

Koleopterologische Rundschau, Band 48 (1970)

## Biometrisch-analytische Untersuchung der Buprestidenarten *Lampra mirifica* MULS. und *Lampra dives* GULL.

( mit 10 Abbildungen )

Von KLAUS G.HELLRIGL, Bressanone

Manuskript eingelangt am 18.März 1970

Anlässlich einer "Revision der westpaläarktischen Arten der Buprestidengattung *Lampra* LAC." hatte ich mich auch eingehend mit dem Problem der spezifischen Trennung von *Lampra mirifica* MULS.(1855) und *Lampra dives* GULL.(1889) zu befassen. Diese beiden europäischen Arten finden sich nämlich in der Literatur und in den Sammlungen immer wieder miteinander verwechselt. Der Grund dafür ist weniger in morphologisch-diagnostischen Schwierigkeiten zu suchen, als vielmehr darin, daß man sich bis heute nicht darüber einig werden konnte, welche dieser beiden Arten mit der schon 1852 von Graf MANNERHEIM<sup>1)</sup> beschriebenen und daher prioritätsberechtigten *L.decipiens* zu identifizieren sei.

So wurde denn von den späteren Autoren abwechselnd entweder *mirifica* MULS. oder *dives* GULL. als Synonym zu *decipiens* MANNH. angesehen, wobei man Ende des vorigen Jahrhunderts vorwiegend zu ersteren - und wahrscheinlich richtigeren -, in neuerer Zeit hingegen mehr zur letzteren Ansicht neigte.

Vervollständigt wurde dieses nomenklatorische Chaos schließlich durch eine von HORION (1955, Faun. mitteleurop. Käfer, IV, p.18-20) vertretene Ansicht, wonach es sich bei *mirifica* MULS. und *dives* GULL. gar nicht um zwei verschiedene, sondern um ein und dieselbe Art, nämlich um die alte *decipiens* MANNH. handle. Damit wurde auch die einzige bisher gesicherte und allgemein anerkannte Tatsache, nämlich die einer guten morphologischen Differenzierung, in Zweifel gezogen.

Tatsächlich haben wir es aber hier nicht mit einer, sondern mit zwei guten Arten zu tun, die sich so klar trennen lassen, wie man sich das nur wünschen kann. Und das nicht nur rein morphologisch, sondern auch faunistisch und vor allem auch biologisch-ökologisch. Um weitere Verwechslungen in Zukunft zu vermeiden, habe ich daher vorgeschlagen, den zweideutigen Namen *decipiens* ganz aufzugeben und die beiden Arten mit den späteren, aber eindeutigen Namen *mirifica* MULS. und *dives* GULL. zu bezeichnen.

Während *L.mirifica* MULS. monophag an Ulmen brütet, lebt *dives* GULL. hingegen an Erlen, Salweiden und Birken. Das Verbreitungsgebiet von *mirifica* ist holomediterran bis holopontisch, jenes von *dives* mehr kontinental-europäisch. Morphologisch unterscheiden sich die beiden Arten folgendermaßen:

- Punktstreifen der Flügeldecken sehr tief, die Intervallstreifen gewölbt, zwischen den

---

1) MANNERHEIM, Bull. de la Soc. imp. Nat. Moscou, XXV, Nr. IV., p.280.

glatten schwarzen Relieffleckchen sehr grob und dicht punktiert. Schildchen grün bis blau, stark quer, fast viermal so breit wie lang, ohne vorspringendes Suturaleck. Stirn mit gut ausgeprägter, goldglänzender Erhabenheit. 4. Fühlerglied viel länger als das 3., gleich lang wie das 2. und 3. zusammen. Ausschnitt des Analsternites von je einem spitzen, dornenförmig langausgezogenen Zahn begrenzt (fig.3). Parameren mit breiter Spitze. Habitus langgestreckt, konvex . . . . . *dives* GUILLEBEAU (fig.1)

- Punktstreifen der Flügeldecken nicht sehr tief, die Intervallstreifen flach, zwischen den glatten Gitterfleckchen weniger grob und dicht punktiert. Schildchen schwarz, oft mit goldgrünem Schimmer, trapezförmig, zweieinhalb mal so breit wie lang, mit spitzen Hinterecken und vorspringendem Suturaleck. Stirn ohne ausgeprägte goldglänzende Erhabenheit. 4. Fühlerglied ungefähr gleichlang wie das 3., kürzer als das 2. und 3. zusammen. Ausschnitt des Analsternites von je einem spitzen, regelmäßigen Zahn begrenzt (fig.4). Parameren mit schmaler Spitze. Habitus breiter und flacher . . . . .  
. . . . . *mirifica* MULSANT (fig.2)

Obwohl die genannten Merkmale zur Unterscheidung der beiden Arten völlig ausreichen, schien es mir von Interesse, auch die etwas generischen Merkmale eines "langgestreckten Habitus" bei *dives* GUILL. und des "breiteren Habitus" bei *mirifica* MULS. näher zu untersuchen und durch eine biometrische Reihenanalyse zu überprüfen.

