

## Literatur.

1. GARNER, W. und ALLARD, N. A.: Further studies in photoperiodism, the response of the plant to relative length of day and night. *Journ. of agricultural Research* 23, 871–920 (1923). — 2. HACKBARTH, J.: Versuche über Photoperiodismus bei südamerikanischen Kartoffelklonen. *Der Züchter* 7, 95–104 (1935). — 3. KOPETZ, L. M.: Die Bedeutung von Zeitstufensaaten für die Beurteilung der photoperiodischen Reaktion sommerannueller Pflanzen. Ein Beitrag zum Stimmungsproblem. *Pflanzenbau* 13, 387–399 und 417–438 (1937). — 4. KOPETZ, L. M.: Untersuchungen über den Einfluß des Lichtfaktors auf Wachstum und Entwicklung einiger sommerannueller Pflanzen. *Die Gartenbauwissenschaft* 10, 354–379 (1937). — 5. KOPETZ, L. M.: Die Bedeutung des Tageslängenfaktors für die Beurteilung der „Blühreife“ sommerannueller Pflanzen. *Der Züchter* 9, 181 bis 184 (1937). — 6. McCLELLAND, T. B.: Studies of the photoperiodism of some economic plants. *Journal of agricultural Research* 37, 603–628 (1928). — 7. MERKENSCHLAGER, F. und KLINKOWSKI, M.: Pflanzliche Konstitutionslehre. Berlin 1933, 4. — 8. RASUMOV, V.: Influence of alternate day length on tuber formation. *Bull. of Applied Botany, of Genetics and Plant-Breeding*. Lenin-grad. Vol. XVII (5), 46–48 (1931). — 9. SALAMAN, R. N.: The inheritance of cropping in the potato. V. Internationaler Kongreß für Vererbungswissenschaft, Bd. II. 1240–1253. Berlin 1927, 1928. — 10. SCHICK, R.: Der Einfluß der Tageslänge auf die Knollenbildung der Kartoffel. *Der Züchter* 3, 365–369 (1931). — 11. SCHICK, R.: Photoperiodismus (Sammelreferat). *Der Züchter* 4, 122 bis 135 (1932). — 12. SCHICK, R.: Untersuchungen über den Wert von *Solanum andigenum* für die Kartoffelzüchtung. *Der Züchter* 6, 273–280 (1934). — 13. STELZNER, G. und LEHMANN, H.: Kartoffel, *Solanum tuberosum* L. In: ROEMER-RUDORF: *Handbuch der Pflanzenzüchtung* 4, 110. Berlin 1944. — 14. STELZNER, G. und TORKA, M.: Tageslänge, Temperatur und andere Umweltfaktoren in ihrem Einfluß auf die Knollenbildung der Kartoffel. *Der Züchter* 12, 233–237 (1940). — 15. STEPHAN, J.: Zum Tauproblem. *Biologia generalis*. Bd. XVII, 204–239 (1943). — 16. TINKER, M. A. H.: On the effect of length of daily period of illumination upon the growth of plants. *Journ. Roy. Hort. Soc.* 54, 354–378 (1929). — 17. WHYTE, R. O.: Crops production and environment. *Faber and Faber*, 44–46. London 1946.

## Vergleich der Konstanz verschiedener „Blühzeit“-Maße im Langtag in Hinblick auf Sortencharakteristik und Erbversuch bei *Pisum sativum*.

Von H. HÄNSEL, Wien, Probstdorfer Saatzucht.

Mit 1 Textabbildung.

### I. Einleitung.

Die „Blühzeit“<sup>1</sup> von *Pisum* kann in mehrerer Hinsicht ein quantitatives Merkmal genannt werden. Einerseits bilden die verschiedenen Genotypen und Sorten eine mehr oder minder kontinuierliche Reihe von „früh“- bis „spät“-blühenden Formen (genetisch quantitativ), und andererseits ändert sich die „Blühzeit“ ein und desselben Genotypus je nach Standort oder Saatzeit (modifikatorisch quantitativ). Ebenso modifizieren die kleineren Standortunterschiede von Pflanze zu Pflanze innerhalb eines Bestandes sowie die unterschiedliche Embryonen- und Keimblattbildung die „Blühzeit“ der Einzelpflanze am „selben“ Standort beträchtlich. Obwohl im allgemeinen am 3. bis 5. Tage nach dem Aufblühen der ersten Pflanze bei einem Bestand von 100–200 Pflanzen 50% einer „reinen Linie“ blühen, dauert es oftmals mehr als 10 Tage, bis alle Pflanzen die erste Blüte geöffnet haben (RASMUSSEN 1935). Oft findet man einzelne Pflanzen, die überhaupt nicht zum Blühen kommen, Verletzungen und Krankheiten können die „Blühzeit“ zusätzlich stark modifizieren.

Diese Tatsachen stellen uns bei der genetischen Analyse der „Blühzeit“ sowie bei einer diesbezüglichen Sortencharakteristik vor eine Reihe von Problemen. Vor allem ist die Art der Messung des Intervall zwischen Ankeimen bzw. Aufgang bis zur Anlage oder Entfaltung der ersten Blüte im gewissen Sinne willkürlich, da dieser Entwicklungsabschnitt sowohl in Form eines Zeitmaßes (Tage), eines Temperatur-Zeitmaßes (Temperatursummen) oder Temperatur-Zeit-Tageslängenmaßes (NUTTONSON 1948), in

Form eines entwicklungsphysiologischen Maßes (Zahl steriler Nodien) oder u. U. in Form eines kalorischen (globale Strahlung) oder das Ausmaß des Metabolismus erfassenden Maßes, gemessen werden kann. Welches dieser Maße man schließlich zur quantitativen Beschreibung der „Blühzeit“ verwendet, wird von seiner Konstanz bei den von der Fragestellung bestimmten Versuchsbedingungen abhängen.

Genetische Untersuchungen der „Blühzeit“ müssen entsprechend ihres Platzanspruches im Freiland und bei nur einmaliger Kreuzung in verschiedenen Jahren zum Vergleich der Eltern und Folgegenerationen durchgeführt werden. Bei der Sortencharakteristik verlangen wir entweder einen reproduzierbaren sortentypischen Wert (KOPETZ 1941, 1942; FUCHS 1943; FUCHS und MÜHLENDYCK 1951), welcher u. U. unter künstlichen Bedingungen gewonnen werden kann (HÄNSEL 1950), oder aber einen Hinweis für die Praxis bezüglich Anbauzeit, Zeit der Blüte, Pflückreife usw. Ein sortentypischer Wert soll bei verschiedenen Standorts- und Witterungsbedingungen die größtmögliche Konstanz aufweisen. Dies bedeutet, daß die Streuung des „Blühzeit“-Maßes (1) innerhalb genetisch einheitlichen Materials, welches unter denselben Umweltbedingungen steht, und (2) bei verschiedenen Umweltbedingungen (Standorten, Jahren, Saatzeiten usw.) möglichst gering sein soll. (3) soll die Maßzahl bei verschiedenen Genotypen möglichst dieselbe Streuung aufweisen. Aus diesen Anforderungen ist zu ersehen, daß nicht nur die Art des Maßes, sondern auch die Art ihrer statistischen Behandlung in Frage gestellt ist.

Eine Konstanz der „Blühzeit“-Maßzahl bei verschiedenen Umweltbedingungen ist schwer zu erreichen, da vor allem Tageslänge (KOPETZ 1938, 1941; RUDORF 1939) und Temperatur (KOPETZ 1938, 1941; HÄNSEL 1950, FUCHS und MÜHLENDYCK 1951) sowie auch Ernährung, Niederschlag und Lichtintensität

<sup>1</sup> Unter „Blühzeit“ wird im folgenden das Intervall zwischen Ankeimen bzw. Aufgehen und Blühen verstanden. Sie entspricht demnach dem Ausmaß des vegetativen Entwicklungsabschnittes. Ohne Anführungszeichen bedeutet Blühzeit ein Zeit-(Tages-) Maß dieses Intervall.

und deren tägliche und jahreszeitliche Schwankungen den Blühbeginn beschleunigen oder verzögern können.

Die Temperatur kann sowohl die Tageslängenreaktion (MELCHERS und LANG 1948) als auch die Dauer der vegetativen Entwicklung unter mehr oder minder optimalen Tageslängen (KOPETZ 1942) variieren. Daher versuchte man die Temperatur mit der Zeitdauer kombiniert als Temperatursumme (Tage  $\times$  mittlere Temperatur) zur Beschreibung eines Entwicklungsabschnittes überhaupt (REAMUR 1735) und der „Blühzeit“ im langen Tag bei Erbsen (KOPETZ 1942; FUCHS 1943) einzuführen. Das erweiterte Produkt Temperatursumme  $\times$  mittlere Tageslänge gab bei der Sorte Alaska bei verschiedenen Aussaatzeiten und Standorten die konstantesten „Blühzeit“-Werte (NUTTONSON 1948). Diese einfache Kombination von Tagen, Temperatur und Tageslänge dürfte jedoch nur bei tagneutralen Sorten von Wert sein. Eine Berücksichtigung der Tageslänge ist jedenfalls bei genetischen und bei sortenbeschreibenden Untersuchungen notwendig.

Das Ausmaß der vegetativen Entwicklungsphase und somit auch des Intervalls zwischen Ankeimen und Blühen spiegelt sich in der Anzahl der Nodien bis zum ersten Blüten tragenden Nodium (Zahl steriler Nodien) wider, und diese können somit als Maß für die „Blühzeit“ verwendet werden. (PURVIS 1934, MELCHERS und LANG 1948).

Der Zusammenhang zwischen früher Blüte und geringer Zahl steriler Nodien sowie später Blüte und hoher Zahl steriler Nodien ist bei Erbsen seit langem bekannt (TENDIN 1897). Auch die Sortenkonstanz dieses Merkmals wird öfters erwähnt (BOS 1926; FUCHS 1941; HAUPT 1952), ist jedoch noch ungenügend unter verschiedenen Umweltbedingungen bei verschiedenen Sorten untersucht. Die Verwertbarkeit dieses Merkmals für genetische Untersuchungen der „Blühzeit“ bei Erbsen ist nicht erwiesen. Eine vollständige Koppelung beider Merkmale wurde bisher nicht gefunden (WELLENSIEK 1925). Die von TENDIN 1923 bei 2 Erbsenkreuzungen gefundene 3:1 Spaltung von hoher zu geringer steriler Nodienzahl konnte in einer weiteren Kreuzung nicht bestätigt werden. Die „Blühzeit“ selbst hingegen zeigte bei Erbsen in keinem Falle einen monomeren Erbgang (TSCHERMAK 1910, HOSHINO 1915, WELLENSIEK 1925, RASMUSSEN 1935 u. a.). Hier soll vorerst die Konstanz der Zahl steriler Nodien an verschiedenen Standorten mit der verschiedener anderer „Blühzeit“-Maße verglichen und ein Einblick in seine innersortliche Streuung gewonnen werden.

Schließlich besteht die Möglichkeit, jedes der erwähnten „Blühzeit“-Maße auf einen Standard, gewonnen aus dem jeweiligen Mittel aller beteiligten Sorten oder eines Standard-Sortiments zu beziehen. Die Konstanz derartiger „Blühzeit“-Differenzen an verschiedenen Standorten und in verschiedenen Jahren soll ebenfalls untersucht werden.

Die in folgenden Untersuchungen verwendeten Sorten zeigten eine verschiedene Kurztag-Empfindlichkeit. Es wurden daher alle Prüfungen im Langtag durchgeführt, somit nur die „Blühzeit im Langtag“ (= V, = reine vegetative Entwicklung: KOPETZ 1942) untersucht, einerseits, um das beste „Blühzeit“-Maß für die ebenfalls im Langtag durchgeführten  $F_1$ ,  $F_2$ -

und  $F_3$ -Analysen ausfindig zu machen und andererseits die bisher für die Sortencharakteristik verwendeten „Blühzeit“-Maße auf ihre Konstanz vergleichend zu überprüfen und zu ergänzen.

Die Untersuchungen wurden 1949 am Institut für Pflanzenzüchtung der landwirtschaftlichen Hochschule in Wageningen begonnen (wo auch die ersten Kreuzungen durchgeführt wurden), 1950 am Institut für Pflanzenzüchtung der Universität in Cambridge und 1951 und 1952 an der Saatzucht-Station in Probstdorf, Wien, fortgesetzt. Die hier wiedergegebenen und in 6 Versuchen an den Sorten und  $F_1$  Generationen verglichenen Blühzeit-Maße sind folgende:

1. Tage von Aussaat oder Aufgang bis Blühbeginn, Blühzeit-Median und Blühzeit-Mittel.
2. Temperatursumme ab 0° und + 5° C von Aufgang bis Blühzeit-Median.
3. Temperatursumme ab + 5° C mal mittlere Tageslänge.
4. Zahl steriler Nodien bis zum ersten blütentragenden Nodium.
5. Differenzen von (1) (2) und (4) zu ihrem jeweiligen Sortenmittel.
6. Regressionen von sterilen Nodien auf Blühzeit (in Tagen) zwischen den Sorten.

Der Zusammenhang zwischen Blühzeit und Anzahl steriler Nodien wurde in den verschiedenen Generationen am gesamten Material studiert und soll in einer späteren Arbeit ausführlich dargestellt werden.

## II. Material und Methode.

Die bei den physiologischen (und genetischen) Untersuchungen verwendeten Erbsensorten waren: Unica (Un), Kreuzung aus Mansh. gekr. extrakurze  $\times$  Wunder von Amsterdam, weiß blühende, runde, grüne Gemüseerbse, Blühzeit 36–40 Tage; Parel (Pa), Kreuzung aus Mansholts G.E.K.  $\times$  [Corona  $\times$  (Victoria  $\times$  Schokker)], weißblühende, runde, große, hellgrüne Gemüseerbse, Blühzeit im Durchschnitt 1 Tag nach Un; Vinco (Vi), Kreuzung aus Nordholl. Rosen  $\times$  Zelka, rotblühende, graue Erbse mit kurzem Stroh, Blühzeit 26 bis 30 Tage; Limburger Gelbe, Landsorte, weiß blühende, kleine, gelbe Futtererbse, Blühzeit 45–50 Tage. (Die Partner waren zum Teil in Hinsicht auf praktische Zuchzziele gewählt.) Die Sorten, bzw. Nachkommen der Mutterpflanzen und  $F_1$ -Generationen wurden jeweils in Form eines Varianzversuches mit 4 Wiederholungen zu je 30 Korn. (ges. 120 Korn) 10  $\times$  60 cm im langen Tag ausgelegt. Die zufällige Verteilung wurde nicht zur statistischen Verrechnung herangezogen, sondern sollte eine für alle Versuchsglieder möglichst gleichartige Mittelwerts- und Streuungsbildung garantieren. Die Standorte der 6 Hauptversuche und ihre Bedingungen sind in Tab. 1 zusammengefaßt.

