

# Einige experimentelle Ergebnisse über die Konkurrenzabhängigkeit der Korrelation zwischen Nachkommenschaften kontrollierter Kreuzungen und den Nachkommenschaften ihrer frei abgeblühten Eltern im Merkmal Baumhöhe

Von M. HÜHN<sup>1)</sup>\*)

Institut für Pflanzenbau und Pflanzenzüchtung  
der Christian-Albrechts-Universität Kiel

(Eingegangen Oktober 1976)

## 1. Einleitung

In einer früheren Veröffentlichung (HÜHN 1974) wurde anhand einer Feldversuchsserie mit Fichtenkreuzungen des Instituts für Forstgenetik und Forstpflanzenzüchtung in Schmalenbeck über ausgedehnte experimentelle Untersuchungen und Ergebnisse zum Problemkreis „Konkurrenzwirkungen in Pflanzenbeständen“ berichtet. Besonders interessierte dabei die Frage, ob und wenn ja, welchen Einfluß bei parzellenweise angelegten Feldversuchen die Nichtberücksichtigung der Konkurrenzeffekte an den Parzellenrändern auf die Aussagefähigkeit solcher forstlicher und landwirtschaftlicher Versuche, z. B. bei Mittelwertvergleichen, hat und wie groß die durch diese Nichtberücksichtigung der Parzellenrandkonkurrenz entstehenden Verzerrungen, z. B. bei den Versuchsgliederrangfolgen, bei den Varianzkomponentenschätzungen, bei den Mittelwertvergleichen usw., sind.

## 2. Material und Untersuchungsmethode

Im Frühjahr 1959 wurde vom Institut für Forstgenetik und Forstpflanzenzüchtung in Schmalenbeck eine Feldversuchsserie mit Fichtenkreuzungen an sechs verschiedenen Standorten in der Bundesrepublik Deutschland mit je zwanzig zu prüfenden „Sorten“ = Versuchsgliedern (als vierjährigen Sämlingen) angelegt (siehe (Tab. 1).

Der Pflanzenabstand im regelmäßigen Pflanzverband betrug bei allen Versuchsflächen 1,5 m X 1,5 m — bis auf „Trittau“, wo aus jetzt nicht mehr zu klärenden Gründen ein Verband von 0,90 m X 0,90 m gewählt wurde. Wegen dieses unterschiedlichen Pflanzabstandes wurde der Versuchsort „Trittau“ bei allen folgenden zusammenfassenden Auswertungen aller Standorte nicht mit berücksichtigt.

Tabelle 1. — Beschreibung der Versuchsflächen.

Versuchsfläche	Geogr. Breite	Geogr. Länge	Höhe über NN
Furtwangen	48° 05'	8° 09'	1111
Meppen	52° 48'	7° 18'	28
Schotten	50° 33'	9° 13'	650
Oderhaus	51° 41'	10° 33'	620
Altenau	51° 49'	10° 29'	620
Trittau	53° 39'	10° 16'	50

<sup>1)</sup> Herrn Professor Dr. WOLFGANG LANGNER zum 70. Geburtstag gewidmet.

<sup>2)</sup> Anschrift des Verfassers: Prof. Dr. MANFRED HÜHN, Christian-Albrechts-Universität Kiel, Institut für Pflanzenbau und Pflanzenzüchtung, Olshausenstraße 40—60, D-2300 Kiel, Neue Universität Haus S 20a, Bundesrepublik Deutschland.

Der Versuchsplan ist an allen Standorten ein Rechteckgitter mit drei Wiederholungen (also ein Dreisatz-Rechteckgitter ohne Wiederholung des Grundplans) mit fünf Blöcken à vier Versuchsgliedern je Wiederholung und 6 X 6 = 36 Pflanzen je (quadratischer) Parzelle (siehe z. B.: COCHRAN/COX 1957).

„Die zwanzig in den Versuchen verwendeten „Versuchsglieder“ bestehen aus: Vier durch freies Abblühen erhaltene Einzelstammabsaaten von vier ausgewählten Einzelbäumen des Forstamtes Westerhof (Harz), sechs durch freies Abblühen erhaltene Einzelstammabsaaten von sechs ausgewählten Einzelbäumen aus Sundmo (Schweden), sieben Kreuzungen zwischen verschiedenen Sundmopflanzen und einzelnen Westerhof-Pflanzen sowie drei Kreuzungen zwischen verschiedenen Sundmopflanzen und zwei Einzelpflanzen des Schmalenbecker Institutes. Die Kreuzungen wurden jeweils nur in einer Richtung ausgeführt.

Um zu quantitativen Aussagen über die Größe dieser konkurrenzbedingten Parzellenrandwirkungen zu kommen, wurden jeweils zwei verschiedene Auswertungen vorgenommen: Zunächst eine Auswertung — im folgenden stets „Gesamtparzellenauswertung“ genannt — bei der alle Pflanzen einer Parzelle, d. h. alle 6 X 6 = 36 Einzelpflanzen, benutzt wurden und dann schließlich eine zweite Auswertung — im folgenden stets „Parzellenkernauswertung“ genannt — bei der sämtliche Randpflanzen jeder Parzelle weggelassen wurden und wo nur der verbleibende Parzellenkern von 4 X 4 = 16 Einzelpflanzen in die Auswertung genommen wurde.

Aus unterschiedlichen Ergebnissen dieser beiden Auswertungen, z. B. bei den Varianzkomponenten, lassen sich dann Schlüsse auf die quantitativen Beziehungen dieser Parzellenrand-Konkurrenzeffekte ziehen“ (HÜHN 1974).

Auf nähere Angaben bezüglich des verwendeten Materials (Herkunft, genetische Struktur usw.) als auch auf eine Darstellung der wichtigsten Ergebnisse der zuvor zitierten umfangreichen Konkurrenzuntersuchungen soll an dieser Stelle nicht näher eingegangen werden (siehe dazu: HÜHN 1974), da sie bei den folgenden Überlegungen nicht direkt benötigt werden.

Da in der Praxis in der weitaus größten Zahl aller Fälle keine Ausschaltung der Parzellenrand-Konkurrenzwirkungen durch Isolierstreifen, Weglassen der Parzellenränder usw. erfolgt und dort üblicherweise alle Einzelpflanzen der Gesamtparzelle in die Auswertung einbezogen werden, braucht wohl auf die besondere Bedeutung solcher Untersuchungen für die Beurteilung der Ergebnisse sowie auch der Gültigkeit und Aussagefähigkeit solcher forstlicher und landwirtschaftlicher Versuche nicht weiter hingewiesen zu werden.

### 3. Problemstellung

In der vorliegenden Arbeit sollen nun einige experimentelle Ergebnisse über die Konkurrenzabhängigkeit der Korrelation zwischen Nachkommenschaften kontrollierter Kreuzungen und den Nachkommenschaften ihrer frei abgeblühten Eltern im Merkmal ‚Baumhöhe‘ dargestellt und diskutiert werden.

Von dem Versuchsmaterial der zuvor beschriebenen Feldversuchsserie mit Fichtenkreuzungen waren für die vorliegende Untersuchung nur sieben Kreuzungsnachkommenschaften zu verwenden, da nur für sieben Kreuzungen sowohl die Kreuzungsnachkommenschaften als auch die durch freies Abblühen der Kreuzungspartner erhaltenen Nachkommenschaften zur Verfügung standen.