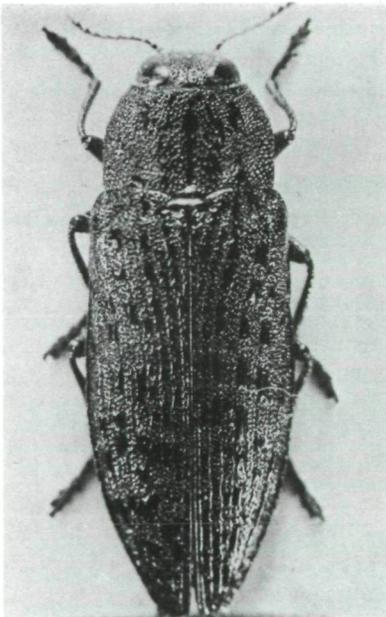


Fig.1: *Lampra dives* GUILLEBEAU ♂

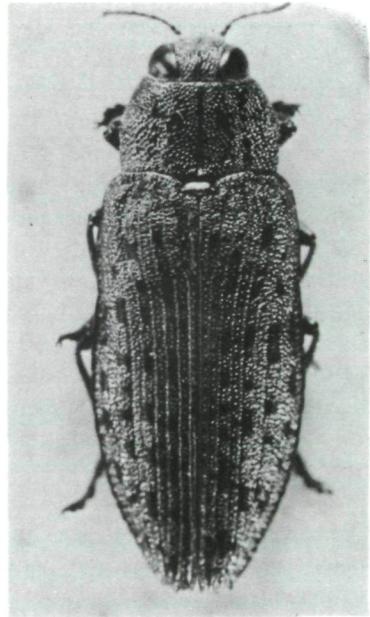


Fig.2: *Lampra mirifica* MULSANT ♂

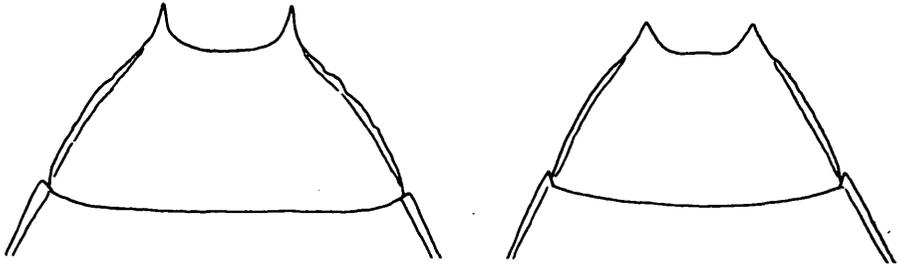


Fig. 3: Analsternit von *L. dives* GULL.♂ Fig. 4: Analsternit von *L. mirifica* MULS.♂

Außerdem sollte gezeigt werden, daß die Anwendung statistisch-mathematischer Methoden in der Taxonomie mitunter sehr interessante und aufschlußreiche Ergebnisse bringen kann, ohne dabei in die Spekulationen einer rein "numerischen Taxonomie", wie sie etwa SOKOL und seine Schule vertreten, zu verfallen. Auch stehen solche statistischen Erhebungen, bei denen es hauptsächlich darum geht, die wahrscheinlichen Grenzen natürlicher Verteilungen abzuschätzen, in vollem Einklang mit der modernen biologischen Artauffassung, die in Populationen denkt und eigentlich nur in der Variation etwas reales sieht, den genormten Typus hingegen als eine Abstraktion betrachtet. Hier wie dort sind Annahme und Vorhandensein einer Streuung geradezu *conditio sine qua non*! Ein Abgleiten in typologische Denkweise wird schon durch eine Fundamentalregel der Statistik verhindert, wonach die Anwendung statistischer Resultate auf einen Einzelfall unzulässig ist.

Für die vorliegende biometrische Untersuchung wurden nun zunächst die Längen und Breiten von 96 Exemplaren *L. mirifica* MULS.♂ (und zwar: 54 Zuchtexemplare aus Ulme sowie 7 Freilandtiere aus Brixen (Südtirol), 22 Ex. aus Wien-Niederösterreich, 8 Ex. aus Südfrankreich, 3 aus Berlin und 2 aus der CSR) sowie von 110 Exemplaren *L. dives* GULL. (davon 42 aus Österreich, 30 aus Südfrankreich, 29 aus Süddeutschland und 18 aus der CSR) vermessen.

Zum besseren Verständnis der bei der Untersuchung angewandten Methodik sei neben einigen einleitenden Hinweisen auf die zitierte Fachliteratur, insbesondere auf die übersichtliche Arbeit von HENGST (1967) verwiesen, dessen Ausführungen wir hier folgen.

#### A. METHODIK

Untersucht man eine größere Anzahl von gleichartigen Objekten auf ein bestimmtes Merkmal, wie etwa Länge oder Breite, so erkennt man, daß die einzelnen Beobachtungsgrößen einerseits unregelmäßigen Schwankungen unterworfen sind, andererseits sich die einzelnen Werte aber mehr oder weniger eng um einen Wert scharen, der besonders häufig auftritt. Abweichende Werte sind umso seltener, je weiter sie vom häufigsten Wert entfernt liegen. Die Einzelwerte sind als solche zwar unregelmäßig zufällig, verteilen sich über den möglichen Merkmalsbereich aber gesetzmäßig.

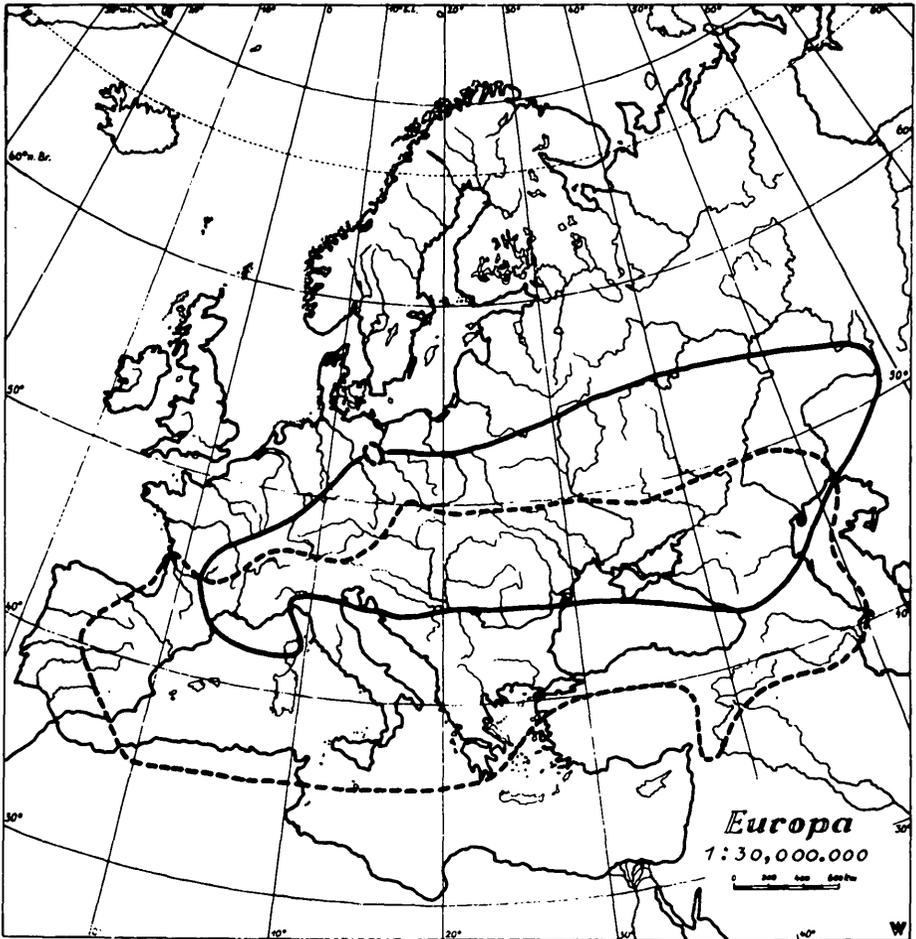


Fig.5: Verbreitungsreal von *Lampra mirifica* MULS. ( - - - - )  
und *Lampra dives* GUILL. ( ——— ).