Weiters wurden Beobachtungen über die Blühzeit bei frühem Anbau (1951) und im künstlichen (10 Stunden)-Kurztag (1952, 1953) ausgewertet.

Der Aufgang wurde bei Versuch IV genau ausgezählt (Tab. 2) und sonst am Tage, an dem zumindest 50% der Pflanzen aufgelaufen waren, datiert.

Um einen genauen Einblick in die Statistik des Aufblühens und einiger anderer Eigenschaften der Muster zu bekommen, wurden in den Versuchen I, II und IV dreimal täglich, in den Versuchen II, V und VI täglich jede Pflanze, welche die erste Blüte soweit entfaltet hatte, daß deren Fahne zurückgewölbt war, aus dem Bestande entfernt und an ihr folgende Merkmale registriert:

1. Datum des Aufblühens.
2. Blütenfarbe.
3. Zahl steriler Nodien.
4. (a) blühende, (b) nicht blühende Seitentriebe bis zu inklusivem viertem Nodium über den Keimblättern.

Tabelle I. Standorte der sechs Hauptversuche und ihre Bedingungen.

Versuch-Nr.	Jahr	Ort und Institut	Geogr. Breite	Tageslänge von Aufgang bis 50% Blütezeit von PAREN	Datum von Anbau	Aufgang	Temperatur-Mittel °C	Anzahl Tage mit Temperatur-Mittel unter 15°C über 20°C	F <sub>1</sub> -Generationen
I	1949	Wageningen, Institut für Pflanzenzüchtung der landwirtschaftlichen Hochschule	51° 58'	16,09h bis 16,11h	30. 5.	7. 6.	16,2°	13	6
II	1949	Wageningen, Institut für Pflanzenzüchtung der landwirtschaftlichen Hochschule	51° 58'	24h durch Neon-zusätzlich im Freien	30. 5.	7. 6.	16,2°	13	6
III	1950	Cambridge, Institut für Pflanzenzüchtung der Universität	52° 13'	15,48h bis 16,35h	18. 5.	27. 5.	17,6°	4	9
IV	1950	Wien, Institut für Pflanzenbau und Pflanzenzüchtung der Hochschule für Bodenkultur	48° 16'	15,27h bis 13,20h	20. 7.	28. 7.	18,5°	6	11
V	1951	Wien, Saatzauch Probstdorf	48° 16'	15,12h bis 15,58h	18. 5.	24. 5.	17,6°	12	10
VI	1952	Wien, Saatzauch Probstdorf	48° 16'	15,07h bis 15,54h	15. 5.	26. 5.	17,7°	15	11

<sup>1</sup> Kreuzungen 1949 innerhalb von 4 Tagen zu Beginn der Blüte von UN und PA durchgeführt.<sup>2</sup> Kreuzungen 1950 über die ganze Blütezeit von UN und PA verteilt.

5. Achseltriebe an höheren Nodien. Ihr erstes Blatt (Nebenblätter) (a) nicht oder wenig, (b) über 1 cm von Hauptproß abgesetzt.

6. Länge der Hauptachse bis zum ersten fertilen Nodium.

7. Frischgewicht der Pflanze.

In den Versuchen III und VI wurde die Messung (7), im Versuch IV Messung (3) nicht durchgeführt. Durch diese Art der Blühzeit-Ermittlung konnten sowohl der Termin der ersten Blüte eines Musters (= „Aufblühzeit“ nach FUCHS und MÜHLENZYCK 1952), das Datum, an welchem zum erstenmal zumindest 50% der Pflanzen aufgeblüht waren (= Blühzeit-Median), das arithmetische Mittel der Aufblühverteilung (= Blühzeit-Mittel) sowie die Statistik ihrer Streuungen festgestellt werden. Schätzversuche zeigten, daß der Blühzeit-Median öfters um 1 Tag zu früh geschätzt wird. Etikettiert man die aufblühenden Pflanzen, läßt sie jedoch im Bestand bis zur Reife stehen, wie es die für Erbversuche gegebene Methode ist, so wird bei 10 cm Pflanzenabstand die erste Blüte später blühender Typen leicht übersiehen, wie es ein Vergleich der am Tage des Aufblühens entfernten Pflanzen mit den am Tage des Aufblühens bloß etikettierten, aber bis zur Reife im Bestand gelassenen Pflanzen von zwei F<sub>2</sub>-Generationen ergab. Hier dürfte eine Fehlerquelle für die Blühzeitbestimmung selbst wie für deren Assoziation mit der Zahl steriler Nodien, welche auch an der dünnen Pflanze weniger sicher als an der grünen gezählt werden können, zu suchen sein. Allerdings müssen bei einer Pflanzenauszählung und Beschreibung, bei welcher die Pflanzen am Tage ihres Aufblühens aus dem Bestand entfernt werden, zumindest 150 Hybridsamen (120 für den F<sub>1</sub>-Blühzeit-Test, 30 für die Gewinnung von F<sub>2</sub>-Saatgut) zur Verfügung stehen. (Die F<sub>2</sub>-Generation muß ebenfalls für Blühzeit-Test und Saatgutgewinnung getrennt werden und an beiden Teilen müssen Blühzeitbestimmungen vorgenommen werden.)

Zur Ermittlung der Temperatursummen wurde der Temperaturverlauf mit Hilfe eines etwa 15—20 cm über dem Boden in einem Wetterhäuschen stehenden Thermographen im Pflanzenbestand selbst gemessen. Bei Versuch III konnte der Thermograph erst 2 Wochen nach Versuchsbeginn aufgestellt werden. In diesem Falle wurde die an der etwa 3 km vom Versuchsfeld entfernten Registrierstelle des Geographischen Institutes der Universität Cambridge gemessene Temperatur entsprechend korrigiert zur Temperatursummenermittlung verwendet. Zur Korrektur wurde die durchschnittliche Tagesmittel-Differenz des weiteren, zugleich am Versuchsfeld und am Institut gemessenen Temperaturverlaufes herangezogen. Ebenso wurde nach zeitweiligem Versagen des am Felde aufgestellten Thermographen im Versuch V, durch Verwertung der Temperaturen der Hohen Warte, Wien, vorgefahren. In Cambridge betrug die durchschnittliche Temperaturdifferenz zwischen den beiden Meßstellen +0,58, in Wien +0,27 °C.

### III. Statistiken von Aufgang, Blühzeit und Zahl steriler Nodien.

#### 1. Aufgang.

Im Versuch IV wurde die Zahl aufgegangener (sichtbarer) Pflanzen täglich gezählt. Die in Tab. 2 wiedergegebenen Aufgang-Frequenzen zeigen für jede Sorte einzeln und für alle summiert einen vom arithmetischen Mittel etwas nach links verschobenen Median-Tag. Dieser Aufgang-Median (= 50% Aufgang erreicht oder überschritten) lag am 3. Tage nach Aufgangsbeginn, wobei die gesamte Variationsbreite von Beginn bis zum Ende des Aufgangs 8 Tage betrug. Die gefundenen Aufgang-Frequenzen weichen von einer Normalverteilung ab ( $\chi^2 = 156$ , FG = 6,  $P < 0,001$ ), was vor allem durch den ungleichen Keimungsvorgang bedingt sein dürfte. Auch bei Keimungsproben unter konstanten Bedingungen findet man im allgemeinen ein schnelles Ansteigen der täglichen Keimfrequenzen und einen hinauszögern den

Abfall derselben. Der rasche Anstieg der Aufgangsfrequenzen unter Feldbedingungen lässt den Median-Tag des Aufgangs mit verhältnismäßig großer Sicherheit auch ohne Abzählen abschätzen.

tenden Generationen gezogen werden sollen, bei welchen es sehr schwierig zu entscheiden sein dürfte, ob diese späten Individuen genetische oder modifikatorische Extreme darstellen. Es wurden daher von den

Tabelle 2. *Aufgang-Frequenzen, Versuch IV.* (Je Sorte 120 Samen am 20. 7. 51 gebaut).

Sorte	Tage ab Median									n	Median-Tag	$\bar{x} \pm s_x$
	-2	-1	0	+1	+2	+3	+4	+5				
Un	5	22	59	19	9	5	1		120	28. 7.		
Pa	4	59	21	14	2	3			103	28. 7.		
Vi	3	8	64	18	3	6	1	1	104	28. 7.		
S Normal- verteilg.	8	34	182	58	26	13	5	1	327			$+0,38 \pm 0,06$
	10	54	114	103	39	6	0,6	0				
				Chi <sup>2</sup> = 156,4	FG = 6							

## 2. Blühzeit.

Die Streuung der Blühzeit der Einzelpflanze (Aufgang bis erste Blüte) innerhalb einer Sorte, sowie innerhalb einer „Reinen Linie“ ist verhältnismäßig groß, was vor allem auf wenige verspätet aufblühende Pflanzen zurückzuführen ist. Bis 100% der Pflanzen im Freiland zur Blüte kommen, können 14 Tage und mehr ab dem Tage der ersten Blüte desselben Bestandes vergehen. Nach RASMUSSEN 1935 war die Variationsbreite der gesamten Blühzeit (100% blühende Pflanzen) bei zwei „Reinen Linien“ 13 bzw. 17 Tage. Vier weitere „Reine Linien“, erreichten 91% blühender Pflanzen am 10. Tag, 98% am 13., 97% am 16. und 99% am 12. Tag nach Blühbeginn. Die große Streuung der Blühzeit wird sowohl auf dem ungleichen Ankeimen und Aufgehen der Einzelpflanzen, auf evtl. Verletzungen durch Fraß und Fußkrankheiten, abgeänderter vegetativer Entwicklung infolge Virusbefall wie auf dem witterungsbedingten ungleichen Aufblühen der Knospen beruhen. Nun ist es nicht ohne weiteres möglich, die verspätet blühenden Pflanzen auszuschließen, besonders wenn Vergleiche mit spal-

jeweils etwa 100 aufgegangenen Pflanzen der Eltern- und F<sub>1</sub>-Muster nur die zuletzt blühende oder die beiden spätesten, falls sie an dem 17. Tag ab Blühbeginn noch nicht aufgeblüht waren, sowie die grob verletzten Pflanzen ausgeschlossen.

Tab. 3 zeigt die Blüh-Frequenzen an aufeinanderfolgenden Tagen der Sorte Vinco, wobei die 6 Versuche nach ihrem jeweiligen Median-Tag (50% Blüte erreicht oder überschritten) zentriert wurden. Bei den einzelnen Versuchen und nach deren Summierung ergibt sich eine nach links schiefe Variationskurve, wobei bei Vinco im Durchschnitt 3,3 Tage der Gesamtstreuung vor und 6,5 Tage nach dem Median-Tag zu liegen kommen. Die anderen beiden Sorten und F<sub>1</sub>-Generationen verhielten sich analog (Tab. 4, 5). Die Variationskurve der Blühzeit weicht von der einer Normalverteilung ab (Tab. 4). Ihr Abweichen ist dem der Aufgangsfrequenzen sehr ähnlich, und auch das Ausmaß der Linksverschiebung des Median-Tages gegenüber dem arithmetischen Mittel ist bei der Blühzeit mit -0,37 (Gesamtdurchschnitt) gleich groß wie bei dem Aufgang mit -0,38 (Versuch IV). Die

Tabelle 3. *Blühfrequenzen<sup>1</sup> der Sorte Vinco (Versuch I—VI, zentriert nach Median-Tag).*

Versuch	Tage als Median-Tag													n	Median-Tag	V <sup>2</sup>	Tage von 1. Blüte bis Median-Tag	Tage von Median-Tag bis 99% Blüte		
	-5	-4	-3	-2	-1	0	+1	+2	+3	+4	+5	+6	+7	+8	+9					
I	5	10	16	37	23	9	4	1	2	1	3				III	6. Juli	II	3	7	
II	6	10	16	35	16	3	7	2	8	1	2				I	107	6. Juli	I <sub>3</sub>	9	
III																73	24. Juni	6	2	3
IV	I	5	7	24	29	12	6	7	1	3	2					98	24. August	I <sub>4</sub>	5	8
V	I	16	31	47	16	I	3	I								I <sub>16</sub>	21. Juni	9	3	5
VI	I	2	3	22	20	6	13	8	2		6	6				89	24. Juni	I <sub>2</sub>	4	7

<sup>1</sup> Anzahl neu aufblühender Pflanzen an aufeinanderfolgenden Tagen.

<sup>2</sup> gesamte Streubreite.

Tabelle 4. *Blühzeit-Frequenzen der Sorten Un, Pa, Vi, Versuche I—VI, zentriert nach Median-Tag (Percentwerte).*

Sorten	Tage ab Median-Blüh-Tag														Pflanzenzahl	100%				
	-6	-5	-4	-3	-2	-1	0	+1	+2	+3	+4	+5	+6	+7	+8	+9	+10	+11		
Un.....																			503	508
Pa.....	0,2	0,2	4	4	18	32	21	10	5	3	1	1	1	0,2					501	506
Vi.....	0,2	0,2	3	10	20	32	16	6	5	2	2	2	2	0,2					593	599
Sortenmittel (in %).....	0,1	0,1	0,1	3	7	21	32	18	7	4	3	1	1	0,3						
Summe (Pflanzenzahl) ...	I	I	2	50	112	344	508	287	119	62	40	22	23	18	5	I	2	I <sub>597</sub>	I <sub>597</sub>	
Normalvergl.	I	4	19	62	149	264	345	331	235	I <sub>23</sub>	47	I <sub>3</sub>	3	0,4	0,01	0	0	I <sub>597</sub>	I <sub>597</sub>	

$\bar{x} = +0,37 \pm 0,045$  Chi<sup>2</sup> = 999,7 FG = 12 P < 0,001.

