

Variation von Baumhöhe, Brusthöhendurchmesser und Mortalität in einer Feldversuchsserie mit Schwarzpappel-Hybridklonen

Von H. H. HATTEMER¹⁾

(Eingegangen am 10. 10. 1966)

In den Jahren 1959 bis 1961 wurden an 31 Versuchsorten in Deutschland und Holland Feldversuche angelegt, die die Leistung von 16 weit verbreiteten Wirtschaftspappelklonen ermitteln sollten. Die Anlage von Teilflächen an einer vergleichsweise großen Zahl von Versuchsorten sollte die Voraussetzung für die Einschätzung der individuellen Reaktion der Klone auf das Milieu des Anbauorts schaffen; damit sollten die notwendigen Grundlagen für regionale Anbauempfehlungen erarbeitet werden²⁾.

Material

Die Versuche wurden im Verband 5 X 5 m bei einer Parzellengröße von zwei Bäumen (1 auf 1 oder 1 auf 2) ausgepflanzt. Die Zahl der angelegten Wiederholungen wechselte mit dem Versuchsort. In Anbetracht der Parzellengröße von 50 m² wurden trotz der mit 16 noch relativ geringen Zahl von Versuchsgliedern innerhalb der Wiederholungen unvollständige Blocks ausgeschieden; und zwar kamen balancierte Gitter, Viersatz- oder Dreisatzgitter mit oder ohne Wiederholung des Grundplans zur Anwendung.

Bei der Wahl der Versuchsstandorte wurden zum Teil auch solche erfaßt, die ganz allgemein für Schwarzpappelhybriden (*Populus* X *euramericana* [DODE] GUINIER) nicht sehr günstig zu beurteilen sind.

Dieser Umstand führte unter anderem im Zusammenhang mit der geringen Zahl von nur zwei Klonteilen pro Parzelle zu relativ häufigem Ausfall ganzer Parzellen, was die Berücksichtigung der Informationen aufgrund der Ausscheidung unvollständiger Blocks nur bei ganz wenigen Teilflächen zuläßt. In der Regel wurden Fehlstellen mit Bäumen des gleichen Klons (auch diese Bäume wurden bei der Auswertung jedoch nicht berücksichtigt) oder mit andersklonigem Material nachgepflanzt.

Die aufgetretenen Ausfälle führten auch dazu, daß viele 'Parzellenmittel' — die Grundeinheit der biometrischen Analyse — die Meßwerte nur eines einzigen Baums darstellen. Jedoch mußten Mittelwerte zweier Bäume und bei Ausfall des einen Baums die Meßwerte des einen verbliebenen als gleichwertig betrachtet werden. Die jährliche Höhenmessung erlaubte andererseits die Ermittlung der Bäume, die irgendwann einmal den Leittrieb oder wenigstens einen Teil desselben verloren hatten. Dadurch war die Zusammenstellung zweier verschiedener Datensätze für die einzelnen Merkmale möglich: Bei den mit A bezeichneten Daten wurden schon bei Berechnung der Parzellenmittel grundsätzlich alle Bäume herangezogen, bei den mit N bezeichneten Daten wurden nur solche Bäume verwendet, die die jährliche positive Höhenzuwächse aufwiesen. Auf die

verschiedenen Ursachen des Verlusts des Leittriebs kann hier nicht eingegangen werden.

Abb. 1 zeigt die geographische Verteilung der hier ausgewerteten Versuchsorte.

Methoden

Auf die Parzellenmittel von Baumhöhe und Brusthöhendurchmesser wurden vier verschiedene varianzanalytische Modelle angewandt. Im Modell I

$$y_{ikl} = \mu + t_i + p_k + (tp)_{ik} + b_{kl} + e_{ikl},$$

dem Zufallsmodell einer orthogonalen Versuchsserie, bezeichnen

- y_{ikl} den Merkmalswert des i-ten Klons auf dem l-ten Block am k-ten Versuchsort,
- μ das Mittel der Grundgesamtheit,
- t_i den Effekt des i-ten Klons ($i = 1, 2, \dots, n$),
- p_k den Effekt des k-ten Versuchsorts ($k = 1, 2, \dots, m$),
- $(tp)_{ik}$ die Interaktion zwischen dem i-ten Klon und dem k-ten Versuchsort.
- b_{kl} den Effekt des l-ten vollständigen Blocks am k-ten Versuchsort ($l = 1, 2$ wobei $r = 2$),
- e_{ikl} den 'gepoolten' Versuchsfehler.

Dabei wurden nur die Versuchsorte eingeschlossen, die wenigstens zwei komplette Wiederholungen enthielten; von

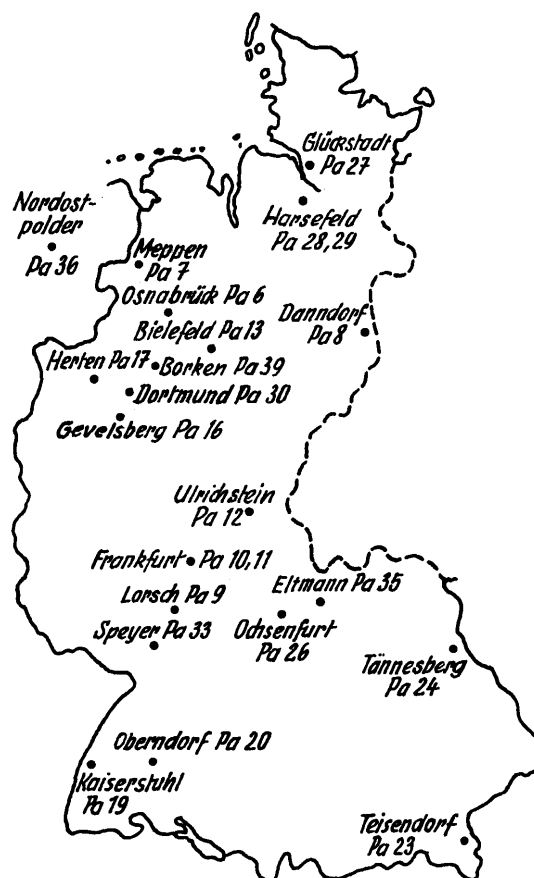


Abb. 1. — Lageplan der Versuchsorte

¹⁾ Institut für Forstgenetik und Forstpflanzenzüchtung in Schmalenbeck der Bundesforschungsanstalt für Forst- und Holzwirtschaft und Lehrstuhl für Forstpflanzenzüchtung, Hann. Münden.

²⁾ Die Planung der Versuchsserie besorgte Dr. E. SAUER, vormalig Schmalenbeck; die Anlage der Versuche erfolgte in Zusammenarbeit mit dem Ausschuß für die Biologie der Pappel der Deutschen Pappelkommission, vormalig unter dem Vorsitz von Lfm. Dr. R. MÜLLER, Brühl. Die Betreuung lag seit 1961 bei diesem Gremium unter Vorsitz von Prof. Dr. E. ROHMEDER, München; seit 1. 9. 1966 obliegen dem genannten Ausschuß auch alle Fragen der Auswertung. Allen bei der Messung der Versuche mitwirkenden Damen und Herren sei seitens des Instituts sehr herzlich gedankt.

diesen Wiederholungen wurden nur zwei verwendet und als zufällige vollständige Blocks betrachtet, so daß $r = 2$.

Das Modell II gleicht prinzipiell dem Modell I, nur nimmt l Werte zwischen 1 und r_k an. Es wurden also alle Versuchsorte betrachtet, die wenigstens einen vollständigen Block besaßen. Sodann ist die Zahl vollständiger Blocks, also der Blocks ohne eine fehlende Parzelle, vom Versuchsort abhängig.

Den beiden Modellen ist gemeinsam, daß jeder Klon auf jedem enthaltenen Block mit einer und nur einer Parzelle vertreten ist.

Das Modell III

$$y_{ikl} = \mu + t_i + p_k + (tp)_{ik} + e_{ikl}$$

berücksichtigt nicht die Auspflanzung des Versuchsmaterials in Wiederholungen, so daß die Variation zwischen den Blockmitteln in den Versuchsfehler eingeht. Dieses Modell wurde auf die Daten angewendet, bei denen die Zahl der Parzellen eines Klons an einem Versuchsort auch vom Klon abhängig war ($l = 1, 2, \dots, r_{ik}$). Dabei wurde so verfahren, als seien die Parzellen der 16 Klone innerhalb jedes Versuchsorts zufällig angeordnet gewesen. In Wirklichkeit aber herrschten nur innerhalb und zwischen den ursprünglich angelegten unvollständigen Blocks Zufallsbedingungen in der Anordnung der Parzellen.

Auf einigen wenigen Teilflächen standen die acht zu einem unvollständigen Block gehörigen Einzelbäume in Zufallsanordnung, d. h. eine Parzelle bestand nicht aus zwei benachbarten Bäumen. Die ‚Randomisierung‘ der Versuchsglieder wurde für die einzelnen Versuchsorte nicht unabhängig vorgenommen, sondern die 16 Klone erhielten ihre Versuchsnummern in der alphabetischen Reihenfolge ihrer Handelsbezeichnungen verbindlich für alle Teilflächen. Es muß dahingestellt bleiben, inwieweit dadurch Umweltkorrelationen zwischen Klonmitteln verursacht sind.