Bei der Untersuchung statistischer Mengen oder Kollektive, d.h. einer Gesamtheit (Stichprobe) von unbestimmt vielen, durch ein gemeinsames Definitionsmerkmal wohlunterscheidbaren gleichartigen Objekten, kommt es darauf an, die zufälligen Schwankungen des Beobachtungsmerkmals, bzw. der Zufallsvariablen durch ihre Verteilungsfunktion zu beschreiben. Diese Funktion enthält nämlich alle Informationen über die Zufallsgröße, insbesondere legt sie die Gestalt der Verteilungskurve über ihren Wertevorrat fest.

Gestalt, Lage und Ausbreitung solcher Verteilungen liefern uns nun auf numerischem oder graphischem Wege die benötigten Informationen. Für viele praktische Probleme genügt es dabei, gewisse charakteristische Eigenschaften des Zahlenmaterials durch entsprechende Kennzahlen oder Parameter auszudrücken und durch sie die ganze Verteilung zu charakterisieren. Die beiden wichtigsten dieser Kerngrößen (Stich-

probenfunktionen) sind der Erwartungswert (Mittelwert) und die Varianz (Streuungsmaß).

Verteilungsgesetze und Parameter eines Kollektivs lassen sich oft nur mit großem Rechenaufwand darstellen, besonders wenn wir es mit statistischen Mengen (Verteilungen) zu tun haben, die als Folge mehrerer Haupteinflüsse nicht einheitlich sind, sondern Mischkollektive darstellen, bzw. wenn bei systematischen Einflüssen die Verteilungen nicht von Zufallsvariablen, sondern von zufälligen Funktionen gebildet werden. In der Praxis wird deshalb zur Beschreibung von Verteilungen sehr oft die zweckmäßige und zeitsparende graphische Methode der Häufigkeitsanalyse, wie sie von BECKEL und DAEVES entwickelt wurde, angewandt. Sie beruht auf der Verwendung des numerischen oder logarithmischen Wahrscheinlichkeitsnetzes (WN) und ist immer dann anwendbar, wenn wir normal- oder log-normalverteilte stetige Zufallsvariablen voraussetzen dürfen. Da die Normalverteilung bei genügend großem Stichprobenumfang außerdem als Grenzverteilung einer Reihe theoretischer Verteilungen, wie z. B. der Binomialverteilung und der Poisson-Verteilung fungiert, ist der Anwendungsbereich der graphischen Häufigkeitsanalyse in der Praxis noch beträchtlich erweitert. Auf Grund des Zentralen Grenzwertsatzes streben nämlich sowohl die Binomial- wie auch die Poisson-Verteilung mit wachsendem Stichprobenumfang  $n$  gegen Normalverteilungen.

Eine Zufallsvariable  $f$  heißt normalverteilt, wenn ihre Wahrscheinlichkeitsdichte  $f(x)$  der Gleichung

$$f(x) = \frac{1}{\sigma \cdot \sqrt{\pi}} \cdot e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} = N(\mu; \sigma)$$

genügt.

Normalverteilungen werden auch Gaussche Verteilungen genannt. Wie der Ausdruck  $N(\mu; \sigma)$  hervorhebt, hängt jede Normalverteilung von zwei Parametern  $\mu$  und  $\sigma$  ab.

Ihr Bild ähnelt dem Querschnitt einer Glocke (Abb. 6 a). Die Abszisse  $x = \mu - \sigma$  und  $x = \mu + \sigma$  der Wendepunkte  $W$  liegen symmetrisch zu  $x = \mu$ , der Abszisse des Maximums. " $\mu$ " ist der Mittelwert (Erwartungswert) der Zufallsvariablen, " $\sigma$ " ihre Standardabweichung (Streuung). Durch die Transformation

$$u_i = \frac{x_i - \mu}{\sigma} \quad \text{bzw.} \quad t_i = \frac{x_i - \bar{x}}{s}$$

läßt sich jede beliebige Normalverteilung auf eine solche mit dem Mittelwert 0 und der Streuung 1 zurückführen. Die Verteilung  $N(0, 1)$  bzw. die zugehörige Prozentsummenverteilung ist tabelliert.

Der Vorgang der Häufigkeitsanalyse ist nun denkbar einfach und wird in der Bio-

- 
- 2)  $\bar{x}$  ("x" quer), arithmetisches Mittel der  $x_i$   
 s... Schätzwert von  $\sigma$  auf Grund einer Stichprobe.

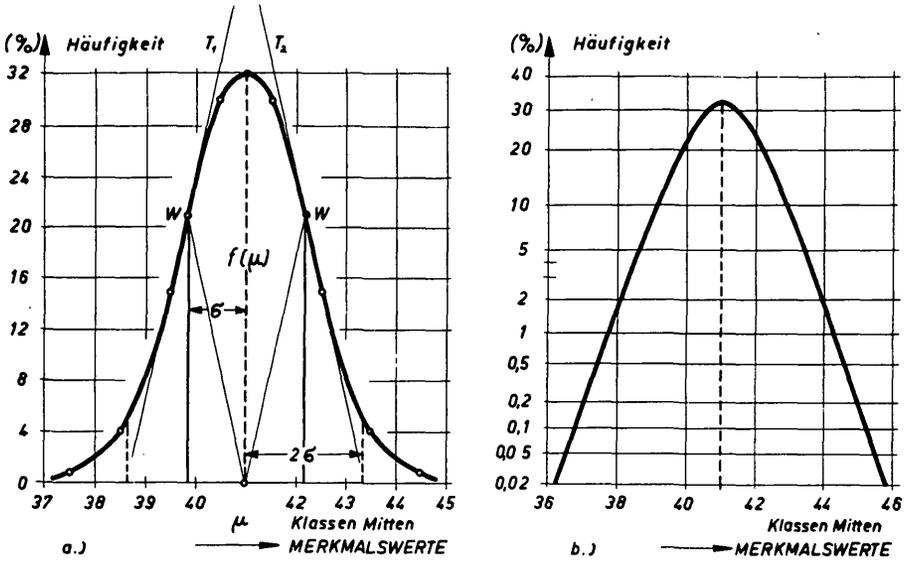


Abb.6 Häufigkeitskurve einer Normalverteilung im mm-Netz (a) und im WN (b).