Streuung der Blühzeit (Gesamt:  $s^2 = 3,64$ ,  $n = 1597$ ; Versuch IV:  $s^2 = 6,39$ ,  $n = 245$ ) ist jedoch bei  $P < 0,001$  signifikant größer als die des Aufgangs (Versuch IV:  $s^2 = 1,15$ ,  $n = 327$ )<sup>1</sup>. Diese Ergebnisse sprechen dafür, daß die schiefe Verteilung der Blühzeit-Frequenzen vor allem durch die zeitliche Verteilung des Aufgangs verursacht ist, die Streuung der Blühzeit jedoch von zusätzlichen, während der vegetativen Periode wirkenden Faktoren erweitert wird.

denen Jahren (Tab. 23) Abstand genommen werden. Jedoch konnten die jeweiligen Blühzeitmittel bei dem Vergleich der Konstanz der verschiedenen Blühzeit-Maße innerhalb der Versuchsreihe varianzanalytisch verwertet werden (Tab. 35). Dasselbe gilt für die Kovarianzanalyse der Mittelwerte steriler Nodien auf Blühzeitmittel zur Untersuchung der Konstanz ihrer Regression in den verschiedenen Versuchen (Tab. 32, 33). Wie sich später herausstellte, war die besonders

Tabelle 5. *Blüh-Frequenzen<sup>1</sup>, Versuch V.*

Sorte, Kreuzung	Juni												Juli												n				
	17	18	19	20	21	22	23	24	25	26	27	28	29	30	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15
Un														5	9	34	30												115
Pa														15	37			15	3	1									94
Vi														1	16	31	47	16	1	3									116
Li																													
$F_1$ (Un $\times$ Vi)														1	1	6	21	19											91
$F_1$ (Pa $\times$ Vi)														1		27	25												97
																													90

Anzahl neu aufblühender Pflanzen an aufeinander folgenden Tagen (Median-Tage fett gedruckt.)

Der Blühzeit-Median hat somit sicherlich seine gute Berechtigung für die Beurteilung der Blühzeit und wird die Variationskurve der Blühzeit besser charakterisieren als das der Einfachheit halber oft verwendete Datum des Blühbeginnes eines Bestandes („Aufblühzeit“). Sind die Blühzeitunterschiede zweier Muster so gering, daß das Ausmaß des Überschreitens der 50% am Median-Tag maßgeblich wird, so ist bei sonst ähnlicher Variation offenbar das Blühzeit-Mittel (arithmetische Mittel der Blühzeiten aller Einzelpflanzen) dem Blühzeit-Median vorzuziehen (Tab. 21). Es wurde daher auch das Blühzeit-Mittel jeweils zur Beurteilung der Blühzeit herangezogen und die dazugehörige Varianz ( $s^2$ ) trotz der etwas schiefen Verteilung errechnet, um einen Anhaltspunkt für die Sicherung der Differenzen und Streuungsunterschiede zu gewinnen. Wie aus dem Vergleich der gefundenen Variationskurve mit der theoretischen ersichtlich ist, werden durch die Verwendung der Varianz unter Annahme der Normalverteilung die fehlerstatistischen Beurteilungen von Differenzen sogar schärfere ausfallen, als es den gefundenen Werten entspricht, da sich der größte Teil der Individuen stärker um den gefundenen Median konzentriert als um den Mittelwert der dazugehörigen theoretischen Normalverteilung. Von einer varianzanalytischen Auswertung auf Grund der Einzelpflanzen-Blühzeiten mußte jedoch schon wegen der nachweislich verschiedenen großen Varianz verschiedener Sorten in denselben und in verschie-

denen Jahren (Tab. 23) Abstand genommen werden. Jedoch konnten die jeweiligen Blühzeitmittel bei dem Vergleich der Konstanz der verschiedenen Blühzeit-Maße innerhalb der Versuchsreihe varianzanalytisch verwertet werden (Tab. 35). Dasselbe gilt für die Kovarianzanalyse der Mittelwerte steriler Nodien auf Blühzeitmittel zur Untersuchung der Konstanz ihrer Regression in den verschiedenen Versuchen (Tab. 32, 33). Wie sich später herausstellte, war die besonders

### 3. Zahl steriler Nodien.

Die Häufigkeitsverteilung der Zahl steriler Nodien (Tab. 6, 7, 8) war ebenfalls nicht „normal“ ( $Chi^2 = 158,7$ ,  $FG = 6$ ,  $P < 0,001$ ) und von der der Blühzeit insofern verschieden, als mehr Klassen unterhalb bzw. vor (3,5) als oberhalb bzw. nach (2,1) der Median-Klasse lagen und die gefundene Variationskurve nach rechts und nicht wie bei der Blühzeit nach links schief war. Die Gesamtstreuung schwankte bei den verschiedenen Mustern zwischen 4 und 9 sterilen Nodien und betrug im Gesamtdurchschnitt 5,9. Auch bei der Zahl steriler Nodien war die Konzentration der Individuen um die Median-Klasse größer, als es nach der gefundenen Varianz theoretisch zu erwarten war. Daß die verspätet blühenden Individuen durchschnittlich keine höheren Zahlen steriler Nodien aufwiesen spricht ebenso wie die gleichsinnige

Tabelle 6. *Häufigkeitsverteilung der Anzahl steriler Nodien bei Sorte Vinco.*

Versuche	Zahl steriler Nodien							n	Median-Klasse	V <sup>1</sup>	Klassen < Median	Klassen > Median
	5	6	7	8	9	10	11					
I	1	4	2	34	51	9		111	9	6	4	1
II		5		34	56	10		105	9	5	3	1
III			2	35	31	5		73	9	4	1	2
V		2	3	11	90	6	1	113	9	6	3	2
VI	2	1	6	6	31	12	2	62	9	8	4	3

<sup>1</sup> gesamte Streubreite

Tabelle 7. *Häufigkeitsverteilung der Anzahl steriler Nodien der Sorten Un, Pa, Vi, Versuche I—III, V, VI, zentriert nach Median (Prozentwerte).*

Sorten	sterile Nodien ab Median-Klasse									Pflanzenzahl	Median-Klasse
	-4	-3	-2	-1	0	+1	+2	+3	+4		
Un	2	3	8	23	42	19	3	1	0,2	423	15 (16)
Pa	2	5	10	21	33	26	4	0,2		424	15 (16)
Vi	1	3	2	19	58	15	2	0,4		454	9
Sortenmittel (in %)	2	3	7	21	45	20	3	0,4	0,1		
Summe (Pfl.-Zahl)	18	44	85	271	579	262	36	5	1	1301	
Normalverteilung	1	20	129	368	460	253	62	7	0,4	1301	

$$\bar{x} = -0,23 \pm 0,031 \quad Chi^2 = 158,7 \quad FG = 6 \quad P < 0,001$$

<sup>1</sup> Varianzen errechnet nach Zentrierung aller einbezogenen Muster nach ihren Mittelwerten.

Tabelle 8. Häufigkeitsverteilung der Anzahl steriler Nodien (Versuch V).

Sorte, Kreuzung	Zahl steriler Nodien															n	
	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22
Un					6	5	8	13	29 <sup>1)</sup>	46	6	1	1				115
Pa					1	2	9	11	23	37	9						92
Vi	2	3	11	90	6	1				1	2	6	30	35	15	1	113
Li																	91
F <sub>1</sub> (Un × Vi)					3	3	8	10	44	17	4	4	3	1			98
F <sub>1</sub> (Pa × Vi)				1	3	2	6	13	36	27	2						90

<sup>1</sup> Median-Klasse fett gedruckt.

Schiefheit der Aufgangs- und Blühzeitverteilungen dafür, daß das spätere Ankeimen oder der spätere Aufgang als Hauptursache für das verspätete Aufblühen von Einzelindividuen anzusehen ist.

Im Versuch III wurde ein Teil der eben aufgegangenen Pflanzen durch Vogelfraß verletzt, und zwar wurde der Haupttrieb kurz unterhalb oder oberhalb der ersten grünen Blätter abgekappt. Die Pflanzen verzweigten sich aus tiefer liegenden Nodien und hatten an dem zuerst blühenden Trieb durchschnittlich 1 bis 2 sterile Nodien weniger als unverletzte Pflanzen, blühten aber um durchschnittlich 1 Tag später als diese (Tab. 9). Pflanzen ohne normal entwickelten Haupttrieb wurden stets ausgeschlossen.

Die Zahl steriler Nodien wurde statistisch gleichartig wie die Blühzeit behandelt. Auch hier erlaubte die statistisch gesicherte Verschiedenheit der Streuung der einzelnen Muster keine Verrechnung des gesamten Materials mit Hilfe der Varianzanalyse basiert auf Einzelpflanzen (Tab. 30).

Tabelle 9. Blühzeit und Zahl steriler Nodien von kurz nach dem Aufgang abgefressenen und von normalen Pflanzen (Versuch III).

	Zahl steriler Nodien	Blühzeit- mittel	n
Un	normal	15,5	36,2
	verletzt	12,5	37,0
Pa	normal	15,7	36,7
	verletzt	14,0	37,2
Vi	normal	9,5	26,0
	verletzt	7,7	28,0
F <sub>1</sub> (Un × Vi)	normal	14,1	35,1
	verletzt	12,7	36,4
F <sub>1</sub> (Pa × Vi)	normal	13,7	35,4
	verletzt	11,9	36,4

Die Konstanz der verschiedenen Blühzeitmaße mit gleichen Maßeinheiten wurde mit Hilfe von Varianzquotienten ( $F = s_1/s_2$ ) verglichen, die mit verschiedenen Maßeinheiten (Tage — Temperatursummen — Internodien) mit Hilfe des Variationskoeffizienten ( $s\%$ ) ermittelt wurden, wobei als 100% nicht das sorteneigene Versuchsmittel, sondern das Mittel aus allen Sorten angenommen wurde, da in keinem Falle ein konsistenter Zusammenhang zwischen  $s^2$  und Größe des sorteneigenen Mittels gefunden wurde. In einzelnen Fällen (Tab. 21) wurde ein Pärchentest (SNEDECOR 1948 S. 43) verwendet. Die Homogenität mehrerer Varianzen wurde nach BARTLETT 1937 überprüft. Die Signifikanz von Korrelationskoeffizienten wurde nach Tab. 6 in FISHER und YATES 1949 bestimmt.

#### IV. Tageslängenreaktion und Zahl steriler Nodien.

Nachdem KOPETZ 1938, 1941 und RUDORF 1939 gezeigt hatten, daß verschiedene Erbsensorten verschiedenen auf (künstliche) Kurztag-Behandlung reagieren, erscheint es notwendig, bei einer Messung des Inter-

valles Aufgang bis Blüte die Tageslängen zu berücksichtigen und eine Verschiebung des Blühtermins infolge der Tageslänge getrennt von einer Blühzeitverschiebung infolge etwa der Temperatur zu behandeln. Für eine Sortenbeschreibung werden Kurztag-Empfindlichkeit der Sorte und Blühzeit im Langtag als die zwei wesentlichen, die Blühzeit bestimmenden, verschiedenartigen Merkmale zu untersuchen sein, wenn auch im allgemeinen ein gewisser Zusammenhang zwischen ihnen zu bestehen scheint, wobei eine stärkere Kurztagempfindlichkeit mit einer längeren Blühzeit im Langtag in etwa korreliert (KOPETZ 1938).

Um die Tageslängenreaktion auszuschalten, ist es notwendig, eine für alle untersuchten Sorten gleichartig bzw. optimal wirkende Tageslänge zu wählen. Unter solchen Bedingungen wird in genetischen Untersuchungen die Vererbung der „Blühzeit im Langtag“ („reinen vegetativen Entwicklung“) allein analysiert.

Es wurde vorerst untersucht, ob ein sommerlicher Langtag von 15—16 Stunden bei jedem der Kreuzungspartner bereits die maximale Blühbeschleunigung herbeiführt, oder ob dies erst im Dauerlicht (24-Stunden-Licht) der Fall ist (Versuche I und II). Die Ansaat beider Versuche erfolgte im Freien, und die zusätzliche Beleuchtung zur Erzielung des Dauerlichtes wurde durch Neonröhren, die mit Dämmerung ein- bzw. ausgeschaltet wurden, gewährleistet.

Das 24-Stunden-Licht bewirkte gegenüber dem natürlichen 16-Stunden-Tag bei der Sorte Vinco keine, bei den Sorten Unica und Parel eine geringe, unter einem Tag liegende Blühbeschleunigung (Tab. 10). Diese kam sowohl in dem Blühzeitmittel wie auch in dem höheren Prozentsatz aufgeblühter Pflanzen am Blühzeit-Median-Tag zum Ausdruck. Die geringe, jedoch signifikante Blühbeschleunigung der Sorten Unica und Parel im 24-Stunden-Licht war von einer geringen und bei der Sorte Parel signifikanten Verringerung der Zahl steriler Nodien begleitet (Tab. 11). Die Sorte Vinco hingegen reagierte auf das Dauerlicht weder mit einer Veränderung der Blühzeit, noch der Zahl steriler Nodien. Die für alle 3 Sorten optimale Tageslänge wäre somit bei Dauerlicht gegeben. Jedoch erschien die Blühverzögerung der Sorten Unica und Parel im 16-Stundentag gegenüber Dauerlicht mit einem halben bzw. dreiviertel Tag noch gering genug, um die übrigen Sortenuntersuchungen und die Anzucht der F<sub>1</sub>-, (F<sub>2</sub>- und F<sub>3</sub>-) Generationen im natürlichen sommerlichen Langtag vorzunehmen.

Weitaus stärker als Blühzeit und Zahl steriler Nodien wurden Länge und Frischgewicht der Einzelpflanze durch die Zusatzbelichtung verändert (Tab. 12). Das Frischgewicht betrug im Sortenmittel im Dauerlicht nur 57% von dem im 16-Stunden-Tag, was u. a. sowohl auf die geringere „Bestockung“ (Tab. 13) als auf

Tabelle 10. Dauerlicht-Reaktion der Sorten *Vi*, *Un*, *Pa* bezüglich ihrer Blühzeit.

