

Nur wenn versucht wurde, durch starke Belichtung und gute Behandlung die Keimpflanze vor weiterem Pilzangriff zu schützen, konnte eine Infektion verhindert werden.

Demnach ist nur die Geschwindigkeit, mit der der Absterbeprozess verläuft, aus den Tabellen zu ersehen.

Die größten durchschnittlichen Differenzen in der Absterbegeschwindigkeit der Keimpflanzen waren zwischen *S. demissum* und *S. longipedicellatum* zu beobachten. *S. demissum* zeigte dieselben schweren Schäden erst 2–3 Tage später als *S. longipedicellatum*. Es konnte folgende Reihe von den besten zu den schlechtesten Arten aufgestellt werden:

S. demissum Malchow 49, *S. Schenkii*, Mittelfrühe (als Vergleich), *S. longipedicellatum*, *S. antipoviczii*.

Die dem Pilz am schnellsten zum Opfer fallenden Arten *S. longipedicellatum* und *S. antipoviczii* zeigten untereinander keinen unterschiedlichen Befall. Es wurde beobachtet, daß *S. Schenkii* und *S. longipedicellatum* einen etwas dünneren Stengel ausbilden als *S. demissum* und Mittelfrühe.

Von Kulturkartoffelkreuzungen wurden folgende Kombinationen geprüft:

Cornelia × Wega	Immertreu × Aquila
Cornelia × Aquila	Ostbote × Malchow
	43.5/137
Cornelia × Pepo	Mittelfrühe Selbstung
Cornelia × Johanna	Merkur Selbstung
Cornelia × Malchow 43.5/137	Aquila Selbstung

In sämtlichen von uns geprüften Kulturkartoffelkombinationen und -selbstungen kamen keine größeren Resistenzunterschiede vor.

Abb. 4 zeigt einen größeren Unterschied zwischen der Immertreu-Kreuzung und den anderen geprüften Kreuzungen, der sich nach 9 Tagen aber weitgehend ausglich. Eine größere Anzahl von Keimpflänzchen konnte in keiner der geprüften Kombinationen über den 9. Tag hinaus der Infektion des Pilzes widerstehen. Eine systematische Züchtung auf *Rhizoctonia*-resistente Sämlinge innerhalb unserer Kulturkartoffeln wird

nach den bisherigen Ergebnissen demnach sehr schwierig sein.

Der sehr geringe Resistenzunterschied zwischen *S. demissum* und den Populationen der Kulturkartoffeln erscheint nach unserer Meinung züchterisch nicht ausnutzbar, solange nicht wesentlich bessere Wildkartoffeln gefunden werden als *S. demissum* Malchow 49.

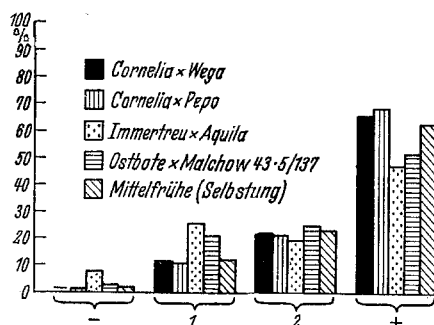


Abb. 4. 6 Tage nach der Beimpfung.

Zusammenfassung.

Eine Labormethode zur Prüfung von Kartoffelsämlingen auf ihren Resistenzgrad gegenüber *Rhizoctonia solani* K. wird beschrieben. Unterschiede in der Anfälligkeit von Wildkartoffelarten wurden beobachtet. Die Unterschiede in der Anfälligkeit von Kulturkartoffelkombinationen sind gering.

Literatur.

1. CORSANT, I. N.: Studies of the *Rhizoctonia* disease of potatoes. Science, N. S. 42, 582–583 (1915).
2. HOFFERBERT, W., u. H. ORTH: Unsere Arbeiten zur *Rhizoctonia*-Frage bei der Kartoffel. I. Teil. Zeitschr. f. Pfl.-krankh. u. Pfl.-schutz 58, 245–256 (1951).
3. HOFFERBERT, W., H. ORTH u. G. ZU PUTLITZ: Unsere Arbeiten zur *Rhizoctonia*-Frage bei der Kartoffel. II. Teil. Zeitschr. f. Pfl.-krankh. u. Pfl.-schutz 60, 385–397 (1953).
4. MÜLLER, K. O.: Über die Schädigung der *Rhizoctonia solani* K. bei der Kartoffel. Nachr.-bl. dtsh. Pfl.-schutzdienst Neue Folge 1, 47–51 (1947).
5. RICHTER, H. u. R. SCHNEIDER: Untersuchungen zur *Rhizoctonia*-Anfälligkeit der Kartoffelsorten. Der Züchter 20, 257–267 (1950).
6. RICHTER, H. u. R. SCHNEIDER: Untersuchungen zur *Rhizoctonia*-Anfälligkeit der Kartoffelsorten II. Der Züchter 24, 264–271 (1954).

(Aus dem Institut für Obstbau und Obstzüchtung der Deutschen Akademie der Landwirtschaftswissenschaften, Marquardt bei Potsdam.)

Über die Variabilität der Wuchsleistung von Obstgehölzen in der Baumschule.

Von DIETRICH NEUMANN.

(Mit 2 Textabbildungen.)

Fragestellung.

Der Obstbau und die Obstzüchtung sind in ihrer wissenschaftlichen Fundamentierung zweifellos hinter anderen Zweigen des Landbaues bzw. der Pflanzenzüchtung zurückgeblieben. Das ist in erster Linie auf die Langjährigkeit und den großen Standraumbedarf der Obstgehölze zurückzuführen. Infolge dieser Eigenschaften ergeben sich erhebliche Schwierigkeiten bei der Durchführung experimenteller Forschungsarbeiten. Die Versuche liefern vielfach wegen der relativ großen Streuung der Einzelpflanzen innerhalb

der Versuchsglieder keine eindeutigen Ergebnisse. Die Versuchsanstellung mit Obstgehölzen (Gefäß- und Feldversuche) ist also in ihrer bisherigen Form keineswegs befriedigend. Man muß außerdem daran denken, daß mit der Vertiefung unserer Kenntnisse und dem Fortschreiten der Züchtung die Fragestellung in den Versuchen spezieller und dementsprechend die zu erwartenden Unterschiede zwischen den Versuchsgliedern geringer werden. Deshalb ist eine sorgfältige Planung der Versuche erforderlich. Die Anzahl der Versuchsglieder, die Anlage- und Aus-

wertungsmethode, die Zahl der Pflanzen je Versuchsglied und je Teilstück sowie die Form der Teilstücke und Wiederholungen sind der Fragestellung entsprechend festzulegen. Die allgemeinen Gesichtspunkte für die Wahl der Anlage- und Auswertungsmethode sind in Einzelarbeiten und Lehrbüchern ausführlich dargestellt [Literatur bei RUNDFELDT (11)]. Es bleiben aber noch spezielle Fragen, die nur auf Grund der Variabilität der Einzelpflanzen zu beantworten sind, z. B. die Bestimmung der Pflanzenzahl je Versuchsglied im Versuch und im Teilstück. Die in der Literatur vorhandenen Angaben über die Variabilität der Obstgehölze sind als Grundlage für die Versuchsplanung noch unzureichend.

Es gilt also zunächst an einem möglichst verschiedenartigen und umfangreichen Material das Ausmaß der Variabilität zu ermitteln und gleichzeitig den Einfluß innerer und äußerer Faktoren zu erfassen. Damit soll die Grundlage für jede Art der Versuchsanstaltung mit Obstgehölzen verbessert werden.

Im Hinblick auf die Tatsache, daß Obstbau und Obstzucht viele Probleme stellen, die mit Hilfe von Feld- oder Gefäßversuchen gar nicht oder nicht allein zu lösen sind, verdient die Erhebungsmethode nach wie vor Beachtung. Bei dieser Arbeitsweise beurteilt man die Varianten auf Grund von Stichproben, die nicht aus Versuchs-, sondern aus Erwerbspflanzungen gezogen sind. Bestimmte Methoden der Entnahme und des Vergleichs der Stichproben sind bisher noch nicht ausgearbeitet worden. Dafür fehlen exakte Grundlagen, die mit Hilfe von Variabilitätsstudien zu schaffen sind. Die Wuchsleistung ist dabei von besonderer Bedeutung; denn gerade bei der Erhebungsmethode wird man selten zuverlässige Ertragszahlen zur Verfügung haben und deshalb auf eine Schätzung der Ertragskapazität auf Grund der Wuchsleistung angewiesen sein.

Variabilitätsstudien unter besonderer Berücksichtigung des Zusammenhanges zwischen Wuchs- und Ertragsleistung versprechen also Ergebnisse, die eine vielseitige Bedeutung haben. Unsere Untersuchungen erstrecken sich auf verschiedene Altersstufen, weil u. a. auch geprüft werden soll, wieweit die Variabilität im Ertragsstadium auf Ursachen beruht, die im Baumschulstadium oder in den ersten Standjahren wirksam waren. Die Korrelation zwischen den Jahren, der Zeitfaktor, muß berücksichtigt werden, wenn man die Ursachen der Variabilität erfassen will. In der vorliegenden Arbeit handelt es sich um einjährige Veredlungen. Über die Variabilität der Obstgehölze in anderen Altersstufen wird später berichtet.

Material und Methodik.

Die Erhebungen wurden im Winter 1952/53 in der Volksbaumschule „ERNST THÄLMANN“ Ketzin (Havel) durchgeführt. An einjährigen Veredlungen und zweijährigen Vogelkirschen erfolgten Messungen der Trieblänge, von der Veredlungsstelle bis zur Triebspitze und des Triebdurchmessers 5 cm über der Veredlungsstelle (bei Vogelkirschen gesamte Trieblänge, Durchmesser in entsprechender Höhe). — Der Umfang der Stichproben muß bei Untersuchungen über die Variabilität der Elemente besonders groß sein. Dasselbe gilt auch für die Zahl der zu vergleichenden Varianten. Die Messungen erstreckten sich deshalb auf 69 Sorten-Unterlagen-Kombinationen von

Äpfeln, Birnen und Pflaumen mit insgesamt 13 994 Einzelpflanzen und 1282 zweijährige unveredelte Vogelkirschen.

Die Stichproben sind aus dem Quartier „Etzin II“ entnommen. Das ganze Quartier ist rund 175×570 m, etwa 10 ha groß. Die Stichproben nehmen ungefähr 5,5% der Gesamtfläche ein. Die Anordnung ist folgendermaßen: Die gemessenen Individuen einer Sorten-Unterlagen-Kombination stehen in 1 bis 4 Reihen nebeneinander, etwa 60 bis 200 Pflanzstellen je Reihe. Die Stichprobe umfaßt je nach dem Umfang des Bestandes alle vorhandenen Veredlungen oder nur einen Teil, d. h. einige Reihen mit möglichst geringem Fehlstellenanteil. Die verschiedenen Kombinationen sind im Quartier nach Unterlagen angeordnet, die Sorten auf gleicher Unterlage aber selten nebeneinander, da andere Sorten, bzw. nicht gemessene Reihen dazwischen stehen. Die Vogelkirschen sind nachträglich in dem sehr lückenhaften Birnenquartier aufgeschult. Der Standraum je Einzelpflanze ist einheitlich $0,4 \times 0,9$ m. — Der Boden des Untersuchungsquartiers ist stark lehmiger Sand bis sandiger Lehm, 35–60 cm mächtig, mit deutlichen Unterschieden innerhalb der Fläche. Die Witterung war während der Vegetationsperioden 1951 und 1952 durchaus günstig für die Entwicklung der Gehölze. Es fielen 1951 525 mm und 1952 543 mm Regen. Den Boden- und Witterungsbedingungen entsprechend kann die Wuchsleistung im Durchschnitt als gut bis sehr gut bezeichnet werden, um so eher, als das Quartier weder Stallmist noch Mineraldünger erhielt. Vorfrucht war Getreide. Die Bodenbearbeitung und die sonstigen Pflegemaßnahmen hielten sich im üblichen Rahmen und waren im Quartier einheitlich.

Die statistische Analyse der Messungsergebnisse erfolgte mit Hilfe bekannter Methoden (2, 6, 12), so daß auf eine Darstellung der Rechenoperationen verzichtet werden kann. Zur Berechnung der statistischen Maßzahlen wurden u. a. folgende Formeln verwendet:

BARLETT-Test (Prüfung der Homogenität von Varianzen) für Stichproben verschiedener Größe (12,5):

$$\chi^2 = 2,3026 (\log \bar{s}^2) \cdot S (k-1) - S (k-1) \cdot (\log s^2);$$

dabei ist der Faktor 2,3026 = $\log_e 10$, \bar{s}^2 die aus der Summe der SQ und FG der Stichproben berechnete Varianz, s^2 die Varianz der einzelnen Stichprobe, $k-1 = FG$; Korrelationskoeffizient r aus:

$$r = \frac{n S(xy) - Sx \cdot Sy}{\sqrt{(n Sx^2 - (Sx)^2) (n Sy^2 - (Sy)^2)}}$$

eine Formel (2), die sich besonders zur Berechnung von r mit der Maschine eignet;

Prüfung der Signifikanz von r mit

$$t = r \sqrt{(n-2)/(1-r^2)}, FG = n-2;$$

partieller Korrelationskoeffizient $r_{12.3}$ nach:

$$r_{12.3} = \frac{r_{12} - r_{13} \cdot r_{23}}{\sqrt{(1-r_{13}^2)(1-r_{23}^2)}}$$

Prüfung der Signifikanz nach GOULDEN (2) mit

$$t = r \sqrt{(n-p-2)/(1-r^2)}, FG = n-p-2.$$

dabei ist p die Anzahl der konstant gehaltenen Variablen.