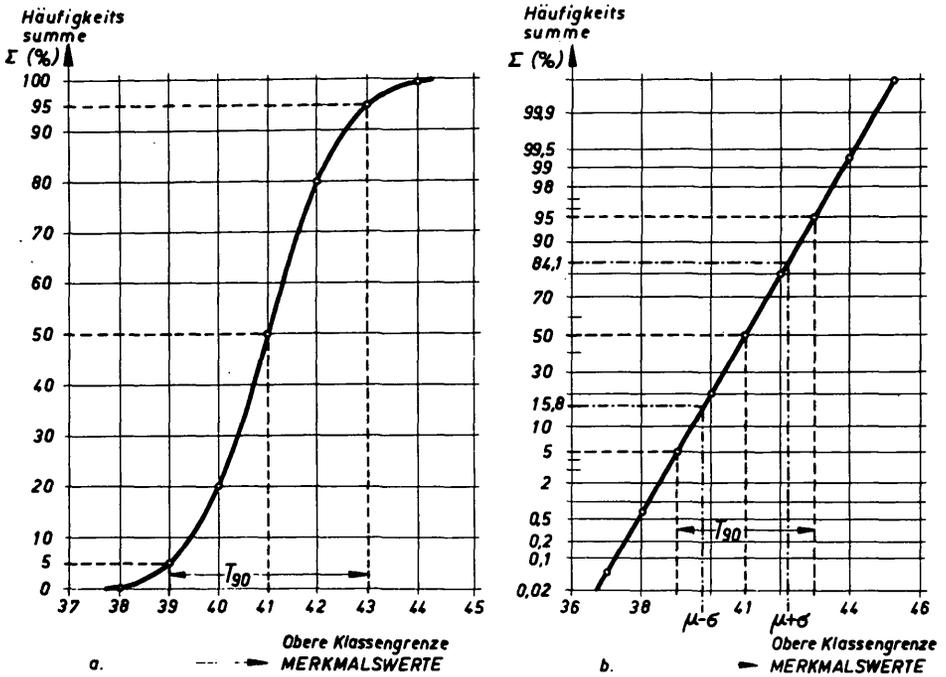


Abb.7: Prozentsummenkurve einer Normalverteilung im mm-Netz (a) und im WN (b).

logie und Medizin schon seit langem zur Prüfung von Reihen mit zahlreichen Einzelbeobachtungen angewandt. Er beruht auf einer sinnvollen Ausnutzung der Eigenschaften der Integralkurve zur G a u s s ' s c h e n Verteilungsfunktion. Während nämlich bei solchen Reihen die Darstellung der Häufigkeit in Form von Staffelnbildern (Abb. 10) oder Häufigkeitspolygonen mitunter recht unregelmäßige Bilder ergeben, aus denen sich die Gesetzmäßigkeiten ohne bedeutenden Rechenaufwand nur schwer erkennen lassen, zeigen die zugehörigen Summenpolygone (die ja nichts anderes als aufsummierte Häufigkeitsverteilungen sind) einen ziemlich glatten Verlauf, auf denen sich bei Geltung des G a u s s ' s c h e n Verteilungsgesetzes die Integralkurve unschwer ableiten läßt (Abb. 7a). Dies geschieht, wie schon angedeutet, am vorteilhaftesten durch eine Verzerrungsfunktion für die Ordinaten, indem nämlich die Werte der relativen Summenhäufigkeit nicht linear, sondern auf einer logarithmisch geteilten Achse aufgetragen werden, wodurch die S-förmige Summenkurve (Integralkurve) zu einer Geraden gestreckt wird (Abb. 7b).

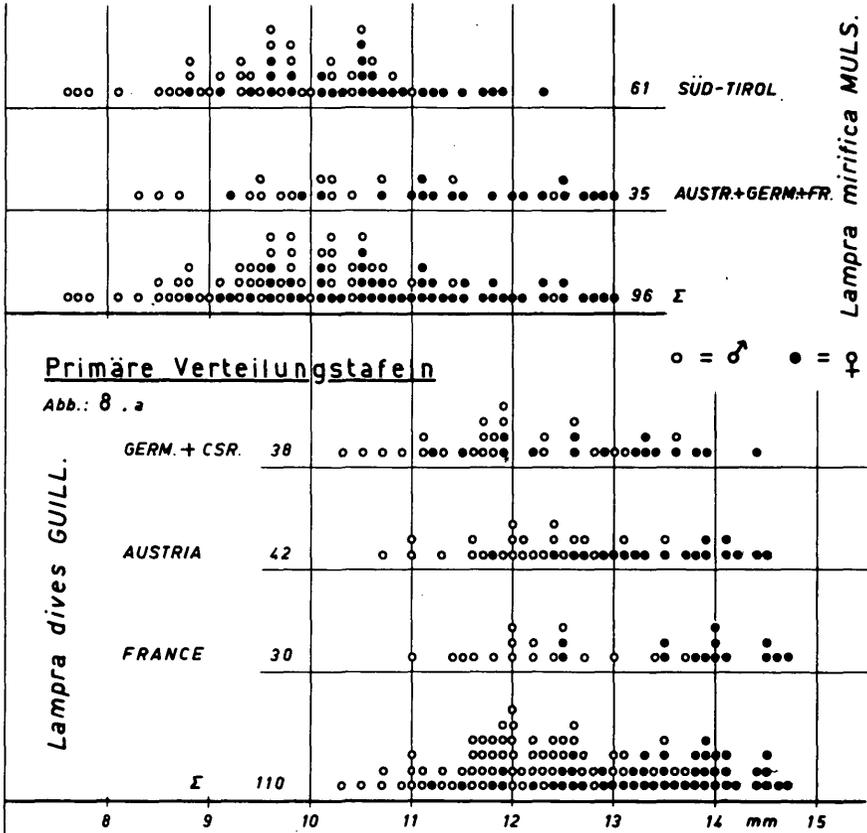
Zuerst werden die tabellarisch oder graphisch erfaßten Beobachtungsdaten in primären Verteilungstabellen geordnet. Durch Einteilen dieser Meßwerte in sogenannte Klassen, d. h. gleiche Intervalle von geeigneter Breite  $\Delta x$ , erhält man eine reduzierte Verteilungstafel. Innerhalb der einzelnen Klassen wird die Zahl der Beobachtungen  $n_i$  notiert und fortlaufend zur absoluten Summenhäufigkeit  $\sum n_i$  summiert. Die dabei entstehenden Werte werden zu relativen Häufigkeitswerten  $(\%)_i$  umgewandelt und die durch Aufsummieren erhaltene Prozentsumme  $\sum (\%)_i$  im Wahrscheinlichkeitsnetz aufgetragen. Das daraus entstehende gestreckte Polygon wird nun bestmöglich durch eine ausgleichende Gerade berichtigt, wobei zu beachten ist, daß ihre Lage wesentlich durch den mittleren Teil des gegebenen Polygons bestimmt wird und den wenigen Werten der Randgebiete nur geringes Gewicht beizumessen ist.