Versuch	Tageslänge	Tage von Aufgang bis Blüh-Mittel								
		Vinco			Unica			Parel		
		n	$\bar{x}$	$\pm$	n	$\bar{x}$	$\pm$	n	$\bar{x}$	$\pm$
I	Tageslicht 16,09h—16,11h	111	30,3	$\pm$ 0,205	86	39,2	$\pm$ 0,089	98	40,2	$\pm$ 0,154
II	24 St.-Licht 24h	107	30,6	$\pm$ 0,226	92	38,7	$\pm$ 0,208	92	39,45	$\pm$ 0,181
Differenz			$-0,3$	$\pm$ 0,306		$+0,5$	$\pm$ 0,226*		$+0,75$	$\pm$ 0,245**

Tabelle 11. Dauerlicht-Reaktion der Sorten *Vi*, *Un*, *Pa* bezüglich der Zahl steriler Nodien.

Versuch	Tageslänge	Vinco			Unica			Parel		
		n	$\bar{x}$	$\pm$	n	$\bar{x}$	$\pm$	n	$\bar{x}$	$\pm$
I	Tageslicht 16,09h—16,11h	111	8,7	$\pm$ 0,085	86	14,8	$\pm$ 0,102	95	14,8	$\pm$ 0,128
II	24 St.-Licht 24h	105	8,6	$\pm$ 0,083	82	14,4	$\pm$ 0,099	89	14,3	$\pm$ 0,200
Differenz			$+0,1$	$\pm$ 0,119		$-0,4$	$\pm$ 0,149**		$-0,5$	$\pm$ 0,239*

Tabelle 12. Dauerlicht-Reaktion der Sorten *Vi*, *Un*, *Pa* bezüglich Pflanzenlänge und -gewicht.

Versuch	Tageslänge	Durchschnitts-Gewicht der Einzelpflanze (g)			Durchschnittliche Länge der Einzelpflanze (cm)		
		Vi	Un	Pa	Vi	Un	Pa
I	16 h	16,8 (92)	15,7 (86)	26,8 (95)	27,4 (113)	26,2 (86)	29,8 (95)
II	24 h	11,6 (64)	9,2 (82)	11,6 (89)	24,9 (105)	20,7 (83)	26,6 (88)
II in % von I		69,1%	58,6%	43,3%	91,0%	79,1%	89,4%

die geringere Wuchshöhe (Tab. 12) im Dauerlicht zurückzuführen ist. Bei der Sorte Parel wurden die Blütentriebe in den Blattachsen unmittelbar unter dem zuerst blütentragenden Nodium gezählt und eine starke Vermehrung derselben im Dauerlicht festgestellt (Tab. 14). Die Verringerung der tief am Hauptstengel ansetzenden Seitentriebe („Bestockung“) und

die Anlage zusätzlicher Blütentriebe an höheren, direkt unterhalb dem ersten fertilen Nodium liegenden Nodien, lassen sich als eine Förderung der generativen und Hemmung der vegetativen Entwicklung (beachte auch Frischgewicht) deuten. Diese dürfte mit der im Dauerlicht gehemmten Ableitung der Assimilate im Zusammenhang stehen (LAIBACH 1943).

Ein Kurztag-Gefäßversuch 1952 (künstlicher 10-Stunden-Tag) erwies in Übereinstimmung mit dem Dauerlichtversuch die Tageslängenempfindlichkeit der Sorten Unica und Parel und die Tagneutralität der Sorte Vinco (Tab. 15). Wurden die Sorten im natürlichen Kurztag (2. April 1952) und natürlichen Langtag (18. Mai 1952) angebaut, so wurden ebenfalls Unica und Parel prozentuell stärker im Blühen verzögert als die Sorte Vinco. Von einem ausgesprochenen Langtagcharakter kann jedoch auch bei den Sorten Unica und Parel nicht gesprochen werden, da sie im 10-Stunden-Tag, wenn auch verzögert, zur Blüte kamen.

Vergleicht man die hier festgestellte Reaktion auf Kurztagbehandlung von Un, Pa und Vi mit der von KOPETZ 1938 gefundenen bei Sorten mit etwa den hier geprüften Sorten entsprechenden Blühzeiten im Langtag, so ergibt sich eine sehr ähnliche Kurztag-Empfindlichkeit bei Sorten mit etwa gleichen Blühzeiten im Langtag (Tab. 16).

Tabelle 13. Seitentriebe bis zum 4. Nodium im 16h- und 24h-Licht (Versuch I und II).

Sorte	Seitentriebe bis 4. Nodium							
	n		gesamt		gleichzeitig mit Haupttrieb blühend		gesamt in % von Pflanzenzahl	
	16h	24h	16h	24h	16h	24h	16h	24h
Vi	111	105	20	2	9	2	18,0	1,9
Un	86	82	71	17	39	6	82,5	20,7
Pa	95	89	79	36	73	9	83,2	40,4

Tabelle 14. Seitentriebe oberhalb des 4. Nodiums und unterhalb des ersten blütentragenden Nodiums im 16h- und 24h-Licht.

Versuch	TL. (Std.)	n	gesamt	über 1 cm lang	gesamt in % v. Pflanzenzahl	
					16h	24h
I	16	95	9	0		9,5
II	24	89	67	44		49,4

Tabelle 15. Kurztag-Reaktion<sup>1</sup> der Sorten *Vi*, *Un*, *Pa*, bezüglich ihrer Blühzeit.

Tageslänge in Stunden	Blühzeit — Mittel in Tagen						
	Vinco			Unica		Parel	
	n	$\bar{x}$	$\pm$	n	$\bar{x}$	$\pm$	
Langtag <sup>2</sup> (15,34 bis 15,51)	23	28,6	$\pm$ 2,21	31	39,0	$\pm$ 0,27	
Kurztag — 10-stündig	21	28,6	$\pm$ 0,56	12	43,7	$\pm$ 0,69	
Differenz		$-0,03$	$\pm$ 2,41		$+4,67$	$\pm$ 0,61***	
						$+7,02$	$\pm$ 0,67***

<sup>1</sup> Gefäßversuch 1952, Anbau 16. Mai, Aufgang 27. Mai.

<sup>2</sup> Natürliche Tageslänge.

Der auch hier wieder gefundene Zusammenhang zwischen kurzer Blühzeit im Langtag (bzw. geringer Zahl steriler Nodien) und Tagneutralität ist bisher ungeklärt. HAUPT 1952 versuchte bei der frühen Sorte „Kleine Rheinländerin“ festzustellen, von welchem Nodium an der Vegetationskegel zur Blütenbildung determiniert ist. Vorerst fand HAUPT, daß die Zahl der Nodien bis zur ersten Blütenanlage inklusive

Tabelle 16. Vergleich der Kurztag-Reaktion bei Sorten mit etwa gleicher Blühzeit im Langtag.

Sorte	Blühzeit im Langtag Tg.	Blühzeit-Veränderung im ro Stunden-Kurztag Tg.
Saxa <sup>1</sup>	26,1	-1,0
Kelvedon Wunder <sup>1</sup>	28,0	+0,3
Vinco	28,3	0,0
Konservenkönigin <sup>1</sup>	37,3	+10,3
Unica	37,3	+ 4,7
Parel	38,2	+ 7,0
Senator <sup>1</sup>	38,5	+ 9,3

<sup>1</sup> Nach KOPETZ 1938.

von der Tageslänge (5 bis 24 Stunden-Licht) unabhängig war und 9,73–10,04 Nodien betrug. (Dies entspricht einer Zahl von etwa 9 sterilen Nodien, wie sie die ebenfalls auf die Tageslänge nicht reagierende Sorte Vinco aufweist.) Nur durch Entfernen der Kotyledonen im gequollenen Samen konnte eine Blühverzögerung um 2–5 Nodien erreicht werden. Ab dem 5. Tag war jedoch auch die Abnahme der

weder bezüglich Blühzeit noch der Zahl steriler Nodien auf die Kurztagbehandlung. Die Determination der ersten Blüte erfolgte bei Un und Pa offenbar bereits unter dem Einfluß des Kurztages. Untersuchungen über den genauen Zeitpunkt der Blütendetermination von Sorten, die auf Kurztag mit Blühzeitverzögerung reagieren, stehen noch aus. Jedenfalls handelt es sich bei der Blühverzögerung der späteren Sorten durch Kurztag um eine entwicklungsphysiologische Reaktion und nicht um ein durch die kürzere Assimulations- und längere Dissimulationszeit verzögertes Wachstum analog der langsameren vegetativen Entwicklung bei niedrigeren Temperaturen.

Auch die sogenannte „Langtagsstimmung“, d. h. die Tatsache, daß der blühbeschleunigende Einfluß des Langtags und der blühemmende Einfluß des Kurztages in den ersten 10–14 Tagen nach dem Auflaufen der Erbsen ausschlaggebend ist (KOPETZ 1938), findet ihre natürliche Erklärung in der frühzeitigen Blütendetermination. Es erhebt sich aber nun auch die Frage, ob es möglich sein wird, „tagneutrale“ Typen unter spät bis spätest blühenden Erbsen aufzufinden, denn es besteht die Möglichkeit, daß die Erbse durchwegs dem (nicht obligaten) Langtagtypus angehört und die früheren Sorten infolge der während der ersten Tage des Ankeimens bereits erfolgenden Blütendetermination sozusagen keine Möglichkeit haben, auf den später wirkenden Langtag bzw. Kurztag mit Blühbeschleunigung bzw. Blühverzögerung zu reagieren.

Tabelle 17. Einfluß des Kurztages auf die Zahl steriler Nodien bei Vi, Un, Pa (1953)<sup>1</sup>.

Tageslänge (Stunden)	Vinco			Unica			Parel		
	n	$\bar{x}$	$\pm s_{\bar{x}}$	n	$\bar{x}$	$\pm s_{\bar{x}}$	n	$\bar{x}$	$\pm s_{\bar{x}}$
Langtag (16,00 – 15,30)	7	8,4	$\pm 0,20$	18	15,1	$\pm 0,39$	8	15,4	$\pm 0,32$
Kurztag (ca. 10)	30	9,0	$\pm 0,61$	14	17,6	$\pm 0,46$	18	18,4	$\pm 0,27$

<sup>1</sup> +0,6  $\pm 0,545$  +2,5  $\pm 0,599^{***}$  +3,0  $\pm 0,603^{***}$

<sup>1</sup> Der im Freiland angelegte Versuch litt stark unter Fraßschäden. Es wurden nur vollständig gesunde Pflanzen ausgewertet. Die Blühzeitverzögerung infolge des Kurztages betrug bei Un etwa 4, bei Pa etwa 6 Tage. Vi zeigte bei beiden Behandlungen dieselbe Blühzeit (vgl. Tab. 15).

Kotyledonen unwirksam, woraus geschlossen wurde, daß zwischen 5. und 7. Tag der Quellung die Blütendetermination vor sich geht. Anatomische Befunde bestätigten schließlich diese Annahme.

Nun ist es leicht einzusehen, daß, wenn die Determination der Blüte bereits am 5. und 6. Tage des Ankeimens vor sich geht, eine Tageslängenwirkung nach dem Auflaufen (6–10 Tage nach Aussaat) der Saat keinen Einfluß mehr auf die Lage des ersten blütentragenden Nodiums bzw. auf die Blühzeit haben kann. Damit ist aber die allgemein auftretende Tagneutralität frühzeitig blühender Sorten mit einer geringen Internodienzahl (bis 9) in gewissem Sinne erklärt. Bei Sorten mit höherer bis hoher (20 und mehr) Zahl steriler Nodien, bei denen die Determination der Blütenbildung erst während des Auflaufens oder nach demselben erfolgt, könnte die Tageslänge (sowie u. U. Ernährungsverhältnisse) den Ort der Blütenanlage und damit die Blühzeit jedoch variieren. Dieser Annahme entsprechen die Ergebnisse eines Kurztag-Versuches im Freiland 1953, bei welchen das Blühen der Sorten Un und Pa im Kurztag 4 und 6 Tage verzögert wurde und die Zahl steriler Nodien um 2,5 und 3 anstieg (Tab. 17). Die frühe Sorte Vinco reagierte

## V. Blühzeit in Tagen.

Es wurden folgende Zeitmaße der Blühzeit bei 3 Sorten in 6 Versuchen im langen Tag miteinander verglichen.

1. Tage von Aussaat bis 50%-Blüte.
2. Tage von 50%-Aufgang bis 50%-Blüte (= Blühzeitmedian).
3. Tage von 50%-Aufgang bis zum Mittelwert der Blühzeitverteilung (= Blühzeitmittel).
4. Tage von 50%-Aufgang bis Blühbeginn (= „Aufblühzeit“).

Die Zeitdauer von Aussaat bis 50%-Aufgang schwankte zwischen 6 und 11 Tagen und betrug im Mittel 8,3 Tage (Tab. 18). Bodenfeuchtigkeit und Bodentemperatur (GESLIN 1945) dürften die vornehmlichen Ursachen dieser Schwankung sein. Dementsprechend sind auch die Streuungsmaße bei allen 3 Sorten bei einer Berechnung der Blühzeit ab der Aussaat höher als ab dem Aufgang. Auch die vielfach benutzte „Aufblühzeit“ war weniger konstant als der Blühzeitmedian (Tab. 18). Die stärkste Schwankung ergab sich schließlich bei dem Tagesmaß: Aussaat bis 1. Blüte, wobei die offenbar zufälligen Kombinationen

Tabelle 18. *Blühzeit in Tagen.*

Versuch	Ansaat bis Aufgang 50%	Aussaat bis Blüh-Median						50% Aufgang bis Blüh-Median						50% Aufgang bis 1. Blüte					
		Vi	Un	Pa	$F_1$	$Un \times Vi$	$F_1 \times Vi$	Vi	Un	Pa	$Un \times Vi$	$F_1 \times Vi$	Vi	Un	Pa	$Un \times Vi$	$F_1 \times Vi$		
I	8	38	47	48				30	39	49			27	38	37				
II	8	38	47	48				30	39	39			27	36	37				
III	9	35	45	45	44	44		26	36	36	35	35	24	34	34	34	34		
IV	8	35	43	46				27	35	38			22	32	33				
V	6	34	43	43	43	43		28	37	37	37	37	25	34	36	33	35		
VI	11	40	49	50				29	38	39			25	35	33				
$\bar{x}$	8,3	36,7	45,7	46,7				28,3	37,3	38,2			25,0	34,8	35,0				
$s^2$	2,7	5,5	5,9	6,3				2,7	2,7	2,2			3,6	4,2	3,6				
$s\%$		5,43	5,63	5,82				4,71	4,71	4,24			5,96	6,47	5,96				

der Unregelmäßigkeiten des Intervallses Aussaat bis 50% Blüte mit denen des Intervallses 1. Blüte bis 50% Blüte (Tab. 19) die Streuung zum Teil erhöhten, zum Teil verkleinerten. Der Blühzeitmedian wurde unter Einschluß der  $F_1$ -Generationen von 22 Fällen viermal bereits am ersten, einmal erst am sechsten Tag und im Mittel 2,9 Tage nach dem Tag der ersten Blüte erreicht (Tab. 20). Die „Aufblühzeit“ war somit unter den Versuchsbedingungen ein unzuverlässiges Maß der Blühzeit im langen Tag.

