

# Botanisches Centralblatt.

REFERIRENDES ORGAN

für das Gesamtgebiet der Botanik des In- und Auslandes.

Herausgegeben

unter Mitwirkung zahlreicher Gelehrten

von

Dr. Oscar Uhlworm und Dr. F. G. Kohl

in Cassel.

in Marburg.

Zugleich Organ

des

Botanischen Vereins in München, der Botaniska Sällskapet i Stockholm, der Gesellschaft für Botanik zu Hamburg, der botanischen Section der Schlesischen Gesellschaft für vaterländische Cultur zu Breslau, der Botaniska Sektionen af Naturvetenskapliga Studentsällskapet i Upsala, der k. k. zoologisch-botanischen Gesellschaft in Wien, des Botanischen Vereins in Lund und der Societas pro Fauna et Flora Fennica in Helsingfors.

Nr. 9.

Abonnement für das halbe Jahr (2 Bände) mit 14 M  
durch alle Buchhandlungen und Postanstalten.

98

Die Herren Mitarbeiter werden dringend ersucht, die Manuscripte immer nur auf *einer* Seite zu beschreiben und für jedes Referat besondere Blätter benutzen zu wollen. Die Redaction.

## Wissenschaftliche Originalmittheilungen.\*)

Die pflanzlichen Variationscurven und die  
Gauss'sche Wahrscheinlichkeitscurve.

Von

Prof. Dr. F. Ludwig

in Greiz.

Mit 1 Doppeltafel.\*\*)

(Fortsetzung.)

600 Zeilen im 1. Buch Mose zeigten folgende Frequenzverhältnisse:

In der Zeile fand sich der Buchstabe e bezüglich

|    |   |    |    |    |     |     |    |    |    |    |     |         |
|----|---|----|----|----|-----|-----|----|----|----|----|-----|---------|
| 0  | 1 | 2  | 3  | 4  | 5   | 6   | 7  | 8  | 9  | 10 | mal |         |
| in | — | 12 | 51 | 80 | 116 | 132 | 83 | 84 | 31 | 8  | 3   | Zeilen. |

\*) Für den Inhalt der Originalartikel sind die Herren Verfasser allein verantwortlich. Red.

\*\*\*) Die Tafel liegt einer der nächsten Nummern bei.

Diese erste Zählung enthielt mehrere Fehler, da anfangs auch nicht ganz volle Zeilen mit berücksichtigt wurden. Trotzdem gibt die Gauss'sche Curve sehr zuverlässige Resultate. Das Mittel M beträgt im obigen Fall  $M = 4,86$  oder rund 5 (letzteres wurde im Folgenden zu Grunde gelegt, da es sich um ganzzahlige Abweichungen handelt.)

Abweichungen vom Mittel (nach beiden Seiten zusammen):

|     |     |     |    |    |   |                      |
|-----|-----|-----|----|----|---|----------------------|
| 0   | 1   | 2   | 3  | 4  | 5 |                      |
| 132 | 199 | 164 | 82 | 20 | 3 | oder auf 100 Zeilen: |
| 22  | 33  | 27  | 13 | 4  | 1 |                      |

Summe der Fehlerquadrate  $\sum d^2 = 1 \cdot 199 + 4 \cdot 164 + 9 \cdot 82 + 16 \cdot 20 + 25 \cdot 3 = 1988$

$$q = \sqrt{\frac{\sum d^2}{n}} = 1,82, \text{ mithin } w = 0,6745 \text{ } q = 1,2276.$$

Da die Abweichungen von der normalen Anzahl (5) immer ganze Zahlungen sind, fallen die Grenzwerte auf die Mitte zwischen 2 Zahlen, d. h. 0,5, 1,5, 2,5, 3,5 etc. und da als Maass der Abscissen  $w$  gewählt (die obige Tabelle für  $w = 1$  berechnet) wurde, so sind diese Zahlen durch 1,2276 zu dividiren.