Selbstverständlich ist diese Anzahl viel zu gering, als daß man aus solchen Untersuchungen allgemeingültige Schlußfolgerungen ableiten könnte. Auch lassen sich einige der nachfolgend diskutierten Ergebnisse wegen dieser niedrigen Anzahl nicht statistisch absichern. Aus diesem Grunde sind verschiedene der folgenden Resultate als Anregungen und Mitteilungen interessanter Versuchsergebnisse aufzufassen, die aber zum Teil zu ihrer Absicherung noch weiterer Untersuchungen mit einem umfangreicheren experimentellen Material bedürfen.

Wir führen die folgenden Bezeichnungen ein:

$\bar{P}_i$  = Phänotypischer Mittelwert der durch freies Abblühen des Baumes  $i$  erhaltenen Nachkommenschaft.

$\bar{P}_{ij}$  = Phänotypischer Mittelwert der Kreuzungsnachkommenschaft der kontrollierten Kreuzung  $i \times j$ .

$$m_{ij} = \frac{\bar{P}_i + \bar{P}_j}{2} \quad (1)$$

$$a_{ij} = \frac{\bar{P}_i - \bar{P}_j}{2} \quad (2)$$

$$d_{ij} = \bar{P}_{ij} - \frac{\bar{P}_i + \bar{P}_j}{2} = \bar{P}_{ij} - m_{ij} \quad (3)$$

Als phänotypische Mittelwerte  $\bar{P}_i$  bzw.  $\bar{P}_{ij}$  wurden den nachfolgenden Untersuchungen stets die aufgrund der Rechteckgitter-Varianzanalyse bereinigten Versuchsgliedermittelwerte zugrundegelegt (siehe z. B. COCHRAN/Cox 1957).

Zur Erörterung der in der vorliegenden Arbeit zu disku-

tierenden Problemstellung einer Konkurrenzabhängigkeit der Korrelation zwischen Nachkommenschaften kontrollierter Kreuzungen und den Nachkommenschaften ihrer frei abgeblühten Eltern werden nun für beide Auswertungen, d. h. sowohl für die „Gesamtparzellenauswertung“ als auch für die „Parzellenkernauswertung“, verschiedene Korrelationskoeffizienten, z. B. die Korrelation zwischen  $\bar{P}_{ij}$  und  $m_{ij}$ , berechnet und untersucht.

### 4. Versuchsergebnisse

#### 4a) Korrelation zwischen $\bar{P}_{ij}$ und $m_{ij}$

Man erhält für diesen Fall die in Tabelle 2 zusammengefaßten Ergebnisse (hierbei wurde der Standort ‚Trittau‘ zunächst mit in Betracht gezogen).

Sowohl bei den Korrelationskoeffizienten  $r$  als auch bei den zusätzlich berechneten Regressionskoeffizienten  $b$  (Regression von  $\bar{P}_{ij}$  auf  $m_{ij}$ ) (siehe Tab. 2) zeigen sich zum Teil beträchtliche Unterschiede zwischen der „Gesamtparzellenauswertung“ und der „Parzellenkernauswertung“, auch wenn sich diese Unterschiede wegen der in Kapitel 3 diskutierten Gründe nur in Ausnahmefällen als statistisch signifikant nachweisen lassen.

Die Änderung der Korrelationskoeffizienten im Laufe der Zeit verläuft bei der „Gesamtparzellenauswertung“ und der „Parzellenkernauswertung“ in vielen Fällen sehr synchron — besonders ausgeprägt zeigt sich dieses Ergebnis bei den Versuchsstandorten ‚Furtwangen‘ und ‚Altenau‘ aber auch bei ‚Meppen‘ und ‚Trittau‘ (siehe Abb. 1).

Dies deutet darauf hin, daß in vielen Fällen die konkurrenzbedingten Anteile an der Korrelation zwischen  $\bar{P}_{ij}$  und  $m_{ij}$  [d. h. Korrelation zwischen  $\bar{P}_{ij}$  und  $m_{ij}$  mit Konkurrenz (bei der „Gesamtparzellenauswertung“) minus Korrelation zwischen  $\bar{P}_{ij}$  und  $m_{ij}$  ohne Konkurrenz (bei der „Parzellenkernauswertung“)] unter unterschiedlichen Umweltbedingungen, wie sie die verschiedenen Untersuchungsjahre ja auf jeden Fall darstellen, im wesentlichen aufrechterhalten werden.

Falls sich dieses Resultat in weiteren Untersuchungen mit einem umfangreicheren Versuchsmaterial bestätigen läßt, so würde dieses unter züchterischen Gesichtspunkten (Selektion) interessante Implikationen nahelegen.

Tabelle 2. — Korrelationskoeffizienten ( $r$ ) zwischen  $\bar{P}_{ij}$  und  $m_{ij}$  sowie Regressionskoeffizienten ( $b$ ) der Regression von  $\bar{P}_{ij}$  auf  $m_{ij}$  (Erläuterungen: siehe Text) für alle Versuchsstandorte und alle Untersuchungsjahre für die „Gesamtparzellenauswertung“ (Gesamt) und die „Parzellenkernauswertung“ (Kern).

Orte	Jahre	1959		1960		1961		1963		1966		1969		1971	
		Gesamt	Kern	Gesamt	Kern	Gesamt	Kern	Gesamt	Kern	Gesamt	Kern	Gesamt	Kern	Gesamt	Kern
Oderhaus	r	0,27	0,55	—	—	—	—	-0,16	-0,13	-0,15	-0,24	-0,22	-0,29	-0,01	0,24
	b	0,32	0,83	—	—	—	—	-0,33	-0,28	-0,31	-0,61	-0,40	-0,67	-0,02	0,06
Furtwangen	r	0,46	0,30	—	—	—	—	-0,09	-0,37	0,31	0,05	0,35	-0,01	0,77	0,23
	b	0,38	0,26	—	—	—	—	-0,11	-0,65	0,60	0,15	0,80	-0,02	2,07	0,82
Altenau	r	-0,02	-0,13	—	—	—	—	-0,38	-0,68	0,94	-0,17	-0,10	-0,43	-0,39	-0,52
	b	-0,03	-0,18	—	—	—	—	-0,76	-1,15	1,05	-0,78	-0,28	-1,36	-0,87	-1,55
Meppen	r	0,32	0,26	—	—	0,70	0,72	0,69	0,69	0,56	0,65	0,69	0,77	0,59	0,68
	b	0,34	0,23	—	—	0,75	0,83	0,82	0,82	0,69	0,68	1,23	1,18	1,25	1,10
Schotten	r	-0,35	-0,35	-0,45	-0,27	—	—	0,48	0,38	-0,27	-0,05	-0,19	0,19	-0,14	0,26
	b	-0,48	-0,56	-1,08	-0,82	—	—	2,36	2,35	-1,05	-0,23	-1,03	1,34	-0,64	1,52
Trittau	r	—	—	0,57	0,29	0,09	0,28	0,14	0,38	0,41	0,75	—	—	—	—
	b	—	—	0,59	0,47	0,13	0,58	0,27	1,27	0,95	2,08	—	—	—	—

