen in die Untersuchungen einbezogen werden konnten.

Das Alter der beiden Versuchsflächen betrug bei der Entnahme des Blattmaterials fünf Vegetationsperioden seit der Begründung mit ein- bzw. zweijährigen Pflanzen. Von jedem Versuchsbaum wurden drei Blätter aus verschiedenen Teilen der Krone entnommen, und zwar befanden sich diese Blätter etwa im obersten Drittel der Zweige — dort, wo die Blätter zur Entnahmezeit im September die größten

Dimensionen erreicht hatten. Im Unterschied zu einer früheren Untersuchung (HATTEMER 1966) an einem ebenfalls im Forstamt Harsefeld gelegenen Teilversuch (Pa 28), der nur einige Hundert Meter von Pa 29 entfernt liegt, wurden die Blätter nicht in frischem Zustand gemessen, sondern wie bei Material I zuvor getrocknet. Auf der Versuchsfläche Pa 29 wurden lediglich die ersten 11, auf dem Versuch Pa 24 die ersten neun Merkmale sowie Merkmal 11 untersucht.

Die 16 Klone des Materials II sind seit langem in der Praxis verbreitete sogenannte Wirtschaftspappeln (*P. × euramericana*).

Die Variation einzelner Merkmale in Material I

Material

Das anfallende Zahlenmaterial war hierarchisch in Gruppen, Klone, Klonteile (Bäume) und Blätter gegliedert. Die Unterscheidung von Klonen für praktische Zwecke ist nun lediglich innerhalb der gleichen Art schwierig, während die Artzugehörigkeit bei dem in Frage kommenden Material im allgemeinen auf den ersten Blick festzustellen ist. Erst das Vorhandensein von Hybriden und Kreuzungsnachkommen solcher Hybriden bringt für den Züchter das Problem mit sich, eine Entscheidung über die beteiligten Arten zu treffen — was nicht ganz einfach ist. Um diesen Umstand jedoch nicht überzubetonen, wurde an der Ausschcheidung des Effekts der Gruppen als eines Zufallseffekts festgehalten. Dieses Verfahren hat den Vorteil, das Verhältnis der Varianz zwischen Klonen zu den Varianzen innerhalb der Klone nicht zugunsten der ersteren zu verschieben; damit orientieren sich Überlegungen zum statistisch optimalen Materialumfang an einer Stichprobe von Klonen möglichst großer Einheitlichkeit.

Im Schema der Erwartungswerte (Tab. 2) dieser nicht ausgewogenen Streuungserlegungen sind die beiden Koeffizienten der Varianz zwischen Klonen nur geringfügig verschieden; dennoch wurde dieser Umstand bei der An-

Tab. 2. — Varianzanalytische Auswertung der Messungen der Einzelmerkmale.

Variationsursache	Freiheitsgrade	Erwartungswerte der Mittelquadrate
Gruppen	3	$\sigma^2_E + 5 \sigma^2_B + 120,527 \sigma^2_K + 1987,337 \sigma^2_G$
Klone	97	$\sigma^2_E + 5 \sigma^2_B + 126,951 \sigma^2_K$
Bäume	2 461	$\sigma^2_E + 5 \sigma^2_B$
Blätter	10 205	σ^2_E
Gesamt	12 766	

stellung von F-Tests berücksichtigt. Bei insgesamt 2562 Bäumen müßten weiterhin auf die Varianz der Blätter 10248 Freiheitsgrade entfallen. Es ließ sich jedoch nicht vermeiden, daß einige Blätter während der Trocknung verloren gingen. In Anbetracht ihrer relativ geringen Zahl und der wahllosen Verteilung dieser 43 Blätter auf die Bäume und Klone wurden jedoch lediglich die betreffenden Freiheitsgrade in Abzug gebracht, die Koeffizienten aber so berechnet, als seien von jedem Baum fünf Blätter gemessen worden; als Messung des fünften, verlorenen Blatts wurde das Mittel der vier vorhandenen eingesetzt. Dadurch vereinfachte sich die Auswertung beträchtlich und an den Varianzkomponenten dürfte sich erst etwa ab der sechsten Dezimalstelle etwas geändert haben.