Die Darstellung der Häufigkeitsverteilungen der einzelnen Kombinationen erfolgte nach der von BREITINGER (1) angegebenen Methode. Die Klassenmitten werden mit $100/\bar{x}$ und die relativen Klassenhäufigkeiten mit $\bar{x}/10 \cdot i$ multipliziert ($i =$ Klassengröße). Die entstehenden Häufigkeitsverteilungen sind flächengleich, haben aber eine verschiedene Klassengröße. — Aus den Verteilungen der Kombinationen einer Sorte, z. B. Goldparmäne auf MIX, IV, XI und Slg., konnte in folgender Weise die durchschnittliche Verteilung des betreffenden Merkmals der Sorte ermittelt werden. Man nimmt eine einheitliche Klasseneinteilung vor, z. B. Klassengröße $i' = 5\%$, mittlere Klasse von 97,5 — 102,5% und mißt mit einem Planimeter die Fläche F über den einzelnen Klassen. Die Ordinaten f' der durchschnittlichen Verteilung sind dann nach der Formel $f' = \frac{SF}{u \cdot i'}$ zu berechnen. Dabei ist SF die Summe der Flächen der einzelnen

Verteilungen über dem betreffenden Intervall der Abzisse; u ist die Zahl der Verteilungen und i' die einheitliche Klassengröße (%). Die durchschnittliche Verteilung hat den gleichen Flächeninhalt und Mittelwert ($\bar{x} = 100\%$) wie die Einzel-Verteilungen. Die zur Kontrolle aus den f' -Ordinaten berechnete Streuung stimmt mit dem direkt errechneten Sortenmittel des Variationskoeffizienten überein.

Zum Vergleich der durchschnittlichen Verteilung mit der Normalverteilung diente die Berechnung der Schätzwerte für Schiefeit (g_1) und Exzeß (g_2) nach GOULDEN (2) auf Grund der f' -Werte. Die Signifikanz dieser Schätzwerte wurde auf Grund ihres mittleren Fehlers s_{g_1} bzw. s_{g_2} beurteilt. Bei einer Normalverteilung sind g_1 und g_2 gleich Null, bei asymmetrischer Verteilung entspricht das Vorzeichen von g_1 dem der Differenz „arithmetisches Mittel minus Dichtemittel“. Ein negativer g_1 -Wert bedeutet also negative Schiefeit oder rechtsseitige Asymmetrie. Hochgipflige oder exzessive Verteilungskurven sind durch einen positiven, flachgipflige durch einen negativen g_2 -Wert gekennzeichnet.

Die graphische Darstellung der Normalverteilung erfolgte nach KOLLER (4): $t = \frac{d}{s}$; Ordinatenwert = $\varphi(t) \frac{s}{b \cdot n}$. Dabei ist $d = x - \bar{x}$, $b =$ Klassengröße = i' , $n = S f'$.

Ergebnisse.

Die von rund 15 000 Einzelpflanzen ermittelten Triebblängen und Triebdurchmesser wurden einer eingehenden statistischen Analyse unterworfen. Für die Sorten-Unterlagen-Kombinationen sind der relative Mittelwert ($\bar{x}_1\%$) und der Variationskoeffizient ($s_1\%$) der Trieblänge sowie der Quotient aus Trieblänge (Index 1) und Triebdurchmesser (Index 2) (\bar{x}_1/\bar{x}_2), der als „Wuchsindex“ bezeichnet wird, in Tabelle 1 zusammengestellt. Die Tabelle enthält nur die auf den Durchschnitt der fettgedruckten Sorten bezogenen Relativwerte der Trieblänge ($\bar{x}_1\%$), weil die absoluten Mittelwerte (\bar{x}_1 und \bar{x}_2) für die Untersuchung von untergeordneter Bedeutung sind. Auf die Wiedergabe der entsprechenden Werte für den Triebdurchmesser ($\bar{x}_2\%$, $s_2\%$) wurde aus unten angeführten Gründen verzichtet. Die aus den einzelnen Kombinationen gebildeten Mittelwerte der Unterlagen, Sorten und Obstarten sind in Tabelle 2 wiedergegeben.

Die in der Tabelle 2 zusammengestellten Triebblängen und -durchmesser variieren offenbar unter dem Einfluß der Obstart, Sorte und Unterlage. Die Variationsbreite der Mittelwerte ist an den Relativwerten leicht zu erkennen, z. B. Obstarten: $\bar{x}_1\% = 67$ (Birnen) bis 138 (Pflaumen) bzw. $\bar{x}_2\% = 77$ bis 122, Apfelunterlagen: $\bar{x}_1\% = 90$ (M IX) bis 109 (Slg.), $\bar{x}_2\% = 93$ bis 105, Apfelsorten: $\bar{x}_1\% = 94$ (Cox) bis 113 (Kaiser Wilhelm), $\bar{x}_2\% = 95$ (Croncels) bis 107 (Kaiser Wilhelm) usw. Es ergaben sich folgende maximale positive oder negative Abweichungen (%) von der betreffenden Bezugsgröße (Trieblänge vor und -durchmesser hinter dem Schrägstrich): Obstarten 38/23, Apfelunterlagen 10/7, Apfelsorten 13/7, Birnenunterlagen 3/2, Birnensorten 23/27, Pflaumenunterlagen 8/7 und Pflaumensorten 9/9. Wie weit diese Unterschiede erblich bedingt sind, wird weiter unten geprüft, sicher sind auch andere Faktoren mitbestimmend, z. B. der Boden, dessen Einfluß nur bei versuchsmäßiger Anordnung der Kombinationen eindeutig zu eliminieren wäre. Zunächst soll nur auf die Größenordnung der tatsächlichen Mittelwertdifferenzen hingewiesen werden. Sie sind bei den einzelnen Kombinationen (Tab. 1) erwartungsgemäß noch

Tabelle 1. *Umfang der Stichprobe (n), relative Triebblänge ($\bar{x}_1\%$), Wuchsindex (Trieblänge je cm Triebdurchmesser: \bar{x}_1/\bar{x}_2), Variationskoeffizient ($s_1\%$) und Fehlstellenanteil (%) einjähriger Veredlungen von Äpfeln (a), Birnen (b), und Pflaumen (c). (Mittelwerte in Relation zum Durchschnitt der fettgedruckten Sorten der gleichen Obstart und Unterlage.)*

Unterlage	Sorte	n	$\bar{x}_1\%$	\bar{x}_1/\bar{x}_2	$s_1\%$	Fehlst.	
a) M I	Goldparmäne	94	100	78,1	8,7	19,0	
	Cox	175	100	82,9	8,1	24,6	
	M IV	Klarapfel	205	99	83,2	12,5	31,2
		Croncels	154	97	74,5	10,1	48,3
		Goldparmäne	248	86	71,7	12,3	17,9
		Cox	248	100	76,4	10,0	17,9
	M IX	Kaiser Wilhelm	266	117	82,5	9,1	11,9
		Croncels	329	100	77,5	10,0	18,2
		Goldparmäne	298	104	78,2	10,9	14,4
		Cox	246	89	65,0	18,4	17,4
	M XI	Kaiser Wilhelm	245	107	73,5	12,8	17,8
		Klarapfel	279	92	80,6	20,8	19,8
		Croncels	297	89	80,9	17,9	14,4
		Goldparmäne	267	102	71,2	11,9	10,4
	Sämling	Cox	242	93	73,4	14,1	18,8
		Kaiser Wilhelm	269	116	77,7	11,5	9,7
		Klarapfel	226	95	81,7	15,7	34,5
		Croncels	215	98	77,6	11,2	27,8
		Goldparmäne	205	98	74,2	10,1	31,2
		Cox	207	94	78,3	11,3	30,5
Kaiser Wilhelm		217	110	87,3	13,4	27,2	
Jakob Fischer		234	112	83,5	10,8	21,5	
b) Quitte		Gellerts Bb.	373	112	69,1	15,9	16,0
		Gr. v. Paris	290	99	63,9	17,6	35,1
	Clapps Lieblg.	250	78	68,3	24,4	43,9	
	K. v. Charneu	345	111	79,0	18,8	22,6	
	Sämling	Gellerts Bb.	308	127	65,0	19,1	31,1
		Gr. v. Paris	300	89	67,0	18,6	52,5
		Clapps Lieblg.	216	78	82,1	22,5	68,4
		K. v. Charneu	231	107	79,9	18,2	60,4
		Williams Chr.	279	112	91,0	25,0	50,0
		Gr. Jagdbirne	222	161	98,5	22,1	48,1
Sämling	Bertrams Stb.	230	122	81,2	19,3	39,5	
	Augustbirne	269	125	71,1	22,0	51,7	
	c) Acker- mann	Ontariopfl.	343	103	93,4	19,9	22,8
		Nancymirab.	309	96	91,8	18,7	30,4
Czar		341	94	79,3	19,0	23,5	
Hauszwetsche		236	98	91,0	18,4	20,8	
Wangenheim		245	110	97,0	11,7	18,3	
Gr. Gr. Reneklode		230	75	64,9	19,6	22,3	
Frohn- pflaume		Ontariopfl.	117	99	84,6	18,5	23,0
		Nancymirab.	31	92	88,6	22,9	79,2
		Czar	97	95	84,0	24,0	34,9
		Hauszwetsche	191	98	88,2	17,5	35,5
	Wangenheim	127	116	97,4	12,0	14,8	
	Gr. Gr. Reneklode	114	66	59,9	16,8	23,5	
Myroba- lane (Slg.)	Ontariopfl.	266	100	97,4	14,0	10,7	
	Nancymirab.	182	90	108,3	17,2	38,9	
	Czar	266	92	86,5	23,0	9,8	
	Hauszwetsche	482	104	96,9	18,1	18,0	
	Wangenheim	419	105	95,6	11,7	6,0	
	Gr. Gr. Reneklode	320	78	67,4	18,3	28,4	
Gr. Gr. Rene- klode (Slg.)	Ontariopfl.	134	110	92,7	16,0	11,8	
	Nancymirab.	92	97	96,6	20,7	38,7	
	Czar	125	90	83,9	25,1	16,7	
	Hauszwetsche	120	92	90,4	18,2	19,5	
	Wangenheim	127	111	94,6	12,8	14,8	
	Gr. Gr. Reneklode	103	77	70,0	20,7	29,4	
Wagen- städter (Slg.)	Ontariopfl.	74	106	87,8	22,2	—	
	Nancymirab.	88	97	106,5	21,6	41,3	
	Czar	67	95	82,0	24,8	—	
	Hauszwetsche	65	94	94,0	21,5	—	
	Wangenheim	107	109	94,9	13,0	28,2	
	Gr. Gr. Reneklode	51	78	73,8	19,4	64,6	
Wangen- heim (Slg.)	Ontariopfl.	73	107	88,4	20,3	—	
	Nancymirab.	47	99	96,2	17,9	68,2	
	Czar	73	95	84,9	24,2	51,0	
	Hauszwetsche	86	95	92,6	19,6	—	
	Wangenheim	36	103	98,8	17,2	—	

Tabelle 2. *Unterlagen-, Sorten- und Artendurchschnitt von Maßzahlen für Trieblänge und -durchmesser einjähriger Veredlungen: Sn = Summe der n je Kombination, Mittelwert (\bar{x} und $\bar{x}\%$), Mittel der betr. Obstart, bzw. der Arten a, b und c = 100), Wuchsindex (\bar{x}_1/\bar{x}_2), Variationskoeffizient ($s\%$), Fehlstellenanteil ($\%$).*

Unterlage bzw. Sorte	Sn	Trieblänge				Triebdurchmesser			Fehlst. %
		\bar{x}_1	$\bar{x}_1\%$	\bar{x}_1/\bar{x}_2	$s_1\%$	\bar{x}_2	$\bar{x}_2\%$	$s_2\%$	
a) M IV	916	120,5	104	76,3	10,4	1,58	104	12,6	24,0
M IX	1118	104,4	90	73,6	13,1	1,42	93	13,2	16,9
M XI	1075	113,0	97	75,6	14,5	1,50	98	14,9	13,3
Sämling	844	126,7	109	79,4	11,5	1,60	105	14,6	29,2
Croncels	995	111,8	96	77,7	12,3	1,45	95	14,0	30,3
Goldparmäne	1018	113,0	97	73,9	11,3	1,53	100	13,0	18,5
Cox	943	109,2	94	73,3	13,4	1,49	98	15,7	18,4
K. Wilhelm	997	130,8	113	80,2	11,7	1,63	107	12,6	16,7
Äpfel (Mittel)	3953	116,1	95	76,2	12,4	1,52	101	13,8	20,7
b) Quitte	1258	80,1	97	70,1	19,2	1,15	98	20,8	29,4
Sämling	1055	85,3	103	73,5	19,6	1,18	102	24,0	53,1
Gellerts Bb.	681	99,0	120	67,0	17,5	1,48	127	17,6	23,6
Gr. v. Paris	590	77,5	94	65,5	18,1	1,19	102	21,2	43,8
Clapps Lieblg.	466	64,0	77	75,2	23,4	0,86	74	28,3	56,1
K. v. Charneu	576	90,0	109	79,4	18,5	1,16	100	22,5	41,6
Birnen (Mittel)	2313	82,7	67	71,8	19,4	1,16	77	22,4	41,2
c) Ackermann	1474	174,9	103	90,5	17,5	1,93	105	14,7	23,2
Frohnpläume	563	159,9	95	88,6	19,0	1,80	98	13,4	37,5
Myrobal. Slg.	1615	182,5	108	96,9	16,8	1,89	103	16,6	16,7
Gr. Gr. Renekl. Slg.	598	172,8	102	91,6	18,6	1,89	103	14,8	20,3
Wagenstädter Slg.	401	168,0	99	93,0	20,6	1,82	99	17,8	—
Wangenheim Slg.	315	156,9	93	92,2	19,8	1,71	93	16,1	—
Ontariopfl.	1007	176,0	104	90,5	18,5	1,94	105	15,3	17,1
Nancymirab.	749	163,1	97	98,0	19,8	1,67	91	15,3	46,8
Czar	969	158,1	93	83,4	23,3	1,89	103	17,5	21,1
Hauszweitsche	1180	163,9	97	92,2	18,9	1,78	97	15,5	23,4
Wangenheim	1061	184,6	109	96,4	13,1	1,92	104	14,1	13,5
Pflaumen (Mittel)	4966	169,2	138	92,1	18,7	1,84	122	15,6	24,4
d) Vogelkirschen	1282	63,3	—	73,3	27,4	1,12	—	31,8	—

größer als bei den Unterlagen- und Sortendurchschnitten (Tab. 2). In der Trieblänge ergeben sich z. B. Abweichungen der Apfelsorten auf M IV bis zu 17%, auf M XI 16%, Birnensorten (Stamm bildner) auf Sämling bis 61% usw.