Das Blühzeitmittel lag im Durchschnitt 0,4 Tage nach dem Blühzeitmedian (Tab. 4). Seine Konstanz ist in den verschiedenen Jahren, bzw. an den verschiedenen Standorten infolge der größeren Streuung der Sorte *Vinco* der Konstanz des Blühzeitmedians nicht überlegen (Tab. 19). Bei einem Vergleich der kurz hintereinander blühenden Sorten *Unica* und *Parel* ist jedoch das Blühzeitmittel dem Blühzeitmedian sicherlich vorzuziehen, wie es ein paarweiser Vergleich (Tab. 21) deutlich zeigt. Wenn Blühunterschiede so gering sind, daß das Ausmaß des Überschreitens der 50% am Mediantag maßgeblich wird, ist offenbar das Blühzeitmittel dem Blühzeitmedian vorzuziehen.

Die Streubreite und die Varianz des Aufblühens innerhalb einer Sorte waren bei verschiedenen Standorten und Jahren durchaus verschieden. Dasselbe gilt für verschiedene Sorten im gleichen Versuche, bzw. Jahre. Auch bei einer Zusammenfassung sämtlicher Varianzen zu einem Homogenitätstest kann man keine Einheitlichkeit derselben nachweisen (Tab. 22, 23). Eine systematische Zunahme der Blühzeitvarianz mit zunehmender Blühzeit konnte nicht festgestellt werden. Die Blühzeitvarianz betrug bei Sorte *Li* bei einer Blühzeit von 46,2 Tagen  $s^2 = 2,00$  Tage, bei der Sorte *Vi* im selben Jahre bei einer Blühzeit von 27,7 Tagen  $s^2 = 2,51$  Tage. Im Versuch VI wurde an Stelle der Sorten die während 3 Jahren geselbststeten Nachkommen von Einzelpflanzen der entsprechenden Sorten verwendet. Das Aufblühen dieser so gewonnenen Linien war keineswegs einheitlicher als das der Sorten und ebenso gegen das Ende zu verzögert wie das Aufblühen der von RASMUSSEN 1935 untersuchten „Reinen Linien“. Mit einer bestimmten Varianz des Aufblühens innerhalb einer Sorte zu rechnen, erscheint somit bei Mustern von 100—200 Pflanzen kaum gerechtfertigt.

Alle bisher behandelten Zeitmaße sind mit der durch Klima und Boden, kurz durch den Standort hervorgerufenen Modifikation des Vegetationsverlaufes inso-

fern stark belastet, als sich diese auf die gesamte vegetative Phase auswirkt. Bei einem relativen, auf die Blühzeit einer oder das Mittel mehrerer Sorten bezogenen Maß der Blühzeit wird die Dauer der standortbedingten modifikativen Einwirkungen auf

Tabelle 19. *Vergleich der Varianzen ( $s^2$ ) von Blühzeiten in Tagen.*

Sorte	Blühzeit-Median		Blühzeit-Mittel ab Aufgang	bis erste Blüte		Blühzeit-Mittel Diff. zu Sortenmittel
	ab Ansaat	ab Aufgang		ab Ansaat	ab Aufgang	
Vi	5,46 <sup>1</sup>	2,66	3,49	5,86	3,61	0,19
Un	5,87	2,66	1,88	8,70	4,22	0,19
Pa	6,27	2,20	1,88	2,66	4,64	0,18
Gesamt-Varianz <sup>2</sup>	5,17	2,21	2,13	5,06	3,66	0,20

<sup>1</sup> kleinster signifikanter Varianzquotient  $F = 5,1$  bei  $P = 0,05$ ; gilt für alle Varianzen außer den Gesamt-Varianzen.

<sup>2</sup> kleinster signifikanter Varianzquotient für Gesamtvarianzen  $F = 2,2$  bei  $P = 0,05$ .

Tabelle 20. *Tage von 1. Blüte bis Blühmedian.*

Versuch	Vi	Un	Pa	$F_1$ (Un $\times$ Vi)	$F_1$ (Pa $\times$ Vi)
I	3	1	4		
II	3	3	2		
III	2	2	2		
IV	5	3	5		
V	3	3	1	4	2
VI	4	3	6		
S	20	15	20		

Tabelle 21. *Blühzeit-Differenzen zwischen Pa und Un. (Tage)*

Blühmedian	Blühmittel
+1	+1,06
0	+0,76
0	+0,58
+3	+2,21
0	+0,24
+1	+1,58
$\bar{d} = +1,2 \pm 0,479$	
$P > 0,05$	
$\bar{d} = +1,07 \pm 0,231$	
$P < 0,01$	

den Abstand der entsprechenden Blühzeit von der „Standard“-Blühzeit reduziert. Bei einer derartigen Differenzmethode wird allerdings vorausgesetzt, daß die Blühzeit der Standardsorte, bzw. das Mittel der Blühzeiten bestimmter Sorten von den Umweltbedingungen ebenso beeinflußt wird, wie die Blühzeit der jeweils untersuchten, zum Standort in Relation gesetzten Sorten. Dies trifft bei einer Untersuchung im langen Tag am ehesten zu, da die evtl. Kurztag-

Tabelle 22. Blühzeit in Tagen von 50% Aufgang bis Blüh-Mittel.

Versuch	Vinco				Unica				Parel				F <sub>1</sub> (Un × Vi)				F <sub>2</sub> (Pa × Vi)			
	n	$\bar{x}$	$s^2$	V	n	$\bar{x}$	$s^2$	V	n	$\bar{x}$	$s^2$	V	n	$\bar{x}$	$s^2$	V	n	$\bar{x}$	$s^2$	
I	111	30,3	4,68	11	86	39,2	0,69	5	98	40,2	2,33	10								
II	107	30,6	5,50	13	82	38,7	3,98	11	92	39,5	3,34	10								
III	73	26,0	1,44	6	66	36,2	1,13	8	75	36,7	3,12	9	58	35,1	1,57	7	63	35,4	2,01	
IV	98	27,0	10,68	14	80	35,7	5,54	10	67	37,9	3,66	10								
V	116	27,7	2,51	9	115	37,4	6,09	15	94	37,7	1,80	9	97	37,9	6,22	14	90	37,4	2,72	
VI	89	29,2	7,03	12	74	38,0	2,90	11	74	39,6	5,62	15								
$\bar{x}$	99,0	28,5		10,8	85,5	37,4			10	83,3	38,6		10,5	77,5	36,5		10,5	76,5	36,4	
$s^2$			3,49				1,88					1,83								
$s\%$			5,38				3,94					3,88								

empfindlichkeit der zur Standardbildung herangezogenen sowie der auf den Standard bezogenen Sorten nicht zur Auswirkung kommen kann. Als Bezugs-Blühzeit wurde in diesem Falle das Blühzeitsorten-Mittel aus Unica, Parel und Vinco selbst verwendet. Das Blühzeit-Sortenmittel der verschiedenen Versuche

Tabelle 23. Nachweis der Inhomogenität<sup>1</sup> der Blühzeit-Varianzen ( $s^2$ ) in verschiedenen Versuchen bei den Sorten  $Vi$ ,  $Un$ ,  $Pa$ .

Sorte	Chi <sup>2</sup>	FG	P
Vi	109,8	4	<0,001
Un	155,2	4	<0,001
Pa	57,1	4	<0,001
Gesamt	99,65	14	<0,001

<sup>1</sup> BARTLETT's Test.

streute mit  $s^2 = 3,4$  Tagen, wogegen die Differenzen der einzelnen Sorten zum jeweiligen Sortenmittel sehr wenig, nämlich mit  $s^2 = 0,18$  bis  $0,19$  Tage schwankten (Tab. 24). Dieses relative Blühzeitmaß erwies sich als weitaus konstanter als alle bisher besprochenen „absoluten“ (Tab. 19).

Tabelle 24. Blühzeit-Differenzen zu Versuchsmittel.

Versuche	Sorten-Mittel aus $Vi$ , $Un$ , $Pa$	Diff. zu $Vi$	Diff. zu $Un$	Diff. zu $Pa$
I	38,6	-6,3	+2,6	+3,7
II	36,3	-5,6	+2,4	+3,2
III	32,95	-7,0	+3,2	+3,8
IV	33,6	-6,5	+2,2	+4,4
V	34,3	-6,55	+3,15	+3,4
VI	35,6	-6,4	+2,4	+4,0
$\bar{x}$	34,88	-6,39	+2,66	+3,73
$s^2$	3,36	0,19	0,19	0,18
$s\%$ <sup>1</sup>	5,258	1,250	1,250	1,215

<sup>1</sup> von  $\bar{x}$ .

Besonders für genetische Untersuchungen können Blühzeitdifferenzen im langen Tag mit Vorteil verwendet werden (RASMUSSEN 1935), aber auch die Sortencharakteristik bezüglich der Blühzeit im langen Tag wird, falls ein einfaches Zeitmaß verwendet wird, mittels Blühzeitdifferenzen die beste Übereinstimmung verschiedener Prüfungsklimate erzielen.

## VI. Temperatursumme (Temperatur — Zeit — Maß)

Die zeitliche Dauer von Intervallen zwischen bestimmten phänologischen Ereignissen annueller Pflanzen, wie Ankeimen → Aufgang, Aufgang → Blüte,

Blüte → Samenreife, wird in starkem Maße von der Temperatur bestimmt und ist in der Regel bei höheren Temperaturen kleiner als bei tieferen. Diese durch Zeitstufensäaten und durch den Vergleich phänologischer Daten in verschiedenen Klimaten, verschiedenen Jahren und geographischen Breiten gewonnene Erfahrung führte zu dem Versuch, durch Summierung der während eines Entwicklungsabschnittes wirksamen Temperaturen das Ausmaß derselben zu bestimmen. Ein solches Temperatur-Zeit-Maß sollte unter verschiedenen Klimaten konstanter sein als ein reines Zeitmaß (Tageszahl) und kann als das Produkt der mittleren Tagestemperatur mal der Tageszahl errechnet werden.

Die Temperatursummenregel ( $y \cdot t = k$ ) wurde zuerst von REAMUR 1735 bei Untersuchungen der Fruchtreife in Vorschlag gebracht und 1860 von BURCKHARDT (beide Autoren zitiert nach BELEHRADEK 1935) durch Einbeziehung des physiologischen Nullpunktes ergänzt. Sie lautete somit  $y(t - a) = k$  ( $y$  = Zeit,  $t$  = Temperatur,  $a$  = physiologischer Nullpunkt und  $k$  = Konstante). Da jedoch im allgemeinen physiologische Prozesse nicht in Form einer linearen Funktion von der Temperatur abhängen, wurde u. a. von BELEHRADEK 1920 eine allgemeine Gleichung  $y = K/(t - a) \cdot b$  entwickelt, wobei  $b = (\log y_1 - \log y_2)/(\log t_2 - \log t_1)$ .

Die Temperatursumme ( $y \cdot t$ ) wird unter verschiedenen Umweltbedingungen dann am ehesten die bloße Tageszahl an Konstanz übertreffen, wenn (1) extrem tiefe und extrem hohe Temperaturen nicht oder sehr selten auftreten, da diese die Linearität der Temperaturabhängigkeit physiologischer bzw. biochemischer Prozesse stärker stören als mittlere Temperaturen, (2) wenn ein vor allem temperaturabhängiger Entwicklungsabschnitt oder Wachstumsprozeß untersucht wird und (3) die übrigen für die generative oder vegetative Entwicklung wesentlichen Umweltfaktoren, wie Boden- bzw. Luftfeuchtigkeit, Lichtintensität, Tageslänge,  $CO_2$ -Gehalt und Nährstoffe in einem optimalen oder nahezu optimalen Ausmaße vorhanden sind. So wurde das Intervall zwischen Ansaat und Auflaufen von Weizen bei verschiedener Saattiefe und Temperaturen von  $0-25^\circ C$  sehr exakt durch die Temperatursumme beschrieben, wenn der Wassergehalt des Keimungsmaterials optimal gehalten wurde (GESLIN 1945).

Auch das Längenwachstum der Blätter (täglicher Zuwachs) zeigte eine annähernd lineare Abhängigkeit von der Temperatursumme, obwohl hier die Belichtungsdauer (12-16 Stunden Tageslänge) bereits eine nachweislich systematische Veränderung der Temperatursummenwirksamkeit hervorrief. Dasselbe galt für die Abhängigkeit der Trockensubstanzproduktion von Temperatursumme und Tageslänge, welche in Fällen, wo sie nur die tägliche Assimulationsdauer und -intensität beeinflußte, besser durch die Globalstrahlung (cal) ersetzt wurde (GESLIN 1945).

Bei Erbsen wurden zuerst von KOPETZ 1942 Temperatursummen („Wärmesummen“ genannt) des Entwicklungsabschnittes Aufgang bis Blüte verschiedener Sorten mit entsprechenden Tageszahlen verglichen. Die Temperatursummen verschiedener Aussaatzeiten stimmen bei mittleren Aussaatzeiten (Aufgänge 25. April

Tabelle 25. Temperatursummen von 50% Aufgang bis Blüh-Median.