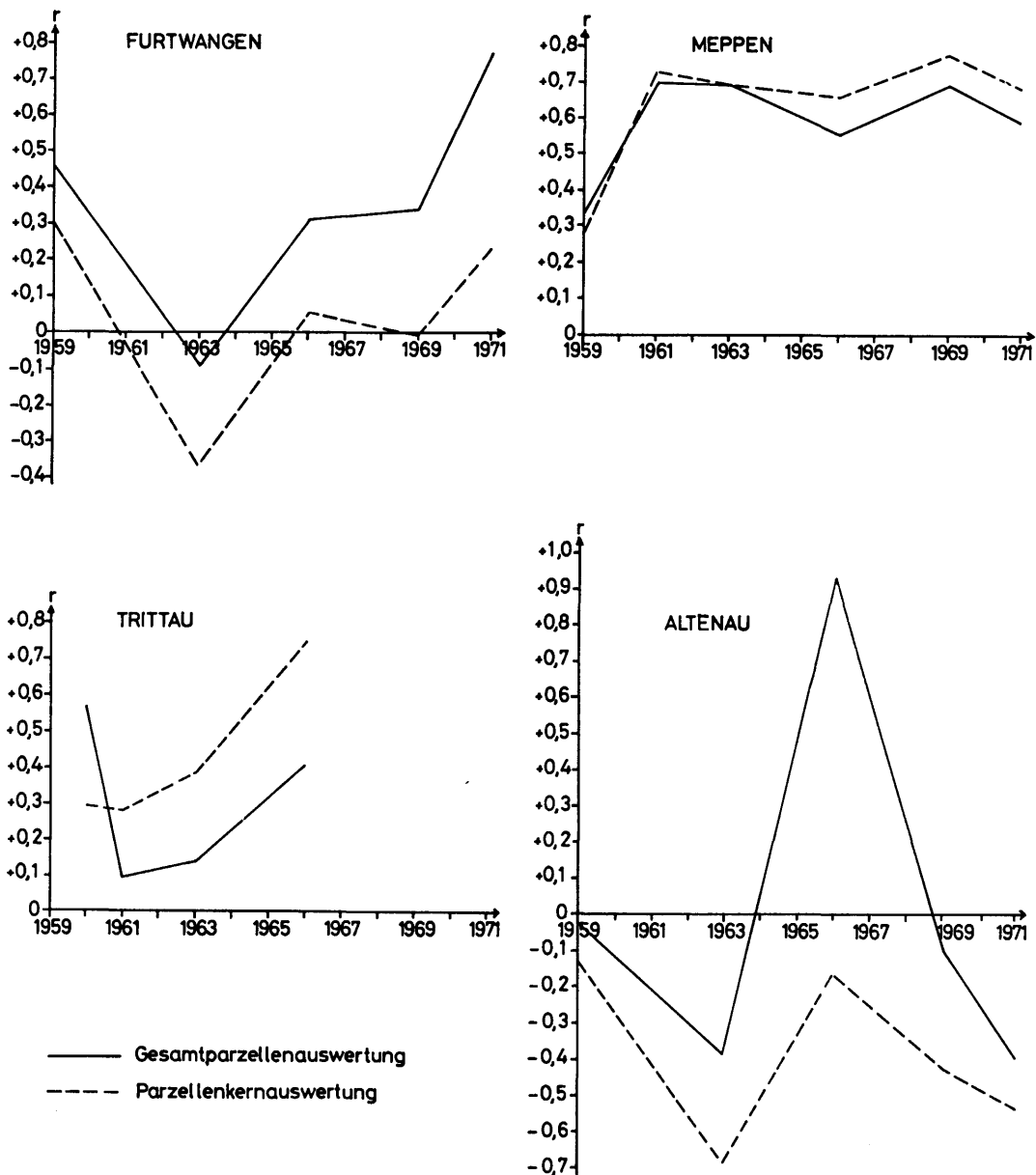


Abbildung 1: — Zeitliche Veränderung der Korrelationskoeffizienten ( $r$ ) zwischen  $\bar{P}_{ij}$  und  $m_{ij}$  für die „Gesamtparzellenauswertung“ und die „Parzellenkernauswertung“ an verschiedenen Versuchsstandorten (nähere Erläuterungen: siehe Text).

Nach Übergang von  $r$  auf die Bestimmtheitsmaße  $r^2$  wurde für das Datenmaterial der Versuchsstandorte: Oderhaus, Schotten, Meppen, Altenau und Furtwangen sowie der Untersuchungsjahre 1959, 1963, 1966, 1969 und 1971 (das ist der orthogonale Teil des Gesamtdatensatzes der Tabelle 2 unter Weglassung des Standortes ‚Trittau‘ (siehe Kap. 2)) zur näheren Beschreibung dieses Datenmaterials eine Varianzanalyse gerechnet (Kreuzklassifikation: 1. Faktor = Orte, 2. Faktor = Jahre, wobei beide Faktoren als ‚fix‘ angenommen wurden). Es sei jedoch ausdrücklich darauf hingewiesen, daß die Gültigkeit der Voraussetzungen für die Anwendbarkeit und Aussagefähigkeit der Varianzanalyse für diesen Datensatz von Bestimmtheitsmaßen nicht überprüft worden ist, sondern daß dieses rechnerische Vorgehen lediglich als Hilfsmittel zur deskriptiven Darstellung dieser Menge von Bestimmtheitsmaßen dienen sollte.

Auch wenn aus diesen Gründen die Varianzkomponentenschätzungen sowie die Signifikanztests eventuell nur

unter gewissem Vorbehalt interpretiert werden sollten, so zeigt die Höhe der voraussetzungsunabhängigen SQ- bzw. MQ-Werte in der Varianzanalyse doch die Variabilitätsverhältnisse in diesem Datensatz (siehe Tab. 3).

Bei der „Gesamtparzellenauswertung“ sind sowohl die Orts- als auch die Jahresunterschiede nicht signifikant, während bei der „Parzellenkernauswertung“ dagegen die Jahresunterschiede zwar ebenfalls nicht signifikant sind, aber die Ortsunterschiede sich als hoch signifikant erweisen. Der Variabilitätsanteil für ‚Orte‘ ergibt sich hierbei zu 50,0%.

Da die Bestimmtheitsmaße  $r^2$  Varianzanteile darstellen, erschien eine  $\arcsin \sqrt{r^2}$ -Transformation zur Stabilisierung der Varianz und zur Normalisierung angebracht. Die mit den so transformierten  $r^2$ -Werten durchgeführte Varianzanalyse führte zu genau den gleichen Resultaten wie die

Tabelle 3. — Varianzanalyse der Bestimmtheitsmaße  $r^2$  für die „Gesamtparzellenauswertung“ und die „Parzellenkernauswertung“ ( $\sigma_e^2$  = Rest,  $\alpha_i$  = Ortseffekt,  $\beta_j$  = Jahreseffekt).

Ursache	FG	Gesamtparzellenauswertung			Parzellenkernauswertung			E (MQ)
		SQ	MQ	F-Wert	SQ	MQ	F-Wert	
Orte	4	0,2912	0,0728	1,50	0,4082	0,1020	5,26**	$\sigma_e^2 + \frac{1}{4} \sum_i \alpha_i^2$
Jahre	4	0,0937	0,0234	0,48	0,0642	0,0160	0,82	$\sigma_e^2 + \frac{1}{4} \sum_j \beta_j^2$
Rest	16	0,7775	0,0486	—	0,3111	0,0194	—	$\sigma_e^2$
Gesamt	24	1,1624	—	—	0,7835	—	—	—

\* = Signifikanz bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von  $\alpha = 5\%$ .  
 \*\* = Signifikanz bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von  $\alpha = 1\%$ .

Varianzanalyse mit den untransformierten Werten; der Variabilitätsanteil für ‚Orte‘ beträgt bei den transformierten Werten 41,2%.