Es ergibt sich für

|                    |                     |          | Multiplirt mit | Reducirt |
|--------------------|---------------------|----------|----------------|----------|
|                    |                     |          | $n = 600:$     | auf 100: |
| $x = 0,5 : 1,2276$ | $\int y dx = 0,218$ | Differz. | 131            | 22       |
| $1,5 : 1,2276$     | 0,589               |          | 223            | 37       |
| $2,5 : 1,2276$     | 0,831               |          | 145            | 24       |
| $3,5 : 1,2276$     | 0,944               |          | 68             | 11       |
| $4,5 : 1,2276$     | 0,986               |          | 25             | 4        |
| $5,5 : 1,2276$     | 0,998               |          | 7              | 1        |

Der erste Werth für  $\int y dx$  bezeichnet die Verhältnisszahl derjenigen Fehler, die kleiner als 0,5 d. h. gleich Null sind, der zweite derjenigen, die kleiner als 1,5 d. h. kleiner als 1 sind. Zieht man den ersten vom zweiten ab, so erhält man die relative Fehlerzahl von der Grösse 1 und wenn man diese mit der Anzahl der Zeilen 600 multipliziert, die absolute Zahl dieser Abweichungen, ebenso verfährt man mit den übrigen Werthen.

Es finden sich also unter 100 Zeilen

|             |         |     |     |     |      |     |      |     |     |     |      |
|-------------|---------|-----|-----|-----|------|-----|------|-----|-----|-----|------|
|             | mit 0 e | 1 e | 2 e | 3 e | 4 e  | 5 e | 6 e  | 7 e | 8 e | 9 e | 10 e |
| bezüglich   | 0,5     | 2   | 5,5 | 12  | 18,5 | 22  | 18,5 | 12  | 5,5 | 2   | 0,5  |
| beobachtet: | 0,5     | 2   | 6,5 | 13  | 17,5 | 22  | 17   | 12  | 6   | 2   | 0,5  |

(bei gleicher Vertheilung.)

Zur Kontrolle wurden 400 weitere Zeilen aus dem Psalter gezählt, wobei aber streng darauf geachtet wurde, dass keine gebrochenen Zeilen mit unterliefen. Es ergaben 300 Vollzeilen die folgenden Verhältnisse

$$M = 5,23, \quad q = 1,84, \quad w = 1,24.$$

© Biodiversity Heritage Library, <http://www.biodiversitylibrary.org/>; [www.zobodat.at](http://www.zobodat.at)

Vorkommen des e

|                  |   |   |     |    |      |    |      |    |     |    |    |
|------------------|---|---|-----|----|------|----|------|----|-----|----|----|
| in der Zeile:    | 0 | 1 | 2   | 3  | 4    | 5  | 6    | 7  | 8   | 9  | 10 |
| Zahl der Zeilen: | 1 | 8 | 21  | 46 | 63   | 89 | 83   | 52 | 25  | 16 | —  |
| in ‰             | — | 3 | 5,7 | 12 | 18,5 | 22 | 18,5 | 12 | 5,3 | —  | —  |

bei gleicher Vertheilung.

Die hier (im Psalter) beobachtete Häufigkeit ist also die gleiche wie die oben (nach dem 1. Buch Mose) berechnete.

Für die gesammten 1000 Zählungen sind die Abweichungen

berechnet in ‰: beobachtet in ‰:

|   |      |    |
|---|------|----|
| 0 | 21,3 | 22 |
| 1 | 37   | 35 |
| 2 | 24   | 27 |
| 3 | 11   | 13 |
| 4 | 4    | 4  |
| 5 | 1    | —  |

Da es sich in den von mir untersuchten Fällen pflanzlicher Variation gleichfalls um Zählungen, also um ganze Zahlen handelt, so können dieselben Grenzen, wie in diesem Beispiel, benutzt werden, nämlich 0,5, 1,5, 2,5 etc. (wie man bei der Bestimmung der Variationscurven bei phytometrischen oder phytostathmischen Beobachtungen zu verfahren hat, vgl. bei Stieda l. c. an Beispielen aus der Anthropologie).

Beispiele von botanischen Binomialcurven\*).

1. Zahl der Fiederpaare am Eschenblatt (cf. Bot. C. LXXI. 1897, Beiträge zur Phytarithmetik).

Die früher gewonnenen Zahlen waren

|          |   |    |     |     |     |    |  |
|----------|---|----|-----|-----|-----|----|--|
|          | 2 | 3  | 4   | 5   | 6   | 7  | Fiederpaare  |
| Frequenz | 2 | 31 | 124 | 166 | 147 | 30 | (500 Zählungen) I; bei einer<br>anderen Beobachtungsreihe: |
|          | 7 | 33 | 103 | 174 | 160 | 23 | (500 Zählungen) II.  |

Sa. 9 64 227 340 307 53 (1000 Zählungen) III.