Die Kombinationen, Unterlagen, Sorten und Arten unterscheiden sich nicht nur in den Mittelwerten von Trieblänge, -durchmesser und Wuchsindex, sondern offenbar auch in der Variabilität dieser Merkmale. In der Tabelle 4, Spalte 7 bis 9, sind die Variationskoeffizienten der Triebängenmittel, Wuchsindices und Triebängenvariabilität zusammengestellt. Man sieht, daß in den Stichproben von Kombinationen die Wuchsindices eine geringere Streuung haben als die Mittelwerte, während die Variabilitätsunterschiede zwischen den Kombinationen eher größer sind. Das vorliegende Material ergibt im Durchschnitt folgende Variationskoeffizienten ($s\%$): Mittelwerte 12,8, Wuchsindices 8,0, Variationskoeffizienten 19,1. Es wird später gezeigt,

Tabelle 3. *Der Zusammenhang (Korrelationskoeffizient r) zwischen Trieblänge (1) und -durchmesser (2) bei Einzelpflanzen von Apfel- (a), Birnen- (b) und Pflaumen-Kombinationen (c). Umfang (n) der Stichproben siehe Tabelle 1.*

a) Sorte	Unterlage					
	M I	M IV	M IX	M XI	Sämling	
Klarapfel	—	+ 0,51	—	+ 0,83	+ 0,63	
Croncels	—	+ 0,40	+ 0,54	+ 0,69	+ 0,63	
Goldparmäne	+ 0,47	+ 0,69	+ 0,44	+ 0,65	+ 0,61	
Cox	+ 0,68	+ 0,59	+ 0,65	+ 0,63	+ 0,61	
K. Wilhelm	—	+ 0,62	+ 0,60	+ 0,61	+ 0,70	
Jacob Fischer	—	—	—	—	+ 0,65	
b) Sorte	Unterlage					
	Quitte	Sämling				
Gellerts Bb.	+ 0,82	+ 0,67				
Gr. v. Paris	+ 0,78	+ 0,70				
Clapps Lieblg.	+ 0,78	+ 0,79				
K. v. Charneu	+ 0,66	+ 0,83				
Grüne Jagdb.	—	+ 0,85				
Bertrams	—	+ 0,69				
Augustb.	—	+ 0,86				
Williams Christ	—	+ 0,81				
c) Sorte	Unterlage					
	Ackerm.	Frohnplf.	Myrob. Slg.	Gr.Gr. Renekl. Slg.	Wagenst. Slg.	Wangenh. Slg.
Ontariopfl.	+ 0,65	+ 0,50	+ 0,60	+ 0,42	+ 0,75	+ 0,60
Nancymirab.	+ 0,54	+ 0,46	+ 0,70	+ 0,44	+ 0,63	+ 0,08
Czar	+ 0,64	+ 0,72	+ 0,51	+ 0,59	+ 0,58	+ 0,66
Hauszweitsche	+ 0,61	+ 0,63	+ 0,49	+ 0,42	+ 0,60	+ 0,45
Wangenheim	+ 0,49	+ 0,32	+ 0,60	+ 0,78	+ 0,48	+ 0,74
Gr. Gr. Renekl.	+ 0,57	+ 0,46	+ 0,66	+ 0,81	+ 0,47	—

daß es sich hierbei tatsächlich um eine die Zufallsgrenzen überschreitende idiotypische Streuung dieser Größen handelt.

Vergleicht man die Variation der beiden Merkmale an den Mittelwerten in Tabelle 2, dann fällt der Zusammenhang zwischen Trieblänge und Triebdurchmesser auf. Seine Prüfung lieferte das in Tabelle 3 und 4 dargestellte Ergebnis. Die in Tabelle 3

sammenhang zwischen den Variationskoeffizienten beider Merkmale ($s_1\%$ und $s_2\%$), $r = 0,77$ (a), $r = 0,72$ (b) und $r = 0,49$ (c) wurden b_{21} -Werte von 0,88% (a), 1,21% (b) und 0,27% (c) berechnet. Das bedeutet also, daß z. B. Apfel-Kombinationen mit 1% größerer Streuung der Trieblänge im Triebdurchmesser 0,88% unausgeglichener sind. Auf Grund des engen Zusammenhanges zwischen Triebängen- und -durch-

Tabelle 4. Der Zusammenhang (Korrelationskoeffizient r) zwischen Trieblänge (1) und -durchmesser (2) bei den Mittelwerten (\bar{x}_1, \bar{x}_2) und Variationskoeffizienten ($s_1\%, s_2\%$) der Merkmale; Variationskoeffizient ($s\%$) der Mittelwerte (\bar{x}_1), Wuchsindices (\bar{x}_1/\bar{x}_2) und Einzelpflanzenstreuung ($s_1\%$) in den gleichen Stichproben.

(1) Stichprobe	(2) n	Korrelation der				$s\%$		
		Mittelwerte (\bar{x}_1, \bar{x}_2)		Variationskoeff. ($s_1\%, s_2\%$)		(7) \bar{x}_1	(8) \bar{x}_1/\bar{x}_2	(9) $s_1\%$
		(3) r	(4) P%	(5) r	(6) P%			
Apfel-Kombin.	16	+ 0,83	< 0,1	+ 0,77	< 0,1	11,8	6,7	22,1
Birnen-Kombin.	8	+ 0,90	0,2	+ 0,72	4,1	18,0	10,2	14,1
Pflaumen-Kombin.	30	+ 0,64	< 0,1	+ 0,49	0,5	8,5	7,2	21,2

wiedergegebenen Korrelationskoeffizienten beweisen einen Zusammenhang zwischen den Merkmalen bei Pflanzen gleicher Sorte und Unterlage. Für alle r -Werte ist $P < 0,1\%$, bzw. $P < 1\%$ bei Nancymirabelle auf Frohnpflaume. (Für den völlig abweichenden r -Wert der gleichen Sorte auf Wangenheim Slg., $r = +0,08$, ist keine sinnvolle Erklärung zu finden. Wahrscheinlich ist bei der Aufstellung der Urliste ein Fehler unterlaufen.) Im Durchschnitt der Kombinationen ergeben sich für die Obstarten folgende Regressionskoeffizienten: Apfel $b_{21} = 0,009$ cm, Birne $b_{21} = 0,011$ cm, Pflaume $b_{21} = 0,006$ cm. Einer Triebgrößenzunahme um 10 cm entspricht also bei den Äpfeln ein um 0,9 mm größerer Triebdurchmesser. Bezieht man die Veränderung auf den Mittelwert der Merkmale ($b_{21} \cdot \frac{\bar{x}_1}{\bar{x}_2}$), so ergibt sich eine Regression von 0,70% (a), 0,85% (b) und 0,48% (c). Das heißt

messervariabilität ist die Trieblänge ausreichend zur Charakterisierung der Variabilität der Wuchsleistung, und man kann ohne Bedenken auf die Wiedergabe der Triebdurchmesser in Tabelle 1 sowie auf ihre weitere statistische Analyse verzichten.

Bei der Untersuchung des korrelativen Zusammenhanges zwischen Trieblänge und -durchmesser ist auch der Wuchsindex als Quotient beider Merkmale von Interesse. Wenn bei den Elementen einer Stichprobe der Quotient \bar{x}_1/\bar{x}_2 konstant ist, stellt er den Regressionskoeffizienten b_{12} dar, und r wird gleich 1. Bei Stichproben mit signifikanten r_{12} -Werten ist also mit einer geringeren Streuung des Wuchsindex der Elemente zu rechnen. Die in Tabelle 4, Sp. 8, wiedergegebenen Variationskoeffizienten des Wuchsindex bestätigen diese Überlegung. Sie sind dem r -Wert entsprechend kleiner als die Variationskoeffizienten der Trieblänge (Sp. 7).

Tabelle 5. Varianztafel der Prüfung auf Bodenunterschiede in der Kombination Goldparmäne auf M IV. $n = 248$ Einzelpflanzen, 2 Reihen \times 4 Blöcke = 8 Teilstücke; F_{Tab} für $P = 5\%$.

Streuung	SQ	FG	s^2	F-Test	
				gegen (6)	gegen (5)
(1) Gesamt	40 363,10	247	163,41		
(2) Teilstücke	6 816,08	7	973,73	6,97 (2,14)	
(3) Reihen	758,40	1	758,40	5,43 (3,89)	6,7 (10,1)
(4) Blöcke	5 720,50	3	1906,83	13,6 (2,65)	17,0 (9,3)
(5) Reihen \times Blöcke	337,18	3	112,39	0,8	
(6) in Teilstücken	33 547,02	240	139,78		

z. B., mit einer um 1% größeren Länge der Apfel-Veredlungen ist ein um 0,7% größerer Durchmesser des Triebes verbunden. — Bei den verschiedenen Sorten-Unterlagen-Kombinationen innerhalb der drei untersuchten Obstarten ist der Zusammenhang zwischen Trieblänge und -durchmesser ebenfalls nachgewiesen, nicht nur bei den Mittelwerten (Tab. 4, Sp. 3 u. 4), sondern auch bei der Variabilität der Merkmale (Sp. 5 u. 6). Die Regression der Mittelwerte beträgt bei den Apfel-Kombinationen (a) 0,008 cm, bei den Birnen (b) 0,015 cm und bei den Pflaumen (c) 0,007 cm, auf die Mittelwerte bezogen 0,92% (a), 1,04% (b) und 0,53% (c). Bei Apfel-Kombinationen mit einer um 10 cm bzw. 1% größeren Trieblänge ist also der Triebdurchmesser 0,8 mm bzw. 0,92% stärker. Für den Zu-

Der Zusammenhang zwischen der Variabilität der Trieblänge und des -durchmessers läßt vermuten, daß die Streuung der Variationskoeffizienten der Trieblänge sowohl bei den Kombinationen (Tab. 4, Sp. 9) als auch bei den Unterlagen, Sorten und Arten nicht zufällig ist, sondern durch bestimmte innere und äußere Einflüsse hervorgerufen wird. Es ist nun zu untersuchen, durch welche Faktoren die Variabilitätsunterschiede bedingt sind.