Die Konkurrenzwirkungen an den Rändern benachbarter Parzellen führen bei den Bestimmtheitsmaßen  $r^2$  also zu einer Nivellierung der Ortsunterschiede, während bei Eliminierung dieser Parzellenrand-Konkurrenzeffekte ausgeprägte Ortsunterschiede vorliegen. Bemerkenswerte Jahresunterschiede kommen bei beiden Auswertungen nicht vor — siehe: Vergleich der Ergebnisse der Auswertung ohne Eliminierung der Parzellenrand-Konkurrenzwirkungen („Gesamtparzellenauswertung“) mit den Ergebnissen der Auswertung nach Elimination dieser Konkurrenzeffekte an den Rändern benachbarter Parzellen („Parzellenkernauswertung“) in Tabelle 3.

Auch diese Ergebnisse — z. B. hochsignifikante Ortsunterschiede nur bei der „Parzellenkernauswertung“ — sind besonders interessant unter züchterischen Gesichtspunkten.

Berechnet man die Korrelationskoeffizienten für die „Gesamtparzellenauswertung“ und die „Parzellenkernauswertung“ für jedes Jahr über alle Orte (ohne ‚Trittau‘), so verschwinden die standortbedingten Charakteristika (siehe Tab. 4).  $r$  und auch  $b$  steigen von 1959 bis 1963 bei beiden Auswertungen von niedrigen auf sehr hohe Werte sprunghaft an, die dann bis 1971 langsam weiter zunehmen. Die Unterschiede zwischen der „Gesamtparzellenauswertung“ und der „Parzellenkernauswertung“ sind sowohl bei  $r$  als auch bei  $b$  verschwindend gering (siehe Tab 4).

Tabelle 4. — Korrelationskoeffizienten ( $r$ ) zwischen  $\bar{P}_{ij}$  und  $m_{ij}$  sowie Regressionskoeffizienten ( $b$ ) der Regression von  $\bar{P}_{ij}$  auf  $m_{ij}$  (Erläuterungen: siehe Text) für verschiedene Untersuchungsjahre über alle Versuchsstandorte (ohne ‚Trittau‘) für die „Gesamtparzellenauswertung“ (Gesamt) und die „Parzellenkernauswertung“ (Kern).

Jahre	$r$		$b$	
	Gesamt	Kern	Gesamt	Kern
1959	0,21	0,24	0,24	0,30
1963	0,85	0,79	0,89	0,83
1966	0,89	0,86	0,94	0,90
1969	0,93	0,91	1,03	1,00
1971	0,95	0,93	1,08	1,05

Darüber hinaus stimmen sowohl bei der „Gesamtparzellenauswertung“ als auch bei der „Parzellenkernauswertung“ die  $r$ -Werte und die  $b$ -Werte im wesentlichen überein (s. Tab. 4). Das besagt aber, daß  $V(\bar{P}_{ij}) = \text{Varianz von } \bar{P}_{ij}$  und  $V(m_{ij}) = \text{Varianz von } m_{ij}$  numerisch einander gleich sind. Dieses stellt nun aber ein äußerst interessantes Ergebnis dar, denn: Da  $\bar{P}_i$  und  $\bar{P}_j$  unkorreliert sind und man (für ein genügend umfangreiches Material)  $V(\bar{P}_i) = V(\bar{P}_j)$

annehmen kann, erhält man:

$$V(\bar{P}_{ij}) = V(m_{ij}) = V\left(\frac{\bar{P}_i + \bar{P}_j}{2}\right) = \frac{1}{4} V(\bar{P}_i + \bar{P}_j) = \frac{1}{4} [V(\bar{P}_i) + V(\bar{P}_j)] = \frac{V(\bar{P}_i)}{2} \quad (4)$$

D. h.: Unter den genannten Voraussetzungen ist die Variabilität zwischen den Nachkommenschaften kontrollierter Kreuzungen halb so groß wie die Variabilität zwischen den Nachkommenschaften der frei abgeblühten Kreuzungspartner. Dieses interessante Ergebnis gilt sowohl für die „Gesamtparzellenauswertung“ als auch in gleicher Weise für die „Parzellenkernauswertung“, d. h. dieses züchterisch besonders relevante Resultat ist unabhängig von den Konkurrenzwirkungen an den Rändern benachbarter Parzellen.

Auf die überraschend hohen  $r$ - bzw.  $b$ -Werte soll an dieser Stelle nicht näher eingegangen werden, da wir uns hier nur für die Konkurrenzabhängigkeit der Korrelationskoeffizienten interessieren. Aus diesem Grunde sei im folgenden nur eine Überlegung angedeutet: Unter einer Reihe von stark vereinfachenden Annahmen dürfte  $\bar{P}_i$ , d. h. der phänotypische Mittelwert der durch freies Abblühen des Baumes  $i$  erhaltenen Nachkommenschaft, dem genotypischen Wert dieses Baumes  $i$  entsprechen. Unter dieser Voraussetzung ließe sich dann  $m_{ij}$  als Mittelelterwert interpretieren und  $b$  wäre dann die Regression der Nachkommenschaft auf den Mittelelterwert. Die Ergebnisse der Tabelle 4 würden somit auf sehr hohe Heritabilitätswerte bei diesem Versuchsmaterial im Merkmal ‚Baumhöhe‘ hindeuten.

#### 4b) Korrelation zwischen $d_{ij}$ und $|a_{ij}|$

In der allgemein üblichen Schreibweise bezeichnet hierbei das Symbol  $|a_{ij}|$  den absoluten Betrag von  $a_{ij}$ , d. h. es gilt:  $|a_{ij}| = a_{ij}$  falls  $a_{ij} \geq 0$  und  $|a_{ij}| = -a_{ij}$  falls  $a_{ij} < 0$ .

Der Parameter  $d_{ij}$  mißt, in welcher Weise sich die Kreuzungsnachkommenschaft von den durch freies Abblühen der beiden Kreuzungspartner erhaltenen Nachkommenschaften (ausgedrückt durch deren arithmetischen Mittelwert  $(\bar{P}_i + \bar{P}_j)/2$ ) unterscheidet. Folglich wird durch die in diesem Kapitel diskutierte Korrelation zwischen  $d_{ij}$  und  $|a_{ij}|$  widergegeben, in welcher Beziehung diese Unterschiede zu den Unterschieden zwischen den beiden durch freies Abblühen erhaltenen Einzelbaumnachkommenschaften stehen.

Es braucht nicht besonders darauf hingewiesen zu werden, daß eine ausgeprägte Korrelation oder aber auch Unkorreliertheit zwischen  $d_{ij}$  und  $|a_{ij}|$  interessante züchterische Anwendungen nahelegen würde. Die Ergebnisse dieses Falles 4b) sind in Tabelle 5 zusammengefaßt.

Wie bei der Diskussion der Korrelation zwischen  $\bar{P}_{ij}$  und  $m_{ij}$  in Kapitel 4a) zeigen sich auch hier sowohl bei den Korrelationskoeffizienten  $r^*$  als auch bei den zusätzlich be-

rechneten Regressionskoeffizienten  $b^*$  (Regression von  $d_{ij}$  auf  $|a_{ij}|$ ) (siehe Tab. 5) zum Teil beträchtliche Unterschiede zwischen der „Gesamtparzellenauswertung“ und der „Parzellenkernauswertung“. In bezug auf die statistische Absicherung dieser Unterschiede gelten wieder die in den Kapiteln 3 und 4a diskutierten Bemerkungen.