Der Medianwerth  $M$  ist hier bei I 5,03, II 5,044, III 5,037.

Bei genauer Berechnung der Abweichungen ergibt sich:

| Abweichung          | Frequenz |
|---------------------|----------|
| 3,037               | 2        |
| 2,037               | 31       |
| 1,037               | 124      |
| 0,037               | 166      |
| 0,963               | 147      |
| 1,963               | 30       |
| $2 \cdot 3,037^2 =$ | 18,4468  |
| $31 \cdot 2,037 =$  | 128,6314 |
| $124 \cdot 1,037 =$ | 133,3496 |
| $166 \cdot 0,037 =$ | 0,2324   |
| $147 \cdot 0,963 =$ | 128,7867 |
| $30 \cdot 1,963 =$  | 115,6020 |

bei I  $\Sigma d^2 = 525,05$ 

\*) Da es sich hier um symmetrische Curven handelt, können die Abweichungen um gleiche Einheiten vom Mittel nach beiden Seiten zusammengezählt werden.

bei II entsprechend 541,31 und bei III 1066,36, hieraus  $w$   
 $q^2$ ;  $w = 0,6745 q$   
 I 1,050 0,691  
 II 1,082 0,701  
 III 1,066 0,696

(Wendet man anstatt des mittleren Fehlerquadrats den mittleren Fehler  $\frac{\sum d}{n}$  an, so ergibt sich  $w = 0,8453 \frac{\sum d}{n} = 0,688$ , also ein nicht allzu sehr abweichendes Resultat.

Nimmt man bei Berechnung der Abweichungen — was ja bequemer ist — 5 als Medianwerth, so ergeben die 1000 Beobachtungen:

| Abweichung | Frequenz | $d^2$               |
|------------|----------|---------------------|
| 0          | 340      | —                   |
| 1          | 534      | $1 \cdot 534 = 534$ |
| 2          | 117      | $4 \cdot 117 = 468$ |
| 3          | 9        | $9 \cdot 9 = 81$    |
|            |          | $q^2 = 1,083$       |

also  $w = 0,702$ . Der Oscillationsexponent ist mithin für die Fiederpaare des Blattes von *Fraxinus excelsior* = 0,70. Aus der Tabelle ergibt sich für

|                         |                     |               |
|-------------------------|---------------------|---------------|
| $x = 0,5$ : $w = 0,713$ | $\int y dx = 0,369$ | Differenz 482 |
| $x = 1,5$ : $w = 2,138$ | 0,851               | " 131         |
| $x = 2,5$ : $w = 3,564$ | 0,982               | " 17          |
| $x = 3,5$ : $w = 4,989$ | 0,999               | "             |

mithin in Procenten (für 100 Beobachtungen):

| Abweichungen: | 0  | 1  | 2  | 3 |
|---------------|----|----|----|---|
| berechnet:    | 37 | 48 | 13 | 2 |
| beobachtet:   | 34 | 53 | 12 | 1 |

Vertheilt man die Abweichungen rechts und links vom Mittel gleich, so ergibt sich zur Construction der (symmetrischen) Variationscurve für

| Absc.            | 2 | 3 | 4  | 5  | 6  | 7 | 8                |
|------------------|---|---|----|----|----|---|------------------|
| Ord. (berechn.*) | 1 | 6 | 24 | 37 | 24 | 6 | 1                |
| (beobacht.)      | 1 | 6 | 26 | 34 | 26 | 6 | 1 (vgl. Fig. 2). |

Der Variabilitätscoefficient  $\frac{w}{M}$  ist 0,14, sowohl für die Beobachtungsreihe I wie II und mithin auch III. — Das Mass für die Sicherheit des Mittelwerthes  $R = \frac{w}{\sqrt{n}}$  beträgt 0,022.

Aus der Tabelle lässt sich unmittelbar entnehmen, mit welcher Wahrscheinlichkeit ein Beobachtungsfehler, d. h. hier in unserem

\*) Hier stimmen schon die Coefficienten des Binoms  $(p + q)^4$  nahezu mit diesen Ordinaten überein. Sie sind (vgl. Ludwig, Variationscurven Bot. C. LXIV 1895 p. 10):

|     |    |      |    |      |
|-----|----|------|----|------|
| 3   | 4  | 5    | 6  | 7    |
| 6,2 | 25 | 37,6 | 25 | 6,2. |