Versuch	errechnet ab 0°C					errechnet ab +5°C				
	Vi	Un	Pa	$F_1$ (Un $\times$ Vi)	$F_1$ (Pa $\times$ Vi)	Vi	Un	Pa	$F_1$ (Un $\times$ Vi)	$F_1$ (Pa $\times$ Vi)
I	469	638	658			319	443	458		
II	469	638	658			319	443	458		
III	456	637	637	619	619	326	457	457	444	444
IV	495	665	705			360	490	515		
V	487	646	647	647	647	347	462	462	462	462
VI	504	694	718			359	504	523		
$\bar{x}$	481	653	671			338	467	479		
$s^2$	334	513	1087			374	635	977		
$s\%$	3,04	3,77	5,48			4,52	5,89	7,31		

bis 9. August) besser überein ( $m\% = 1,4 - 2,7$ ; 11 Sorten) als die Tageszahlen ( $m\% = 4,4 - 7,9$ ; 11 Sorten). Andererseits verlor die Temperatursummenregel nach Kurztagbehandlung bei „späteren“ bis „späten“ Sor-

Tabelle 26. Vergleich der Varianzen der Temperatursummen (TS) (Aufgang bis Blühzeit-Median)

Sorte	Temperatursumme ab 0°C		TS-Differenz zu Versuchsmittel ab 0°C		ab +5°C
	ab 0°C	ab +5°C	ab 0°C	ab +5°C	
Vi	334 <sup>1</sup>	374	33	12	
Un	513	635	128	77	
Pa	1087	977	85	76	
Gesamt-Varianz <sup>2</sup>	683	701	87	58	

<sup>1</sup> kleinster signifikanter Varianzquotient  $F = 5,1$  bei  $P = 0,05$ ; gilt für alle Varianzen außer Gesamtvarianzen.

<sup>2</sup> kleinster signifikanter Varianzquotient für Gesamtvarianzen = 2,2 bei  $P = 0,05$ .

Tabelle 26a. Versuchs-Mittel.

Ver- such	Tem- peratur- Mittel °C	Tem- peratur- Summe <sup>1</sup> )	Mittlere Tages- länge <sup>2</sup> )	Mittlere Blühzeit	Mittlere Zahl steriler Nodien
I	16,2	407	16,17	36,6	12,8
II	16,2	407	24,00	36,6	12,45
III	17,6	413	16,18	33,0	13,6
IV	18,5	455	14,05	33,6	—
V	17,6	424	15,75	34,3	13,0
VI	17,7	462	15,50	35,6	12,7

<sup>1</sup> ab +5°C.

<sup>2</sup> Dezimal-Stunden.

ten ihre Gültigkeit, ein Hinweis darauf, daß bei tageslängenempfindlichen Formen konstante Temperatursummen nur unter für das Blühen optimalen Tageslängen erwartet werden können. FUCHS 1943 verwendete die Temperatursumme zur Beschreibung des Intervall-Aufgang — Blüte mit Erfolg bei der frühen, offenbar tagneutralen Sorte „Saxa“ zu verschiedenen Aussaatzeiten (9. April bis 15. Juli 1941; 11. April bis 11. August 1942) in zwei Jahren. In einer neueren Arbeit (FUCHS und MÜHLENDYCK 1952) erwies sich die ab +4°C errechnete Temperatursumme von Aufgang bis 1. Blüte sowohl bei „frühen“ wie „späten“ Sorten nach frühen bis mittleren Aussatterminen (1. März bis 1. Mai) als befriedigend konstant, um als sortentypischer Wert gelten zu können. Dies spricht gegen eine Tageslängenempfindlichkeit auch der spä-

teren Sorten unter natürlichen (kühlen) Kurztag-verhältnissen. Die geringste Streuung infolge verschiedener Jahre wurde zwischen den jeweils niedrigsten Jahres-Temperatursummen gefunden.

Unter den hier gewählten Versuchsbedingungen, bei welchen die Tageslängenwirkung weitestgehend ausgeschaltet war (Langtag), jedoch verschiedene Klima- und Boden- bzw. Standortbedingungen die Blühzeit variierten, wäre zu erwarten gewesen, daß besonders infolge der verschiedenen mittleren Temperaturen der Versuche (16,2—18,5°C) die Temperatursumme die Tageszahl an Konstanz übertroffen hätte. Dies traf jedoch nicht zu, und zwar weder bei der ab 0°C noch bei der ab +5°C errechneten Temperatursumme (Tab. 25 und 34, Spalten 1—4). Weitaus konstanter als die Temperatursummen selbst waren die Temperatursummendifferenzen zu dem jeweiligen Versuchsmittel (Tab. 26). Die Temperatursummendifferenzen streuten in etwa dem gleichen Ausmaß wie die Tageszahlendifferenzen (Tab. 34, Spalte 9 und 10). Somit übertrafen die Temperatursummen im Langtag in keiner Weise das bloße Zeitmaß an Konstanz.

Ein Grund hierfür könnte in den zu geringen Unterschieden zwischen den Temperatur-Versuchs-Mitteln vermutet werden (Tab. 26a), wodurch die systematische Wirkung der Mittel-Temperaturen etwa durch die nicht ins Kalkül gezogenen Wirkungen der Temperaturschwankungen und des Aufblüh-Wetters vollständig überdeckt wurde. Andererseits mag die Wirkung der Mittel-Temperatur durch den verhältnismäßig geringen Blühzeitabstand der Sorten (etwa 10 Tage) nicht genügend zur Geltung gekommen sein. Eine wesentliche Störung der ausgleichenden Wirkung der Temperatursumme ergibt sich jedoch gerade aus dem systematischen Zusammenhang zwischen Tem-

Tabelle 27. Korrelationskoeffizienten und Teilkorrelationskoeffizienten zwischen Versuchsmitteln.

	<sup>2</sup> Temperatur- Summe	<sup>3</sup> Mittlere Blühzeit	<sup>4</sup> Mittlere Zahl steriler Nodien
1. Temperatur-Mittel	+0,7778*	-0,8137** -0,7803 <sup>1</sup>	+0,5541 <sup>1</sup>
2. Temperatur-Summe		-0,2744	-0,1749
3. Mittlere Blühzeit			-0,9178** <sup>1</sup>

$r_{23} = +0,9813^{***}$

$r_{34} = -0,9324^{**}$

$r_{14} = -0,6524^1$

$r_{13} = -0,8221^1$

Signifikanz \*  $P < 0,1$ ; \*\*  $P < 0,05$ ; \*\*\*  $P < 0,01$ .

<sup>1</sup> ohne Versuch IV

peraturmittel und Temperatursumme mit einem Korrelationskoeffizienten von  $r_{12} = +0,7778$  (Tab. 27). Temperaturmittel und Blühzeit korrelierten hingegen mit  $r_{13} = -0,8137$ . Das heißt, je höher das Temperaturmittel lag, desto höher war die Temperatursumme und desto kürzer war die Blühzeit. So ergibt sich schließlich zwischen Temperatursumme und Blühzeit keine (einfache) Korrelation ( $r_{23} = -0,2744$ ). Zieht man das jeweilige Temperaturmittel hingegen in Rechnung, so ergibt sich eine hohe positive Teilkorrelation zwischen Temperatursumme und Blühzeit von  $r_{23 \cdot 1} = +0,9813$ . Es ist wahrscheinlich, daß nicht das Temperaturmittel an und für sich, sondern die bei höherem Temperaturmittel öfter auftretenden Tagesmaxima um  $30^{\circ}\text{C}$  die Temperatursumme relativ überhöht haben, da diese Temperaturen bereits im Bereich der optimalen Temperatur liegen.

### VII. Temperatursumme mal mittlere Tageslänge.

NUTTONSON 1948 (S. 139) bestimmte für die Erbsensorte Alaska das Produkt von Temperatursumme (Aufgang bis Blüte) mal mittlere Tageslänge (13,8 bis 14,6 Stunden) in einem Zeitstufenanbau (29. März bis 8. Mai) und erhielt dadurch Werte, die nachweislich weniger streuten als die Temperatursummen allein. NUTTONSON wendete dasselbe Verfahren auch bei

Tabelle 28. Temperatursumme ab  $+5^{\circ}\text{C}$  mal mittlere Tageslänge.

Versuch	mittlere Tageslänge (Dezimal-Stunden)	Vi	Un	Pa	$F_1(U \times Vi)$	$F_1(Pa \times Vi)$
I	16,17	5158	7163	7406		
II	24,00	7656	10632	10992		
III	16,18	5274	7394	7394	7184	7184
IV	14,05	5058	6885	7236		
V	15,75	5465	7277	7277	7277	7277
VI	15,50	5565	7812	8106		
$\bar{x}^1$		5286	7306	7486		
$s^2 1$		487	1140	1268		
$s\% 1$		3,30	5,05	5,32		

<sup>1</sup> Versuch II exklusive.

einer Reihe anderer Pflanzen (Weizen, Flachs, Eierpflanze) für verschiedene Entwicklungsabschnitte in verschiedenen geographischen Breiten mit Erfolg an. Es erscheint demnach möglich, den die Entwicklung variierenden Einfluß von Temperatur und Tageslänge auf diese einfache Art weitestgehend auszuschalten. Nun hat die Tageslänge auf die Entwicklung der Pflanze vor allem zwei sehr verschiedene, wenn auch oft nicht klar zu trennende Einflüsse. Einerseits steigt mit der Tageslänge die Dauer der Assimilation und damit bis zu einer gewissen Grenze die Produktion an Trockensubstanz, was eine Intensivierung der Wachstumsvorgänge bewirkt. Andererseits kann die generative Entwicklung durch die Tageslänge ausgelöst oder beschleunigt, bzw. verhindert oder verlangsamt werden, wobei in einzelnen diesbezüglich überprüften Fällen die gleichzeitig mit der Tageslänge variierte assimilatorische Tätigkeit der Pflanze hierfür von ganz untergeordneter Bedeutung war. Bei bezüglich des Blühens tagneutralen Pflanzen, wie der nach HAUPT 1952 tagneutralen Erbsensorte Alaska, könnte nun die höhere (natürliche) Tageslänge infolge der mit ihr verbundenen längeren täglichen Assimilationsdauer

die Weiterentwicklung der bereits (am 5. Tage) angelegten Blüten durch die allgemeine Intensivierung der Wachstumsvorgänge beschleunigen. In einem derartigen Falle kann das Temperatursummen-Tageslängen-Produkt zur quantitativen Beschreibung eines Entwicklungsabschnittes gute Dienste leisten und ist grundsätzlich den gleichartigen Produkten bei der Berechnung der Trockensubstanzproduktion und des Blattwachstums (GESLIN 1945) gleichzusetzen. Anders wird es sich jedoch bei Pflanzen mit mehr oder minder ausgesprochener kritischer Tageslänge verhalten, bei denen die Blütendetermination selbst von der Tageslänge abhängt.

Daß das Produkt Temperatursumme  $\times$  Tageslänge für die Blühzeit der Erbsen keine physiologische Regel darstellt, geht aus dem Vergleich der Versuche I und II hervor, die sich nur in der Tageslänge (16 Stunden-Tag und Dauerlicht durch Zusatzlicht im Freien) unterschieden, wodurch die Blühzeit und Temperatursumme kaum (Tab. 22, 25), die Produkte Temperatursumme mal Tageslänge jedoch sehr stark variiert wurden (Tab. 28). Aber auch nach Ausschluß von Versuch II wird die durch die verschiedenen Standorte bzw. Jahre hervorgerufene Streuung der Temperatursumme durch die Multiplikation mit der jeweiligen mittleren Tageslänge nur wenig verringert (Tab. 28 und 34, Spalten 7 und 8).

### VIII. Zahl steriler Nodien.

Das Ausmaß der „vegetativen Phase“, die der Blütenanlage bzw. dem Aufblühen der ersten Blüte vorangeht, läßt sich durch die Zahl der bis zur ersten Blütenanlage bzw. Blüte ausgebildeten Sproßglieder charakterisieren. Ein solches Maß der „vegetativen Phase“ und damit der „Blühzeit“ hat den Vorteil, daß die

nach der verhältnismäßig frühzeitig erfolgenden Anlage der ersten Blüte das Wachstum modifizierenden Umwelteinflüsse die Maßzahl nicht mehr ändern, es wäre denn, daß sie die Weiterentwicklung der ersten Blütenanlage verhindern. Wie in Abschnitt IV (Tab. 11, 15, 17) gezeigt wurde, hatten die während oder vor der Blütendetermination wirksamen Tageslängen nur bei den Sorten einen Einfluß auf die Zahl steriler Nodien, welche auch bezüglich des Blühens auf die Tageslänge reagierten. Einem tageslängenbedingten späteren Blühtermin entsprach eine tageslängenbedingte höhere Zahl steriler Nodien und umgekehrt.

Die hier im Langtag durchgeführte Überprüfung (Versuch I—VI, Versuch IV exklusive) bedingte eine weitestgehende sortentypische Konstanz der mittleren Zahl steriler Nodien (Tab. 29). Die Varianzen innerhalb der Sortenmuster erwiesen sich jedoch so wie bei der Blühzeit als durchaus verschieden (Tab. 30). Bei durchschnittlich etwa 85 Pflanzen eines Musters schwankte die Variationsbreite bei den 15 Sortenmustern von 4—9 Nodien und betrug im Durchschnitt 6,5 Nodien. Auch bei den während 3 Jahren geselbsteten Einzelpflanzennachkommenschaften (Versuch VI) war die

Tabelle 29. Zahl steriler Nodien.

Versuch	Vinco				Unica				Parel				F <sub>1</sub> (Un × Vi)				F (Pa × Vi)			
	n	$\bar{x}$	$s^2$	V	n	$\bar{x}$	$s^2$	V	n	$\bar{x}$	$s^2$	V	n	$\bar{x}$	$s^2$	V	n	$\bar{x}$	$s^2$	V
I	101	8,7	0,81	6	86	14,8	1,05	6	95	14,8	1,55	7								
II	105	8,6	0,72	5	82	14,4	0,81	5	88	14,3	3,58	8								
III	73	9,5	0,45	4	66	15,5	0,81	6	75	15,7	1,16	6	58	14,1	0,90	7	63	13,7	1,39	7
V	113	8,7	0,44	6	115	15,0	2,47	9	92	15,2	1,64	7	98	14,1	3,02	11	90	13,8	1,79	8
VI	62	8,8	1,78	8	74	14,7	1,48	8	74	14,5	2,45	7								
$\bar{x}$	92,8	8,9		5,8	84,6	14,9		6,8	85	14,5		7,0	78	14,1		11	81,5	13,8		7,5
$s^2$		0,13				0,18				0,30										
$s\%$		2,79				3,25				4,24										

Streuung innerhalb der Linien durchaus nicht kleiner. Bei der Sorte Li mit durchschnittlich 19,6 sterilen Nodien, war die Varianz innerhalb der Sorte mit  $s^2 = 1,27$  nicht größer als die durchschnittliche Varianz der übrigen Sorten mit niedrigerer Nodienzahl. Die Sorten Unica und Parel, welche in der Blühzeit um durchschnittlich einen Tag differierten (Tab. 21), hatten die gleiche Nodienzahl ( $D_N = +0,022 \pm 0,079$ ).