Ein weiterer Umstand verdient hinsichtlich der Fehlerstreuung Beachtung: Die Blattordnungen konnten keine

Beachtung finden. Einmal hätte das bedeutet, an jedem Baum immer die entsprechenden fünf Blätter zu entnehmen und sie hinsichtlich ihrer Insertion am Trieb zu kennzeichnen. Beschädigte Blätter und die Schwierigkeit der Zuweisung zu bestimmten Blattordnungen hätten es überdies erschwert, die eventuellen zusätzlichen Informationen zu gewinnen und zu deuten. Jedenfalls enthält die Fehlerstreuung noch einen zweifellos interagierenden Haupteffekt (CRITCHFIELD 1960, BORS DORF 1966), der zusammen mit Meßfehlern zur Erhöhung der Streuung zwischen Blättern gleicher Bäume geführt haben muß. Selbstverständlich sind die Schätzungen der Fehlerstreuung nur für die hier vorgenommene Definition der Entnahmestellen am Trieb gültig.

Mit den geschätzten Varianzkomponenten lassen sich zunächst Anhaltspunkte über die Zahl n pro Baum zu messen der Blätter gewinnen. Hierzu wurden in der Intraklaßkorrelation

$$s^2_B / (s^2_B + \frac{1}{n} s^2_E) \quad (1)$$

verschiedene Anzahlen n substituiert. Dieses Vorgehen durch die Berechnung von

$$s^2_K / (s^2_K + \frac{1}{m} s^2_B + \frac{1}{mn} s^2_E) \quad (2)$$

auf die zur sicheren Einschätzung der Klonmittel erforderliche Zahl m von Bäumen auszudehnen, erscheint nicht sinnvoll; denn bei der Auswertung der Variation der Baummittel mit multivariaten Methoden ist eine untere Zahl m der Bäume pro Klon vor allem durch die Zahl verwendeter Merkmale vorgegeben. Unter der Voraussetzung, daß die 18 Merkmale alle etwa gleich und zwar schwach positiv korreliert sind, besitzen die Ausdrücke (2) jedoch eine gewisse Aussagekraft für die Beiträge der einzelnen Variablen zu Unterscheidungsfunktionen unter gleichzeitiger Verwendung aller Merkmale (COCHRAN 1962). Zu diesem Zweck wurde die Zahl der Blätter $n = 5$ und die durchschnittliche Zahl der Bäume pro Klon $m = 25$ eingesetzt.

Ergebnisse

Die Varianzkomponenten für Bäume und Klone der Tab. 3 gehen alle auf signifikante Mittelquadrate zurück; mit einer einzigen Ausnahme (dem Merkmal 7) ergaben sich auch nachweisbare Gruppenunterschiede. In einigen Fällen ist die Varianzkomponente der Gruppen die größte, was bei den vier ersten und den Merkmalen 13 bis 15 durch die stark von den anderen Klonen abweichenden Dimensionen und Proportionen der Blattorgane bei *P. trichocarpa* bedingt sein dürfte.

Sodann ist die Varianz zwischen den Klonen gleicher Gruppen durchweg größer als die der Bäume gleicher Klone. Dies ist ein für die generelle Tauglichkeit der Merkmale zur Klonunterscheidung günstiger Umstand. Jedoch ist die Streuung zwischen Bäumen, die neben Nachwirkungen des unterschiedlichen Steckmaterials Standortsunterschiede der Bäume enthält, manchmal größer, manchmal kleiner oder doch allgemein nicht viel größer als die „Fehlerstreuung“, so daß hier an die Art der Versuchsanlage erinnert werden muß: Unter Umständen wurde durch die Auspflanzung der 30 zu einem Klon gehörigen Steckhölzer in zwei Parzellen die Varianz der Klonteile unterschätzt. Aus technischen Gründen mußten jedoch zwei Blocks gebildet werden.

Auffallend sind auch die Unterschiede im Größenverhältnis der drei letztgenannten Varianzen bei Merkmalen die straff korreliert sein dürften wie die Merkmale 5 und 6 bzw. 7 und 8, oder die im wesentlichen die gleiche Größe messen

Tab. 3. — Varianzkomponenten für die einzelnen Merkmale.