Diese Gerade bestimmt nun rasch und hinreichend genau die wichtigsten Kennzeichen für die zu prüfende Beobachtungsreihe. Ihr Mittelwert wird durch die 50% - Ordinate bestimmt. Die Ordinaten für 84,135% bzw. 15,865% schneiden auf ihr jene Punkte ab, die das obere bzw. untere Intervall der mittleren quadratischen Abweichung  $\sigma$  auf der X-Achse abgrenzen. Es umfaßt darin die Ordinatendifferenz jene 68,27% aller Beobachtungen, die bei Geltung des G a u s s ' s c h e n Verteilungsgesetzes innerhalb von  $\mu \pm \sigma$  liegen müssen. Zwischen  $\mu \pm 2\sigma$  liegen jeweils 95,45%, und zwischen  $\mu \pm 3\sigma$  jeweils 99,73% aller Werte.

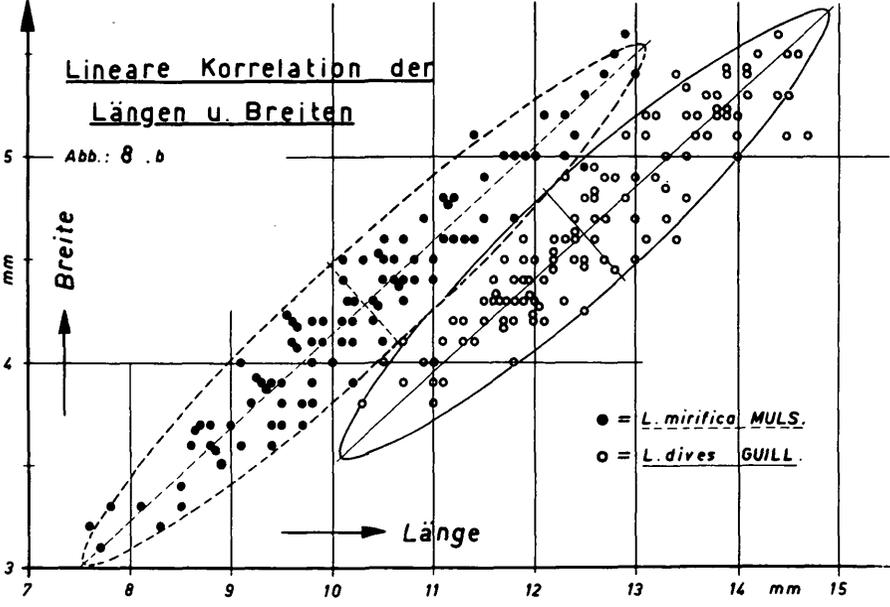
Ein weiterer wesentlicher Vorteil der Verwendung des Wahrscheinlichkeitsnetzes liegt darin, daß das Vorhandensein von systematischen Störungen und Einflüssen durch einseitige Abweichungen des Polygons von der ausgleichenden Geraden erkennbar ist, bzw. daß beim Vorliegen von Mischkollektiven die Kurve einen Wendepunkt aufweist.

Nach Bestimmung der mittleren Abweichung  $\sigma$  lassen sich alle wichtigen Größen ohne Schwierigkeiten bestimmen, womit dann die Verteilung hinreichend genau charakterisiert ist.

Nach diesen kurzen theoretischen Voraussetzungen wollen wir an die Untersuchung der beiden Arten *L. dives* GULL. und *L. mirifica* MULS. gehen.



*Lampra mirifica* MULS.



## B. ANALYSE

Die mit einer Meßgenauigkeit von 0,1 mm gemessenen Längen und Breiten wurden - getrennt für die 110 Ex. dives und die 96 Ex. mirifica - in einer primären Verteilungstafel graphisch aufgezeichnet (Abb. 8a). Schon die Darstellung der Wertpaare ( $x_i; y_i$ ) im kartesischen Netz veranschaulicht sehr eindrucksvoll, daß die lineare Korrelation von Länge und Breite für dives und mirifica verschieden ist und zwei völlig getrennte elliptische Punktwolken entstehen (Abb. 8b).

Bei der nun folgenden Einteilung in Klassen ergab sich für die 110 Exemplare von L. dives GULL. eine günstige Klassenbreite von 0,6 mm, also  $\Delta x = 6$ <sup>3)</sup>. Als Klassenanzahl wurde  $K = 8$  gewählt, was sowohl der Forderung von STRAUCH gut entspricht, wonach die maximale Klassenanzahl der Bedingung

$$K_{\max} = \frac{\log n}{\log 2} + 1 \quad \text{genügen soll}$$

(für  $n=110$  ergibt sich in unserem Fall  $K_{\max} = 6,78 + 1 \doteq 8$ ), als auch gut der Forderung von DAEVES-BECKEL, wonach auf den 90% aller Daten umfassenden Merkmalsbereich etwa 7 Klassen fallen sollen, wobei die Klasse mit dem größten Anteil etwa 20-25% aller Befunde enthält.

Mit Hilfe der Methode der "gleitenden Durchschnitte", bei der die optimale Klassenlage durch Verschieben einer durchsichtigen Schablone, auf der  $K+1$  Klassen von der gewählten Breite  $\Delta x$  eingezeichnet sind, festgestellt wird<sup>4)</sup>, wurde die Häufigkeitsverteilung der gemessenen Längen herausgearbeitet.

Klasse	Klassenmitte	Anzahl $n_1$	(%) <sub>1</sub>	$\Sigma n_1$	$\Sigma$ (%) <sub>1</sub>
]10,15- 10,75]	10,45	4	3,6	4	3,6
]10,75- 11,35]	11,05	9	8,2	13	11,8
]11,35- 11,95]	11,65	20	18,2	33	30,0
]11,95- 12,55]	12,25	23	20,9	56	50,9
]12,55- 13,15]	12,85	18	16,4	74	67,3
]13,15- 13,75]	13,45	15	13,6	89	80,9
]13,75- 14,35]	14,05	14	12,7	103	93,6
]14,35- 14,95]	14,65	7	6,4	110	100,0

3) Zu kleine Klassen lassen Zufallsschwankungen zu stark hervortreten, zu große und dementsprechend weniger Klassen verwischen aber unter Umständen auch kennzeichnende Schwankungen. Auf alle Fälle aber ist die Klassenbreite größer als der vermutliche Meßfehler zu wählen.