Tabelle 5. — Korrelationskoeffizienten ( $r^*$ ) zwischen  $d_{ij}$  und  $|a_{ij}|$  sowie Regressionskoeffizienten ( $b^*$ ) der Regression von  $d_{ij}$  auf  $|a_{ij}|$  (Erläuterungen: siehe Text) für alle Versuchsstandorte und alle Untersuchungsjahre für die „Gesamtparzellenauswertung“ (Gesamt) und die „Parzellenkernauswertung“ (Kern).

Orte	Jahre	1959		1960		1961		1963		1966		1969		1971	
		Gesamt	Kern	Gesamt	Kern	Gesamt	Kern	Gesamt	Kern	Gesamt	Kern	Gesamt	Kern	Gesamt	Kern
Oderhaus	$r^*$	-0,90	-0,66	—	—	—	—	-0,22	0,28	-0,60	-0,02	0,07	0,48	-0,16	0,61
	$b^*$	-1,01	-1,42	—	—	—	—	-0,85	1,64	-1,91	-0,13	0,23	2,31	-0,44	2,05
Furtwangen	$r^*$	-0,47	-0,44	—	—	—	—	-0,23	-0,11	-0,21	-0,17	-0,43	-0,44	-0,33	-0,29
	$b^*$	-0,53	-0,61	—	—	—	—	-0,31	-0,21	-0,24	-0,27	-0,52	-0,63	-0,37	-0,38
Altenau	$r^*$	-0,43	-0,62	—	—	—	—	0,20	0,07	0,18	0,13	-0,14	-0,06	-0,22	-0,27
	$b^*$	-1,15	-2,44	—	—	—	—	0,54	0,26	0,34	0,36	-0,27	-0,16	-0,41	-0,61
Meppen	$r^*$	-0,51	-0,55	—	—	-0,43	-0,13	-0,16	0,07	-0,40	-0,23	-0,35	0,24	-0,34	-0,11
	$b^*$	-0,50	-0,50	—	—	-0,26	-0,07	-0,11	0,04	-0,29	-0,14	-0,32	0,12	-0,34	-0,08
Schotten	$r^*$	-0,36	-0,27	0,00	-0,06	—	—	-0,02	-0,13	-0,34	-0,34	-0,15	-0,10	0,03	0,06
	$b^*$	-1,02	-0,66	0,00	-0,12	—	—	-0,03	-0,17	-0,49	-0,45	-0,20	-0,15	0,04	0,08
Trittau	$r^*$	—	—	-0,13	0,00	-0,26	-0,08	-0,26	-0,23	-0,36	-0,23	—	—	—	—
	$b^*$	—	—	-0,21	0,00	-0,58	-0,17	-0,58	-0,40	-0,53	-0,32	—	—	—	—

Auch hier im Falle der Korrelation zwischen  $d_{ij}$  und  $|a_{ij}|$  verläuft die Änderung der Korrelationskoeffizienten im Laufe der Zeit bei der „Gesamtparzellenauswertung“ und der „Parzellenkernauswertung“ wieder in vielen Fällen sehr synchron — besonders deutlich zeigen dieses die Standorte „Oderhaus“ und „Meppen“ (siehe Abb. 2).

Für eine Diskussion dieser Gesetzmäßigkeiten sowie daraus ableitbarer Folgerungen gelten völlig analoge Überlegungen, wie sie in Kapitel 4a angestellt wurden (s. Kap. 4a).

Nach Übergang von  $r^*$  auf die Bestimmtheitsmaße  $r^{*2}$  wurden in der gleichen Weise wie zuvor (s. Kap. 4a) Varianzanalysen für die beiden verschiedenen Auswertungen gerechnet (für nähere Beschreibungen und Begründungen: siehe Kap. 4a).

In diesem Fall der Bestimmtheitsmaße  $r^{*2}$  ( $r^*$  = Korrelation zwischen  $d_{ij}$  und  $|a_{ij}|$ ) erhält man nun aber völlig andere Ergebnisse als im Fall der Bestimmtheitsmaße  $r^2$  ( $r$  = Korrelation zwischen  $\bar{P}_{ij}$  und  $m_{ij}$ ) aus Kapitel 4a (s. Tab. 6).

Die Ortsunterschiede sind sowohl bei der „Gesamtparzellenauswertung“ als auch bei der „Parzellenkernauswertung“ nicht signifikant, während die Jahresunterschiede sich als signifikant („Gesamtparzellenauswertung“) bzw. hochsignifikant („Parzellenkernauswertung“) erweisen (s. Tab. 6). Allerdings sind auch die Ortsunterschiede bei der „Parzellenkernauswertung“ ausgeprägter als bei der „Gesamtparzellenauswertung“, was sich in einem wesentlich höheren F-Wert zeigt, ohne daß jedoch die Signifikanzgrenze erreicht wird (s. Tab. 6).

Der Variabilitätsanteil für ‚Jahre‘ ergibt sich bei der „Gesamtparzellenauswertung“ zu 31,2%, während bei der „Parzellenkernauswertung“ ein nicht sehr viel höherer Wert von 39,7% hierfür auftritt.

Auch hier im Falle der Bestimmtheitsmaße  $r^{*2}$  führten die Varianzanalysen nach einer  $\text{arc sin } \sqrt{r^{*2}}$ -Transformation der Daten zu genau den gleichen Resultaten wie zuvor; der Variabilitätsanteil für ‚Jahre‘ beträgt bei den transformierten Werten sowohl bei der „Gesamtparzellenauswertung“ als auch bei der „Parzellenkernauswertung“ jeweils 38,5%. Wegen der Frage der Gültigkeit und Sicherheit dieser Aussagen sei auf Kapitel 4a verwiesen.

Die Konkurrenzwirkungen an den Rändern benachbarter Parzellen führen bei den Bestimmtheitsmaßen  $r^{*2}$  also zu einer Verkleinerung sowohl der Ortsunterschiede als auch der Jahresunterschiede, auch wenn die Ortsunterschiede bei beiden Auswertungen nicht signifikant und die Jahresunterschiede bei beiden Auswertungen signifikant sind (s. Tab. 6). Berechnet man auch hier nun die Korrelations- und Regressionskoeffizienten für die „Gesamtparzellenauswertung“ und die „Parzellenkernauswertung“ für jedes Jahr über alle Orte (ohne ‚Trittau‘), so verschwinden ganz analog wie auch in Kapitel 4a wieder die standortbedingten Charakteristika (siehe Tab. 7).  $r^*$  und somit auch  $b^*$  sind fast durchweg negativ (bis auf das letzte Untersuchungsjahr 1971) und sowohl  $r^*$  als auch  $b^*$  steigen von 1959 bis 1963 bei beiden Auswertungen von mittleren bis hohen negativen Werten auf kleinere negative Werte sehr schnell an, die dann bis zum Jahre 1969 sämtlich den Wert Null erreichen, um dann weiter zuzunehmen, so daß im Jahre 1971 bei beiden Auswertungen bei  $r^*$  und somit auch bei  $b^*$  durchweg positive Werte vorliegen (s. Tab. 7).

Die Unterschiede zwischen der „Gesamtparzellenauswertung“ und der „Parzellenkernauswertung“ sind sowohl bei  $r^*$  als auch bei  $b^*$  äußerst gering (s. Tab. 7).