Merkmal	Gruppen	Klone	Bäume	Blätter
1	545,7	297,8	269,0	114,9
2	211,1	71,0	47,9	27,4
3	314,6	267,0	284,4	91,7
4	39,3	18,4	15,8	17,4
5	343,9	520,6	178,7	96,5
6	419,6	378,0	180,8	80,4
7	0,5*	5,3	2,4	7,1
8	14,2	31,3	12,1	23,1
9	6,0	15,2	4,0	4,3
10	205,5	194,5	44,1	87,7
11	242,9	689,7	316,5	152,2
12	241,9	458,0	151,5	119,6
13	0,09441	0,00343	0,00164	0,00377
14	0,03578	0,00287	0,00122	0,00194
15	0,01261	0,00078	0,00031	0,00046
16	0,00083	0,00207	0,00099	0,00160
17	0,00306**	0,01562	0,00303	0,00580
18	0,00335	0,00153	0,00171	0,00478

*) nicht signifikant.

**) signifikant bei $P \leq 0,01$.

Außer in den beiden bezeichneten Fällen sind alle anderen den Varianzkomponenten zugrundeliegenden Mittelquadrate für Gruppen, Klone und Bäume bei $P \leq 0,001$ signifikant.

wie etwa die Merkmale 11 und 12. Die beiden „Blattstielindizes“, die Merkmale 14 und 15, sind wieder ähnlich im gegenseitigen Größenverhältnis der Varianzen, wenn sich die Varianzen selbst auch in verschiedenen Größenordnungen bewegen. Die Varianzen für das Merkmal 14 mit der Hauptaderlänge allein als Bezugsgröße sind größer, jedoch kann nicht entschieden werden, ob es sich hier um etwas besonders Typisches handelt oder etwas Atypisches vorliegt.

Nach Tab. 4 entfällt im Durchschnitt aller 18 Merkmale etwa die Hälfte der Streuung innerhalb der Gruppen auf die Streuung zwischen den Klonen. Lediglich das Merkmal 18, ein Maß für die Ausformung der Blattspitze, bildet eine Ausnahme. An diesen Streuungsanteilen wird auch sichtbar, daß die relativ große Streuung der Blätter am Trieb im Zusammenhang mit geringer Variation der Bäume die Messung mehrerer Blätter pro Trieb notwendig macht. Wie in Tab. 5 weiter ausgeführt wird, sind für die Mehrzahl der Merkmale drei, für etwa ein Drittel der Merkmale aber erst vier bis fünf Blätter zur zuverlässigen Feststellung der Baummittel ausreichend. Der Merkmale

Tab. 4. — Relative Streuungsanteile der Klone, Bäume und Blätter nach Ausklammerung der Varianz zwischen den Gruppen.

Merkmal	Klone	Bäume	Blätter
1	0,437	0,395	0,169
2	0,485	0,327	0,187
3	0,415	0,442	0,143
4	0,357	0,306	0,337
5	0,654	0,225	0,121
6	0,591	0,283	0,126
7	0,358	0,162	0,480
8	0,471	0,182	0,347
9	0,647	0,170	0,183
10	0,596	0,135	0,269
11	0,595	0,273	0,131
12	0,628	0,208	0,164
13	0,388	0,186	0,426
14	0,476	0,202	0,322
15	0,503	0,200	0,297
16	0,454	0,217	0,329
17	0,639	0,124	0,237
18	0,191	0,213	0,596
Mittel	0,494	0,236	0,270

sind dort entsprechend ihrem Rang angeordnet, so daß das erste die geringste Variation der Blätter relativ zur Variation der Baummittel aufweist.

Ein Maß für die Eignung der Merkmale zur Klonunterscheidung sind schließlich die Intraklaskorrelationen der Tab. 6; dort sind die Merkmale nach der Größe der Ausdrücke (2) angeordnet. Es fällt sofort auf, daß die sieben „besten“ Merkmale ausnahmslos unmittelbar mit Maßen der Blattbasis in Beziehung stehen. Zwei weitere Merkmale, 3 und 4, stehen kaum mehr mit der Blattbasis in Bezie-

Tab. 5. — Intraklaskorrelationen (in %) für Messungen an Bäumen.