4) Diese scheinbar willkürliche Methode ist durchaus korrekt. Im Unterschied zum großen Einfluß der Klassenlage auf die Gestalt der primären Häufigkeitskurven ist hingegen ihr Einfluß auf die im WN dargestellten Summenpolygone nur gering; bei gleichbleibenden Kurvenbildern werden hierbei die Kurven nur durch andere Punkte bestimmt. Diese Möglichkeit kann sogar mit Vorteil dazu ausgenutzt werden, mit Hilfe einer variierten Verteilungstafel im kritischen Kurvenbereich zusätzliche Konstruktionspunkte zu erhalten.

Wie aus Abb.9 ersichtlich, ergibt die Darstellung der Prozentsumme für die Längen n von dives GULL. im WN anstatt einer Geraden eine Kurve mit einem Wendepunkt. Daraus wird deutlich, daß wir es mit einer mehrgipfeligen Verteilung und somit mit einem Mischkollektiv zu tun haben. Tatsächlich zeigt schon ein Blick auf die Urliste (Abb. 8a), daß die  $\sigma\sigma$  (o) kleiner sind als die  $\varphi\varphi$  (●). Da unter den 110 Exemplaren der  $\sigma\sigma$  - Anteil mit 55,5 % klar überwog, ist außerdem das Teilkollektiv der  $\varphi\varphi$  schwächer ausgeprägt. Außerdem ist bei beiden Teilkollektiven eine gewisse Asymmetrie festzustellen. Diese beruht auf einem systematischen Einfluß, der offenbar darauf zurückzuführen ist, daß von Gegend zu Gegend ein gewisser Trend in der Größe der Tiere vorhanden ist.

In Kenntnis und unter Berücksichtigung dieser Umstände wurde nun das Mischkollektiv trotzdem durch eine Gerade  $ss_1$  ausgeglichen<sup>5)</sup>, die uns einen hinreichend genauen Überblick über die Art dives GULL. als Ganzes und damit eine einfache, aber anschauliche Vergleichsmöglichkeit mit der auf ähnliche Weise reduzierten L. mirifica MULS. - Verteilung gibt.

Für die Breite der Imagines von L. dives GULL. ergab sich folgende Verteilung ( $\Delta x = 3$ )

Klasse	Klassenmitte	$n_1$	(%) <sub>1</sub>	$\sum n_1$	$\sum$ (%) <sub>1</sub>
] 3,65 - 3,95]	3,8	5	4,5	5	4,5
] 3,95 - 4,25]	4,1	17	15,5	22	20,0
] 4,25 - 4,55]	4,4	29	26,4	51	46,4
] 4,55 - 4,85]	4,7	19	17,3	70	63,7
] 4,85 - 5,15]	5,0	16	14,5	86	78,2
] 5,15 - 5,45]	5,3	20	18,2	106	96,4
] 5,45 - 5,75]	5,6	4	3,6	110	100,0

Auch hier zeigt sich der Einfluß des Mischkollektivs wieder deutlich.

Bei der Untersuchung der Verteilung von L. mirifica MULS. zeigte sich ebenfalls schon in der primären graphischen Verteilungstafel (Abb. 8), daß die  $\sigma\sigma$  kleiner sind als die  $\varphi\varphi$ . Was den geographischen Trend in den Größen der Tiere betrifft, so ist dieser noch ausgeprägter bei mirifica MULS. wie bei der vorigen Art. Unter bewußter Beibehaltung derselben Klassenbreite von  $\Delta x = 6$  wie bei dives GULL., ergab sich für mirifica MULS. bei einer Klassenzahl von  $K = 10$  folgende Verteilung der Längen.

5) Dieses Vorgehen ist durchaus zulässig, da auch die Verteilungen von Stichprobenmittelwerten aus asymmetrischen sowie aus mehrgipfeligen Verteilungen mit wachsendem n auf Grund des Zentralen Grenzwertsatzes gegen die Normalverteilung  $N(\mu; \sigma/\sqrt{n})$  streben.

6) Die Bezeichnung der Klassengrenzen erfolgt korrekt als halboffene Intervalle: ]a - b] d. h. über a bis einschließlich b (MESCHKOWSKY, 1966).

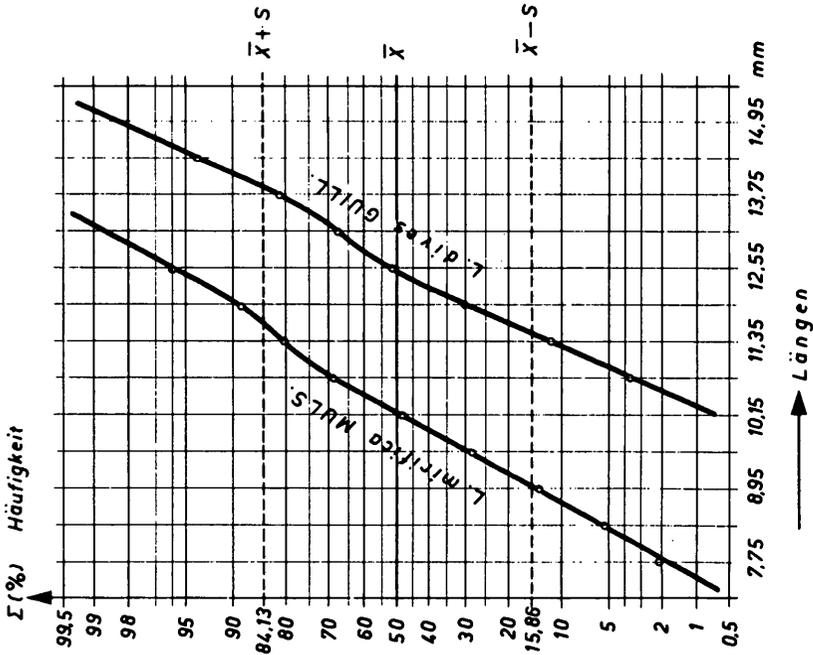
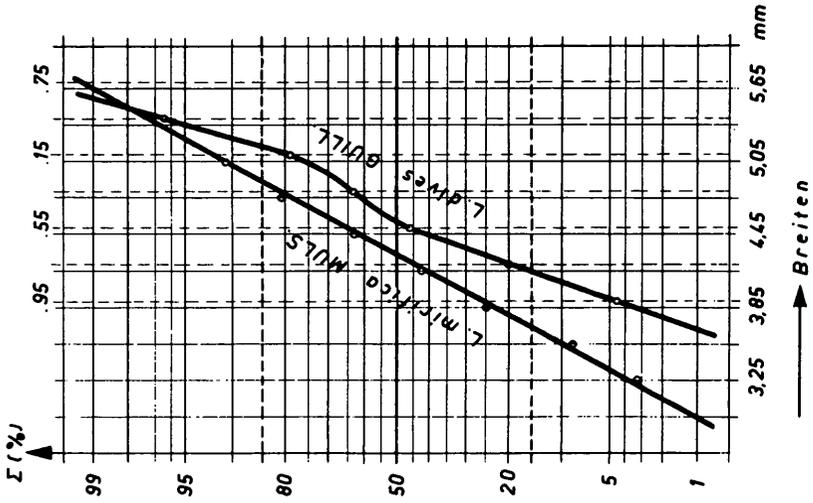


Abb. 9 Prozentsummenkurven für die Verteilungen der Längen und Breiten von *L. mirifica* MULS. und *L. dives* GULL. im log. Wahrscheinlichkeits-Netz.