Fall, eine Abweichung vom Mittel ein gewisses Vielfaches des wahrscheinlichen Fehlers oder der wahrscheinlichen Abweichung nicht übersteigen wird. So ist diese W. z. B. für das Dreifache des wahrscheinlichen Fehlers = 0,043, d. h. man kann 957 gegen 43 oder  $22\frac{1}{2}$  gegen 1 wetten, dass der Fehler das dreifache des wahrscheinlichen Fehlers nicht übersteigen wird. In gleicher Weise berechnen sich die Einsätze, die man darauf wetten kann, dass die einzelnen Beobachtungsfehler gewisse Vielfache von  $w$  nicht übersteigen, nämlich:

|   |                         |                   |     |                    |
|---|-------------------------|-------------------|-----|--------------------|
|   | $2^{\frac{3}{4}}$ gegen | 1                 | für | $\frac{1}{2} w$ ,  |
| 1 | "                       | 1                 | "   | 1 $w$ ,            |
| 1 | "                       | $2^{\frac{1}{4}}$ | "   | $1\frac{1}{2} w$ , |
| 1 | "                       | $4^{\frac{1}{2}}$ | "   | 2 $w$ ,            |
| 1 | "                       | 10                | "   | $2\frac{1}{2} w$ , |
| 1 | "                       | 22                | "   | 3 $w$ ,            |
| 1 | "                       | 142               | "   | 4 $w$ ,            |
| 1 | "                       | 1341              | "   | 5 $w$ ,            |
| 1 | "                       | 19230             | "   | 6 $w$ ,            |
| 1 | "                       | 333330            | "   | 7 $w$ .            |

Kommen wir auf unsere Fraxinusbeobachtungen zurück, so heisst das: auf die Erwartung hin, dass bei weiteren 1000 Zählungen der Mittelwerth  $M$  zwischen  $M \pm R = 5,04, \pm 0,02$  d. h. zwischen 5,02 und 5,06 fällt, kann man 1 gegen 1 wetten, darauf, dass er zwischen  $M \pm 3 R$ , d. h. zwischen 4,98 und 5,10 fällt, 22 gegen 1 und darauf, dass er zwischen  $M \pm 5 R$  d. h. zwischen 4,93 und 5,15 fällt, könnte man 1341 gegen 1 wetten etc.  $R$  hat für den Mittelwerth dieselbe Bedeutung, wie  $W$  für den Einzelwerth ( $M \pm w = 5,04 \pm 0,70$ , also 5,74 und 4,34 sind die Grenzen, innerhalb deren die Hälfte der Einzelbeobachtungen liegt, während die andere Hälfte ausserhalb dieser Grenze liegt).

2. *Pirus Aucuparia*. Zahl der Fiederpaare des Blattes (l. c.).

|                       |   |    |     |     |     |    |
|-----------------------|---|----|-----|-----|-----|----|
| Zahl der Fiederpaare: | 3 | 4  | 5   | 6   | 7   | 8  |
| Frequenz:             | 7 | 23 | 178 | 518 | 232 | 42 |

$M = 6,07, q^2 = 0,733, q = 0,856, W = 0,577, R = 0,06, V = 0,095$

|              |           |            |
|--------------|-----------|------------|
| Abweichungen | Berechnet | Beobachtet |
| 0            | 46        | 52         |
| 1            | 46        | 41         |
| 2            | 7         | 7          |
| 3            | 0,2       | 0,4        |

3. *Senecio nemorencis*, Zahl der Hüllblätter der Köpfchen. ( $n = 154$ ),  $M = 5,01, q = 0,33, W = 0,223, R = 0,06, V = 0,04$ )

|              |           |            |
|--------------|-----------|------------|
| Abweichungen | Berechnet | Beobachtet |
| 0            | 134       | 137        |
| 1            | 20        | 17         |

nämlich mit 4 5 6 Hüllblättern:

|            |    |     |    |
|------------|----|-----|----|
| berechnet  | 10 | 134 | 10 |
| beobachtet | 7  | 137 | 10 |

(vgl. Fig. 3)