Die Hinzunahme auch der Blocks, in denen eine oder mehrere Parzellen ausgefallen waren, erlaubte eine beträchtliche Vergrößerung des Stichprobenumfangs, wie Tab. 1

Tab. 1. — Umfang des Datenmaterials der Streuungszerlegungen*)

Merkmal	Modell I			Modell II			Modell III, IV		
	m	mr	N	m	r _i	N	m	r _i	N
H A 6	12	24	384	16	59	944	18	91—102	1543
H N 6	7	14	224	9	42	672	18	80—100	1439
H A 7	9	18	288	14	47	752	14	71—80	1229
H N 7	7	14	224	9	33	528	14	65—80	1161
D A 7	10	20	320	14	48	768	14	71—80	1231
D N 7	7	14	224	9	33	528	14	65—80	1161

*) Abkürzungen: H ist die Höhe, D der Brusthöhendurchmesser bei Berechnung der Parzellenmittel über alle (A) oder nur über die „normal“ (N) erwachsenen Bäume; die den Kombinationen von H bzw. D und A bzw. N beigegebenen Zahlenangaben beziehen sich auf das Alter seit Begründung der Versuchsflächen. r ist die für alle Klone gleiche Anzahl der Blocks (Modell II), r_i die Zahl der Blocks des i-ten Klons (Modell III), die über m Versuchsorte verteilt sind. N ist die Gesamtzahl der Parzellen.

Tab. 2. — Übersicht über die zur Auswertung nach Modell III und IV verwendeten Teilversuche

Merkmal	Zahl der Versuchsorte m	Versuchsnummern der Teilversuche																							
		6	7	8	9	10	11	12	13	16	17	19	20	23	24	26	27	28/29	30	33	35	36	39		
H A 6	18	x	x	x	x				x	x	x	x	x			x	x	x	x	x	x	x	x	x	
H N 6	18	x	x	x	x				x	x	x	x	x			x	x	x	x	x	x	x	x	x	
H A 7	14		x	x	x	x	x	x			x	x	x	x	x										x
H N 7	14		x	x	x	x	x	x			x	x	x	x	x										x
D A 7	14		x	x	x	x	x	x			x	x	x	x	x										x
D N 7	14		x	x	x	x	x	x			x	x	x	x	x										x

zum Ausdruck bringt. Außerdem war bei diesem Material der Aufwand an Rechenarbeit bedeutend geringer, als es bei Berücksichtigung der Ausscheidung vollständiger zufälliger Blocks der Fall gewesen wäre.

Diesem und dem folgenden Modell IV

$$y_{ijkl} = \mu + t_i + a_j + p_{jk} + (ta)_{ij} + (tp)_{ijk} + e_{ijkl}$$

ist gemeinsam, daß zwar jeder Klon an jedem Anbauort, wenn auch mit wechselnden Zahlen von Parzellen, vertreten ist; jedoch wurden nun die Versuchsorte in q ‚Gebiete‘ wechselnden Umfangs aufgeteilt. Im Modell IV bezeichnen a_j den Effekt des j-ten Gebiets (j = 1, 2, ..., q), p_{jk} den Effekt des k-ten Versuchsorts innerhalb des j-ten Gebiets (k = 1, 2, ..., m_j ≥ 2). Die Schätzung der Varianzkomponenten der Interaktionseffekte (ta)_{ij} zwischen Klone und Gebieten und (tp)_{ijk} zwischen Klone und Orten innerhalb der Gebiete sollte ermitteln, ob es ‚Gebiete‘ innerhalb der gesamten durch die Versuchsorte repräsentierten Areals gibt, auf deren Milieu die Klone etwa gleichartig reagieren. Zur Aufstellung dieses Modells führten folgende Überlegungen:

Betrachtet man m gleichgroße Teilversuche einer orthogonalen Feldversuchsserie mit n Klone, dann ist der Beitrag des i-ten Klons in der k-ten Umwelt zum Summenquadrat Klone × Versuchsorte

$$r \left(x_{ik} - \frac{x_{i.}}{m} - \frac{x_{.k}}{n} + \frac{x_{..}}{mn} \right)^2,$$

wenn x_{ik} jeweils das Mittel über r Wiederholungen bezeichnet und i = 1, 2, ..., n bzw. k = 1, 2, ..., m. Nach Summation über i ergeben diese Ausdrücke die Beiträge der einzelnen Versuchsorte zur Interaktion Klone × Versuchsorte (WRICKE 1962).

Unabhängig davon, ob einzelne Orte verschieden viel zur gesamten Interaktionsvarianz beitragen, können bei ‚wirksamer‘ Ausscheidung von ‚Gebieten‘ Korrelationen der

$$\left(x_{ik} - \frac{x_{i.}}{m} - \frac{x_{.k}}{n} + \frac{x_{..}}{mn} \right)$$

zwischen Orten gleicher Gebiete Ursache für eine Interaktion zwischen Klone und Gebieten sein.

Welcher Art solche Gebiete sind bzw. sein müssen, kann nicht generell beantwortet werden. GALL (1957) stellte fest, daß schon eine überschlägige geographische Aufteilung des gesamten Versuchsgebiets die Interaktionen zwischen Sorten und Versuchsorten innerhalb der Teilgebiete verschwinden ließ (RUNDFELDT 1960). GALL nannte einen Standort, der spezifisch auf die Sorten einer Pflanzart (vgl. FINNEY 1964) wirkt, ein Vreal. Entsprechend der Anlage der Versuchsflächen auf weit gestreuten Sonderstandorten wurde jedoch hier keine geographische Gliederung vorgenommen. Es wurde vielmehr versucht, das Versuchsgebiet in günstige und weniger förderliche Standorte zu gliedern; dazu diente als Anhaltspunkt das Mittel aller Klone. Es wurde also in Anhalt an FINLAY and WILKINSON (1963) und EBERHART and RUSSELL (1966) unterstellt, daß Beziehungen zwischen den Mitteln einzelner Klone und dem jeweiligen Versuchs-

Tab. 3. — Gebietsweise Aufteilung der m Versuchsorte; die die Versuchsorte kennzeichnenden Zahlen beziehen sich auf die Ränge der Versuchsmittel (kleinstes Mittel = Rang 1, größtes Mittel = Rang m).

Merkmale H A 6 und H N 6 (m = 18)																						
1. 9 Gebiete	1	2																2. 8 Gebiete	1	2	3	
	3	4																	4	5		
	5	6																	6	7		
	7	8																	8	9		
	9	10																	10	11		
	11	12																	12	13		
	13	14																	14	15		
	15	16																	16	17	18	
	17	18																				
3. 6 Gebiete	1	2	3															4. 5 Gebiete	1	2		
	4	5	6																3	4	5	6
	7	8	9																7	8	9	10
	10	11	12																11	12	13	14
	13	14	15																15	16	17	18
	16	17	18																			
5. 5 Gebiete	1	2	3															6. 5 Gebiete	1	2	3	4
	4	5	6	7															5	6	7	8
	8	9	10	11															9	10	11	12
	12	13	14	15															13	14	15	16
	16	17	18																17	18		
7. 3 Gebiete	1	2	3	4	5	6																
	7	8	9	10	11	12																
	13	14	15	16	17	18																
8. 2 Gebiete	1	2	3	4	5	6	7	8	9													
	10	11	12	13	14	15	16	17	18													

Merkmale H A 7, H N 7, D A 7, D N 7 (m = 14)																						
1. 7 Gebiete	1	2																2. 5 Gebiete	1	2		
	3	4																	3	4	5	
	5	6																	6	7	8	
	7	8																	9	10	11	
	9	10																	12	13	14	
	11	12																				
	13	14																				
3. 5 Gebiete	1	2	3															4. 4 Gebiete	1	2	3	
	4	5	6																4	5	6	7
	7	8	9																8	9	10	11
	10	11	12																12	13	14	
	13	14																				
5. 4 Gebiete	1	2	3	4																		
	5	6	7																			
	8	9	10																			
	11	12	13	14																		
6. 3 Gebiete	1	2	3	4	5																	
	6	7	8	9																		
	10	11	12	13	14																	
7. 3 Gebiete	1	2	3	4																		
	5	6	7	8	9	10																
	11	12	13	14																		
8. 2 Gebiete	1	2	3	4	5	6	7															
	8	9	10	11	12	13	14															

mittel vorlagen. Die ‚Gebiete‘ stellen jetzt nichts anderes dar als verschiedene Konstellationen der Teilversuche (Tab. 2) nach Maßgabe des Rangs ihrer Mittelwerte, wie in Tab. 3 wiedergegeben ist. Für die verschiedenen Konstellationen wurde jeweils ein reines Zufallsmodell unterstellt; und zwar kann in diesem Fall auch für die Klone Zufälligkeit angenommen werden, da in Abweichung von anderen Sortenversuchsserien keine Ergebnisse von Vorprüfungen über die Aufnahme in die Versuchsserie entschieden.