Merkmal	Zahl der Blätter				
	1	2	3	4	5
3 größte Blattbreite	76	86	90	93	97
1 Hauptaderlänge	70	82	88	90	92
6 Breite 10 mm von Blattgrund	69	82	87	90	92
11 Basiswinkel β	68	81	86	89	91
5 Breite 5 mm von Blattgrund	67	79	85	88	90
2 Stielänge	64	78	84	87	90
12 berechneter Basiswinkel γ	56	72	79	84	86
4 abs. Entfernung der größten Breite vom Blattgrund	48	64	73	78	82
9 Einzug	48	65	74	78	82
15 Stiel/Gesamtlänge	40	57	67	73	77
14 Stiel/Aderlänge	39	56	65	72	76
16 rel. Entfernung der größten Breite vom Blattgrund	38	55	65	71	76
8 Breite 15 mm von der Spitze	34	51	61	68	72
17 Breitenzunahme	34	51	61	68	72
10 Aderwinkel α	33	50	60	67	72
13 Breite/Länge	30	47	57	63	69
18 Breitenabnahme	26	42	52	59	64
7 Breite 5 mm von der Spitze	25	40	50	57	63

hung; sie bezeichnen die größte Blattbreite und ihre Lage zwischen Blattgrund und Blattspitze und haben die Ränge 16 und 17. Zwei Merkmale, die zunächst der Blattspitze gemessen werden (die Merkmale 7 und 8), und der Quotient aus beiden (Merkmal 18) haben im Gegensatz dazu die Ränge 9, 16 und 18.

Tab. 6. — Intraklaskorrelationen für Messungen von je 5 Blättern an je 25 Bäumen pro Klon.

Merkmal	Rang
17 Breitenzunahme	0,989 1
9 Einzug	0,987 2,5
10 Aderwinkel α	0,987 2,5
5 Breite 5 mm vom Blattgrund	0,985 4,5
12 Berechneter Basiswinkel γ	0,985 4,5
6 Breite 10 mm vom Blattgrund	0,980 7
11 Basiswinkel β	0,980 7
15 Stiel/Gesamt	0,980 7
8 Breite 15 mm von der Spitze	0,979 9
14 Stiel/Aderlänge	0,978 10
16 rel. Entfernung der größten Breite vom Blattgrund	0,976 11
13 Breite/Länge	0,973 12
7 Breite 5 mm von der Spitze	0,972 13
2 Stielänge	0,971 14
1 Hauptaderlänge	0,962 15
4 abs. Entfernung der größten Breite vom Blattgrund	0,960 16
3 größte Breite	0,957 17
18 Breitenabnahme	0,935 18

Die — natürlich nur mit starken Vorbehalten gültige — günstige Beurteilung der Eignung der Maße der Blattbasis stellten insofern eine Parallele zu einem früheren Ergebnis (HATTEMER 1966) dar, als dort — wenn auch an wesentlich geringerem und ganz anderem Material — die Überlegenheit des Blattbasiswinkels unter neun Variablen festgestellt wurde. Die „Eignung“ war dort definiert als Erhöhung des Summenquadrats aufgrund der Anpassung einer linearen Diskriminanzfunktion (FISHER 1936), und zwar jeweils bei Hinzunahme an neunter Stelle (nachdem eine logische Reihenfolge der Hinzunahme nicht gegeben war). Nun wurden vier Merkmale sowohl in der genannten als auch in der vorliegenden Arbeit einbezogen. Es sind dies der Blattbasiswinkel (mit dem Rang 1 unter neun Variablen und dem Rang 7 unter 18 Variablen), die Blattstiellänge (3 bzw. 14), die Hauptaderlänge (6 bzw. 15) und die Blattbreite (9 bzw. 17). Die gegenseitige Rangfolge der vier Merkmale blieb also die gleiche bei ganz anderer Definition der „Eignung“, einer verschieden großen Stichprobe sehr verschiedener Merkmale bei ganz anderem Material. In beiden Untersuchungen stellte sich überdies die Berücksichtigung der Blattbreite als wenig lohnend heraus. Jedoch ist die Messung von Merkmal 3 im Zusammenhang mit der Erhebung der Merkmale 4, 9, 12 und 13 notwendig beziehungsweise naheliegend. (Eine Diskussion der Ergebnisse folgt am Schluß der dritten Mitteilung.)

Zusammenfassung

1. In einem Baumschulversuch unterschieden sich 101 Klone von *Populus deltoides*, *P. × euramericana*, *P. trichocarpa* und Sektionshybriden zwischen *Aigeiros* und *Tacamahaca* in 18 quantitativen Blattmerkmalen.