## Kapitel II.

### Hyperbinomialcurven.

Die Entstehung der verschiedenen Variationscurven für pflanzliche Merkmale veranschaulicht vorzüglich ein von Galton ersonnener Apparat mit einigen Modificationen, die ich in der Zeitschrift „Die Natur“ 1896 Nr. 26 p. 307 u. ff. beschrieben habe. Ein rechteckiger Kasten (vgl. Fig. 1), dessen Boden bei schräger Stellung eine schiefe Ebene darstellt, ist mit parallelen im Quincunx abwechselnden Querreihen von Stecknadeln (ähnlich dem bekannten Tivolispiel) und am unteren Ende senkrecht zur unteren Querkante mit parallelen Kästchen versehen, während oben in der Mitte durch Querbrettchen ein Einwurfstrichter gebildet wird. Bringt man in letzteren Schrotkugeln, so rollen dieselben durch die Nadeln zerstreut in die unteren Kästchen und verteilen sich hier nach dem Binomialgesetz. Bringt man noch Nebentrichter an, so ordnen sich die Kugeln in den letzteren so, dass an Stelle der einfachen Binomialcurve Vertheilungen zu Stande kommen, die den verschiedenen Formen der polymorphen Curven und der Summationscurven entsprechen. Lässt man nach Entfernung der Nadeln durch den Mitteltrichter zu den in der Binomialcurve angeordneten Kugeln noch eine Anzahl von Kugeln direkt in das Mittelfach rollen, so entsteht eine Sorte von Curven, die im Pflanzenreich weite Verbreitung hat, und die ich als Hyperbinomialcurven bezeichnet habe, weil ihr Mittelgipfel bedeutend höher gelegen ist, als der der Binomialcurven. Die Variationscurven dieser Art sind nach Verschaffelt darauf zurückzuführen, dass ein ziemlich ansehnlicher Procentsatz der Individuen an der fluktuirenden Einzelvariation nicht theilnimmt.

Ist diese Ansicht richtig, so lassen sich auch die hyperbinomialen Variationscurven theoretisch bestimmen, und es lässt sich bezüglich das Verhältniss der Invarianten zu den variirenden Individuen feststellen.

Angenommen, die Ordinaten (die Zahl der Kugeln in den einzelnen Kästchen des Galtonkastens), welche der Vertheilung von 100 Individuen nach der Wahrscheinlichkeitcurve entsprechen, seien von der Mitte aus

$$v \quad v_1 \quad v_2 \quad v_3 \quad \text{wo } v + v_1 + v_2 + \dots = 100 \text{ ist.}$$

Treten  $k$  nicht variirende Individuen der mittleren Eigenschaft hinzu (bezw. werden sie noch in das Mittelfach des Galtonapparates gelegt), so finden sich jetzt in der Mitte und von da nach der Seite zu in den einzelnen Fächern in Procenten ausgedrückt:

$$\frac{100 (k + v)}{100 + k} \quad \frac{100 v_1}{100 + k} \quad \frac{100 v_2}{100 + k} \quad \text{etc.}$$

oder  $h \quad h_1 \quad h_2 \quad \text{etc.}$  (Ordinaten der Hyperbinomialcurve). Berechnet man für diese in der gewöhnlichen Weise die wahrscheinliche Abweichung  $w_h$ , so er-

gibt sich zwischen ihr und der wahrscheinlichsten Abweichung  $w$  des ursprünglichen variirenden Individuen die Beziehung  $w =$

$$w_h \sqrt{\frac{100 + k^*}{100}}$$

Aus  $w$  ergibt sich  $v, v_1, v_2, v_3$  etc.  $v$  aus dem Integral zu  $x = 0,5 : w, h = \frac{100(k + v)}{100 + k}$ . Gibt man  $k$  verschiedene

Zahlenwerthe (erst innerhalb weiterer, dann engerer Grenzen), so findet man leicht denjenigen Werth, welcher ein geeignetes  $v$  ergibt, das in Gemeinschaft mit  $k$  die letzte Gleichung erfüllt, d. h. die beobachtete grösste Ordinate gibt. Aus  $k$  ergibt sich die Anzahl der variirenden Individuen ( $V_a$ ) und der Nichtvariirenden ( $J$ ); es ist nämlich  $J = \frac{100k}{100 + k}, V_a = \frac{10000}{100 + k}$ .

Hyperbinomialcurven erkennt man auf dem ersten Blick an der zugehörigen Wahrscheinlichkeitscurve, deren Gipfel weit niedriger gelegen ist. Nach Obigem läst sich das Verhältniss der Varianten und Invarianten feststellen. Kommt es nicht hierauf an, sondern gilt es nur, die Hyperbinomialcurven in bestimmter Weise zu charakterisiren, so genügt es, das Verhältniss  $\frac{h}{v}$  festzustellen, (welches ich als Hyperbinomialitätsindex bezeichne). Auf diese Weise ergibt es sich z. B., dass die eingipfeligen Strahlencurven von *Chrysanthemum*-arten (auch die Hauptgipfel der Arten mit pleomorphen Strahlencurven) hyperbinomial sind, ferner die Variationscurven für die Zahl der Hüllblätter von *Bellis perennis*, der Randstrahlen von *Centaurea Cyanus*.