Zur Vereinfachung des Auswertungsverfahrens wurden die Summenquadrate für die Modelle II, III und IV nach der Methode HENDERSON 1 (nach HARVEY 1960) hergeleitet. Dadurch entfiel die Notwendigkeit des Invertierens größerer Matrizen wie bei der Methode der kleinsten Quadrate. Zwar erlaubt dieses Verfahren weder F-Tests auf Vorlie-

gen von Interaktion zwischen Klonen und Umwelt noch auf Klonunterschiede selbst; jedoch lassen sich diese Tests auch an balancierten Stichproben durchführen, wenn solchen Tests überhaupt vorrangige Bedeutung zukommt (vgl. FINNEY 1964). Diese Varianzanalysen liefern zwar erwartungstreue Schätzungen von Varianzkomponenten, sind aber nicht voll effizient (HARVEY 1960), und zwar dürfte das für Modell III in stärkerem Maße als für Modell II, für Modell IV wiederum in stärkerem Maß als für Modell III gelten.

Die Ermittlung der Erwartungswerte der Mittelquadrate erfolgte nach den bei HICKMAN (1963) beschriebenen Regeln unter anschließender Kontrolle durch die für den orthogonalen Fall bekannten Erwartungen partiell hierarchischer Versuchsmodelle.

Aus den Varianzanalysen nach Modell II wurde die relative Effizienz der Versuchsserie unter Ausscheidung von Blocks gegenüber der völligen Zufallsanordnung der Parzellen an den Versuchsorten geschätzt (KEMPTHORNE 1952), um eine etwaige Vorstellung von der verminderten Effizienz des Modells III aufgrund der beschriebenen Vereinfachung gegenüber Modell II zu erhalten. Infolge des erweiterten und damit veränderten Stichprobenumfangs kann sich jedoch nur eine mäßig gute Annäherung ergeben.

Ergebnisse

1. Mortalität

Schon eine Vegetationsperiode nach der Pflanzung wurde auf 25 Versuchsflächen der Anteil der nicht angewachsenen Pflanzen erhoben. Tabelle 4 zeigt in der ersten Spalte diese Ergebnisse. Trotz des für viele Versuchsorte extrem

Tab. 4. — Prozentanteile der Ausfälle nach verschieden vielen Jahren

Klon	Alter 1 (25 Orte)	Alter 5 (26 Orte)	Alter 7 (14 Orte)
cv. ‚Brabantica‘	1,1	5,0	7,4
cv. ‚Drömling‘	0,4	5,5	7,5
cv. ‚Eckhof‘	1,9	8,3	11,3
cv. ‚Flachslanden‘	2,2	9,6	12,4
cv. ‚Forndorf‘	1,1	9,3	11,1
cv. ‚Gelrica‘	2,6	12,3	15,4
cv. ‚Grandis‘	2,6	6,6	7,5
cv. ‚Leipzig‘	1,1	2,8	5,6
cv. ‚Löns‘	5,1	11,3	15,4
cv. ‚Marilandica‘	1,5	12,9	17,4
cv. ‚Missouriensis‘	4,4	17,5	24,1
cv. ‚Neupotz‘	2,2	13,7	16,2
cv. ‚Regenerata D.‘	3,0	9,7	14,9
cv. ‚Robusta‘	2,6	8,3	13,0
cv. ‚Serotina‘	1,5	9,1	10,6
cv. ‚Virginiana de Frignicourt‘	2,6	12,3	15,4
Mittel	2,2	9,6	12,8

trockenen Sommers 1959 (die Mehrzahl der Versuche wurde in jenem Jahr angelegt) waren im Mittel aller Klone nur 2,2% Ausfälle zu verzeichnen. Die einzelnen Klone unterscheiden sich dabei jedoch beträchtlich: Die Variationsbreite beträgt hier zwischen 0,4% beim Klon Drömling und schon 5,1% beim Klon Löns; das entspricht einem Baum von 264 bei Drömling und 14 von 274 bei Löns³⁾. Die Klonunterschiede sind mit $\chi^2 = 27,957^*$ bei 15 Freiheitsgraden signifi-

³⁾ Die von vornherein unterschiedlichen Anzahlen von Parzellen bei den einzelnen Klone kommen durch Sortenunreinheiten aus der Baumschule (die Anzucht des Versuchsmaterials erfolgte nicht in einem Institut) und durch Verwechslungen bei der Pflanzung, wie 1964 bei einer einzelbaumweisen Überprüfung der gesamten Versuchsserie festgestellt werden mußte. Zu den angewandten Methoden vgl. MÜLLER und SAUER (1961) und HATTEMER (1966).

Tab. 5. — Klonmittel in Baumhöhe (m) und Brusthöhendurchmesser (cm) im Alter 7

Klon	H A 7				H N 7				D A 7				D N 7			
	I	II	III		I	II	III		I	II	III		I	II	III	
	mr=18	r _i =47		r _i	mr=14	r _i =33		r _i	mr=20	r _i =48		r _i	mr=14	r _i =33		r _i
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17
Brabantica	7,0	7,1	7,1	80	7,6	7,6	7,2	80	8,7	9,3	9,4	80	9,5	9,9	9,6	80
Drömling	7,1	7,3	7,2	79	7,8	7,8	7,4	76	8,8	9,6	9,7	79	9,8	10,2	10,0	76
Eckhof	6,1	6,4	6,5	79	6,6	6,9	6,7	73	6,9	7,8	8,4	79	7,9	8,5	8,6	73
Flachslanden	6,1	6,4	6,7	78	6,8	7,1	6,8	76	7,4	8,1	8,9	78	8,5	9,1	9,1	76
Forndorf	6,1	6,2	6,3	80	6,5	6,5	6,4	77	6,8	7,5	7,9	80	7,2	7,7	8,0	77
Gelrica	6,7	7,0	7,2	76	7,1	7,3	7,3	71	7,6	8,2	8,9	77	8,1	8,8	9,1	71
Grandis	6,7	6,8	7,0	79	7,4	7,4	7,1	79	7,0	7,7	8,4	79	8,2	8,4	8,6	79
Leipzig	6,6	6,6	6,6	80	6,9	6,9	6,7	78	8,6	9,0	9,3	80	8,9	9,4	9,4	78
Löns	6,6	6,5	6,9	75	7,4	7,2	7,2	70	8,2	8,1	8,9	76	8,7	8,9	9,3	70
Marilandica	5,6	5,8	5,8	74	6,0	6,2	6,1	65	6,5	7,2	7,4	74	7,0	7,7	7,7	65
Missouriensis	7,1	7,4	7,4	71	7,7	8,0	7,6	67	7,7	8,6	8,8	71	8,4	9,2	8,9	67
Neupotz	6,5	6,8	6,9	77	7,2	7,5	7,1	70	7,7	8,7	8,9	77	8,8	9,8	9,3	70
Regenerata D.	6,8	6,9	6,9	74	7,4	7,5	7,1	70	7,8	8,4	8,5	74	8,8	9,1	8,9	70
Robusta	6,7	7,1	6,9	77	7,1	7,5	7,1	70	7,9	8,7	8,4	77	8,1	9,0	8,8	70
Serotina	6,5	6,7	6,9	76	7,0	7,2	7,1	70	6,9	7,7	8,3	76	7,5	8,3	8,6	70
Virginiana de F.	6,2	6,6	6,7	74	6,8	7,1	6,8	69	7,8	8,9	9,1	74	8,8	9,6	9,3	69
Mittel	6,5	6,7			7,1	7,2			7,6	8,3			8,4	9,0		

kant⁴). Für das Ende der fünften Vegetationsperiode seit der Pflanzung standen Erhebungen an 26 Versuchsorten zur Verfügung; entsprechend der sich schon an den Prozentwerten deutlich abzeichnenden Differenzierung der Klone ist hier mit größerer Sicherheit von Klonunterschieden zu sprechen: χ^2 beträgt 65,520***. Auch im Alter 7 ist für eine Stichprobe von 16 Versuchen Signifikanz nachzuweisen: $\chi^2 = 49,436***$.

Im allgemeinen hat die Zahl der Ausfälle seit der Pflanzung bis zum Alter 7 stark zugenommen; das gilt auch für den Vergleich der Ausfälle der 14 Orte in Spalte 3 mit den Ausfällen derselben 14 Orte, die in die Stichprobe der Spalte 2 eingingen. Nun ist vorzeitiger Ausfall einer Pflanze bei Schwarzpappeln in erster Linie auf Parasitenbefall zurückzuführen und es konnte sein, daß die Zunahme der Ausfälle seit dem Alter 1 bis etwa zum Alter 5 verschiedene Ursachen hatte. Tatsächlich scheint etwas derartiges vorzuliegen: die Zahl der seit dem Alter 1 zusätzlich bis zum Alter 5 ausgefallenen Bäume ist bei $\chi^2 = 59,573***$ klonweise hochsignifikant verschieden. Jedoch sind die Anteile ausgefallener Pflanzen im Alter 1 und Alter 5 mit $r = +0,675**$ korreliert, so daß trotz möglicherweise verschiedener auslösender Faktoren (mangelndes Anwuchsvermögen im Jahre der Pflanzung — für die meisten Versuchsorte einem Extremjahr — sowie späterer Parasitenbefall) vorwiegend die gleichen Klone eine bestimmte Über- oder Unterlegenheit gegenüber dem Mittel zeigen. Das signifikante Heterogenitäts- χ^2 für die Zunahme vom Alter 1 bis zum Alter 5 spiegelt also vorwiegend eine zunehmende Differenzierung der Klone ohne Änderung ihrer Relation wieder, was bei Betrachtung der Mittelwerte der Tab. 4 auch einzuleuchten scheint.