Tabelle 30. Nachweis der Inhomogenität<sup>1</sup> der Varianzen ( $s^2$ ) der Zahl steriler Nodien in verschiedenen Versuchen bei den Sorten Vi, Un, Pa.

Sorte	Chi <sup>2</sup>	FG	P
Vi	57,1	4	<0,001
Un	38,2	4	<0,001
Pa	31,6	4	<0,001
Gesamt	24,2	14	<0,05

<sup>1</sup> BARTLETTs Test.

Die Konstanz der mittleren Zahl steriler Nodien war bei den verschiedenen Versuchen und Sorten etwa gleich groß wie die der Blühzeitmittel (Tab. 29, 34, Spalten 5 und 6). Dies ist vor allem auf das abweichende Verhalten aller drei Sorten im Versuch III zurückzuführen, in welchem sie durchschnittlich ein steriles Nodium mehr als in den übrigen Versuchen

Erhöhung der Zahl steriler Nodien fand van VAART (pers. Mitteilung) bei derselben Sorte im Ton- gegenüber Sandboden. Eine Verringerung der Zahl der Blüte vorangehenden Laubblätter bei gleichzeitiger Verzögerung des Blühens (wie es im Versuch III der Fall war), fand LAIBACH 1943 an *Arabidopsis Thaliana* bei gleicher täglicher Belichtungsdauer, aber geringerer Lichtintensität, so wie bei Nährstoffmangel und Sandkultur. In derartigen Fällen, bei welchen Vegetationsbedingungen die Blühzeit und Zahl der Nodien im entgegengesetzten Sinne beeinflussen, wird die Verwendung der Zahl der Nodien zur Bestimmung des Ausmaßes der „vegetativen Phase“ problematisch.

Ähnlich wie bei der Blühzeit in Tagen und den Temperatursummen waren bei der Zahl steriler Nodien die Differenzen zum Sortenmittel des jeweiligen Versuches bedeutend konstanter als die absoluten Werte der Sorten sowie der Sortenmittel (Tab. 31). Es wurden demnach die drei Sorten durch die trotz dem Langtag verschiedenen Bedingungen der Versuche bezüglich des Nodiums der Blütendetermination im gleichen Sinne und etwa gleichen Ausmaße beeinflußt. Die Erhöhung der Konstanz war so groß, daß über den Wert der Differenzen für genetische Versuche auch

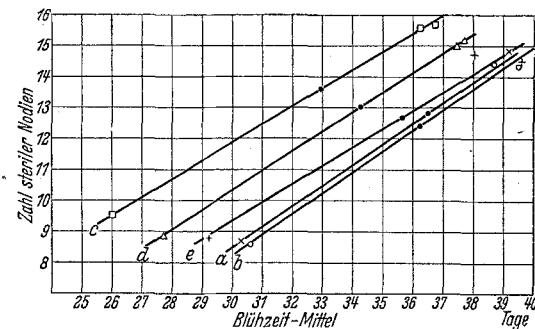


Abb. 1. Regression: Zahl steriler Nodien (y) auf Blühzeitmittel (x) zwischen den Sorten Vi, Un, Pa in 5 Versuchen.

- a)  $byx = +0,6478$ , Versuch I.      d)  $byx = +0,6293$ , Versuch V.  
 b)  $byx = +0,6710$ , Versuch II.      e)  $byx = +0,5893$ , Versuch VI.  
 c)  $byx = +0,5834$ , Versuch III.

Nachweis der Homogenität der Regressions a—e: Tab. 32.

hier kein Zweifel besteht, obwohl die beiden  $F_1$  bei der Zahl steriler Nodien ohne Differenzbildung besser übereinstimmen.

Die Regression steriler Nodien auf Blühzeit war zwischen den drei Sorten in allen Versuchen gleich groß und betrug im Mittel  $b_{xy} = +0,620$  (Tab. 32, 33, Abb. 4), wogegen die Versuchsmittel für beide Eigenschaften durchaus verschieden waren (Tab. 35). Dies besagt, daß die Umweltfaktoren ab dem Aufblühen der Sorten Vinco die Blühzeit und die Zahl steriler Nodien der Sorten in allen Versuchen im gleichen Ver-

Tabelle 31. Sterile Nodien-Differenzen zum Versuchsmittel

Versuch	Sorten — Mittel aus Vi, Un, Pa	Diff. zu Vi	Diff. zu Un	Diff. zu Pa
I	12,8	-4,1	+2,0	+2,1
II	12,45	-3,8	+1,9	+1,9
III	13,6	-4,1	+1,95	+2,1
V	13,0	-4,1	+2,0	+2,2
VI	12,7	-3,9	+2,1	+1,8
$\bar{x}$	12,89	-3,89	+1,98	+2,00
$s^2$	0,184	0,018	0,005	0,028
$s\%$	3,326	1,039	0,551	1,295

<sup>1</sup> zu Gesamtmittel.

entwickelt hatten. (Die  $F_1$ -Generationen des Versuches III jedoch verhielten sich gleichartig wie im Versuch V.) Dies ist um so auffallender, als die Sorten im Versuch III die kürzesten Blühzeiten hatten. Mit der kürzesten Blühzeit und größten Zahl steriler Nodien war im Versuch III auch die größte durchschnittliche Nodienlänge verbunden, und die Korrelation zwischen Zahl steriler Nodien und Nodienlänge für die gesamten Versuche betrug  $r = +0,7978$   $P < 0,1$ . Die Gründe hiefür können die unterschiedlichen Boden- und Nährstoffverhältnisse gewesen sein. Eine geringe

Tabelle 32. Kovarianzanalyse von Zahl steriler Nodien ( $y$ ) auf Blühzeit-Mittel ( $x$ ) bei Vi, Un und Pa. (Versuche I—III, V—VI.)

Streuung	FG	$S(ax)^2$	$S(ax)(ay)$	$S(ay)^2$	$Sa^2(b)^1$	FG	$b_{xy}$	P
Zwischen den Versuchen Innerhalb der Versuche	4 10	2 671 30 837	—761 19 127	224 11 981	8 117	3 9	—0,285 +0,620	$<0,001$
Gesamtstreuung . . . . .	14	33 508	18 366	12 205			+0,548	$<0,001$

$$^1 S_{ay}^2 = \frac{(S_{ax} \cdot S_{ay})^2}{S_{ax}^2}.$$

hältnisse beeinflußten, ihre Wirkung auf beide Merkmale vor dem Aufblühen der Sorte Vinco jedoch verschieden war. Die hier (Tab. 27) zwischen den Versuchen vorhandene negative Korrelation zwischen sterilen Nodien und Blühzeit kann auch durch die mittleren Versuchstemperaturen nicht erklärt werden, da auch nach Inrechnungstellung der mittleren Temperatur noch eine Teilkorrelation von  $r_{34-1} = -0,9324$  besteht. Es scheint wie gesagt am ehesten gerechtfertigt, sie mit Bodenverhältnissen im Versuche III, dessen Werte für das Bestehen genannter Korrelation ausschlaggebend sind, in Zusammenhang zu bringen.

median. Die stärkste Streuung zeigte der vielfach zur Blühzeitcharakterisierung verwendete Termin der ersten Blüte eines Bestandes (Tab. 19). Die Temperatursummen (50%-Aufgang bis Blühzeitmedian ab  $0^{\circ}\text{C}$  oder  $+5^{\circ}\text{C}$  errechnet) waren nicht konstanter als die Blühzeiten in Tagen, wobei mit dem Ansteigen der mittleren Versuchstemperatur nachweislich eine systematische Überhöhung der Temperatursummen auftrat. So mag das Tagesmaß infolge der je Versuch verschiedenen Temperaturverhältnisse und das Temperatur  $\times$  Tagesmaß (Temperatursumme) infolge der nicht berücksichtigten Temperaturschwankungen und Extremtemperaturen nicht den gewünschten Ausgleich zwischen den Versuchen gebracht haben. Das Temperatur  $\times$  Tage  $\times$  Tageslängen-Maß schien nach Ausschluß des Dauerlichtversuches etwas konstanter als die übrigen. Auch das entwicklungsgeschichtliche

Tabelle 33.

Streuung	FG	$Sa^2$	$s^2$	F	P
Abweichung von zugeh. Jahresregression . . . .	5	110	22,0	12,57	$<0,05$
Unterschiede verschied. Jahresregressionen . .	4	7	1,75		
Abweichung von Gesamtregression . . . . .	9	117			

#### IX. Vergleich der Konstanz verschiedener „absoluter“ und „relativer“ „Blühzeit“-Maße.

Wie die bisherigen Ergebnisse gezeigt haben, schwankten die verschiedenen für die „Blühzeit“ verwendeten absoluten Maßzahlen infolge der verschiedenen Standorte bzw. Jahre beträchtlich, obwohl der Tageslängenfaktor durch die in allen Versuchen vorhandenen Langtagverhältnisse, wenn überhaupt, so nur einen sehr geringen variierenden Einfluß auf die „Blühzeit“ gehabt haben dürfte. Dabei erwiesen sich von den vier untersuchten Zeit-(Tages-)Maßen, die ab dem Aufgang (50%) denen ab der Aussaat errechneten Blühzeiten an Konstanz überlegen, wobei feinere Sortendifferenzen (Unica — Parel) durch das Blühzeitmittel besser erfaßt wurden als durch den Blühzeit-

Maß, die Zahl steriler Nodien, war infolge des abweichenden Verhaltens in Versuch III mit einer den übrigen Massen gleichkommenden Streuung behaftet (Tab. 34). Blühzeitmittel, Temperatursumme und Zahl steriler Nodien konnten, wie schließlich die Varianzanalyse (Tab. 35) zeigt, die Unterschiede zwischen den Versuchen nicht auf ein etwa dem Zufall zuzuschreibendes Ausmaß reduzieren. Andererseits zeigt dieselbe Analyse, daß die Differenzen zwischen den Versuchen bei allen drei Maßen einem systematischen Fehler zuzuschreiben waren. Dieses je Versuch systematisch in einer bestimmten Richtung abweichende Verhalten aller drei Sorten ist zweifellos durch die Vegetationsbedingungen verursacht. Die großen Unterschiede in Länge und Frischgewicht der Einzel-

Tabelle 34. Vergleich der Konstanz verschiedener Maß-Methoden des Intervalls von Aufgang bis Blüte und vegetativer Merkmale mittels des Variationskoeffizienten  $s\%_1$ 

Sorte	Blühzeit-Median	Blühzeit-Mittel	Temperatur-Summe ab $0^{\circ}\text{C}$	Temperatur-Summe ab $+5^{\circ}\text{C}$	Blühzeit-Mittel	Zahl steriler Nodien	Temperatur-Summe ab $+5^{\circ}\text{C}$	TS. ab $+5^{\circ}\text{C}$ mal Mittlere Tageslänge	Blühzeit-Mittel-Diff. zu Versuchs-Mittel	TS.-Differenz zu Versuchs-Mittel	Blühzeit-Mittel-Diff. zu Versuchs-Mittel	Diff. Zahl steriler Nodien zu Versuchs-Mittel	Zahl steriler Nodien	Länge der Einzelpflanzen	Frischgewicht der Einzelpflanze
Vinco	4,7	5,4	3,0	4,5	5,4	2,8	4,7	3,3	1,3	2,0	1,3	1,0	2,8	11,9	21,7
Unica	4,7	3,9	3,8	5,9	3,4	3,3	6,3	5,1	1,3	0,8	1,1	0,6	3,3	17,7	53,5
Parel	4,7	3,9	5,5	7,3	4,2	4,2	8,3	5,3	1,2	2,1	0,9	1,3	4,2	11,1	100,9

<sup>1</sup> Sortenmittel jeweils 100% gesetzt.

<sup>2</sup> Spalten: 1, 2, 3, 4, 9, 10: Versuche I—VI,  
5, 6, 11, 12, 13, 14: Versuche I—III und V, VI,  
7, 8: Versuche I und III—VI,  
15: Versuche I, II, IV, V.

Tabelle 35. Ergebnisse der Varianzanalyse verschiedener Blühzeit-Maße

	FG	Temperatur-Summe ab +5° C		Blühzeit-Mittel		sterile Nodien		Temperatur-Summen-Diff. zum Sortenmittel		Blühzeit-Diff. zum Sorten-Mittel		sterile Nodien-Diff. zum Sortenmittel	
		F	P	F	P	F	P	F	P	F	P	F	P
Versuche	2	339,5	<0,001	456,3	<0,001	2300	<0,001	339,2	<0,001	621,5	<0,001	2512	<0,001
Sorten...	4	18,6	<0,001	19,9	<0,001	21,5	<0,001	0,003	>0,2	0,01	>0,2	0,11	>0,2
Rest....	8	$(s^2 = 86,8)$		$(s^2 = 0,34)$		$(s^2 = 0,03)$		$(s^2 = 86,8)$		$(s^2 = 0,25)$		$(s^2 = 0,02)$	
Gesamt	14												

Tabelle 36. Gewicht und Länge der Einzelpflanze.

Versuch	Durchschnittliches Gewicht der Einzelpflanze (g)					Durchschnittliche Länge der Einzelpflanze (cm)				
	Vi	Un	Pa	$F_1$ (Un $\times$ Vi)	$F_1$ (Pa $\times$ Vi)	Vi	Un	Pa	$F_1$ (Un $\times$ Vi)	$F_1$ (Pa $\times$ Vi)
I	16,8	15,7	26,8			27,4	26,2	29,8		
II	11,3	9,2	11,6			24,9	20,7	26,6		
III						30,4	32,2	34,4	32,2	29,6
IV	13,5	12,0	14,9			27,3	24,6	27,0		
V	18,6	30,2	36,3	39,1	37,4	25,8	26,7	30,9	33,8	31,2
VI						21,7	22,0	26,5		
$\bar{x}$	15,1	16,8	11,2			26,0	25,6	29,6		
$s^2$	10,9	79,2	127,7			9,6	20,3	10,9		
$s\%$	21,7	53,5	100,9			11,9	17,7	11,1		

pflanze in den verschiedenen Versuchen (Tab. 36) zeigen sehr deutlich, wie verschieden die Vegetationsbedingungen in den einzelnen Versuchen gewesen sind und um wieviel konstanter die Blühzeit und die Zahl steriler Nodien im Vergleich zu Länge und Frischgewicht waren.