Auch hier stimmen wieder bei beiden Auswertungen („Gesamt“ und „Kern“) die  $r^*$ -Werte und die  $b^*$ -Werte im

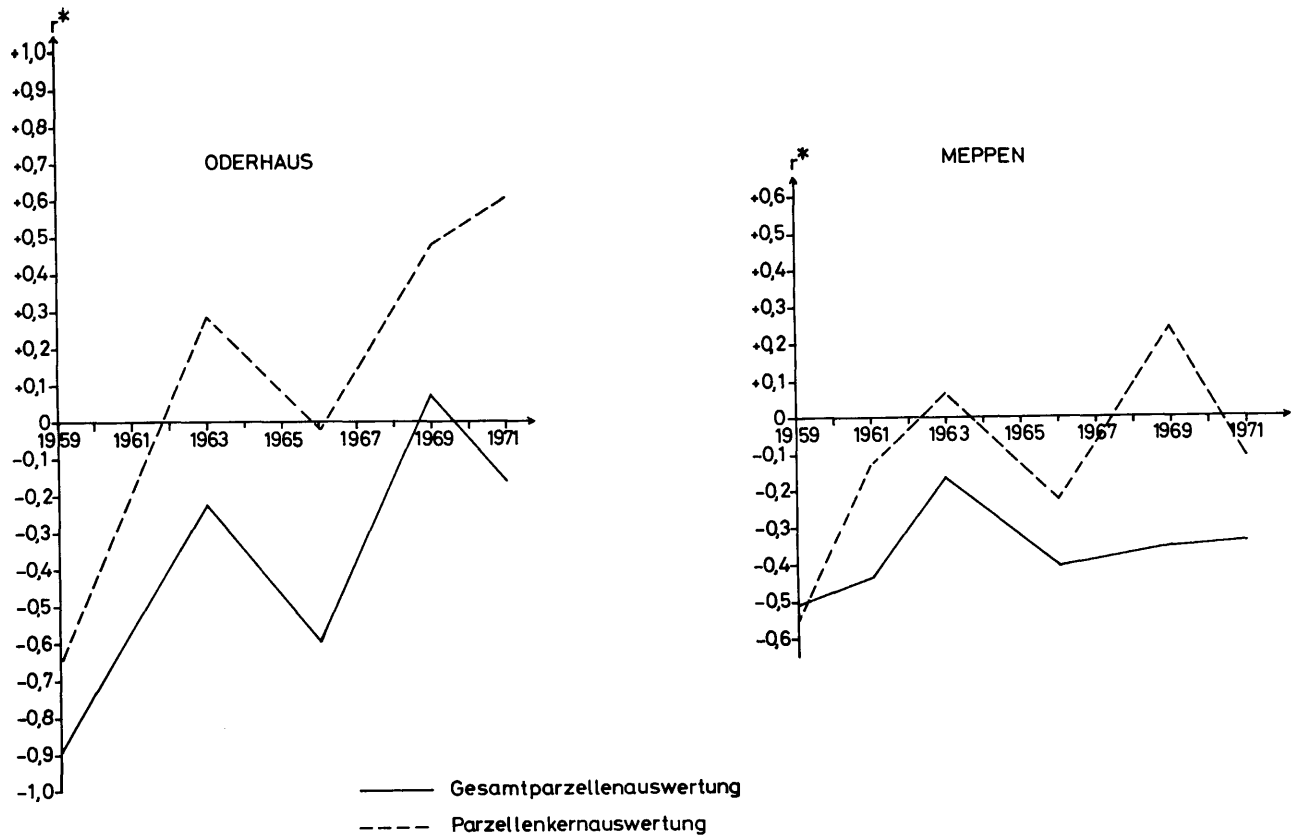


Abbildung 2. — Zeitliche Veränderung der Korrelationskoeffizienten ( $r^*$ ) zwischen  $d_{ij}$  und  $|a_{ij}|$  für die „Gesamtparzellenauswertung“ und die „Parzellenkernauswertung“ an verschiedenen Versuchsstandorten (nähere Erläuterungen: siehe Text).

Tabelle 6. — Varianzanalyse der Bestimmtheitsmaße  $r^{**}$  für die „Gesamtparzellenauswertung“ und die „Parzellenkernauswertung“ ( $\sigma_e^2$  = Rest,  $\alpha_i$  = Ortseffekt,  $\beta_j$  = Jahreseffekt).

Ursache	FG	Gesamtparzellenauswertung			Parzellenkernauswertung			E (MQ)
		SQ	MQ	F-Wert	SQ	MQ	F-Wert	
Orte	4	0,1227	0,0307	1,66	0,0898	0,0224	2,49	$\sigma_e^2 + \frac{1}{4} \sum_i \alpha_i^2$
Jahre	4	0,2730	0,0682	3,69*	0,2003	0,0501	5,57**	$\sigma_e^2 + \frac{1}{4} \sum_j \beta_j^2$
Rest	16	0,2953	0,0185	—	0,1440	0,0090	—	$\sigma_e^2$
Gesamt	24	0,6910	—	—	0,4341	—	—	

\* = Signifikanz bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von  $\alpha = 5\%$ .  
 \*\* = Signifikanz bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von  $\alpha = 1\%$ .

Tabelle 7. — Korrelationskoeffizienten ( $r^*$ ) zwischen  $d_{ij}$  und  $|a_{ij}|$  sowie Regressionskoeffizienten ( $b^*$ ) der Regression von  $d_{ij}$  auf  $|a_{ij}|$  (Erläuterungen: siehe Text) für verschiedene Untersuchungsjahre über alle Versuchsstandorte (ohne ‚Trittau‘) für die „Gesamtparzellenauswertung“ (Gesamt) und die „Parzellenkernauswertung“ (Kern).

Jahre	$r^*$		$b^*$	
	Gesamt	Kern	Gesamt	Kern
1959	-0,57	-0,41	-0,76	-0,65
1963	-0,14	-0,08	-0,13	-0,08
1966	-0,23	-0,19	-0,19	-0,16
1969	-0,01	0,03	-0,01	0,02
1971	0,11	0,21	0,08	0,16

wesentlichen überein (s. Tab. 7). Das bedeutet aber, daß  $V(d_{ij}) = \text{Varianz von } d_{ij}$  und  $V(|a_{ij}|) = \text{Varianz von } |a_{ij}|$  numerisch einander gleich sind. Durch analoge Überlegungen, wie sie in Kapitel 4a diskutiert worden sind, kann man auch hier wieder zu interessanten Größenbeziehungen zwi-

schen verschiedenen Varianzen kommen. Da in der vorliegenden Arbeit im wesentlichen nur die Konkurrenzabhängigkeit der verschiedenen Korrelationskoeffizienten interessiert, soll an dieser Stelle auf Einzelheiten dieser Ableitungen und Ergebnisse nicht weiter eingegangen werden. Dasselbe gilt für eine nähere Diskussion der möglichen Gründe sowohl für die im Laufe der Zeit sich ändernden Vorzeichen der Korrelations- und Regressionskoeffizienten als auch für deren meist nur sehr geringen numerischen Wert (s. Tab. 7).

### 5. Beziehung zwischen $\bar{P}_{ij}$ und $a_{ij}$ : Einige theoretische Folgerungen.

Bei den nachfolgenden Untersuchungen wird der Korrelationskoeffizient zweier Variablen X und Y mit  $r_{X,Y}$ , der Regressionskoeffizient der Regression von Y auf X mit  $b_{Y,X}$  und die Varianz einer Variablen X stets mit  $V(X)$  bezeichnet.