2. Merkmale in Zusammenhang mit Dimension und Form der Blattbasis zeigten die relativ größte Variation zwischen Klonen bei Einschätzung aus gesonderten hierarchischen Streuungserlegungen.

Summary

Title of the paper: *Problems of discrimination between poplar clones. I. Variation of individual characteristics.*

1. In a nursery test, 101 clones representing *Populus deltoides*, *P. × euramericana*, *P. trichocarpa* and inter-sectional hybrids between sections *Aigeiros* and *Tacamahaca* differed in each of 18 quantitative leaf traits.
2. Characteristics related to shape and dimensions of the leaf base ranked highest in between-clone variation as estimated from nested univariate analyses of variance.

Literatur

BORS DORF, W.: Zur Variabilität der Blattform und -größe bei Pappelsorten. *Z. Pflanzzüchtung* 55, 330—338 (1966). — BROEKHUIZEN, J. T. M.: De herkenning van populierenrassen in de kwekerij. *Nederlands Bosbouw Tijdschrift* 36, 105—118 (1964). — BURNABY, T. P.: Growth-invariant discriminant functions and generalized distances. *Biometrics* 22, 96—110 (1966). — COCHRAN, W. G.: On the performance of the linear discriminant function. *Bull. Inst. Internat. Statistique* 39 (2), 435—477 (1962). — CRITCHFIELD, W. B.: Leaf dimorphism in *Populus trichocarpa*. *Amer. J. Bot.* 47, 699—711 (1960). — FISHER, R. A.: The use of multiple measurements in taxonomic problems. *Ann. Eugen.* 7, 179—188 (1936). — HATTEMER, H. H.: Die Eignung einiger Blatt- und Verzweigungsmerkmale für die Unterscheidung von Schwarzpappel-Hybridklonen. *Züchter* 36, 317—327 (1966). — HATTEMER, H. H.: Variation von Baumhöhe, Brusthöhendurchmesser und Mortalität in einer Feldversuchsserie mit Schwarzpappel-Hybridklonen. *Silvae Genetica* 16, 153—162 (1967). — JEFFERS, J. N. R.: Principal component analysis in taxonomic research. *Research Notes, Royal College of Forestry*, No. 9, p. 138—159, Stockholm 1966.

Accurate Values for Selection Intensities ¹⁾

By GENE NAMKOONG²⁾ and E. B. SNYDER³⁾

(Received for publication June 16, 1968)

The selection intensity, i , and the heritability, h^2 , are in formulas for computing genetic gain of normally distributed variables. One example is the formula $gain = i\sigma h^2$, where σ^2 is the variance of the source population. Frequently, selection intensity values are not available to desired accuracy. The accompanying figures show selection intensities for selected proportions from 0.0001 to 0.5000 of large populations. NANSON (1967) provides values for small populations of up to 50 individuals.

For most purposes, the graphs are sufficiently accurate. For greater accuracy, a table of the selection intensity correct to 10^{-4} for selected proportions from 0.0001 to 0.1000 in steps of 0.0001 is available from the Southern Forest Ex-

periment Station, Rm. T-10210 Federal Building, 701 Loyola Avenue, New Orleans, Louisiana 70113. The tables also include proportions from 0.100 to 0.200 in steps of 0.001, and from 0.20 to 0.50 in steps of 0.01. They have the following form and are correct to all places shown:

Selected proportion	Standard deviate	Ordinate of standard deviate	Selection intensity, i
P	X	Z	Z/P
0.0001	3.71904	0.00040	3.9585
0.0002	3.54010	0.00076	3.7892
—	—	—	—
—	—	—	—
—	—	—	—
0.1000	1.28155	0.17550	1.7550

Literature Cited

NANSON, A.: Tables de la différentielle de sélection dans la distribution normale (0,1). *Biométrie-Prax.* 8 (1): 40—51 (1967).

¹⁾ Computing services supported by N. I. H. Grant No. FR-00011, which is held by the Institute of Statistics, North Carolina State University, Raleigh.

²⁾ Geneticist, Institute of Forest Genetics, Southern Forest Experiment Station, Forest Service, U. S. Department of Agriculture, Stationed at North Carolina State University, Raleigh.

³⁾ Geneticist, Institute of Forest Genetics, Southern Forest Experiment Station, Gulfport, Mississippi.