Von den Umweltfaktoren verdient der Boden bei Feldversuchen die größte Beachtung, da er schon innerhalb kleiner Versuchseinheiten (Teilstück, Block) variieren und den Versuchsfehler vergrößern kann. Der Einfluß des Bodens auf die Variabilität ist nachzuweisen, wenn die Bodenunterschiede innerhalb

einer Stichprobe bei der Zerlegung der Stichprobe in kleinere Einheiten erfaßt werden. Da nicht die Möglichkeit bestand, die Bodenunterschiede innerhalb des Quartiers direkt, d. h. durch biologische, chemische oder physikalische Untersuchungsmethoden zu prüfen, wurde die Wuchsleistung der Gehölze als Indikator benutzt, und zwar der Mittelwert der Triebblänge (\bar{x}_1). Damit sollten Bodenunterschiede innerhalb der einzelnen Sorten-Unterlagen-Kombinationen erfaßt werden. Die Stichprobe jeder Kombination bestand meistens aus 2 bis 4 Reihen. Die Reihen wurden weiter in Teilstücke mit etwa 30 Einzelpflanzen aufgliedert. Die benachbarten Teilstücke jeder Reihe ließen sich wieder zu Blocks zusammenfassen. Auf diese Weise konnten Varianzanalysen der Kombinationen unter Berücksichtigung der Faktoren „Reihen“, „Blöcke“, „Reihen \times Blöcke“ und „Teilstücke“ durchgeführt werden. Für die Kombination Goldparmäne auf M IV ergab sich dabei die als Beispiel wiedergegebene Varianztabelle (Tab. 5). Für die Summen der Abweichungsquadrate (SQ) und die Freiheitsgrade gilt die Gleichung:

$$\text{Teilstücke} = \text{Reihen} + \text{Blöcke} + (\text{Reihen} \times \text{Blöcke}).$$

Als Streuungsursache der Reihen- und Blockstreuung usw. kommen hauptsächlich Bodenunterschiede in Frage. Sie sind anzunehmen, wenn die genannten Varianzen mehr als das $F_{\text{Tab.}}$ -fache der Varianz in den Teilstücken betragen. Die Häufigkeit der in Tabelle 6 fettgedruckten Varianzen zeigt, daß bei 21 der 28 analysierten Kombinationen Bodenunterschiede innerhalb der Kombination oder andere Ursachen die Streuung der Mittelwerte der Reihen, Blöcke oder Teilstücke nachweisbar vergrößern. Dabei nimmt

eine Sorten-Unterlagen-Kombination, z. B. Goldparmäne auf M IV mit 248 Einzelpflanzen, in 2 Reihen angeordnet, eine Fläche von $49,6 \times 1,8$ m ein, eine Reihe $49,6 \times 0,9$ m, ein Block $12,4 \times 1,8$ m und ein Teilstück $12,4 \times 0,9$ m. Die 2 bis 3 Reihen der Apfelkombinationen sind jeweils benachbart, so daß keine Reihenunterschiede zu erwarten sind. Es tritt auch nur bei Goldparmäne auf M IV eine gesicherte Reihenvarianz auf. Sie ist aber nicht wesentlich größer als die „Wechselwirkung“ Reihen \times Blöcke. Solche Varianzen, die zwar gegenüber der Varianz in den Teilstücken signifikant sind, aber nicht gegenüber der Wechselwirkung Reihen \times Blöcke, sind in Tabelle 6 zwar fettgedruckt, aber eingeklammert. Bei 4 Kombinationen liegt die Reihen- und bei 12 die Blockvarianz in dieser Größenordnung. Nur eine Reihen- und 5 Blockvarianzen erweisen sich bei der strengeren Prüfung als signifikant. Erläuternd sei bemerkt, daß die „Wechselwirkung“ nicht unbedingt als „Fehlerstreuung“ zu betrachten ist. Sie kann in dem gleichen Maß wie die Reihen- und Blockstreuung bedingt sein. — Da bei den Birnen- und Pflaumenkombinationen die gemessenen Reihen nicht immer benachbart sind, ist ihr Abstand als Index der Zahl der Freiheitsgrade in Tabelle 6 angegeben, z. B. 12 Reihen (10,8 m) bei Gellerts Butterbirne auf Quitte. Der größere Abstand wirkt sich kaum auf die Reihenvarianz aus.

Der Nachweis, daß der Bodeneinfluß innerhalb der Kombinationen Mittelwertdifferenzen zwischen kleineren Versuchseinheiten hervorruft, erlaubt weitere Schlußfolgerungen:

1. Ein Teil der Differenzen zwischen den Kombinationen, Unterlagen usw. (Tab. 1 und 2) wird eben-

Tabelle 6. Varianzanalyse der Triebblänge einjähriger Veredlungen von Äpfeln (a), Birnen (b) und Pflaumen (c). (Gesicherte Varianzen fettgedruckt, weitere Erläuterungen im Text).

Unterlage	Sorte	n	Teilstücke		Reihen		Blöcke		Reihen \times Blöcke		in Teilstücken		
			s ²	FG	s ²	FG	s ²	FG	s ²	FG	s ²	FG	
a) M IV	Croncels	154	239,7	7	47,2	I	339,1	3	204,4	3	135,2	146	
	Goldparmäne	248	973,7	7	(758,4)	I	1906,8	3	112,4	3	139,8	240	
	Cox	248	203,6	7	73,2	I	159,2	3	291,6	3	141,5	240	
	K. Wilhelm	266	1059,9	7	97,2	I	(1971,4)	3	469,2	3	141,3	258	
	M IX	Croncels	329	72,6	9	35,1	I	84,5	4	70,0	4	111,8	319
		Goldparmäne	298	414,3	8	143,5	2	1245,7	2	133,9	4	132,0	289
		Cox	246	968,8	7	32,5	I	(1748,0)	3	501,6	3	271,7	238
		K. Wilhelm	245	1323,8	7	80,5	I	(2209,3)	3	852,7	3	170,0	237
	M XI	Croncels	297	1008,4	8	75,9	2	(2729,5)	2	614,1	4	308,7	288
		Goldparmäne	267	1009,6	7	329,3	I	2068,9	3	177,0	3	165,4	259
		Cox	242	357,6	7	104,7	I	(581,0)	3	218,4	3	215,2	234
		K. Wilhelm	269	254,3	7	505,6	I	340,8	3	84,1	3	228,5	261
Slg.	Croncels	215	174,3	7	6,5	I	245,9	3	158,7	3	194,0	207	
	Goldparmäne	205	459,8	7	113,9	I	(842,6)	3	192,4	3	146,6	197	
	Cox	207	421,7	7	279,0	I	(682,9)	3	208,1	3	170,8	199	
	K. Wilhelm	217	1215,0	7	6,3	I	(1995,3)	3	837,6	3	321,1	209	
b) Quitte	Gellerts Bb.	373	1763,5	II	8025,8	2 ₁₂	376,7	3	369,5	6	156,0	361	
	Gr. v. Paris	290	356,2	II	61,6	2 ₄	1010,9	3	127,0	6	188,8	278	
	Clapps Lieblg.	250	282,9	II	67,4	2 ₃	859,4	3	66,5	6	227,4	238	
	K. v. Charneu	345	760,9	II	(1496,2)	2 ₃	(720,5)	3	536,0	6	266,3	333	
	Slg.	Gellerts Bb.	308	1454,8	II	321,7	2 ₅	(3404,7)	3	857,6	6	387,2	296
		Gr. v. Paris	300	431,9	I5	468,9	3 ₁₀	(730,1)	3	320,2	9	185,4	284
		Clapps Lieblg.	216	369,1	I5	38,0	3 ₆	277,5	3	510,0	9	213,3	200
		K. v. Charneu	231	511,5	I4	(1117,1)	4 ₆	69,7	2	319,1	8	259,8	216
	c) Myrob.	Nancymirab.	182	695,9	7	212,0	I ₁	621,1	3	931,9	3	981,8	174
		Slg.	320	1054,3	II	1327,2	2 ₇	1769,7	3	605,7	6	680,1	308
Ackerm.		309	3395,5	II	(5075,9)	2 ₂	1196,3	3	3935,0	6	886,1	297	
Gr. Gr. Renekl.		230	1778,5	7	1087,3	I ₁	(1966,4)	3	1820,9	3	626,1	222	

falls auf Bodenunterschiede zurückzuführen sein, und umgekehrt können Unterschiede zwischen ihnen durch den Boden verwischt werden.

2. Es ist zu erwarten, daß der Boden nicht nur den Mittelwert, sondern auch die Streuung in den Versuchseinheiten beeinflusst.

Die Prüfung der Variabilitätsunterschiede zwischen den Versuchseinheiten mit Hilfe des BART-

LETT-Test (Tab. 7) bestätigt diese Vermutung. Nur bei 10 von 28 geprüften Kombinationen sind die Varianzen in den Teilstücken homogen, bei allen übrigen weichen sie voneinander ab. Die Varianzen in den Reihen und Blöcken sind bei 9 bzw. 14 Kombinationen heterogen. Neben den χ^2 -Werten sind in der Übersicht noch die Ergebnisse des F-Test angegeben. Dadurch ist die Varianz der Mittelwerte der

Tabelle 7. Homogenität der Mittelwerte (F-Test) und Einzelpflanzenvarianzen (χ^2 und P%) der Triebblänge in den Reihen, Blöcken und Teilstücken von Apfel- (a), Birnen- (b) und Pflaumen-Kombinationen (c). (+ für $F > F_{Tab.}$, - für $F < F_{Tab.}$; gesicherte χ^2 -Werte fettgedruckt.)

Untlg.	Sorte	Reihen				Blöcke				Teilstücke			
		n	F	χ^2	P%	n	F	χ^2	P%	n	F	χ^2	P%
a) M IV	Croncels	2	-	0,08	77,7	4	-	15,08	0,3	8	-	14,02	4,0
	Goldparmäne	2	+	4,20	4,3	4	+	38,15	< 0,1	8	+	49,80	< 0,1
	Cox	2	-	4,03	4,6	4	-	21,86	< 0,1	8	-	34,21	< 0,1
	K. Wilhelm	2	-	2,91	9,1	4	+	6,38	9,6	8	+	27,12	< 0,1
M IX	Croncels	2	-	0,02	89,3	5	-	22,60	< 0,1	10	-	28,36	< 0,1
	Goldparmäne	3	-	13,27	0,2	3	+	13,48	0,2	9	+	45,41	< 0,1
	Cox	2	-	5,93	1,6	4	+	1,77	62,6	8	+	13,99	5,2
	K. Wilhelm	2	-	1,15	28,6	4	+	13,74	0,6	8	+	20,89	0,6
M XI	Croncels	3	-	0,20	90,5	3	+	1,22	55,0	9	+	16,68	3,7
	Goldparmäne	2	-	4,30	4,1	4	+	23,70	0,1	8	+	37,49	< 0,1
	Cox	2	-	0,53	47,6	4	+	2,18	53,9	8	-	6,26	51,0
	K. Wilhelm	2	-	4,37	4,0	4	-	10,81	1,4	8	-	17,07	1,8
Slg.	Croncels	2	-	5,93	1,6	4	-	23,73	< 0,1	8	-	31,43	< 0,1
	Goldparmäne	2	-	0,34	57,4	4	+	10,22	1,7	8	+	14,30	4,7
	Cox	2	-	3,69	5,7	4	+	6,78	8,3	8	+	10,23	18,1
	K. Wilhelm	2	-	1,03	31,5	4	+	8,76	3,6	8	+	18,31	1,1
b) Quitte	Gellerts Bb.	3	+	0,12	94,3	4	-	2,14	54,7	12	+	35,40	< 0,1
	Gr. v. Paris	3	-	7,01	3,3	4	+	12,26	0,8	12	+	21,15	3,5
	Clapps Lieblg.	3	-	0,20	90,4	4	+	0,34	95,2	12	-	8,36	68,1
	K. v. Charneu	3	+	0,63	73,1	4	+	15,42	0,3	12	+	29,91	0,3
Slg.	Gellerts Bb.	3	-	3,21	20,1	4	+	1,88	60,3	12	+	9,46	58,1
	Gr. v. Paris	4	-	21,18	< 0,1	4	+	9,49	2,5	16	+	34,64	0,5
	Clapps Lieblg.	4	-	1,90	59,9	4	-	6,01	11,5	16	-	17,70	28,1
	K. v. Charneu	5	+	6,42	17,6	3	-	0,74	69,1	15	+	22,02	8,2
c) Myrob. Slg. Ackerm.	Nancymirab.	2	-	2,36	13,2	4	-	2,84	42,7	8	-	10,49	16,9
	Gr. Gr. Renekl.	3	-	4,14	13,3	4	-	4,17	24,9	12	-	21,12	3,5
	Nancymirab.	3	+	2,04	37,2	4	-	1,08	78,3	12	+	12,37	34,2
	Gr. Gr. Renekl.	2	-	1,53	22,0	4	+	4,03	26,3	8	+	8,82	26,9

Tabelle 8. Der Zusammenhang (Korrelationskoeffizient r) zwischen Mittelwert (\bar{x}_1) und Variationskoeffizient ($s_1\%$) bei Teilstücken von Apfel- (a), Birnen- (b) und Pflaumen-Kombinationen (c).

a) Sorte	M IV		M IX		M XI		Sämling	
	r	P%	r	P%	r	P%	r	P%
Croncels	+ 0,02	92,0	+ 0,06	84,1	- 0,73	2,3	- 0,64	8,0
Goldparmäne	- 0,93	< 0,1	- 0,67	14,7	- 0,57	14,0	- 0,89	0,3
Cox	- 0,52	18,5	- 0,35	40,3	- 0,46	24,2	- 0,16	70,6
K. Wilhelm	- 0,82	1,3	- 0,91	0,2	+ 0,12	77,3	- 0,80	1,6

b) Sorte	Quitte		Sämling	
	r	P%	r	P%
Gellerts Bb.	- 0,30	34,1	- 0,43	16,3
Gr. v. Paris	- 0,84	< 0,1	- 0,54	3,0
Clapps Lieblg.	- 0,27	39,0	- 0,46	7,6
K. v. Charneu	- 0,28	39,0	- 0,84	< 0,1

c) Sorte	Ackermann		Frohnpfleume		Myrobalane Slg.		Gr. Gr. Renekl. Slg.		Wagenstädter Slg.		Wangenheim Slg.	
	r	P%	r	P%	r	P%	r	P%	r	P%	r	P%
Ontariopflaume	- 0,66	1,9	- 0,40	61,0	- 0,43	5,3	- 0,73	27,2	-	-	-	-
Nancymirab.	- 0,75	0,5	- 0,65	35,3	- 0,37	35,5	- 0,84	17,1	- 0,31	66,7	- 0,89	10,7
Czar	- 0,91	< 0,1	- 0,13	86,0	- 0,61	10,7	- 0,83	17,1	-	-	- 0,98	1,8
Hauszweitsche	- 0,87	0,6	+ 0,27	50,9	- 0,64	0,7	- 0,71	29,6	-	-	-	-
Wangenheim	- 0,46	24,2	- 0,88	11,4	- 0,52	8,7	- 0,84	17,1	+ 0,86	13,8	-	-

Versuchseinheiten leicht mit der Heterogenität der Einzelpflanzenvarianzen zu vergleichen. Man findet Kombinationen, z. B. Cox auf M IX, mit überzufälligen Mittelwertstreuungen der Blöcke, aber gleicher Streuung in den Blöcken. Bei Cox auf M IV sind dagegen die Blockmittel homogen, die Einzelpflanzenstreuung ist aber von Block zu Block verschieden. Man gewinnt den Eindruck, als ob die Streuung nicht in der gleichen Weise wie der Mittelwert der Reihen und Blöcke vom Boden beeinflußt wird.