Wie günstig sich die Eliminierung des größeren Teiles der standortbedingten „Blühzeit“-Variation durch Bezug auf ein Sortenmittel auswirkte, zeigen sowohl die gegenüber den absoluten Maßen bedeutend kleineren Varianzen zwischen den Versuchen bei jeder der drei Sorten, wie auch das Fehlen von Versuchsunterschieden in der entsprechenden Varianzanalyse. Dies galt sowohl für das Zeit-Temperatursummen- und Nodien-Maß (Tab. 35). Man hat demnach bei allen absoluten Blühzeitmaßen auch bei den Temperatursummen und auch im Langtag mit einer systematischen standort- oder jahresbedingten Abweichung zu rechnen, die nur durch Bezug auf ein Sortenmittel, das am besten aus einer ganz bestimmten, an allen Standorten gleichen Sortenkombination gebildet wird, so gut wie ausgeschaltet werden kann. Dies dürfte die verlässlichste Art der Blühzeitmessung für die Sortencharakteristik und den Erbversuch sein.

#### X. Zusammenfassung.

Die Konstanz verschiedener „Blühzeit“-Maße im Langtag wurde bei den Erbsensorten Vinco, Unica und Parel in Wageningen, Cambridge und Wien in sechs Versuchen (Versuch II: Dauerlicht) in Hinblick auf Sortencharakteristik und Erbversuch überprüft. Die Variationspolygone von Aufgang, Aufblühen und Zahl steriler Nodien wichen von entsprechenden Normalverteilungen ab, wobei in jedem Falle eine Häufung der Individuen um den Medianwert auftrat. Die Variationspolygone von Aufgang und Aufblühen waren links schief, die der Zahl steriler Nodien rechts schief. Tages-Blühzeit-Maße ab Aussaat streuten stärker als ab 50%-Aufgang. Blühzeit-Median und Blühzeit-Mittel (in Tagen) waren etwa gleich konstant. Der stärksten Schwankung unterlag die Tageszahl von Aussaat oder Aufgang bis zur ersten Blüte des Be-

standes. Die geringe Blühzeitdifferenz zwischen den Sorten Unica und Parel fand im Blühzeit-Mittel einen konstanteren Ausdruck als im Blühzeitmedian. Die Temperatursummen ab 0° und 5° C streuten gleichartig und ebenso stark wie Blühzeit-Mittel oder -Median. Temperatursumme mal mittlere Tageslänge dürfte nach Ausschluß des Dauerlichtversuches die Temperatursumme an Konstanz übertroffen haben. Mit steigender mittlerer Versuchstemperatur wurde die Blühzeit (in Tagen) verkürzt und die Temperatursumme erhöht. Die Zahl steriler Nodien streute etwa gleichartig wie Blühzeitmittel und Temperatursumme. Die Regression (zwischen den Sorten) von Zahl steriler Nodien auf Blühzeit-Mittel waren bei allen Versuchen gleich groß. Bei einer Zahl von etwa 100 Pflanzen konnte innerhalb solcher Muster keine bezüglich Zahl steriler Nodien und Blühzeit für die Sorten oder die Versuche charakteristische Varianz gefunden werden. Bei allen erwähnten „absoluten“ „Blühzeit“-Maßen wurden systematische Unterschiede zwischen den Versuchen gefunden. Wurde bei Blühzeitmittel, Temperatursumme und Zahl steriler Nodien die Streuung der jeweiligen Sortendifferenzen zum Versuchsmittel analysiert, so traten keine systematischen Unterschiede zwischen den Versuchen auf. Solche Differenzen erwiesen sich demnach unter gegebenen Bedingungen als konstante Blühzeitmaße.

Die anscheinend obligate Tagneutralität frühblühender Sorten mit einer geringen Zahl von Internodien wird mit der (nach Literatur) sehr frühen (5. Keimungstag) Determination des ersten Blütenprimordiums zu erklären versucht. Spätere Sorten, deren erste Blüten an einem höheren Nodium und daher u. U. erst nach dem Auflaufen und Ergrünen angelegt werden, zeigten infolge der tageslängenbedingten Variation des ersten blütentragenden Nodiums eine Tageslängenreaktion bezüglich ihrer Blühzeit. Die Möglichkeit, spätblühende Formen (mit vielen sterilen Nodien), die gleichzeitig tagneutral sind, zu züchten, wird bei dieser Erklärung unterschiedlicher Tageslängenreaktion in Frage gestellt.

## Literatur.

1. BANGA, O.: Gevoeligheid voor daglengte van doperwtenrassen. Med. Dir. Tuinbow. Feb. 81—87, (1947). — 2. BARTLETT, M. S.: Supplement to the Journal of the Royal Statistical Society 4, 137 (1937). — 3. BELEHRADEK, K.: Temperature and living matter, S. 7—22, Berlin (1935). — 4. BOS, H.: Cultuurcontrole in den winter. Versl. Landbouwk. Onderz. d. Landproefd. 159—163 (1926). — 5. FISHER, R. A. u. F. YATES: Statistical Tables for Biological, Agricultural, and Medical Research. Oliver and Boyd, London (1949). — 6. FUCHS, W. H.: Beobachtungen an einem Erbsenaussaatversuch. Ang. Bot. 23, 342—347 (1941). — 7. FUCHS, W. H.: Aussaatzeit und Entwicklungsgeschwindigkeit bei Gemüseerbsen. Z. f. Pflanzenbau 19, 216—220 (1943). — 8. FUCHS, W. H. u. E. MÜHLENDYCK: Über den Einfluß der Aussaat und der Temperatur auf die Entwicklung von Erbsensorten. Z. f. Pflanzenzüchtung 30, (2), 172—188. — 9. GESLIN, H.: Bioclimatologie et Recherches agronomiques. Contribution à l'étude du climat du blé. La Mété. anv.-juin, 25—41 (1945). — 10. HÄNSEL, H.: Studie über die Temperatursumme als Maß für den Entwicklungabschnitt: Aufgang bis Blühen bei Gemüseerbsen. Die Bodenkultur, 4, (1), 35—44 (1950). — 11. HÄRER, L.: Die Vererbung des Blüthalters früher und später sommer-einjähriger Rassen von *Arabidopsis Thaliana* (L.) HEYNH. Beiträge zur Biologie der Pflanzen 28, (1), 1—34 (1951). — 12. HAUPT, W.: Untersuchungen über den Determinationsvorgang der Blütenbildung bei *Pisum sativum*. Z. f. Botanik, 40, 1—32 (1952). — 13. HOSHINO, Y.: On the inheritance of the flowering time in peas and rice. I. Coll. Agric. Tohoku Imp. Univ. Sapporo 6, 229—288 (1915). — 14. KOPETZ, L. M.: Photoperiodische Untersuchungen an Pflückerbsen. Die Gartenbauwissenschaft 12, 329—334 (1938). — 15. KOPETZ, L. M.: Die praktischen Auswirkungen bisheriger photoperiodischer Untersuchungen bei Gemüse. Die Gartenbauwissenschaft 16, 178—187 (1941). — 16. KOPETZ, L. M.: Über den Einfluß der Temperatur auf Wachstum und Entwicklung einiger Pflückerbsensorten. Die Gartenbauwissenschaft 17, 255—262 (1942). — 17. LAIBACH, F.: Zur Ätiologie der Blütenbildung. Die Naturwissenschaft 31, 246 (1943). — 18. LEOPOLD, C.: Plant Physiology 24, 530, zitiert nach HAUPT 1952 (1949). — 19. MELCHERS, G. u. A. LANG: Die Physiologie der Blütenbildung. Übersichtsbericht. Biol. Zbl. 67, 107—174 (1948). — 20. NUTTONSON, M. Y.: Some preliminary observations of the phenological data as a control in the study of photoperiodic and thermal requirements of various plant material. Vernalisation and Photoperiodism, Symposium by MURNEEK, A. E. u. R. O. WHYTE, 129—143, Waltham. Mass. (1948). — 21. PURVIS, O. N.: Analysis of the influence of temperature during germination on the subsequent development of certain winter cereals and its relation to the effect of length of day. Ann. Bot. 48, 919—955 (1934). — 22. RASMUSSEN, J.: Studies on the inheritance of quantitative characters in *Pisum*. I. Hereditas 20, 161—180 (1935). — 23. RUDOLF, F.: nach HEYN und HERTZSCH: Erbsenarten, in RÖMER-RUDOLF, Handbuch der Pflanzenzüchtung Bd. 3 (1939). — 24. SNEDECOR, G. W.: Statistical Methods. Amer., Iowa. (1948). — 25. TENDIN, H.: Nagra synpunkter vid förädling af ärter. Sver. Uts. för Tidskr. 7, 111—129. Zitiert nach WELLENSIEK, S. J. 1925 (1897). — 26. TSCHERMAK, E. von: Über die Vererbung der Blühzeit bei Erbsen. Verh. naturf. Ver. Brünn 49, 161—191 (1910). — 27. WELLENSIEK, S. J.: Genetic Monograph on *Pisum*. Bibliographia Genetica II. 343—476 (1925).

## KURZE MITTEILUNGEN.

## Bericht über das 1. Biometrische Colloquium, veranstaltet von der Biometrischen Gesellschaft — Deutsche Sektion — vom 15. bis 17. Januar 1954 in Bad Nauheim, Kerckhoff-Institut.

Die internationale „Biometric Society“ wurde 1947 mit der Aufgabe gegründet, über alle Staatsgrenzen hinweg die Wissenschaftler zu einem Gedanken- und Erfahrungsaustausch zusammenzuführen, die an der Entwicklung einer quantitativen Biologie interessiert sind. Sie ist — den Satzungen entsprechend — in Regionen bzw. in nationale Sektionen gegliedert.

Die seit 1952 bestehende deutsche Sektion der Biometrischen Gesellschaft traf sich zum ersten Male am 22. September 1953 in Frankfurt. Mit der Wahrnehmung ihrer Geschäfte ist Frau Prof. Dr. MARIA-PIA GEPPERT, Bad Nauheim, Kerckhoff-Institut betraut. Für den Erwerb der Mitgliedschaft ist die Benennung zweier Paten erforderlich. Der Jahresbeitrag ist z. Zt. DM 18,95. Jedes Mitglied erhält die Zeitschrift der Gesellschaft „Biometrics“ ausgeliefert.

Mit dem 1. Biometrischen Colloquium in Bad Nauheim vom Januar 1954 ist die Biometrische Gesellschaft nunmehr erstmals in Deutschland an die Öffentlichkeit getreten. Es vereinte etwa 80 Wissenschaftler aller Interessengebiete aus Wissenschaft, Verwaltung und Praxis (Mathematiker, Botaniker, Zoologen, Anthropologen, Mediziner, Landwirte). Der 1. Tag war den „Schlußweisen der mathematischen Statistik“, der 2. Tag der „Versuchsanplanung“ gewidmet. Am 3. Tag fand sich ein kleinerer Kreis zu einem Gespräch über den biometrischen Unter-

richt zusammen. Von besonderer Bedeutung werden die Bestrebungen sein, die zu einer einheitlichen Begriffsbildung führen sollen.

Auf der Geschäftssitzung der Mitglieder wurde beschlossen, das satzungsgemäß jährlich stattfindende Colloquium im Januar 1955 wiederum im gastlichen Kerckhoff-Institut in Bad Nauheim stattfinden zu lassen. Weiterhin wurde gefordert, die Mitgliederwerbung zu verstärken. An die Herausgeber wissenschaftlicher Zeitschriften wurde der Appell gerichtet, bei allen Arbeiten, die zum Druck kommen, auf eine richtige und saubere Beweisführung zu achten, soweit statistische Verfahren hierzu herangezogen werden. Die Mitglieder der Biometrischen Gesellschaft betrachten es als ihre Pflicht und sind daher bereit, Rat und Auskunft über Planung und Auswertung von Versuchen zu geben.

Es sei betont, daß die speziellen Probleme des landwirtschaftlichen Versuchs an Tier und Pflanze im Rahmen der Gesellschaft volle Berücksichtigung finden. Die Teilnahme einer recht zahlreichen „landwirtschaftlichen Gruppe“ an diesem 1. Colloquium bewies das aktuelle Interesse und bestärkte die Beobachtung, daß der Nutzen der biometrischen Methoden auch im landwirtschaftlichen Versuchswesen erkannt wird.

Alfred Lein, (Schnega/Hannover.)

## BUCHBESPRECHUNGEN.

J. BÄRNER, Bibliographie der Pflanzenschutzliteratur 1940 bis 1945. Verlag Paul Parey, Berlin und Hamburg 1953. 2 Bände, 1308 Seiten.

Im Jahre 1921 wurde von H. MORSTATT die Bibliographie der Pflanzenschutzliteratur begründet, die eine Übersicht über die phytopathologische Literatur der gesamten Welt für die Jahre 1914 bis 1919 enthielt. Bis zum Jahre 1944 wurden 20 weitere Bände veröffentlicht, in denen die Pflanzenschutzliteratur bis zum Jahre 1939 verarbeitet war. Kriegs- und Nachkriegsverhältnisse haben dann zu einer zehnjährigen Unterbrechung geführt. Der vorliegende Band, dessen Veröffentlichung nur durch

Bereitstellung nicht unerheblicher ERP-Mittel ermöglicht wurde, zeugt davon, daß in den vergangenen Jahren eine sehr vielseitige Arbeit geleistet worden ist, um die Lücke für die Jahre 1940 bis 1945 zu schließen. Nach dem Auscheiden von H. MORSTATT ist der vorliegende Band von J. BÄRNER bearbeitet worden, der einzelne Kapitel, ihrem Umfang entsprechend, noch weiter untergliedert hat, als dies bisher üblich gewesen ist. Von dieser Neuregelung sind vor allen Dingen einzelne Kapitel in den Abschnitten über pilzliche und tierische Krankheitserreger betroffen. Bei diesen sind die Überschriften lateinisch bezeichnet und nach systematischen Gesichtspunkten