2. Baumhöhe und Brusthöhendurchmesser
a) Mittelwerte der Klone:

Die bis zum Alter von 7 Jahren seit Pflanzung der Versuchsfelder erreichten Baumhöhen und Brusthöhendurchmesser sind in Tab. 5 zusammengestellt. Die Vergleichbarkeit dieser Mittel dürfte am ehesten für das Material II gegeben sein, das alle vollständigen Wiederholungen berücksichtigt, d. i. für die Klonmittel in den Spalten 3, 7, 11 und 15 der Tabelle. Bei den über alle Bäume und bei den

⁴) Hier und im folgenden bezeichnen * Signifikanz bei 5%, ** bei 1% und *** bei 0,1%.

über die normal erwachsenen Bäume berechneten Mitteln liegen im wesentlichen die gleichen Unterschiede vor: Die Datensätze A und N sind für das Material II bei der Höhe mit $r = +0,955***$ und beim Durchmesser mit $r = +0,951***$ straff korreliert (vgl. den 1. Teil der Tab. 6). Die getrennte Verarbeitung der beiden Datensätze ergab also hinsichtlich der Einschätzung der Unterschiede zwischen den Klonmitteln im wesentlichen die gleichen Ergebnisse. Bei den Klonmitteln von Material III, die über wesentlich mehr (vgl. Tab. 1), aber klonweise verschieden viele Parzellen berechnet wurden, ist diese Übereinstimmung in noch höherem Maß gegeben.

Die Differenzierung der Klonmittel beträgt bei der Höhe 1,50 bis 1,60 m. An der Spitze liegt der Klon 'Missouriensis', gefolgt von 'Gelrica' und 'Drömling'; die unteren Extreme stellen 'Marilandica' und 'Forndorf' dar. Bemerkenswert ist weiterhin die relativ mäßige Leistung von 'Regenerata D.', einem anderwärts häufig empfohlenen Klon; ähnliches gilt für 'Löns'. 'Neupotz' dagegen zeigt ein besseres Höhenwachstum als im allgemeinen angenommen wird.

Etwas anders liegen die Verhältnisse beim Durchmesser. Hier sind andere Klone in Führung als beim Höhenwachstum; man beachte nur den relativ weiten Abfall des Klons 'Missouriensis', der hier von 'Drömling' stark übertroffen wird. 'Marilandica' und 'Forndorf' sind aber auch hier die schwächsten Klone, gefolgt vom Klon 'Serotina', der im Höhenwachstum durchschnittlich gleiche Werte wie 'Regene-

Tab. 6. — Korrelationen zwischen Klonmitteln der Tab. 5*)

1. Korrelation zwischen den Datensätzen A und N:				
	H 7	D 7		
Material II	0,955	0,951		
Material III	0,984	0,982		
2. Korrelationen zwischen den über Material I, II und III geschätzten Klonmitteln:				
	H A 7	H N 7	D A 7	D N 7
r _{I,II}	0,942	0,936	0,910	0,947
r _{II,III}	0,930	0,977	0,885	0,940
r _{I,III}	0,913	0,934	0,873	0,947

*) Alle Korrelationskoeffizienten sind mit 14 FG bei P = 0,001 signifikant.

rata D.' aufweist. Trotzdem sind die Höhen und Durchmesser mit $r = +0,720^{***}$ korreliert — für Schwarzpappeln mit ihrer bereits in diesem Alter klonweise stark unterschiedlich entwickelten Schaftfußverstärkung eine recht straffe Korrelation. Dabei ist zu bemerken, daß auf dem Großteil der Teilflächen bis zum Alter 7 noch kein Kronenschluß eingetreten ist; auf einem Teil der Flächen waren die Versuchsbäume in den vorangegangenen Jahren aufgeastet worden, auf anderen Flächen wiederum nicht. Die Differenz zwischen den beiden extremen Klonen 'Drömling' und 'Marilandica' beträgt bislang etwa 2,5 cm.

Während Höhe und Durchmesser gut korreliert sind, bestehen keine Zusammenhänge zwischen diesen beiden Merkmalen und der Mortalität: die Korrelationen betragen $r = +0,050$ für die Höhe und $r = -0,265$ für den Durchmesser. Die Klone mit den größten Baumdimensionen sind also nicht gleichzeitig die mit den geringsten Ausfällen (vgl. 'Missouriensis'). Dieser Umstand erschwert die Entscheidungen des Züchters bei der Auslese, sofern er auch in anderen Stichproben von Klonen auftritt. Die Beurteilung des Auslesewerts eines Klons kann dann nur unter gleichzeitiger Betrachtung mindestens dieser drei Merkmale erfolgen.

Es sei hier hinzugefügt, daß die Variation der Baumhöhen der normal entwickelten Bäume im Alter 7 mit einer Bestimmtheit von 0,87 aus den Baumhöhen im Alter 4 vorausgesagt werden konnte: Bei HATTEMER, HINKELMANN und MASCHNING (1964) sind die über 56 Parzellen an 13 Versuchsorten berechneten Mittel dieser Versuchsserie wiedergegeben; deren Korrelation zu den Werten der Spalte 7 in Tab. 5 beträgt $r = +0,934^{***}$. In Anbetracht der veränderten Stichprobe der Versuchsorte scheint dies ein unerwartet hoher Wert zu sein. Er rechtfertigt auch bei diesem Objekt den Übergang auf einen Meßturnus von mindestens 3, wahrscheinlich aber noch mehr Jahren, wie es bei den Feldversuchen des Instituts in Schmalenbeck seit Jahren zur Routine geworden ist. Betrachtet man die verbliebenen noch einigermaßen vollständigen Versuchsflächen als mittelfristige Versuche, was auch bei dem angewendeten Pflanzverband von 5 m² noch möglich erscheint, ließe sich eine weitere Extensivierung der Meßtätigkeit zwanglos vorstellen.

b) Zuverlässigkeit der Einschätzung der Klonmittel bei Abwesenheit von Orthogonalität:

Im zweiten Teil der Tabelle 6 erweisen sich zunächst die über je zwei Blocks von relativ wenigen Versuchsorten berechneten Mittelwerte sehr straff mit denen korreliert, die über eine größere Anzahl von Versuchsorten mit zwischen 1 und 10 Blocks geschätzt wurden ($r_{I, II}$). Letzteren wäre ja hinsichtlich ihrer Zuverlässigkeit das größte Gewicht beizumessen. Die Korrelationen zwischen diesen letzteren Mitteln und denen, die über wiederum mehr Parzellen an zum Teil mehr Versuchsorten geschätzt wurden ($r_{II, III}$; d. i. die Korrelation zwischen den Werten der Spalten 3 und 4, 7 und 8, 11 und 12 sowie 14 und 15 der Tab. 5) sind im Durchschnitt ebenso hoch. Schließlich erlauben aber schon die Mittelwerte von Material I (also Spalten 2, 6, 10 und 14) mit einer durchschnittlichen Bestimmtheit von 0,84 Voraussagen über die Mittelwerte von Material III (also Spalten 4, 8, 12 und 16). Berücksichtigt man, daß nach Tab. 1 die Zahl der Parzellen in Material III das Viereinhalbfache des Stichprobenumfangs in Material I darstellt, so belegen die Korrelationen $r_{I, III}$ der Tab. 6, daß zur Einschätzung der Klonmittel schon ein Teil des Datenmaterials ausreichte. Es ist dabei zu beachten, daß auch bei Material III jeder Klon an jedem Ort mit mindestens einer einzigen Par-

Tab. 7. — Mittelquadrate und F-Werte der Varianzanalysen nach Modell I

Variations- ursache	H A 6			H N 6			H A 7			H N 7			D A 7			D N 7		
	MQ	FG	F	MQ	FG	F	MQ	FG	F	MQ	FG	F	MQ	FG	F	MQ	FG	F
Gesamt	383			223			287			223			319			223		
Blocks	107,93	12	2,47***	85,05	7	3,48***	170,51	9	3,08	174,29	7	3,94	9,042	10	4,47***	6,471	7	3,91
Orte	5,861,30	11	83,17***	4,923,35	6	115,03***	10,317,51	8	121,17***	8,415,31	6	120,96***	195,990	9	54,58***	182,203	6	57,50***
Klone	302,85	15	4,30***	172,55	15	4,03***	308,09	15	3,62***	318,89	15	4,58***	9,521	15	2,65**	7,719	15	2,44**
Klone × Orte	70,47	165	1,61***	42,80	90	1,75***	85,15	120	1,54**	69,57	90	1,57*	3,591	135	1,78***	3,169	90	1,91***
Fehler	43,75	180		24,43	105		55,32	135		44,22	105		2,021	150		1,657	105	

Tab. 8. — Ergebnisse von FRIEDMAN'S Test anhand der Zweifachtafeln der Mittelwerte über je 2 vollständige Blocks

	Klone		Versuchsorte	
	χ^2_r	FG	χ^2_r	FG
H A 6	57,62***	15	125,60***	11
H N 6	42,41***	15	69,28***	6
H A 7	42,07***	15	112,62***	8
H N 7	46,49***	15	84,47***	6
D A 7	33,67**	15	110,57***	9
D N 7	31,79**	15	70,91***	6

zelle vertreten ist, daß aber die Zahl und die Verteilung der r_i Parzellen auf die m Versuchsorte klonweise wechselt. Dieses günstige Ergebnis mag zu einer weiteren Verringerung der laufenden Meßarbeiten an solchen Feldversuchsserien für Zwecke der Forstpflanzenzüchtung führen.