Um den Zusammenhang zwischen Mittelwert und Variationskoeffizient direkt zu erfassen, wurden die Korrelationskoeffizienten aus den Teilstücken jeder Kombination errechnet (Tab. 8). Bei 15 der 48 geprüften Apfel, Birnen- und Pflaumenkombinationen besteht ein negativer Zusammenhang zwischen Mittelwert (\bar{x}_1) und Streuung ($s_1\%$) der Pflanzen im Teilstück ($P\% < 5$). Die übrigen 33 Kombinationen ergeben im Zufallsbereich um Null liegende Koeffizienten, aber mit überwiegend negativem Vorzeichen. Daraus folgt, daß mit günstiger werdenden Bodenbedingungen, die durch eine größere Triebleistung zum Ausdruck kommen, gleichzeitig die Streuung der Einzelpflanzen abnimmt. Diesen Zusammenhang konnte man aus den in Tabelle 7 dargestellten Ergebnissen nicht ableiten, und die Wahrscheinlichkeit ($P\%$) der r -Werte (Tab. 8) ist vielfach sehr hoch. Beides deutet darauf hin, daß noch andere Faktoren die Streuung in den Versuchseinheiten beeinflussen.

Der in den Tabellen 1 und 2 angegebene Fehlstellenanteil der Kombinationen setzt sich aus nicht angewachsenen Unterlagen sowie gar nicht oder ohne Erfolg durchgeführten Veredlungen zusammen. Er ist daher zumindest teilweise auf die gleichen Ursachen zurückzuführen wie die Variabilität, und man erwartet einen Zusammenhang zwischen beiden Größen. Die berechneten Korrelationskoeffizienten (Tab. 10, Sp. 3) liegen bei den Apfel- und Birnenkombinationen mit positivem bzw. negativem Vorzeichen im Zufallsbereich um Null. Nur die 24 Pflaumenkombinationen, deren Fehlstellen ermittelt werden konnten, weisen mit zunehmendem Fehlstellenanteil einen größeren Variationskoeffizienten auf ($r = +0,44$, $P = 3,2\%$). Das Ergebnis ist also nicht eindeutig. Es ergibt sich wahrscheinlich aus der Tatsache, daß bei den Apfelkombinationen unter einer größeren Zahl von Reihen solche mit weniger Fehlstellen ausgesucht werden konnten. Der gesamte Birnenbestand war durchweg sehr lückig (vgl. Abschn. II, Material und Methodik). Hier wurde also ebenfalls nur ein Teil der möglichen Variationsbreite erfaßt. Bei den Pflaumen war wegen der kleinen Bestände keine Auswahl unter den Reihen möglich, so daß sich erhebliche Unterschiede im Fehlstellenanteil der Kombinationen ergaben. Der Zusammenhang mit der Variabilität der Trieblänge könnte aus diesem Grunde bei den Pflaumen deutlicher hervortreten. Wenn tatsächlich kein ursächlicher Zusammenhang besteht, so ist doch mit einer sekundären Fehlstellenwirkung zu rechnen. Sie tritt aber bei einjährigen Veredlungen offenbar noch nicht in Erscheinung.

Über die bisher besprochenen Umwelteinflüsse hinaus macht sich natürlich auch die idiotypische Reaktionsnorm der Kombinationen bei ihrer Variabilität geltend. Es wurde oben schon darauf

Tabelle 9. Die Homogenität der Einzelpflanzenvarianz (χ^2 nach BARTLETT) bei Kombinationen (I), Unterlagen mit gleicher Sorte (II) und Sorten auf gleicher Unterlage (III) von Äpfeln (a), Birnen (b) und Pflaumen (c).

I. Kombinationen		n	χ^2	P%
a) in Tab. 1 fettgedruckte		16	201,23	< 0,1
b) in Tab. 1 fettgedruckte		8	88,80	< 0,1
c) in Tab. 1 fettgedruckte		30	295,74	< 0,1

II. Unterlagen		Sorte	χ^2	P%
a)	M IV, IX, XI u. Slg.	Croncels	85,58	< 0,1
	M IV, IX, XI u. Slg.	Goldparmäne	3,83	28,4
	M IV, IX, XI u. Slg.	Cox	28,25	< 0,1
	M IV, IX, XI u. Slg.	K. Wilhelm	45,65	< 0,1
b)	Quitte u. Slg.	Gellerts Bb.	66,90	< 0,1
	Quitte u. Slg.	Gr. v. Paris	0,07	79,1
	Quitte u. Slg.	Clapps Lieblg.	0,22	65,4
	Quitte u. Slg.	K. v. Charneu	0,04	84,4
c)	siehe III.	Ontariopfl.	43,00	< 0,1
		Nancymirab.	5,22	39,9
		Czar	18,43	0,4
		Hauszwetsche	17,36	0,6
		Wangenheim	5,67	34,6

III. Sorten		Unterlage	χ^2	P%
a) siehe II	{	M IV	0,07	> 99
		M IX	63,21	< 0,1
		M XI	26,99	< 0,1
		Sämling	37,75	< 0,1
b) siehe II	{	Quitte	26,98	< 0,1
		Sämling	44,83	< 0,1
c) siehe II	{	Ackermann	57,48	< 0,1
		Frohnpläume	29,90	< 0,1
		Myrobal. Slg.	129,16	< 0,1
		Gr. Gr. Renekl. Slg.	30,73	< 0,1
		Wagenstädter Slg.	28,34	< 0,1
		Wangenheim Slg.	6,99	14,4

hingedeutet, und die Tabelle 9 bringt den Nachweis, daß zwischen den Kombinationen usw. meist echte Variabilitätsunterschiede bestehen. Die Homogenitätsprüfung der Einzelpflanzenvarianz (Varianz in den Teilstücken) ergibt bei den Äpfeln, Birnen und Pflaumen signifikante Differenzen zwischen den Kombinationen (Tab. 9, I a—c). Auch die Sorten ergeben außerhalb der Zufallsgrenzen liegende χ^2 -Werte (III a-c). Nur auf M IV und Wangenheim Slg. sind keine Sortenunterschiede festzustellen. Der Einfluß der Unterlage auf die Variabilität (II a—c) tritt bei den Apfelkombinationen mit gleicher Deutlichkeit hervor wie die Sortenspezifität. Von den Birnen- und Pflaumensorten variieren dagegen nur Gellerts Butterbirne, Ontariopflaume, Czar und Hauszwetsche in Abhängigkeit von der Unterlage. Es ist aber allgemein eine idiotypische Variabilität des vorliegenden Materials festzustellen. Es gibt Kombinationen, Unterlagen und Sorten mit relativ großer und solche mit geringer Ausgeglichenheit (siehe Tab. 1 u. 2). Obwohl grundsätzlich nicht einzelne Sorten oder Unterlagen beschrieben, sondern allgemeine Gesetzmäßigkeiten der Variabilität dargestellt werden sollen, sei darauf hingewiesen, daß bei allen drei Obstarten die Sämlingsunterlagen die Streuung der einjährigen Veredlungen nicht vergrößert haben. Die Variationskoeffizienten der aufveredelten Sorten liegen in derselben Größenordnung wie bei Klonunterlagen.

Analog der Betrachtungsweise bei den Umweltfaktoren wurde eine Korrelationsanalyse durchgeführt, um die idiotypische Variabilität näher zu beleuchten. Im Ergebnis (Tab. 10, Sp. 1) wird ein Zusammenhang zwischen Variationskoeffizient und Mittelwert deutlich. Kombinationen mit größerer Trieblänge sind also ausgeglichener. Die Regressionskoeffizienten betragen $b = -0,11\%$ (a),

$-0,12\%$ (b) und $-0,20\%$ (c). Die Elemente des Sortimentes verhalten sich demnach ebenso wie die Teilstücke einer Kombination.

Der Wuchsindex steht bei den Apfel- und Birnenkombinationen nicht im Zusammenhang mit der Variabilität der Trieblänge (Tab. 10, Sp. 2). Die 30 Pflaumenkombinationen ergeben aber $r = -0,50$ mit $P\% = 0,4$ für die einfache Korrelation. Wenn man durch Berechnung des partiellen Korrelationskoeffizienten den Einfluß der Trieblänge (Index 3) ausschaltet, zeigt sich jedoch, daß kein unmittelbarer Zusammenhang zwischen Trieb längenvariabilität (Index 1) und Wuchsindex (Index 2) besteht: $r_{12-3} = -0,28$, $P\% = 14,3$. Die Einfachkorrelation $r_{12} = -0,50$ ergibt sich nur, weil $r_{13} = -0,74$ (Tab. 10, Sp. 1) und $r_{23} = +0,45$ ($P\% = 1,1$).

In den vorhergehenden Abschnitten wurde auf Grund von Stichproben verschiedenen Umfanges aus einer oder mehreren Kombinationen der Einfluß von Umwelt und Idiotyp auf die Variabilität untersucht.

Es muß deshalb darauf hingewiesen werden, daß der Umfang der Stichprobe in dieser Größenordnung keinen Einfluß auf die Größe des Schätzwertes s bzw. $s\%$ hat. Schon STUDENT [zit. nach RUNDFELDT (11) und SNEDECOR (12)] zeigte, daß die Unterschätzung von σ durch s bei Division durch $(n - 1)$ im Durchschnitt ausgeglichen wird. Die Abnahme von $s\%$ in Tabelle 11 ist also nicht auf die abnehmende Zahl der Einzelpflanzen je Versuchseinheit (n) zurückzuführen, sondern auf die vollständige Eliminierung der Bodenunterschiede bei Bildung kleinerer Versuchseinheiten. Die Berechnung von $s\%$ erfolgte nach Varianzanalyse aus der Varianz in den Versuchseinheiten; die „Halb-Teilstücke“ wurden durch Halbierung der Teilstücke gebildet, um Versuchseinheiten zu erhalten, deren Größe ungefähr als minimale Teilstückgröße bei Baumschulversuchen gelten könnte. Das in Tabelle 11 dargestellte Ergebnis muß im Zusammenhang mit den Varianzen in Tabelle 6 betrachtet werden. Eine merkliche Verminderung der Einzelpflanzenvariabilität tritt erwartungsgemäß nur bei überzähliger Varianz zwischen

Tabelle 10. Der Zusammenhang (Korrelationskoeffizient r) zwischen dem Variationskoeffizienten ($s_1\%$) und dem Mittelwert (Sp. 1), Wuchsindex (Sp. 2) und Fehlstellenanteil (Sp. 3) bei Apfel-, Birnen- und Pflaumenkombinationen.

Kombinationen	(1) $s_1\% - \bar{x}_1$		(2) $s_1\% - \bar{x}_1/\bar{x}_2$		(3) $s_1\% - \text{Fehlst. \%}$		
	r	$P\%$	r	$P\%$	r	$P\%$	
Apfel-	16	-0,58	1,7	-0,28	28,8	-0,23	38,2
Birnen-	8	-0,66	8,0	+0,21	63,6	+0,51	21,1
Pflaumen-	30	-0,74	0,1	-0,50	0,4	+0,44*	3,2

*) $n = 24$

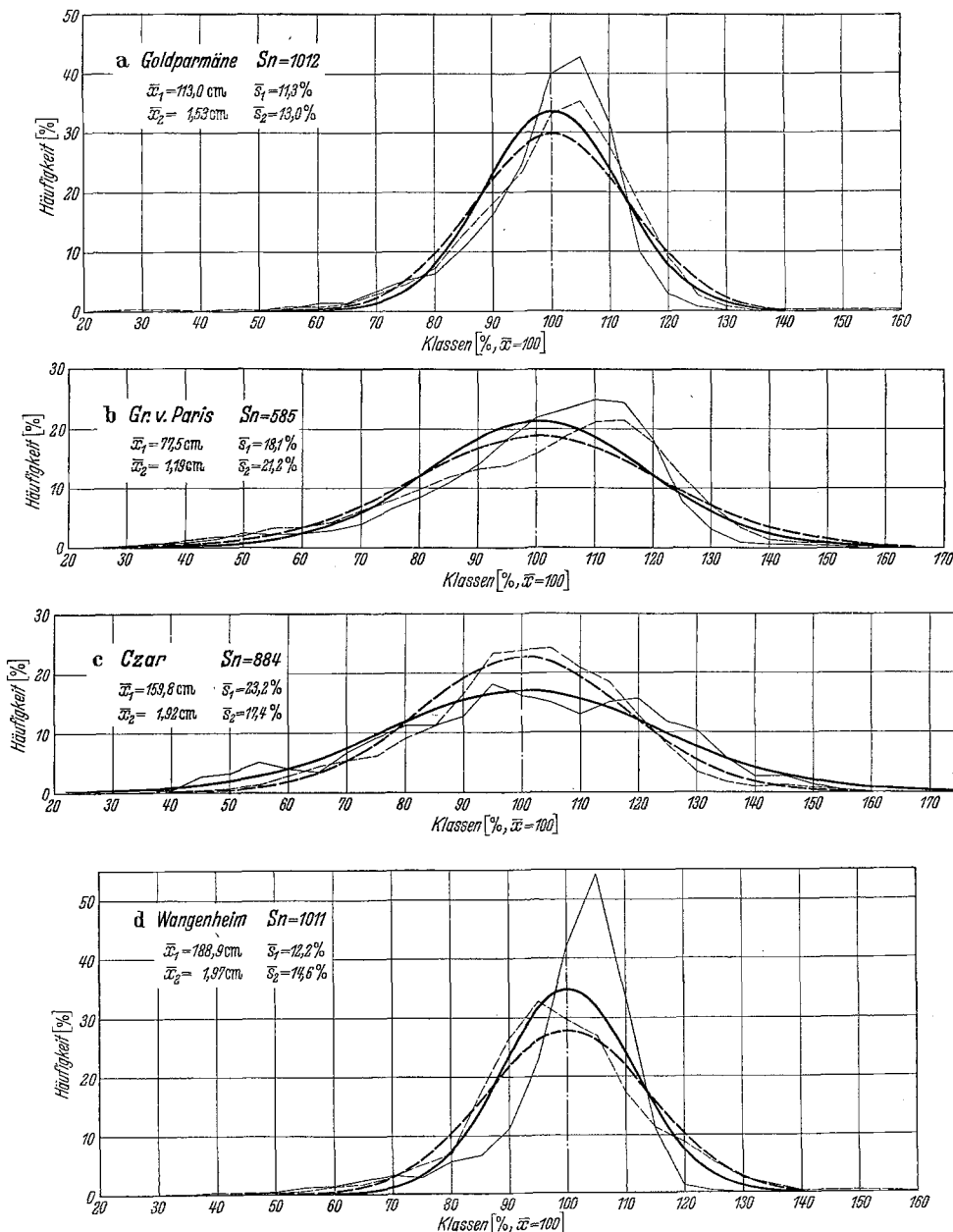


Abb. 1 a-d. Häufigkeitsverteilung von Trieblänge (—) und Triebdurchmesser (---) und zugehörige Normalverteilung bei den Sorten Goldparmäne (a), Gräfin von Paris (b), Czar (c) und Wangenheim (d); Durchschnitt verschiedener Unterlagen. Vergleichbare Darstellung nach BREITINGER.