Klasse	Klassenmitte	$n_i$	$(\%)_i$	$\Sigma n_i$	$\Sigma(\%)_i$
] 7,15 - 7,75]	7,45	2	2,1	2	2,1
] 7,75 - 8,35]	8,05	3	3,1	5	5,2
] 8,35 - 8,95]	8,65	9	9,4	14	14,6
] 8,95 - 9,55]	9,25	13	13,5	27	28,1
] 9,55 - 10,15]	9,85	19	19,8	46	47,9
] 10,15 - 10,75]	10,45	20	20,8	66	68,7
] 10,75 - 11,35]	11,05	11	11,5	77	80,2
] 11,35 - 11,95]	11,65	8	8,3	85	88,5
] 11,95 - 12,55]	12,25	7	7,3	92	95,8
] 12,55 - 13,15]	12,85	4	4,2	96	100,0

Für die Breiten der 96 untersuchten Imagines von *mirifica* MULS. ergab sich folgende Verteilung ( $\Delta x = 3$ ).

Klasse	Klassenmitte	$n_i$	$(\%)_i$	$\Sigma n_i$	$\Sigma(\%)_i$
] 2,95 - 3,25]	3,1	3	3,1	3	3,1
] 3,25 - 3,55]	3,4	5	5,2	8	8,3
] 3,55 - 3,85]	3,7	16	16,7	24	25,0
] 3,85 - 4,15]	4,0	17	17,7	41	42,7
] 4,15 - 4,45]	4,3	20	20,8	61	63,5
] 4,45 - 4,75]	4,6	16	16,7	77	80,2
] 4,75 - 5,05]	4,9	10	10,4	87	90,6
] 5,05 - 5,35]	5,2	5	5,2	92	95,8
] 5,35 - 5,65]	5,5	4	4,2	96	100,0

Ein Vergleich der erhaltenen Kurven erbringt den klaren Beweis, daß es sich bei *L. ampdiva* GULL. und *L. mirifica* MULS. eindeutig um verschiedene Arten handelt. Bei beiden Arten setzen sich die Verteilungen aus normalverteilten Partialkollektiven zusammen, die davon herrühren, daß einmal die ♀♀ größer und breiter sind als die ♂♂, und zum anderen auch bei gleichbleibendem arkonstanten Längen: Breiten-Verhältnis lokale Unterschiede in der Größe der Tiere auftreten.

Während die Längen bei *dives* GULL. normal um den Mittelwert  $\bar{x} = 12,6$  mm mit einer Streuung  $S = \pm 1,15$  mm, d.h. also nach  $N_d(12,6; 1,15)$  verteilt sind, ergibt sich für *mirifica* MULS. eine Verteilung von  $N_m(10,3; 1,35)$ .

Die Spannweite (range), d.h. die Differenz zwischen dem kleinsten und größten beobachteten Wert beträgt für die Längen von *dives*  $14,7 - 10,3 = 4,4$  mm, für *mirifica* hingegen  $13,0 - 7,6 = 5,4$  mm. Dieser Streubereich entspricht ziemlich genau den Zwei-Sigma-Grenzen mit einem Wertevorrat von 95,45 %.

Die Grundspanne  $T_{90}$ , die man durch Aussondern der untersten und obersten 5% der Beobachtungsreihe erhält, beträgt für dives 14,4 - 10,9 = 3,5 mm und für mirifica 12,35 - 8,25 = 4,1 mm.

Die Breiten verteilen sich bei dives GULL. nach  $N_d$  (4,6; 0,48) und bei mirifica MULS. nach  $N_m$  (4,3; 0,58).

Wie man sieht, ist das Längen : Breiten-Verhältnis bei beiden Arten grundverschieden. Während der L : B-Quotient bei dives im Idealfall bei 2,7 liegt (mit einer unteren bzw. oberen Grenze von 2,5 - 2,9), beträgt er bei mirifica nur 2,4 (mit den Grenzen 2,2 - 2,6). Damit finden wir den "breiteren Habitus" der mirifica durch die statistische Analyse voll bestätigt.

Analog läßt sich die stärker zylindrische Körperform von dives GULL. nachweisen. Nach meinen Untersuchungen beträgt der Quotient Breite : Höhe bei dives im Mittel nur 1,4 mit Extremwerten von 1,25 bis 1,55, bei mirifica hingegen 1,7 mit Extremen von 1,5 bis 1,9.

Bei all diesen Beobachtungen kann man feststellen, daß die Streuungen bei mirifica größer sind. Überhaupt ist diese Art viel variabler als dives GULL. und neigt abgesehen von verschiedenen gut ausgeprägten großgeographischen Rassen auch stark zu lokaler Morphenbildung.

Aus diesem Grunde schien es nicht uninteressant, die biometrischen Verhältnisse einer solchen einzelnen Population im Hinblick auf ihre Stellung innerhalb der Gesamtheit einer gesonderten Überprüfung zu unterziehen. Es wurde daher das Teilkollektiv der 61 mirifica-Exemplare aus Brixen, das rein statistisch gesehen eine Klumpenstichprobe darstellt (darunter versteht PFANZAGL eine repräsentative Elementengruppe, von der nicht Einzelstichproben, sondern alle Elemente berücksichtigt werden), noch einmal getrennt untersucht. Die Ergebnisse für die Längen sind aus der graph. Darstellung von Abb. 8a ersichtlich. Was nun die Breiten anbelangt, so ergab sich hier ein zusätzlicher Aspekt. Die untersuchten Tiere waren nämlich zum Großteil durch Zucht aus Ulmenrinden und Ulmenklaftern erhalten worden. Zwar befanden sich die Larven zum Zeitpunkt der Eintragung schon durchwegs verpuppungsreif in den Puppenwiegen, so daß die Größe der schon nach wenigen Wochen später geschlüpften Käfer durchaus als natürlich bedingt und normal angesehen werden konnte. Dennoch schien es angebracht zu überprüfen, wie weit die Größe dieser Zuchtexemplare mit der Größe von echten Freiland-Tieren übereinstimmte. Als relativ leicht realisierbare Möglichkeit bot sich hier ein Vergleich der Breiten der Imagines mit den Breiten ihrer Ausfluglöcher an! Zu diesem Zwecke wurden an befallenen, lebenden Ulmen in Brixen 180 frische Ausfluglöcher von mirifica MULS. vermessen. Tatsächlich deckte sich die daraus abgeleitete Verteilung geradezu ideal mit den an den 61 untersuchten Exemplaren beobachteten Werten (Abb. 10). Die Ergebnisse sind durch die folgende Verteilung charakterisiert:

Breiten von 61 Imagines :

X	$n_1$	$(\%)_1$	$\sum n_1$	$\sum (\%)_1$
3,1	2	3,3	2	3,3
3,4	4	6,5	6	9,8
3,7	11	18,1	17	27,9
4,0	13	21,3	30	49,2
4,3	16	26,2	46	75,4
4,6	9	14,7	55	90,1
4,9	5	8,2	60	98,3
5,2	1	1,7	61	100,0

Breiten von 180 Fluglöchern :

X	$n_1$	$(\%)_1$	$\sum n_1$	$\sum (\%)_1$
3,0	2	1,1	2	1,1
3,3	10	5,6	12	6,7
3,6	23	12,8	35	19,5
3,9	44	24,4	79	43,9
4,2	48	26,7	127	70,6
4,5	31	17,2	158	87,8
4,8	14	7,8	172	95,6
5,1	8	4,4	180	100

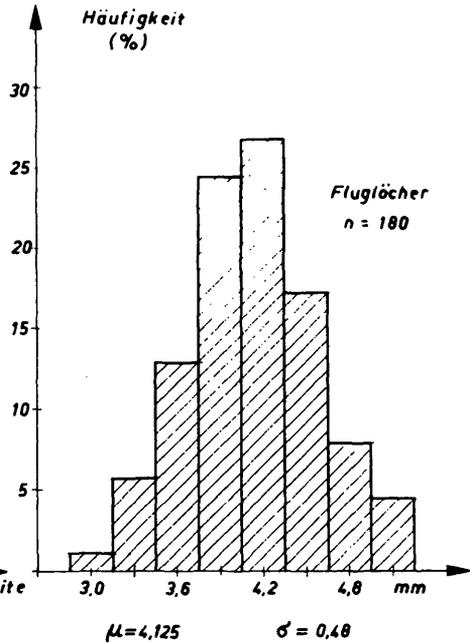
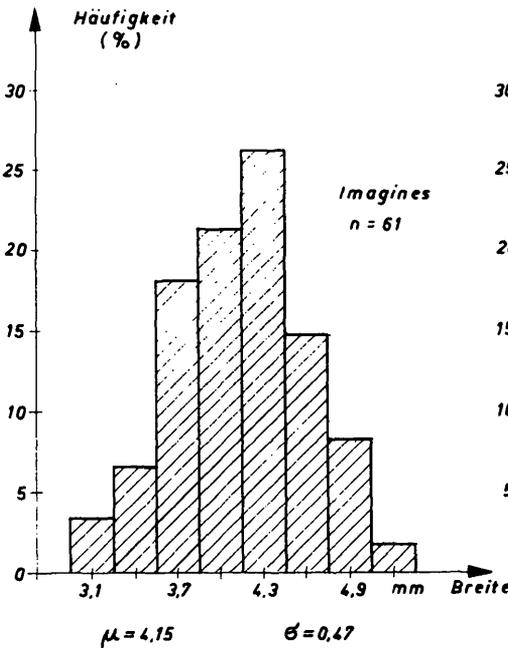


Abb.10: Häufigkeitskurven für die Breiten einer mirifica - Population: Breiten der Imagines (links) und Fluglöcherbreiten (rechts)

## Literaturnachweis

ACKERL, F., 1956, Fehlerrechnung und Ausgleichsrechnung; in: Geodäsie u. Photogr. II; Fromme & Co. - Wien. - DAEVES, K. und BECKEL, A., 1958, Großzahl-Methodik und Häufigkeitsanalyse. - Weinheim-Berlin. - EVERS, A., 1965, Das Prinzip der Allometrie und Möglichkeiten seiner Anwendung in der Entomologie. Entom. Bl., Bd. 61/1, Krefeld. - GINSBURG, I., 1938: Arithmetical definition of the species, subspecies and race concept. Zoologica 23:253-286. - HENGST, M., 1967, Einführung in die Mathematische Statistik und ihre Anwendung. Hochschultaschenb. Bd. 42/42a, Bibliograph. Inst. - Mannheim. - HUGERSHOFF, R., 1940, Ausgleichsrechnung, Kollektivmaßlehre und Korrelationsrechnung. Sammlung Wichmann, Bd. 10, Berlin. - KOLLER, S., 1953, Graphische Tafeln zur Beurteilung statistischer Zahlen. - Darmstadt. - LINDER, A., 1951, Statistische Methoden für Naturwissenschaftler, Mediziner und Ingenieure. Birkhäuser, Basel. - MAYR, E., 1967, Artbegriff und Evolution. P. Parey-Hamburg. - PFANZAGL, J., 1962, Allgemeine Methodenlehre der Statistik, I., Göschen Bd. 746, Berlin. - PRODAN, M., 1961, Forstliche Biometrie. BLV-München. - SOKAL, R. R., 1960, Die Grundlagen der numerischen Taxonomie. Verhandl. XI. Int. Kongr. Entomol., I., p. 7-11, Wien. - SOKAL, R. R. & C. D. MICHENER, 1958, A Statistical Method for Evaluating Systematic Relationships. Univ. Kansas Sci. Bull. 38, p. 1409-1438.

Anschrift des Verfassers: Dipl. Ing. Klaus G. Hellrigl,  
Rienzdamm 38,  
Bressanone (Bolz.) - Italien

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

Zoologisch-Botanische Datenbank/Zoological-Botanical Database

Digitale Literatur/Digital Literature

Zeitschrift/Journal: [Koleopterologische Rundschau](#)

Jahr/Year: 1970

Band/Volume: [48\\_1970](#)

Autor(en)/Author(s): Hellrigl Klaus G.

Artikel/Article: [Biometrisch-analytische Untersuchung der Buprestidenarten \*Lampra mirifica\* Muls. und \*Lampra dives\* Guill. 35-49](#)