c) Signifikanztests auf Vorliegen von Interaktionen zwischen Klonen und Versuchsorten sowie auf Unterschiede zwischen Klonen und zwischen Versuchsorten:

Die varianzanalytische Auswertung nach Modell I sollte unter starker Beschneidung des Datenmaterials zur Herstellung der Orthogonalität die Anstellung von Tests erlauben. Für die Merkmale Baumhöhe im Alter 6 und 7 sowie für Durchmesser im Alter 7 zeigt Tab. 7 die Ergebnisse dieser Tests. Die Mittelquadrate der Interaktion zwischen Klonen und Versuchsorten sind jeweils hochsignifikant. Müssen stark heterogene Versuchsfehler angenommen werden, so ist die Prüfung mit $n_1 = n-1$; $n_2 = (n-1)(r-1)$ Freiheitsgraden ein extrem konservativer Test (COCHRAN and COX 1957), der hier allgemein nicht zur Verwerfung der Nullhypothese berechnete würde (für $P = 0,05$ ist bei 15 und 15 Freiheitsgraden $F = 2,40$). Angesichts der in anderen Fällen festgestellten Robustheit des F-Tests und der geringen Irrtumswahrscheinlichkeiten der nur möglicherweise nach oben verzerrten Tests muß hier jedoch auf Vorliegen von Interaktion in dieser kleinen Stichprobe von Versuchsorten erkannt werden; dies würde auch der allgemeinen Erfahrung des Sortenversuchswesens entsprechen.

Die anderwärts nicht interessierenden Tests auf Unterschiede zwischen Blocks gleicher Versuchsorte — die möglicherweise ebenfalls verzerrt sind — seien hier in Anbetracht der Vernachlässigung der Blockunterschiede bei den Auswertungen nach den Modellen III und IV mitgeteilt.

Die mit gravierenden Voraussetzungen belasteten F-Tests auf Unterschiede zwischen Klonen wurden entsprechend einem Vorschlag von STERN (mündl. Mitt.) durch den nicht-parametrischen Test von FRIEDMAN nachgeprüft (Tab. 8). Die Unterschiede zwischen den Versuchsorten sind sehr ausgeprägt, sie besitzen einige Bedeutung für die Auswertungen nach Modell IV.

Die Ergebnisse der Signifikanztests und Schätzungen von Varianzkomponenten sind für die vorausgegangenen Jah-

re — die meisten Versuche wurden jährlich gemessen — nicht grundsätzlich von denen im Alter 6 und 7 verschieden (vgl. HATTEMER, HINKELMANN und MASCHNING 1964), so daß hier Beschränkung auf die letzten Ergebnisse geboten ist.

d) Schätzung von Varianzkomponenten nach den Modellen I und II:

An den nach Modell I geschätzten Varianzkomponenten (Tab. 9) fällt die Größe der Interaktionsvarianz auf; diese übersteigt in einigen Fällen die Varianz aufgrund von Klonunterschieden. Sie wird auch für das Material II und III immer größer Null geschätzt. Bei Material II sind die Schätzungen trotz der erweiterten und damit veränderten Stichprobe im großen und ganzen ähnlich.

Bei diesen Interaktionen ist zu beachten, daß sie einen summarischen Effekt widerspiegeln, zu dem die einzelnen Klone in durchaus unterschiedlicher Weise beisteuern können. Ein Maß für den Beitrag des i -ten Klons zum Summenquadrat der Interaktion gibt die Ökivalenz (WRICKE 1965), also der Ausdruck

$$\frac{1}{r} \sum_j (x_{ik} - \frac{x_{i.}}{m} - \frac{x_{.j}}{n} + \frac{x_{...}}{mn})^2,$$

der für die einzelnen Klone aus dem nach Modell I auswertbaren Datenmaterial mit dieser Formel direkt berechnet werden kann. Die Summe dieser Ausdrücke über alle Klone ist wieder gleich dem üblicherweise als Rest ermittelten Summenquadrat für die Interaktion in der Streuungserlegung. In Tab. 10 wurden diese Beiträge in Relativwerte (relativ zu ihrem Mittel) umgerechnet. Geringer Beitrag entspricht nun einer hohen Ökivalenz, da der betreffende Klon seine Relation zum Mittel aller Klone von Versuchsort zu Versuchsort vergleichsweise wenig ändert, er also eine gewisse Stabilität besitzt. Man erkennt an den — wohlgemerkt nur auf 2 Blocks, also höchstens 4 Bäume

Tab. 10. — Ökivalenzen (Relativzahlen) der Klone für Baumhöhe und Brusthöhendurchmesser im Alter 7

Klon	H A 7 9 Orte	D A 7 10 Orte
Brabantica	56	52
Drömling	69	79
Eckhof	33	62
Flachslanden	112	66
Forndorf	174	164
Gelrica	112	107
Grandis	164	146
Leipzig	160	134
Löns	173	316
Marilandica	100	82
Missouriensis	92	62
Neupotz	68	58
Regenerata D.	67	71
Robusta	85	75
Serotina	60	61
Virginiana de Fr.	76	66

Tab. 9. — Varianzkomponenten aus den Streuungserlegungen des Datenmaterials nach Tab. 1 (s_T^2 besitzt 15 Freiheitsgrade)

Merkmal	Modell I					Modell II					Modell III					R. E. (%)	s_E^2
	s_T^2	s_{TP}^2	FG	s_E^2	FG	s_T^2	s_{TP}^2	FG	s_E^2	FG	s_T^2	s_{TP}^2	FG	s_E^2	FG		
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18
H A 6	9,68	13,36	165	43,75	180	11,026	13,170	225	44,062	645	9,452	5,329	255	68,901	1255	157	69,177
H N 6	9,27	9,19	90	24,43	105	10,967	6,788	120	35,623	495	9,666	2,249	255	60,452	1151	149	53,078
H A 7	12,39	14,92	120	55,32	135	14,110	17,407	195	57,761	495	12,736	5,688	195	102,975	1005	152	87,797
H N 7	17,81	12,68	90	44,22	105	17,049	14,864	120	48,420	360	11,882	6,163	195	92,705	937	149	72,146
D A 7	0,297	0,785	135	2,021	150	0,351	0,578	195	2,484	510	0,261	0,193	195	4,132	1007	140	3,478
D N 7	0,325	0,756	90	1,657	105	0,415	0,429	120	2,215	360	0,247	0,164	195	3,904	937	134	2,968

pro Klon und Versuchsort gestützten – Ökovalenzen, daß es sich bei 'Eckhof' und 'Brabantica' um relativ „ertrags-treue“ Klone handelt, während für 'Forndorf' oder gar 'Löns' Sortenempfehlungen aus dem Grunde nicht möglich sind, weil ihr Verhalten aus dem Mittel dieser Versuchs-serie allein nur mäßig genau für den weiteren Anbau vor-ausgesagt werden kann. Inwieweit die hier benutzte Stich-probe für die sichere Schätzung von Ökovalenzen ausreicht, muß allerdings dahingestellt bleiben. Die Ökovalenzen von Höhe und Durchmesser der Klone sind straff korreliert ($r = +0,789^{***}$), was nicht ohne weiteres aus der Korrela-tion der Klonmittel der betreffenden Merkmale zu schlie-ßen ist. Die Versuchsortmittel zeigten bei der Baumhöhe eine Variationsbreite von 3,89 m bis 9,61 m; beim Durch-messer hatten die extremen Versuchsorte Mittelwerte von 3,75 cm bzw. 10,98 cm.

An den Varianzkomponenten nach Modell I und II wie auch den im folgenden zu besprechenden Varianzkompo-nenten nach Modell III fällt weiterhin die konsistente Sen-kung der Interaktionsvarianz relativ zur Klonvarianz in den Datensätzen N (normal erwachsene Bäume) gegenüber den Datensätzen A (alle Bäume) auf. Es wurde hier nicht untersucht, inwieweit dies auf die veränderte Stichprobe von Versuchsorten, Blocks usw. zurückzuführen ist. Viel-leicht kann diese Tatsache aber als ein Hinweis auf die Verursachung der Interaktionen gewertet werden: Es wä-re durchaus denkbar, daß ein Teil dieser Interaktionen durch direkte Schädigungen einzelner Klone an einzelnen Versuchsorten (d. i. unter bestimmten Umweltverhältnis-sen) zustandekommt, und nicht nur durch die klonweise unterschiedliche Reaktion auf bestimmte Nuancen des Bo-dens oder Klimas. Auch die Versuchsfehler sind für N je-weils geringer als für A.