Tabelle 11. *Mittlere Einzelpflanzenvariabilität (s₁%) in den Versuchseinheiten von 16 Apfel-Kombinationen. n = Einzelpflanzen je Versuchseinheit.*

Untergr.	Sorte	Versuchseinheiten					
		Gesamt	Reihen	Blöcke	Teilst.	Halbblöcke	Halbteilst.
M IV	Croncels	10,1	10,1	10,0	10,0	9,8	9,8
	Goldparmäne	12,3	12,2	11,5	11,4	10,2	9,8
	Cox	10,0	10,0	10,0	9,9	9,8	9,7
	K. Wilhelm	9,1	9,1	8,5	8,4	8,5	8,2
M IX	Croncels	10,0	10,1	10,1	10,1	10,1	9,9
	Goldparmäne	10,9	10,9	10,6	10,6	10,5	10,3
	Cox	18,4	18,4	17,8	17,8	17,3	17,2
	K. Wilhelm	12,8	12,8	12,0	11,7	11,3	10,8
M XI	Croncels	17,9	17,9	17,4	17,4	17,3	17,3
	Goldparmäne	11,9	11,8	11,2	11,1	10,9	10,8
	Cox	14,1	14,1	14,0	14,0	13,8	13,8
	K. Wilhelm	11,5	11,5	11,5	11,5	10,8	10,8
Sämling	Croncels	11,2	11,2	11,2	11,2	11,0	11,1
	Goldparmäne	10,1	10,1	9,8	9,8	9,6	9,5
	Cox	11,3	11,2	11,0	11,0	11,1	11,1
	K. Wilhelm	13,4	13,5	13,0	12,9	12,7	12,5
Durchschnitt	$\bar{s}_1\%$	12,2	12,2	11,8	11,8	11,5	11,4
	n	247	117	64	30	32	15

den Versuchseinheiten ein. Da sich die Bodenverhältnisse offenbar nur in Richtung der Reihe ändern, ist die Einzelpflanzenvariabilität in den Reihen, Teilstücken und Halbteilstücken nicht geringer als in der gesamten Stichprobe bzw. in den Blöcken und in den Halb-Blöcken. (Halbierung der Blöcke nicht parallel, sondern senkrecht zur Reihenrichtung). Dabei ist aber n nur jeweils etwa halb so groß. Nicht die Zahl der Einzelpflanzen, sondern die Flächengröße, Form und Lage der Versuchseinheit ist entscheidend, weil davon die Eliminierung der Bodenvarianz abhängt. Die in Tabelle 11 dargestellten s₁-Werte zeigen, daß die Trennung der bodenbedingten Streuung von der „reinen Zufallsstreuung“ durch Bildung von Versuchseinheiten mit n = 15 (bei zweckmäßiger Form auch n = 30) weitgehend erreicht ist.

Die Berechnung von s bzw. s % ist vollkommen ausreichend, um die Größe der Variabilität und ihre Abhängigkeit von verschiedenen Faktoren zu erfassen. Ein anschauliches Bild von der Art der Variabilität eines Merkmals liefert aber nur die graphische Darstellung der Häufigkeitsverteilung. In den Abbildungen 1 a - d ist deshalb die durchschnittliche Verteilung der Trieblänge und des -durchmessers von 4 Sorten dargestellt. Sie wurde in der oben (Abschn. II) beschriebenen Weise aus Kombinationen der betr. Sorte mit verschiedenen Unterlagen ermittelt: Goldparmäne auf M IV, IX, XI und Sämling, Gräfin von Paris auf Quitte und Sämling, Czar und Wangenheim auf Ackermann, Frohnpflaume, Myrobalane (Slg.),

Wagenstädter (Slg.) und Wangenheim (Slg.). Die Einzelpflanzenvarianz der Trieblänge ist bei den Kombinationen der Sorten Goldparmäne, Gräfin von Paris und Wangenheim homogen (Tab. 9, II), bei Czar heterogen (auf Ackermann s₁ = 19%, auf den übrigen 4 Unterlagen 24,0 bis 25,1%). Die Zusammenfassung zu einer durchschnittlichen Verteilung erscheint aber auch in diesem Fall berechtigt, da die Verteilungskurve von Czar auf Ackermann nicht in den Symmetrieverhältnissen, sondern nur in der Größe von s % von den übrigen abweicht.

Vor der Besprechung der Häufigkeitsverteilungen soll noch gezeigt werden, daß sie praktisch nur die „zufallsbedingte“ Einzelpflanzenvariabilität widerspiegeln. Auf Grund der bei Goldparmäne und Gräfin von Paris durchgeführten Varianzanalysen ist auch bei den übrigen Kombinationen der 4 Sorten mit einer Vergrößerung der Zufallsstreuung durch Bodenunterschiede innerhalb der Kombinationen zu rechnen (vgl. Tab. 6 und 11). Die in den Verteilungen (Abb. 1 a - d) zum Ausdruck kommende Variabilität entspricht den aus den Gesamtvarianzen errechneten

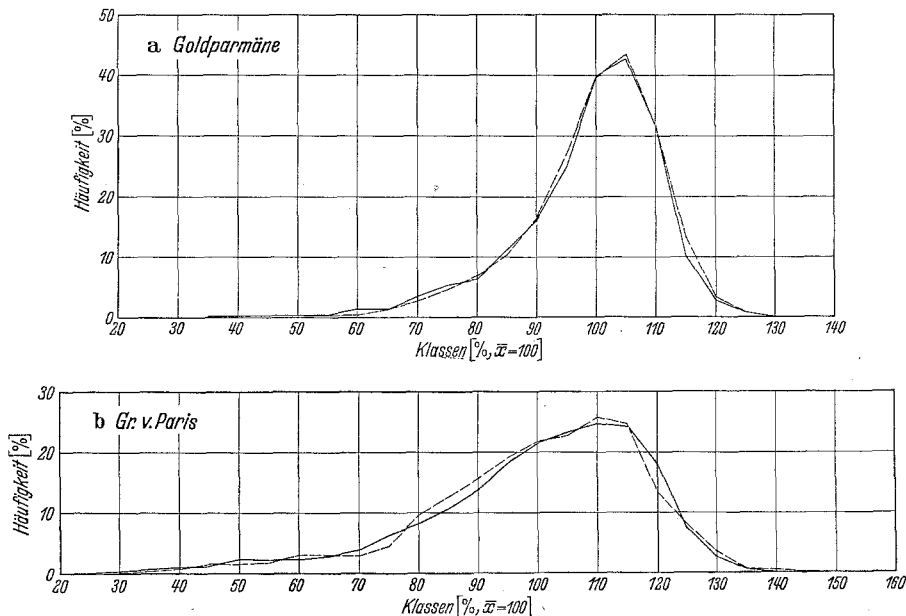


Abb. 2 a u. b. Häufigkeitsverteilung der Trieblänge bei den Sorten Goldparmäne und Gräfin von Paris; Durchschnitt verschiedener Unterlagen-Kombinationen; Verteilung ohne Ausgleich der Blockvarianz in den Kombinationen, d. h. wie in Abb. 1 (—) und nach Ausgleich der Unterschiede zwischen den Blocks einer Kombination (---).

und neben den Kurven wiedergegebenen Variationskoeffizienten. Für die reine Zufallsstreuung innerhalb der Versuchseinheiten wären, der Abnahme von s₁ % in Tab. 11 entsprechend, etwas andere, schmalere Verteilungen zu erwarten. Die Abbildungen 2 a und b lassen aber am Beispiel der Goldparmäne und Gräfin von Paris erkennen, daß die Häufigkeitsverteilung der Fehlerstreuung, nach Ausschaltung der Blockvarianz (durch Koinzidenz der Blockmittelwerte je Kombination), nur ganz unwesentlich von derjenigen der Gesamtstreuung abweicht. Dabei hatte die Varianzanalyse gerade bei den Goldparmänen-Kombinationen signifikante Blockunterschiede ergeben. Bei Czar und Wangenheim wurden die Bodenunterschiede varianzanalytisch nicht erfaßt, da ein Teil der Veredlungen schon gerodet war und nur im Einschlag ohne Berücksichtigung der Pflanzstelle gemessen werden

konnte. Die Bodenvarianz der in der Nähe stehenden untersuchten Pflaumen-Kombinationen (Tab. 6c) hält sich aber in den durchschnittlichen Grenzen, so daß bei Czar und Wangenheim eine ähnliche Übereinstimmung von Zufalls- und Gesamtstreuung angenommen werden darf.

Die Darstellung der Verteilungen in Abb. 1 a—d wird ergänzt durch die in Tab. 12 zusammengestellten Schätzwerte der Abweichungen von der Normalverteilung sowie durch die mit eingezeichneten Normalkurven. Die Verteilungen veranschaulichen sehr deutlich die unterschiedliche Variabilität der Sorten.

Tabelle 12. Schiefeit (g_1) und Exzeß (g_2) der Häufigkeitsverteilung der Trieblänge und des Triebdurchmessers einjähriger Sorten.

Sorte	n	Trieblänge		Triebdurchmesser		mittlerer Fehler	
		g_1	g_2	g_1	g_2	s_{g_1}	s_{g_2}
Goldparmäne	1012	-1,07	+1,45	-0,92	+2,52	0,077	0,154
Gr. v. Paris	585	-0,94	+1,01	-0,56	+0,09	0,101	0,202
Czar	884	-0,31	-0,40	-0,28	+0,35	0,082	0,164
Wangenheim	1011	-1,58	+3,07	+0,04	+0,96	0,077	0,154

Tabelle 13. Variationskoeffizient ($s\%$) von Wuchs- und Ertragsmerkmalen landwirtschaftlicher Kulturpflanzen. (Die $GD\%$ -Angaben von ZIMMERMANN sind nach $s\% = GD\% \sqrt{r/2}$ umgerechnet).

Pflanze	Merkmal	s %	Standweite (m)	Autor
Sommergerste	Kornertrag	36	0,2 × 0,2	ZIMMERMANN (15)
"	Halmzahl	30		
"	Halm länge	10		
Hafer	Kornertrag	50	0,4 × 0,1	STOLLE (14)
"	Halmzahl	34		
"	Halm länge	9		
Raps	Samenertrag	53	0,4 × 0,4	ZIMMERMANN (15)
Futterrübe	Rübenertrag	40		
Kartoffel	Knollenertrag	40	1,0 × 1,0	RUNDFELDT (11)
Ölkürbis	Fruchtertrag	24		
"	Samenertrag	23		MUDRA u. NEUMANN (9)

Die entsprechenden $s\%$ -Werte (Sortendurchschnitt aus den betreffenden Kombinationen) sind deshalb noch einmal angegeben. Die Übereinstimmung der Variabilität beider Merkmale fällt besonders bei Goldparmäne, Gräfin von Paris und Czar auf (vgl. auch Tab. 4, Sp. 5). Die genannten Sorten lassen in der Verteilung der beiden Merkmale eine mehr oder weniger stark ausgeprägte negative Schiefeit, also rechtsseitige Asymmetrie erkennen. Alle zugehörigen g_1 -Werte überschreiten ihren mittleren Fehler s_{g_1} um mehr als das Doppelte (Tab. 12). Anders verhalten sich die Merkmale bei der Sorte Wangenheim (Abb. 1d). Während die Trieblänge eine besonders auffällige negative Schiefeit zeigt, ist die Verteilung der Durchmesser normal. Der innerhalb des Zufallsbereichs um Null liegende g_1 -Wert hat sogar ein positives Vorzeichen. Da es sich um einen Durchschnittswert für die Sorte handelt, muß also mindestens eine Kombination eine stärkere positive Schiefeit aufweisen. Das trifft für die Kombinationen Wangenheim auf Ackermann und besonders auf Wagenstädter (Slg.) zu. Die Verteilung der Trieblänge auf Wagenstädter ($n = 107$) ist rechtsseitig ($g_1 = -1,34$), die des Durchmessers linksseitig asymmetrisch ($g_1 = +0,58$, $s_{g_1} = 0,23$). — Die Abweichung der Verteilungen von der Normalkurve besteht nicht nur in der Differenz zwischen Dichtemittel und arithmetischem Mittel, sondern auch in der meist übernormalen Häufigkeit

der Pflanzen in den mittleren Klassen. Exzessive Verteilungen ergeben sich bei der Trieblänge von Goldparmäne, Gräfin von Paris und Wangenheim. Die Trieblänge von Czar weist dagegen eine deutlich flachgipflige Verteilung auf ($g_2 = -0,40$). Die Verteilung der Merkmale weicht also bei allen geprüften Sorten mehr oder weniger stark von der Normalverteilung ab.