Für die Kovarianz zwischen  $m_{ij}$  und  $a_{ij}$  gilt:

$$\begin{aligned} \text{Kov}(m_{ij}, a_{ij}) &= \text{Kov}\left(\frac{\bar{P}_i + \bar{P}_j}{2}, \frac{\bar{P}_i - \bar{P}_j}{2}\right) = \frac{1}{4} \text{Kov}(\bar{P}_i + \bar{P}_j, \bar{P}_i - \bar{P}_j) \\ &= \frac{1}{4} \{ \text{Kov}(\bar{P}_i, \bar{P}_i) - \text{Kov}(\bar{P}_i, \bar{P}_j) + \text{Kov}(\bar{P}_j, \bar{P}_i) - \text{Kov}(\bar{P}_j, \bar{P}_j) \} \\ &= \frac{1}{4} \{ V(\bar{P}_i) - V(\bar{P}_j) \} \\ &= 0 \text{ (siehe: Begründung in Kap. 4b)} \end{aligned}$$

Es folgt somit:

$$\text{Kov}(m_{ij}, a_{ij}) = 0 \quad (5)$$

Für die Kovarianz zwischen  $\bar{P}_{ij}$  und  $a_{ij}$  erhält man dann aber:

$$\begin{aligned} \text{Kov}(d_{ij}, a_{ij}) &= \text{Kov}(\bar{P}_{ij} - m_{ij}, a_{ij}) \\ &= \text{Kov}(\bar{P}_{ij}, a_{ij}) - \text{Kov}(m_{ij}, a_{ij}) \\ &= \text{Kov}(\bar{P}_{ij}, a_{ij}) \text{ (wegen (5))} \end{aligned} \quad (6)$$

Die Untersuchung der Beziehung zwischen  $\bar{P}_{ij}$  und  $a_{ij}$  beinhaltet ja die züchterisch besonders relevante Frage, ob und in welcher Weise die Nachkommenschaften kontrollierter Kreuzungen abhängig sind von den Unterschieden zwischen den durch freies Abblühen der beiden Kreuzungspartner erhaltenen Einzelbaumnachkommenschaften.

Zur Beschreibung dieser Zusammenhänge wird der Regressionskoeffizient  $b_{\bar{P}_{ij}, a_{ij}}$  herangezogen:

$$b_{\bar{P}_{ij}, a_{ij}} = \frac{\text{Kov}(\bar{P}_{ij}, a_{ij})}{V(a_{ij})} = \frac{\text{Kov}(d_{ij}, a_{ij})}{V(a_{ij})} = b_{d_{ij}, a_{ij}} \quad (7)$$

Unter den genannten Voraussetzungen erweisen sich diese beiden Regressionskoeffizienten aus (7) also als gleich, was zu weiteren interessanten Beziehungen führt, die jedoch an dieser Stelle nicht näher erörtert werden sollen.

Abschließend interessieren wir uns nun noch für die Korrelation zwischen  $\bar{P}_{ij}$  und  $a_{ij}$ . Hierfür erhält man die folgenden Beziehungen:

$$\begin{aligned} r_{\bar{P}_{ij}, a_{ij}} &= \frac{\text{Kov}(\bar{P}_{ij}, a_{ij})}{\sqrt{V(\bar{P}_{ij}) \cdot V(a_{ij})}} = \frac{\text{Kov}(d_{ij}, a_{ij})}{\sqrt{V(\bar{P}_{ij}) \cdot V(a_{ij})}} \\ &= \frac{\text{Kov}(d_{ij}, a_{ij})}{\sqrt{V(d_{ij}) \cdot V(a_{ij})}} \cdot \sqrt{\frac{V(d_{ij})}{V(\bar{P}_{ij})}} \end{aligned} \quad (8)$$

Für die Varianz von  $d_{ij}$  kann man nun aber schreiben:

$$\begin{aligned} V(d_{ij}) &= V(\bar{P}_{ij} - m_{ij}) \\ &= V(\bar{P}_{ij}) + V(m_{ij}) - 2 \text{Kov}(\bar{P}_{ij}, m_{ij}) \\ &= 2V(\bar{P}_{ij}) - 2r_{\bar{P}_{ij}, m_{ij}} \cdot \sqrt{V(\bar{P}_{ij}) \cdot V(m_{ij})} \\ &= 2V(\bar{P}_{ij}) (1 - r_{\bar{P}_{ij}, m_{ij}}) \end{aligned} \quad (9)$$

Folglich erhält man aus (8) zusammen mit (9):

$$r_{\bar{P}_{ij}, a_{ij}} = r_{d_{ij}, a_{ij}} \cdot \sqrt{2(1 - r_{\bar{P}_{ij}, m_{ij}})} \quad (10)$$

Auch aus dieser einfachen Beziehung zwischen den drei Korrelationskoeffizienten in (10) ergeben sich unter Berücksichtigung der Tatsache, daß die Korrelationskoeffizienten ja nur von  $-1$  bis  $+1$  variieren können, interessante Beziehungen und Abschätzungen der verschiedenen Korrelationskoeffizienten.

Auf eine andere Abschätzung soll nun abschließend noch kurz eingegangen werden:

Für die Kovarianz zwischen  $\bar{P}_{ij}$  und  $m_{ij}$  gilt:

$$\begin{aligned} \text{Kov}(\bar{P}_{ij}, m_{ij}) &= \text{Kov}\left(\bar{P}_{ij}, \frac{\bar{P}_i + \bar{P}_j}{2}\right) = \frac{1}{2} \text{Kov}(\bar{P}_{ij}, \bar{P}_i + \bar{P}_j) \\ &= \frac{1}{2} \text{Kov}(\bar{P}_{ij}, \bar{P}_i) + \frac{1}{2} \text{Kov}(\bar{P}_{ij}, \bar{P}_j) \\ &= \text{Kov}(\bar{P}_{ij}, \bar{P}_i) \end{aligned} \quad (11)$$

(da in einem genügend umfangreichen Material die beiden Kovarianzterme aus (11) sicherlich als gleich angenommen werden können).

Für den Korrelationskoeffizienten zwischen  $\bar{P}_{ij}$  und  $m_{ij}$  kann man dann aber schreiben:

$$\begin{aligned} r_{\bar{P}_{ij}, m_{ij}} &= \frac{\text{Kov}(\bar{P}_{ij}, m_{ij})}{\sqrt{V(\bar{P}_{ij}) \cdot V(m_{ij})}} = \frac{\text{Kov}(\bar{P}_{ij}, \bar{P}_i)}{\sqrt{V(\bar{P}_{ij}) \cdot \frac{V(\bar{P}_i)}{2}}} \\ &= \sqrt{2} \cdot r_{\bar{P}_{ij}, \bar{P}_i} \end{aligned} \quad (12)$$

Wegen  $|r_{\bar{P}_{ij}, m_{ij}}| \leq 1$  erhält man aus (12):

$$-0,71 \leq r_{\bar{P}_{ij}, \bar{P}_i} \leq 0,71 \quad (13)$$

Das Bestimmtheitsmaß  $r_{\bar{P}_{ij}, \bar{P}_i}^2$  kann also höchstens 50%

betragen. Das bedeutet aber, daß nur weniger als die Hälfte der Variabilität zwischen den Nachkommenschaften kontrollierter Kreuzungen durch eine lineare Abhängigkeit von den Leistungen der durch freies Abblühen der Kreuzungspartner erhaltenen Einzelbaumnachkommenschaften erklärt werden kann, d. h. eine Selektion der Kreuzungspartner auf hohe Kombinationseignung ist aufgrund der Leistungen der frei abgeblühten Einzelbaumnachkommenschaften nur mit einer sehr hohen Unsicherheit und damit kaum in einer sinnvollen Weise möglich.