Die Varianzkomponenten nach Modell I und II wurden schließlich dazu benutzt, die „Heritabilitäten“ der Merk-male zu schätzen. Diese „Heritabilitäten“ haben mit den an Klonen aus der gleichen Mendel-Population zu schätzen-den Heritabilität im weiteren Sinne indessen nichts ande-res gemeinsam, als daß die Methode der Schätzung analog auf den hier vorliegenden Fall von größtenteils Arthybri-den unbekanntem Status' zwischen *Populus nigra* und *Populus deltoides* übertragen wurde. Die Schätzungen der Tab. 11 stellen also nichts anderes dar als ein Maß für die Wirksamkeit der Klonauslese in diesen Merkmalen (BURTON and DEVANE 1953) unter Stützung auf die jeweiligen, in Tab. 1 bereits wiedergegebenen Stichproben von Versuchsorten und Blocks an denselben; sie wären ohne die Beachtung der verwendeten Stichprobenumfänge nicht sinnvoll. Für die Baumhöhen erhält man höhere „Heritabilitäten“ oder Wiederholbarkeiten als für den Durchmesser, da in diesem Merkmal offensichtlich die Differenzierung der Klon-ne zwar bereits deutlich nachweisbar, das Ausmaß dieser Differenzierung aber noch nicht so weit fortgeschritten ist wie bei der Baumhöhe. Bei Material II, das den zweiein-halbfachen Umfang von Material I besitzt, werden natür-lich etwas höhere Wiederholbarkeiten geschätzt; dies ist

Tab. 11. — „Heritabilitäten“ für Baumhöhe und Brusthöhen-durchmesser

Merkmal	Material I	Material II
H A 6	0,767	0,875
H N 6	0,794	0,873
H A 7	0,724	0,851
H N 7	0,782	0,845
D A 7	0,623	0,790
D N 7	0,590	0,783

auf die Erhöhung der Zahl der Parzellen pro Sorten ins-gesamt zurückzuführen, bei Vorliegen von Interaktion aber besonders auf die Verteilung dieser Parzellen auf mehr Versuchsorte. In einer Hinsicht sind diese Wiederholbar-keiten besonders gekennzeichnet: Sie beziehen sich auf Ver-hältnisse, die angenähert denen des Mischanbaus entspre-chen, wenn sie mit diesen auch nicht gleichzusetzen sind; für Beobachtungen in den folgenden Jahren wird mit Ein-tritt weiterer Teilflächen in das Stadium gegenseitiger Be-einflussung der Versuchsbäume diese Tatsache an Bedeu-tung gewinnen. Denn man könnte sich vorstellen, daß die kurz- bis mittelfristige praxisnahe Erprobung einzelner Klone der Vereinigung einzeln geprüfter Komponenten zu vielklonigen Handelssorten dienen wird. In diesen wird Konkurrenz mit ziemlicher Ausschließlichkeit zwischen Bäumen verschiedenen Genotyps stattfinden.

e) Schätzungen von Varianzkomponenten nach den Model-len III und IV:

Wie schon erwähnt, macht der Übergang auf Modell III die vereinfachte Auswertung von erheblich mehr Daten-material möglich; die Freiheitsgrade der Varianzkompo-nenten in den Spalten 14 und 16 der Tab. 9 machen dies noch einmal deutlich. Die Varianzkomponente des ‚gepool-ten‘ Versuchsfehlers in Spalte 15 ist hier drastisch erhöht, und zwar – wie Spalte 17 zeigt – ist bei Vernachlässigung der Unterschiede zwischen den Blocks ein Anwachsen des Fehlers um etwa 50% zu erwarten. Die relativen Effizien-zen R. E. der Spalte 17 sind dabei aus den Varianzanalysen nach Modell II geschätzt worden und berücksichtigen die veränderten Freiheitsgrade. Die hypothetischen Versuchs-fehler $s_{E'}^2$ der Spalte 18 sind aber immer noch geringer als die der Spalte 15, die aus den Varianzanalysen nach Mo-dell III erhalten wurden; dies kann unter Umständen auf Nichtorthogonalität auch der Klonvergleiche zurückgeführt werden. Die nach Modell III geschätzten Varianzkompon-enten stützen sich nun auf mehr Freiheitsgrade, doch besit-zen sie deshalb nicht unbedingt geringere Varianzen; die-se sind gänzlich unbekannt. Auffallend an diesem Teil der Tabelle ist die starke Verminderung der Interaktionsvarianz im Verhältnis zur Klonvarianz, die ihre Ursachen ebenfalls in der veränderten Stichprobe der Versuchsorte haben kann. Im Zusammenhang mit dieser auch durch den Vergleich mit Modell I und II nicht ganz geklärten Verlässlichkeit der Auswertung nach Modell III sei aber an die sehr straffe Korrelation der Klonmittel erinnert.

Die Erstellung der Schätzungen nach Modell III diene indessen nur der Gewinnung von Vorstellungen über die Zuverlässigkeit von Auswertungen nach Modell IV, das eine Aufteilung der Streuung zwischen allen Versuchsorten und eine Aufteilung der Interaktionsvarianz in zwei Kompo-nenten, nämlich zwischen Klonen und Gebieten sowie zwis-chen Klonen und Orten gleicher Gebiete, vorsieht. Hier-für sollte eine möglichst große Stichprobe von Versuchsort-en genutzt werden können. Die Tabellen 12, 13 und 14 ge-ben diese Auswertungen wieder, bei denen es im wesent-lichen auf das Größenverhältnis von s_{TA}^2 (Interaktion zwis-chen Klonen und Gebieten) und s_{TP}^2 (Interaktion zwischen Klonen und Orten innerhalb der Gebiete) ankommt. Viele Schätzungen von s_{TA}^2 sind nahe Null oder gar kleiner Null und müssen in letzterem Fall als Null angenommen werden (ihre Wiedergabe erfolgt, um die Größenordnung der posi-tiv und der negativ geschätzten Komponenten vergleichen zu können).

Die beiden Interaktionsvarianzen stehen nun allgemein in einem recht weiten Größenverhältnis, so daß die Aus-

scheidung der Gebiete hinsichtlich der Verursachung von Wechselwirkungen als nicht sehr wirksam zu betrachten ist. Einzig bei der Höhe im Alter 7 (Tab. 13) stehen die beiden Schätzungen in einem Größenverhältnis von etwa 1 : 3 bis 1 : 4. Bei keinem der drei Merkmale zeichnet sich aber ein Trend mit zunehmender Zahl und geringer werdendem Umfang der Gebiete ab. Die Ausscheidung möglichst vie-

ler Gruppen von Versuchsorten mit einander ähnlichen allgemeinen Wuchsverhältnissen brachte keinen Nachweis einer für die einzelnen Klone ähnlichen Reaktion auf die dort herrschenden Umweltverhältnisse.

In einigen wenigen Fällen, etwa bei der Gebietsaufteilung Nr. 2 für den Datensatz N bei der Höhe im Alter 6 (Tab. 12) ergab sich jedoch ein Überhang der Varianzkomponente s^2_{TA} über s^2_{TP} . Noch merkwürdiger ist ein Vergleich der Gebietsaufteilung Nr. 2 und 3 in Tab. 13 für den Datensatz N: hier hatte eine nur geringfügige Umgruppierung der Versuchsorte innerhalb der jeweils 5 Gebiete einschneidende Veränderungen des Größenverhältnisses zur Folge. Es muß offen bleiben, ob die Verteilung der Interaktionseffekte im untersuchten Material einer bestimmten Gesetzmäßigkeit folgt, außer daß die einzelnen Klone und möglicherweise auch einzelne Versuchsorte unterschiedliche Beiträge zum Summenquadrat der Interaktion leisten. Erst die Auffindung von Gemeinsamkeiten in irgendwelchen Umweltfaktoren könnte angesichts der nicht weiter definierten Klone Schlüsse über die Verursachung von Wechselwirkungen erbringen.

Diskussion

In einer praxisnahen Klonprüfung stellte sich heraus, daß wahrscheinlich als Folge einer günstigen Verteilung der Versuchsorte schon anhand geringer Stichproben von etwa 10 Orten mit wenigen Wiederholungen eine sichere Einschätzung der Mittelwerte für das Versuchsgebiet vorgenommen werden konnte. Für großklimatisch stark verschiedene Gebiete wird jedoch aus den hier gewonnenen Ergebnissen sicher nicht viel über das vermutliche Verhalten dieser Klone ausgesagt werden können.

Im besonderen Fall der Klonprüfung bei Schwarzpappeln ist der Versuchsansteller auf große Flächen angewiesen, denn ein einziger Baum beansprucht eine Fläche von 25 m², wenn die Versuche über 10–15 Jahre beobachtet werden sollen. Kleine Parzellen mit nur 2 Bäumen stellten sich in diesem Beispiel zwar als ausreichend heraus, wenn man von großem Ausgangsmaterial im Alter von 7 Jahren nach der Pflanzung immer noch einigermaßen vergleichbare Mittelwerte schätzen kann. Wäre diese Versuchsserie mit so viel Material angelegt worden, wie sich jetzt als noch ausreichend herausstellte, wäre inzwischen ihre Auswertbarkeit jedoch sicher nicht mehr gegeben oder doch ihre Aussagekraft stark vermindert. Vielleicht kann man im zweiten Ausleseschritt nach Senkung des Niveaus der allgemeinen Mortalität auch mittelfristige Versuche mit kleinen Parzellen anlegen; der vorliegende Versuch war dagegen nicht als mittelfristig konzipiert und geplant und kann in gewisser Hinsicht auch als abgeschlossen gelten. Denn die intensive Prüfung einiger weniger Klone stellt einen Luxus dar, sofern sie nicht weiterhin auch Ergebnisse von wissenschaftlichem Erkenntniswert liefert. Die Auffindung von Klonen hohen landeskulturellen Werts muß einen anderen Weg gehen, indem mit einer extensiven Prüfung eines großen Basismaterials begonnen wird, das im folgenden oder in den folgenden Schritten zunehmend eingeeignet wird.