Besprechung der Ergebnisse.

Die von uns für die Trieblänge und den Triebdurchmesser einjähriger Veredlungen ermittelten Variationskoeffizienten sollen zunächst mit einigen in der Literatur vorliegenden Angaben verglichen werden.

HÜLSMANN (3) gibt bei seinen Veredlungsversuchen $m\%$ für einjährige Veredlungen an, u. a. für Goldparmäne und Cox auf MI, IV, IX und XI. Der Umfang der Stichproben ist allerdings relativ klein (Goldparmäne: $n = 15$ bis 17, Cox: $n = 24$ bis 70). Der Durchschnitt der daraus (nach $s\% = m\% \sqrt{n}$) errechneten Werte liegt mit $s_1\% = 16,1$ und $s_2\% = 16,9$ über den entsprechenden Ergebnissen unserer Messungen (11,8 bzw. 13,7%). Das gilt auch für die von HÜLSMANN geprüften Birnenauf Quitte A (Gräfin von Paris und 3 andere Sorten). — K. J. MAURER (7) hat auf

Grund großer Stichproben ($n = 400$) aus einem Baumschulversuch im Durchschnitt von 9 Apfel-Stamm bildersorten die Variationskoeffizienten $s_1\% = 11,7$ und $s_2\% = 18,3$ ermittelt. Wir errechneten als Durchschnitt von 16 Apfel-Kombinationen 12,4 bzw. 13,8% (Tab. 2). Die größere Variabilität des Durchmessers (18,3%) ist vermutlich auf die von MAURER vorgenommene Messung in 1 m Höhe zurückzuführen. Aus demselben Grunde (Messung 50 cm über der Veredlungsstelle) liegen wahrscheinlich auch die aus Angaben von ZWINTSCHER (16) für 25 Apfel-Zuchtklone und 3 Sorten errechneten $s_2\%$ -Werte mit durchschnittlich 13,1 relativ hoch; denn ZWINTSCHER hat die Stichproben ($n = 10$) nicht aus der Gesamtheit, sondern nur aus den Bäumen der besten Qualitätsgruppe entnommen. Danach wäre eine wesentlich geringere Variabilität zu erwarten als z. B. bei den vier in Ketzin auf MIX geprüften Sorten ($s_2\% = 13,2$). — Zusammenfassend kann gesagt werden, daß die von den zitierten Autoren und uns unter sehr verschiedenen Bedingungen ermittelten Variationskoeffizienten der Trieblänge und des Durchmessers einjähriger Veredlungen in der Größenordnung übereinstimmen. Dabei variiert der Triebdurchmesser im allgemeinen etwas stärker. Ferner ist zu beachten, daß die von uns in Beständen einer Erwerbsbaumschule gemessenen Werte nicht etwa höher, sondern eher niedriger liegen als die zum Vergleich herange-

zogenen $s\%$ -Werte aus Versuchsbaumschulen bzw. Baumschulversuchen. Die aus dem Ketziner Material gewonnenen Ergebnisse können also auch für die Anlage und Auswertung von Baumschulversuchen ausgewertet werden.

Beim Vergleich mit der in Baumschulversuchen festgestellten Variabilität liegt der Gedanke nahe, es handle sich bei dem vorliegenden Material um besonders ausgeglichene Bestände. Das ist aber, wie mit Hilfe der Streuungszzerlegung gezeigt werden konnte, keineswegs der Fall. Bei den meisten Kombinationen kommt durch Bodenunterschiede eine bedeutende Streuung der Blockmittelwerte zustande, die natürlich die Gesamtstreuung vergrößert. Die Unterschiede zwischen den Blöcken einer Kombination liegen vielfach im Bereich der Unterschiede zwischen den Kombinationen. Daraus ergibt sich die Notwendigkeit, Versuche mit Obstgehölzen im Baumschulstadium nach den allgemeinen Grundsätzen der Feldversuchsmethodik durchzuführen und nicht wie bisher ohne Wiederholung und daher ohne Ausschaltung der Bodenunterschiede innerhalb der Versuchsfläche. Die Obstgehölze erfordern nicht nur im Ertragsalter, sondern auch im Baumschulstadium mit $0,4 \times 0,9$ m einen so großen Standraum, daß nur selten eine gleichmäßige Versuchsfläche von entsprechender Größe zur Verfügung stehen wird. Deshalb muß durch Anlage von Wiederholungen die Möglichkeit zur Erfassung und Ausschaltung der Bodenunterschiede geschaffen werden. Man kann grundsätzlich dieselben Methoden verwenden wie bei Versuchen mit landwirtschaftlichen Kulturpflanzen, denn sowohl die Variation der Versuchsglieder als auch die Fehlerstreuung liegt bei Obstgehölzen im Baumschulstadium in derselben Größenanordnung (vgl. Tab. 2 und 13). Die Variabilität der Wuchsleistung (Trieblänge und -durchmesser) liegt zwar etwas über den z. B. für Getreide angegebenen Koeffizienten (Halmlänge), aber doch wesentlich niedriger als bei der Ertragsleistung der angeführten landwirtschaftlichen Kulturpflanzen.

Ein Baumschulversuch soll vor allem die Grundlage für die Beurteilung der Wuchsleistung der Versuchsglieder liefern. Als Wuchsleistung bezeichnet man den gesamten Triebzuwachs in einem bestimmten Zeitabschnitt. Eine direkte Erfassung dieses Merkmals, z. B. durch Wägung, ist nicht möglich. Deshalb ist es üblich, einzelne Faktoren zur Kennzeichnung anzugeben (Trieb- bzw. Stammdurchmesser, Kronenbreite, -höhe, Jungtriebzuwachs) oder zu einer „Wuchsleistungszahl“ zusammenzufassen. Unsere Untersuchungen ergaben einen engen Zusammenhang zwischen Trieblänge und -durchmesser, sowohl bei Individuen einer Kombination als auch bei Kombinationen einer Obstart. Die graphischen Darstellungen der Kronenmessungen von HÜLSMANN (3) und die neuen Angaben von K. J. MAURER (7) lassen diesen Zusammenhang ebenfalls erkennen (bei 9 von MAURER geprüften Stammbildnersorten ist $r_{12} = +0,75$, $P\% = 2$). Man kann deshalb bei einjährigen Veredlungen auf die Berechnung einer Wuchsleistungszahl verzichten und die Wuchsleistung durch die Trieblänge zutreffend kennzeichnen. Die Trieblänge ist dem Durchmesser vorzuziehen, da ihre Messung einfacher und genauer ist. — Der Wuchsindex dürfte nur in besonderen Fällen als charakteristisches Merkmal von Bedeutung

sein, z. B. bei der Beurteilung von Stammbildnersorten.

Die Koeffizienten der Korrelation zwischen Teilstückmittelwert und Variabilität der Einzelpflanzen (\bar{x}_1 und $s_1\%$) lassen einen negativen Zusammenhang zwischen beiden Größen erkennen. Man erwartet also bei Homogenität der Teilstückmittel einer Kombination auch Homogenität der Varianz in den Teilstücken. Wie gezeigt wurde, entspricht die Einzelpflanzenvariabilität aber vielfach nicht dieser Erwartung. Deshalb wurde auf den Einfluß anderer Streuungsursachen hingewiesen. Dabei handelt es sich wahrscheinlich in erster Linie um die Stärke der Unterlagen. Selbst der Spielraum von 9 bis 12 mm kann sich schon auswirken, wenn beim Aufschulen zuerst die stärkeren Unterlagen aus einem Bündel entnommen werden. Die unterschiedliche Bewurzelung der Unterlagen kann ebenfalls eine Rolle spielen, wenn die Verteilung auf die Teilstücke nicht gleichmäßig erfolgt. Der Zustand der Unterlage im Zeitpunkt der Veredlung ergibt sich hauptsächlich aus den genannten Faktoren sowie den Bodenbedingungen. Die meteorologischen Faktoren wirken gleichmäßig auf die Individuen einer Versuchseinheit. — Als weiteres Moment, das die Streuung innerhalb der Versuchseinheit beeinflussen kann, kommt die Beschaffenheit des Edelauges hinzu. Die Gesamtheit der Edeläugen ist ja nicht „gut durchmischt“, sondern besteht aus Reisern verschiedener Qualität, deren Äugen nacheinander entnommen werden. Nicht ganz ohne Bedeutung ist auch die Sorgfalt, mit der die Veredlung von den verschiedenen Personen durchgeführt wird. Der Zustand der Unterlage bei der Veredlung ist aber zweifellos von größerer Bedeutung für die Variabilitätsunterschiede zwischen den Versuchseinheiten als die anderen Ursachen. Je größer die Versuchseinheit, desto mehr wird der Bodeneinfluß zur Wirkung kommen und der Komplex der übrigen Streuungsursachen weniger in Erscheinung treten.

Die Durchführung der Variabilitätsstudien in normalen Beständen einer Erwerbsbaumschule hatte den Vorteil, daß zahlreiche Kombinationen der wichtigsten Obstarten mit einer größeren Zahl von Veredlungen zur Verfügung standen. Dafür wurde in Kauf genommen, daß unter den gegebenen Bedingungen der Standort-, d. h. vor allem der Bodeneinfluß und die idiotypische Reaktionsnorm der Kombinationen nicht zu trennen sind. Das Ausmaß der Bodenvariation innerhalb einer Kombination, d. h. einer Fläche von etwa $1,8 \times 50$ m, läßt darauf schließen, daß auch die Mittelwerte und Variationskoeffizienten der Kombinationen durch Bodenunterschiede beeinflußt werden. Die Streuung dieser Größen (Tab. 4, Sp. 7 und 9) ist also teilweise darauf zurückzuführen. Die Heterogenität der Einzelpflanzenvarianz (Tab. 9) ist zweifellos in erster Linie ebenso erblich bedingt wie die der Mittelwerte der Kombinationen, Unterlagen und Sorten. Daraus ergibt sich die Notwendigkeit, bei der Auswertung von Baumschulversuchen die Homogenität der Versuchsglied-Fehler zu prüfen [BARTLETT, zit. nach LEIN (5) und SNEDECOR (12)]. Bei Heterogenität darf der t -Test bekanntlich nicht mit dem Durchschnittsfehler der Varianzanalyse durchgeführt, sondern er muß mit Hilfe der Einzelfehler vorgenommen werden (8). Erst die weitere Versuchsarbeit wird erkennen lassen, welche Art der

Auswertung zweckmäßig ist. Auf Grund der vorliegenden Ergebnisse muß jedenfalls mit der Heterogenität der Einzelfehler gerechnet werden.

Bei der Darstellung der Ergebnisse wurde bereits darauf hingewiesen, daß der Boden (Umwelt) und der Idiotyp die Variabilität in gleicher Weise beeinflussen: Je günstiger die äußeren oder inneren Wachstumsbedingungen sind, desto größer wird die Wuchsleistung (\bar{x}_1), während die Variabilität ($s_1\%$) abnimmt, bei Kombinationen einer Obstart ebenso wie bei Teilstücken einer Kombination. (Das bedeutet übrigens nicht, daß es grundsätzlich keine schwachwüchsigen und dabei doch ausgeglichenen Kombinationen gibt!) Über das Zustandekommen dieses Zusammenhanges könnten vorläufig nur Vermutungen angestellt werden. Bemerkenswert ist, daß er sowohl bei der umweltbedingten Modifikation von \bar{x} und $s\%$ als auch bei der erblichen Variation nachgewiesen werden konnte. Für die Versuchsmethodik ist die Feststellung wichtig, daß innere und äußere Faktoren, die die Wuchsleistung fördern, gleichzeitig zu einer Einschränkung der Variabilität führen. — Um Mißverständnissen vorzubeugen, sei bemerkt, daß unter „Variabilität“ hier stets die auf den Mittelwert bezogene umweltbedingte Streuung zu verstehen ist, also die Modifikation. Da aber bei den Kombinationen mit Sämlingsunterlagen Modifikation und Variation im „Variationskoeffizienten“ ($s\%$) zum Ausdruck kommen, wurde der Einfachheit halber nur die Bezeichnung „Variation“ bzw. „Variabilität“ verwendet.