### Zusammenfassung

Um bei parzellenweise angelegten Feldversuchen zu quantitativen Aussagen über die Größe der konkurrenzbedingten Parzellenrandwirkungen und den daraus resultierenden Verzerrungen zu kommen, wurden anhand einer Feldversuchsserie mit Fichtenkreuzungen (6 verschiedene Standorte mit je 20 zu prüfenden Versuchsgliedern angelegt in einem Rechteckgitter mit 3 Wiederholungen mit 5 Blöcken a 4 Versuchsgliedern je Wiederholung und  $6 \times 6 = 36$  Pflanzen je Parzelle) jeweils zwei verschiedene Auswertungen des Merkmals ‚Baumhöhe‘ in den Jahren 1959, 1963, 1966, 1969 und 1971 vorgenommen: zunächst eine Auswertung (‚Gesamtparzellenauswertung‘), bei der alle Pflanzen einer Parzelle, d. h. alle  $6 \times 6 = 36$  Einzelpflanzen, benutzt wurden und dann schließlich eine zweite Auswertung (‚Parzellenkernauswertung‘), bei der sämtliche Randpflanzen jeder Parzelle weggelassen wurden, und wo nur der verbleibende Parzellenkern von  $4 \times 4 = 16$  Einzelpflanzen in die Auswertung genommen wurde.

Aus unterschiedlichen Ergebnissen dieser beiden Auswertungen lassen sich dann Schlüsse auf die quantitativen Beziehungen dieser Parzellenrand-Konkurrenzeffekte ziehen.

Die Versuchsglieder sind Nachkommenschaften kontrollierter Kreuzungen sowie Nachkommenschaften, die durch freies Abblühen der Kreuzungspartner erhalten wurden. In der vorliegenden Arbeit werden nun zur Untersuchung der Frage einer Konkurrenzabhängigkeit der Korrelation zwischen Nachkommenschaften kontrollierter Kreuzungen und den Nachkommenschaften ihrer frei abgeblühten Eltern für beide genannten Auswertungen verschiedene Korrelationskoeffizienten berechnet und eingehend untersucht. Es ergeben sich zum Teil sowohl erhebliche Unterschiede als auch charakteristische Gesetzmäßigkeiten und Ähnlichkeiten für die zeitliche Veränderung dieser Korrelationskoeffizienten zwischen beiden Auswertungen. Diese Ergebnisse sowie daraus ableitbare interessante züchterische Folgerungen werden eingehend diskutiert, wie z. B. die Chan-

cen einer Selektion von Kreuzungseltern auf hohe Kombinationseignung aufgrund der Leistungen der durch freies Abblühen der Kreuzungspartner erhaltenen Einzelbaumnachkommenschaften.

*Schlagworte:* Konkurrenz; Konkurrenzabhängigkeit der Korrelation zwischen Nachkommenschaften kontrollierter Kreuzungen und den Nachkommenschaften ihrer frei abgeblühten Eltern; Selektion auf hohe Kombinationseignung aufgrund der Leistungen der frei abgeblühten Einzelbaumnachkommenschaften.

### Summary

Some experimental results about the dependence on competition of the correlation between progenies from controlled crosses and the progenies obtained by open pollination of the parents in the character 'tree height'.

To get — using field experiments arranged in plots — quantitative results about the magnitude of the competitive effects at the borders of neighbouring plots and to get results about the biasing effects caused by these competition phenomena a series of field experiments had been performed, where the treatments are different progenies of spruce (obtained after controlled and open pollination of certain selected individuals). We used 6 different locations each with the same 20 treatments, which have to be tested. The design was: A rectangular lattice with 3 replications with 5 blocks, each block with 4 treatments in each replication and  $6 \times 6 = 36$  plants per plot. We have performed two different ways of analysis of the character 'tree height' in the years 1959, 1963, 1966, 1969 and 1971. At first an analysis, where all trees of each plot are used, e.g. all  $6 \times 6 = 36$  single trees of each plot. Secondly, we performed an analysis, where all plants at the borders of the plots are omitted from the analysis. In this case only the

remaining interior of the plot, e.g. the  $4 \times 4 = 16$  single trees in the plots interior, are used in this second analysis. From different results of these two procedures of analysis it is possible to draw conclusions about the quantitative relations of these competitive effects at the borders of the plots. The treatments are progenies from controlled crosses and progenies obtained after open pollination of the parents. To investigate the problem of the dependence on competition of the correlation between progenies from controlled crosses and the progenies obtained after open pollination of the parents in the present publication different correlation-coefficients were computed and studied in detail for both different procedures of analysis mentioned above. We, partly, get considerable differences as well as characteristic results and similarities for the temporal variation of these correlation-coefficients between both procedures of analysis. These results as well as the derivation of interesting conclusions for breeding are discussed in detail; for example, the possibility of selecting parents for crosses with high combining ability only using the yield of the open pollinated single tree progenies.

*Key words:* competition; dependence on competition of the correlation between progenies of controlled crosses and progenies obtained after open pollination of the parents; selection for high combining ability only using the yield of the single tree progenies obtained after open pollination of the parents.

### Literatur

COCHRAN, W. G. und COX, G. M.: *Experimental Designs*. Second Edition. John Wiley + Sons, New York — London — Sydney (1957). — HÜHN, M.: Über den Einfluß der Konkurrenz auf die Aussagefähigkeit forstlicher und landwirtschaftlicher Versuche: Experimentelle Ergebnisse aus einer Feldversuchsserie mit Fichtenkreuzungen. *Silvae Genetica* 23 (1—3), 77—94, 1974.

## A Multiple-Index Selection Strategy<sup>1)</sup>

By G. NAMKOONG<sup>2)</sup>

(Received October 1976)

### Introduction

When tree breeders must improve many traits simultaneously, selecting efficiently for these traits is extraordinarily difficult. The economic value of multiple products at various ages requires that several traits be improved, and long breeding cycles mitigate against tandem improvement of one trait at a time. Long rotations make prediction of the economic values of several traits imprecise, and estimation of biological parameters is also often imprecise. Breeders, therefore, are often forced to increase their precision by following conservative strategies, such as reducing the number of traits selected, selecting for broadly adaptable but less extreme types, or using minimax or other loss function criteria (NAMKOONG, 1970). I propose a

breeding stratagem which would overcome some of these difficulties.

### Single Index Selection

Traditionally, breeders have selected a single, intermating, breeding population with genetic variances and covariances among the traits of concern. From this base population, the breed parents for the next generation are chosen with some constraints on minimal effective population sizes. These constraints are usually formulated to maintain certain levels of genetic variance in subsequent generations and to avoid any of the immediate dangers of monoculture or of inbreeding depression. The particular set of parents chosen for multiple trait improvement depends on the selection and mating system used. If generations can be rapidly cycled, the sequential, tandem improvement of one trait per generation can ultimately improve all traits. When earlier generation pay-offs for all traits are desired, a simple system called "independent culling levels" requires that acceptance levels for each trait be established and that the population be simultaneously culled for all traits. Since neither of these systems uses in-

<sup>1)</sup> Joint contribution of the Southeastern Forest Experiment Station, U. S. Forest Service, and the Genetics Department, North Carolina State University. Published as Paper No. 5090 in the Journal Series of the North Carolina Agricultural Experiment Station, Raleigh, N.C.

<sup>2)</sup> Geneticist, U. S. Forest Service and Professor of Genetics and Forestry, North Carolina State University, Raleigh, N.C.