Bei *Chrysanthemum segetum* ist  $\frac{h}{v} = \frac{53}{24} = 2,2$ . *Ch. Leucanthemum*  $\frac{25}{10} = 2,5$ , *Ch. inodorum*  $\frac{52}{27} = 1,9$ , *Bellis perennis*  $\frac{75}{46} = 1,6$ , *Centaurea Cyanus*  $\frac{39}{31} = 1,3$ . Bemerkenswerth ist es,

\*) Der vorliegende Fall ist nur ein Spezialfall des Folgenden. Werden  $n_1$  variirende Individuen mit  $n_2$  in stärkerem oder schwächerem Grad um dasselbe Mittel variirenden zusammengezählt, so ist für die erstenen  $q_1^2 = \frac{\sum d_1^2}{n_1}$ , für die zweiten  $q_2^2 = \frac{\sum d_2^2}{n_2}$  und, da  $\sum d_1^2 + \sum d_2^2 = \sum d^2$ , so ergibt sich für die Gesamtcurve  $q^2 = \frac{\sum d^2}{n_1 + n_2} = \frac{q_1^2 n_1 + q_2^2 n_2}{n_1 + n_2}$ , mithin  $w = 0,6745 q = \sqrt{\frac{w_1^2 n_1 + w_2^2 n_2}{n_1 + n_2}}$ . Für  $n_1 = 100, n_2 = k, \sum d_2^2 = 0$ , wird  $w_2 = 0$  und  $w = w_1 \sqrt{\frac{100 + k}{100}}$

dass die Arten der Gattung *Chrysanthemum* auch durch den fast gleichen Hyperbinomialitätsindex 2 ihre generische Zugehörigkeit beweisen. Die Uebereinstimmung der berechneten Hyperbinomialcurve mit der aus den Beobachtungen resultirenden soll an einigen Beispielen dargethan werden.

(Fortsetzung folgt.)

## Beiträge zur Anatomie der Kapsel Früchte.

Von

A. Weberbauer

in Breslau.

Mit 2 Tafeln.

(Schluss.)

Aus dem Vorhergesagten seien die wichtigsten Punkte noch einmal hervorgehoben:

a. Verwandtschaftliche Beziehungen, durch anatomische Merkmale ausgedrückt, ergeben sich zwischen den *Plumbaginaceen*-Gattungen

1. Aus dem Auftreten eines medianen Stranges prosenchymatischer, derbwandiger, verholzter Zellen (Taf. II, Fig. 7 und 8):

*Ceratostigma* und *Plumbagella* (*Plumbagineae*), *Aegialitis* (*Staticeae*).

2. Aus dem Vorkommen quergestellter Porenspalten in den Wänden der äussersten Schicht (Taf. II, Fig. 7):

*Ceratostigma* und *Plumbagella*. *Statice*, *Acantholimon* und *Goniolimon* (*Staticeae*).

3. Aus der Querstreckung der Elemente der obersten Schicht innerhalb einer querverlaufenden Zone im oberen Theile der Frucht:

*Ceratostigma* und *Plumbagella*. *Statice*, *Acantholimon* und *Goniolimon*.