Zur Ausschaltung der Bodenunterschiede innerhalb der Kombinationen wurden Versuchseinheiten verschiedener Größe gebildet. Es zeigte sich, daß weniger die Baumzahl je Teilstück entscheidend ist, sondern die Form und Lage des Teilstücks zur Richtung der Bodenänderung. Entsprechend der im Vergleich zur Ertragsleistung landwirtschaftlicher Kulturpflanzen geringen Variabilität der Wuchsleistung von Obstgehölzen im Baumschulstadium kann die Mindestpflanzenzahl je Teilstück wesentlich geringer sein. Wenn man bei landwirtschaftlichen Kulturpflanzen mit $s\% = 40$ rechnet (Tab. 13), so ergibt sich bei $n = 100$ Einzelpflanzen je Teilstück ein mittlerer Fehler des Teilstückmittels von $s_{\bar{x}}\% = 4$. Bei Obstgehölzen im Baumschulstadium mit $s\% = 20$ ergibt sich bei $n = 25$ ebenfalls $s_{\bar{x}}\% = 4$. Auf Grund der ermittelten Variationskoeffizienten genügen also etwa 20 bis 25 Pflanzen je Teilstück. Das ergibt eine Teilstückgröße von 7,2 bis 9 m². Bei größeren Teilstücken können Bodenunterschiede — wie gezeigt wurde — die Streuung im Teilstück oder bei mehr quadratischen Teilstücken in der Wiederholung bzw. im Block vergrößern. Die Einsparung an Versuchsfläche und Aufwand bei Anlage möglichst kleiner Teilstücke ermöglicht eine größere Sorgfalt bei der Auswahl der Versuchsfläche und der Versuchspflanzen (Unterlagen) sowie bei allen Maßnahmen der Versuchsdurchführung und damit eine Verminderung der Fehlerstreuung. Dieser bekannte Grundsatz der Feldversuchsmethodik verdient bei Feldversuchen mit Obstgehölzen besondere Beachtung, weil man dabei nicht die Versuchsfläche bzw. den Bestand, sondern die Einzelpflanzen bearbeitet, und das wird bei umfangreichen Versuchen besonders schwierig, während z. B. ein Getreideversuch mit größeren Teilstücken eher leichter durchzuführen ist.

Die Auswertung von Baumschulversuchen ist praktisch nur über die Einzelpflanzen möglich, da direkt kein „Teilstückertrag“ zu erfassen ist. Die Trieblänge je Teilstück ist nur als Summe der Trieb-längen aller Einzelpflanzen oder aus einer Stichprobe zu ermitteln. Deshalb liegt der Gedanke nahe, auf die teilstückweise Anlage und Verrechnung überhaupt zu verzichten und „Einzelpflanzenversuche“ anzulegen, bei denen die Auswertung unmittelbar auf Grund der Einzelpflanzenleistung erfolgt. Dieser Weg wird bei obstbaulichen Versuchen mit Ein-Baum-Teilstücken bereits besprochen (10) und wurde kürzlich von ZIMMERMANN (15) auch für landwirtschaftliche Kulturpflanzen diskutiert. Bei Baumschulversuchen ist das Teilstück mit einer oder wenigen Pflanzen grundsätzlich ebenfalls denkbar. Die Versuchsdurchführung, z. B. die Veredlung, wird aber dadurch komplizierter. Außerdem erfordert die Beurteilung wesentlicher Merkmale der Gehölze mindestens einen kleinen Bestand. Deshalb muß die Ein-Baum-Parzelle für Baumschulversuche im allgemeinen abgelehnt werden. Es bliebe also nur die Möglichkeit, „Teilstückversuche“ über die Einzelpflanzen zu verrechnen. Leider müssen auch dagegen auf Grund der vorliegenden Untersuchungen Bedenken erhoben werden. Soweit das Material geprüft wurde, konnten deutlich Abweichungen der Zufallsstreuung von der Normalverteilung nachgewiesen werden. Wenn auch das Verhalten von 16 Kombinationen noch kein endgültiges Urteil gestattet, so kann doch die Verrechnung über die Einzelpflanzen zunächst nicht empfohlen werden. Die Häufigkeit und möglichst auch die Ursachen der Schiefheit und Exzessivität der Fehlerverteilung sind noch zu klären. Es wäre z. B. denkbar, daß ein Zusammenhang zwischen Schiefheit und Mittelwert der Verteilung besteht, auf dessen Bedeutung STOLLE (14) bereits hingewiesen hat. Weitere Untersuchungen in dieser Richtung an landwirtschaftlichen Kulturpflanzen wären auch von Interesse. Auf Grund der Fehlerverteilung der Halmlänge von Hafer (ZIMMERMANN (15) ist ja nicht ohne weiteres Übereinstimmung mit der Normalverteilung bei anderen Merkmalen oder anderen Arten anzunehmen. Man denke nur an die Abhängigkeit der Schiefheit von Sorte und Unterlage bei Obstgehölzen im Baumschulstadium! STERN (13) bringt Beispiele für die Abhängigkeit der Verteilung von Erbanlage und Umwelt bei der Höhe von Kiefernachkommenschaften. Bei zahlreichen anderen biologischen Objekten wurden schiefe Merkmalsverteilungen festgestellt. Sie lassen sich aber vielfach durch eine einfache Transformation in Normalkurven überführen. Diese Möglichkeit ist im vorliegenden Fall noch zu prüfen.

Die Darlegungen von STERN (13) über die Beziehungen zwischen Mittelwert, Schiefheit und Streuung bei der Höhe von Kiefern können nicht vollständig überzeugen. Schiefe Verteilungen ergeben bei gleicher Exzessivität stets einen größeren s -Wert als die entsprechende Normalverteilung mit gleicher Variationsbreite. In dem angeführten Beispiel ist die Kurve nicht nur schief, sondern auch hochgipflig und dadurch die Streuung etwas kleiner als bei der Normalkurve. (Deren s ist übrigens gleich 1,000, nicht 1,025.) Wir konnten aber zeigen (Tab. 12), daß Schiefheit nicht unbedingt mit Exzessivität der Verteilung verbunden ist. Die auch von STERN festge-

stellte negative Korrelation zwischen Mittelwert und Streuung ist also nicht ohne weiteres dadurch zu erklären, daß Mittelwert und Schiefeit positiv und Schiefeit und Streuung negativ korreliert sind. Das bisher vorliegende Material reicht zur Klärung der Zusammenhänge noch nicht aus. Es gestattet aber einen Einblick in die Art der Zufallsstreuung, der in bezug auf die Auswertungsmethodik wertvoll ist.

Zusammenfassung.

Im Rahmen von Variabilitätsstudien an Obstgehölzen wurden bei einjährigen Veredlungen von Apfel-, Birnen- und Pflaumensorten auf verschiedenen Unterlagen die Trieblänge und der Triebdurchmesser ermittelt. Im Mittelpunkt der statistischen Bearbeitung des umfangreichen Materials stand die Variabilität der Merkmale.

Auf Grund der Korrelation zwischen Trieblänge und -durchmesser, die sowohl bei den Mittelwerten als auch bei den Variationskoeffizienten der Merkmale nachgewiesen wurde, kann die Wuchsleistung einjähriger Veredlungen durch die Angabe der statistischen Maßzahlen für die Trieblänge zuverlässig gekennzeichnet werden.

Die Variabilität der Wuchsleistung einjähriger Veredlungen ist relativ gering, z. B. wesentlich kleiner als die Ertragsvariabilität landwirtschaftlicher Kulturpflanzen. Deshalb wird für Baumschulversuche als Mindestpflanzenzahl je Teilstück 20 bis 25 vorge schlagen.

Es besteht eine negative Korrelation zwischen den Variationskoeffizienten und Mittelwerten der Teilstücke einer Kombination und der Kombinationen einer Obstart. — Die Variabilität ist idiotypisch, wird aber vom Standort, z. B. vom Boden beeinflusst. Je günstiger die inneren und äußeren Faktoren zusammenwirken, desto geringer ist die Variabilität, bei zunehmender Wuchsleistung. Die rein rechnerische Erklärung dieses Zusammenhanges mit Hilfe der Schiefeit der Verteilung bei größerer Wuchsleistung wird abgelehnt.

Auf Grund der festgestellten Variabilitätsunterschiede zwischen den Kombinationen ist bei der Auswertung von Baumschulversuchen eine Homogenitätsprüfung der Einzelfehler zu empfehlen, um eine unberechtigte Anwendung des Durchschnittsfehlers der Varianzanalyse zu vermeiden.

Die Anlage von „Einzelpflanzenversuchen“ mit Obstgehölzen im Baumschulstadium wird aus praktischen Gründen abgelehnt. Die Auswertung von „Teilstückversuchen“ über die Einzelpflanzen ist nach den vorliegenden Ergebnissen nicht allgemein zu-

lässig; denn die graphische Darstellung und statistische Analyse von Häufigkeitsverteilungen der Trieblänge und des Triebdurchmessers einiger Kombinationen ergaben deutliche Abweichungen von den entsprechenden Normalverteilungen. Es kann also zunächst nur die bekannte Verrechnung über die Teilstücke empfohlen werden.

Die Ergebnisse der Untersuchung sind außer ihrer Bedeutung für die Anlage und Auswertung von Baumschulversuchen ein Beitrag zur Frage der Variabilität der Obstgehölze unter Berücksichtigung der Altersstufen. Ihre Diskussion unter diesem Gesichtspunkt ist erst nach Abschluß weiterer Arbeiten möglich.

Der Volksbaumschule „ERNST THÄLMANN“ in Ketzin (Havel), die ihre Quartiere für die Untersuchung zur Verfügung stellte und uns bei der Durchführung unterstützte, möchte ich auch an dieser Stelle danken. Mein besonderer Dank gilt meinen Mitarbeitern, Herrn Gartenbautechniker H. ZIMMER, der die Messungen leitete, und Frl. R. HOFFMANN, die alle Berechnungen durchführte.

Literatur.

1. BREITINGER, E.: Vergleichbare Verteilungsbilder. *Anthrop. Anz.* 13, 282 (1936).
2. GOULDEN, CH.: *Methods of Statistical Analysis*. (6. Aufl.) Wiley & Sons, New York (1949).
3. HÜLSMANN, B.: Die gegenseitige Beeinflussung von Unterlage und Edelreis bei den Hauptobstarten in der Baumschule. *Züchter* 19, 14—59 (1948).
4. KOLLER, S.: *Graphische Tafeln zur Beurteilung statistischer Zahlen*. (3. Aufl.) Steinkopff, Darmstadt (1953).
5. LEIN, A.: Bemerkungen zu neueren Arbeiten über Fragen des Feldversuchs. *Z. f. Pflanzenz.* 30, 89—111 (1951).
6. LINDER, A.: *Statistische Methoden für Naturwissenschaftler, Mediziner und Ingenieure*. (2. Aufl.) Birkhäuser, Basel (1951).
7. MAURER, K. J.: *Zur Beurteilung der Stamm- bzw. Gerüstbildner*. *Züchter* 24, 259—264 (1954).
8. MUDRA, A.: *Zur Bestimmung der Einzelfehler in Sortenversuchen*. *Z. f. Pflanzenz.* 33, 23—30 (1954).
9. MUDRA, A. und D. NEUMANN: *Probleme und Ergebnisse der Müncheberger Ölkürbiszüchtung*. *Züchter* 22, 99—105 (1952).
10. PEARCE, S. C. and J. M. S. THOM: *The variability of apple trees. II. The optimum size for unguarded plots*. *J. hort. Sci.* 26, 98—108 (1951).
11. RUNDFELDT, H.: *Die Prüfung der wichtigsten Verfahren im Feldversuchswesen an Hand von Modellen*. *Z. f. Pflanzenz.* 32, 301—354 (1953).
12. SNEDECOR, G. W.: *Statistical Methods* (4. Aufl.) Iowa State College Press, Ames (1950).
13. STERN, K.: *Möglichkeiten zur Kennzeichnung von Differenzen in der Verteilung der Höhen bei Kiefernselektionsversuchen v. WETTSTEINS*. *Züchter* 22, 180—189 (1952).
14. STOLLE, G.: *Ein Beitrag zur Ertragszüchtung beim Winteraps*. *Züchter* 24, 202—215 (1954).
15. ZIMMERMANN, K.: *Feldversuchswesen, Probleme und Versuche*. *Züchter* 24, 116—127 (1954).
16. ZWINTSCHER, M.: *Verhalten von Apfel-Zuchtklonen während der Anzucht in der Baumschule (Baumschulprüfung)*. *Z. f. Pflanzenz.* 33, 179—208 (1954).

BUCHBESPRECHUNGEN.

GERHARD HEBERER (und zahlreiche Mitarbeiter), Die Evolution der Organismen. Ergebnisse und Probleme der Abstammungslehre. 2. erweiterte Auflage, 3. Lieferung. Stuttgart, Gustav Fischer, 1954. 287 S., 6 Tab., 128 Abb. Broschiert DM 23,90. Subskriptionspreis DM 20,20.

Die vorliegende Lieferung umfaßt mit den drei ersten Beiträgen zum (3.) Hauptkapitel „Kausalität der Phylogenie“ die grundlegenden Tatsachen und Ergebnisse der allgemeinen und experimentellen Genetik und Selektionistik, während die angewandte Vererbungslehre (Tier- und

Pflanzenzüchtung) sowie das Kapitel HEBERERS über additive Typogenese erst in den nächsten folgen.

Der Beitrag über Genetik und Evolutionsforschung bei Pflanzen ist wieder (wie in der 1. Auflage) von SCHWANITZ (Hamburg) bearbeitet, jedoch bei gleichbleibender Gliederung um das 1½-fache seines früheren — gegenüber dem zoologischen Teil sehr geringen — Umfangs auf 126 S. angewachsen. Der Zuwachs kommt vor allem dem zentralen Abschnitt: Ursachen der Formenmannigfaltigkeit (statt 37 jetzt 84 S.) und dem Literaturnach-