Für die weitere Behandlung dieses Versuchs ist zu empfehlen, jetzt alle die Versuchsorte aufzugeben, an denen nicht mehr ausreichende Wiederholung gegeben ist; das bedeutet nur scheinbar den Verzicht auf eine breitere ökologische Streuung der Versuchsorte, denn die Teilflächen mit bisher zahlreichen Ausfällen besitzen für sich genommen und auch im Hinblick auf die gemeinsame Auswertung nur geringen Wert als Informationsquelle. Diese wenigen Ver-

Tab. 12. — Varianzkomponenten für Baumhöhe im Alter 6 aus den Streuungserlegungen nach Modell IV (m = 18)

Datensatz	Nr.	q	Klone		Klone x Gebiete		Klone x Orte		Fehler	
			s^2_T	FG	s^2_{TA}	FG	s^2_{TP}	FG	s^2_E	FG
A	1	9	9,43	15	0,56	120	4,80	135	68,90	1255
N			9,61	15	0,94		1,36		60,45	1151
A	2	8	9,26	15	2,75	105	2,77	150	68,90	1255
N			9,56	15	1,60		0,76		60,45	1151
A	3	6	9,25	15	1,69	75	3,84	180	68,90	1255
N			9,59	15	0,47		1,86		60,45	1151
A	4	5	9,56	15	-0,46	60	5,69	195	68,90	1255
N			9,56	15	0,27		2,09		60,45	1151
A	5	5	9,31	15	0,87	60	4,60	195	68,90	1255
N			9,71	15	-0,24		2,44		60,45	1151
A	6	5	9,36	15	0,56	60	4,86	195	68,90	1255
N			9,63	15	0,41		1,88		60,45	1151
A	7	3	9,11	15	1,15	30	4,52	225	68,90	1255
N			9,39	15	0,65		1,87		60,45	1151
A	8	2	8,14	15	2,76	15	3,88	240	68,90	1255
N			9,37	15	0,49		2,05		60,45	1151

Tab. 13. — Varianzkomponenten für Baumhöhe im Alter 7 aus den Streuungserlegungen nach Modell IV (m = 14)

Datensatz	Nr.	q	Klone		Klone x Gebiete		Klone x Orte		Fehler	
			s^2_T	FG	s^2_{TA}	FG	s^2_{TP}	FG	s^2_E	FG
A	1	7	12,61	15	1,51	90	4,29	105	102,98	1005
N			11,86		1,87		4,32		92,71	937
A	2	5	12,65	15	0,85	60	4,91	135	102,98	1005
N			12,05		0,28		5,72		92,71	937
A	3	5	12,38	15	2,18	60	3,85	135	102,98	1005
N			11,42		3,31		3,32		92,71	937
A	4	4	12,49	15	1,44	45	4,48	150	102,98	1005
N			12,04		0,35		5,66		92,71	937
A	5	4	12,70	15	0,44	45	5,27	150	102,98	1005
N			11,89		0,74		5,42		92,71	937
A	6	3	12,43	15	1,25	30	4,73	165	102,98	1005
N			11,65		1,62		4,77		92,71	937
A	7	3	12,14	15	2,18	30	4,08	165	102,98	1005
N			11,08		2,97		4,00		92,71	937
A	8	2	12,66	15	0,23	15	5,52	180	102,98	1005
N			12,94		-2,72		7,29		92,71	937

Tab. 14. — Varianzkomponenten für Durchmesser im Alter 7 aus den Streuungserlegungen nach Modell IV (m = 14)

Datensatz	Nr.	q	Klone		Klone x Gebiete		Klone x Orte		Fehler	
			s^2_T	FG	s^2_{TA}	FG	s^2_{TP}	FG	s^2_E	FG
A	1	7	0,27	15	-0,11	90	0,30	105	4,13	1007
N			0,26		-0,14		0,29		3,90	937
A	2	5	0,25	15	0,06	60	0,14	135	4,13	1007
N			0,23		0,11		0,08		3,90	937
A	3	5	0,27	15	-0,03	60	0,22	135	4,13	1007
N			0,25		0,00		0,16		3,90	937
A	4	4	0,24	15	0,09	45	0,12	150	4,13	1007
N			0,22		0,10		0,08		3,90	937
A	5	4	0,25	15	0,08	45	0,13	150	4,13	1007
N			0,25		0,01		0,15		3,90	937
A	6	3	0,25	15	0,05	30	0,16	165	4,13	1007
N			0,25		-0,02		0,18		3,90	937
A	7	3	0,24	15	0,07	30	0,14	165	4,13	1007
N			0,24		0,05		0,13		3,90	937
A	8	2	0,23	15	0,06	15	0,16	180	4,13	1007
N			0,23		0,04		0,14		3,90	937

suchsorte könnten, in einem 4- bis 5jährigen Meßturnus bearbeitet, schließlich einige Erkenntnisse liefern über den unterschiedlichen Wuchsrhythmus verschiedener Klone in inniger räumlicher Mischung und auch über die der Formzahlen, eines bisher nicht zu untersuchenden ertragsbildenden Faktors.

Ein Hauptzweck dieser Auswertung wurde darin gesehen, für den allgemeinen Fall solcher Klonprüfungen Wege für eine differenzierte Sortenempfehlung zu finden. Die Kenntnisse über die generelle Verwendungsfähigkeit von Baumarten sind soweit fortgeschritten, daß eine Einschätzung des Leistungspotentials eines Standortes wenigstens in etwa möglich sein sollte. Ein naheliegender Gedanke ist dann die Gruppierung der Versuchsorte nach der mittleren Leistung aller Klone, um für Standorte von ähnlicher zu erwartender Leistung verschiedene Klone empfehlen zu können.

War die hier angewandte Ausscheidung von Gebieten also im Durchschnitt in Hinsicht auf die Verursachung von Interaktionen wenig wirksam (ein Teil der pauschalen Interaktionsvarianz konnte immerhin erklärt werden), so erhebt sich die Frage, ob die Abweichungen, die zu Interaktionsvarianz führen, nun zufällig über die Versuchsorte verteilt sind, oder ob es nur an der wirksamen Gruppierung der Versuchsorte fehlte. Leider lassen sich die Methoden zur Auffindung solcher Varietäten auf das hier vorliegende Material nicht anwenden, da zu viele Ausfälle zu einer starken Beschneidung des Datenmaterials zwingen würden. Sowohl die Zahl der Versuchsorte als auch die Zahl der Blocks pro Versuchsort erscheinen dazu nicht ausreichend. In anderer Hinsicht ließ dieses Versuchsmaterial eine solche Untersuchung lohnenswert erscheinen: Klone als genotypisch einheitliche Versuchsglieder zeigen nur Unterschiede in der physiologischen Plastizität und können spezifische Beeinflussung durch bestimmte Umwelteinflüsse nicht durch „Vorschieben“ von Genotypen mit höherem Auslesewert puffern. Insofern konnte einige Klärung der Verteilung der Interaktionseffekte durchaus erwartet werden.

Besondere Probleme wirft die Prüfung der unterschiedlichen Mortalität in Versuchen mit kleinen Parzellen auf. Die χ^2 -Analyse dürfte zwar bei Anwendung auf Versuche dieser Art durch die Nichterfüllung des Prinzips der Unabhängigkeit verzerrte Tests erbringen. Auch bleibt offen, inwiefern die hier gefundenen Unterschiede zwischen den Klonen Repräsentativität besitzen. Im Hinblick auf ein forstliches Beispiel sprechen WELLS and WAKELEY (1966) mit voller Berechtigung von "the crucial test of a stock's ability to survive".

Ein besonderes Kennzeichen dieser Versuchsserie ist, daß die laufenden Messungen zum größten Teil nicht durch Institutspersonal durchgeführt wurde, sondern diese Arbeiten sind fast gänzlich der tatkräftigen und verdienstvollen Mitarbeit örtlicher Fachkräfte zu verdanken. Vielleicht kann der Kritik an einer solchen Zusammenarbeit mit dem Hinweis auf Untersuchungen zur Meßgenauigkeit (HATTEMER 1965) begegnet werden: Verschiedene Verfahren zur Erhöhung der Meßgenauigkeit besaßen einen nur geringen Wirkungsgrad; die Bodenvariation ist derjenige Komplex, dessen Bearbeitung im Zusammenhang mit Untersuchungen der Genotyp-Umwelt-Interaktion die besten Fortschritte hinsichtlich der Genauigkeit von Klonvergleichen gewährleisten wird.

Zusammenfassung

1. Die Auswertung einer nicht balancierten Feldversuchsserie mit zahlreichen fehlenden Parzellen erfolgte am Ge-

samtmaterial und an balancierten Stichproben. Dabei wurden für Höhe und Durchmesser jeweils ähnliche Klonmittel geschätzt.