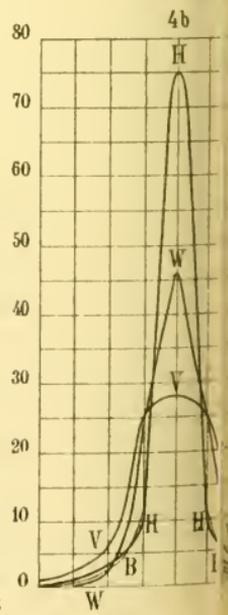
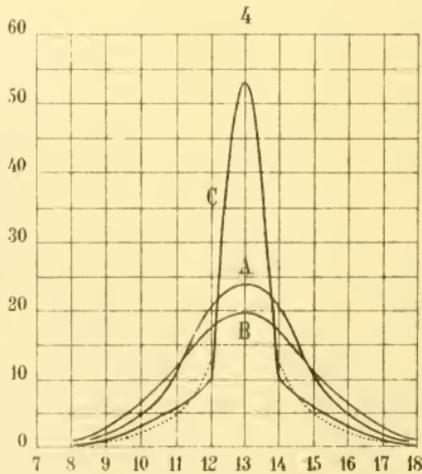
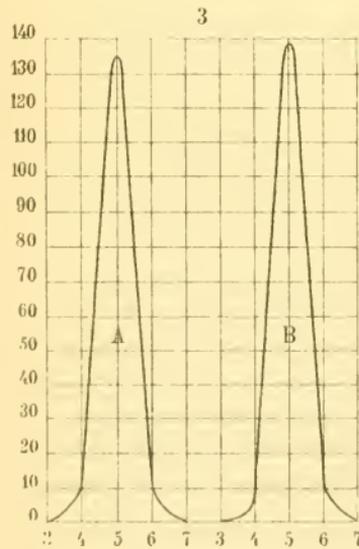
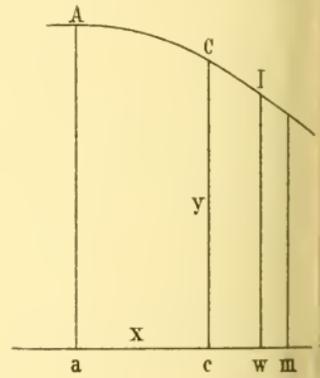
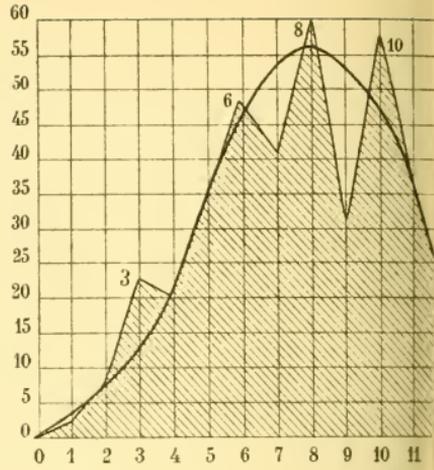
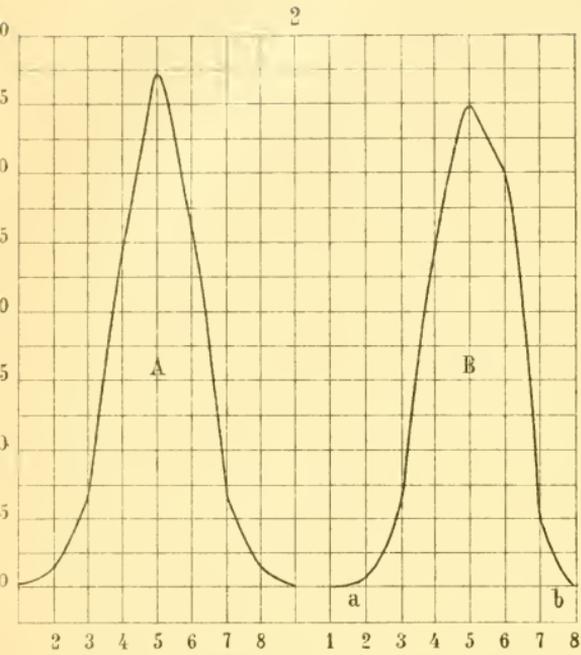
b. Durch andere eigenartige anatomische Merkmale fallen auf: *Aegialitis* einerseits, *Acantholimon* und *Goniolimon* andererseits. —

Beziehungen zu irgend einer anderen der hier behandelten Familien ergeben sich aus der Fruchtanatomie der *Plumbaginaceen* nicht.

### *Lentibulariaceae* (Taf. I, Fig. 9).

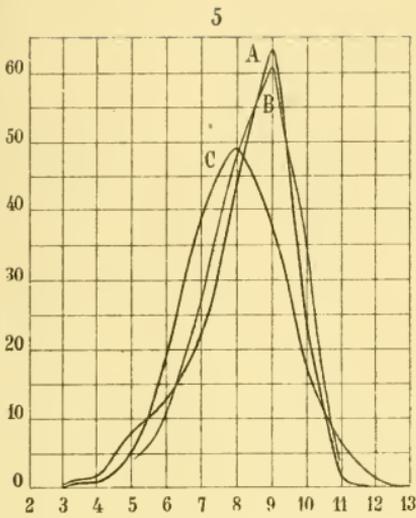
In den Kapseln von *Pinguicula* und *Genlisea* setzen sich mehrere innere Schichten, in den Schliessfrüchten von *Utricularia* setzt sich nur die innerste Schicht aus derbwandigen und verholzten Elementen zusammen.

Die Beschränkung derbwandiger und verholzter Elemente auf die innersten Fruchtschichten begegnet uns auch bei den *Scro-*



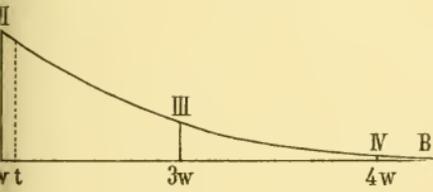
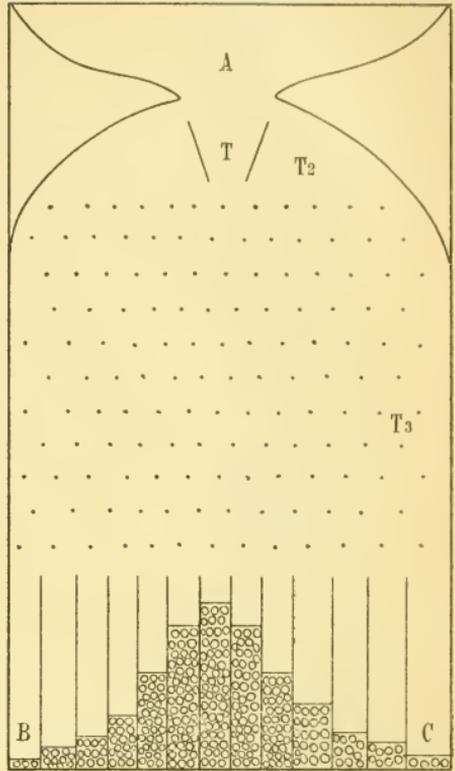


7

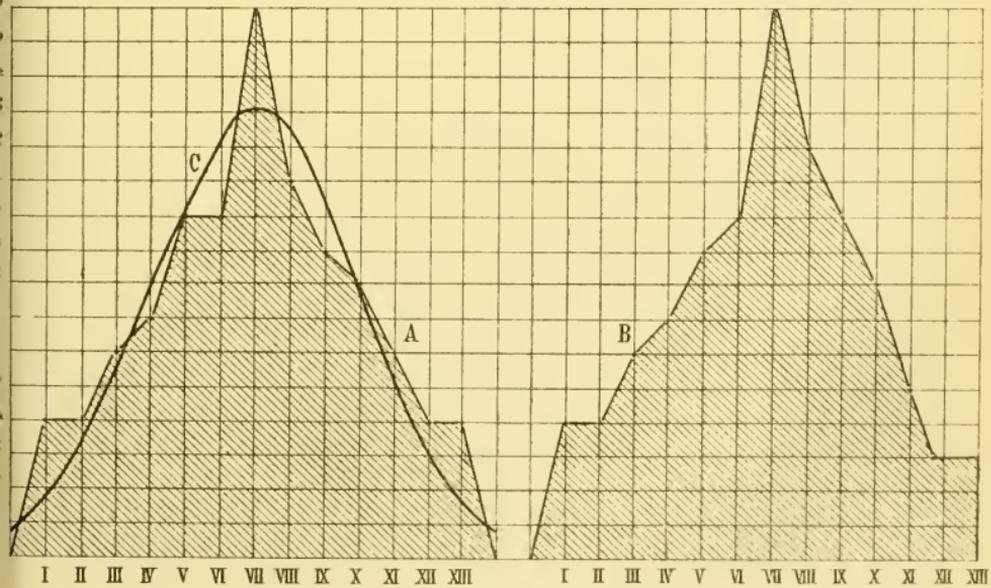


5

6



8



# ZOBODAT - [www.zobodat.at](http://www.zobodat.at)

Zoologisch-Botanische Datenbank/Zoological-Botanical Database

Digitale Literatur/Digital Literature

Zeitschrift/Journal: [Botanisches Centralblatt](#)

Jahr/Year: 1898

Band/Volume: [73](#)

Autor(en)/Author(s): Ludwig Friedrich

Artikel/Article: [Die pflanzlichen Variationscurven und die Gauss'sche Wahrscheinlichkeitscurve. \(Fortsetzung.\) 289-296](#)