2. Höhe und Durchmesser sind zwischen den Klonen gut korreliert; jedoch ist die ausgeprägte Variation in der Mortalität von diesen beiden Merkmalen mehr oder weniger unabhängig.
3. Die Verteilung des Versuchsmaterials auf 10–15 Anbauorte mit je 3–4 Wiederholungen erlaubt die Einschätzung der Klonmittel in Höhe und Durchmesser mit einer relativen Genauigkeit von 0,7 bis 0,8.
4. Die phänotypische Stabilität der einzelnen Klone zeigt ausgeprägte Unterschiede.
5. Für die normal erwachsenen Bäume wurden im Durchschnitt geringere Interaktionen zwischen Klonen und Anbauorten geschätzt als für die Gesamtheit aller Bäume unter Einschluß derjenigen, die im Laufe der Jahre einmal den Gipfeltrieb verloren hatten. Daraus wurde auf teilweise Verursachung der Interaktionen durch direkte Schädigungen geschlossen.
6. Eine Aufteilung der Versuchsorte in Gebiete wechselnden Umfangs nach Maßgabe des Rangs der Versuchsortmittel ergab nur geringe Interaktionsvarianzen zwischen Klonen und diesen Gebieten.
7. Für die praktische Sortenprüfung haben sich Versuche in kleinen Parzellen als zweckmäßig erwiesen, sofern nur kurz- bis allenfalls mittelfristige Beobachtungsdauer vorgesehen ist.

Summary

Title of the paper: *Variation of height, diameter and mortality in an experimental series with Black Poplar hybrid clones.*

1. An unbalanced series of experiments with numerous missing plots was evaluated in several ways. Similar clonal means were estimated from the total material and from small balanced samples.
2. Height and diameter were strictly correlated between clones; variation in mortality was pronounced but independent of the two growth traits.
3. Allocation of the experimental material to 10–15 places containing 3–4 replicates each allows estimations of height and diameter means of the clones with repeatabilities of about .7 to .8.
4. Clones differed remarkably in phenotypic stability.
5. Undamaged trees consistently revealed less interaction variance than those that during their lives at least once lost the leader. It was concluded that part of the interactions is due to direct damages suffered by the trees.
6. Kind of simulation was applied to the experimental material in that the locations were grouped to several 'regions' according to the ranks of the overall location means. Interactions between clones and places of same regions prevailed over those between clones and regions.
7. Field trials destined to practical clonal tests proved to be efficient for short-term and medium-term duration of the experiments.

Literatur

- BURTON, G. W., and DeVANE, E. H.: Estimating heritability in Tall Fescue (*Festuca arundinacea*) from replicated clonal material. *Agronomy J.* 45, 478–481 (1953). — EBERHART, S. A., and RUSSELL, W. A.: Stability parameters for comparing varieties. *Crop Science* 6, 36–40 (1966). — FINLAY, K. W., and WILKINSON, G. N.: The analysis of adaptation in a plant-breeding programme. *Austral. J. Agric. Res.* 14, 742–754 (1963). — FINNEY, D. J.: The replication of variety trials.

Biometrics 20, 1—15 (1964). — GALL, H.: Untersuchungen zur Auswertung langjähriger Feldversuche bei Kartoffeln. Z. Landwirtschaftl. Versuchs- und Untersuchungswesen 3, 319—390 (1957). — HARVEY, W. R.: Least squares analysis of data with unequal subclass numbers. U. S. Dept. Agr., Agric. Res. Serv., ARS-20-8, 1960. — HATTEMER, H. H.: Der Meßfehler der Höhen- und Durchmesser-messung an forstlichen Feldversuchen in frühem Alter. Silvae Genetica 14, 177—181 (1965). — HATTEMER, H. H.: Die Eignung einiger Blatt- und Verzweigungsmerkmale für die Unterscheidung von Schwarzpappel-Hybridklonen. Züchter 36, 317—327 (1966). — HATTEMER, H. H., HINKELMANN, K., und MASCHNING, E.: Erste Ergebnisse einer Feldversuchsserie mit Schwarzpappelhybriden (sog. 16-Sorten-Versuch). Züchter 34, 257—260 (1964). — HICKMAN, C. G.: Ab-

breviated procedure for deriving expectations of sums of squares for random models of unbalanced designs. Biometrics 19, 180—183 (1963). — KEMPTHORNE, O.: Design and analysis of experiments. New York, London, 1952. — MÜLLER, R., und SAUER, E.: Altstamm-sorten der Schwarzpappelbastarde. Sonderdrucke aus Holz-Zentralblatt 1958—1961, erweit. Ausgabe, Stuttgart 1961. — RUNDFELDT, H.: Die Bedeutung der Interaktionen für die Anlage von Versuchs-serien im Pflanzenbau. Acta Agronom. Acad. Scientiarum Hungaricae 10, 98—105 (1960). — WRICKE, G.: Über eine Methode zur Erfassung der ökologischen Streubreite in Feldversuchen. Z. Pflanz-züchtung 47, 92—96 (1962). — WRICKE, G.: Die Erfassung der Wechselwirkungen zwischen Genotyp und Umwelt bei quantita-tiven Eigenschaften. Z. Pflanzzüchtung 53, 266—343 (1965).

Variation and Inheritance of Juvenile Characters of Eastern Cottonwood

By JAMES R. WILCOX¹⁾ and ROBERT E. FARMER, JR.²⁾

(Received for publication October 4, 1966)

Commercial cottonwood plantations in the lower Mississippi Valley are commonly established with 20-inch unrooted stem cuttings of *Populus deltoides* BARR. (MAISENHELDER, 1960). Competition from weeds drastically retards growth, and plantations require intensive cultivation until crowns shade out competing vegetation. Rapid early growth, therefore, is important in minimizing costs of plantation establishment and is one objective in cottonwood improve-ment.

Since planting stock is propagated asexually, genetically improved material can be obtained by selecting superior genotypes on the basis of performance in a replicated clonal test. Information on genetic variability, measured as heritability in the broad sense, can be used to predict gains from selection in such a test. The purpose of this study was to obtain heritability estimates for growth, form, and phenological characters in 1- and 2-year-old cottonwood.

Methods

Forty-nine seedlings were selected at random in a 2-year-old natural stand near Rosedale, Bolivar County, Mississippi. Six cuttings were made from each selection in February 1963, treated with phorate (MORRIS, 1960) to prevent insect attack during the year of establishment, and planted in a randomized block design with six replications. Single-tree plots were used with a 12-foot (3.66 m.) square spacing. The thickest cutting from each seedling was assigned to the first replication and succeeding smaller cuttings to the following replications. The purpose of this confounding was to reduce possible effects of cutting size in estimates of clone and error variances.

The plantation was established on a Sharkey clay soil newly cleared of forest and thoroughly disked. Sharkey clay is found in slack-water areas of the Mississippi River flood plain (BRUCE *et al.*, 1958). It is a dark, poorly drained soil with a montmorillonite clay content of 74 to 85 percent and a site index for cottonwood of about 90 feet at 30 years

(BROADFOOT, 1960). It represents the poorest of the sites currently being planted to cottonwood commercially.

During the first growing season, the plantation was cultivated to keep it free of weeds.

Total height was measured to the nearest 0.1 foot on May 31, July 2, August 1, August 30, September 20, October 23, 1963, and on October 19, 1964. Diameter was measured 1 foot above the ground to the nearest 0.1 inch on November 8, 1963, and on October 15, 1964. The total number of branches was recorded on September 23, 1963.

In October of 1963 and 1964 the clones were scored for incidence of rust caused by *Melampsora medusae* THÜM., which infected the trees in late summer. Scores for individual trees were based upon the average infection of four leaves. A leaf was collected from each of 4 cardinal directions at breast height. A score of 1 signified that 0 to 10 percent of the leaf was covered with sori; a score of 5 was maximum, and indicated that 100 percent of the leaf was covered with sori, that leaf edges were necrotic, and that some defoliation had resulted. In 1964 a 0 rating, indicating no rust, was added.

The rating system was on an ordinal scale, and analyses of variance are not strictly applicable. The ordinal data are included here since the ratings were strongly correlated with percent of leaf area covered with sori ($r = .99$), and the system has been effective in predicting clonal performance in subsequent tests.

Date of leaf emergence was recorded in the spring of 1964, as number of days from March 1. Extent of autumnal defoliation was scored on November 26, 1963, on a 1—4 basis. A score of 1 signified 70 to 100 percent of leaves on the tree; a score of 4 indicated less than 5 percent of leaves on the tree.

Thirteen values for missing plots were substituted according to SNEDECOR'S (1956) method, and degrees of freedom and treatment sums of squares in the analyses of variance were adjusted accordingly. Data on number of branches were transformed to $\log(x + 1)$ prior to analysis, since the range in branch counts tended to increase with the clone mean.

Results and Discussion

Means and ranges for the characteristics are in Table 1. First-year height increase for the entire experiment was approximately linear from May until mid-September. Growth tapered off rapidly during late September and ceased in early October. Final mean clone height was 12.0

¹⁾ When this paper was written, JAMES R. WILCOX was on the staff of the Institute of Forest Genetics, maintained at Gulfport, Mississippi, by the Southern Forest Experiment Station, Forest Service, U. S. Dept. of Agriculture. He is now with the Agricultural Research Service, U. S. Dept. of Agriculture, and is stationed at Purdue University, Lafayette, Indiana.

²⁾ ROBERT E. FARMER, JR., is at the Southern Hardwoods Laboratory, maintained at Stoneville, Mississippi, by the Southern Forest Experiment Station in cooperation with the Mississippi Agricultural Experiment Station and the Southern Hardwood Forest Research Group.